

노동정책연구  
2018. 제18권 제4호 pp.31~50  
한국노동연구원

연구논문

## 청년층 비정규직의 고용형태 이행확률의 추정\*

최요한\*\*

본 연구는 한국의 청년층(20~40세)에서 비정규직 고용이 정규직 고용으로 이행하는 징검다리로 기능하는지, 아니면 비정규직에 머무르게 하는 덫으로 기능하는지를 확인하는 것을 목적으로, 비정규직 고용에서 정규직 고용으로의 이행확률을 추정하였다. 이를 위해서 고용형태를 정규직 고용, 비정규직 고용, 비임금근로, 미취업으로 구분하여 1년 전의 특정 고용형태에서 현재의 특정 고용형태로 이행할 확률을 모두 추정하였다. 분석자료로는 한국노동패널 12~19차(2009~2016년) 자료를 사용하였으며, 20~40세의 남녀를 분석대상으로 하였다. 이행확률의 일관된 추정을 위하여, 설명변수들과 상관관계를 가질 수 있는 시불변한 개인의 미관측 요인과, 미관측 요인 간의 상관관계를 고려한 동태적 모델을 사용하였다. 분석결과, 여성과 남성 모두에서 1년 전 비정규직에서 현재 정규직과 비정규직으로의 이행확률의 상대비율은 1년 전 미취업에서 현재 정규직과 비정규직으로의 이행확률의 상대비율보다 상당히 작게 나타났다. 따라서 여성과 남성 모두에서 비정규직은 정규직으로 이행하지 못하고 비정규직 노동시장에 머무르게 하는 덫으로 주로 기능하는 것으로 나타났다.

핵심용어 : 비정규직, 정규직, 고용형태 이행

논문접수일: 2018년 7월 30일, 심사의뢰일: 2018년 8월 1일, 심사완료일: 2018년 9월 12일

\* 많은 부족함에도 불구하고 중요한 논평을 아끼지 않아 주신 심사위원 분들께 지면을 빌어 감사의 말씀을 전한다.

\*\* 한국보건사회연구원 전문연구원, 서울대학교 사회복지학과 박사과정(yohann.choi@daum.net)

## I. 서론

본 연구의 목적은 우리나라의 청년층(20~40세)<sup>1)</sup>에서 비정규직 고용이 정규직 고용<sup>2)</sup>으로 이행하는 징검다리로 기능하는지 아니면 뒷으로 기능하는지를 확인하는 것이다. 비정규직은 한편으로는 다른 일자리를 얻지 못한 개인들에게 고용의 기회를 제공함으로써 더 나은 일자리로 이행하는 징검다리의 역할을 수행할 수 있으나, 다른 한편으로는 비정규직의 경험이 양질의 인적자본을 축적하는 것을 저해하고 낮은 인적자본의 신호로 작용함으로써 더 나은 일자리로 가지 못하게 하는 뒷으로 작용할 수 있다(Booth et al., 2002; Scherer, 2004; Amuedo-Dorantes & Serrano-Padial, 2010; Cockx & Picchio, 2012). 또한 여성과 남성은 비정규직의 이행에 큰 차이를 가질 수 있다(Booth et al., 2002). 여성은 남성보다 가사의 부담에 직면하는 경우가 더 많으며, 따라서 비정규직은 남성보다 여성에게 가구의 일시적인 2차 소득의 원천으로 작용할 확률이 더 높기 때문이다.

이를 규명할 수 있는 가장 좋은 방법은 자연실험(natural experiment)의 상황이 존재하는 것이다. 실례로 Autor & Houseman(2010)은 미국의 정책 시행에서 발생한 자연실험의 상황을 이용하여 분석을 시행하였다. 그러나 자연실험의 상황이 존재하지 않는 경우에는, 고용형태 선택의 내생성을 통제할 수 있는 적절한 계량모형을 이용하는 차선의 방법을 선택해야 한다. 이를 위해서는 인적자본

1) 경제활동인구조사는 15~29세를 청년층으로 분류하기 때문에, 학술적으로도 청년층은 이와 같이 정의되는 경우가 많다. 그러나 본 연구의 관심은 노동시장의 초기 진입과 인적자본의 초기 축적의 시기에 있으며, 또한 노동시장에 진입하는 연령은 크게 상승하여 왔다(최경수·김정호, 2016; 성재민, 2017). 이에 본 연구에서는 40세까지 분석에 포함하는 것이 초기 노동시장에서 고용형태의 이행을 이해하는 데 중요하다고 판단하였으며, 또한 보다 일반적인 용어로서 20~30대를 청년층으로 표현하는 것이 무리가 없다고 판단되어 청년층의 용어를 사용하였다.

2) 우리나라에서 정규직과 비정규직의 정의는 일반적으로 2002년 노사정위원회의 합의안에 기초한다. 이에 따르면, 비정규직 근로자는 한시적 근로자, 시간제 근로자, 비전형 근로자를 의미하며, 정규직 근로자는 비정규직 근로자가 아닌 근로자를 의미한다(서정희, 2015).

과 같은 개인 간 관찰되지 않는 요인들을 최대한 통제해야 한다. 어떠한 개인들은 정규직으로의 취업의 가능성이 높아 비정규직 고용보다는 미취업을 선택할 수 있으며, 다른 어떠한 개인들은 정규직으로의 취업의 가능성이 낮아 미취업을 선택할 수 있다. 이러한 요인들을 최대한 통제하기 위해서는 반드시 시불변한 미관측 이질성을 통제할 필요가 있다. 이에 본 연구는 동태적 랜덤효과 모델(Wooldridge, 2005)을 사용하여, 시불변한 미관측 이질성을 가정한 한 시점의 동태적 모델을 추정하였다. 또한 모집단이 3개 이상의 다항의 범주를 가지므로,<sup>3)</sup> 시불변한 미관측 이질성 간의 상관관계를 고려하여 추정을 시행하였다.

