

勞 動 經 濟 論 集
第21卷(2), 1998, 12, pp.163~194
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

離職(Job Separation)의 原因과 行態에 관한 研究：企業規模別 分析*

琴 在 昊·趙 俊 模**

< 目 次 >

I. 序 論	IV. 實證分析의 結果
II. 離職의 理論的 背景	V. 政策 含意
III. 資料의 性格과 內容	

I. 序 論

외환위기로 인하여 국제통화기금(IMF)의 구제금융을 받게 된 이후, 우리나라는 1기 노사정위원회의 합의에 따라 경영상 이유에 의한 고용조정 유보조항을 삭제하고 기업의 고용조정을 허용하게 되었다. 고용조정의 허용과 극도로 악화된 경기침체로 인하여 실업률은 1998년 8월 현재 7.4%(1,651천명)로 급격하게 상승하였으며 앞으로도 상당 기간 동안 높은 실업률이 지속될 것으로 보인다.

이러한 상황에서 실업의 현상과 문제점들을 보다 본질적으로 파악하여야 할 필요성

* 한국노동경제학회 학술세미나에서 세심한 논평을 해주신 윤정열 교수, 유기철 교수, 원창희 박사와 의 명의 심사자들에게 감사의 뜻을 전한다.

** 금재호=한국노동연구원 연구위원, 조준모=송실대학교 경상대학 경제국제통상학부 교수.

이 증대되고 있으며 이직자들의 재취업 촉진을 위한 정책의 모색도 피상적인 현상과악이나 임시변통적 정책제안보다는 이직의 원인과 현상에 대한 깊이 있는 분석에 배경을 두어야 할 것이다. 고용보험제도의 확충이나 실업급여 기간의 변동, 고용보험요율의 조정 등과 같은 정책들은 그 정책효과가 지속적이고 장기적일 뿐만 아니라 경우에 따라서는 실업 해소를 위한 정책이 오히려 실업기간을 장기화하고 고실업을 정착시키는 데 일조하는 역작용의 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 실업문제의 완화를 위한 정책개발의 필요성이 증대될수록 실업의 원인과 실업자들의 행태, 근로자들의 노동시장 이동과정 등에 관한 깊이 있는 연구결과의 중요성이 커진다.

이직의 원인과 경제적 효율성에 대한 이론적 논의로부터 출발한 본고에서는 1997년 9월 한국노동연구원이 실시한 「고용보험 상실자들의 재취업 경로조사」의 자료를 사용하여 이직자들의 행태 및 특성을 실증분석하고 있다. 이직자들을 기업규모별·이직사유별로 분류하여 이직이 발생하는 원인을 파악하고 개인적 특성에 따른 이직확률을 계산하여 우리나라에서 이직이라는 현상이 어떤 의미를 지니는지를 이해하도록 하였다. 또한 이직 전 직장과 이직 후 새로운 직장에서의 임금자료를 이용하여 근속연수, 연령, 학력 등 개인의 생산성 시그널(signal)들이 임금결정에 미치는 영향을 분석하고 있다.

특히 그동안 대기업을 중심으로 진행되어 왔던 노동시장 유연성 논의에 기업규모별 차별성을 더하기 위해 중소기업과 대기업 간의 어떤 차이가 있는지를 규명하는 데 초점을 두었다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 이직의 이론적 배경을 서술하였다. 고용조정의 금지가 노동시장의 효율성에 미치는 영향에 대한 논의와 함께 자발적 이직 및 비자발적 해고의 이론적 메커니즘을 분석하고 이직수당의 효율성 제고 효과 및 고용유지를 위한 정책적 방안들에 대하여 설명하고 있다. 제 III 장에서는 사용된 자료의 성격을 연령, 학력, 성별 등의 개인 특성을 중심으로 분석하였으며, 제 IV 장에서는 회귀분석 등 통계적 기법을 이용하여 이직원인 및 내용에 대하여 심층분석하였다. 마지막으로 제 V 장에서는 실증분석 결과로부터 얻을 수 있는 정책적 제언을 논의하고 있다.

II. 離職의 理論的 背景

1. 이직의 효율성

통상적으로 근로계약의 체결 초기에는 근로자의 생산성과 의중임금에 관하여 기업과 근로자 쌍방이 대칭적인 무지(symmetric ignorance) 상태에 있다가 근로기간이 증가함에 따라 기업은 근로자의 생산성에 관하여, 근로자는 자신의 의중임금에 관하여 보다 정확한 정보를 얻게 된다. Hall과 Lazear(1984)는 이러한 비대칭적 정보(asymmetric information) 때문에 사전적으로 체결된 근로계약은 어느 정도의 비효율성을 안고 있으며 불황기에는 필요 이상의 과다해고를, 호황기에는 과도한 자발적 이직의 오버슈팅(overshooting)이 발생한다고 주장한다.

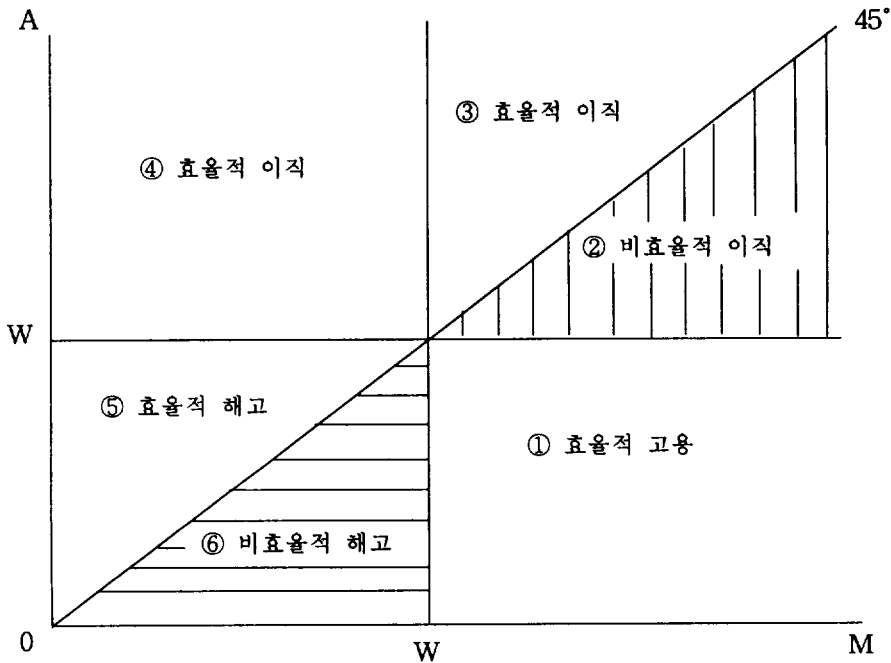
구체적으로 M은 기업내 근로자의 생산성, A는 근로자의 의중임금(reservation wage), W는 근로계약에 따라 사전적으로 결정된 임금이라고 정의하자. 이때 [그림 1]에서 45°선은 기업내 근로자의 생산성(M)과 의중임금(A)이 일치하는 선으로 45°선 아래 부분에서는 생산성이 의중임금보다 크고($M > A$), 45°선 위 부분에서는 생산성이 의중임금보다 낮다($M < A$). 여기에서 근로자의 생산성(M), 의중임금(A), 그리고 임금(W)과의 관계에 따라 다음의 여섯 가지 경우가 발생한다.

- ① $M > W > A$: 근로자와 기업 모두가 만족하고 생산성이 의중임금보다 높아 사회적으로도 효율적인 고용의 상태
- ② $M > A > W$: 기업은 만족하지만 근로자의 의중임금이 임금보다 높기 때문에 근로자가 자발적으로 이직하고 생산성이 의중임금보다 높아 사회적으로 비효율적인 이직의 상태
- ③ $A > M > W$: ②의 경우처럼 근로자는 자발적으로 이직하지만 의중임금이 생산성보다 높아 사회적으로 효율적인 이직의 상태
- ④ $A > W > M$: 근로자와 기업 모두가 불만족스러워 근로자가 이직하는 효율적 이직의 상태
- ⑤ $W > A > M$: 임금이 의중임금보다 높아 근로자는 계속 근무하기를 원하나 임금보다 생산성이 낮아 기업은 근로자를 해고하는 효율적 해고의 상태

⑥ $W > M > A$: ⑤와 마찬가지로 기업은 근로자를 해고하지만 생산성이 의중임금보다 높아 사회적으로는 비효율적인 해고의 상태

[그림 1]의 빗금친 부분에서는 생산성(M)이 근로자의 의중임금(A)보다 높아 현재의 기업에서 고용관계를 지속하는 것이 사회적으로는 바람직하나 경직적인 근로계약으로 인하여 생산성이 의중임금보다 높음에도 불구하고 근로자를 해고시키는 비효율적 해고와 근로자 스스로 그만두는 비효율적 이직이 발생하게 된다.

(그림 1) 이직과 해고의 효율성



2. 이직수당의 효율성 제고 효과

완전정보의 가정하에서는 정리해고가 금지되어 있어도 기업이 임금보다 낮은 생산성을 보이는 근로자만을 선별하여 이직수당을 제공함으로써 자발적 이직을 유도한다면 Becker, Landes와 Michael(1977)이 주장하는 경제적 효율성이 달성될 수 있다.

완전정보의 가정과 고용조정이 금지되어 있는 상황에서 이직수당의 제공이 경제적 효율성을 증대시킬 수 있다는 점은 다음과 같은 단순한 모형을 통하여 쉽게 이해될 수

있다. W 를 한 기업에서 근로자가 받는 임금이라 정의하고, M 을 근로자의 생산성, A 를 근로자의 의중임금이라고 정의하자. 완전경쟁의 시장구조 아래에서는 $W=M=A$ 가 된다. 만일 $W>A>M$ 이고 고용조정이 금지되어 있다면 의중임금이 노동생산성보다 크기 때문에 ($A>M$) 노동력의 비효율적 배분이 이루어지고 있다. 이때 기업이 임금과 의중임금과의 차이만큼 이직수당($R=W-A$)을 근로자에게 제공하여 이직을 권유하면 근로자는 이직할 동기를 갖게 된다. 또한 $R<W-M$ 이기 때문에 이직수당을 제공하는 것이 기업의 입장에서 유리하다. 따라서 이직수당 제공을 통하여 자발적 이직을 유인하는 기업의 정책은 경제적 효율성을 증대시킬 수 있다는 것을 보여준다.

