

노동정책연구  
2009. 제9권 제1호 pp.27~54  
© 한국노동연구원

연구논문

## 비정규직 근로자의 인적자본 수익률에 대한 연구\*

서병선\*\*  
임찬영\*\*\*

본 연구에서는 비정규직 근로형태에 따른 임금격차의 원인과 해결 방안을 찾고자 하며, 특히 비정규직 고용 지속기간과 인적자본 수익률의 관계를 실증적으로 분석한다. 한국노동패널 자료를 사용하여 연속이행 모형으로 이들 관계를 분석한 결과 비정규직 지속기간이 길어짐에 따라 교육과 경력의 인적자본 수익률이 점진적으로 하락하였다. 이 결과는 비정규직 고용의 특성인 고용의 불안정성, 열악한 작업환경, 현장 교육의 부족으로 기대수익이 작기 때문에 현재 직장에서의 인적자본의 투자가 작아짐을 의미한다. 따라서 정규직과 비정규직 간의 소득 불평등도를 완화시키기 위해서는 우선적으로 고용의 안정과 인적자본 투자를 장려하는 정책이 필요하다.

핵심용어 : 비정규직, 연속이행, 이중노동시장, 인적자본, 지속기간

논문접수일: 2008년 11월 14일, 심사의뢰일: 2008년 12월 3일, 심사완료일: 2009년 3월 17일

\* 본 논문에 대하여 유익한 논평을 해 주신 두 분의 심사위원과 김안국·남재량 박사, 류재우 교수 그리고 제10회 한국노동패널 학술대회 참석자들에게 감사드린다.

\*\* 고려대학교 생명과학대학 식품자원경제학과 교수(seomatteo@korea.ac.kr).

\*\*\* 송실대학교 경제학과 시간강사(limchany@hanmail.net).

## I. 서론

한국 노동시장의 최근 통계 지표를 보면 자연실업률에 근접한 실업률과 고용 수준을 유지하고 있다. 그러나 고용의 질적 측면에서 보면 저임금과 고용의 불안정성으로 특징지어지는 비정규직 고용이 지속적으로 증가하고 있다. 본 연구는 고용형태에 따른 임금격차의 원인과 해결방안을 모색하며, 특별히 비정규직 고용의 지속기간과 인적자본 수익률의 관계를 실증적으로 분석하고자 한다.

고용형태에 따른 임금격차에 대한 설명으로는 인적자본이론과 제도적 접근 두 가지를 적용해 볼 수 있다. 인적자본이론에 따르면 경제활동과 관련한 기대와 인적자본 투자가 고용형태에 따라 상이하기 때문에 임금격차가 발생한다. 비정규직 고용형태를 갖는 근로자가 기대하는 근속 또는 경력을 포함한 고용의 안정성이 낮아서 비정규직 근로자가 정규직 근로자와 비교하여 같은 수준의 교육과 경력을 갖추고 있다 하더라도 현재 직장에 대한 비정규직 근로자의 인적자본 투자가 작고 이에 따라 소득격차가 발생한다. 따라서 비정규직 고용형태에서 필연적으로 생산성이 낮아지고 소득격차가 발생하므로 고용형태에 따른 임금격차는 내생적 결과이다.

제도적 접근에 의하면 이중노동시장이나 직종분리 가설에 따라 비정규직에 대한 차별이 임금격차를 발생시킨다고 볼 수 있다. 고용형태에 따른 차별에 의하여 발생하는 임금격차는 생산성과는 무관하고, 노동시장에서 차별의 결과로 외생적으로 발생한다. 차별에 의한 임금격차는 노동시장의 비효율성을 의미한다. 이중노동시장 가설에 따르면 노동시장은 두 개의 부분으로 구성된다. 먼저, 1차 내부시장은 고임금과 고용의 안정성, 양호한 작업환경이 제공되고 교육과 경력과 같은 인적자본에 대한 수익률이 높다. 반대로 2차 외부시장은 저임금과 고용의 불안정성, 열악한 작업환경이 제공되고 인적자본에 대한 수익률이 낮다. 또한 1차 내부시장은 제도적으로 배급구조를 갖기 때문에 능력을 갖춘 노동자라 하더라도 내부시장에서 직장을 얻을 수가 없다. 근로자가 속한 시장 유형에 따라 직접적으로 근로자의 선호체계, 행동 유형, 인지 능력에 영향을 미

치기 때문에 임금격차는 신고전과의 가정과 달리 제도에 의한 외생적 결과로 볼 수 있다.

비정규직 고용형태에 따른 임금격차가 인적자본 투자의 차이에서 야기되는 필연적 결과인지 아니면 제도에 의한 외생적 결과인지 이를 밝혀 줄 연구가 필요하다. 만일 인적자본이론을 따른다면 비정규직 고용이 지속됨에 따라 인적자본에 대한 투자가 감소하게 되므로 인적자본 수익률 역시 점진적으로 감소할 것이다. 그러나 만일 제도적 차별이론을 따른다면 임금격차는 외생적으로 결정되므로 정규직에서 비정규직으로 이행하는 순간에만 격차가 나타나고 인적자본 수익률은 비정규직 고용 지속기간과 관련성을 갖지 않을 것이다. 본 연구에서는 이를 실증적으로 분석하기 위하여 연속이행 모형으로 비정규직 고용 지속기간에 따른 인적자본 수익률을 추정한다.

본 연구의 주요 내용은 다음과 같다. 첫째, 비정규직 고용 결정과 관련된 특성과 요인들을 밝히기 위하여 한국노동패널 자료를 사용하여 패널로짓 분석을 한다. 둘째, 비정규직 고용 지속기간과 관련된 요인들을 찾기 위하여 지속기간 모형을 추정한다. 셋째, 비정규직 고용의 지속기간과 인적자본 수익률의 관계를 연속이행 모형으로 분석한다. 이에 대한 분석 결과 비정규직 고용 지속기간이 길어짐에 따라 교육과 경력의 수익률이 점진적으로 감소하였다. 이 결과를 통해 본 논문은 비정규직이 갖는 고용의 불안정성으로 비정규직의 인적자본 투자가 감소하고 임금격차가 심화될 수 있음을 밝힐 수 있었다.

국내의 비정규직에 대한 논문 중 본 논문과 관련된 연구는 다음과 같다. 남재량(2007, 2008)은 노동패널 자료를 이용하여 비정규직 근로와 정규근로의 임금격차를 분석하였다. 2005년 기준 37%의 임금격차가 존재하고, 이 격차는 근로시간, 인적자본의 양, 직무 성격, 개인의 능력에 의하여 설명되며, 격차의 대부분이 생산성 차이에서 비롯됨을 보인다. 박기성·김용민(2007)은 사업체의 고유 성격에 따라 비정규직 임금격차가 확대될 수 있으며, 특히 노동조합이 있는 사업체, 대규모 사업체일수록 임금격차가 커짐을 보인다. 또한 이인재(2006)와 안주엽 외(2007)는 노동 공급자의 내생적 고용형태 선택을 고려한 전환 회귀모형으로 비정규직 임금격차를 설명하고 있다. 본 연구는 비정규직 고용의 지속기간에 대한 실증적 분석과 인적자본 수익률 추정을 통하여 비정규직 문제와

관련하여 부족한 문헌을 채우고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 비정규직 지속기간과 연속이행 임금함수의 실증분석 모형을 유도한다. 제Ⅲ장에서 분석에 사용한 자료와 변수를 소개하고, 제Ⅳ장에서 패널로짓 모형을 이용한 비정규직 고용의 결정요인을 찾고, 비정규직 지속기간과 연속이행 임금함수의 추정 결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서 연구 결과에 대한 요약과 함께 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 분석 모형

### 1. 지속기간 모형

비정규직 고용 지속기간과 관련된 요인을 살펴보기 위해 지속기간 모형(duration model)을 사용한다. 고용형태 변동이 아직 불완전한 관찰이므로 이미 상태 변동이 완료된 표본만을 대상으로 분석하는 것은 신뢰도를 떨어뜨리게 된다. 기간분석 모형은 위험확률(hazard rate)을 기반으로 하고 있어 검열(censored) 문제가 있는 자료를 다루는 데 유용한 분석 방법이다(Klein & Moeschberger, 1997). 현재 기간분석 모형은 미취업기간, 근속기간, 일자리 탐색기간 등에 대한 분석에 널리 활용되고 있다.

