

노동정책연구  
2014. 제14권 제1호 pp.1~33  
한국노동연구원

연구논문

## 기혼 여성의 노동시장참여 행태와 상태의존성\*

최효미\*\*

본고는 기혼 여성의 노동시장참여 행태의 동태적 변화에 초점을 맞춘 연구로서 특히 상대적으로 열악한 2차노동시장에 직면한 기혼 여성의 고용형태별 상태의존성에 대해 살펴보았다. 이를 위해 사건계열 그래프와 미관측 이질성 및 내생성을 고려한 동태적 패널 다항로짓 모형을 사용하였다.

분석 결과, 비정규직 혹은 비임금근로의 함정효과가 존재함을 확인할 수 있었다. 그러나 일단 비정규직으로 진입한 경우라 할지라도, 비정규직 근로에서 미취업으로 이행할 확률에 비해서는 비정규직에서 정규직으로 이행할 확률이 높았다. 그리고 전기에 정규직 근로를 하던 기혼 여성의 경우 다른 고용형태에 비해 정규직 유지 확률 및 취업 계속 확률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이때 정규직 근로 확률은 비정규직 혹은 비임금근로에 비해 보육변수들의 영향을 보다 크게 받는 것으로 분석됐다.

핵심용어 : 기혼 여성의 노동시장참여, 고용형태의 상태의존성, 동태적 패널 다항로짓 모형

논문접수일: 2013년 11월 25일, 심사의뢰일: 2013년 11월 28일, 심사완료일: 2014년 1월 16일

\* 본 논문은 필자의 박사학위 논문인 「기혼여성의 노동시장참여에 관한 연구」의 일부를 수정·보완한 것이다. 박사학위 논문의 심사위원님들과 윤정열 지도교수님 그리고, 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원님들과 한국노동연구원의 성재민 박사님, 반정호 박사님, 배기준 책임연구원께 감사드린다.

\*\* 한국노동연구원 책임연구원(chm@kli.re.kr)

## I. 서론

한국 기혼 여성의 경제활동참가율은 지속적으로 증가하는 추세를 보이고 있으나, 여전히 OECD 국가들에 비해서는 낮은 수준에 머물러 있다. 통상 기혼 여성의 노동공급 결정에는 여성 자신의 연령, 학력과 같은 인적자본과 임금수준 등의 일자리 특성, 가구 소득수준(혹은 배우자 소득) 혹은 남편의 학력수준과 같은 가구 특성, 자녀 수, 자녀 연령, 자녀 보육자의 부재, 높은 보육비용, 열악한 보육환경 등의 보육 부담이 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 특히 보육에 따른 부담은 기혼 여성의 노동시장참여에 따른 기회비용을 크게 만들어 노동시장참여를 제약하는 주된 요인이 된다.

나아가 보육 부담을 지닌 기혼 여성은 노동시장참여 자체가 제약을 받을 뿐 아니라, 노동시장에 참여하고 있는 경우에도 비임금근로 및 비정규 일자리와 같이 상대적으로 열악한 노동시장에 직면하고 있을 위험이 높은 것으로 알려져 있다. 이러한 현상이 경력단절에 따른 인적자본의 감소 때문인지, 혹은 보다 짧고 융통성 있는 근로시간을 선호하는 기혼 여성 본인의 자발적 선택에 따른 것인지, 아니면 노동시장의 구조적 차별에 의한 것인지, 그 원인에 대해서는 의견이 분분하다. 그러나 이러한 2차노동시장의 존재가 기혼 여성의 노동시장참여를 저해하는 하나의 요인이라는 점에 대해서는 이견이 없어 보인다.

비정규 일자리 및 비임금근로 일자리는 진입 장벽이 낮아 경력단절 이후 재진입이 쉽기 때문에, 기혼 여성의 노동시장 이탈을 방지하고, 노동공급을 늘리는 효과가 있을 것으로 예상된다. 또한 이들 일자리는 근로시간의 융통성이 커서 기혼 여성의 노동시장참여에 긍정적 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 특히 가구 내 부가노동자로 여겨지는 기혼 여성에게 있어, 무급가족종사자로서의 역할은 직접적 소득을 창출하지는 않을지라도, 가구소득을 증가시키고 보육을 병행할 수 있는 일자리로 여겨진다. 그러나 동시에 이러한 일자리는 상대적으로 열악한 근로조건과 낮은 임금을 보장하는 일자리이므로, 실직에 따른 기회비용이 낮고 취업에 따른 소득 증가가 유보임금을 초과하지 못하기 때문에 실

망실업 확률을 높이는 기저로 작용할 가능성이 높다.