본 연구와 유사한 국내의 선행연구로는 최효미(2014)의 연구가 있다. 최효미(2014)는 20~45세 기혼 여성과 23~48세 남성을 대상으로 분석하였으며 고용형태를 정규직, 비정규직, 비임금근로, 미취업으로 구분하여, 본 연구와 동일한 계량적 접근을 사용하여 한 시점의 동태적 모델을 추정하였다. 본 연구는 최효미(2014)의 연구에 더하여, 고용형태 간 이행확률을 추정함으로써 회귀계수만으로 파악하기 어려운 실제 이행의 정도를 가늠할 수 있는 정보를 제공하였다.

구체적으로 본 연구는 한국노동패널 12~19차(2009~2016년) 자료를 사용하여, 고용형태를 정규직, 비정규직, 비임금, 미취업으로 구분하고 1년 전의 각 고용형태에서 현재의 각 고용형태로 이행할 확률을 모두 추정하였다. 분석대상은 인적자본의 초기 축적 시기에 관심을 두기 위하여 20~40세인 경우로 한정하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 이론적 배경과 선행연구들을 살펴보았다. 제Ⅲ장에는 추정모델을 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 분석자료를, 제Ⅴ장에서는 분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 결론을 논의하였다.

3) 방법론적으로는 모집단을 포괄하는 범주가 ‘3개 이상인 다항’이고 관찰되지 않는 잠재변수(latent variable)의 영향이 존재하는 경우, 반드시 모집단을 포괄하는 다항의 범주를 모두 고려하는 확률모델을 사용해야만 한다(Skrondal & Rabe-Hesketh, 2003; Train, 2009). 그 이유는 두 범주 간의 선택이 다른 범주의 존재유무에 의해서 영향을 받기 때문이며, 이는 잠재변수와 관련되기 때문이다(for details, see Skrondal & Rabe-Hesketh, 2003).

## II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

### 1. 이론적 배경

비정규직이 정규직으로 이행하는 징검다리로 기능한다는 주장은 주로 다음의 세 개의 이론들에 기초한다. 첫째는 통관항 가설(port-of-entry hypotheses)로서 개인의 비정규직 선택의 동기에 초점을 맞추는 이론이다(Contini et al., 1999; Scherer, 2004). 개인은 더 나은 일자리로 빠르게 이행하기 위해 자신의 교육수준과 능력에 비하여 도전적이지 않은 비정규직을 선택할 수 있다. 이 경우, 비정규직은 개인의 이후 경력에 긍정적으로 기여할 수 있다. 둘째는 기업내 부노동시장 모델에 기초하여 기업의 선택에 초점을 맞추는 이론이다(Booth et al., 2002; García-Serrano, 2004; Scherer, 2004). 기업은 정규직 해고의 부담이 크므로, 쉽게 정규직을 늘리기 어렵다. 따라서 기업은 비정규직을 인적자본을 판별하는 도구로 사용할 수 있다. 그러므로 개인에게 비정규직은 정규직으로 이행하는 기회로 작용할 수 있다. 셋째는 비정규직 경험의 혜택을 강조하는 이론이다(Gebel, 2013). 비정규직 경험은 실업에 비하여 인적자본의 축적, 더 나은 일자리를 얻을 수 있는 사회적 네트워크에 대한 접근, 근로경험을 통한 더 나은 일자리매칭에 유리하여 더 나은 일자리로 이행하는 징검다리로 기능할 수 있다.

반면 비정규직이 정규직으로 이행하지 못하고 비정규직에 머무르게 하는 것으로 기능한다는 주장은 주로 다음의 두 개의 이론에 기초한다. 첫째는 이중노동시장이론이다(Scherer, 2004). 노동시장은 안정적이고 기술적으로 높은 수준의 노동시장과, 취약하고 기술적으로 낮은 수준의 노동시장으로 구분되어 있고, 두 노동시장 간의 이동성은 상당히 제약되어 있어, 주로 2차노동시장의 일자리인 비정규직으로의 진입은 오랜 지속성을 가질 수 있다. 둘째는 신호이론(signal theory)이다. 기업이 개인의 능력을 평가하는데 있어 교육수준의 정보에 의존하는 것과 같이 개인의 이전의 고용상태도 개인의 능력을 평가하는 신호로 작용

한다. 따라서 기업은 개인의 비정규직의 경험을 낮은 인적자본에 대한 신호로 인식할 수 있으며, 따라서 비정규직은 정규직으로 이행하지 못하게 하는 것으로 작용할 수 있다.

한편 비정규직은 정규직에 비하여 가구의 일시적인 2차 소득의 원천일 확률이 높으며(Amuedo-Dorantes & Serrano-Padial, 2010), 따라서 비정규직의 정규직으로의 이행은 적을 수 있다. 우리나라와 같은 남성부양자 가족모델에서는 남성보다는 여성이 2차 소득자일 확률이 높아, 여성이 비정규직에서 정규직으로 이행하는 확률이 낮을 것으로 추측할 수 있다.

