

經濟危機 以後 勞動契約 軟性化에 관한 研究*

趙 俊 模** · 金 基 湖***

논 문 초 록

경제위기로 인하여 발생한 노동시장의 구조변화에 대한 추정작업은 향후 우리나라 노동시장의 효율성을 가늠하는 데 매우 의미 있는 작업이 될 것이다. 특히, 노동시장을 파생시장으로 이해하면서 노동시장의 제 문제들을 해결할 수 있는 자연스러운 방법이 경기활성화라고 생각하는 견해가 지배적인 상황에서, 이를 과학적으로 검증해 보는 연구가 시급하다고 사료된다. 본 연구는 경제위기 이후에 노동계약의 변화를 분석함으로써 미래노동시장의 변화방향에 대한 지침을 얻어보고자 하였다. '노동계약의 연성화'(weak attachment 혹은 fragility)란, 쌍방간에 발생하는 기회주의의 크기를 의미하며, 연성화된 노동계약을 통하여 사용자는 유동성 확보 등 단기적인 편익을 얻고, 근로자도 이직을 도모하기 위한 투자를 하여 단기편익을 얻을 수 있다. 그러나 그 결과로서 노사양측은 비협조적 전략(nonco-operative strategy)으로부터 장기적으로 효율적인 매칭을 포기하는 비용을 지불하게 된다. 만일 노동계약의 연성화가 경기변화에 의해 야기되었다면 노동계약 연성화는 경제위기동안에 위축된 노동시장 상황하에서 일시적으로 발생하였을 가능성이 크다. 반면 고용구조의 점진적인 추세변화에 의해서 야기되었다면 노동계약 파라미터(contract parameter)가 고용유연화 방향으로 점차 변화하였을 의미한다. 본고의 실증분석에 의하면 노동계약 연성화는 고용유연화의 장기추세에 의한 것이라기보다는 주로 경기적 요인에 의해 주도되어 평생직업시대의 도래를 아직은 실증적으로 확인할 수 없었다. 또한 연성화의 양태가 근로자특성별로 상이하게 진행됨을 알 수 있었다. 즉, 화이트칼라와 대졸 이상의 근로자군에서 노동

* 이 논문은 2001년도 학술진흥재단의 지원(KRF-2001-041-C00235)에 의하여 연구되었음을 밝혀둔다. 2002년 경제학회 공동학술대회에서 토론자로 참여하여 좋은 의견을 주신 KDI의 최경수 박사와 본고의 개선을 위하여 흔쾌히 시간을 투자해 주신 익명의 두 심사자들에게 감사의 뜻을 전한다.

** 숭실대학교 경성대학 경제학과 교수, e-mail: jmcho@ssu.ac.kr

*** 성균관대학교 경제학과 박사과정, e-mail: goedel4u@hanmail.net

계약 연성화는 비자발적 이직과 자발적 이직 모두에 의해 야기되는 대칭적(symmetric) 양태를 보이지만 여타 근로자군에서는 연성화가 비자발적 이직에 의해서 주도되는 비대칭적(asymmetric) 양태를 보임을 알 수 있었다.

핵심 주제어: 노동계약 연성화, 경기변동, 고용유연화

경제문헌 주제분류: J6(노동분야: 이직, 실업 및 일자리)

I. 서론

1997년 말의 경제위기 이후 우리나라 실업률은 급등하기 시작하여 1998년 3/4분기에는 7.7%에 달하는 등, 우리나라는 유례를 찾아보기 힘든 실업대란을 경험하게 되었다. 이후 경기가 완만하게 회복되면서 실업률이 감소하였지만, 아직도 경제위기의 충격을 완전히 극복하였다고 단언할 수는 없다. 경제위기 이후 고용불안정성(employment instability)에 대한¹⁾ 근로자들의 인식이 팽배했으며, 심각한 불경기로 인해, 구직난, 미취업의 장기화, 임금삭감, 그리고 비정규직 확대와 같이 노동시장 악화요인들이 발생함에 따라 근로자들의 피해의식이 증대되었다. 다른 한편에서는 기득권 계층으로 볼 수 있는 대기업의 고학력·정규직 근로자의 고용불안이 사회 여론을 주도하여 고용불안이 실상보다 과장·증폭된 감이 없지 않으며, 그 결과로 근로자의 피해의식이 필요 이상으로 높아졌다는 주장이 제기되기도 한다.

고용불안정성을 야기하는 원인은 크게 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫 번째는 노동시장에 장기적이고 점진적인 영향을 미치는 기술적 요인이다. 기업은 세계화와 정보화,²⁾ 그리고 지식기반산업확대와 같은 경제환경의 변화에 대처하기 위해, 유

1) '고용안정성'(job stability)이라는 개념은 고용영속성을 의미하는 개념으로 자발적 이직과 비자발적 이직을 혼합한 개념이다. 경제위기 전후에 우리나라 고용안정성의 변화를 직장유지율(job retention rate)의 개념을 이용하여 측정한 연구로서 Cho and Keum(forthcoming)과 김재호·조준모(2000)의 연구를 들 수 있다. 고용안정성과 대비되어 '고용안전성'(employment security)이라는 개념은 '근로자가 얼마나 실직 위험에 노출되어 있는가'를 나타내 주는 개념으로 비자발적 이직 가능성을 의미한다. 본고는 고용안정성과 안전성을 구분하지 않고 일반적으로 통용되는 고용안정성이라는 용어로 통일하여 사용한다.

2) Heery and Salmon(*The Insecure Workforce*, 2000)은 노동시장의 불안정성이 증가한 것은 세

연한 인적자원관리 시스템을³⁾ 도입하며 계약직제, 소사장제, 아웃소싱, 파견근로 등을 확대하여 왔다. 노동시장적 관점에서 유연한 인적자원 관리시스템이 지니는 경제효율성은 크게 두 가지로 나누어 살펴볼 수 있다. 한가지는, 각종 비정규노동력을 도입함으로써 사용자가 시장수요에 신속하게 대응할 수 있게 된다는 것이다. 그리고 고용형태의 다양화를 통해 노동비용이 낮아질 수 있고 고용창출 효과도 발생시키기 때문에, 유연한 인적자원관리 시스템은 궁극적으로 근로자에게도 도움을 줄 수 있다는 것이다. 다른 하나는 고용형태의 다양화가 노동공급형태 변화에 대응한 것이라는 점이다. 이러한 견해에 의하면, 비정규직 일자리가 주어짐으로써 근로자의 효용이 증대될 수도 있으며, 근로자도 '평생직장' 대신 '평생직업'이라는 개념 아래에서 적극적인 자기개발 노력과 자발적 이직을 통하여 자신의 시장가치를 높이고 경력을 향상시키려는 노력을 기울인다는 것이다. 이러한 현상은 노동시장의 경제효율성 개선과 생산성 향상 차원에서 불가피하게 발생하는 고용불안정성으로 이해될 수도 있을 것이다.

고용불안정성을 야기하는 두 번째 요인으로는 경기적 요인을 들 수 있다. 즉, 경제위기 동안에 유동성 제약을 해소하고 인건비 부담을 줄이기 위해, 기업이 인력규모를 축소하거나 정규직 대신 비정규직의 채용을 늘릴 수 있는데, 이로 인해 단기적으로 고용불안정성이 야기될 수 있을 것이다. 또한 경제위기 이후의 유동성 제약을 타개하기 위한 방편으로 활용되는 인수·합병 등이 빈번해 짐에 따라서 기업의 변동이 심해지고, 그로 인하여 고용불안정성이 촉진되었을 가능성도 존재한다.

이렇게 고용안정성의 변화와 그 요인에 관하여 다양한 논쟁이 진행되고 있음에도 불구하고 아직까지 국내에서는 이에 대한 정치한 연구가 이루어지지 못하고 있는

경제계의 글로벌화, 한 국가경제 내에서의 비용절감압력, 그리고 자본주의 국가시스템이 금융자본가들의 지배와 주주들의 이해를 위해 기업자산의 단기경영전략을 부추킨 데서 그 원인을 찾을 수 있다고 주장한다. 물론 이러한 주장에도 국가간 격차가 존재할 것으로 판단된다. 세계화가 진척되면서 자본시장 혹은 재화시장의 위험도가 더욱 증대하였고, 이러한 위험을 분산시킬 수 있는 제도적 장치나 시장(예컨대, 선물시장이나 보험시장 등)이 발달되지 못한 국가일수록, 재화시장이나 자본시장에서 발생한 위험이 완화되지 못한 채 노동시장에 그대로 전이되어 노동시장의 불안정성이 증가하였을 가능성도 배제할 수 없다.

- 3) 경제위기 이후 비정규직 비율이 증가한 것에 대하여, 이효수(2001)는 노동시장구조분석론에 입각하여 노동시장의 단층화 내지 분단화가 심화되었다고 지적한 바 있고, 조준모(2001)와 안주엽·조준모·남재량(2001)은 2차 노동시장에서의 비정규직 비율 증가에는 사용자가 법적 복리의무를 탈법·불법적으로 회피하고자 하는 유인이 크게 작용하였음을 제안한 바 있다.

실정이다.⁴⁾ 본고는 경제위기 이후에 고용유지에 관한 암묵적 노동계약(implicit labor contract)의 변화를 정의하고 분석함으로써, 고용안정성의 변화를 살펴보고자 한다.

고용유지에 관한 암묵적 노동계약(implicit contract for job security)에 대한 연구는 1970년대 초반부터 진행되어 오고 있다. 초기 연구의 대표적 논문들에는 직장안정성(job security)과 임금 간의 상충(trade-off) 관계를 분석한 Azariadis(1975) 류의 위험공유 모형(risk-sharing model)이나, 사용자는 고용안정을 제공하고 근로자는 반대급부로 일정한 수준 이상의 생산성을 제공한다는 Akerlof(1982)의 증여 모형(gift exchange model) 등⁵⁾이 있다.

1980년대 이후 지금까지도 사회학이나 심리학 분야 등에서는 근로자의 충성심이나 근로몰입도를 고취시키기 위한 심리계약(psychological contract)이나 노사간의 신뢰를 강조하는 사회계약(social contract) 모형들이 활발하게 연구되고 있다(가령 Baker, Murphy and Jensen, 1988; Simon, 1991; John and Nevin, 1990). 한편 인사관리 관련학자들은 신뢰를 전제조건으로 하여 암묵적 상호성(implicit reciprocity)이 거래비용을 낮출 수 있으며, 이는 기업 경쟁력의 원천임을 강조한다(Dore 1983; Nooredewier, John and Nevin 1990; Barney and Hansen 1994). Buckley and Casson(1998), Dasgupta(1988) and Williamson(1985)에 의하면 신뢰는 상대방이 협력하였을 경우의 순편익이 배신하였을 경우의 순편익보다 크다는 계산과정

-
- 4) 고용불안정성을 비정규직 증가와 연관지어 분석한 연구로서 김대일(2002)과 최경수(2001) 등을 들 수 있다. 김대일(2002)은 경제위기 이후 비정규직의 증가는 장기적 여건 변화에 대응한 “인적자원의 효율적 관리”를 반영하고 있는 것이 아니라 기업의 단기적 노동비용 절감을 반영할 가능성이 높다고 제안한다. 노동비용절감 가설에 의하면, 경제여건의 악화에 따른 노동비용절감의 필요성에 대응하여 기업은 해고, 비정규직화 등 여러 수단을 동원하게 되며, 정규직 근로자라 하더라도 높은 실직 위험에 처하게 되어 고용안정성이 악화된다는 특징을 갖는다.

한편 최경수(2001)는 비정규직 확산이 상대적으로 저기능 근로자를 중심으로 발생하고 있다고 제안하며, 단순한 노동이동의 증가는 유연성 제고의 목적이 될 수 없고 단지 현상의 일부에 불과할 뿐이라고 하였다.

- 5) Akerlof(1982)는 증여(gift)에 관하여 다음과 같이 일화적으로 설명한다: “... 고대독어에서 gift는 독약(poison)과 증여(gift)의 두 가지 상반된 의미를 가진다. 또한 그리스어에서 δῶσις는 독약이라는 의미를 가지지만 원래의 어원은 ‘증여하다’라는 의미를 가진다. 이렇게 고대어에서 독약과 증여가 밀접한 연관성을 가지는 원인은 두 가지 모두 이해당사자에게 상호성(reciprocity)을 유지할 의무가 주어지기 때문이다. 상호성의 의무를 더 이상 유지하지 못하게 되면, 증여의 기쁨은 쉽게 저주로 바뀌게 된다. ...”(Akerlof, 1982, pp. 549~550에서 번역).