3. 불황시 이직의 효율성과 고용유지정책의 효과

가. 경기불황이 이직에 미치는 영향

현재 우리나라는 심각한 경기불황 및 구조조정에 따라 대대적인 離職이 진행되고 있지만 이러한 이직의 경제적 효율성에 관한 논의는 매우 미흡한 실정이다.¹⁾

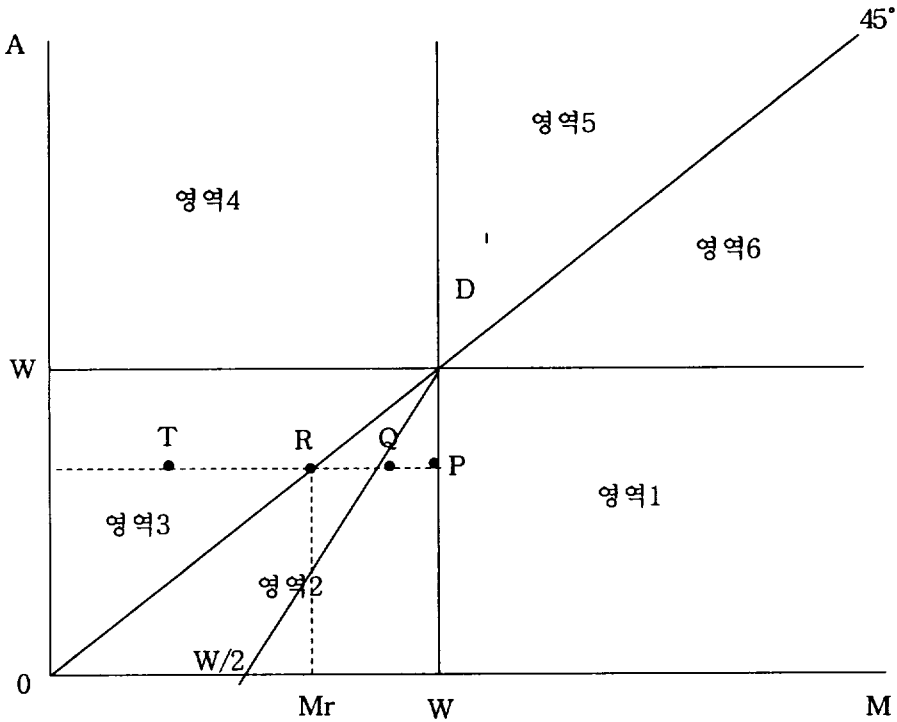
산출물 가격의 감소로 노동의 한계생산물이 감소하게 되면 [그림 2]의 「영역 1(효율적 고용)」에서 「영역 2(해고)」로 진입하게 된다. Hall과 Lazear(1984)는 이러한 상황이 벌어지는 원인으로 노동계약 체결 당시의 사전정보 부족과 계약의 경직성을 든다.

이는 기업이 기업특수 인적자본(firm specific human capital)에 투자하는 경우에도 발생할 수 있다. 즉, 생산성이 의중임금보다 크다는 것은 기업특수 인적자본이 축적된 이후 생산성이 의중임금을 초월한다는 것을 의미하고 생산성이 임금보다 큰 현상은 기업특수 인적자본에 대한 투자비용과 수익을 분배하는 데서 나타날 수 있다. 이 경우 기업특수 인적자본의 투자를 받은 근로자는 「영역 1」에 해당되어 효율적인 고용관계가 유지된다. 그러나 기업특수 인적자본의 투자효과에 대한 불확실성이 존재하고 생산성 증가분이 임금에 비하여 낮은 근로자도 발생하게 된다. 이러한 근로자의 경우는 $W>M>A$ 로 「영역 2」에 해당된다.

또한 초기에는 「영역 1」에 있다가 경기불황 등에 따라 기업 수익성이 악화되면 근로자의 생산성이 하락하고 「영역 2」로 이동하는 경우도 발생한다. 「영역 2」에서는 $W>M>A$ 로 임금이 생산성보다 높아 기업의 입장에서 근로자를 정리해고하고 싶어하나, 생산성이 의중임금보다 높기 때문에 사회적으로 바람직하지 않는 해고가 발생하게

1) 노동이동에 관한 우리나라 연구의 주된 초점은 산업간 혹은 중소기업·대기업 간의 노동이동이었다.

(그림 2) 경기불황시 이직의 효율성



된다. 이러한 경우 고용조정은 자제되어야 하며 근로시간 조정이나 임금삭감 등의 방법을 통하여 임금을 생산성수준까지 삭감할 수 있다면 비효율적인 해고를 막을 수 있다.²⁾

그러나 「영역 3」에서는 $W > A > M$ 으로 의중임금이 생산성보다 높기 때문에 비효율적인 고용을 지속하고 있는 것이다.

효율적 해고의 「영역 3」에 속한 기업은 크게 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 한 가지는 노동의 한계수익체감 법칙이 적용되는 기업이다. 이는 고용조정을 통한 노동생산성 증대를 피하며 조직의 효율성을 도모하여 노동생산성 증대효과를 기대할 수 있다. 또 다른 기업의 형태는 저부가가치 산업에 속하여 부분적인 고용조정으로는 미흡하고 퇴출이 사회적으로 바람직한 한계기업을 포함하고 있다.

2) 또는 다기능공화, 배치전환, 작업장간 노동이동 등의 기능적 유연화를 통한 생산성 향상으로 고용조정을 예방할 수 있다.

나. 불황기에 기업의 고용조정을 억제하기 위한 고용유지정책

현재 우리나라의 경우 「영역 2」의 비효율적인 해고와 「영역 3」의 효율적인 해고에 대한 뚜렷한 구분 없이 고용조정의 효율성에 대해 논의하는 경향이 짙다. 「영역 2」의 비효율적 해고는 기업의 상황이 안 좋지만 노동시장의 상황은 더욱 나빠 근로자의 의중임금이 매우 낮은 경우에 자주 발생한다. 기업은 기업 내부의 생산성만을 고려하여 고용조정의 기준을 결정하지 근로자의 의중임금은 고려할 동기가 없다.

이와는 반대로 「영역 3」의 효율적 해고는 노동시장의 상황도 안 좋지만 기업 내부 사정은 더욱 나빠 근로자 생산성이 매우 낮은 수준으로 떨어지는 경우에 흔히 발생한다. 불황기에 비효율적인 해고를 억제하는 정부 정책으로 다음의 두 가지 방안이 검토될 수 있다.

1) 고용유지지원금의 효율성 제고 여부

「영역 2」($W > M > A$)에서 근로자 이직시 발생하는 사회적 비효율성은 $(M-A)$ 로 계측될 수 있다. 기업의 입장에서는 $(W-M)$ 만큼 근로자의 고용유지에 대한 임금보조를 받는다면 기업은 계속 고용하게 될 것이다. 따라서 만일 고용유지를 위한 임금보조금보다 근로자 이직에 따른 사회적 비효율성이 더 크다면 $(M-A > W-M)$, 정부는 $(W-M)$ 만큼의 고용유지지원금을 기업에 지원하는 것이 경제적 효율성을 제고할 수 있다. 예를 들어 「영역 2」의 R점에서는 고용유지지원금 $S(=W-M_r)$, M_r 은 R점에서 근로자의 생산성을 기업에 지원하여 준다고 가정하자. R점에서 근로자는 $M=A$ 이기 때문에 계속 고용되거나 또는 해고되어 다른 직종으로 이직하거나 무차별하게 된다. 그러나 비효율적 해고 「영역 2」의 Q점에서는 근로자를 계속 고용하기 위한 지원금 $S(=W-M)$ 가 해고에 따른 사회적 비용 $(M-A)$ 보다 작기 때문에 정부의 지원금은 경제적 효율성을 증대시킨다.

또한 D점과 임금의 절반 수준을 나타내는 $W/2$ 점을 연결하는 직선상에서는 계속 고용을 위한 고용유지지원금과 해고에 따른 사회적 비효율성이 같아 $(W-M=M-A)$ 고용유지지원금이 경제적 효율성에 영향을 미치지 못한다. 그러나 「영역 2」에서 D점과 $W/2$ 점을 연결한 직선의 왼쪽에 속한 부분에서는 $W-M > M-A$ 로 고용유지지원금이 경제적 효율성을 증대시키지 못하게 된다. 이처럼 비효율적 해고를 나타내는 「영역 2」는 정부 지원이 경제적 효율성을 증대시킬 수 있는가의 여부에 따라 D점과 $W/2$ 점을 연결한 직선을 기준 두 부분으로 다시 구별될 수 있다.

정부가 근로자의 현임금과 의중임금을 알고 있다면 경제적 효율성을 증대시킬 수 있

는 범위 내($W-M < (W-A)/2$)에서 고용유지지원금을 지원하여 기업이 자발적으로 선택 (self-selection)하도록 할 수 있다. 즉 기업 내부의 근로자 생산성에 대한 정보는 정부가 갖지 못하여 정부정책의 임의적 판단에서 비롯되는 비효율성을 사전에 방지할 수 있다. 특히 경기침체, 구조조정 등의 원인으로 생산성이 일시적으로 하락한 경우 한시적인 고용유지지원금은 기업의 비효율적 해고를 막고 경제적 효율성을 증대시킬 수 있을 것이다.