## 2. 국외의 선행연구 검토

국외에서는 많은 연구들이 수행되어 왔다. 대표적인 연구들을 살펴보면 다음과 같다. Amuedo-Dorantes et al.(2008)은 스페인의 모든 고용계약에 대한 정보를 취합하는 행정자료(the Official Register of Contracts of the Spanish Public Employment Service)를 사용하여 분석을 시행하였다. 1998년에 고용계약이 처음 관찰된(1998년 이전의 정보는 없음) 개인들을 대상으로 하여, 2004년까지의 관찰된 자료를 사용하여 분석을 시행하였다. 1998년에 무기계약과 파견고용 계약(temporary help agency contract)을 맺은 개인들은 제외하였으며, 처리집단은 7년의 기간 동안 파견고용 계약의 경험이 있는 개인들로, 통제집단은 파견고용이 아닌 유기계약 직접고용(direct-hire temporary employment)의 경험이 있는 개인들로 구성하였다. 성향점수매칭을 사용하여 분석한 결과, 파견고용의 정규직 이행확률이 유기계약 직접고용보다 낮은 것으로 나타났다.

Autor & Houseman(2010)은 미국의 미시간 주의 디트로이트에서 TANT 수급자를 대상으로 한 근로연계 프로그램인 WORK FIRST를 사용하여 분석을 시행하였다. 구체적으로는 1999~2003년 미시간 주의 실업보험 임금 기록과 연계된 Detroit Work First 프로그램의 행정기록 자료를 사용하였으며, 이는 37,000명 이상의 정보들을 포함하고 있다. WORK FIRST 프로그램은 근로연계 프로그램을 민간에 위탁하였는데, 이 과정에서 상당히 랜덤하게 발생한 직접고용과 파견고용의 배치 결과를 비교하였다. 분석결과, 파견고용은 이후 7분기의

기간 동안 근로소득과 고용결과를 개선시키지 못하거나 감소시켰으며, 직접고용은 근로소득과 고용결과를 상당히 개선시켰다.

de Graaf-Zijl et al.(2011)은 네덜란드에서 2년마다 시행되는 OSA 노동공급패널(OSA labour supply panel)의 1988~2000년 자료를 사용하여, 조사기간 중 한 번이라도 실업을 경험한 16~64세를 분석대상으로 하였다. 모집단을 정규직 일자리(regular work), 일시적 일자리(temporary jobs), 실업, 비경제활동으로 구분하여 다상태 기간 모델(multi-state duration model)을 추정하였다. 분석결과, 일시적 일자리는 실업기간을 단축시키는 것으로 나타났으나 실업자 중 정규직 일자리를 가진 비율을 몇 년 안에 증가시키지는 않는 것으로 나타났다.

Cockx & Picchio(2012)는 벨기에의 1998년에 졸업 이후 9개월 동안 실업 상태에 있는 18~25세를 분석대상으로 하였다. 벨기에에서는 졸업자가 9개월 동안 실업상태인 경우 실업급여의 수급권을 가지며, 따라서 이들에 대한 정보가 CBCCC(Cross-roads Bank for Social Security)의 행정자료에 기록된다. 이들의 처음 등록된 정보와 이후 분기별로 기록되는 최대 4년 후까지의 정보를 사용하였다. 고용상태는 1분기 이하로 지속되거나 비자발적인 실업으로 끝나는 일자리를 ‘단기간 일자리(short-lived jobs)’로 1년 이상 지속되는 일자리를 ‘장기간 일자리(long-lasting jobs)’로 구분하였다. 추정방법은 첫 번째 단계로 동태적 다상태 다기간 모델(dynamic multi-state multi-spell model)을 추정하였으며, 두 번째 단계로 추정된 모델로 시뮬레이션을 시행하였다. 시뮬레이션 결과, 졸업 후 2년 안에 단기간 일자리를 가진 경우 그렇지 않은 경우보다 장기간 일자리를 가질 확률이 여성은 9.5%p, 남성은 13.4%p 더 높았다.

Givord & Wilner(2015)는 프랑스의 노동력조사(Labor Force Surcey)의 2002~2010년의 분기별 자료를 사용하여, 18~64세를 대상으로 분석을 시행하였다. 개인들은 최대 6개의 분기 동안 조사된다. 고용형태는 무기계약직(open-ended), 유기계약직(fixed-term contract), 일시적 파견근로(temporary agency work), 자영업, 공공부문(public sector), 비근로로 구분하였다. 추정방법으로는 동태적 다항 로지스틱 모델을 사용하여 고용형태들 간에 1분기 기간의 이행에 대한 동태적 영향을 추정하였다. 분석결과, 유기계약직은 비근로에 비하여 무기계약직으로 이행할 확률이 높았지만, 일시적 파견근로는 비근로보다 무기계

약직으로 이행할 확률이 더 높지 않았다. 이들은 또한 2008년 대침체(the Great Recession) 전후에 따른 차이가 나타남을 보였다.

### 3. 국내의 선행연구 검토

국내의 연구로는 김우영·권현지(2008)와 최효미(2014)의 연구가 있다. 김우영·권현지(2008)는 한국노동패널 5~9차 자료를 사용하여 비정규직의 상태의 존성을 추정하였다. 또한 연령, 혼인여부, 교육수준, 산업, 직종, 기업규모에 따른 상태의존성을 추정하였다. 동태적 프로빗 모델의 분석결과, 상태의존성이 유의하게 나타났으며 여성의 상태의존성이 남성에 비하여 높았고, 특히 기혼 여성과 저학력 여성의 비정규직의 상태의존성이 높게 나타났다.