한편 가족의 형성과 자녀의 양육에 따라 크게 달라지는 양상을 보이는 기혼 여성의 노동시장참여 행태는 장기에 걸친 동태적 변화를 관찰하는 것이 매우 중요한 의미를 지닌다(Show, 1992; 황수경, 2002; 김가을, 2007). 그런데 기혼 여성의 노동시장참여 행태에 관한 국내의 선행연구들은 특정 시점을 기준으로 한 기혼 여성의 노동시장참여 행태 혹은 결혼이나 출산을 전후한 시점의 노동시장참여에 초점을 맞춘 논문이 주를 이루고 있다. 이러한 연구방법은 각각의 시점을 독립된 사건으로 취급하기 때문에 보다 많은 관측치를 대상으로 사건 발생 전후의 변화를 비교할 수 있다는 점에서는 매우 유용하지만, 특정 시점에서의 상태를 과소 혹은 과대평가할 수 있다는 단점이 있다. 또한 기혼 여성의 노동공급은 인적자본, 가구 특성과 같은 관측 가능한 특징뿐 아니라, 가구 내 역할 분담 및 보육에 대한 태도 등과 같은 미관측 특성에 크게 영향을 받기 때문에, 내생성 문제로 인한 추정치의 왜곡을 줄이기 위한 노력이 필요하다.

이에 본고는 장기에 걸친 동태적 변화와 고용형태의 상태의존성에 초점을 맞추어, 보육 부담을 지닌 기혼 여성의 노동시장참여 행태에 대해 고찰해 보고자 한다. 이때 분석 방법으로 동태적 패널 다항로짓(dynamic panel multinomial logit) 모형을 활용함으로써, 내생성 문제를 완화하고 보다 정확한 추정치를 도출해 내고자 한다. 한편 이항 모형을 적용한 기존 선행연구들과는 달리, 본고는 고용형태를 크게 미취업/비임금근로/임금근로(비정규근로/정규근로) 4개의 범주로 구분한 다항 모형을 적용함으로써, 대안적 고용형태들 간의 상관을 고려한 결과를 제시한다.

앞서 언급한 바와 같이, 기혼 여성들은 노동시장참여 시 상대적으로 열악한 근로조건을 지닌 2차노동시장에 직면할 가능성이 높으며, 이는 다시 노동시장참여 결정에 영향을 미치게 된다. 따라서 취업-미취업 혹은 비임금근로-임금근로, 정규근로-비정규근로 등과 같이 이항으로만 구분되는 모형보다는 이들을 동시에 고려한 다항 모형을 활용하는 것이 보다 적합하다고 판단된다. 이때, 일반적인 다항로짓 모형이 아닌 동태적 패널 모형을 적용함으로써, 개인의 특성 및 고용형태 사이의 상관을 보다 엄격하게 통제하여 추정치의 신뢰성을 높일 수 있다. 다만 이러한 동태적 패널 다항로짓 모형을 활용한 연구는 추정에 많은

시간이 소요되고, 모형이 복잡하다는 단점이 있다.

본고는 한국노동패널 7차년도(2004)~13차년도(2010)까지 7개년도 자료를 균형패널로 구성하여 사용하였다. 본고의 구성을 보면, 먼저 제Ⅱ장에서는 기혼 여성의 고용형태 선택 및 상태의존성에 관한 선행연구를 개관하고, 제Ⅲ장에서는 분석 방법인 동태적 패널 임의효과 다항로짓 모형(dynamic panel multinomial logit model with random effect)과 분석 자료의 특징에 대해 소개한다. 이어지는 제Ⅳ장에서는 사건계열 분석을 통한 고용형태의 동태적 변화 및 동태적 패널 다항로짓 분석을 통한 분석 결과를 제시한다. 이때 패널 모형을 적용하지 않은 다항로짓 분석과 동태적 패널 다항로짓 분석의 결과를 비교해 봄으로써, 동태적 패널 다항로짓 모형이 갖는 차별성에 대해 알아본다. 마지막으로, 제Ⅴ장에서는 본고의 논의를 요약 정리한 후 정책적 시사점을 모색해 본다.