분석을 위해 기간분석 모형을 다음과 같이 유도한다. 상태의 지속확률과 생존확률은 각각 다음과 같다.

$$F(t) = P(T \leq t)$$

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t)$$

여기서,  $T$ 는 지속기간 변수이고,  $t$ 는 특정한 값이다. 그리고  $P(\cdot)$ 는 확률을 의미한다.

상태로부터 순간 이탈률(instantaneous rate of exit)을 의미하는 위험함수(hazard function)는 다음과 같이 정의된다.

$$\lambda(t) = \lim_{h \rightarrow 0} P(t \leq T \leq t+h) = - \frac{\partial \log S(t)}{\partial t}$$

여기서,  $S(t) = \exp(-\lambda(t))$ 가 성립한다.

지속기간 모형에는 위험함수의 형태에 따라 다양한 확률분포를 적용하는데, 본 연구의 실증분석 모형에는 Weibull 분포를 사용한다. Weibull 분포는 비정규직에서 벗어날 확률이 비정규직 지속기간에 의존하며, 위험확률이 단조적으로 증가하거나 감소하는 경우에 적합한 분포이다. Weibull 분포는 위험확률이 상수로 고정되는 지수분포를 포함한다. 그러나 Heckman & Singer(1984a, 1984b)에서 지적한 바와 같이 분포의 형태에 따라 결과가 상이할 수 있으므로 Weibull 분포와 로그-로지스틱 분포를 함께 지속기간 분석에 적용하도록 한다.

Weibull 분포를 가정하면 위험함수(hazard function)는 설명변수  $x$ 와 다음의 관계를 갖는다.

$$\lambda_i = \exp(-x_i' \beta)$$

분석의 편의를 위하여 다음을 정의한다.

$$w_i = p \log(\lambda_i t_i) = \frac{1}{\sigma} (\log t_i - x_i' \beta),$$

여기서,  $p = 1/\sigma$ 이다.

이때 밀도함수와 생존함수는 각각 다음과 같다.

$$f(w_i) = \frac{1}{\sigma} \exp(w_i - \exp(w_i))$$

$$S(w_i) = \exp(-\exp(w_i))$$

표본 기간 마지막까지 비정규직에 머물고 있는 경우 자료의 검열(censored) 문제를 갖게 된다. 검열 자료에 대한 더미변수를 사용하면 로그 우도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\log L &= \sum_{i=1}^n D_i \log f(w_i) + \sum_{i=1}^n (1 - D_i) \log S(w_i) \\ &= \sum_{i=1}^n [D_i (\frac{\log t_i - x_i' \beta}{\sigma} - \log \sigma) - \exp(\frac{\log t_i - x_i' \beta}{\sigma})]\end{aligned}$$

여기서, 자료의 종료 시점 이전에 비정규직 경험이 완료된 경우는  $D_i = 1$  이고, 자료의 마지막 시점에 비정규직인 경우  $D_i = 0$ 이다.

## 2. 연속이행 모형

비정규직 근로자의 인적자본 수익률이 비정규직 지속기간에 따라 내생적으로 결정된다는 가설을 검증하기 위해 연속이행 모형(smooth transition model)을 사용한다. 연속이행 모형은 고용형태 변동과 같은 국면 전환을 결정짓는 상태변수의 실체를 확정지을 수 있고, 그러한 구조변화를 한 순간에 한정시키지 않아도 되는 유연성을 가지고 있다. 즉 정규직과 비정규직이라는 상태 변동을 모형 내에 포함시킬 수 있는 장점이 있다.

연속이행 모형의 구성은 전통적인 선형 회귀모형에 연속이행 함수를 추가하여 정의한다. 연속이행 모형은 다음과 같다.

$$y_i = \beta' x_i + \delta' x_i F(q_i | \lambda, \gamma) + u_i$$

여기서,  $y$ 는 임금,  $x$ 는 관련된 설명변수 벡터이다. 오른쪽 두 번째 항은 비정규직 임금이 고용형태에 의해 내생적으로 결정된다고 가정한 연속이행 함수를 포함한다.

$$F(q_i | \lambda, \gamma) = \frac{1}{1 + \exp(-\lambda(q_i - \gamma))}$$

여기서, 모수  $\lambda$ 는 이행속도를 의미하며, 이 값이 클수록 이행속도가 증가한다. 그리고 모수  $\gamma$ 는 이행에 있어 평균 수준을 의미한다. 이행속도  $\lambda$ 가 무한대에 접근하면 이행함수는 단속형 이행함수로 수렴한다. 즉,  $\lim_{\lambda \rightarrow \infty} F(q_i | \lambda, \gamma) = 1 (q_i > \gamma)$ .

따라서 연속이행 모형은 단속형 더미변수를 포함하므로 정규직에서 비정규직

으로 이행하는 순간에 인적자본 수익률이 변하는 형태를 포함한 일반적 모형이라 할 수 있다. 이행변수  $q_i$ 는 실증분석에서 비정규직 고용 지속기간을 사용한다. 따라서 이행변수가 증가함에 따라 계수의 값이 연속적으로 변하기 때문에 비정규직 지속기간과 인적자본의 수익률의 관계를 추정할 수 있다. 인적자본 수익률의 이행이 이루어지는지를 검정하기 위하여 다음 가설을 사용한다.

$$H_0 : \delta = 0 \quad \text{v.s.} \quad H_1 : \delta \neq 0$$

귀무가설하에서는 이행이 이루어지지 않으므로 다음 모형이 성립한다.

$$y_i = \beta' x_i + u_i$$

두 개의 모형을 추정하여 얻은 결과로부터 우도비(LR) 검정통계량을 얻을 수 있다. 그러나 우도 검정통계량은 이행함수에 포함된 모수를 귀무가설 하에서는 인식하지 못하는 문제를 발생시킨다. 이를 해결하기 위하여 일반화된 우도비 검정통계량을 정의한다.

$$\text{SupLR} = \text{Sup}_{\lambda \in [\lambda_L, \lambda_U], \gamma \in [\gamma_L, \gamma_U]} \text{LR}(\lambda, \gamma)$$

검정통계량은 비표준적 분포를 따르기 때문에 부스트래핑 방식으로 분포를 근사화하여 유의도를 구하며 이를 유의수준과 비교하여 결론을 얻도록 한다.

### Ⅲ. 분석 자료

#### 1. 자료

실증 분석에는 노동패널 자료를 사용한다. 노동패널 자료는 1998년 이후 조사를 실시하여 현재 10차까지 구축되어 있으며, 1998년 조사 첫 해에 응답한 5,000여 가구 13,700여 명의 응답자들을 기본으로 하고, 여기에 신규 조사자를 추가하여 이들의 경제활동 상태의 변화 과정을 추적한 정보를 제공하고 있다.

비정규직 고용 결정요인 분석에는 1998~2006년과 2002~2006년의 자료를 패널로 구축하여 패널로짓 분석방법을 사용한다. 비정규직에 대한 정의가 다양함을 고려하여 1998~2006년 패널표본에는 ‘자기선언적 비정규직’ 정의를 적용하고, 2002~2006년 패널 표본에는 ‘다양한 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직’ 정의를 적용한다. 경제활동인구 조사에서 제시한 바 있는 ‘고용형태 측정 방법에 따른 비정규직’ 정의를 노동패널 자료에 적용할 수 있는 것은 2002년 자료부터 가능하기 때문이다. 1998년 조사 이후 2006년까지 임금근로자로 계속 남아 있는 가구원 중 분석이 가능한 가구원은 846명, 2002년에서 2006년까지 임금근로자로 남아 있는 표본은 1,761명이다<sup>1)</sup>. 비정규직 지속기간과 연속이행 모형 추정에는 2006년 임금근로자 표본을 사용하고 표본의 크기는 4,232명이다.

## 2. 변수

비정규직에 대한 정의는 두 가지를 사용한다. 자기선언적 비정규직은 응답자가 직접 ‘비정규직이다’라고 응답한 경우이고, 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직은 ‘단기계약근로’, ‘호출근로’, ‘파견근로’, ‘용역근로’, ‘독립도급근로’, ‘가내근로’, ‘시간제근로’, ‘유기계약근로’, ‘무기계약이면서 비자발적 사유로 이직한 근로’를 비정규직 근로자로 정의한다.