여기서 논의하는 고용유지지원금은 본질적으로 비효율적 해고의 억제방안으로 활용될 수 있다. 그러나 고용유지지원금이 부적절하게 운용될 경우 큰 부작용이 초래될 수도 있다. 만일 정부 지원금이 ($W-M < (W-A)/2$)의 범위를 벗어나게 되면 기업의 효율적 해고를 억제하는 역기능이 발생하거나, 고용유지지원금을 프리런치(free lunch)로 인식하여 지원금을 받거나, 생산성이 임금보다 높은 「영역 1」에 속한 기업이 「영역 2」에 속한 것으로 위장하여 혜택을 받는 도덕적 해이 문제(moral hazard problem)가 발생할 수 있다.

2) 직업훈련 지원의 효율성 제고 여부

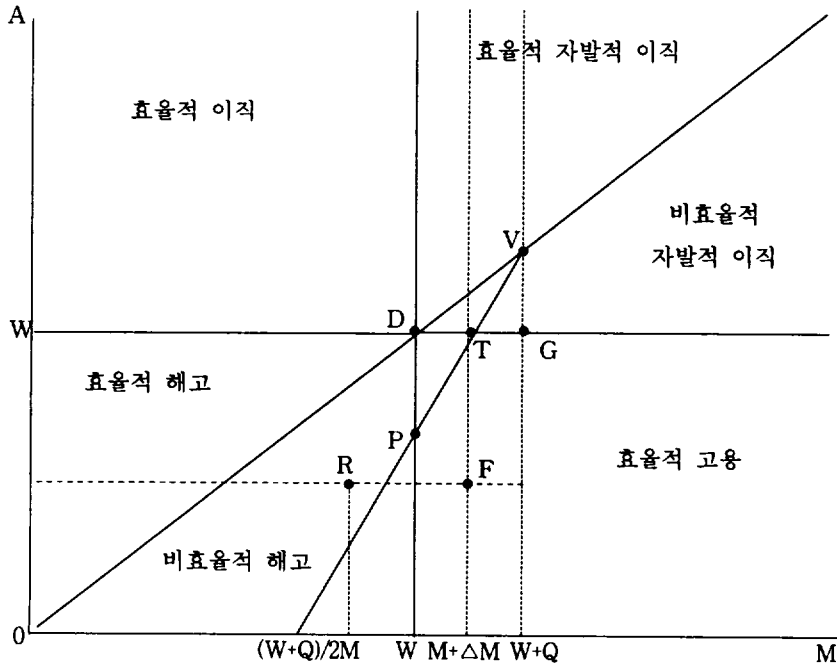
기업에 의한 비효율적 해고를 방지하는 방법의 하나로 근로자 생산성을 향상시키려는 기업의 자구노력에 대한 지원을 고려할 수 있다. 기업은 [그림 2]의 「영역 2」와 「영역 3」에 속한 근로자들에 대하여 직업훈련을 실시하거나 인력재배치 등의 방법으로 근로자 생산성을 증대시키려는 노력을 기울이는 경우를 생각해 보자. [그림 3]에서 직업훈련이나 인력재배치에 따른 기업의 비용을 Q 라고 하고 그에 따른 생산성의 증가분을 ΔM 이라고 하자. 이때, 생산성의 증가가 상당하여 근로자의 증가된 생산성이 임금과 비용을 합한 값 이상($\Delta M + M \geq W + Q$)이라면 기업은 근로자의 고용을 계속할 동기가 발생할 것이다.

직업훈련 등을 통하여 생산성을 향상시키려는 기업의 노력은 생산성 증가에도 불구하고 경직적 임금구조하에서 근로자가 지불받는 임금수준(W)과 의증임금(A)에 직접적 영향을 미치지 못하며, 비효율적 해고의 영역을 더욱 확대시킨다.

만약 증가된 생산성($M + \Delta M$)이 임금과 비용을 합한 값($W + Q$)보다 적으면 기업은 근로자를 고용조정할 동기를 지닌다. 이때 정부가 $(W + Q) - (M + \Delta M)$ 만큼의 직업훈련지원금이나 인력재배치지원금을 지원한다면 기업은 계속 고용하게 될 것이다. 직업훈련 또는 인력재배치 등 기업의 노력에 정부가 비용의 일부(sQ)를 지원한다면 기업이 부담하여야 할 비용은 $(1-s)Q$ 로 감소하게 된다.

F점에서 기업이 근로자에게 지불하여야 할 임금과 비용의 합계($W + (1-s)Q$)는 근로자 생산성($M + \Delta M$)과 같게 된다. 따라서 근로자 생산성이 F점 오른쪽에서 위치하면 효

(그림 3) 기업의 자구노력과 정부의 지원



율적 고용상태로 기업은 근로자를 계속 고용할 것이고, 반대로 F점 왼쪽에 위치하면 기업은 근로자를 해고하게 된다.

또한 근로자 이직시 발생하는 사회적 비효율은 $(M + \Delta M - A)$ 로 예측될 수 있다. 만일 고용유지를 위한 직업훈련지원금보다 근로자 이직에 따른 사회적 비효율이 더 크다면(즉, $M + \Delta M - A > W + Q - M - \Delta M$), 정부의 지원을 통해 경제적 효율성이 증대될 수 있다. 따라서 앞에서 논의한 고용유지지원금의 경우와 유사하게 T점과 $(W + Q)/2$ 점을 연결하는 직선의 오른쪽에서는 $M + \Delta M - A < W + Q - M - \Delta M$ 으로 정부의 지원이 경제적 효율성을 감소시키는 반면, 왼쪽 영역에서는 정부의 지원이 경제적 효율성을 증대시킨다. 정부의 지원금을 감안한 기업임금 및 훈련비용은 W와 $(W + Q)$ 사이에 놓여지고, [그림 3]에서 ΔDTP 를 제외한 대부분의 영역에서 정부 지원금은 경제적 효율성을 증대시키는 결과를 초래한다.³⁾

3) 제II장의 이론적 설명과 제IV장의 실증분석간 연관성이 부족하다는 지적은 옳바르다. 그러나 제II장의 이론적 설명은 기업의 고용조정에 정부의 고용유지정책이 미치는 효과를 체계적으로 분석한 모형 그 자체로서의 의미를 가지고 있다. 따라서 이 논문을 모형에서 실증분석으로 이루어지는 하나의 통합적 내용이 아니라 두 개의 독립적 내용으로 구성된 것으로 여겨주기 바란다.

Ⅲ. 資料의 性格과 內容

1. 資料의 性格

1997년 9월, 한국노동연구원에서는 1996년 8월 1일에서 10월 31일의 3개월 사이에 근무하던 직장을 떠나 고용보험의 피보험자격을 상실한 근로자 29만 7,596명 중에서 임의로 추출한 3,019명을 대상으로 1년 동안의 노동시장 이동과정을 조사하였다. 조사대상자 3,019명 중 1997년 9월 현재 취업자는 1,395명으로 46.2%를 차지하고 있으며, 미취업자가 1,624명인 것으로 나타났다(표 1 참조).

<표 1> 데이터의 구성

1996년 8 ~ 10월 이직 고용보험 피보험자 (3,019명)			
1997년 9월 취업자 (1,395명)		1997년 9월 미취업자 (1,624명)	
임금근로자 (1,154명)	비임금근로자 (241명)	구직자 (969명)	비구직자 (655명)

2. 이직 사유

이직하여 고용보험 피보험자 자격을 상실한 사유에는 11가지 항목이 있는데 이들 중 '전직을 위한 임의퇴직'을 자발적 실업으로, '징계해고', '정리해고', '사업주의 권유에 의한 퇴직'을 비자발적 실업으로 정의하고, 자발적 실업과 비자발적 실업만을 분석대상으로 하였다.⁴⁾

자발적 실업자들과 비자발적 실업자들의 인구학적 분포와 특성을 살펴보면 <표 2>

4) 자발적 실업과 비자발적 실업으로 간주되지 않아 분석대상에서 제외된 이직사유는 '결혼, 출산, 육아 등으로 인한 임의퇴직', '질병·부상 등으로 인한 임의퇴직', '사업장의 폐업·도산 등으로 인한 퇴직', '계약기간 만료', '정년퇴직', '고용보험 비적용으로 인한 자격상실', '기타'의 7가지이다.

와 같다. 성별로 여성 대부분이 자발적인 이유로 직장을 그만둔 반면, 남성은 1/3이 초과하는 35.1%가 비자발적 이유로 이직하였으며, 기업규모별로는 중소기업에 종사하던 근로자들의 대부분이 자발적으로 이직한 반면, 대기업 근로자들은 거의 절반 정도가 비자발적인 이유로 퇴직을 하였다.⁵⁾

〈표 2〉 응답자의 특성별 이직사유

(단위 : %, 명)

이직사유	성 별		기업규모별	
	남 자	여 자	중소기업	대기업
자발적 이직	64.9(853)	80.5(591)	79.2(742)	51.0(413)
비자발적 이직	35.1(462)	19.5(143)	20.8(195)	49.0(396)
전 체	100.0(1315)	100.0(734)	100.0(937)	100.0(809)

이직사유	학 력 별				
	초등학교졸	중 졸	고 졸	전문대졸	대졸 이상
자발적 이직	54.5(102)	59.6(218)	73.7(804)	87.0(140)	74.1(180)
비자발적 이직	45.5(85)	40.4(148)	26.3(287)	13.0(21)	25.9(63)
전 체	100.0(187)	100.0(366)	100.0(1091)	100.0(161)	100.0(243)

또한 자발적 이직자의 평균 연령이 34.6세인 데 비해 비자발적 이직자들의 평균 연령은 12.4세가 많은 47.0세로 나타나고 있으며, 20~30대에서는 다른 직장을 찾거나 전직을 하기 위한 자발적 이직이 많은 반면, 40대 이상에서는 해고 등의 사유로 어쩔 수 없이 직장을 그만두는 비자발적 이직이 많은 것으로 나타나고 있다.