## Ⅱ. 선행연구

상태의존성이란, 과거의 경험이 현재의 선택 혹은 상태에 영향을 미치는 것으로, 이전의 고용형태가 현재까지 지속되는 현상을 일컫는다. 이러한 상태의존성은 특정 상태의 낙인효과(혹은 함정효과)가 존재하는지를 검증하기 위한 수단으로, 특히 실업의 상태의존성에 관한 연구가 주축을 이루어 왔다(Narendranathan & Elias, 1993; Fliag et al., 1993; 강순희·정운형, 2001). 낙인효과 혹은 함정효과는 과거의 특정 사건이 개인 특성의 하나로 여겨져, 이로 인해 과거의 상태로부터 벗어나기 어려워지는 현상을 의미하는데, 예를 들어 대학 졸업 후 취업에 실패하여 실업상태를 경험한 개인은 실업을 경험한 사람이라는 낙인이 개인의 특성에 더해지면서, 더욱 취업이 어려워지는 경우 등이 이에 해당한다. 그러나 최근 들어 이 같은 함정효과가 실업↔취업 사이에만 존재하는 것이 아닌, 고용형태의 선택에 있어서도 작용한다는 연구가 차츰 증가하고 있으며, 고용형태별 상태의존성에 대한 관심이 날로 높아지고 있다.

비임금근로의 상태의존에 초점을 맞춘 연구인 Henley(2004)는 임금근로에 비해 비임금근로의 상태의존성을 강조하며, 이전에 비임금근로를 했던 사람은

임금근로를 했던 사람에 비해 현재 비임금근로를 하고 있을 확률이 높다고 주장했다. 보다 많은 고용형태(미취업-임금근로-비임금로)에 대한 분석인 Caliendo & Uhlendorff(2008)는 임금근로자에 비해 미취업자일 때 비임금근로로 진입할 확률이 높지만, 반대로 임금근로자에 비해 비임금근로자는 미취업자가 될 확률도 높다고 하였다.

한편 Drobnič et al.(1999), Hundley(2000), 성지미(2002) 등은 보육 부담을 지닌 여성은 재택근로, 보육시설 근접성, 근로시간 단축, 업무수행의 신속성 등이 노동시장참여 결정에 중요한 영향을 미침을 지적하며, 이 과정에서 기혼 여성들은 비임금근로를 선택하게 됨을 강조하였다. 반면 Yu(2002), Okamura & Islam(2009), Mosthaf et al.(2009), Ahn(2010) 등은 보육 부담이 큰 기혼 여성의 경우에는 많은 책임과 업무 부담이 주어지는 안정적인 일자리보다는 오히려 시간제 근로 혹은 임시직과 같은 비정규 일자리를 선호하는 경향이 있다고 보았다.

Yu(2002)는 일본의 경력단절여성들이 노동시장 재진입 시 비정규 일자리로 집중되는 경향이 강함을 보였다. 그는 보육을 위해 노동시장에서 일단 이탈한 기혼 여성이 정규 일자리로 진입하는 것은 매우 드문 일이며, 정규 일자리는 대체로 남성 혹은 경력단절을 경험하지 않은 여성들이 이미 차지하고 있음을 주지했다. 따라서 이처럼 노동시장에서 정규직 일자리로의 진입이 제한되는 상황에서 경력 단절된 기혼 여성이 노동시장에 재진입하게 되는 이유는 자녀의 진학 혹은 배우자의 근로소득과 같은 가구 내 상황에 크게 영향을 받음을 강조하였다.