비정규직 고용 지속기간의 측정은 노동패널 직업력(work history) 자료를 이용하였다. 직업력 자료는 1차 조사 시점에서 과거에 가졌던 직업을 기술한 회고적(retrospective) 일자리 정보와 1차 조사 이후 조사된 개인의 모든 일자리에 관한 정보를 담고 있기 때문에 한 개인이 최초로 노동시장에 진입한 이래 가졌던 모든 일자리의 역사를 종합적으로 볼 수 있는 장점이 있다. 경력은 회고적 일자리와 1998~2006년 사이에 조사된 모든 일자리의 총 경력을 산정하여 실제 경력으로 계산하였다. 비정규직 경력의 산정에는 자기선언적 비정규직 정의를 적용하였다.

임금은 시간당 임금으로 계산하여 사용하고 로그를 취했다. 이외에 설명변수

1) 비정규직 고용 결정요인 분석에는 해당 기간 계속 임금근로자로 남아 있는 가구원만을 대상으로 하였는데, 이럴 경우 표본의 선택에 따른 편의(bias)가 있을 수 있음을 알려준다.



로는 성, 연령, 혼인상태, 취학 전 자녀, 맞벌이 여부, 학력, 대학 전공계열, 잠재적 경력, 근속, 직종, 산업, 기업규모, 노조, 거주 지역 등을 사용한다.

혼인상태는 미혼과 기혼 유배우자로 구분하고, 취학 전 자녀 변수는 0~6세 이하의 자녀 유무, 맞벌이는 부부 모두 취업상태에 있는 경우이다. 일반적으로 여성의 노동공급은 결혼, 출산, 육아, 자녀교육 등에 의해 영향을 많이 받기 때문에 혼인상태, 취학 전 자녀, 맞벌이 변수는 비정규직 고용 결정과 비정규직 지속기간에서 여성의 자발적 선택 여부를 고려한 변수로서 의미가 있다.

대학 전공계열은 1999년에 조사된 정보를 기본으로 하고 이후 조사에서 추가된 정보를 결합하였다. 계열은 인문, 사회, 자연, 공학, 의학, 교육, 예체능 등 7개로 구분하였고, 기준 그룹은 전문대 이하 학력 소지자이다. 잠재적 경력은 '연령-교육연수-6'으로 계산하였고, 근속은 현 직장의 근속기간이다.

직종은 관리직, 전문직, 기술직, 사무직, 서비스직, 판매직, 생산직, 단순노무직으로 구분하였고, 사무직이 기준 그룹이다. 산업은 농림어업, 광공업, 전기/전자/가스/수도업, 건설업, 도소매/소비자용품수리업, 숙박 및 음식점업, 운수업, 통신업, 금융 및 보험업, 부동산 및 임대업, 사업서비스업, 교육서비스업, 보건 및 사회복지사업, 개인 및 공공서비스업 등 14개로 구분하였고, 정규직의 수요가 높을 것으로 예상되는 광공업(제조업, 광업)을 기준 그룹으로 하였다.

기업 규모는 1~4인, 5~9인, 10~29인, 30~49인, 50~99인, 100~299인, 300인 이상으로 구분하고, 1~4인 규모를 기준 그룹으로 하였다. 노동조합 관련 변수로 노동조합 존재 유무와 조합원 여부를 구분하여 사용하였고, 거주 지역은 서울과 6대 광역시(부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산)를 포함한 대도시 거주로 구분하였다. 패널 표본을 구축하는 과정에서 변수가 누락된 경우는 전년도 혹은 차년도 정보를 연결하여 사용하였다.

<표 1>은 분석에 사용된 주요 변수의 평균과 표준편차이다. 2006년 자기선언 비정규직은 30.6%, 여성 비정규직은 49.2%이다. 평균 교육연수는 전체 12.7년, 정규직 13년, 비정규직 11년으로 정규직이 2년가량 많았고, 잠재경력은 전체 20.8년, 정규직 18.5년, 비정규직 26.0년으로 비정규직이 8년 정도 길다. 시간당 평균 임금은 전체 9,074원, 정규직 10,188원, 비정규직 6,546원으로 비정규직이 정규직의 64.3% 수준의 임금을 받는 것으로 나타났다.

〈표 1〉 기술 통계량(2006년)

변 수	전 체		정규직	비정규직
	평균	표준편차	평균	평균
여성	0.3922	0.4883	0.3480	0.4922
유배우자	0.6619	0.4731	0.6702	0.6427
취학 전 자녀	0.0737	0.2613	0.0660	0.0910
맞벌이	0.1550	0.3619	0.1355	0.1990
교육연수	12.7344	3.3256	13.4843	11.0354
인문계열	0.0709	0.2566	0.0834	0.0424
사회계열	0.0463	0.2101	0.0548	0.0270
자연계열	0.0314	0.1744	0.0357	0.0216
공학계열	0.0922	0.2892	0.1066	0.0594
의학계열	0.0116	0.1069	0.0132	0.0077
교육계열	0.0172	0.1302	0.0211	0.0084
예체능계열	0.0324	0.1770	0.0350	0.0262
잠재경력(년)	20.7813	13.4069	18.5040	25.9520
잠재경력제공(년)	611.564	721.085	477.204	916.653
근속(월)	66.2951	81.3190	75.8841	44.5717
근속제공(월)	11006.27	25790.53	13037.02	6405.75
관리직	0.0139	0.1172	0.0197	0.0008
전문직	0.1184	0.3231	0.1505	0.0455
기술직	0.1439	0.3510	0.1777	0.0671
서비스직	0.0770	0.2666	0.0602	0.1149
판매직	0.0569	0.2317	0.0473	0.0787
생산직	0.2736	0.4458	0.2602	0.3040
단순노무직	0.1271	0.3331	0.0657	0.2662
농림어업	0.0076	0.0866	0.0020	0.0200
전기/전자/가스/수도업	0.0071	0.0839	0.0091	0.0023
건설업	0.1042	0.3055	0.0521	0.2222
도소매/소비자용품수리업	0.1144	0.3182	0.1103	0.1234
숙박 및 음식적업	0.0529	0.2239	0.0326	0.0987
운수업	0.0451	0.2076	0.0527	0.0277
통신업	0.0165	0.1275	0.0190	0.0108
금융 및 보험업	0.0373	0.1896	0.0405	0.0300
부동산 및 임대업	0.0135	0.1152	0.0132	0.0138
사업서비스업	0.0995	0.2993	0.1096	0.0763
교육서비스업	0.0829	0.2758	0.0929	0.0601
보건 및 사회복지사업	0.0440	0.2050	0.0521	0.0254
개인공공서비스업	0.1196	0.3244	0.1141	0.1319
5~9인	0.1122	0.3156	0.1066	0.1250
10~29인	0.1458	0.3529	0.1536	0.1280

〈표 1〉의 계속

변 수	전 체		정규직	비정규직
	평균	표준편차	평균	평균
30~49인	0.0593	0.2362	0.0667	0.0424
50~99인	0.0747	0.2628	0.0861	0.0486
100~299인	0.0891	0.2848	0.1001	0.0640
300인 이상	0.2339	0.4233	0.2605	0.1736
노동조합원	0.1118	0.3151	0.1515	0.0216
7대 도시 지역	0.5414	0.4983	0.5497	0.5223
시간당 임금(원)	9073.98	7625.57	10188.35	6546.16
로그시간당 임금	8.8949	0.6394	9.0268	8.5958
실제 비정규직 경력(년)	2.4214	5.4241	0.6170	6.5090
표본수	4,232		2,936	1,296

## IV. 주요 결과

### 1. 비정규직 고용 결정과 지속기간 분석

#### 가. 비정규직 고용 결정(패널로짓 모형)

비정규직 고용 결정 요인을 살펴보기 위해 패널로짓 모형을 추정한다. 패널 로짓 모형은 이항선택(binary choice) 모형을 패널자료에 확대 적용한 것으로 다음과 같이 정의한다.

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + u_i + \epsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$y_{it} = 1 \text{ if } y_{it}^* > 0$$

$$y_{it} = 0 \text{ if } y_{it}^* \leq 0$$

여기서,  $u_i$ 는 개인별 이질성을 의미하며,  $\epsilon_{it}$ 는 확률적 오차이다. 모형에서  $u_i$ 와  $x_{it}$ 의 관계에 따라 임의 효과(random effect)와 고정 효과(fixed effect)로 구분하는데 임의 효과에서 취하는 외생성 가정이 강하기 때문에 패널자료 분석

에서 고정 효과를 가정하는 것이 일반적이다. 그러나 자료의 특성상 시간 변동이 거의 없는 변수에 대하여 고정 효과를 가정하면 모수의 인식과 추정이 어렵기 때문에 본 논문에서는 임의 효과를 가정하여 비정규직 고용과 주요 요인의 관계를 밝히도록 한다.