최효미(2014)는 한국노동패널 7~13차 자료를 사용하여, 7차년도 기준 20~45세의 기혼 여성과 23~48세 남성을 대상으로 분석을 시행하였다. 고용형태를 전체 모집단을 포괄하는 정규직, 비정규직, 비임금근로, 미취업으로 구분하여,  $t-1$ 시점의 각 고용형태가  $t$ 시점의 각 고용형태의 이행에 미치는 영향을 분석하였다. Wooldridge(2005)의 동태적 랜덤효과 확률모델을 사용하여 다항 로지스틱 모델을 추정하였는데, 분석결과 각 고용형태의 상태의존성과 비정규직이 정규직으로 이행하는 확률이, 미취업에서 정규직으로 이행하는 확률보다 높은 것으로 나타났다.

## Ⅲ. 추정모델

본 연구는 현재의 고용형태에 대하여 다음의 한 시점의 동태적 확률모델을 가정한다.

$$p(y_{it} | y_{i,0:t-1}, X_i, c_i) = p(y_{it} | y_{i,t-1}, x_{it}, c_i), \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad a:b = (a, \dots, b), \quad X_i = x_{i,1:T}.$$

$i$ 는 개인,  $t$ 는 시점이다.  $y$ 는 고용형태,  $x$ 는 인구사회학적 변수,  $c$ 는 미관측

이질성이다.  $y$ 는 다항의 고용형태를 나타내는 벡터이며,  $c$ 는 고용형태에 따라 각각의 값을 가지는 벡터이다.  $x$ 는 고용형태에 따라 다르지 않으며, 1년의 동태적 영향을 가정하였다.  $x$ 는 엄격한 외생성(strict exogeneity; Wooldridge, 2010: 165)을 가정한다. 식 (1)은 다항 로지스틱 모델을 따르는 것으로 가정한다.

$c$ 는  $y$ 와 항상적인 상관관계를 가지므로 동태적 랜덤효과 확률모델로 이를 추정해야 한다. 동태적 랜덤효과 확률모델로는 가장 대표적으로 사용되는 Wooldridge(2005)의 접근을 사용하였다.<sup>4)</sup> 이에 따라 미관측 이질성은 다음의 다변량 정규분포를 따른다고 가정한다.<sup>5)</sup>

$$c_i | y_{i0}, X_i \sim N(\alpha_0 + y_{i0}'\alpha_1 + \bar{X}_i'\alpha_2, \Sigma), \quad (2)$$

$$i.e. e_i = c_i - \alpha_0 - y_{i0}'\alpha_1 - \bar{X}_i'\alpha_2 \sim N(0, \Sigma), \quad \bar{X}_i = (1/T) \sum_{t=1}^T x_{it}.$$

따라서 미관측 이질성에 조건화하지 않은 개인의 우도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} p(Y_i | y_{i0}, X_i) &= \int p(Y_i | y_{i0}, X_i, c_i) p(c_i | y_{i0}, X_i) dc_i \quad (3) \\ &= \int \left[ \prod_{t=1}^T p(y_{it} | y_{i,t-1}, x_{it}, c_i) \right] p(c_i | y_{i0}, X_i) dc_i \\ &= \int \left[ \prod_{t=1}^T p(y_{it} | y_{i,t-1}, x_{it}, y_{i0}, \bar{X}_i, e_i) \right] p(e_i) de_i. \end{aligned}$$

$e$ 가 평균이 0인 다변량 정규분포를 따르므로, 이는 정태적 랜덤효과 모델을 추정하는 것과 같다. 단, 시불변한 미관측 이질성들 간의 상관관계를 허용하기 위하여, Stata 13의 `-gsem-` 명령어를 사용하여 추정하였다(Stata Corporation, 2013).

4) Wooldridge(2005)는 이항의 경우에 대해서만 설명하였다.

5) 설명변수들의 평균값에 조건화한 이유는 불균등화 패널을 사용하였기 때문이다. 평균값에 조건화하는 것의 의미에 대해서는 Mundlak(1978)을 참조할 수 있다.

## IV. 분석자료

분석자료로는 한국노동연구원의 한국노동패널을 사용하였다. 한국노동패널은 많은 표본과 긴 시계열의 자료를 제공하고 있으며, 노동시장과 관련된 정보들을 풍부하게 제공하고 있어 본 연구의 분석자료로 적합하다. 한국노동패널을 사용하는 경우, 정규직과 비정규직의 여부를 조사하는 4~19차(2001~2016년) 자료의 활용이 가능하다. 그러나 본 연구에서는 보다 최근의 추이를 확인하기 위하여, 12~19차 자료(2009~2016년)를 사용하였다. 12차 자료부터 사용한 이유는 한국노동패널이 12차 조사부터 추가표본을 구축하였기 때문에 충분한 자료를 확보할 수 있기 때문이다.

본 연구의 분석대상은 20~40세 남녀로, 정규교육기관에 통학한다고 응답한 경우는 분석에서 제외하였다. 종속변수인 고용형태는 정규직, 비정규직, 비임금근로, 미취업으로 구분하였다. 무급가족종사자는 비임금근로로 분류하였는데, 그 이유는 부부가 실질적으로 함께 자영업을 운영하지만 남성은 비임금근로자로 여성은 무급가족종사자로 응답하는 경우가 많을 수 있기 때문이다.

정규직과 비정규직 고용의 구분은 한국노동패널의 정규직, 비정규직 구분에 대한 자기보고의 결과를 사용하였다. 인구사회학적 변수들은 기존의 연구에서 고용형태에 대하여 변량이 존재한다고 나타난 변수들을 기준으로 하여 나이, 교육수준, 결혼지위, 장애여부<sup>6)</sup>를 포함하였다.