한편 개인의 미관측 이질성을 보다 엄격하게 통제한 모형을 사용하고 있는 Okamura & Islam(2009)은 미취업 대비 비정규직근로와 정규직근로 모두에서 유의미한 상태의존이 존재함을 보였다. 그들은 미취업자에 비해 정규직 근로자의 경우에 오히려 상태의존성이 존재함을 지적하며, 기혼 여성의 정규직 일자리를 유지시키고 비정규직 여성의 정규직 전환을 추진하는 것이 바람직하다고 역설하였다. 그러나 동시에 비정규직 일자리에도 함정효과가 존재함으로써 비정규직 일자리가 기혼 여성의 정규직 이행을 어렵게 하고 있음을 지적하면서, 기혼 여성들이 일단 비정규직 일자리로 진입한 후 정규직 일자리 쉽게 이행할 수 있도록 하는 정책이 병행되어야 한다고 주장했다.

이와 유사한 연구로 Mosthaf et al.(2009)과 Ahn(2010)은 비록 시간제 일자리에 상태의존이 존재하는 경우라 할지라도, 이는 시간제 일자리가 어린 자녀가 있는 기혼 여성의 노동시장 이탈을 방지하는 효과가 있음을 반증하는 것이라는 입장을 취했다. 또한 이전에 시간제 근로를 하던 기혼 여성의 상당수가 전일제 근로로 이행하고 있음에 주목하며, 미취업상태에 머물러 있는 것보다는 시간제 근로라도 참여하는 것이 전일제 근로로 나아가기 위한 징검다리가 될 수 있다고 주장하였다.

기혼 여성의 비정규 근로에 관한 국내 연구 중에서 성효용·김민경(2003)에 따르면, 여성은 노동시장 재진입 시 정규직으로 진입할 가능성은 낮고, 비정규직으로 진입할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 특히 이전 직장의 고용형태가 비정규직이었던 미취업자가 정규직으로 탈출할 확률은 부(-)의 효과가 발견된 반면, 비정규직으로의 탈출 확률은 양(+)의 효과가 관측되어, 비정규직의 함정 효과가 존재함을 암시하였다.

한편 김우영·권현지(2008)는 비정규직 일자리의 강한 상태의존성을 잘 보여주는 연구이다. 이 논문에서 그들은 현재 비정규직 여부와 과거 비정규직 여부 간에는 강한 상관성이 존재하며, 이러한 비정규직의 상태의존성은 남성에 비해 여성이 월등히 높다고 하였다. 특히 기혼 여성과 저학력 여성은 비정규직의 고착성이 매우 높은 것으로 분석됐다. 이 논문은 동태적 패널 모형을 활용하여 비정규 일자리의 상태의존성을 검증한 국내 최초의 연구라는 점에서는 뜻 깊은 의미를 지니고 있으나, 종속변수를 정규-비정규로만 구분하는 이항 모형을 활

〈표 1〉 기혼 여성의 고용형태 선택에 관한 선행연구 개관

	비임금근로	비정규근로
고용형태 선택	Drobnič et al(1999) Hundley(2000) 성지미(2002)	Yu(2002) 성효용·김민경(2003)
상태의존 (동태모형 적용)	Henley(2004) Caliendo & Uhlendorff(2008)	김우영·권현지(2008) <sup>1)</sup> Okamura & Islam(2009) Mosthaf et al.(2009) Ahn(2010)

주: 1) 김우영·권현지(2008)의 경우에는 임금근로자(남녀 전체)를 대상으로 한 연구임.

용했다는 한계가 존재한다. 즉 고용형태를 정규직근로-비정규직근로 이항으로만 구분할 경우, 임금근로의 대안적 고용형태인 비임금근로 혹은 미취업을 분석에서 제외하게 되는 문제가 발생한다. 이때 기혼 여성의 경우에는 원하는 일자리로의 진입이 가로막혀 노동시장 진입 자체를 포기한 경우가 다수 존재할 것으로 예상되기 때문에, 고용형태의 상태의존성을 보다 엄밀하게 검증하기 위해서는 다양한 고용형태 간의 비교가 필요하다고 사료된다.