(calculative process)을 전제로 한다. 따라서 협력 혹은 배신의 순편익에 영향을 주는 일련의 제도변화는 신뢰 형성에 영향을 미치게 된다.

1980년대 중반까지 암묵적 노동계약에 관한 경제적 논의는 근로자의 근무태만이 라는 일방적 기회주의(unilateral opportunism) 문제를 해결하기 위하여 '효율성임금'(efficiency wage)이나 '이연지급모형'(deferred wage model)과 연계되어 발전되었다.⁶⁾ 최근의 암묵적 노동계약에 관한 연구들은 어떠한 상황에서 암묵적 노동계약이 실제적으로 맺어지고, 노동시장 환경이 변화해감에 따라 암묵적 노동계약에 대한 이행정도가 어떻게 변화하는 가를 분석하는 방향으로 발전해 나가고 있다. 예컨대 Fehr et al. (1999)은 협상력의 균등성과 암묵적 노동계약의 체결 가능성에 초점을 맞춘 바 있다. 즉, 기업 내 사용자와 근로자집단간 협상력이 엇비슷할 경우에는 그렇지 못한 경우에 비하여 안정적인 암묵적 노동계약이 맺어질 가능성이 높다고 제안한다.⁷⁾ 한편 본 연구의 기본적인 방향과 일치하는 Valleta (1999)의 연구에서는 노동시장 환경이 변화함에 따라 노동계약의 연성화(weak attachment)가 어떻게 변화하는가를 분석하였다. Valleta는 근로자 패널자료인 PSID (Panel Study of Income Dynamics)를 이용하여 노동계약 연성화를 장기추세적 변화와 불황으로 인한 단기 변화로 구분하여 분석하였다. 그는 실증결과를 통해, 미국 노동시장의 경우, 노동계약 연성화는 장기추세로서 나타나는 것이기는 하나 불황에 의해서 연성화가 증폭되었다고 제안하였다.⁸⁾

6) 근로감독이 불완전한 상황에서, 적절한 수준의 근로자 노력을 유인하는 노동계약상의 장치로서 효율성 임금(efficiency wage)과 이연지급(deferred wage)이 이용될 수 있다. 효율성 임금과 달리 이연지급의 경우 사용자가 근로자에 대한 임금채무(wage bond)를 이행하지 않기 위해 근로자를 해고하는 사용자 기회주의가 고려되기는 하지만, 근로자의 기회주의와 대칭적으로 고려되지는 않는다(Lazear, 1979; Bull, 1987).

7) 기업의 규모에 따라 협상력 배분이 변화하는 범위에서, Fehr et al. (1999)의 연구는 대기업에서 암묵적 노동계약 체결이 높을 것이라는 점을 시사한다. 이러한 주장은 Doeringer and Piore (1971)의 이중노동시장 모형을 발전시킨 Akerlof (1982)의 모형에서도 찾아 볼 수 있다. 즉, 서로의 이익이 되는 암묵적 거래는 핵심노동시장(core labor market)에서 이루어질 가능성이 크다는 것이다. 이들은 상대적으로 잘 발달된 내부노동시장을 가지고 근속기간이 긴 대기업일수록 암묵적 노동계약이 체결될 가능성이 크다고 주장한 바 있다.

8) 이와 연관된 연구로서 Shleifer and Summers (1988)는 미국 노동시장에서 적대적 인수합병은 피인수기업에서 근로자와 사용자 사이에 맺은 암묵적 노동계약을 파기시키고 기회주의적 해고를 수반할 수 있다는 실증분석 결과를 제시한 바 있다. 또한 Gokhale, Groshen and Neumark (1995)는, 적대적 인수합병후, 피인수기업의 장기근속근로자의 고용수준이 급격히 감소하고 인수전에 비하여 임금구조도 근속년수에 대한 임금의 기울기가 완만하게 변화한다

노동계약의 연성정도(degree of weak attachment)는 사전에 암묵적으로 약속된 노사간의 사항에 대한 이행 정도를 나타낸다. 가령 사용자는 근로자가 적절한 생산성을 발휘하는 데 필요한 자본재(가령 컴퓨터)를 공급하고 생산성을 발휘할 수 있는 적절한 업무에 배치하며 장기근속을 전제로 기업특수인적자본을 투자하는 등 암묵적으로 약속된 노동계약 내용에 대하여 일정한 수준까지의 신의성실의 의무를 다하여야 할 것이며⁹⁾ 반면, 근로자는 이에 대한 반대급부로 일정기간 이직을 하지 않고 사용자를 위하여 생산성을 발휘할 것이 요구된다. 그러나 계약내용의 완벽한 이행은 현실적으로 성립하지 않을 것이다. 노동계약의 연성화라는 의미는 노사양측이 쌍방에 대한 기대수준이 이전보다 점차 낮아져서, 어느 정도 쌍방간에 기회주의(bilateral opportunism)가 허용되는 것을 의미한다.¹⁰⁾ 만일 경제위기 이후에 고용유지에 관한 암묵적 노동계약이 연성화되었다면, 사용자도 근로자가 충분히 오랜

는 실증결과를 제시함으로써 Shleifer and Summers(1988)의 결과를 지지하고 있다. Pontiff, Shleifer and Weisbach(1990)와 Peterson(1992)은 기업연금(pension fund)에 가입한 사업장에서 기회주의적 해고가 빈번하다는 실증결과를 제시한다. 이처럼 미국노동시장에서 기업변동시 기회주의적 해고가 빈번하게 관찰되는 것은, 고용재량권(employment-at-will)은 기본적으로 인정하는 반면에, 동 권한에 대한 제한을 예외적으로 허용하는 법원의 입장도 일조하고 있는 것으로 보인다. 우리나라의 경우에는 상법상 「합병후 존속한 회사 또는 합병으로 인하여 설립된 회사는 합병으로 인하여 소멸된 회사의 권리의무를 승계한다」라고 규정함으로써 인수·합병시 고용승계를 의무화하도록 하고 있는데, 이를 고려하면 기회주의적 해고의 가능성은 상대적으로 작을 것으로 판단된다. 그러나 자산인수방식의 기업변동의 경우, 생산시설을 인수하는 과정에서 근로자를 선별적으로 재고용할 수 있으므로 실질적인 기회주의적 해고문제가 발생할 수 있다는 문제점이 제기된 바 있다. 이와 연관된 사건의 사례로서 창원종합특수강의 삼미특수강 인수사건을 들 수 있는데, 이와 관련하여 최근 대법원에서 고등법원의 부당해고판결을 번복시킨 바 있다(1997. 7. 12. 중노위판례; 2001. 7. 27. 대법원판례).

- 9) 경쟁적 노동시장 구조하에서는 일반적 인적자본투자는 근로자와 사용자가 분담하는 것이 효율적이라고 제안된다(Becker, 1975). 그러나 경제위기 이전에 외부노동시장이 잘 발달되지 않아 근로자 이직률이 낮았던 대기업 노동시장에서 사용자가 일반적 인적자본(가령 근로자를 위한 해외 MBA 교육투자)에 투자하는 사례가 종종 발생하였다. 만일 경제위기 이후에 근로자가 보다 빈번하게 이직하게 되고 기업이 교육투자의 열매를 수확할 권리가 보장되지 않는다면, 기업이 근로자의 일반적 인적자본에 대하여 투자할 동기는 줄어들 것으로 판단된다.
- 10) 물론 노동계약이 연성화되었다고 해도 그것이 반드시 비효율적이라는 의미는 아니다. 지나치게 경성화된 계약이 연성화될 경우 경제효율성은 오히려 개선될 가능성도 존재한다. 따라서 지나치게 연성화되지도 않고 지나치게 경성화되지 않은 '최적 연성화'가 각 부문별로 존재할 것이다. 본고의 논의 초점은 실증적으로 규명하는 것이 불가능한 최적 연성화 정도를 밝히는 데 목적이 있는 것이 아니라 경제위기를 경험하면서 연성화가 어떤 방향으로 흘러가며, 또 그 원인은 무엇이었는지를 규명하는 데 있다.

기간동안 근무할 것을 기대하지 않을 것이고, 이에 따라 근로자에 대한 투자나 배려도 감소하게 될 것이다. 반면 근로자의 입장에서라도 특정기업에 대하여 충성하거나 몰입함이 없이, 현직에 비하여 조금이라도 나은 제의를 받게되면, 언제든지 이직할 가능성이 높아졌다는 것을 의미한다.¹¹⁾

노동계약이 경성(硬性, strong attachment)의 형태를 취한다면, 재화시장에 부(負)의 외부충격(예컨대 불황 등)이 주어질 경우, 노동계약이 이를 상당부분 흡수함으로써 노동시장은 재화시장에 비하여 상대적으로 둔감(inert)하게 변화해 갈 것이다. 반면 노동계약이 연성화(軟性化)되었다면, 재화시장과 노동시장이 서로 연동될 가능성이 높아지며, 재화시장의 조그만 외부충격에도 노동시장이 과민반응(over-shooting)을 보일 가능성도 존재한다.¹²⁾

본 연구에서는 우리나라 노동계약 연성화가 기술이나 제도변화와 같은 장기추세 변화요인에 의하여 이루어졌는지, 아니면 경제위기 기간동안에 불황으로 인하여 야기된 일시적인 현상인지를 실증적으로 규명해 보고자 한다. 만약 노동계약의 연성화가 주로 전자에 의하여 야기되었다면, 이는 근속년수와 노동시장 조건과 같은 고용 파라미터(employment parameter)와 해고율 및 이직률과 같은 노동시장변수 사이의 관계가 점진적으로 변화하였음을 의미하며, 우리나라 노동시장이 보다 유연한(flexible) 방향으로 변화해 왔음을 시사한다. 그러나 노동계약 연성화가 주로 불황과 같이 경기적인 요인에 의해 야기되었다면, 노동계약 연성화는 노동시장 유연화보다는 경제위기동안에 수축된 노동시장 상황에서 일시적으로 발생하였을 가능성이 컸다는 것을 의미한다.

예컨대 장기근속자에 대한 해고가 기술유연화와 같은 장기추세 요인에 의해 발생

11) 노동계약이 연성일 경우, 불황기간동안 비효율적인 고용관계를 쉽게 종료시키고, 보다 나은 파트너와의 매칭을 위해서 효율적인 이직(efficient turnover)을 시도할 수도 있을 것이다. 노동시장이 완전한 경우에 이직(turnover)이 효율적일 수 있음을 강조한 대표적 논문으로 McLaughlin(1991)을 들 수 있다. 반면 Hall and Lazear(1984)나 Hall(1995)은 임금이 경직적이거나 정보에 비대칭성(information asymmetry)이 존재하고 사후적인 재협상이 원천적으로 봉쇄된 경우에는 비효율적인 이직이 발생할 수 있음을 이론적으로 설명한다. 그러나 고용유지에 관한 노동계약에 관하여, 연성화 정도에 대한 자유계약(free contract)이 상호 호혜적인 결과를 가져오기 위해서는 계약당사자 스스로 무엇이 자신의 이익과 부합되는가를 판단할 수 있어야 하고, 또한 계약당사자간에 자유로운 협상이 전제되어야 한다.

12) Ramey and Waston(1997)은, 합리적인 조건하에서, 재화시장에 대한 부의 충격(negative shock)이, 노동시장에 증폭되어 영향을 미치게 될 수도 있다는 의태분석(simulation)결과를 제시한다.

하였다면 이는 경영상의 합리성을 띤 불가피한 상황으로 인지될 수도 있을 것이며, 반면 장기근속자에 대한 해고가 단지 기업의 유동성 확보와 같은 단기적 목적을 위한 조정의 일환으로 이루어진 것이라면, 과거로부터 유지되어 온 '고용유지에 관한 암묵적 계약'과는 필연적으로 충돌할 수밖에 없을 것이다. 이와 관련하여 법원이나 정부가 이를 어느 수준까지 유지시키는 것이 공정성(fairness)과 효율성(efficiency)을 달성할 수 있는가하는 문제가 제기될 수 있다.