패널로지트 모형의 종속변수는 비정규직 여부이고, 설명변수는 성, 결혼상태, 취학 전 자녀, 맞벌이 등의 자발적 선택 가능성을 나타내는 변수와 연령, 학력, 전공 분야, 직종 등 생산성 대리변수, 산업, 기업규모, 노동조합원 등 제도적인 요인을 고려하였다.

<표 2>는 패널로지트 모형의 추정 결과이다. 추정 결과를 살펴보면, 먼저 여성은 남성에 비해 비정규직 고용확률이 높다. 이 결과로 여성의 노동시장 참여 형태를 유추해 볼 수 있다. 여성은 혼인, 출산 등 자녀관련 요인에 의해 노동시장 경력의 단절이 발생할 가능성이 높고, 이러한 이유로 정규직보다는 비정규직을 선호할 확률이 높을 것이다. 그러나 결혼상태, 취학 전 자녀, 맞벌이는 비정규직 고용 결정에서 통계적 유의성이 발견되지 않았는데, 이는 표본에 남녀가 함께 포함되어 있고 또한 여성 더미가 일정 정도 이들 효과를 반영하고 있기 때문에 나타난 결과로 볼 수 있다. 비정규직 고용 결정에서 성별 더미변수를 사용하였으나 다른 계수에도 성별 조정이 필요할 것이다.

연령은 적을수록 비정규직 고용 확률이 높고, 연령 제곱항의 계수가 양(+)의 값으로 추정되어 노동시장의 비정규직화가 주로 청년층과 고령층에 집중되어 나타나고 있다. 학력 효과는 자기선언 비정규직의 경우 학력이 낮을수록 비정규직 고용 확률이 높아 학력수준과 부(-)의 관계를 보였다. 그러나 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직의 경우에는 학력 효과의 통계적 유의성이 발견되지 않았는데, 이는 최근 고학력층에서 단기계약, 재택가내근로, 시간제근로 등 다양한 고용형태가 많이 활용되고 있기 때문인 것으로 볼 수 있다.

전공계열 역시 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직에서 의학계열을 제외한 모든 전공에서 정규직 고용 확률이 높다. 그러나 계열 간 추정계수의 크기에는 차이가 있어 인문·사회계열보다는 자연계열에서 정규직 고용 확률이 높은 것으로 나타났다.

한편, 인적자본 축적량이 많은 고위 직종은 정규직 고용 확률이 높은 반면

인적자본 축적량이 적은 하위 직종은 비정규직 고용 확률이 높을 것이기에 직종은 비정규직 고용 결정에 중요한 요인이 될 것이다. 물론 많은 인적자본을 축적했다 하더라도 노동의 수요와 공급 측면의 상호 작용에 의해 정규직보다는 고급 계약직을 선호할 가능성이 있다. 그러나 노동시장이 충분히 유연화되어 있지 않은 우리의 현실을 감안할 때 이러한 노동력의 수요는 아직 소수일 것으로 예측할 수 있다. 예상대로 직종 효과는 서비스, 판매, 생산, 단순노무직 등 하위 직종에서 비정규직 고용확률이 통계적으로 유의하게 높다. 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직의 경우에는 기술직에서도 비정규직 고용 확률이 높았는데, 이 역시 기술직에서의 단기계약, 독립도급 형태의 비정규직 비중이 증가하고 있기 때문인 것으로 볼 수 있다.

〈표 2〉 패널로짓 추정 결과

	자기선언 비정규직 (1998~2006년)				고용형태 측정 방법에 따른 비정규직(2002~2006년)			
	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도
여성	1.337	0.338	3.960	***	0.606	0.154	3.940	***
연령	-0.310	0.072	-4.330	***	-0.070	0.036	-1.950	*
연령제곱	0.004	0.001	4.650	***	0.001	0.000	2.250	**
유배우자	0.363	0.284	1.270		-0.015	0.134	-0.110	
취학 전 자녀	0.212	0.208	1.020		-0.078	0.130	-0.600	
맞벌이	-0.295	0.310	-0.950		0.234	0.175	1.340	
교육연수	-0.178	0.052	-3.450	***	-0.028	0.024	-1.170	
인문계열	-0.405	0.451	-0.900		-0.370	0.216	-1.720	*
사회계열	-1.352	0.679	-1.990	**	-0.263	0.265	-0.990	
자연계열	-1.516	0.717	-2.120	**	-0.049	0.292	-0.170	
공학계열	-1.805	0.525	-3.440	***	-0.445	0.205	-2.170	**
의학계열	-21.537	24466.17	0.000		0.398	0.533	0.750	
교육계열	-1.131	0.912	-1.240		-1.529	0.455	-3.360	***
예체능계열	-0.993	0.649	-1.530		-0.043	0.290	-0.150	
관리직	-1.075	1.190	-0.900		0.275	0.415	0.660	
전문직	0.104	0.531	0.200		0.341	0.219	1.560	
기술직	0.679	0.415	1.630		0.423	0.176	2.410	**
서비스직	1.290	0.531	2.430	**	0.319	0.255	1.250	
판매직	1.332	0.589	2.260	**	0.992	0.262	3.790	***
생산직	1.668	0.339	4.920	***	0.907	0.175	5.190	***
단순노무직	2.523	0.399	6.320	***	1.494	0.205	7.290	***

〈표 2〉의 계속

	자기선언 비정규직 (1998~2006년)				고용형태 추정 방법에 따른 비정규직(2002~2006년)			
	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도
농림어업	1.173	0.865	1.360		1.044	0.528	1.980	**
전기/전자/가스/수도업	-21.614	12070.24	0.000		0.706	0.532	1.330	
건설업	3.054	0.318	9.610	***	1.728	0.166	10.400	***
도소매/소비자용품수리업	0.464	0.454	1.020		1.007	0.215	4.680	***
숙박 및 음식점업	1.700	0.580	2.930	***	0.456	0.290	1.570	
운수업	-0.218	0.509	-0.430		0.654	0.231	2.830	***
통신업	0.020	0.965	0.020		1.239	0.371	3.340	***
금융 및 보험업	1.116	0.672	1.660	*	1.498	0.267	5.610	***
부동산 및 임대업	0.824	0.793	1.040		0.942	0.448	2.100	**
사업서비스업	-0.306	0.444	-0.690		1.000	0.197	5.060	***
교육서비스업	0.185	0.519	0.360		0.638	0.240	2.660	***
보건 및 사회복지사업	-0.456	1.143	-0.400		0.217	0.339	0.640	
개인·공공서비스업	0.013	0.363	0.030		0.450	0.188	2.400	**
5~9인	-0.589	0.199	-2.960	***	-0.439	0.130	-3.370	***
10~29인	-1.209	0.206	-5.860	***	-0.429	0.127	-3.370	***
30~49인	-0.895	0.271	-3.300	***	-0.402	0.174	-2.310	**
50~99인	-1.230	0.266	-4.630	***	-0.147	0.155	-0.950	
100~299인	-1.123	0.299	-3.760	***	-0.119	0.157	-0.760	
300인 이상	-1.219	0.241	-5.060	***	-0.133	0.130	-1.020	
노조원	-1.674	0.284	-5.890	***	-0.299	0.130	-2.310	**
도시지역	-0.100	0.225	-0.450		0.106	0.101	1.040	
상수항	3.491	1.634	2.140	**	-1.342	0.812	-1.650	*
/lnsig2u	1.784	0.113	-		0.870	0.082	-	
sigma_u	2.440	0.137	-		1.545	0.064	-	
rho	0.644	0.026	-		0.420	0.020	-	
N	7586				8777			
Number of groups	846				1761			
Wald chi2(42)	476.77				406.73			
Log likelihood	-1535.6				-4063.05			

주: \*\*\* P<.001, \*\* P<.05, \* P<1.0.

산업의 경우, 일반적으로 제조업은 정규직 중심의 노동수요 성향이 강하고, 반면 서비스업은 다양한 고용형태와 비정규직에 대한 노동수요의 성향이 강하다는 특징을 갖는다. 따라서 서비스업 중심으로의 산업구조의 변화는 산업 전반에 비정규직 노동수요를 증대시킬 것이다. 추정 결과, 자기선언 비정규직의

경우 건설업, 숙박 및 음식점업, 금융 및 보험업에서 비정규직 고용 확률이 유의하게 높고, 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직에서는 건설업, 도소매수리업, 운수업, 통신업, 금융 및 보험업, 부동산 및 임대업, 사업서비스업, 교육서비스업, 개인 및 공공서비스업에서 비정규직 고용 확률이 유의하게 높아 거의 모든 산업에서 비정규직에 대한 수요가 높았다.