<표 1>은 분석자료의 성별에 따른 기술통계량이다. 먼저, 여성의 미취업 비중은 45.2%, 남성은 10.7%로 나타나 여성의 경제활동 참여가 남성보다 크게 적은 것으로 나타났다. 또한 여성은 정규직 고용과 비정규직 고용의 비율이 2.38(=4,147/1,743)인 데 반하여 남성은 4.50(=7,165/1,592)로 나타나, 임금근로에서 여성의 비정규직 고용의 비중이 남성보다 크게 높은 것으로 나타났다. 또한 여성은 미취업자의 유배우자 비율이 85%로 다른 고용형태보다도 높은 데

6) 한국노동패널의 p\*\*6104, p\*\*6105의 문항을 이용하였다. 두 문항에 하나라도 응답에 있는 경우 장애가 있는 것으로 분류하였다.

〈표 1〉 기술통계량

	정규직 고용		비정규직 고용		비임금근로		미취업		전체	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차						
(여성)										
만 나이	32.1	5.0	33.3	5.4	35.5	3.8	33.6	4.6	33.2	4.9
배우자 있음	0.55	0.50	0.58	0.49	0.79	0.41	0.85	0.36	0.71	0.46
장애 있음	0.00	0.06	0.01	0.07	0.00	0.06	0.02	0.12	0.01	0.10
교육수준										
고등학교 이하	0.25	0.44	0.47	0.50	0.41	0.49	0.44	0.50	0.38	0.49
대학교	0.71	0.45	0.48	0.50	0.55	0.50	0.55	0.50	0.59	0.49
대학원	0.03	0.18	0.05	0.21	0.04	0.20	0.02	0.14	0.03	0.17
관찰 수(%)	4,147 (33.2)		1,743 (14.0)		959 (7.7)		5,650 (45.2)		12,499 (100.0)	
(남성)										
만 나이	34.1	4.1	32.7	5.2	35.4	3.9	30.4	5.6	33.7	4.6
배우자 있음	0.66	0.47	0.38	0.49	0.71	0.46	0.16	0.36	0.57	0.49
장애 있음	0.00	0.07	0.01	0.09	0.01	0.08	0.09	0.28	0.01	0.12
교육수준										
고등학교 이하	0.29	0.46	0.59	0.49	0.48	0.50	0.55	0.50	0.39	0.49
대학교	0.64	0.48	0.39	0.49	0.50	0.50	0.44	0.50	0.57	0.50
대학원	0.06	0.24	0.02	0.15	0.02	0.13	0.01	0.09	0.04	0.21
관찰 수(%)	7,165 (76.0)		1,592 (13.8)		1,527 (13.3)		1,232 (10.7)		11,516 (100.0)	

반하여, 남성은 미취업자의 유배우자 비율이 16%로 나타났다. 이러한 결과들은 한국이 여전히 남성부양자 가족모델을 가지고 있음을 보여준다. 교육수준을 살펴보면, 정규직 고용이 다른 고용형태보다 대졸자의 비중이 확연히 높은 것으로 나타났다. 또한 남녀 모두 비정규직 고용의 대졸자 비중이 모든 고용형태에서 가장 낮은 것으로 나타났다. 이는 남녀 모두 비정규직 근로자의 교육수준으로 측정된 인적자본이 가장 낮음을 보여준다.

## V. 분석결과

<표 2>와 <표 3>은 여성과 남성에 대한 모델의 추정결과이다. 종속변수의 기준범주를 비정규직으로 하여, 정규직, 비임금근로, 미취업 각각에 대한 추정 결과가 제시되어 있다. 고용형태 변수들의 영향을 표를 통하여 직접적으로 해석하는 것은 복잡하므로, 고용형태의 이행확률은 예측확률을 도출하여 살펴보는 것이 적절할 것이다.

나이의 영향은 여성의 경우, 비임금근로에서만 유의한 영향이 나타났다. 나이가 33.7세보다 적을 때는, 나이가 많아질수록 비정규직 고용보다 비임금근로일 확률이 더 높았고 33.7세보다 많을 때는, 나이가 많아질수록 비임금근로보다 비정규직 고용일 확률이 더 높았다. 남성의 경우 미취업에서만 유의한 영향이 나타났으며, 37.2세보다 적을 때는 나이가 많아질수록 미취업보다 비정규직 고용일 확률이 더 높았고 37.2세보다 많을 때는 나이가 많아질수록 비정규직 고용보다 미취업일 확률이 더 높았다. 분석대상 나이의 상한이 40세임을 감안한다면, 대체적으로 남자의 경우 나이가 많아질수록 미취업 상태에 있는 것보다는 비정규직 고용인 경우가 더 많았다. 이는 비정규직 고용이 남성에게 실업에 대한 대안으로 작용하였음을 함의한다.

교육수준의 영향은 여성의 경우, 최종학력이 고등학교 이하에 비하여 대학교일 때 비정규직 고용보다는 정규직 고용과 미취업일 확률이 더 높았다. 남성의 경우, 최종학력이 고등학교 이하에 비하여 대학교일 때 비정규직 고용보다는 다른 고용형태일 확률이 더 높았고, 또한 고등학교 이하에 비하여 대학원인 경우 비정규직 고용보다는 정규직 고용일 확률이 더 높았다.