근속기간에 대하여는 자발적 이직자들의 평균 근속기간이 2.35년에 불과한 것에 비해 비자발적 이직자들의 근속기간은 평균 11.94년으로 9.59년이라는 큰 차이가 발생하고 있다. 근속연수가 적을수록 이직자들 중 자발적 이직자들의 비중이 높고 근속연수가 많을수록 비자발적 이직자들의 비중이 증가하는 현상을 발견할 수 있다.

3. 임 금

이직 전 직장에서 수령하였던 임금수준이 월평균 87만 9,865원이었던 것에 비해 이직 후 새로운 직장에서의 임금은 월평균 113만 6,180원으로 이직에 의해 약 25만 6,000원

5) 여기에서 중소기업과 대기업의 구분은 이직 전 직장의 상용근로자수를 기준으로 구분하였으며, 300인 이상 사업장을 대기업, 300인 미만 사업장을 중소기업으로 정의하였다.

정도의 임금상승이 발생하였다.⁶⁾

성별로 남성의 경우는 이직에 따라 약 25.0%(263,000원)의 임금상승 효과가 발생하는 한편, 여성의 경우는 이직이 28.6%(168,000원)의 임금상승 효과를 가져오는 것으로 조사되었다. 기업규모별로 중소기업 이직자의 경우는 약 35.4%(298,000원), 대기업 이직자들의 경우는 18.6%(183,000원)의 임금상승 효과가 나타나는 것으로 조사되었다. 연령별로 이직에 따른 임금상승 효과를 살펴보면, 30세 미만의 연령에서 45.1%, 30~40세 연령에서 38.5%, 40~50세 연령에서 17.3%의 正(+)의 효과가 발생하였으나 50~60세 연령에서 -1.6%, 그리고 60세 이상에서 -12.6%의 負(-)의 효과가 발생하였다. 이에 따라 이직에 따른 임금상승 효과는 연령이 증가함에 따라 단조 감소하다가 고연령층에서는 負(-)의 효과로 나타난다는 것을 알 수 있다.

〈표 3〉 응답자 특성별 월평균 임금

(단위 : 천원)

	성 별		기업규모별		
	남 자	여 자	중소기업	대기업	
이직 전 임금	1,054(571)	588(285)	841(484)	985(597)	
이직 후 임금	1,317(654)	756(359)	1,139(563)	1,168(720)	

	연 령 별				
	30세 미만	30~40세	40~50세	50~60세	60세 이상
이직 전 임금	658(298)	1,028(574)	1,007(569)	927(519)	868(842)
이직 후 임금	955(397)	1,424(673)	1,181(776)	912(483)	759(473)

주 : 임금은 모든 조사대상자들의 평균값이며, ()안의 값은 표준편차임

4. 근속기간

근속연수의 경우, 이직성향이 높은 중소기업 이직자들이 평균 3.62년을 근속한 것에 비해 대기업 이직자들은 두 배가 넘는 8.35년을 평균적으로 근무하였다. 근속기간과 연령과의 상관계수가 0.41로 두 변수들 사이의 상관관계가 높아 연령이 증가할수록 근속기간도 증가하는 것으로 나타났다.

6) 자발적 이직자와 비자발적 이직자만을 고려한 임금은 이직 전 80만 8,000원, 이직 후 97만 8,000원으로 나타나고 있다.

〈표 4〉 근속기간과 응답자 특성

(단위 : 년)

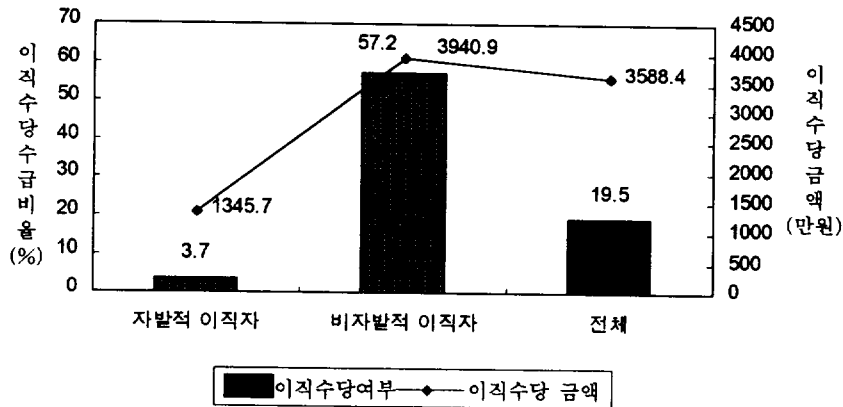
	성 별		기업 규모	
	남 자	여 자	중소기업	대기업
평균 근속기간 (표준편차)	6.57 (7.70)	3.15 (3.78)	3.62 (4.96)	8.35 (8.20)

	연 령 별				
	30세 미만	30~40세	40~50세	50~60세	60세 이상
평균 근속기간 (표준편차)	1.86 (2.49)	3.98 (4.05)	8.46 (7.60)	9.34 (9.44)	6.83 (7.42)

5. 이직수당

전체 이직자들 중 15.8%에 해당하는 478명이 이직수당을 수령하였고, 이직수당(severance payment)의 규모는 평균 3,087만원인 것으로 나타났다. 분석대상을 자발적 이직자와 비자발적 이직자의 둘로 좁히면 대상자의 19.5%가 평균 3,588만원 정도의 이직수당을 지급받았다. 이직사유별로 자발적 이직자의 3.7%만이 이직수당을 지급받은 것에 비해 비자발적 이직자들은 과반수가 넘는 57.2%가 이직수당을 지급받았다.

(그림 4) 이직사유와 이직수당



이직수당 금액의 경우 자발적 이직자들이 1,346만원을 평균적으로 지급받은 것에 비해 비자발적 이직자들은 자발적 이직자들의 3배에 가까운 3,941만원의 이직수당을 지급

받은 것으로 조사되었다.

대기업 이직자들의 경우 이직수당을 지급받은 비율(38.9%)이 중소기업 이직자들(8.0%)보다 훨씬 높고 이직수당도 중소기업 이직자들에 비해 3천만원 이상 더 받는 것으로 조사되었다. 연령별로는 40~50대에서 이직수당을 받을 가능성(41.8%)이 상대적으로 높으며 이직수당도 평균 4,485만원으로 가장 많은 것으로 나타났다. 또한 근속연수별로는 1년 미만 근속자들의 3.4%만이 이직수당을 지급받은 것에 비해 10년 이상 근속자들의 경우에는 67.3%가 평균 4,704만원 정도의 이직수당을 지급받아 근속연수가 길수록 이직수당을 받을 가능성과 그 금액이 증가하는 것을 알 수 있다.

<표 5> 이직수당 여부와 금액

(단위 : %, 명, 천원)

	성 별		기업규모별		
	남 자	여 자	중소기업	대기업	
수당지급비율(%)	25.2 (331)	9.3 (68)	8.0 (75)	38.9 (315)	
금 액(천원)	41,112	8,539	10,159	43,382	
	연 령 별				
	30세 미만	30~40세	40~50세	50~60세	60세 이상
수당지급비율	5.1 (37)	11.8 (49)	41.8 (196)	31.5 (114)	3.8 (3)
금 액(천원)	5,202	18,332	44,849	39,117	2,567
	근속연수별				
	1년 미만	1~2년	2~5년	5~10년	10년 이상
수당지급비율	3.4 (24)	5.7 (19)	11.1 (45)	20.8 (44)	67.3 (267)
금 액(천원)	7,725	9,654	12,724	17,372	47,036
	학 력 별				
	초등학교졸	중 졸	고 졸	전문대졸	대졸 이상
수당지급비율	20.3 (38)	25.2 (92)	19.7 (215)	8.7 (14)	16.5 (40)
금 액(천원)	29,458	35,470	38,583	28,000	31,815

IV. 實證分析의 結果⁷⁾

1. 시그널의 소진(signal decay)과 인적자본(human capital)

가. 임금함수의 추정결과

임금함수의 추정결과는 다양한 관점에서 해석될 수 있다. 예를 들면 시그널이론, 인적자본이론 등의 관점에서 해석할 수 있으며, 노동시장 유연성 정도와 연관지어 해석할 수 있다.

한 직장에서 근속연수가 증가함에 따라 기업은 근로자의 생산성에 대해 보다 정확한 정보를 입수하게 된다. 교육, 연령, 성별 등 일반적 시그널은 입직 후의 초기 단계에서는 중요한 임금결정력을 가지나 근속연수가 경과함에 따라 기업은 근로자의 생산성에 대해 보다 정확한 정보를 얻게 되고 임금은 일반적 시그널보다 근속연수에 더 의존하게 된다.

따라서 시그널 이론에 기초할 때 이직 전 직장에서 받은 임금이 이직 후 새로운 직장에서 받는 임금에 비해 근속기간 등 변수에 의해 더 잘 예측될 것으로 예상되며, 추정결과는 이를 확인하여 주고 있다(표 6 참조). 종속변수로 월임금의 자연대수값을 사용한 OLS 추정결과 교육수준이 높고 연령이 많을수록, 그리고 근속기간이 오래될수록 임금이 높아지는 일반적인 결과를 보이고 있다.

7) 본 연구의 목적 가운데 하나인 이직의 효율성을 직접적으로 검증하는 데는 임금, 의증임금 및 생산성에 대한 정보가 필요하다. 그러나 생산성에 대한 정확한 정보는 주어지지 않으며, 아직도 많은 연구자들이 좀더 정확히 추정하고자 노력하는 변수 중의 하나이기도 하다. 따라서 본고에서는 임금, 의증임금 및 생산성 변수를 직접 비교를 통해 이직의 효율성을 진단하기보다는 간접적인 방법을 통하여 이직의 효율성 여부를 논의해야만 하는 불가피한 한계를 지닌다.