기업 규모와 비정규직 고용 간에는 밀접한 관련이 있을 것으로 예상할 수 있다. 기업 내 다양한 유형의 내부노동시장이 작동하고 있는 상황을 감안하면, 기업규모가 크면 비정규직의 추가적 고용에 따른 비용절감 효과를 기대할 수 있기 때문에 기업규모가 클수록 비정규직 고용이 더욱 증가할 것이다(Davis-Blake & Uzzi, 1993; Uzzi & Barnes, 1998; Mangum, Mayall & Nelson, 1985, 노용진·원인성, 2003). 그러나 분석 결과 1~4인 규모를 기준으로 모든 규모에서 비정규직 고용 확률이 통계적으로 유의하게 낮게 추정되어 예상과 일치하지 않았다.

노동조합은 비정규직 고용 확률에는 유의한 영향을 미칠 것으로 예상되지만 그 방향을 예측하는 것은 쉽지 않다. 경제적인 측면에서 노동조합은 비정규직 고용의 동인을 만들어 주는 요인으로 작용할 수 있지만 정치적인 측면에서는 비정규직의 증가를 억제하는 요인으로 작용할 수 있기 때문이다(Davis-Blake & Uzzi, 1993). 추정 결과 노동조합은 비정규직 고용확률을 유의하게 낮추는 것으로 나타났고, 노조원 변수를 사용한 결과에서도 이와 크게 다르지 않았다. 이는 비정규직 고용 확률에 노동조합의 정치적 역할이 작용한 것으로 해석할 수 있지만, 김용민·박기성(2006)의 연구에서는 기업규모와 성 변수에 따라 비정규직 고용 확률에 대한 노동조합의 역할이 서로 다르게 나타나고 있음을 보이고 있어 보다 세밀한 분석이 요구된다.

결과를 종합하면 여성, 저연령층과 고령층, 그리고 저학력에서 비정규직에 고용될 확률이 높다. 이 결과는 프로빗과 로짓 방법을 이용하여 비정규직 고용 확률을 추정한 안주엽(2001), 김용민·박기성(2006)의 연구와 크게 다르지 않다. 그러나 본 연구는 추정 방법에서 패널로짓 모형을 사용하였다는 점과 새로운 변수를 추가하여 그 효과를 살펴보았다는 점에서 차이가 있다. 구체적으로 비정규직 결정에 취학 전 자녀, 맞벌이 등 자발적 선택 여부 요인보다는 기업규

모, 산업, 노동조합 등 제도적인 요인이 더 중요하게 작용한다는 점, 같은 대졸자라도 전공계열에 따라 차이가 있어 인문, 사회계열에서 비정규직 고용 확률이 높다는 점, 정규직과 비정규직 간의 직종분리 현상이 심각하다는 점 등 새로운 결과를 얻을 수 있었다. 또한 자기선언 비정규직 결정 요인과 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직 결정 요인을 비교한 결과 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직의 결정 요인이 더 포괄적이었다.

#### 나. 비정규직 지속기간

여기서는 지속기간 모형을 이용하여 비정규직 지속 확률과 지속기간에 영향을 미치는 요인들을 살펴보았다. 종속변수는 실제 비정규직 근로 경력이고, 설명변수는 성, 결혼상태, 취학 전 자녀, 맞벌이 여부, 교육연수, 전공계열, 잠재적 경력, 근속연수, 직종, 산업, 기업규모, 노조원 여부, 거주지 등이다.

먼저, 확인할 것이 기간분석 모형 추정에서 얻은  $p$ 의 값이 1과 같으면 위해 확률은 비정규직 지속기간에 의존하지 않지만,  $p$ 가 1보다 크면 비정규직 지속기간이 길어짐에 따라 위해 확률이 증가한다는 것을 의미한다는 점이다. <표 3>과 <표 4>의 결과를 보면, 자기선언 비정규직 경우  $p$ 가 1.4211, 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직의 경우  $p$ 가 1.2536로 제시되어 위해 확률이 비정규직 지속기간에 의존하는 것으로 나타났다.

기간분석 모형의 각 요인별 효과를 살펴보면, 여성은 비정규직을 지속할 확률이 남성에 비해 높았다. 이는 앞에서 설명했듯이 여성의 경우 혼인 및 출산 등으로 인해 근로 경력의 단절을 경험하기 쉽기 때문에 비정규직 지속기간이 긴 것으로 보인다. 맞벌이도 비정규직 지속기간을 길게 하는 요인으로 통계적으로 유의하였다.

학력은 자기선언 비정규직 경우, 통계적 유의성이 발견되지 않았지만 고용형태 측정 방법에 따른 비정규직의 경우에서 학력이 높을수록 비정규직 고용기간이 긴 것으로 나타났다. 이는 최근 고숙련의 고학력자들에게서 재택근로, 단기 계약근로가 증가하고 있기 때문에 나타나는 현상으로 볼 수 있으며, 의학, 공학, 예체능 등의 대학 전공계열에서 비정규직 지속기간이 길게 추정되는 것 역시 이러한 해석을 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다.



잠재적 경력과 근속의 추정계수는 음(-)의 값으로 추정되었는데, 이는 경력과 근속이 긴 경우 이미 비정규직에서 벗어났을 가능성이 높음을 반영하는 결과일 수 있다. 직종은 서비스직과 단순노무직 등 하위직에서 비정규직 지속 확률이 높았다. 이 역시 인적자본 축적이 적은 하위직에서 비정규직 고용상태를 벗어나는 것이 쉽지 않음을 의미한다고 볼 수 있다. 한편, 도시지역 거주는 비정규직 고용기간을 짧게 하는 것으로 나타나 고용형태 간 이동이 도시 지역에서 보다 활발하게 이루어지고 있음을 예측할 수 있다.

〈표 3〉 비정규직 지속기간(자기선언 비정규직)

변 수	Weibull 분포				Log-logistic 분포			
	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도
여성	0.1457	0.0852	1.7100	*	0.0537	0.0549	0.9800	
유배우자	-0.0489	0.0765	-0.6400		-0.0173	0.0522	-0.3300	
취학 전 자녀	0.1434	0.0991	1.4500		-0.0178	0.0685	-0.2600	
맞벌이	0.2293	0.1009	2.2700	**	-0.0883	0.0651	-1.3600	
교육연수	0.0061	0.0142	0.4300		-0.0131	0.0094	-1.3900	
인문계열	-0.0335	0.1592	-0.2100		-0.0588	0.1014	-0.5800	
사회계열	0.0022	0.2000	0.0100		0.0122	0.1345	0.0900	
자연계열	0.1362	0.2121	0.6400		-0.0216	0.1392	-0.1600	
공학계열	0.1535	0.1395	1.1000		0.0263	0.0911	0.2900	
의학계열	0.6993	0.3378	2.0700	**	-0.6638	0.2473	-2.6800	***
교육계열	0.2872	0.3226	0.8900		-0.1711	0.2074	-0.8200	
예체능계열	0.1720	0.1932	0.8900		-0.0509	0.1227	-0.4200	
잠재경력	-0.0738	0.0092	-8.0100	***	0.0421	0.0057	7.4300	***
잠재경력제곱	0.0005	0.0001	3.5000	***	-0.0004	0.0001	-4.6800	***
근속	-0.0158	0.0011	-14.060	***	0.0187	0.0008	22.5200	***
근속제곱	0.0000	0.0000	8.9600	***	0.0000	0.0000	-14.020	***
정규직 전환	-5.3436	0.7088	-7.5400	***	3.0418	0.3045	9.9900	***
관리직	-0.2089	1.0301	-0.2000		0.0264	0.5535	0.0500	
전문직	0.1066	0.1730	0.6200		0.0190	0.1121	0.1700	
기술직	0.0565	0.1463	0.3900		-0.0549	0.0919	-0.6000	
서비스직	0.4688	0.1516	3.0900	***	-0.1961	0.1005	-1.9500	*
판매직	0.1722	0.1566	1.1000		-0.0551	0.1004	-0.5500	
생산직	-0.0169	0.1272	-0.1300		0.0044	0.0790	0.0600	
단순노무직	0.1312	0.1226	1.0700		-0.0754	0.0794	-0.9500	
농림어업	-0.0336	0.2396	-0.1400		-0.1109	0.1694	-0.6500	
전기/전자/가스/수도업	0.1804	0.5900	0.3100		0.0412	0.3380	0.1200	
건설업	-0.3312	0.1097	-3.0200	***	0.2386	0.0732	3.2600	***
도소매/소비자용품수리업	-0.2326	0.1372	-1.7000	*	0.0217	0.0922	0.2400	