결혼지위의 영향은 여성의 경우, 배우자가 있을 때 비정규직 고용보다는 미취업일 확률이 더 높았다. 남성의 경우, 결혼지위의 영향은 나타나지 않았는데, 이는 주로 남성이 1차 소득자이고 여성이 2차 소득자임을 함의한다.

장애여부의 영향은 여성의 경우, 장애가 있을 때 비정규직 고용보다는 미취업일 확률이 더 높았다. 남성의 경우, 장애여부의 영향은 나타나지 않았다.

〈표 2〉 여성에 대한 분석결과

	회귀계수		
	정규직 고용	비임금근로	미취업
1년 전의 고용형태			
정규직 고용	4.762***	2.344***	2.373***
비임금근로	1.717***	5.481***	1.846***
미취업	1.822***	1.845***	2.894***
만 나이	0.001	0.539*	0.125
만 나이 제곱	0.000	-0.008*	-0.003
교육수준			
대학교	0.770***	0.251	0.287**
대학원	0.235	0.146	-0.449
배우자 있음	-0.418	0.223	2.096***
장애 있음	0.465	0.488	1.749*
초기시점의 고용형태			
정규직 고용	1.456***	-0.012	0.333
비임금근로	-0.345	1.717**	0.824*
미취업	0.144	0.404	1.132***
(평균) 배우자 있음	0.326	0.379	-0.476
(평균) 장애 있음	-0.470	1.087	0.774
조사연도			
2011년	0.049	-0.018	0.143
2012년	0.051	0.011	0.073
2013년	0.305	0.376	0.255
2014년	0.140	0.152	0.166
2015년	0.140	0.653**	0.148
2016년	0.349	0.298	0.197
상수항	-2.428	-13.624***	-3.381
랜덤효과의 분산	1.427	2.061	1.640
랜덤효과의 공분산			
정규직 고용, 비임금근로	0.460		
정규직 고용, 미취업		0.511	
비임금근로, 미취업			1.113
log-likelihood		-7,201	
person-year observations		12,499	

주: 종속변수, 1년 전의 고용형태, 초기시점 고용형태의 기준범주는 비정규직 고용임.  
 교육수준의 기준범주는 고등학교 이하임. 조사연도의 기준범주는 2010년임.

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

〈표 3〉 남성에 대한 분석결과

	회귀계수		
	정규직 고용	비임금근로	미취업
1년 전의 고용형태			
정규직 고용	4.608***	2.535***	2.414***
비임금근로	1.899***	5.892***	1.760***
미취업	1.870***	2.442***	2.138***
만 나이	0.269	0.272	-0.372*
만 나이 제곱	-0.005*	-0.004	0.005*
교육수준			
대학교	0.971***	0.428**	0.340*
대학원	1.220***	0.021	-0.304
배우자 있음	-0.321	0.246	-0.667
장애 있음	-0.078	0.302	1.486
초기시점의 고용형태			
정규직 고용	1.545***	0.950**	0.657*
비임금근로	0.541	1.574**	0.819
미취업	0.917***	0.150	1.621***
(평균) 배우자 있음	1.066**	0.661	-0.291
(평균) 장애 있음	0.446	-0.525	2.235*
조사연도			
2011년	-0.054	-0.084	-0.140
2012년	-0.031	0.135	-0.145
2013년	-0.068	0.170	-0.451*
2014년	-0.011	-0.036	-0.625**
2015년	0.009	-0.226	-0.626**
2016년	0.040	-0.093	-0.484*
상수항	-6.639**	-8.736**	4.072
랜덤효과의 분산	1.175	1.373	1.847
랜덤효과의 공분산			
정규직 고용, 비임금근로	0.814		
정규직 고용, 미취업		0.643	
비임금근로, 미취업			0.527
log-likelihood		-5,421	
person-year observations		11,516	

주: 종속변수, 1년 전의 고용형태, 초기시점 고용형태의 기준범주는 비정규직 고용임. 교육수준의 기준범주는 고등학교 이하임. 조사연도의 기준범주는 2010년임.

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

<표 4>는 추정된 모델로 계산한 여성과 남성의 고용형태 이행확률이다. 비교를 위하여, 단순히 자료에 나타난 이행확률을 함께 제시하였다. 이행확률은 각 개인의 예측확률을 도출한 후, 이를 평균하여 구하였다. 각 개인의 예측확률은 <표 2>와 <표 3>에서 도출된 랜덤효과의 분산-공분산 행렬로부터 총 10,000개의 오차항을 반복추출하여, 10,000개 각각에 대한 예측확률들을 산출한 후 이를 평균하여 산출하였다.

1년 전 비정규직에서 현재의 고용형태들로 이행할 확률은 여성의 경우, 비정규직으로는 48.1%, 정규직으로는 15.0%, 비임금근로로는 3.5%, 미취업으로는 33.4%로 나타났다. 남성의 경우, 비정규직으로는 52.3%, 정규직으로는 19.6%, 비임금근로로는 3.8%, 미취업으로는 24.4%로 이행하는 것으로 나타났다. 남성이 여성보다 비정규직에서 정규직으로 이행하는 확률이 4.6% 더 높았다.