<표 6> 임금회귀식의 추정결과 : 모든 대상자

설명변수	종속변수					
	이전 직장의 임금			현 직장의 임금		
	추정치	표준편차	t-값	추정치	표준편차	t-값
교육수준	0.13935	0.00698	19.965	0.14625	0.01148	12.742
성별(1=남성, 2=여성)	-0.34902	0.01587	-21.988	-0.37178	0.02301	-16.160
연령	0.04483	0.00418	10.721	0.04554	0.00630	7.222
연령의 제곱	-0.00051	0.00005	-10.221	-0.00061	0.00008	-7.966
근속기간(년)	0.03305	0.00316	10.456	0.01524	0.00570	2.673
근속기간의 제곱	-0.00038	0.00013	-2.982	-0.00036	0.00024	-1.495*
상수항	12.5467	0.09204	136.323	12.96406	0.13615	95.221
표본수	3496			1036		
F-값	410.96			129.07		
Adjusted-R ²	0.4131			0.4261		
Root MSE	0.4149			0.3362		

주: 근속기간은 이전 직장에서의 근속기간이며, *는 10% 수준에서 유의하지 않은 경우.

<표 7>의 결과를 토대로 이직 전과 이직 후를 비교해 보면 중소기업은 추정된 회귀 계수값에 별다른 변화가 없지만 대기업은 근속기간 효과가 크게 감소하였다. 이에 반해 연령효과는 크게 증가하는 결과를 보이고 있다.

인적자본이론의 관점에서 임금함수 추정결과를 살펴보면, 연령은 근로자의 일반적 직장경험을 대표하는 변수로 일반적 인적자본(general human capital)의 수준을 반영하고, 근속연수는 근로자의 기업특수 인적자본(firm specific human capital)을 반영한다. 새로운 직장에 취업할 때는 일반적 인적자본의 축적 정도가 임금결정에 상대적으로 큰 영향을 미치지만 근속연수가 늘어남에 따라 기업특수 인적자본의 임금결정력이 점증하게 된다. 따라서 이직 후 새로운 직장에서의 임금에 전 직장 근속연수가 미치는 영향력은 이직 전에 비해 감소하는 반면, 연령의 임금결정력은 증가하는 것이 일반적이다. 기업 규모별 임금함수의 추정결과는 이를 잘 보여주고 있다.

연령효과에 대한 추정결과는 노동시장 유연성의 관점에서도 살펴볼 수 있다. 대기업 내부노동시장에서 근속연수가 증가하더라도 입사시절부터 조직 내에서의 학습(learning)을 통해 얻는 일반적 인적자본이나 동종 타기업에서도 활용 가능한 교차직능숙련 인적자본 습득메커니즘이 취약하다는 것을 시사한다. 장기근속자가 대기업에서 해고될 때 재취업이 매우 어려운 것은 근속기간 중 타기업에서 활용될 수 있는 인적자본 형성이 미비되었거나 연공서열에 의하여 결정되는 경직적 임금체계에 크게 기인한 것으로

〈표 7〉 임금회귀식의 추정결과(OLS) : 기업규모별

설명변수	종속변수			
	대기업		중소기업	
	이전 직장	현 직장	이전 직장	현 직장
교육수준	0.14626 (0.01262)	0.14537 (0.01895)	0.12701 (0.00956)	0.11493 (0.01361)
성별	-0.33141 (0.03234)	-0.39759 (0.05029)	-0.34702 (0.02043)	-0.41335 (0.03077)
연령	0.04214 (0.00918)	0.06430 (0.01421)	0.04515 (0.00559)	0.04830 (0.00904)
연령의 제곱	-0.00045 (0.00011)	-0.00088 (0.00017)	-0.00050 (0.00007)	-0.00067 (0.00011)
근속기간(년)	0.03777 (0.00565)	0.02818 (0.00878)	0.02965 (0.00467)	0.02722 (0.00634)
근속기간의 제곱	-0.00051 (0.00022)	-0.00076 (0.00036)	-0.00045 (0.00018)	-0.00037* (0.00024)
상수항	12.48846 (0.19498)	12.70209 (0.29666)	12.58814 (0.11946)	13.11417 (0.18891)
표본수	1180	447	1840	933
F-값	150.94	58.73	165.26	85.88
Adjusted-R ²	0.4328	0.4371	0.3489	0.3534
Root MSE	0.4335	0.4025	0.4079	0.4185

주 : 근속기간은 이전 직장에서의 근속기간이며, ()안은 표준편차임. 또한 *는 10% 수준에서도 유의하지 않는 경우를 나타냄. 기업규모는 이전 직장의 기업규모임.

여겨진다. 이러한 대기업 인적자본 구조의 변화 없이 단기적 노동정책을 통하여 퇴출근로자의 재취업을 도모하는 것은 극히 제한적 효과만을 거둘 수 있다.

이에 반하여 중소기업 노동시장에서는 대기업에 비해 근로자들의 근속기간이 짧고 연공서열·위계형 피라미드가 경박하여 상대적으로 유연한 구조를 가지고 있는 것처럼 보인다. 그러나 유연성(flexibility)과 이직성(mobility)은 구분되어야 한다. 유연성의 전제조건들 가운데 포함되어야 하는 것들, 즉 내·외부 조직의 조화, 매칭의 효율성, 변화에의 적응도, 채용과 해고의 용이성, 외부경쟁압력 등이 부족하기 때문이다. 높은 이직성이 유연성에 기여하는 부분은 Hall(1982)이 지적한 바와 같이 매칭의 효율성을 제고한다는 것이다. 그러나 이에 반하여 빈번한 이직으로 인하여 생산체제에 차질이 초래되며, 기업특수 인적자본 형성이 어려워지며, 채용에 따른 비용도 적지 않다면 이는 유연

한 시장이 아니다. 이런 관점에서 우리나라 중소기업 노동시장은 이직성은 있어도 유연성은 미흡한 시장으로 여겨진다.

나. 자발적 이직과 해고의 결정요인 분석

프로빗 모형(probit model)을 이용하여 근로자가 자발적 이직이나 해고당할 가능성을 추정한 결과는 <표 8>과 <표 9>에 나타나 있다. <표 8>에서 연령이 높고 근속기간이 오래될수록 자발적 이직(quit)의 가능성은 낮아지지만 반대로 해고(lay-off)의 가능성은 증가하는 패턴을 보이고 있다. 성별로 여성의 경우 자발적 이직의 가능성은 남·녀의 성별간 차이가 없지만 해고당할 가능성은 여성이 남성에 비해 훨씬 높은 것으로 추정되고 있다.

<표 8> 자발적 이직과 해고의 가능성 : probit model

설명변수	종속변수			
	자발적 이직(quit)		해고(lay-off)	
	추정치	표준편차	추정치	표준편차
성별(1=남, 2=여)	0.09870	0.07057*	0.38594	0.08596
연령	-0.15984	0.02308	0.11317	0.02900
연령의 제곱	0.00140	0.00028	-0.00056	0.00034
근속기간(년)	-0.18525	0.01392	0.16974	0.01657
근속기간의 제곱	0.00465	0.00057	-0.00417	0.00068
상수항	4.37633	0.46808	-5.4292	0.62043
표본수	2211		2211	
chi(2)값	1069.87		1048.15	
Pseudo-R ²	0.3496		0.4083	

주 : *는 10% 수준에서도 유의하지 않는 경우를 나타냄.

기업체 규모별로 대기업과 중소기업 모두 근속연수가 증가함에 따라 이직 가능성이 낮아지는 것으로 나타나고 있다. 대기업의 경우 근로자들의 근속연수에 따른 지대(rent)가 상대적으로 큰 것으로 추정되었다. 근속연수가 해고에 미치는 영향도 대기업이 중소기업에 비해 상대적으로 높게 추정되어 근속연수가 늘어날수록 대기업 근로자들의 해고 가능성이 증가함을 보이고 있다. 대기업의 경우 생산성 증가보다는 연공서열형 경직적 임금 및 인사체계에 기인하여 근속연수가 증가함에 따라 임금과 생산성 괴리도 증

〈표 9〉 자발적 이직과 해고의 가능성 : 기업규모별 probit model

설명변수	종속변수			
	대기업		중소기업	
	자발적 이직	해고	자발적 이직	해고
성별	0.43306 (0.12899)	0.28231 (0.14666)	0.09280* (0.09440)	0.44223 (0.11051)
연령	-0.10716* (0.04266)	0.07179* (0.04817)	0.06235* (0.06492)	0.14240 (0.03857)
연령의 제곱	0.00112* (0.00052)	-0.00032* (0.00057)	-0.00255 (0.00100)	-0.00069* (0.00044)
근속기간(년)	-0.24446 (0.02376)	0.23288 (0.02468)	-0.17632 (0.02105)	0.09419 (0.02665)
근속기간의 제곱	0.00615 (0.00097)	-0.00529 (0.00097)	-0.00329 (0.00084)	-0.00477 (0.00124)
상수항	2.92054 (0.86199)	-4.29731 (1.01851)	1.31772* (1.07014)	-6.15097 (0.82469)
표본수	906	906	1305	1305
chi(2) 값	517.79	557.73	724.47	391.15
Pseudo-R ²	0.4146	0.4492	0.4060	0.3554

주 : ()안은 표준편차이고, *는 10% 수준에서도 유의하지 않은 경우를 나타냄.

가하게 되고 이에 따라 해고될 가능성도 증가할 수 있다.

다. 실제임금과 추정임금의 괴리(*nsu*)와 해고확률간의 관계

근속기간과 해고와의 관계를 분석하기 위하여 다음과 같은 로짓모형을 설정한다.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$y_i^* = a + \beta_1 tenyear + \beta_2 nsu + u_i$$

여기에서, y_i^* 값이 0보다 크면 근로자는 해고를 당하게 된다. *tenyear*는 근속연수를 의미하고 *nsu*는 실제임금(actual wage)과 추정임금(estimated wage)의 괴리를 나타내며, 근로자의 생산성 시그널 변수들로 포착되지 않는 생산성을 나타낸다. *nsu*가 正(+의 값을 갖는다면 임금에 반영되었으나 생산성 시그널로는 포착되지 않는 근로자

특유의 생산성을 반영한다. 반면에 負(-)의 값을 갖는다면 근로자 특유의 비생산성을 의미한다.