〈표 3〉의 계속

변 수	Weibull 분포				Log-logistic 분포			
	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도
숙박 및 음식점업	-0.3057	0.1565	-1.9500	*	0.0888	0.1069	0.8300	
운수업	-0.0856	0.1873	-0.4600		0.1003	0.1329	0.7600	
통신업	-0.1473	0.2904	-0.5100		0.0959	0.1851	0.5200	
금융 및 보험업	-0.1410	0.1972	-0.7100		0.1079	0.1225	0.8800	
부동산 및 임대업	0.0285	0.2548	0.1100		-0.0254	0.1774	-0.1400	
사업서비스업	-0.0347	0.1384	-0.2500		-0.0566	0.0900	-0.6300	
교육서비스업	-0.3732	0.1696	-2.2000	**	0.2005	0.1086	1.8500	*
보건 및 사회복지사업	-0.2937	0.2098	-1.4000		0.1633	0.1364	1.2000	
개인·공공서비스업	-0.2942	0.1216	-2.4200	**	0.0759	0.0810	0.9400	
5~9인	-0.0767	0.0958	-0.8000		-0.0206	0.0650	-0.3200	
10~29인	-0.0462	0.0925	-0.5000		0.0824	0.0645	1.2800	
30~49인	0.1919	0.1487	1.2900		0.0576	0.0990	0.5800	
50~99인	-0.1022	0.1431	-0.7100		0.1354	0.0955	1.4200	
100~299인	0.2339	0.1253	1.8700	*	-0.1244	0.0837	-1.4900	
300인 이상	-0.0873	0.0969	-0.9000		0.0958	0.0640	1.5000	
노조원	-0.2817	0.1985	-1.4200		0.1651	0.1276	1.2900	
도시 지역 거주	-0.1152	0.0579	-1.9900	**	0.0560	0.0398	1.4100	
상수향	-0.4349	0.2622	-1.6600	*	0.0411	0.1659	0.2500	
/ln_p	0.3515	0.0208	16.8700		-0.9135	0.0235	-38.9500	
p	1.4211	0.0296			0.4011	0.0094		
1/p	0.7037	0.0147						
Number of obs	2013				2013			
LR chi2(45)	1494.3				1644.6			
Log likelihood	-1536.63				-1424.4133			

주: \*\*\* P<.001, \*\* P<.05, \* P<1.0.

〈표 4〉 비정규직 지속기간(고용형태 측정 방법에 따른 비정규직)

변수	Weibull 분포				Log logistic 분포			
	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도
여성	0.2160	0.1045	2.0700	**	-0.0447	0.0838	-0.5300	
유배우자	-0.1050	0.0973	-1.0800		0.0504	0.0804	0.6300	
취학 전 자녀	0.1636	0.1263	1.2900		-0.0507	0.1054	-0.4800	
맞벌이	0.4987	0.1236	4.0400	***	-0.3456	0.1007	-3.4300	***
교육연수	0.0342	0.0183	1.8600	*	-0.0403	0.0146	-2.7500	***
인문계열	0.1171	0.1790	0.6500		-0.1376	0.1460	-0.9400	
사회계열	0.1973	0.2234	0.8800		-0.0732	0.1833	-0.4000	
자연계열	-0.2791	0.3239	-0.8600		0.2247	0.2414	0.9300	
공학계열	0.2882	0.1645	1.7500	*	-0.1469	0.1338	-1.1000	
의학계열	0.8563	0.3781	2.2600	**	-0.7136	0.3340	-2.1400	**

〈표 4〉의 계속

변 수	Weibull 분포				Log logistic 분포			
	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도	추정 계수	표준 오차	z통계량	유의도
교육계열	0.5329	0.3617	1.4700		-0.5259	0.3139	-1.6800	*
예체능계열	0.4512	0.2130	2.1200	**	-0.3423	0.1744	-1.9600	*
잠재경력	-0.0760	0.0113	-6.7200	***	0.0548	0.0088	6.2300	***
잠재경력제공	0.0007	0.0002	3.9900	***	-0.0006	0.0001	-4.3200	***
근속	-0.0150	0.0014	-10.5300	***	0.0159	0.0013	12.4500	***
근속제공	0.0000	0.0000	7.2800	***	0.0000	0.0000	-8.1000	***
정규직 전환	-0.5788	0.1097	-5.2800	***	0.3764	0.0858	4.3800	***
관리직	0.2439	0.5312	0.4600		-0.9263	0.5054	-1.8300	*
전문직	-0.1129	0.2011	-0.5600		0.1320	0.1616	0.8200	
기술직	0.0707	0.1734	0.4100		-0.0763	0.1365	-0.5600	
서비스직	0.3305	0.1963	1.6800	*	-0.1814	0.1578	-1.1500	
판매직	0.2715	0.1888	1.4400		-0.1666	0.1502	-1.1100	
생산직	0.1584	0.1579	1.0000		-0.0852	0.1219	-0.7000	
단순노무직	0.3143	0.1534	2.0500	**	-0.1971	0.1227	-1.6100	
농림어업	0.3446	0.3049	1.1300		-0.4273	0.2701	-1.5800	
전기/전자/가스/수도업	0.6724	0.5922	1.1400		-0.3821	0.4881	-0.7800	
건설업	0.1684	0.1436	1.1700		-0.0547	0.1162	-0.4700	
도소매/소비자용품수리업	0.0341	0.1740	0.2000		-0.0480	0.1377	-0.3500	
숙박 및 음식점업	-0.1022	0.2105	-0.4900		0.0520	0.1735	0.3000	
운수업	0.1342	0.2448	0.5500		0.0004	0.2008	0.0000	
통신업	-0.0931	0.4031	-0.2300		0.0629	0.3091	0.2000	
금융 및 보험업	0.3022	0.2277	1.3300		-0.1403	0.1848	-0.7600	
부동산 및 임대업	0.2400	0.3133	0.7700		-0.0694	0.2599	-0.2700	
사업서비스업	0.3642	0.1604	2.2700	**	-0.3133	0.1305	-2.4000	**
교육서비스업	0.0670	0.2035	0.3300		0.0796	0.1621	0.4900	
보건 및 사회복지사업	0.1271	0.2534	0.5000		-0.0521	0.2043	-0.2500	
개인 및 공공서비스업	0.0229	0.1571	0.1500		-0.0458	0.1256	-0.3600	
5~9인	-0.1546	0.1240	-1.2500		0.1349	0.1022	1.3200	
10~29인	-0.1818	0.1200	-1.5100		0.1898	0.0982	1.9300	*
30~49인	0.0913	0.1871	0.4900		0.0985	0.1521	0.6500	
50~99인	-0.1634	0.1806	-0.9000		0.1879	0.1451	1.2900	
100~299인	0.2426	0.1582	1.5300		-0.1734	0.1292	-1.3400	
300인 이상	0.0935	0.1148	0.8200		0.0049	0.0947	0.0500	
노조원	-0.3794	0.2435	-1.5600		0.2851	0.1909	1.4900	
도시 거주	-0.0451	0.0737	-0.6100		0.0264	0.0611	0.4300	
상수향	-1.7409	0.3333	-5.2200	***	1.0669	0.2607	4.0900	***
/ln_p	0.2260	0.0268	8.4200	***	-	-	-	-
p	1.2536	0.0336	-	-	-	-	-	-
1/p	0.7977	0.0214	-	-	-	-	-	-
/ln_gam	-	-	-	-	-0.5064	0.0286	-17.6800	***
gamma	-	-	-	-	0.6027	0.0173	-	-
Number of obs		2013				2013		
LR chi2(45)		584.4				594.83		
Log likelihood		-1690.5				-1673.08		

주: \*\*\* P&lt;.001, \*\* P&lt;.05, \* P&lt;1.0.

비정규직 지속기간 모형 추정에서 얻은 주요한 결과는 다음과 같다. 첫째, 여성 변수는 비정규직 지속기간과 양의 관계를 갖는데 이는 여성의 비정규직 지속기간이 남성보다 길다는 결과를 의미한다. 둘째, 고용형태 다양화와 비정규직 고용의 확산으로 고학력자의 비정규직 고용과 비정규직 지속 확률이 증가하고 있다. 셋째, 인적자본 축적량이 적은 하위 직종의 비정규직은 비정규직에서 탈출하는 것이 어려워 이들에게 비정규직은 정규직 전환의 디딤돌로서의 성격이 미약한 것으로 보인다.