본 연구에서는 노동계약 연성화가 블루칼라와 저학력군을 중심으로 하는 주변부 노동시장(peripheral labor market)에서 경기적 요인에 의하여 초래되었는지, 아니면 화이트칼라와 대졸이상의 고학력군을 중심으로 하는 핵심 노동시장(core labor market)에서 장기추세로 나타나는 현상인지를 구분하여 살펴보고자 한다. 이러한 집단별 분석(cohort analysis)은, 특정 재화시장 혹은 서비스시장의 미래 변화로부터 파생되는 특정 노동시장의 영향이 어느 정도 되는가를 가늠할 수 있게 해줌으로써, 필요시 적절한 정책대응 방향을 설정하는 데 도움을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

II. 고용유지에 관한 암묵적 노동계약과 연성화(Weak Attachment)에 관한 이론적 고찰

1. 노동계약 연성화에 관한 단순모형

'노동계약의 연성화'란, 대칭적인 즉, 쌍방간에 발생하는 기회주의의 크기를 의미한다(Ramey and Waston 1997; Idson and Valletta 1996; Valletta, 1999 등). 사용자는 암묵적으로 약속한 수준이하의 고용을 유지하며, 이전보다는 낮아진 고용유지 가능성에 맞추어 근로자 역시 인적자본투자나 노력수준을 조정하게 된다. 연성화된 노동계약을 통하여 사용자는 유동성 확보 등 단기적인 편익을 얻고, 근로자도 이직을 도모하기 위한 투자를 하여 단기편익을 얻을 수 있다. 그러나 그 결과로 노사양측은 비협조적 전략(noncooperative strategy)으로부터 장기적으로 효율적인 매칭을 포기하는 비용을 지불하게 된다.

다기의 노동계약 연성화 모형으로서 Ramey and Waston(1997)의 모형을 들 수 있으나 노동계약 연성화의 개념을 분명히 하는 차원에서 본고에서는 Valletta(1999)

〈표 1〉 고용유지에 관한 보상 매트릭스

구분		근로자	
		고용유지	자발적 이직
기업	고용유지	\hat{z}	y_f, x_w
	해고	x_f, y_w	0, 0

의 1기 모형을 단순한 형태로 전환하여 설명한다. 이러한 단순모형은, 본 연구가 의도하는, 실증분석방향에 관한 논의를 분명히 하는 데 도움을 줄 수 있으리라 생각된다.

〈표 1〉은 기업과 근로자의 1기 동안의 보상 행렬(payoff matrix)을 나타낸다. 이제 기업과 근로자간의 게임을 생각하자.

〈표 1〉에서 하첨자 f 는 기업(firm)을 의미하며, 하첨자 w 는 근로자(worker)를 나타낸다. \hat{z} 는 $z_f + z_w$ 를 나타내고 x 는 $x_f + x_w$ 를 나타낸다($x_f > 0, x_w > 0$). \hat{z} 는 고용유지에 관한 암묵적 노동계약이 유지되어, 노사양측이 기회주의적인 이직이나 해고가 발생하지 않을 경우의 순수익을 나타내는데, 불황 혹은 호황에 따라 그 값이 변하는 확률변수(stochastic variable)이다. 사후적으로 실현된 \hat{z} 는 노동계약이 정한 규칙에 따라 분배된다. 사용자와 근로자의 일방적 기회주의로 인한 단기보상은 각각 x_f 와 x_w 로서 주어진다. 근로자 편익 x_w 는 해당기업에 낮은 수준의 생산성을 보임으로써 얻는 여가의 효용을 의미하거나, 의중임금(reservation wage)을 높이기 위하여 잔여시간을 투자하여 얻게되는 편익을 의미한다. x_f 는 기업이 근로자를 해고할 경우 얻게되는 단기적인 편익을 의미한다. 또한 y_w 나 y_f 는, 근로자와 사용자가 일방적인 기회주의를 범할 경우의 단기편익을 의미한다. 어느 한쪽이 일방적인 기회주의를 범할 경우 총수익은 암묵적 노동계약이 성실히 이행될 경우에 비하여 작으며 즉,

$$\hat{z} > 0 > (x_f + y_w), (y_f + x_w)$$

가 성립하며, 기회주의는 상대방에 의해 바로 감지되지만, 고용유지에 관한 암묵적 계약의 이행은, 법원이나 정부와 같이 제3자에 의해 강요될 수 없다고 가정한다.

어느 한쪽이 기회주의적 이직이나 해고를 한 경우 해당기의 말에 암묵적 계약은 자동적으로 파기된다.

만일 \hat{z} 의 값이 충분히 작을 경우, 해고나 이직으로부터 얻게되는 단기편익이 고용유지로부터 얻게 되는 직업지대(job rent)보다 크게되어, 어느 한쪽에 의해 기회주의적 이직(separation)이 이루어지게 되고, 이후 해당기업과 근로자는 고용관계를 종료하게 된다.¹³⁾

\hat{z} 가 $\hat{z} < x_f + x_w$ 의 구간에 해당된다면, 1기말에 노동계약은 자동적으로 종료된다. 왜냐하면 $\hat{z} < x_f + x_w$ 은 $z_f < x_f$ 나 $z_w < x_w$ 를 의미하여, 암묵적 노동계약이 제공하는 지대가 기회주의로부터 얻는 지대보다 작아지기 때문이다. 노동계약상의 지분 분배규칙에 따라 근로자나 사용자 중 어느 한쪽이 기회주의를 행하게 될 것이다.¹⁴⁾

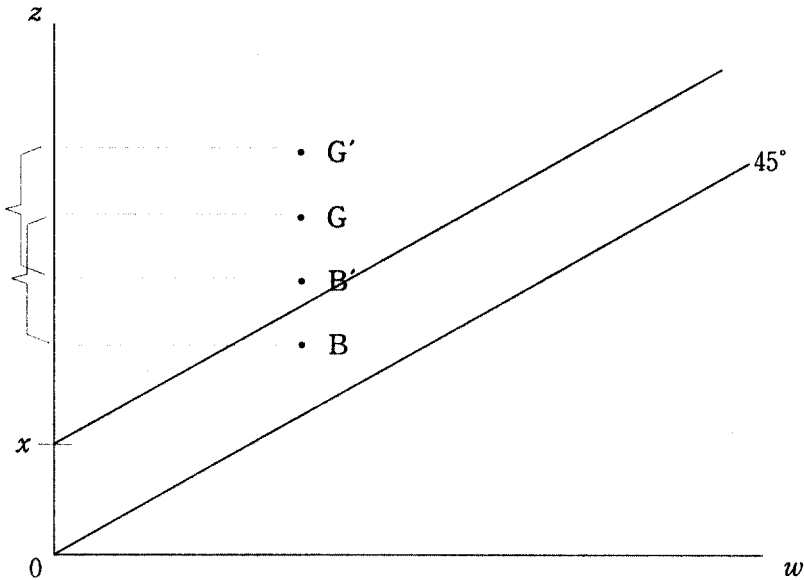
계약이 시작됨과 동시에 사용자는 근로자의 생산성 향상을 위해 α 만큼의 노동계약특수-인적자본투자를 하고 투자비용은 전적으로 사용자가 부담한다고 가정하자. 모형의 단순화를 위해서 α 는 고정되어 있고, 노동계약특수-인적자본에 대한 수익은 호황(G)과 불황(B)에 따라 확률적으로 분포하며, $z^G(\alpha) > z^B(\alpha) > 0$ (즉, 100% 불황이 올 것이라고 사전에 완벽하게 예상되어도, 1기 동안의 암묵적 계약을 유지하는 것이 더 효율적)이라고 가정한다.

Ramey and Watson(1997)의 다기의 모형에서와 마찬가지로, 주어진 투자액의 크기, α 에 따라서 노동계약은 경성계약(strongly attached contract 혹은 hard contract)과 연성계약(weakly attached contract 혹은 soft contract)으로 나누어진다. 경성계약하에서는 투자량과 수확되는 근로자의 생산성이 충분히 커서 불황에도 고용유지를 하는 것이 효율적인 계약이 된다. 반면 연성계약하에서는 투자량이, 불황에 고용유지를 할만큼, 충분치 못하다. <그림 1>은 연성계약과 경성계약을 구분한 것이다.

13) McLaughlin(1991)의 효율적 이직모형(efficient turnover model)과 마찬가지로 Ramey and Watson(1997)의 모형에서도 누가 먼저 기회주의적 이직(separation)을 야기하는가의 문제는 노동계약상 지대의 분배규칙에 따라 결정되며, 전체 효율성에 영향을 주지 않는다.

14) 본 연구에서 제시되는 1기의 모형은 Ramey and Watson(1997)의 모형과 같이 다기(多期)의 모형으로 확장될 수 있을 것이다. 즉, 다기에 걸친 임금의 현재가치와 의증임금의 현재가치가 행렬형태의 보상수준으로 대체될 것이다.

〈그림 1〉 경성 노동계약과 연성 노동계약



주: (G', B'): 경성노동계약, (G, B): 연성노동계약

〈그림 1〉에서 횡축은 근로자의 혹은 사용자의 의중임금 w 를 나타내며 종축은 노동계약의 순수익 z (z_f 혹은 z_w)를 나타낸다. 45° 상단부분은 $z > w$ 로서 고용유지에 관한 암묵적 계약이 효율적인 구간을 의미한다. 투자수준이 충분히 큰 경우에는, 호황에는 G' , 불황에는 B' 의 수익을 창출하여 불황에도 고용을 유지하는 것이 효율적인 경성계약이 맺어지게 된다. 경성계약이 맺어지는 구간은 $z > x$ 로서 〈표 1〉의 보상행렬에서 고용유지에 관한 암묵적 노동계약이, 불황기간에도, 성실히 이행되는 경우를 나타낸다. 반면에 투자수준이 작은 경우, 호황에는 G , 불황에는 B 의 수익을 창출하여, 불황에는 어느 한쪽의 기회주의에 의해 노동계약이 파기되는 $w < z < x$ 의 구간에 놓이게 된다. 이 구간은 1기의 노동계약은 맺어지지만, 불황이 닥쳐올 경우, 쉽게 계약파기가 일어나는 연성화된 계약이 맺어지는 구간을 나타낸다. 연성계약하에서는 상호 호혜적인 계약이 맺어지지만 고용안정 (employment security)이 유지되는 노동계약은 아니다.¹⁵⁾

15) Ramey and Waston (1997)은 ① 불황이 일어날 확률이 작을수록, ② 근로자의 의중임금이 클수록 연성화된 계약이 맺어질 가능성이 크다고 제안한다. 그들의 연구에 의하면, 미국 노동시

2. 노동계약 연성화에 영향을 미치는 제반요인

노동계약 연성화·경성화에는 노동시장의 제반환경들이 영향을 미칠 것이다. 즉, <표 1>에 나타난 (\hat{z} , x_f , x_w , y_f , y_w)에 영향을 미치는 제반 요인들이 노동계약 연성화·경성화에도 영향을 미칠 것이다. 전술한 바와 같이 노동계약 연성화의 초점은, <그림 1>의 B에서 누가 먼저 기회주의적 행위를 범하느냐에 있는 것이 아니라, 그 결과로서 노동계약이 더 이상 지속되지 않는다는 점에 있다. 따라서 사용자 혹은 근로자 어느 한쪽의 기회주의에 영향을 주는 변수들은 바로 노동계약 연성화·경성화 정도에 영향을 주게 된다.

노동시장에서 사용자에게 대한 평판(reputation)은 사용자의 기회주의를 억제하는 요인으로 작용한다. 가령 경쟁적 시장구조를 상정한 Lazear(1979)의 이연지급모형(deferred wage model)을 살펴보면 사용자가 누적된 근로자의 임금채권지불의무를 준수하지 않는다면 모든 근로자는 이직을 하거나 근무태만을 보여 시장의 평판효과가 완벽히 작동하는 것으로 나타난다. 그러나 실제노동시장에서 평판효과가 불완전하게 작동하는 경우(예컨대, 노동시장에서 사용자가 수요독점자인 경우)나 시장에서 기회주의에 대한 정보유통채널(information transmission channel)이 불완전한 경우에는 평판효과가 사용자의 기회주의를 완벽히 억제하지 못하게 된다(Valleta, 1999). 가령 Valleta(1999)는 급격하게 고용규모가 감소하는 부문에서는 이직률이 높기 때문에 사용자의 기회주의에 대한 정보유통채널이 더욱 불완전하게 작동하게 되어, 평판효과가 감소하게 되고, 결국 이는 노동계약 연성화로 이어진다고 주장한다. 또한 Shleifer and Summers(1988)는 빈번한 기업변동은, 경영상 필요한 해고뿐만 아니라, 장기근속자에 대한 기회주의적 해고 가능성도 증가시킴으로써 노동계약을 연성화시키게 될 수도 있음을 주장한다.

반면 노동계약을 경성화시키는 다양한 요인들도 존재한다. 가령 지나치게 경직적인 해고제한제도는 사용자의 기회주의적 해고 가능성을 억제하고 노동계약을 경성화시킬 수 있을 것이다. 또한 연공서열적 임금이나 누적적인 퇴직금제도는 근로자의 이직을 감소시켜 노동계약 경성화 방향으로 영향을 미칠 수 있을 것이다.