또한 *nsu*는 단순히 임금에 관한 계측오차를 반영할 수 있다. 만일 *nsu*가 근로자 특유의 생산성이라면 *nsu*가 설명변수로서 해고확률에 영향을 미쳐야 하고 만일 계측 오차라면 영향을 미치지 않을 것이다. 추정임금은 근로자의 교육수준, 성별, 연령, 근속 기간을 설명변수로 하고 월평균 임금의 자연대수값을 피설명변수로 하는 함수식의 OLS 추정결과를 이용하여 다음과 같이 계산하였다.⁸⁾

$$\text{추정임금} = 13.33274 + 0.14649 \times \text{교육수준} - 0.36270 \times \text{성별} + 0.00303 \times \text{연령} + 0.02620 \times \text{근속기간}$$

<표 10> 해고확률의 추정(로지모형) : 기업규모별

설명변수	전체 기업	기업규모	
		중소기업	대기업
근속연수	0.19314 (0.00903)	0.08868 (0.01432)	0.23675 (0.01434)
<i>nsu</i>	-0.33831 (0.13246)	-0.50758 (0.17627)	0.11956* (0.19950)
상수항	-2.30877 (0.08514)	-2.10009 (0.10223)	-2.36119 (0.15162)
표본수	2,204	1,300	904
chi-square 값	669.94	45.37	486.09
pseudo R ²	0.2620	0.041	0.3922

주 : ()안은 표준편차이고, *는 10% 수준에서도 유의하지 않는 경우임.

<표 10>에 정리된 추정결과는 근속연수가 증가할수록 해고당할 가능성이 높아지며 반대로 *nsu*가 클수록 해고확률은 낮아지는 결과를 보여주고 있다. 그러나 기업규모별로 중소기업은 *nsu*가 클수록 해고확률이 낮아지지만 대기업의 경우는 z-값이 0.599로 해고확률에 대한 *nsu*의 영향이 무의미한 것으로 추정되고 있다. 이러한 추정결과는 중소기업의 경우 실제임금과 추정임금 간의 차이가 클수록 근로자 특유의 생산성 부분이 크다는 것을 시사한다. 즉 학력, 근속경험 등이 동일한 근로자라 하더라도 근로자

8) 추정결과 모든 설명변수들은 1% 수준에서 유의하고, F-통계량값은 564.09, Adjusted R² 값은 0.3919로 나타났다.

특유의 생산성(msu)이 높을수록 해고당할 확률이 감소하게 된다는 것이다. 반면 대기업의 경우는 실제임금이 근로자의 생산성을 정확하게 반영하기보다는 조직구조의 특성이나 경직적인 내부노동시장 때문에 msu 의 해고확률에 미치는 영향력이 비유의적인 것을 나타낼 것으로 생각된다.

2. 생산성 트리밍(Productivity Trimming Model)

생산성의 트리밍 모형(Productivity Trimming Model)에서는 임금과 생산성의 매치(match)는 임금 유연성이 아니라 해고와 자발적 이직을 통해 달성된다. 생산성 트리밍 모형에서는 근속연수가 증가함에 따라 임금과 생산성의 괴리가 발생하게 되면 이직과 해고를 통해 생산성 트리밍이 이루어져 임금회귀방정식의 R^2 값은 근속연수가 증가함에 따라 증가하게 된다.

대기업과 중소기업 모두 근속연수가 증가함에 따라 해고 가능성은 증가하여 생산성 트리밍 모형의 합의에는 부합되지 않는 것으로 나타난다. 대기업의 경우 근속기간이 증가함에 따라 해고확률이 증가하여 해고(트리밍)가 시사하는 승진단계별 적절한 동기부여보다는 임금채권(wage bond)이 장기근속자일수록 증가하여 해고확률이 증가하는 것도 하나의 원인으로 추측된다.

중소기업의 경우 평균 근속기간도 대기업에 비해서는 현저히 낮고 이직확률이 상대적으로 높아 자발적 이직을 통하여 임금과 생산성 간의 일치가 이루어진다고 생각할 수 있다. 그러나 중소기업의 경우 해고확률이 근속연수에 따라 단조적으로 증가하는 것은 트리밍 모형에 부합하지 못한다. 즉 자발적으로 이직하지 못한 장기근속 근로자는 저생산성 타입으로 인지될 가능성이 높으며 결과적으로 근속기간이 증가함에 따라 해고될 확률도 증가하는 것으로 나타난다. 따라서 트리밍 모형이 제시하는 바와 같이 근속기간이 증가함에 따라 고능력-고생산성 타입이 토너먼트에서 잔류하는 것이 아니라 자발적 이직을 하지 못한 저생산성 타입(Deadwood)이 잔류할 가능성이 높아진다.

3. 이직수당 분석

임금 회귀분석에 비하여 이직수당의 회귀분석에는 교육, 연령, 근속기간 등의 변수가 더욱 설명력 있는 것으로 나타났다. 앞에서 설명한 바와 같이 유럽의 경우에는 이직수당을 같은 근속기간이라고 하더라도 개인 근로자의 생산성 차등에 따라 차별적으로 지급하는 경영관리적인 측면을 지니고 있다. <표 11>에서 이직수당에 대한 추정결과의

Adjusted-R²는 0.5772로 전 직장의 임금에 대한 Adjusted-R² 0.4131에 비해 상당히 높게 추정되었다.⁹⁾ 따라서 우리나라의 경우 외국 예와 같이 이직수당의 경영관리적인 운영은 결여되어 있으나 교육, 성별, 연령, 근속기간 등 주어진 생산성 시그널이 임금보다는 이직수당을 더 잘 설명한다.

추정결과를 이용하여 근속연수에 따른 이직수당의 기대값을 계산하면 근속기간 25년까지는 이직수당이 증가하나 그 이후에는 감소하는 형태를 보인다. 이러한 결과는 이직수당이 경영관리적 효율성을 갖기 위해서는 근속연수에 따라 증가하다가 체감하는 오목한 형태를 취해야 한다는 Lazear(1979)의 연구와 일치한다. 이러한 분석결과는 비자발적 이직자들의 57.2%가 이직수당을 지급받았다는 제Ⅲ장의 내용과 함께 경영관리적 효율성을 증대시키는 이직수당의 기능이 우리나라에서도 존재할 수 있음을 보여준다.

그러나 외환위기 발생 이전 전체 이직자들 중에서 비자발적 이직자들의 비중이 10% 미만이라는 통계적 결과는 해고에 따른 기업의 비용(L)이 이직수당(Q)보다 큰 경우 발생하는 비효율적 계속고용이 노동시장에 상당수 존재한다는 것을 시사한다. 즉, 적어도 외환위기 이전에는 기업이 해고하고 싶었지만 고용조정이 금지되었거나 또는 해고에 따라 발생하는 비용이 지나치게 높았기 때문에 고용유지를 할 수밖에 없었을 것으로 여겨진다.

또한 이러한 점은 기업이 부담해야 할 해고비용이 근로자의 자발적 이직 비용보다 클 경우 인센티브에 역기능(adverse incentive)이 상존한다는 것을 의미한다. 즉, 기업은 생산성이 낮은 근로자를 해고할 경우 이직수당을 지불하기보다는 근로자의 자발적 이직을 유도하기 위하여 근로자의 근무환경을 열악하게 하는 방법을 동원하여 이직을 유인하려고 할 것이다. 역으로 외부노동시장에서 의중임금이 높은 근로자는 자발적으로 이직을 원해도 고의적으로 태만한 근무태도를 보여 기업이 해고를 하도록 유인할 가능성도 동시에 존재한다.

최근의 외환위기와 고용조정제도의 도입은 해고에 따른 기업의 비용을 하락시키고, 종전의 비효율적 고용을 비효율적 해고로 전환시키는 역기능이 있을 수 있다. 경제위기에 따른 생산성의 급격한 하락은 기업이 근로자들 상당수를 해고하고 그 결과 비효율적인 해고가 증가할 수 있다.

9) 설명변수에 비자발적 이직율 1, 자발적 이직율 2로 하는 가변수를 포함하여 추정한 결과 이직수당에 이직의 자발적 여부가 5%의 신뢰수준에서 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으나, Adjusted-R²는 0.5626으로 약간 감소하였다.

〈표 11〉 이직수당과 임금

설명변수	종속변수			
	이직수당(severance pay)		전 직장의 임금	
	추정치	표준편차	추정치	표준편차
교육수준	0.16933	0.06670	0.13935	0.00698
성별(1=남, 2=여)	-1.02092	0.17849	-0.34902	0.01587
연령	0.29882	0.05358	0.04483	0.00418
연령의 제곱	-0.00350	0.00063	-0.00051	0.00005
근속기간(년)	0.23887	0.03209	0.03305	0.00316
근속기간의 제곱	-0.00478	0.00118	-0.00038	0.00013
상수항	-0.22832	1.17103*	12.5467	0.09204
표본수	388		3496	
F-값	89.05		410.96	
Adjusted-R ²	0.5772		0.4131	
Root MSE	1.2281		0.41493	

주 : *는 10% 수준에서도 유의하지 않은 경우를 나타냄.

5. 해고 표본편의(sample bias)와 자발적 이직의 선택편의(self-selection bias)

가. 해고의 표본편의 수정

1) 이직 전 임금과 해고¹⁰⁾

해고의 표본편의를 수정하기 위해 Heckman의 두 단계 추정법(two-stage estimation method)을 사용하여 추정한 결과는 <표 12>에 나타나고 있다. 이 표에 나타난 추정결과를 보면, 표본편의 수정을 통하여 Adjusted R² 값이 수정 전의 0.4478에서 0.4578로 증가하여, Heckman의 2단계 추정이 해고근로자들의 이직 전 임금을 보다 잘 설명하고 있다는 것을 알 수 있다. Heckman의 2단계 추정법의 1단계 프로빗(probit) 분석에서 나타나듯이 연령과 근속연수가 높을수록 해고확률은 증가한다. 이는 표본에 고연령자, 장기근속자가 과소표출되어 연령과 근속연수 등 생산성 시그널의 수익률이 하향 추정되는 결과를 낳는다.