## 2. 비정규직 고용 지속과 인적자본 수익률 분석

본 절에서는 비정규직 근로자의 인적자본 수익률이 비정규직 지속기간에 따라 내생적으로 결정된다는 가설을 검증하기 위해 연속이행 모형을 이용하여 비정규직 고용 지속기간에 따른 인적자본 수익률을 추정하였다. 연속이행 모형은 전형적인 선형회귀 모형에 비선형 요소가 추가된 형태로서 비선형 요소의 이행함수는 고용형태 간 이행을 보여주는 역할을 하며 0과 1사이의 값을 갖는다. 이행함수가 영(0)이면 비선형 요소가 영(0)이 되어 선형회귀 모형이 되지만, 이행함수가 0과 1 사이의 유의적인 값을 갖게 되면, 모형의 상수 및 계수 값은 이에 따라 변하게 된다. 즉  $\lambda$ 에 따라 시간에 따른 상태 종속성을 살펴볼 수 있는 것이다. 모형에서 비선형성은 시차를 가진 변수에 의해 생겨나게 되므로 연속이행 함수 모형은 일정 시점에서 하나의 선형 모형이 다른 하나의 선형 모형으로 이행할 가능성이 있는 자료에 적합한 방법으로 활용되고 있다.

연속이행 모형의 종속변수는 시간당 로그임금, 설명 변수는 교육연수, 잠재경력, 근속, 여성, 직종, 기업규모, 노조, 거주지와 이들 변수에 비정규직 고용기간을 고려한 연속이행 항을 곱하여 생성한 이행 변수를 사용한다. 추정의 편의를 위해 판매, 생산, 단순노무직을 하위 직종 그룹으로 묶었고, 기업규모를 300인 이상과 300인 이하 그룹으로 구분하였다.

<표 5>는 연속이행 회귀함수의 추정 결과이다. 이행 속도를 말해주는  $\lambda$  값이 3.7978로 추정되어 비정규직 지속기간에 따른 상태 변화가 있음을 확인할 수 있다. 또한 교육, 경력, 근속, 직종 등 인적자본 변수가 통계적으로 유의하게 추정되었다. 먼저, 교육수익률은 OLS 항에서 연간 0.4% 증가하였으나 연속이행

항에서는 0.3% 감소하여 비정규직 지속기간이 길어짐에 따라 교육 수익률이 감소하였다. 경력 수익률 역시 OLS 항에서 연간 0.2% 증가하였으나 연속이행 항에서 0.2% 감소하여 비정규직 기간에 따라 수익률이 하락하였다. 직종 간 수익률은 OLS 항에서 하위직이 0.7% 감소하여 직종 간 수익률 격차가 큰 것으로 나타났고, 여성의 임금 수익률은 비정규직 지속기간이 길어짐에 따라 연속이행 항에서 유의하게 감소하였는데, 그 크기가 0.9%로 하락 폭이 컸다.

연속이행 모형 추정 결과를 통해 비정규직 근로자의 인적자본 수익률은 비정규직 고용 지속기간에 따라 내생적으로 결정됨을 알 수 있다. 다시 말해 비정규직 고용은 비정규직 근로자의 인적자본 축적을 저해하며 고용 기간이 길어짐에 따라 교육, 경력 등 인적자본 수익률이 크게 하락하고 생산성이 떨어지는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 연속이행 임금함수 추정 결과

설명 변수	추정계수	표준오차	t 비율	유의도
상수항	3.6024	2.7253	1.322	0.1862
교육	0.3857	0.1503	2.566	0.0103
경력	0.2273	0.0531	4.281	0.0000
경력 2 (0.01)	-0.5006	0.1309	3.823	0.0001
근속	-0.0063	0.0048	1.306	0.1916
근속 2 (0.01)	0.0030	0.0010	2.982	0.0029
여성	0.5849	0.4426	1.321	0.1863
하위 직종	-0.7480	0.4402	1.699	0.0893
300인 이상	-0.2435	0.3715	0.655	0.5122
노조	0.0096	0.0094	1.012	0.3114
도시	0.6511	0.4285	1.520	0.1286
상수항*F	4.5219	2.8833	1.568	0.1168
교육*F	-0.3413	0.1599	2.134	0.0329
경력*F	-0.2097	0.0545	3.847	0.0001
경력 2 (0.01)*F	0.4684	0.1329	3.524	0.0004
근속*F	0.0068	0.0052	1.314	0.1888
근속 2 (0.01)*F	-0.0026	0.0011	2.429	0.0151
여성*F	-0.9395	0.4767	1.971	0.0488
하위 직종*F	0.5948	0.4553	1.306	0.1914
300인 이상*F	0.3527	0.3912	0.902	0.3673
노조*F	-0.0097	0.0104	0.928	0.3534
도시*F	-0.5583	0.4469	1.249	0.2116
$\lambda$	3.7978	6.9046	0.550	0.5823
$\gamma$	-0.6064	1.0578	0.573	0.5665
로그우도	0.656763			
관측치수	4,232			

<표 6>은 비정규직 지속기간별 인적자본 수익률을 계산한 것이다. 비정규직 0년차를 보면, 교육과 경력 수익률이 각각 0.08%, 0.04%로 추정되었다. 이 값에 대한 타당성을 살펴보기 위해 먼저, 비정규직 근로 경력이 없는 표본만을 대상으로 임금함수를 추정하여 얻은 추정계수와 비교하였다. 비교 결과 두 값의 차이가 거의 없는 것으로 나타나 표에 제시된 결과가 신뢰할 수 있는 결과임을 확인하였다. 비정규직 기간별 교육 수익률은 0.5년차의 경우 0.049%, 1년차 0.045%, 1.5년차 0.0445%, 2년차 0.0444%로 비정규직 고용기간이 길어짐에 따라 점진적으로 교육 수익률이 감소하였다. 경력 수익률 역시 0.5년차 0.0207%, 1년차 0.018%, 1.5년차 0.0176%, 2년차 0.01757%로 비정규직 지속기간이 길어짐에 따라 수익률이 하락하였다. 3년차 이후에는 인적자본 수익률의 크기에 변화가 거의 없는데, 이는 비정규직 근로자의 인적자본 수익률의 하락이 대부분 비정규직 고용 2~3년 사이에 이루어짐을 의미한다.

<표 6> 비정규직 고용 지속기간과 인적자본 수익률

(단위: 년)

비정규직 지속기간	교육수익률	경력수익률(*)	경력수익률(**)
0.00000	0.07543	0.03662	0.00559
0.50000	0.04945	0.02066	0.00444
1.00000	0.04518	0.01803	0.00425
1.50000	0.04453	0.01763	0.00422
2.00000	0.04443	0.01757	0.00422
2.50000	0.04442	0.01757	0.00422
3.00000	0.04442	0.01756	0.00422
3.50000	0.04442	0.01756	0.00422
4.00000	0.04442	0.01756	0.00422
4.50000	0.04441	0.01756	0.00422
5.00000	0.04441	0.01756	0.00422

주: (\*)은 임금함수에서 경력의 제공항을 고려하지 않은 경우의 수익률; (\*\*)은 고려한 경우의 수익률.

### 3. 비정규직 고용 지속기간별 임금격차 분해

본 절에서는 비정규직 고용 지속기간별 임금격차를 분해하여 살펴보았다. Oaxaca 방법을 이용하여 분해한 임금격차를 <표 7>에 제시하였다. 비정규직을 경험한 근로자와 비정규직을 전혀 경험하지 않은 근로자 간에 발생하는 총임금격차는 46%로 추정되었다. 이 중 생산성으로 설명할 수 있는 격차는 88.5% (0.407)를 차지하고, 차별적 요인에 의해 발생한 임금격차의 최대 추정치는 11.5% (0.053)로 계산되었다. 기간별 격차의 크기는 비정규직 지속기간이 1~2년일 때 52%로 격차가 가장 컸으며, 여기서 생산성 차이에서 비롯되는 격차는 75.3%로 나타났다. 생산성으로 설명할 수 없는 차별적 요인에 의해 발생한 임금격차의 최대 추정치는 비정규직 고용 지속기간이 6개월~1년일 때 가장 컸다. 여기에서 유의할 것은 생산성으로 설명할 수 없는 차별적 요인에 의해 발생한 임금격차의 최대 추정치가 비정규 고용 지속기간에 따른 근로자의 인적자본 수익률 감소에서 비롯하는 것이라는 점이다.