장에서, 1980년대 전반에 걸쳐 팽배한 장기호황은, 동 기간동안에 연성화된 노동계약이 맺어질 가능성을 높였고, 이로 인하여 1990년대 초반에 불어닥친 불황기간동안에 대량해고가 초래되었다고 해석한다.

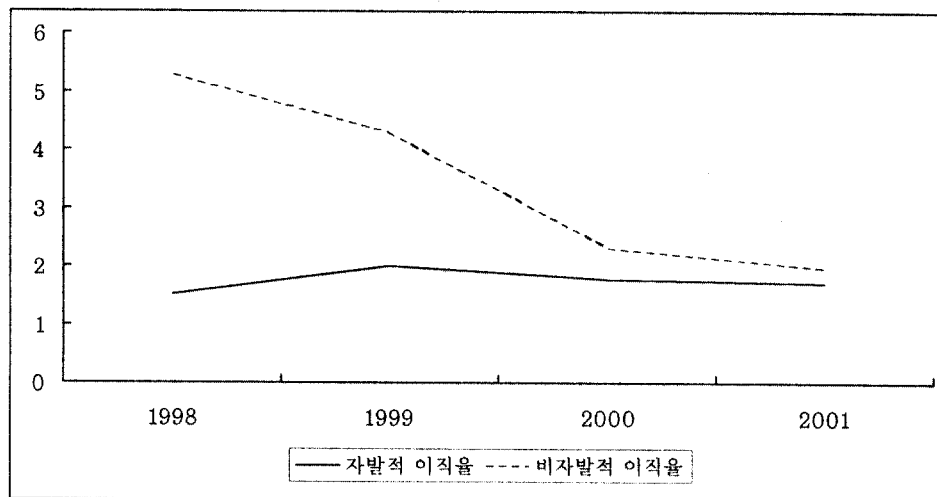
Ⅲ. 이론모형의 실증적 함의

1998년부터 2001년 기간중의 자발적 이직율과 비자발적 이직율의 변화를 살펴보면 <표 2>와 같이 나타난다. 동 기간 중 자발적 이직은 연도별로 근소한 차이가 존재하기는 하지만 커다란 변화가 없는 것으로 나타나고 있고, 비자발적 이직은 1998년도에 가장 높은 수준을 보인 이후에 점차로 감소하는 모습을 보인다. <표 2>를 토대로 비자발적 이직은 경기변화에 대하여 상대적으로 민감하게 반응하는 것으로 단순하게 추측해 볼 수는 있을 것이다.

노동계약 연성화를 실증적으로 명확히 검증하기 위해서는 기업과 근로자의 정보가 동시에 존재하는 패널이 있어야 한다. 그러나 기업과 근로자 정보를 동시에 보유하고 있는 자료는 노동시장관련 자료가 잘 구축된 미국에도 없다. 이런 연유로 Valletta(1999)는 근로자 패널인 PSID를 사용하였던 것이다. 본고에서는 1998년 이후의 경제활동인구 기초조사와 근로자의 근속년수와 임금에 관한 정보가 포함되어 있는 2000년 및 2001년의 경제활동인구 부가조사를 활용할 것이다.

장기근속자의 자발적·비자발적 이직은 ① 비협조적 행위에 대한 수익 즉, (x_f, x_w) 가 증가하거나, ② 계약특수-인적자본으로부터 얻을 수 있는 수익 \hat{z}_g , \hat{z}_w

<표 2> 횡단면 자료를 이용한 이직율의 연도별 변화



주: 경제활동인구조사 각 년도 자료.

예상과는 달리, 돌연히 감소할 경우에 노동계약 연성화가 이루어지게 된다. 본 연구에서는 이론모형의 함의를 다음 세 가지 가설로 정리하여 실증적으로 검토해 볼 것이다.

[가설 1.] 장기근속자의 암묵적 노동계약 체결여부

장기근속자는, 단기근속자에 비하여, 암묵적 노동계약을 체결할 가능성이 큼으로, 장기근속자의 노동계약은 재화시장의 경기변화에 대하여 상대적으로 둔감하게 반응할 것이다. 즉 장기근속자의 비자발적 이직은 경기하락에 대해 둔감하게 반응할 것이고, 자발적 이직도 경기상승에 둔감하게 반응할 것이다. 이는 장기근속자의 노동계약이 재화시장이나 자본시장의 충격을 어느 정도 흡수하는 암묵적 노동계약이 체결되었을 가능성을 시사한다.

[가설 2.] 암묵적 노동계약의 연성화 여부

노동계약 연성화는 경기변동과 같은 단기적 요인과 고용유연화와 같은 장기적 요인에 의해 초래될 수 있다. 경제위기 이후 암묵적 노동계약 연성화가 발생하였다면 이는 주로 경기적 요인보다는 고용유연화와 같은 장기추세의 일환으로 발생하였을 것이다.

[가설 3.] 암묵적 노동계약 연성화의 부문별 차이

암묵적 노동계약 연성화는 근로자의 자발적 이직과 사용자의 비자발적 이직 모두에 의해 초래될 수 있다. 두가지 요인 모두에 의해서 초래될 경우를 대칭적(symmetric) 연성화, 어느 한쪽에 의해서만 초래된 경우를 비대칭적(asymmetric) 연성화라고 정의하자. 대칭적 연성화는 주로 노동계약 협상시 근로자가 일련의 협상력을 가지는 대졸 이상의 고학력자군과 화이트칼라일수록 두드러지게 나타날 것이다.

IV. 실증분석

1. 분석 자료

본 연구에서 사용된 자료는 통계청에서 발행하는 1998년 이후의 경제활동인구 기초조사 자료 및 2000년과 2001년의 경제활동인구 부가조사 자료이다. 경제활동인구 기초조사는 표본수가 약 70,000여 개(표본가구수 약 35,000개)의 방대한 표본이며, 근로자의 가장·배우자 여부, 성별, 연령, 혼인 상태, 취업 여부, 종사중인 산업 및 직종 등의 근로자에 관한 다양한 정보를 제공해 준다. 그런데 이러한 경제활동인구 기초조사 자료도 현 근무 직장에서의 근속연수 및 임금에 관한 정보를 포함하지 않고 있어 자료 활용상에 난점이 있었다. 그러나 1998년 이후의 경제활동인구 부가조사에는 현재 직장에서의 근속연수 및 임금정보가 추가됨으로써 이러한 문제점이 해소된 바 있다.¹⁶⁾ 통상적으로 노동관련 연구에서 패널자료가 보편적으로 이용되는데, 경제활동인구 조사자료에서는 직접적으로 패널자료를 구축하기 곤란하다는 문제점이 있다. 그 이유는 자료 제공시에 개인 ID에 대한 완벽한 정보가 제공되지 않기 때문이다.¹⁷⁾ 따라서 근로자의 신상관련 정보와 해당 기업에서의 임금 및 근속연수에 대한 패널자료를 구축하기가 쉽지 않다는 문제점이 발생한다. 본고에서는 이러한 원 자료상의 문제점을 극복하기 위하여, 개인 ID의 일부와 생년월일, 성별, 연령, 교육수준, 결혼 여부, 취업 여부 및 기타 개인정보를 활용하여 개인을 식별한 후에 2000년과 2001년 자료로 구성되는 패널자료를 구축하였다. 이렇게 구축된 표본에서, 자영업자 및 농가 표본과 정보 불충분으로 동일한 식별이 불가능한

16) 경제활동인구 부가조사는 1998년 6월, 1999년 12월, 2000년 8월, 그리고 2001년 8월 등 연간 1회 경제활동인구 기초조사에 추가적으로 실시된바 있는데, 예컨대 2000년 부가조사의 경우, 조사표 상의 항목 41번(현재의 직장(일)은 언제부터 시작하였습니까?)과 항목 51번(최근 3개월간 주된 직장에서 받은 월평균 임금 또는 보수는 얼마였습니까?)은 근로자의 해당 기업에서의 근속기간 및 임금에 대한 조사항목이 설정되어 있다. 한편 1998년 이후 경제활동인구 기초조사표에는 근로자의 이직이 자발적이었는지 아니면 비자발적이었는지를 알아 낼 수 있는 항목이 있다(항목 26번; 직장(일)을 그만 둔 이유는 무엇입니까?). 이상의 세 가지 정보를 가지고 근로자의 자발적 이직 여부와 그와 관련된 임금 및 근속연수에 대한 정보를 연계하여 근로자의 이직에 대한 분석을 수행할 수 있다.

17) 경제활동인구 조사자료에서 거주지역을 나타내는 ID의 3~5자리수 정도의 정보가 은폐되어 제공된다.

표본 등을 제외한 결과, 동일인으로 식별된 약 20,000개 정도의 최종 표본을 얻을 수 있었다. 이렇게 동일인을 대상으로 표본을 구축함으로써 근로자의 이질성이 실증분석 결과에 미치는 편의를 제거할 수 있다.

근로자가 속한 산업의 분류는 산업분류상의 대분류(총 산업수 17)를 적용하였고¹⁸⁾ 근로자가 속한 직종도 대분류(9가지 직종)를 적용하여, 총 153개(=17×9)의 산업-직종 섹터를 구축하였다.¹⁹⁾ 본고에서 살펴보고자 하는 고용유연화의 대리변수로는 해당 산업-직종 섹터에서의 비정규직 비율의 변화(2년 전과 후의 차이)가 사용되었다. 유연한 인적자원 관리시스템의 대표적 모형으로 흔히 인용되고 있는 Atkinson(1987)의 '유연화 기업'(flexible firm) 모형에 따르면, 핵심군의 근로자는 오랜 직무경험과 외부노동으로 대체할 수 없는 기업특수인적자본을 지니고 있으므로, 이를 이용하여 기업과 장기계약을 맺고, 결과적으로 경제효율성을 도모한다. 반면, 주변군 근로자는 일상적, 기계적 업무를 담당하는 임시·일용직 근로자로서 직무연한이 상대적으로 짧고 외부노동시장에서 쉽게 조달할 수 있는 수준의 숙련도만을 가질 뿐이다. 따라서 전체임금근로자 중 비정규직 근로자의 비중변화는 기업 내부노동시장에서 발생한 고용유연화의 추세적 변화를 반영할 것으로 판단된다.²⁰⁾ 한편 해당 산업-직종 섹터의 경기변화는, Valleta(1999)에서와 마찬가지로, 해고시점에서 과거 2년 동안의 고용 변화를 대리변수로 설정하였다.²¹⁾

18) 2000년에는 대분류산업이 총 17개(A~Q산업)이었으나, 2001년에는 대분류 산업이 총 20개로 세분화되었다. 그런데 신 산업분류를 기존의 산업분류로 환원하는 작업은 가능하나, 거꾸로 기존 산업분류를 신분류로 세분할 수 없다는 문제점이 발생하므로, 2001년의 산업분류체계를 2000년의 산업분류체계에 맞추어 일관된 산업분류를 적용하였다.

19) Valleta(1999)는 직종대신 지역군으로 섹터를 나누어 분석하였다. 보다 구체적으로 Valleta는 총 43개 산업군과 9개 지역군으로 분류하는 방식을 통해 총 387 산업-지역부문으로 세분한 자료를 이용하여 실증분석하였다. 그러나 아직까지 우리나라에서는 지역관련 정보를 제공치 않아서 관계로 자료를 산업-직종부문으로 나누어 분석하였다.

20) Valleta(1999)는 장기추세변수로서 해고발생시점의 연도를 장기추세변수로 이용하였다. 그러나 경제활동인구 부가조사는 기껏해야 4년간의 자료만이 축적되었을 뿐이므로, 상대적으로 자료의 년수가 일천하다. 따라서 패널 축적 연도가 짧은 자료로는, Valleta의 경우처럼, 장기추세 변화를 파악하기 곤란하다. 이를 감안하여 본고에서는 자료상의 한계를 우회하기 위해 해당 산업-직종 섹터에서 2년 전과 비교하여 비정규직 비중의 변화를 고용유연화의 추세적 변화로 파악하고자 한다.

21) 가령 경제위기 회복기인 2001년 8월의 특정 산업-직종 섹터의 고용과 2년 전인 1999년 8월의 고용을 비교하여 보면 고용변화 정도를 알 수 있고, 이를 해당 섹터의 경기변화의 대리변수로 사용할 수 있다. 산업-직종 섹터별로 2년 기간동안의 고용격차는 경제위기를 회복해 가

끝으로 위와 같이 구축된 표본을 화이트칼라 여부별, 기업 규모별, 학력별, 고용 형태별로 세분함으로써, 각 세분된 표본별 효과에 대하여도 실증분석을 시도해 볼 것이다. 아래의 <표 3>은 사용된 표본에 대한 기초통계량을 보여주고 있다.