10) 해고의 표본편의(sampling bias) 수정식은 부록 II에 설명된다.

〈표 12〉 해고근로자의 이직 전 임금 : Heckman two-stage 추정

1단계 추정		2단계 추정		
설명변수	추정결과	설명변수	추정결과	
성별(1=남, 2=여)	0.38587 (0.08482)	교육수준	편의수정	수정 없음
			0.15289 (0.01400)	0.16565 (0.01384)
기업규모	0.30256 (0.07686)	연령	0.05011 (0.01348)	0.03960 (0.01341)
			연령의 제곱	-0.00026 (0.00015)
연령	0.06411 (0.00384)	연령의 제곱	0.10482 (0.01640)	0.04443 (0.00733)
			근속기간(년)	-0.00208 (0.00046)
근속기간(년)	0.17096 (0.01618)	근속기간(년)	편의항	-
			0.10482 (0.01640)	0.04443 (0.00733)
근속기간의 제곱	-0.00437 (0.00067)	근속기간의 제곱	상수항	11.8197 (0.29579)
			-0.00208 (0.00046)	-0.00055 (0.00027)
상수항	-4.85764 (0.24558)	상수항	9.80491 (0.57109)	11.8197 (0.29579)
			9.80491 (0.57109)	11.8197 (0.29579)
표본수	2211	표본수	588	588
chi-square 값	1060.76	F-값	83.60	94.38
pseudo R ²	0.4132	Adjusted-R ²	0.4578	0.4478
		Root MSE	0.3489	0.3537

주 : ()은 표준편차이고 기업규모는 중소기업인 경우 1의 값을 대기업은 2의 값을 가짐.

해고로 인한 편의를 수정할 경우 연령과 근속연수의 수익률이 편의수정 전에 비하여 높게 나타나고 있으며, 이는 근로자의 생산성과 관계없이 고연령자 및 장기근속자를 계속 고용하고 있는 경직적 기업인사, 임금관행을 보여준다.

나. 자발적 이직과 선택편의(self-selection bias)¹¹⁾

선택편의를 제거하기 위하여 Heckman의 2단계 추정법을 사용하여 추정한 결과에 의하면, 1단계 프로빗 분석에서 연령과 근속연수가 낮을수록 이직확률이 높은 것으로 추정되고 있다. 연령이 임금에 긍정적인 영향력을 미치고 있지만, 표본에 고연령자가 과다표출되어, 연령에 대한 수익률이 상향추정되고 있다(부록 그림-1 참조).

11) 자발적 이직의 선택편의(selection bias) 수정식은 부록 II에 설명된다.

〈표 13〉 자발적 이직과 선택적 편익 - Heckman two-stage 추정

1단계 추정					
설명변수			추정결과		
			추정치	표준편차	
기업규모			0.00005	5.3e-06	
연령			-0.02078	0.04536	
연령의 제곱			-0.00124	0.00060	
근속기간(년)			-0.21471	0.02312	
근속기간의 제곱			0.00708	0.00100	
상수항			3.53340	0.82022	
chi-square 값			1392.23		
pseudo R ²			0.6229		
2단계 추정					
자발적 이직시(I=1)			다른 경우(I=0)		
설명변수	추정결과		설명변수	추정결과	
	편의수정	수정 없음		편의수정	수정 없음
교육수준	0.16172 (0.01324)	0.15961 (0.01342)	교육수준	0.16790 (0.01382)	0.16565 (0.01384)
연령	0.04350 (0.00942)	0.05895 (0.00915)	연령	0.01867* (0.01613)	0.03960 (0.01341)
연령의 제곱	-0.00049 (0.00013)	-0.00065 (0.00012)	연령의 제곱	-0.00021* (0.00016)	-0.00035 (0.00015)
근속기간(년)	-0.04993 (0.00924)	-0.02483 (0.00823)	근속기간(년)	0.02981 (0.00964)	0.04443 (0.00733)
근속기간의 제곱	0.00247 (0.00044)	0.00253 (0.00044)	근속기간의 제곱	-0.00009* (0.00033)	-0.00055 (0.00027)
편의항	-1.54936 (0.27234)	-	편의항	-0.45047 (0.19370)	-
상수항	11.55745 (0.15661)	11.71536 (0.15622)	상수항	12.97181 (0.57643)	11,81966 (0.29579)
F-값	550.93	59.03	F-값	80.15	94.38
Adjusted-R ²	0.2223	0.2045	Adjusted-R ²	0.4472	0.4430
Root MSE	0.4064	0.4120	Root MSE	0.3523	0.3537

주 : ()안은 표준편차이고, *는 10% 수준에서도 유의하지 않는 경우임. 또한 기업규모는 상용근로자수를 사용하였음.

또한, 이직 근로자는 장기근속에 따른 보상이 적거나 負(-)이기 때문에 동일한 직장에 머무르기보다 이직을 통하여 임금 향상을 꾀한다. 따라서 표본에 장기근속자가 과다 표출되어 근속기간의 수익률이 상향추정될 가능성이 있다(부록 그림-2 참조).

V. 政策 含意

본 연구는 고용보험 피보험자격 상실자들을 대상으로 실증분석하였다. 자발적 이직자들은 근속연수에 따른 한계수익률이 낮기 때문에 이직을 통하여 노동시장에서의 지위를 향상시키려는 경제적 동기를 갖게 되며, 반대로 비자발적 이직자들의 경우에는 임금이 연령과 근속기간에 따라 상대적으로 크게 상승하는 임금구조를 가지고 있기 때문에 급속한 임금상승은 생산성과의 괴리를 초래하고 기업은 해고를 통하여 비효율적인 고용관계를 해소하는 경향을 나타낸다.

중소기업의 경우 근로자들의 평균 근속기간이 짧고 연공서열·위계형 피라미드 구조가 약하여 상대적으로 유연한 구조를 가지고 있다고 생각될 수 있다. 그러나 중소기업의 경우 근로자와 기업간 효율적인 매칭은 기대할 수 있으나 잦은 이직으로 인하여 조직 내부의 유연성(flexibility)이 결여될 수 있다. 만일 내부노동시장에서 기업특수 인적자본에 대한 투자의욕이 감소하고, 채용의 유연성도 떨어진다면 이는 내부 조직의 효율성과 외부 경쟁성이 조화를 이루는 유연한 시장구조로 판단될 수 없을 것이다. 경영상태가 취약한 중소기업에서 생산성이 낮은 근로자는 한 직장에 계속 머물러 있는 경향이 있고, 이들 장기근속자들은 생산성이 임금이 못 미치는 저생산성 타입으로 간주되어 해고당할 가능성은 증대된다. 빈번한 이직과 짧은 근속기간은 기업특수 인적자본(firm specific human capital)의 형성을 가로막고 이는 중소기업의 차별화와 전문화를 저해하는 요인으로 작용하며, 장기적으로는 중소기업 근로자들의 임금상승에도 부정적인 영향을 미친다.

또한, 대기업 노동시장은 임금이 근로자의 인적자본이나 생산성에 바탕을 두기보다는 근속연수 및 직급에 따라 일률적으로 결정되는 연공서열적 임금 및 인사체계를 가지고 있고 임금상승 속도가 상대적으로 빨라 근로자들의 노동이동이 정체되어 있다. 이는 기업 외부노동시장의 발달과 학습(learning) 또는 직업훈련 등을 통한 인적자본 개발의 동기부여를 저해하는 원인이 되고 있다. 따라서, 근속기간이 늘어남에 따라 임금과 생산성의 괴리가 더욱 확대되어 해고확률이 증가하고 자발적 이직확률은 감소하는 현상

이 발견된다. 특히, 고용조정이 금지되어 있던 과거에는 이들 근로자들의 해고비용이 높아 기업은 비효율적 고용을 지속하게 되어 경쟁력을 약화시키는 요인이 되었다.

대기업 노동시장의 경직성은 대기업 노동시장의 문제로만 국한하여 생각해서는 안 된다. 즉 이는 노동시장의 이중성을 고착화시켜 왔으며 중소기업에서 보여지는 이직을 통한 기업과 근로자간 매칭의 효율성 범위도 축소시킨다. 즉 대기업 노동시장의 경직성은 대기업과 중소기업간의 원활한 노동이동을 가로막아 중소기업 노동시장의 유연성을 저해하는 측면을 지니고 있다.

이상과 같은 중소기업 및 대기업 노동시장의 비효율성을 해소하고 이직자들의 재취업을 촉진시키기 위해 노동시장 유연화가 필수적이며, 이러한 유연성 강화를 위한 노력은 중소기업과 대기업 각각에 대해 서로 다른 접근을 요구한다. 기존의 유연화 노력은 주로 대기업에 존재하고 있는 경직적 임금 및 고용계약 구조를 극복하려는 측면이 강하였다. 그러나 중소기업의 경우에는 근로자의 다기능화, 직무능력의 배양, 기업특수 인적자본의 형성 등과 같은 기능적 유연성의 확보에 초점을 두어야 할 것이다.

노동시장의 유연성은 제도적 개선 및 개혁과 함께 노동시장의 기초 인프라를 구축함으로써 달성될 수 있다. 특히, 노동시장 정보(labor market information) 시스템의 구축¹²⁾, 직무 및 직업능력 진단시스템의 개발, 기업소유 및 지배구조의 변화 등은 직접적으로 노동시장에서 매칭(job matching)의 효율성을 증대하고, 정확하고 객관적인 평가를 통한 임금 및 고용계약의 결정에 기여할 수 있다.