<표 4> 고용형태의 이행확률

여성		현재			
		비정규직	정규직	비임금근로	미취업
1년 전	비정규직	0.481 (0.705)	0.150 (0.093)	0.035 (0.024)	0.334 (0.179)
	정규직	0.046 (0.025)	0.639 (0.870)	0.030 (0.010)	0.284 (0.096)
	비임금근로	0.101 (0.038)	0.147 (0.026)	0.524 (0.828)	0.389 (0.107)
	미취업	0.111 (0.073)	0.169 (0.068)	0.033 (0.025)	0.687 (0.834)
남성		현재			
		비정규직	정규직	비임금근로	미취업
1년 전	비정규직	0.523 (0.760)	0.196 (0.123)	0.038 (0.026)	0.244 (0.091)
	정규직	0.046 (0.022)	0.743 (0.928)	0.031 (0.018)	0.181 (0.032)
	비임금근로	0.110 (0.031)	0.187 (0.050)	0.540 (0.893)	0.262 (0.027)
	미취업	0.138 (0.145)	0.236 (0.231)	0.041 (0.005)	0.585 (0.574)

주: 괄호 밖의 값은 모델을 통해서 계산된 결과이며, 괄호 안은 자료에 나타난 추정되지 않은 결과임.

여성과 남성의 결과 모두에서 공통적으로 확인되는 것은, 비정규직에서 정규직과 비정규직으로의 이행확률의 상대비율보다 미취업에서 정규직과 비정규직으로의 이행확률의 상대비율이 더 크다는 것이다. 여성은 비정규직에서 정규직과 비정규직으로의 이행확률의 상대비율이 0.31(=0.150/0.481), 그리고 미취업에서 정규직과 비정규직으로의 이행확률의 상대비율이 1.52(=0.169/0.111)로 나타났으며, 남성은 각각 0.37(=0.196/0.523), 1.71(=0.236/0.138)로 나타났다. 이는 여성과 남성 모두에서 비정규직과 정규직의 이중노동시장화가 분명히 나타난다는 것을 보여주는 결과이다. 즉 우리나라에서 비정규직의 선택은 결과적으로 비정규직 노동시장의 선택이 될 개연성이 높다.

## VI. 결 론

본 연구는 한국의 청년층을 대상으로 비정규직이 정규직으로 이행하는 징검다리로 기능하는지 아니면 비정규직에 머무르게 하는 덫으로 기능하는지를 확인하기 위하여, 한국노동패널 12~19차(2009~2016년) 자료를 사용하여, 20~40세 남녀를 대상으로 분석을 시행하였다. 구체적으로 1년 전에 정규직 고용, 비정규직 고용, 비임금근로, 미취업인 경우, 현재 각각의 고용으로 이행할 확률을 추정하였다. 분석결과, 여성과 남성 모두에서 미취업에서의 정규직과 비정규직으로의 이행확률의 상대비율이 비정규직에서 정규직과 비정규직으로 이행확률의 상대비율보다 높게 나타났다. 이는 우리나라에서 비정규직의 선택은 정규직으로의 이행을 위한 징검다리로 기능하기보다는 비정규직 노동시장의 선택을 의미하는 덫일 가능성이 높다.

바람직한 노동시장정책은 두 가지의 목적을 동시에 달성하는 것이 필요하다. 하나는 전체 일자리 수의 증가이며, 다른 하나는 좋은 일자리 수의 증가이다. 그러나 두 목적을 동시에 달성하는 것은 어려운 문제이다. 그러므로 비정규직이 정규직으로 이행하지 못하게 하는 덫으로 강하게 기능한다고 하더라도, 단순히 이를 바탕으로 정책적으로 기업의 비정규직 고용을 어렵게 하고 현재 많은 비정규직 고용을 정규직으로 고용으로 전환시켜야 한다고 제안할 수는 없

다. 이러한 정책은 전체 일자리의 감소로 이어질 수 있으며, 새롭게 노동시장에 진입하는 사람들의 정규직 고용의 가능성을 낮출 수 있기 때문이다. 또한 이러한 개입이 경제성장에 어떻게 영향을 미칠지도 고려해야 할 부분이다. 그러므로 본 연구에서는 한국의 바람직한 노동시장정책의 방향을 논의하기 위한 하나의 추가적인 정보를 제공하는 것에 의의를 두고자 한다.

본 연구의 결과는 향후 연구들에서 크게 세 가지의 방향에서 보완될 수 있다. 첫째, 국가 간 비교를 통하여 한국의 비정규직 고용의 고용형태 이행에 대한 이해를 증진시킬 수 있다. 물론, 국가 간에 이질적인 고용구조, 노동시장정책, 사회보장정책의 영향으로 인하여 단순히 수치적인 비교는 어려울 수 있다는 점을 고려해야 한다. 둘째, 인적자본의 수준과 특성을 정교하게 통제한 연구들이 수행될 필요가 있다. 본 연구에서는 거시적인 고용형태의 이행을 살펴보았으며, 따라서 가장 기본적인 변수들만을 포함하였다. 이는 여전히 고용형태에서 자기선택(self-selection)의 내생성 문제가 해결되지 못함을 의미한다. 물론 인적자본의 수준과 특성에 대한 정교한 통제는 여전히 쉽게 해결되지 않는 연구 문제이다. 그러므로 이는 보다 미시적인 연구들에서 수행될 필요가 있다.