<표 3> 경제활동인구조사 자료의 기초통계량

변수명	평균 (표준편차)
결혼	0.23 (0.42)
학력(년 수)	11.28 (3.75)
나이(세)	40.04 (12.44)
실질임금 (만원, 1995년 소비자물가기준)	98.59 (86.36)
근속기간(개월)	35.95 (61.70)
관측치수	21,222

주: ()는 표준편차.

<표 4> 프로빗분석에서 사용된 설명변수

종속변수	D_{it}	자발적 이직여부 / 비자발적 이직 여부
설명변수	H_{it}	결혼, 성별, 학력, 연령, 실질임금
	T_{it}	근로자의 전직장에서의 근속년수
	ΔC_{it}	산업-직종 섹터의 비정규직 비중의 변화
	ΔE_{it}^s	산업-직종 섹터에서 고용변화
	$\Delta C_{it} \cdot T_{it}$	산업-직종 섹터에서 비정규직 비중의 변화와 근로자 근속년수의 교호항
	$\Delta E_{it}^s \cdot T_{it}$	산업-직종 섹터의 고용변화율과 근로자 근속년수의 교호항

는 과정에서 노동시장이 급속히 위축되다가 2000년 이후 조금씩이나마 회복되는 단기적 고용 변화의 국면을 포착하게 된다.

2. 실증분석 방향

비자발적 이직은 고용불안정성(job insecurity)과 직접적으로 연관되어 있기 때문에 경제위기 이후에 근로자가 인지하는 직장에서의 안전성과 연계성이 높다. 반면 노동계약 연성화의 다른 축을 차지하는 부분은 근로자의 자발적 이직에 의해 야기된 연성화이다. 본 연구에서는 자발적 이직자에 대하여도 마찬가지로 방법으로 실증 분석을 시행하고, 그 결과를 비자발적 이직과 비교·분석해 봄으로써, 노동계약 연성화의 원인이 무엇인지를 살펴보고자 한다.

비자발적 이직발생여부(D_i)에 관한 기본적인 프로빗 추정식은 다음과 같다.

$$\Pr(D_i = 1) = H_i\beta + T_i\gamma_1 + \Delta C_i\gamma_2 + \Delta E_i^s\gamma_3 + (\Delta C_i \cdot T_i)\lambda_1 + (\Delta E_i^s \cdot T_i)\lambda_2 \quad (1)$$

식 (1)에서 하부첨자 i 는 이직근로자 개인을 의미하고 하부첨자 t 는 시간을 의미한다. 그리스문자들은 추정될 계수를 의미한다. 행렬 H 는 결혼 여부, 성별, 학력, 연령, 전직에서 실질임금²²⁾ 등을 나타낸다. 이러한 변수들은 근로자의 일반적 생산성이나 취업기회 등을 포착하기 위하여 설정된 통상적인 변수들이다. 여타변수로는 근로자의 해당기업에서의 근속기간(개월)을 나타내는 T , 산업-직종 섹터에서의 비정규직 비중 변화²³⁾ ΔC , 산업-직종 섹터의 고용변화율 ΔE^s 등이 있다. 이밖에 고용유연화로 인한 연성화 효과와 경기변화로 인한 연성화 효과를 구분하기 위해 $\Delta C \cdot T$ (산업-직종 섹터의 비정규직 비중 변화와 근속기간간의 교호항)와 $\Delta E^s \cdot T$ (산업-직종 섹터의 고용변화율과 근속기간간의 교호항)를 설명변수에 추가하였다. 장기근속자에 대한 노동계약 연성화를 판단하는데 있어 교호항의 추정치는 중요한 역할을 하게된다. 최종적으로 식 (1)의 추정결과를 교호항이 고려되지 않은 식 (2)의 추정결과와 비교함으로써 교호항이 지니는 순효과에 대해서 살펴볼 것이다.

22) 실질임금은 1995년도 기준 소비자물가지수(CPI)로 나누어서 산출하였다.

23) C_{it} 를 근로자 i 가 종사하는 산업-지역섹터의 비정규직 비중이라 정의되고, 비정규직 비중이 예컨대 2년 전과 비교된다면, $\Delta C_{it} = C_{it} - C_{it-2}$ 와 같이 정의될 수 있을 것이다.

$$\Pr(D_{it}=1) = H_{it}\beta + T_{it}\gamma_1 + \Delta C_{it}\gamma_2 + \Delta E_{it}^s\gamma_3 \quad (2)$$

[가설 1]의 암묵적 노동계약 체결여부는 식 (1) 과 (2)의 추정식에서 근속기간 T 의 추정계수의 부호를 통하여 살펴본다. 즉 근속기간이 증가함에 따라 자발적 이직과 비자발적 이직의 변화를 통하여 암묵적 계약 체결여부를 추론해 본다. [가설 2]의 노동계약 연성화는 세 가지 방법을 통하여 살펴본다. 일차적으로 교호항을 포함한 식 (2)의 추정결과와 포함하지 않은 식 (1)의 추정결과를 비교하여 비정규직 비중변화 ΔC , 산업-직종 섹터의 고용변화율 ΔE^s 의 추정계수의 변화를 살펴본다. 이차적으로 교호항의 유의도와 부호의 크기를 살펴본다 교호항이 이들 추정계수의 변화에 얼마나 영향을 미쳤는가를 검토한다. 마지막으로 각각의 추정식에서 평균효과를 계산하여 식 (2)의 추정에서 교호항변수들이 종속변수에 미치는 평균효과 크기를 평가한다.²⁴⁾ 평균효과는 설명변수가 1단위 변화할 때 자발적 이직 혹은 비자발적 이직이 평균적으로 변화하는 크기(따라서 종속변수가 1이 될 확률)를 의미한다. 이 세 가지 추정결과를 종합적으로 해석하여 최종적으로 노동계약 연성화 여부를 가늠하게 된다. 마지막으로 전체 자료를 학력 혹은 화이트칼라 여부 등으로 분류하여 식 (2)와 식 (1)의 추정식을 비교분석함으로써 [가설 3]의 부문별 차이를 분석한다.

24) 프로빗 모형은 비선형모형 (nonlinear model) 이기 때문에 설명변수의 한계적 효과를 측정하는 수단으로 회귀계수 추정치를 직접적으로 이용해서는 안 된다. 그리고 프로빗 모형의 한계 효과는 표본점의 위치에 따라 그 효과가 달라진다는 제한점이 발생하므로, 설명변수의 평균값을 이용하여 한계효과의 평균적인 값(한계효과의 평균효과)을 도출하고, 이를 한계효과로서 해석한다(Greene, 1991). 본고의 경우 평균효과(average effect)는 $\frac{\partial \Pr(D_{it}=1)}{\partial X_{it}}$ 값을 나타낸다. 평균효과는 각 설명변수의 평균을 계산하고, 각 설명변수에 대하여 평균값과 회귀계수값을 곱해준 후, 이 값들을 모두 더해주어 $A = \sum \beta_i \times \bar{X}_i = \sum (\text{회귀계수} \times \text{설명변수의 평균})$ 을 계산한다. 그런 다음, $\phi(A) = \phi(\sum \beta_i \times \bar{X}_i)$ 을 계산함으로써 구할 수 있다. 여기서 $\phi(\cdot)$ 는 표준정규분포의 확률밀도함수를 의미한다. 마지막으로 위에서 구한 표준정규밀도함수 값에 추정된 회귀계수값을 곱하여 주면 다음과 같이 평균효과를 계산할 수 있다:

$$\text{Average effect} = \frac{\partial \Pr(D_{it}=1)}{\partial X_{it}} = \phi(\sum \beta_i \times \bar{X}_i) \beta_i$$

2. 實證分析 結果

A. 2000~2001 Pooling Data를 이용한 실증분석

〈표 5〉는 자발적 이직과 비자발적 이직에 관한 프로비트(probit) 추정결과이다. 실 임금의 경우 자발적 이직에 관한 식 (1)과 식 (2)의 추정결과 모두에서 유의하지 못한 것으로 나타났다. 반면 비자발적 이직의 추정결과에서는 유의적인 (-) 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 근로자와 직업간의 합치(matching)에서 근로자의 보이지 않는 생산성이 임금에 의해 통제된 결과로서 판단된다. 근속기간이 증가함에 따라 자발적 이직 가능성은 미약하나마 증가한 것으로 나타난 반면, 비자발적 이직의 가능성은 급감하는 것으로 나타났다. 근속기간이 증가함에 따라 전반적인 이직 가능성은 감소하였다. 다른 조건이 통제된 상태에서 근속기간이 증가함에 따라 비자발적 이직률이 감소하는 것은 [가설 1]의 암묵적 노동계약 체결 가능성을 지지한다.

〈표 4〉에서 교호항이 없는 경우와 있는 경우를 비교한 결과는 [가설 2]의 암묵적 노동계약의 연성화 여부를 판단하게 한다. 우선 계수 추정치의 변화를 살펴보면, 교호항이 없는 경우 고용변화의 계수 추정치는 -0.0604로서 유의적인 것으로 나타나다가 교호항이 있는 경우 비유의적으로 변화하였다. 근속개월×고용변화 교호항의 계수 추정치는 -0.0063으로 유의적인 것으로 나타났다.

한편 평균효과는 0.007로서 나타나서 장기근속자가 고용변화로 인하여 비자발적 이직확률이 한계적으로 변화하고 있음을 알 수 있다. 이 세 가지 추정결과를 토대로 고용변화가 노동계약 연성화에 기여함을 알 수 있다.

한편 비정규직 비중이 증가함에 따라 비자발적 이직율은 감소하는 것으로 나타났다. 교호항을 포함할 경우에 비정규직 변화 변수의 계수추정치인 유의적인 -0.0065로서 나타났으며 교호항을 포함할 경우 -0.0034로 감소하는 것으로 나타났다. 근속개월×비정규직 변화의 경우 계수추정치가 유의적인 -0.0004인 것으로 나타났으며 평균효과의 경우²⁵⁾ -0.0001인 것으로 나타나서 비정규직 비중의 변화가 장기근

25) 〈표 5〉의 각 설명변수에 대한 평균효과 계산 결과는 계수추정치가 비유의적인 경우를 포함하여 이루어졌으나 평균효과가 유의적이기 위해서는 계수추정치가 유의적이어야 함은 자명하다. 또한 평균효과의 크기비교는 추정식 내에서 이루어져야 다른 추정식의 동일한 변수 혹은 다른 변수의 평균효과와 비교되어서는 안 된다. 예컨대 자발적 이직의 고용효과 변수의 평균효과는 비정규직 변화의 평균효과와 비교될 수는 있어도 비자발적 이직의 고용효과 혹은 평균효과와 비교되어서는 안 된다.

속자의 암묵적 노동계약의 연성화를 야기함을 알 수 있다.

이상의 비자발적 이직 분석결과를 통하여 두 가지 시사점을 얻을 수 있다. 첫째는 노동계약 연성화가 비자발적 이직에 의해 야기되고 있으며, 비정규직 변화와 고용 변화의 두가지 연성화 요인 가운데 고용변화의 요인이 상대적으로 큰 영향을 미친다는 것을 알 수 있다(근속개월×비정규변화의 평균효과는 -0.0001이고 근속개월×고용 변화의 평균효과는 -0.002이다). 이러한 실증적 분석결과는 [가설 2]를 지지하지 않고 오히려 장기근속자에 대한 노동계약 연성화가 경기변동에 의해 초래되었음을 시사한다.