현재의 실업대책 가운데 두 가지 측면에서 효율성 제고가 필요하리라 본다. 첫째는 지나친 고용유지 지원은 구조조정을 통한 기업 효율성 제고에도 위배될 수 있다. 고용유지지원금의 적정한 지원요건과 지원수준이 무엇인지를 파악하려는 노력이 요구된다. 지금은 기업의 고용유지 지원은 있어도 기업이 퇴직근로자들을 대상으로 전직(轉職)의 정착률(soft landing)을 도모하려는 노력에 대한 지원이 부족하다. 퇴출대상 근로자에 대해서 기업은 정부보다 더 많은 정보를 갖고 있으며 이 정보를 활용할 수 있는 프로그램 개발이 시급하다고 본다. 퇴직근로자들을 대상으로 한 기업주도형 재취업 전직교육 혹은 기업주도형 창업교육과정 등의 프로그램 개발이 필요하다.

둘째는 1차 안전망(고용보험제도)과 2차 안전망(생활보호제도) 그리고 보완적 사회안전망(공공근로사업, 실업자 대부사업 등)간의 효율적인 역할분담을 통한 비용 최소화를 이루어야 한다. 예를 들어 경직적 노동시장 구조와 영세사업장에 대한 자료가 미비한 상황에서 1차 안전망의 급속한 확충은 장기실업의 확대와 도덕적 해이로 인하여 고용보험 재원을 고갈시킬 수 있다. 또한 하달식의 2차 안전망의 운용은, 지역특성에 맞는

12) 노동시장 정보(labor market information) 시스템에 관한 자세한 내용은 금재호(1998)를 참조할 수 있다.

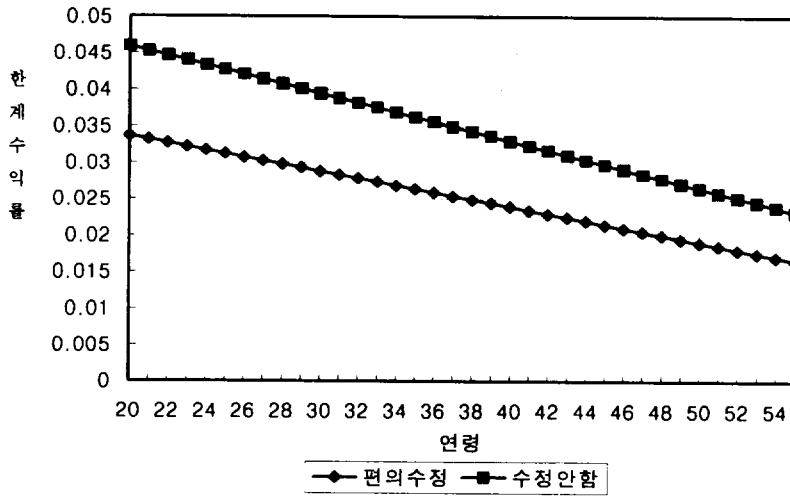
분권화(decentralized)된 생활보호대책의 마련을 저해할 수 있다. 그리고 1,2차 안전망의 주된 운영 체계가 노동부와 보건복지부로 나누어져 있고 일원화된 총괄감독체계가 없다는 측면도 지적되어야 하며, 전반적으로 실업대책의 효율성 제고가 시급하다.

參 考 文 獻

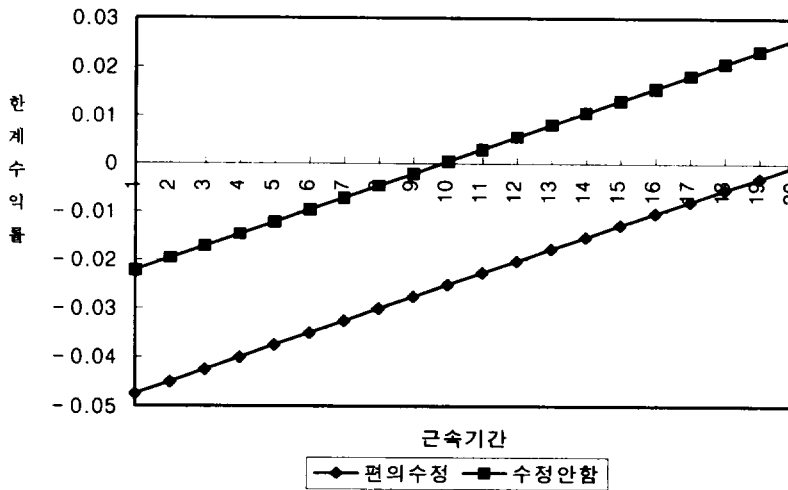
- 경총, 『고용조정 실무』, 1998.
- 금재호, 「노동시장정보시스템의 의의와 필요성」, 『고용보험동향』, 한국노동연구원 고용보험연구센터, 1998.
- 안희탁·김성환·조문형·문강분, 『고용조정 실무』 한국경영자총협회, 1998.
- 조준모, 『미국의 고용조정: 경험과 시사점』, 한국노동연구원, 1997.
- 최강식, 『우리나라 기업의 고용조정 실태조사 분석』, 한국노동연구원, 1997.
- Becker, Lades & Micheal, "An Economic Analysis of Marital Instability", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 6, 1977.
- Hall, Robert E. and Edward Lazear, "The Excess Sensitivity of Layoff and Quits to Demand", *Journal of Labor Economics*, 1984, pp. 2:233~257.
- Hall Robert, "The Importance of Lifetime jobs in the U.S. Economy", *American Economic Review*, pp. 72: 716~724, 1982.

附錄 I

[부록 그림 1] 연령의 한계수익률과 자발적 이직의 편익



[부록 그림 2] 근속연수의 한계수익률과 자발적 이직의 편익



附錄 II

가. 이직 전 임금 회귀분석과 해고의 표본편의(sampling bias)

W_b 를 해고자의 이직 전 직장에서의 임금을, M_b 를 이직 전 직장에서의 생산성을 나타낸다고 할 때, 해고된 근로자의 임금회귀방정식은 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$\log W_b = \log M_b + U = \alpha + \beta X + U$$

위의 식에서 X 는 임금 회귀변수 벡터를, (α, β) 는 모수 벡터를, U 는 오차항을 각각 나타낸다. I_i 를 기업이 근로자 i 를 해고할 때 얻게 되는 기대순편익이라 하자. I_i 는 관찰되지 않으므로 임계치(threshold) 0을 이용하여, 만약 $I_i \geq 0$ 이라면 기업은 그 근로자를 해고하고($I=1$), 반대로 $I_i < 0$ 이라면 계속 고용한다고 하자 ($I=0$). $I_i = r'Z_i - v_i$ 로 표현할 때, I 의 값은 다음과 같이 결정된다:

$$I = \begin{cases} 1 & \text{if and only if } r'Z_i \geq v_i \text{ (해고)} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

위에서 Z_i 는 해고 순편익 회귀변수 벡터를, r 는 모수 벡터를, v_i 는 오차항을 의미한다. 해고된 근로자의 임금 정보만을 가지고 있다고 할 때, 표본편의가 수정된 임금의 기대값은 다음과 같다.

$$E(\log W_b | I_i \geq 0) = \alpha + \beta X_i + E(U_i | r'Z_i \geq v_i)$$

v_i 가 정규분포를 따르고 $\phi(\cdot)$ 와 $\Phi(\cdot)$ 를 각각 확률밀도함수와 분포함수로 정의하고 σ 를 표준편차로 정의할 때, 해고근로자들만을 대상으로 한 이직 전 임금의 회귀식은 다음과 같다.

$$\log W_{bi} = \alpha + \beta' X_i - \sigma \frac{\phi(r'Z_i)}{\Phi(r'Z_i)} + \xi_i$$

2. 이직후 임금 회귀분석과 해고의 표본편의(sampling bias)

해고근로자의 이직 후 임금회귀식을 추정하면, W_a 를 해고자의 이직 후 직장에서의 임금으로, M_a 를 이직 후 직장에서의 생산성을 나타낸다고 할 때 임금회귀방정식은 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$\log W_a = \log M_a + U = a + bX + U$$

특정한 근로자 i 에 대하여 $I_i^* = r'Z_i - v_i$ 라고 할 때, 해고전 직장의 임금회귀식과 마찬가지로 표본편의를 수정한 근로자의 임금 기대값은 다음과 같다.

$$E(\log W_{ai} | I_i^* \geq 0) = a + b' X_i + E(U_i | r'Z_i \geq v_i)$$

따라서, 해고근로자들만을 대상으로 한 이직 후 임금의 회귀식은

$$\log W_{ai} = a + b' X_i - \sigma \frac{\phi(r'Z_i)}{\Phi(r'Z_i)} + \xi_i$$

3. 자발적 이직과 선택편의(selection bias)

의중임금(A)이 실제임금(W)보다 크다면 그는 자발적 이직을 기도하고($I=1$), 반대의 경우($A < W$)에는 해당 기업에 계속 고용되기를 희망하게($I=0$) 된다. 의중임금과 실제임금의 차이를 $I^* (= r'Z - \varepsilon)$ 라고 하면 I 의 값은 다음과 같이 결정된다.

$$I = \begin{cases} 1 & \text{if and only if } I^* \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

근로자 i 에 대한 임금회귀식은 자발적 이직의 여부에 따라 다음의 두 식으로 구분되어진다.

$$\begin{aligned} \log W_i &= \alpha_1 + \beta_1' X_{1i} + U_{1i} && \text{if and only if } r'Z_i \geq \varepsilon_i \text{ (자발적 이직시)} \\ \log W_i &= \alpha_2 + \beta_2' X_{2i} + U_{2i} && \text{otherwise} \end{aligned}$$

따라서, 선택적 편의를 감안한 임금회귀식은 다음의 식과 같다.

$$\begin{aligned} \log W_i &= \alpha_1 + \beta_1' X_{1i} - \sigma \frac{\phi(r'Z_i)}{\Phi(r'Z_i)} + \xi_{1i} && \text{for } I_i = 1 \\ \log W_i &= \alpha_2 + \beta_2' X_{2i} + \sigma \frac{\phi(r'Z_i)}{1 - \Phi(r'Z_i)} + \xi_{2i} && \text{for } I_i = 0 \end{aligned}$$