<표 7> 비정규직 지속기간별 임금격차

비정규직 지속기간	총 임금격차	생산성 격차	차별적 요인에 의한 임금격차의 최대 추정치
0~6개월	0.39074	0.27401 (70.13)	0.11673 (29.87)
6개월~1년	0.43885	0.28473 (64.88)	0.15412 (35.12)
1~2년	0.52022	0.39150 (75.25)	0.12872 (24.74)
2~3년	0.46231	0.38940 (84.23)	0.07291 (15.77)
3년 이상	0.45813	0.48578 (106.03)	-0.02764 (-6.03)
전 체	0.45993	0.40710 (88.51)0	0.05283 (11.49)

비정규직 기간이 3년 이상이면 총 임금격차는 45.8%이며 대부분이 생산성 격차로 설명되었다. 이 결과는 기존의 연구와 크게 다르지 않으나 여기서 간과하기 쉬운 것이 장기 비정규직 근로자의 경우, 경력이 상당히 길고 이로 인해서 생산성 격차가 과다하게 측정될 수 있다는 점이다. 대부분 장기 비정규직 근로자의 특성은 단순노무직과 일용직 등 하급 직종에 종사하기 쉽기 때문에 경력 증가에 따른 수익률 증가를 기대하기 어렵다. 따라서 이런 점을 고려하면 고용 형태에 따른 임금격차는 차별적 요인에 의해 발생한 임금격차가 보다 크고, 이는 비정규직 고용 지속기간이 증가함에 따라 인적자본 수익률이 감소하는 데서 발생한다는 것을 의미한다.

## V. 결 론

본 연구는 한국노동패널 자료를 사용하여 패널로짓 모형과 기간분석 모형을 이용하여 비정규직 고용과 지속기간 결정 요인을 살펴보고, 연속이행 모형을 추정하여 비정규직 고용 지속기간과 인적자본 수익률의 관계를 실증적으로 분석하였다. 결과는 비정규직 고용과 지속기간에 성, 연령, 학력, 대학 전공계열, 직종, 산업, 기업규모 등의 요인이 주요하게 작용하는 것으로 나타났다.

패널로짓 모형 추정 결과는 여성, 저연령층과 고연령층, 저학력층에서 비정규직 고용 확률이 높게 나타나 기존 연구와 유사하였다. 그러나 본 연구에서는 이에 더하여 같은 대졸자라 하더라도 전공계열별로 비정규직 고용 확률에 차이가 있으며 자연계열에 비해 인문·사회계열에서 비정규직 고용 확률이 더 높다는 것을 추가적으로 확인하였다. 그리고 서비스직, 판매직, 생산직, 단순노무직 등 하위 직종에서 비정규직 고용 확률이 높아 정규직과 비정규직 간 직종분리 현상이 심하다는 사실을 발견하였다.

비정규직 고용 지속기간 분석에서는 비정규직에서 벗어날 확률이 비정규직 지속기간에 의존하는 것을 확인하였다. 비정규직 지속기간은 맞벌이와 여성에게서 길게 추정되었고, 고학력자라 하더라도 공학, 의학, 예체능의 전공 분야에서는 비정규직 지속기간이 길었다. 직종별로는 서비스직과 단순노무직 등 인적



자본 축적이 적은 하위 직종에서 비정규직 고용형태가 고착화되고 있다.

연속이행 모형 추정 결과에서는 비정규 고용 지속기간과 인적자본 수익률의 관계에 대해 통계적으로 유의한 결과를 제공하고, 비정규직 근로자의 인적자본 수익률이 비정규직 고용 지속기간에 따라 내생적으로 결정된다는 것을 확인하였다. 구체적으로 연속이행 항에서 교육과 경력의 수익률이 음의 값을 가져 비정규직 지속기간이 길어짐에 따라 인적자본의 수익률이 점진적으로 감소하였다. 특히 여성의 수익률 하락 폭은 0.9%로 상당히 컸다. 지속기간별 교육 수익률은 비정규직 0년차 0.08%, 0.5년차 0.049%, 1년차 0.045%, 1.5년차 0.0445%, 2년차 0.0444%로 지속기간이 길어짐에 따라 수익률이 점진적으로 감소하였고, 경력 수익률 역시 0년차 0.04%, 0.5년차 0.0207%, 1년차 0.018%, 1.5년차 0.0176%, 2년차 0.01757%로 수익률이 감소하였다. 이를 통해 비정규직 고용 지속기간과 인적자본 수익률 간에 부(-)의 관계가 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

노동 공급자의 선호체계의 변화, 세계화와 무한경쟁의 기업 환경, 그리고 최근 세계적 경기의 침체는 고용형태의 분리를 더욱 심화시키는 방향으로 진행되고 있다. 비정규직 근로자의 증가는 소득 분포의 양극화를 심화시키므로 향후 한국 경제의 장기적 성장의 측면에서나 사회적 통합의 측면에서 많은 문제를 내포하고 있다. 정규직과 비정규직의 소득 불평등을 완화시키기 위해서는 인적자본 투자를 장려하는 정책과 지속적으로 완전고용과 안정적 물가를 유지하는 것이 필요하다. 이를 위해 인적자본의 투자를 통해서 비정규직의 직종 분포를 개선하는 것이 우선적으로 필요하고 이를 달성하는 데 완전고용이 요구된다. 만일 고용이 불안정하면 인적자본 투자가 제대로 이루어지지 못할 것이므로 두 가지 요건이 충족되도록 정부의 정책이 있어야 하겠다.

## 참고문헌

- 김용민 · 박기성. 「정규-비정규근로자 임금격차」. 『노동경제논집』 29 (3) (2006): 25~48.
- 남재량. 「비정규근로와 정규근로의 임금격차에 관한 연구: 패널자료를 사용한 분석」. 『노동경제논집』 30 (2) (2007): 1~31.
- 남재량. 「비정규근로와 정규근로의 임금격차 연구: 고용형태와 종사상 지위를 중심으로」. 제9회 노동패널학술대회 발표논문, 2008.
- 노용진 · 원인성. 「내부노동시장의 성격과 비정규직 고용의 비율」. 『노동정책연구』 3 (2) (2003): 47~67.
- 박기성 · 김용민. 「정규-비정규근로자의 임금격차 비교: 2003년과 2005년」. 『노동정책연구』 7 (3) (2007): 35~61.
- 안주엽. 「정규근로와 비정규근로의 임금격차」. 『노동경제논집』 24 (1) (2001): 67~96.
- 안주엽 · 남재량 · 이인재 · 성지미 · 최강식. 『노동과 차별(II): 인식과 실제』. 한국노동연구원, 2007.
- 이인재. 「정규직 임금프리미엄에 관한 연구」. 한국노동경제학회 2006년 하계 학술대회 발표논문, 2006.
- Davis-Blake A. & B. Uzzi. "Determinants of Employment Externalization: A Study of Temporary Workers and Independent Contractors." *Administrative Science Quarterly* 38 (1993): 195~223.
- Heckman, James J., and B. Singer. "Econometric Duration Analysis." *Journal of Econometrics* (24) (1984a): 63~132.
- \_\_\_\_\_. "A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data." *Econometrica* 52 (2) (1984b):

271~320.

Klein, J. P. & M. L. Moeschberger. *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer. 1997.

Mangum, G., D. Mayall, & K. Nelson. "The Temporary Help Industry: A Response to the Dual Internal Labor Market." *Industrial and Labor Relations Reviews* 38 (4) (1985): 599~611.

Uzzi, B. & Z. Barnes. "Contingent Employment in British Establishment: Organizational Determinants of the Use of Fixed-term Hires and Part-time Workers." *Social Forces* 76 (3) (1998): 967~1007.

## An Empirical Analysis of the Rate of Return to Human Capital of the Contingent Worker

Byeongseon Seo · Chan-young Lim

The status of contingent employment accompanies low wage, bad working conditions, unstable employment, and substantially unfavorable returns to human capital variables such as education and experience. The paper explores the causes of the wage gap generated by the employment status. The dual labor market model regards the wage gap predetermined and exogenous because the equilibrating process of the labor market is precluded. Using the KLIPS data, this paper provides an empirical evidence that the rate of returns to human capital diminishes gradually as the duration of contingent employment lasts. Our results support the explanation of the human capital theory in the sense that the investment of human capital is severely affected by the contingent employment status because of the expectation of unfavorable income.

Keywords : contingent worker, dual labor market, human capital, smooth transition, wage gap