〈표 5〉 전체 표본에 대한 추정결과

식 (2)의 추정 결과: 교호항이 없는 경우					식 (1)의 추정결과: 교호항이 있는 경우				
변수명	자발적 이직		비자발적 이직		변수명	자발적 이직		비자발적 이직	
	추정치	평균 효과	추정치	평균 효과		추정치	평균 효과	추정치	평균 효과
상수항	1.3495*** (0.1318)	-	0.5592*** (0.0905)	-	상수항	1.3431*** (0.1320)	-	0.5581*** (0.0907)	-
결혼	-0.2976*** (0.0486)	-0.759	0.3878*** (0.0382)	0.118	결혼	-0.2984*** (0.0486)	-0.734	0.3872*** (0.0382)	0.103
성별	0.1499*** (0.0362)	0.382	0.0423 (0.0272)	0.013	성별	0.1497*** (0.0363)	0.368	0.0377 (0.0272)	0.010
학력	0.0272*** (0.0060)	0.069	0.0117*** (0.0040)	0.004	학력	0.0274*** (0.0060)	0.067	0.0118*** (0.0040)	0.003
연령	0.0090*** (0.0021)	0.023	0.0024* (0.0014)	0.001	연령	0.0091*** (0.0021)	0.022	0.0025* (0.0014)	0.001
실질 임금	0.0003 (0.0003)	0.001	-0.0357*** (0.0004)	-0.011	실질 임금	0.0003 (0.0003)	0.001	-0.0355*** (0.0004)	-0.009
근속 개월	0.0078*** (0.0010)	0.020	-0.0141*** (0.0010)	-0.004	근속 개월	0.0083*** (0.0011)	0.020	-0.0161*** (0.0011)	-0.004
비정규직 변화	-0.0036 (0.0023)	-0.009	-0.0065*** (0.0016)	-0.002	비정규직 변화	-0.0065*** (0.0025)	-0.016	-0.0034** (0.0016)	-0.001
고용 변화	0.0106 (0.0458)	0.027	-0.0604** (0.0302)	-0.018	고용 변화	-0.0164 (0.0498)	-0.040	-0.0202 (0.0310)	-0.005
					근속개월×비정규직변화	0.0002*** (0.0001)	0.0004	-0.0004*** (0.0001)	-0.0001
					근속개월×고용변화	0.0027** (0.0014)	0.007	-0.0063*** (0.0009)	-0.002
관측치수	38832		38832		관측치수	38832		38832	
우도값	-3046.39		-6661.12		우도값	-3042.25		-6630.93	

주: ()는 t-통계량이고 *, **, ***는 각각 10%, 5% 및 1% 내에서 유의함을 의미함.

〈표 5〉의 자발적 이직의 경우 고용변화 계수치는 교호항을 포함하지 않을 경우와 포함할 경우 모두의 경우에 비유의적인 것으로 나타났다. 그러나 근속개월 \times 고용변화 변수는 유의적인 0.0027로서 나타났고 평균효과도 0.007로 나타나서 고용변화가 자발적 이직을 통하여 노동계약 연성화를 야기함을 알 수 있다. 자발적 이직의 경우 교호항만이 유의적인 것으로 나타난 것은 고용변화가 장기근속자에 집중적으로 영향을 미침을 의미한다. 비정규직 변화 변수의 경우 교호항을 포함하지 않을 경우 비유의적이다가 교호항을 포함할 경우 유의적인 -0.0065로서 나타났다. 근속개월 \times 비정규직변화 계수의 추정치도 유의적인 0.0002이었으며 평균효과도 0.0004로서 계산되었다. 이는 비정규직 증가가 단기근속자와 장기근속자간에 차별적으로 영향을 미침을 의미하며 비정규직 증가는 장기근속자의 자발적 이직을 촉진시키는(즉 노동계약 연성화가 야기되는) 것을 알 수 있다.

〈표 5〉의 자발적 이직에 관한 분석결과를 살펴보면 첫째 노동계약 연성화가 자발적 이직에 의해서도 야기되며, 비자발적 이직의 경우와 마찬가지로, 고용변화의 요인이 상대적으로 큰 영향을 미침을 알 수 있다(근속개월 \times 비정규직변화의 평균효과는 0.0004이고 근속개월 \times 고용변화의 평균효과는 0.007이다).

비자발적 이직과 자발적 이직에 관한 〈표 4〉의 분석결과를 요약해보면 첫째, 노동계약 연성화가 자발적 이직과 비자발적 이직 모두에 의해서 대칭적(symmetric)으로 초래되고 있으며, 둘째 비정규직 변화보다는 고용변화가 상대적으로 큰 정도로 노동계약 연성화를 야기함을 알 수 있다.

〈표 6〉과 〈표 7〉은 화이트칼라와 블루칼라에 대한 실증분석결과를 제시하고 있다. 화이트칼라의 비자발적 이직의 경우 교호항을 포함하면 고용변화의 계수 추정치가 유의적인 -0.7198에서 -0.4358로 감소하며 근속개월 \times 고용변화 교호항 변수의 추정치는 유의적인 0.0052로 나타났다. 마지막으로 교호항의 평균효과는 0.008로 나타나서 고용변화가 장기근속자의 노동계약연성화를 초래함을 알 수 있다. 비정규직 비중의 변화 변수는 교호항을 포함하기 전후에 비유의적인 상태에는 변화가 없고 다만 근속개월 \times 비정규직 변화 교호항 변수가 -0.0006으로 나타나서 비정규직 비중의 변화가 장기근속자의 비자발적 이직을 상대적으로 더 촉진시킴을 알 수 있다. 교호항의 평균효과는 -0.001로서 나타났다. 교호항의 평균효과의 상대적 크기를 살펴보면 근속개월 \times 고용변화 변수의 평균효과가 -0.001, 근속개월 \times 비정규직 변화 변수의 평균효과가 -0.00003으로 나타나서 고용변화가 비정규직 변화에 비하

여 노동계약 연성화에 상대적으로 큰 영향을 미침을 알 수 있다.

화이트칼라의 자발적 이직에서 비정규직 변화와 고용변화가 교호항을 포함하였을 경우와 포함하지 않았을 경우 모두에서 비유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 두가지 교호항 변수의 추정치 모두 유의적인 값을 나타내어 비정규직 변화와 고용변화가 장기근속자의 노동계약연성화를 야기함을 알 수 있다. 근속개월 \times 비정규직 변화 변수의 경우 평균효과가 0.001, 근속개월 \times 고용변화 변수의 평균효과가 0.008로서 나타나서 고용변화가 노동계약 연성화에 상대적으로 큰 영향을 미침을 알 수 있다.

블루칼라의 경우 화이트칼라의 분석결과와는 다른 양태를 보인다. 자발적 이직의 교호항 변수의 계수 추정치들은 모두 비유의적인 것으로 나타나서 노동계약 연성화를 지지하지 않는다. 반면 비자발적 이직의 고용변화 변수는 계수추정치가 -0.094에서 교호항을 포함하였을 경우 계수추정치가 -0.068로 감소하였고 근속개월 \times 고용변화 계수추정치와 평균효과가 각각 -0.0052와 -0.005로 나타나서 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 비정규직 비중의 변화는 교호항을 포함하였을 경우에도 큰 변화를 보이지 않았으며 근속개월 \times 비정규직 비중 변화의 추정치도 비유의적인 것으로 나타났다.

화이트칼라와 블루칼라의 결과를 요약하면 자발적 이직과 비자발적 이직 모두에서 장기근속자의 노동계약 연성화가 관측되는 현상은 화이트칼라에서만 관측된다. 블루칼라에서는 비자발적 이직에 의한 연성화가 관측된다. 비자발적 이직의 경우에도 비정규직 비중의 변화보다는 고용변화가 노동계약 연성화에 상대적으로 큰 영향력을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 8〉과 〈표 9〉는 각각 대졸이상 학력표본과 대졸 미만의 학력표본에 대한 추정 결과를 의미한다. 이의 결과를 요약하면 대졸이상의 표본에서는 자발적 이직과 비자발적 이직 모두에서 장기근속자의 노동계약 연성화 현상을 발견할 수 있었다. 반면 대졸 미만의 학력표본의 경우 비자발적 이직의 경우에서만 노동계약 연성화 현상이 관측되었다. 비자발적 이직의 경우에도 고용변화만이 노동계약 연성화에 기여함을 알 수 있었다.

B. 연도별 실증분석 결과 비교

<표 10>과 <표 11>은 2000년과 2001년도의 표본을 별도로 분리하여 실증분석한 결과이다. 전반적으로 전체표본을 대상으로 한 실증분석 결과와 방향성이 일치하지만 2000년과 2001년을 비교하면 다소 흥미로운 변화가 있었음을 발견할 수 있다.

우선 <표 10>에 비하여 <표 11>의 교호항들의 유의수준이 전반적으로 개선되었음을 볼 수 있다. 자발적 이직의 경우 2000년의 경우는 근속개월×고용변화 변수의 추정계수가 유의적이지 못하였으나 2001년의 경우는 10%의 유의수준에서 유의적인 것으로 변화하였고, 근속기간×비정규직 변화 변수의 추정 계수값은 다소나마 감소하였지만 유의성은 유의수준이 10%에서 5%수준으로 개선되었음을 볼 수 있다. 이는 2000년에 비하여 2001년에 자발적 이직에 의한 노동계약 연성화 가능성이 이전보다 증대하였음을 의미한다.

비자발적 이직의 경우 근속개월×비정규직 변화 변수의 추정계수가 2000년에는 유의적이지 못하였다가 2001년도에는 유의적인 것으로 변화하였다. 반면 근속개월×고용변화 변수의 영향력은 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 2개년 모두에서 근속개월×고용변화 변수의 추정계수값과 평균효과의 크기가 근속개월×비정규직 변화 변수의 추정계수값과 평균효과에 비하여 상대적으로 큰 것으로 나타나서, 고용변화로 인한 연성화 정도가 비정규직 비중변화로 인한 연성화 정도보다 여전히 크게 나타나는 기조는 유지되고 있음을 알 수 있다.

이상의 결과를 요약해보면, 2개년도 모두에서 경기변동으로 인한 노동계약 연성화가 고용유연화로 인한 연성화보다 상대적으로 크게 나타났고, 2000년도에 나타난 노동계약 연성화는 주로 경기변동기 장기근속자의 비자발적 이직으로 인하여 발생한 반면 2001년에 나타난 노동계약 연성화는 미약하게나마 근로자의 자발적 이직에서도 연성화가 관측된다.

〈표 6〉 화이트칼라 표본에 대한 추정결과

식 (2)의 추정 결과: 교호항이 없는 경우					식 (1)의 추정결과: 교호항이 있는 경우				
변수명	자발적 이직		비자발적 이직		변수명	자발적 이직		비자발적 이직	
	추정치	평균 효과	추정치	평균 효과		추정치	평균 효과	추정치	평균 효과
상수항	1.9675*** (0.2937)	-	0.3064 (0.2029)	-	상수항	1.9389*** (0.2952)	-	0.2994 (0.2048)	-
결혼	-0.2080** (0.0943)	-0.391	-0.1408** (0.0678)	-0.008	결혼	-0.2058** (0.0949)	-0.326	-0.1289* (0.0685)	-0.007
성별	0.2064 (0.0821)	0.388	0.0974* (0.0598)	0.006	성별	0.2077** (0.0824)	0.329	0.0790 (0.0605)	0.005
학력	-0.0004*** (0.0173)	-0.001	0.0480*** (0.0118)	0.003	학력	-0.0006 (0.0174)	-0.001	0.0481*** (0.0119)	0.003
연령	0.0030 (0.0050)	0.006	-0.0023 (0.0032)	-0.0001	연령	0.0033 (0.0051)	0.005	-0.0010 (0.0032)	-0.0001
실질 임금	0.0010* (0.0006)	0.002	-0.0294*** (0.0007)	-0.002	실질임금	0.0009 (0.0006)	0.001	-0.0292*** (0.0007)	-0.002
근속 개월	0.0044*** (0.0014)	0.008	-0.0099*** (0.0015)	-0.001	근속 개월	0.0068*** (0.0019)	0.011	-0.0158*** (0.0020)	-0.001
비정규직 변화	-0.0002 (0.0046)	-0.0003	-0.0009 (0.0033)	-0.0001	비정규직 변화	-0.0048 (0.0051)	-0.008	0.0053 (0.0034)	0.0003
고용 변화	0.1812 (0.2217)	0.341	-0.7198*** (0.2322)	-0.041	고용 변화	0.1006 (0.2940)	0.159	-0.4358* (0.2279)	-0.025
					근속개월 × 비정규직 변화	0.0003** (0.0001)	0.001	-0.0006*** (0.0001)	-0.00003
					근속개월 × 고용변화	0.0052* (0.0032)	0.008	-0.0202*** (0.0036)	-0.001
관측치수 우도값	12403 -713.27		12403 -1555.44		관측치수 우도값	12403 -709.53		12403 -1525.76	

주: 화이트칼라는 전문직, 준전문직 및 사무직종 종사자.