이 외에 본 연구는 계량적인 부분에서 여러 부분들이 보완될 필요가 있다. 첫째, 1년 전 동태적 영향의 외생성을 확보하기 위해서는 2년 전 동태적 영향을 가정한 모델을 고려할 필요가 있다. 둘째, Wooldridge(2005)의 접근방법을 불균등화 패널에 적용하는 것은 편의를 발생시킬 수 있다(Rabe-Hesketh & Skrondal, 2013). 셋째, 본 연구는 예측확률의 신뢰구간을 도출하지 않았다. 신뢰구간의 도출은 특정한 설명변수들의 단일 조합에 따른 예측확률에 대해서 가능하다(Rabe-Hesketh & Skrondal, 2009). 넷째, 통제변수를 매우 적게 포함하였으며 더 풍부한 통제변수들의 통제에 따른 분석결과의 강건성을 확인하지 않았다. 이러한 부분들을 충분히 검토하지 못한 주요한 이유는 분석의 긴 소요시간에 있다. 본 연구에서는 Stata의 -gsem-을 사용하여 분석하였으나 Mplus를 사용한 분석도 소요시간이 비슷하게 나타났다. 다항의 범주에서 연속분포를 가지는 잠재변수들 간의 상관관계를 고려한 분석들은 상당한 수준의 소요시간의 문제에 직면하고 있다. 본 연구는 이러한 한계들을 내재하고 있으므로 향후 연구들을 통하여 보완되고 검증되어야 함을 밝히며 연구를 마친다.

## 참고문헌

- 김우영·권현지(2008). 「비정규 일자리 결정의 동태성과 성별 비정규직 비중의 격차분석」. 『여성연구』 74 (1): 5~43.
- 서정희(2015). 「비정규직의 불안정 노동: 비정규 고용형태별 노동법과 사회보장법에서의 배제」. 『노동정책연구』 15 (1): 1~41.
- 성재민(2017). 「2017년 상반기 노동시장 평가와 하반기 전망」. 『노동리뷰』 149: 3~5.
- 최경수·김정호(2016). 『기업성장의 동태성과 청년일자리』. 한국개발연구원.
- 최효미(2014). 「기혼 여성의 노동시장참여 행태와 상태의존성」. 『노동정책연구』 14 (1): 1~33.
- Amuedo-Dorantes, C., M. A. Malo, and F. Munoz-Bullon(2008). “The role of temporary help agency employment on temp-to-perm transitions.” *Journal of Labor research* 29 (2): 138~161.
- Amuedo-Dorantes, C., and R. Serrano-Padial(2010). “Labor market flexibility and poverty dynamics.” *Labour Economics* 17 (4): 632~642.
- Autor, D. H., and N. Houseman(2010). “Do temporary-help jobs improve labor market outcomes for low-skilled workers? Evidence from “Work Frist”.” *American Economic Journal: Applied Economics* 2 (3): 96~128.
- Booth, A. L., M. Francesconi, and J. Frank(2002). “Temporary jobs: stepping stones or dead ends?” *The Economic Journal* 112 (480): F189~F213.
- Cockx, B., and M. Picchio(2012). “Are short lived jobs stepping stones to long lasting jobs?” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74 (5): 646~675.
- Contini, B., L. Pacelli, and C. Villosio(1999). “Short employment spells in Italy, Germany and the UK: testing the ‘port of entry’ hypothesis.” Centre for

- Economic Performance Workingpapers. London : Graham Ingham.
- de Graaf-Zijl, M., G. J. Van den Berg, and A. Heyma(2011). “Stepping stones for the unemployed : the effect of temporary jobs on the duration until (regular) work.” *Journal of Population Economics* 24 (1) : 107~139.
- García-Serrano, C.(2004). “Temporary employment, working conditions and expected exits from firms.” *Labour* 18 (2) : 293~316.
- Gebel, M.(2013). “Is a temporary job better than unemployment? A cross-country comparison based on British, German, and Swiss panel data.” *Schmollers Jahrbuch* 133 (2) : 143~155.
- Givord, P., and L. Wilner(2015). “When does the stepping stone work? Fixed term contracts versus temporary agency work in changing economic conditions.” *Journal of Applied Econometrics* 30 (5) : 787~805.
- Mundlak, Y.(1978). “On the pooling of time series and cross section data.” *Econometrica: journal of the Econometric Society* 46 (1) : 69~85.
- Rabe-Hesketh, S., and A. Skrondal(2013). “Avoiding biased versions of Wooldridge’s simple solution to the initial conditions problem.” *Economics Letters* 120 (2) : 346~349.
- Scherer, S.(2004). “Stepping-stones or traps? The consequences of labour market entry positions on future careers in West Germany, Great Britain and Italy.” *Work, employment and society* 18 (2) : 369~394.
- Skrondal, A., and S. Rabe-Hesketh(2003). “Multilevel logistic regression for polytomous data and rankings.” *Psychometrika* 68 (2) : 267~287.
- \_\_\_\_\_(2009). “Prediction in multilevel generalized linear models.” *Journal of the Royal Statistical Society : Series A* 172 (3) : 659~687.
- Stata Corporation(2013). *Stata structural equation modeling reference manual, release 13*. Stata Press. Texas.
- Train, K. E.(2009). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge university press. Cambridge.
- Wooldridge, J. M.(2005). “Simple solutions to the initial conditions problem in

dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity.”  
*Journal of applied econometrics* 20 (1) : 39~54.

\_\_\_\_\_(2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data (2nd edition)*. Cambridge : The MIT Press.

## The Dynamics of Temporary Employment in South Korea

Choi Yohan

This study aims to examine whether temporary employment is functioning as a stepping stone for or a barrier against permanent employment in South Korea. To this end, this study classifies employment status into temporary employment, permanent employment, non-wage work, and non-employment, and estimates the probabilities of one-year transition between each employment status. The 12th to 19th waves of the Korean Labor and Income Panel Study are used, and men and women aged 20-40 are analyzed. The results show that in both men and women, temporary employment is functioning mainly as a barrier against permanent employment.

Keywords : temporary employment, permanent employment, employment transitions