〈표 7〉 블루칼라 표본에 대한 추정결과

식 (2)의 추정결과: 교호항이 없는 경우					식 (1)의 추정결과: 교호항이 있는 경우				
변수명	자발적 이직		비자발적 이직		변수명	자발적 이직		비자발적 이직	
	추정치	평균 효과	추정치	평균 효과		추정치	평균 효과	추정치	평균 효과
상수항	1.6882*** (0.1956)	-	0.6384*** (0.1310)	-	상수항	1.6891*** (0.1959)	-	0.6347*** (0.1310)	-
결혼	-0.4009*** (0.0801)	-1.065	0.5187*** (0.0658)	0.508	결혼	-0.4017*** (0.0802)	-1.060	0.5186*** (0.0658)	0.502
성별	0.0803 (0.0612)	0.213	0.2021*** (0.0411)	0.198	성별	0.0807 (0.0613)	0.213	0.2022*** (0.0410)	0.196
학력	0.0247*** (0.0089)	0.066	-0.0004 (0.0059)	-0.0004	학력	0.0248*** (0.0089)	0.065	-0.0004 (0.0059)	-0.0004
연령	0.0049* (0.0030)	0.013	0.0025 (0.0020)	0.002	연령	0.0048* (0.0030)	0.013	0.0026 (0.0020)	0.003
실질 임금	-0.0003 (0.0006)	-0.001	-0.0393*** (0.0007)	-0.038	실질 임금	-0.0003 (0.0006)	-0.001	-0.0393*** (0.0007)	-0.038
근속 개월	0.0075*** (0.0015)	0.020	-0.0146*** (0.0016)	-0.014	근속 개월	0.0076*** (0.0016)	0.020	-0.0146*** (0.0016)	-0.014
비정규직 변화	-0.0100*** (0.0039)	-0.027	0.0060* (0.0032)	0.006	비정규직 변화	-0.0094* (0.0050)	-0.025	0.0069** (0.0033)	0.007
고용 변화	0.0462 (0.0584)	0.123	-0.0962** (0.0387)	-0.094	고용 변화	0.0254 (0.0658)	0.067	-0.0706* (0.0398)	-0.068
					근속개월× 비정규직 변화	0.00005 (0.0002)	0.0001	-0.0001 (0.0002)	-0.0001
					근속개월× 고용변화	0.0021 (0.0029)	0.006	-0.0052*** (0.0017)	-0.005
관측치수 우도값	18466 -1301.37		18466 -3150.07		관측치수 우도값	18466 -1301.14		18466 -3147.41	

주: 블루칼라는 CEO급의 직종과 전문직, 준전문직 및 사무직을 제외한 종사자.

〈표 8〉 대졸이상 학력 표본에 대한 추정결과

교호항이 없는 경우					교호항이 있는 경우				
변수명	자발적 이직		비자발적 이직		변 수 명	자발적 이직		비자발적 이직	
	추정치	평균 효과	추정치	평균 효과		추정치	평균 효과	추정치	평균 효과
상수항	1.7495 (1.4457)	-	2.3484** (1.1110)	-	상수항	1.6364 (1.4536)	-	2.2368** (1.1311)	-
결혼	-0.2355* (0.1318)	-0.367	0.1515 (0.0954)	0.007	결혼	-0.2319* (0.1336)	-0.276	0.2049** (0.0987)	0.002
성별	0.3428*** (0.1153)	0.534	-0.1541* (0.0822)	-0.007	성별	0.3258*** (0.1159)	0.388	-0.1794** (0.0847)	-0.001
학력	0.0089 (0.0899)	0.014	-0.1367** (0.0683)	-0.006	학력	0.0131 (0.0904)	0.016	-0.1350** (0.0695)	-0.001
연령	0.0008 (0.0069)	0.001	0.0134*** (0.0042)	0.001	연령	0.0012 (0.0070)	0.001	0.0173* (0.0044)	0.0001
실질 임금	0.0023*** (0.0007)	0.004	-0.0252*** (0.0009)	-0.001	실질 임금	0.0018** (0.0008)	0.002	-0.0240*** (0.0010)	-0.0002
근속 개월	0.0011 (0.0013)	0.002	-0.0004 (0.0017)	-0.00001	근속 개월	0.0065** (0.0033)	0.008	-0.0188*** (0.0037)	-0.0001
비정규직 변화	0.0019 (0.0059)	0.003	-0.0105* (0.0044)	-0.001	비정규직 변화	-0.0053 (0.0067)	-0.006	-0.0017 (0.0042)	-0.00001
고용 변화	0.0111 (0.1563)	0.017	-0.1630 (0.1142)	-0.007	고용 변화	-0.0965 (0.1718)	-0.115	0.0105 (0.1085)	0.0001
					근속개월 × 비정규직 변화	0.0005** (0.0002)	0.001	-0.0017*** (0.0003)	-0.00001
					근속개월 × 고용변화	0.0078** (0.0038)	0.009	-0.0288*** (0.0038)	-0.0002
판측치수 우도값	6346 -319.6309		6346 -719.8248		판측치수 우도값	6346 -316.4668		6346 -690.3925	

〈표 9〉 대졸미만 학력 표본에 대한 추정결과

교호항이 없는 경우					교호항이 있는 경우				
변수명	자발적 이직		비자발적 이직		변수명	자발적 이직		비자발적 이직	
	추정치	평균 효과	추정치	평균 효과		추정치	평균 효과	추정치	평균 효과
상수항	1.3123*** (0.1522)	-	0.7516*** (0.1046)	-	상수항	1.3113*** (0.1523)	-	0.7506*** (0.1046)	-
결혼	-0.3077*** (0.0531)	-0.813	0.4131*** (0.0425)	0.246	결혼	-0.3072*** (0.0531)	-0.801	0.4144*** (0.0425)	0.244
성별	0.1453*** (0.0388)	0.384	0.0467 (0.0295)	0.028	성별	0.1454*** (0.0388)	0.379	0.0463 (0.0295)	0.027
학력	0.0299*** (0.0071)	0.079	0.0055 (0.0047)	0.003	학력	0.0299*** (0.0071)	0.0780	0.0052 (0.0048)	0.003
연령	0.0096*** (0.0023)	0.025	0.0008 (0.0015)	0.0004	연령	0.0097*** (0.0023)	0.025	0.0008 (0.0015)	0.001
실질 임금	-0.0004 (0.0003)	-0.001	-0.0375*** (0.0004)	-0.022	실질임금	-0.0004 (0.0003)	-0.001	-0.0374*** (0.0004)	-0.022
근속 개월	0.0109*** (0.0012)	0.029	-0.0213*** (0.0013)	-0.013	근속개월	0.0110*** (0.0012)	0.029	-0.0213*** (0.0013)	-0.013
비정규직 변화	-0.0048** (0.0024)	-0.013	-0.0052*** (0.0017)	-0.003	비정규직 변화	-0.0046 (0.0030)	-0.012	-0.0054*** (0.0019)	-0.003
고용 변화	0.0023 (0.0476)	0.006	-0.0419 (0.0322)	-0.025	고용 변화	0.0105 (0.0557)	0.027	-0.0098 (0.0337)	-0.006
					근속개월 × 비정규직 변화	-0.00001 (0.0001)	-0.00002	0.00005 (0.0001)	0.00003
					근속개월 × 고용변화	-0.0007 (0.0024)	-0.002	-0.0074*** (0.0018)	-0.004
관측치수 우도값	32486 -2710.1631		32486 -5733.5741		관측치수 우도값	32486 -2710.1236		32486 -5730.2559	

〈표 10〉 2000년도 표본에 대한 추정결과

식 (2)의 추정결과: 교호항이 없는 경우					식 (1)의 추정결과: 교호항이 있는 경우				
변수명	자발적 이직		비자발적 이직		변수명	자발적 이직		비자발적 이직	
	추정치	평균 효과	추정치	평균 효과		추정치	평균 효과	추정치	평균 효과
상수항	1.0208*** (0.1827)	-	0.6846*** (0.1227)	-	상수항	1.0227*** (0.1828)	-	0.6821*** (0.1233)	-
결혼	-0.3019*** (0.0666)	-0.937	0.4402*** (0.0508)	0.355	결혼	-0.3055*** (0.0666)	-0.965	0.4331*** (0.0509)	0.327
성별	0.2510*** (0.0497)	0.779	-0.0872** (0.0358)	-0.070	성별	0.2532*** (0.0497)	0.800	-0.0871** (0.0358)	-0.066
학력	0.0359*** (0.0082)	0.111	-0.0060 (0.0054)	-0.005	학력	0.0357*** (0.0082)	0.113	-0.0062 (0.0054)	-0.005
연령	0.0119*** (0.0029)	0.037	0.0007 (0.0019)	0.001	연령	0.0118*** (0.0029)	0.037	0.0007 (0.0019)	0.001
실질 임금	-0.0008* (0.0005)	-0.003	-0.0316*** (0.0006)	-0.025	실질 임금	-0.0009* (0.0005)	-0.003	-0.0316*** (0.0006)	-0.024
근속 개월	0.0175*** (0.0022)	0.054	-0.0358*** (0.0023)	-0.029	근속 개월	0.0186*** (0.0024)	0.059	-0.0342*** (0.0025)	-0.026
비정규직 변화	-0.0206*** (0.0042)	-0.064	-0.0145*** (0.0037)	-0.012	비정규직 변화	-0.0282*** (0.0058)	-0.089	-0.0122*** (0.0039)	-0.009
고용 변화	0.2505*** (0.0891)	0.777	0.0454 (0.0578)	0.037	고용 변화	0.2665*** (0.1025)	0.842	0.2868*** (0.0661)	0.217
					근속개월 × 비정규직 변화	0.0006* (0.0003)	0.002	-0.0006 (0.0004)	-0.0005
					근속개월 × 고용변화	0.0011 (0.0092)	0.003	-0.1216*** (0.0136)	-0.092
관측치수 우도값	19416 -1678.85		19416 -3801.14		관측치수 우도값	19416 -1676.92		19416 -3758.01	

〈표 11〉 2001년도 표본에 대한 추정결과

식 (2)의 추정결과: 교호항이 없는 경우					식 (1)의 추정결과: 교호항이 있는 경우				
변수명	자발적 이직		비자발적 이직		변수명	자발적 이직		비자발적 이직	
	추정치	평균 효과	추정치	평균 효과		추정치	평균 효과	추정치	평균 효과
상수항	1.7071*** (0.1956)	-	0.6445*** (0.1422)	-	상수항	1.6919*** (0.1959)	-	0.6461*** (0.1426)	-
결혼	-0.2886*** (0.0728)	-0.645	0.2118*** (0.0603)	0.025	결혼	-0.2875*** (0.0730)	-0.630	0.2124*** (0.0605)	0.022
성별	0.0586 (0.0542)	0.131	0.3045*** (0.0442)	0.036	성별	0.0563 (0.0542)	0.123	0.2996*** (0.0443)	0.031
학력	0.0186** (0.0089)	0.041	0.0322*** (0.0062)	0.004	학력	0.0190** (0.0089)	0.042	0.0327*** (0.0063)	0.003
연령	0.0050* (0.0031)	0.011	0.0012 (0.0021)	0.0001	연령	0.0052 (0.0031)	0.011	0.0013 (0.0022)	0.0001
실질 임금	0.0002 (0.0005)	0.001	-0.0405*** (0.0006)	-0.005	실질 임금	0.0001 (0.0005)	0.0002	-0.0404*** (0.0006)	-0.004
근속 개월	0.0054*** (0.0010)	0.012	-0.0073*** (0.0010)	-0.001	근속 개월	0.0058*** (0.0010)	0.013	-0.0085*** (0.0011)	-0.001
비정규직 변화	0.0029 (0.0031)	0.007	-0.0065*** (0.0022)	-0.001	비정규직 변화	0.0002 (0.0034)	0.0004	-0.0025 (0.0023)	-0.0003
고용 변화	0.0715 (0.0657)	0.160	-0.0235 (0.0453)	-0.003	고용 변화	0.0334 (0.0708)	0.073	0.0249 (0.0469)	0.003
					근속개월 × 비정규직 변화	0.0001** (0.0001)	0.0002	-0.0003*** (0.0000)	0.00003
					근속개월 × 고용변화	0.0020* (0.0012)	0.004	-0.0038*** (0.0009)	-0.0003
관측치수 우도값	19416 -1329.62		19416 -2646.87		관측치수 우도값	19416 -1327.50		19416 -2631.01	

VII. 결론

노동계약과 노동시장은 서로를 투영한 모습(mirror image)이라고 할 정도로 서로 긴밀한 관계를 형성하고 있다. 본 연구는 임금, 근속기간과 같은 노동계약변수들과 이직 및 해고와 같은 노동시장관련 변수들을 상호 연계하여 분석해 보는 방식을 취함으로써, 노동계약이라는 미시적인 관점으로부터 노동시장이라는 거시적인 측면을 조망해보고자 하는 의도를 담고 있다.

경제위기로 인하여 발생한 노동시장의 구조변화에 대한 추정 작업은 향후 우리나라 노동시장의 효율성을 가늠하는데 매우 의미 있는 작업이 될 것이다. 특히, 노동시장을 재화시장 또는 자본시장으로부터 파생된 시장으로 이해하면서 노동시장의 제 문제들을 해결할 수 있는 자연스러운 방법이 경기활성화라고 단순하게 생각하는 견해가 지배적인 현 상황에서, 본 연구는 이를 과학적으로 검증해보는 차원에서도 가치가 있는 것으로 사료된다. 하나의 실험적인 연구로서, 본 연구는 경제위기 이후에 노동계약의 변화를 분석함으로써 미래노동시장의 변화방향에 대한 지침을 얻어보고자 하였다.

본고의 실증분석 결과에 의하면, 경제위기를 경험하면서 노동계약 연성화는 고용 유연화 추세에 의한 것이라기 보다는 주로 경기적인 요인에 의해 주도되었으며, 일부 직종군에서 관측되는 평생직업시대의 도래와 같은 고용 패러다임의 변화가 전체 노동시장에서 실증적으로 관측되지는 못하였다. 연성화가 자발적 이직과 비자발적 이직 모두에서 관측되는 대칭적(symmetric) 연성화는 근로자가 일련의 협상력을 가지는 화이트칼라 혹은 대졸이상 집단에서만 나타났으며, 여타 비교집단에서 비자발적 이직에 의해 연성화가 주도되는 비대칭적(asymmetric) 양태를 나타내었다.

2000년과 2001년의 실증결과를 비교해 보면 2000년도에 나타난 노동계약 연성화는 주로 비자발적 이직으로 인하여 발생한 반면, 2001년에 나타난 노동계약 연성화는 미약하게나마 근로자의 자발적 이직에서도 관측된다.

제한적이기는 하나, 본 연구 결과를 통해, 향후의 후속연구나 정책당국의 정책수립에 있어 다음과 같은 시사점을 조심스럽게 제시해 보고자 한다. 첫째, 경제위기 이후 고용안정성의 변화와 그 요인에 관하여 다양한 논쟁들이 진행되어 왔음에도 불구하고, 아직은 심층적인 연구들이 이루어지지 못하고 있는 점을 감안할 때, 노동시장 변화가 일시적인 경기후퇴로 야기된 것인지 아니면 경제위기 이전부터 진행

되어온 장기추세가 단지 가속된 것인지를 간접적으로나마 규명하고자 시도된 본 연구는 우리나라 노동시장 패러다임의 현주소를 이해하는 데 도움을 줄 수 있으리라 사료된다.

둘째, 전술한 바와 같이, 노동계약 연성화 정도는 노동시장이 재화시장이나 자본시장의 충격에 의하여 어느 정도 영향을 받았는지를 결정해 준다. 따라서 본 연구 결과는 미래에 발생할 수 있는 재화시장이나 자본시장의 충격이 특정 노동시장에 어느 정도 波高로 다가올 것인지에 대하여 시사하는 바가 있으며, 결과적으로 노동시장에 끼친 영향력을 감안하여 그에 적합한 노동시장 대책을 수립하는데 일정한 도움을 줄 수 있으리라 생각된다. 자료의 제약으로 말마암아 장기추세에 관한 결론을 도출하기에는 미흡한 점이 있으나, 본 연구에 의하면 2001년 현재 노동시장 불안정성이 고용유연화의 추세적 변화에 의해 야기되었다는 가설은 실증적으로 지지를 받지 못하였다.

셋째, 불황기간동안에 기업의 수량적 구조조정과 경제위기 이전에 관행화되어 왔던 고용유지에 관한 암묵적 계약사이에 충돌현상이 자주 목격된다. 경기적 요인에 의하여 장기근속 근로자에 대한 해고가 경기가 회복되면 자연히 소멸될 성질의 것인지, 아니면 기술적 요인과 같은 장기추세적 요인들에 의해 발생한 것으로 법원이나 정부에 의해 정해지는 해고분쟁의 판단기준이 시장규범적으로 변화해 가야 할 것인지 여부를 판단하는데도 참고자료로 활용될 수 있으리라 사료된다.

본고를 마치며, 필진은 본고의 한계를 명확히 하고자 한다. 주지하다시피 통계청의 경제활동인구조사 부가조사나 한국노동연구원의 KLIPS 등의 노동통계가 축적된지 몇 년 되지 않는다. 그나마 경제활동인구조사에서 이런저런 이유로 투명하게 공개되지 못하는 정보가 존재하고 5년마다 표본가구가 교체되는 것과 같이 실증연구를 제약하는 여러 가지 애로사항들이 존재한다. 이런 상황에서 미국의 PSID나 CPS를 이용한 정교한 방법론을 그대로 적용할 수 있기까지는 앞으로도 상당히 많은 시간이 경과해야만 할 것이다. 예컨대 10년 이상의 장기 패널자료를 가지고 경기변동의 여러 波高를 경험하면서 노동시장의 장기추세 변화를 걸러내는 정교한 실증작업을 진행하려면 앞으로도 상당한 시간이 경과한 후이나 가능할 것이다. 주어진 환경여건에서 최대한 노력해야 하는 노동경제학자들의 고충이 줄고에도 담겨있음을 토로한다.

■ 참고 문헌

1. 금재호·조준모, "외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구," 『노동경제논집』, 24권 1호, 2001, pp. 35~66.
2. 김대일, "비정규직 확산의 메카니즘: 인력관리론과 비용절감의 비교," 『2002년 경제학 공동 학술세미나 발표논문집』, 2002, pp. 93~142.
3. 김일중·조준모, "노동계약에 관한 법경제학적 분석: 한국의 해고 판례를 중심으로," 『노동경제논집』, 23권 2호, 2000, pp. 1~37.
4. 김일중·조준모, "21세기 시장인프라 구축을 위한 한국 노사분쟁제도 개선방향," 『성곡논총』, 제32편, 2001, pp. 157~198.
5. 류기철, "취업형태의 지속성에 관한 연구," 『노동경제논집』, 24권 1호, 2001, pp. 207~230.
6. 류재우·박성준, "근속급과 노동이동," 『2002년 경제학 공동학술세미나 발표논문집』, 2002, pp. 55~84.
7. 안주엽·조준모·남재량, 『비정규근로의 실태와 정책과제(Ⅱ)』, 한국노동연구원, 2001.
8. 이효수, "노동시장 환경변화와 노동시장의 구조변동," 『2001년 경제학 공동학술세미나』, 2001, pp. 183~208.
9. 조준모, "비정규직 노동계약과 고용보호의 딜레마," 『노동정책연구』, 창간호, 2001, pp. 69~100.
10. 최경수, "노동시장 유연화의 고용효과 분석," 한국개발연구원 정책연구시리즈 2001-09, 2001.
11. Azariadis, Costas., "Implicit Contracts and Relation Topics: A Survey," Hornstein, Z. et al. (ed.), *The Economics of the Labor Market*, London: HMSO, 1981.
12. Akerlof, George A., "Labor Contracts as Partial Gift Exchange," *Quarterly Journal of Economics* 97, 1982, pp. 543~569.
13. Atkinson J., "Flexibility or Fragmentation? The United Kingdom Labor Market in the Eighties," *Labor and Society* 12, Geneva: ILS, 1987.
14. Baker, George, Michael Jensen and Kevin Murphy, "Compensation and Incentives: Theory versus Practice," *Journal of Finance*, 1988, pp. 593~616.
15. Barney, J. B. and M. H. Hansen, "Trustworthiness as a Source Of Competitive Advantage," *Strategic Management Journal* 15, 1994, pp. 175~190.
16. Becker, Gary, *Human Capital*, New York: National Bureau of Economic Research, 1975.
17. Buckley, P. J. and M. Casson, "A Theory of Cooperation in International Business," Contractor, F. J. and P. Lorange, eds., *Cooperative Strategies in International Business*, Lexington: Lexington Books, 1988, pp. 31~53.
18. Bull, Clive, "The Existence of Self-Enforcing Implicit Contracts," *Quarterly Journal of Economics* 102, 1987, pp. 147~159.
19. Cho, Joonmo and Jaeho Kim, "Job Stability of Korean Labor Market: Comparison before and after the 1997 Financial Crisis," *International Labour Review*, forthcoming,

ILO.

20. Dasgupta, P., "Trust as a Commodity," D. Gambetta, eds., *Trust: Making and Breaking Cooperative Relations*, Oxford: Basil Blackwell, 1988.
21. Doeringer P. and M. Piore, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington: Mass., Health, 1971.
22. Fehr, Ernst, Erich Kirchler, Andreas Weichbold, and Simon Gächter, "When Social Norms Overpower Competition: Gift Exchange in Experimental Labor Markets," *Journal of Labor Economics* 16, 1998, pp. 324~350.
23. Greene, William H., *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, 1991.
24. Gokhale, Jagadeesh, Erica L. Groshen, and David Neumark, "Do Hostile Takeovers Reduce Extramarginal Wage Payments?" *Review of Economics and Statistics* 77, 1995, pp. 470~485.
25. Hall, Robert E., "Lost Jobs," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, pp. 221~256.
26. Hall, Robert E. and Edward Lazear, "The Excess Sensitivity of Layoff and Quits to Demand," *Journal of Labor Economics*, 1984, pp. 233~257.
27. Idson, Todd and Robert G. Valletta, "Seniority, Sectoral Decline, and Employee Retention: An Analysis of Layoff Unemployment Spells," *Journal of Labor Economics* 14, 1996, pp. 654~676.
28. Lazear, Edward P., "Why Is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy* 87, 1979, pp. 1261~1284.
29. McLaughlin, Kenneth J., "A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover," *Journal of Political Economy* 99, 1991, pp. 1~29.
30. Peterson, Mitchell A., "Pension Reversions and Worker-Stockholder Wealth Transfers," *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp. 1033~1056.
31. Pontiff, Jeffrey, Andrei Shleifer, and Michael S. Weisbach, "Reversions of Excess Pension Assets after Takeovers," *Rand Journal of Economics* 21, 1990, pp. 600~613.
32. Ramey, Garey and Joel Waston, "Contractual Fragility, Job Destruction, and Business Cycle," *Quarterly Journal of Economics* 112, 1997, pp. 873~911.
33. Rodgers, Gerry, "Precarious Work in Western Europe: The State of the Debate," Gerry Rodgers, ed., *Precarious Jobs in Labor Market Regulation*, Geneva: International Labor Office, 1989.
34. Shleifer, Andrei and Lawrence H. Summers, "Breach of Trust in Hostile Takeovers," Alan Auerbach, ed., *Corporate Takeovers: Causes and Consequences*, Chicago: University of Chicago Press, 1988, pp. 33~68.
35. Simon, Herbert A., "Organizations and Markets," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 5, 1991, pp. 25~44.
36. Valletta, Robert G., "Declining Job Security," *Journal of Labor Economics* 17, 1999, pp. 170~197.
37. Williamson, O. E., *The Economic Institutions of Capitalism*, New York: Free Press, 1985.

The Fragility of Labor Contracts since the Recent Financial Crisis in Korea

Cho, Joonmo* · Kim, Ki-Ho**

Abstract

The estimation for structural changes in the labor market which have been caused by the financial crisis will be much instrumental in evaluating the efficiency of the labor market in Korea. In particular the study scientifically verifying the direction of structural changes would be urgent, now that opinions such as an economic boom is regarded as a more natural way to solve the current problems in labor market have prevailed. The fragility of the labor contract refers to the size of opportunism committed by management and labor. Employers are able to obtain short-term benefits such as a temporary cost containment via a weakly attached labor contract, and workers are also able to obtain short-term benefits from a high degree of voluntary turnover. However, as a result of the short-term opportunistic strategies, both management and labor come to pay the cost of giving up a long-term effective matching. If the contractual fragility is caused by the depression, it will take place only temporarily. On the contrary, if it is caused by employers' positive human resource managements with a long run perspective of achieving the overall employment flexibility, it will last even in the long run. According to the empirical analysis in this paper, the contractual fragility has been boosted primarily by business-cyclical elements than by a long-term secular trend of employment flexibility. Aspects of fragile labor contract also vary across sectors. In white collars and high educated groups, both voluntary separation and involuntary separation cause the contractual fragility in a symmetric fashion. On the contrary, an

asymmetric mode is observed in other comparison groups where only involuntary separation causes the contractual fragility.

Key Words: the fragility of labor contract, business fluctuation, employment flexibility

* Professor, Department of Economics, Soongsil University

** Ph.D. Student, Department of Economics, Sungkyunkwan University