### Ⅲ. 분석 방법 및 변수 설명

#### 1. 분석 방법

본고가 고용형태의 상태의존성을 검증하기 위해 사용한 분석 방법은 동태적 패널 임의효과(dynamic panel random effect) 다항로짓 모형(multinomial logit model)이다.<sup>3)</sup> 통상 고용형태의 상태의존성을 검증할 때 가장 주의해야 할 점은 관측된 특성뿐 아니라, 미관측된 특성도 잘 통제해야 한다는 점이다(Heckman, 1981). 패널 분석은 각 개인을 하나의 묶음으로 보기 때문에 개인의 특성을 통제하기 용이해진다는 장점이 있다. 그러나 이 경우에도 미관측 이질성을 어떻게 통제하느냐에 따라 추정 결과가 달라질 수 있어 주의가 요구된다. 특히 본고와 같이 고용형태의 상태의존성을 검증하고자 할 경우, 노동시장 진입 초기 고용형태와 같은 미관측된 개인의 특성을 제대로 통제하지 않은 채 상태의존성을 추정하게 되면, 추정치에 편의가 발생하여 결과가 왜곡될 위험이 높다.

동태적 패널 다항로짓 모형의 구조를 간략히 소개하자면, 다음과 같다. 개인  $i$ 의  $t$ 기의 고용형태  $j$ 에 대한 다항 모형은 식 (1)과 같다. 본고는 선행연구들을 참조하여, 서로 대안적 관계에 있는 고용형태를 4개의 카테고리로 구분하였는데, 미취업, 비임금근로, 임금근로(비정규직, 정규직으로 구분)가 그것이다.

3) 분석 모형과 관련한 이론적 논의는 Mosthaf et al.(2009), Uhlendorff(2006), Wooldridge (2005), Chamberlain(1984), Mundlak(1978) 등을 참조하거나 재인용하였다. 동태적 다항 로짓 모형의 특징 및 장단점에 대해서는 본고의 서론 부분에 제시하였다.

$$y_{ijt}^* = x_{it} \beta_j + y_{it-1} \gamma_j + \alpha_{ij} + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

이때,  $i = 1, \dots, N$  이고,  $j = 1, \dots, 4$  이고,  $t = 1, \dots, T$  이며,  $x$ 는 강외생성을 지닌 관측된 특성,  $y$ 는  $t-1$ 의 고용형태를 나타내는 상호 배타적인 더미변수 벡터로 상태의존성을 측정하기 위한 변수이다.  $\epsilon_{ijt}$ 는 강외생성을 지닌 오류항이고,  $\alpha_{ij}$ 는 시간에 대해 변하지 않는(time-invariant) 개인 특성을 나타낸다.

여기서,  $\alpha_{ij}$ 는 진정한 상태의존(true state dependence)  $\gamma_j$ 만을 추정하기 위해 반드시 필요한 통제변수이다. 일반적으로는 미관측된 개인 특성  $\alpha$ 와 관측된 특성  $x$  사이는 상호 독립적이라고 가정하는데, 현실에서는 이러한 가정이 깨지는 경우가 자주 발생하며, 그럴 경우 추정치  $\beta$ 에 왜곡이 발생하게 된다. 예를 들면, 기혼 여성 노동시장참여 연구에서 자주 언급되는 미관측 특성으로는 보육에 대한 남녀의 역할 차이 등을 생각할 수 있다.

따라서 본고가 분석에 사용한 동태적 패널 모형에서는 이러한 미관측 개인 특성  $\alpha_{ij}$ 가 시간에 따라 변하는 변수들의 평균값과 선형관계를 가지고 있다고 가정함으로써, 이러한 제약을 완화한다. 즉  $\alpha_{ij}$ 는

$$\alpha_{ij} = \bar{x}_i \lambda_j + \eta_{ij} \quad (2)$$

와 같이 정의된다. 이 모형은  $\eta_{ij}$ 는 모든  $i, t, j$ 에 대해서  $x_{it}$  및  $\epsilon_{ijt}$ 와 독립이라고 가정한 모형으로, 식 (1)에 식 (2)를 대입하면,

$$y_{ijt}^* = x_{it} \beta_j + y_{it-1} \gamma_j + \bar{x}_i \lambda_j + \eta_{ij} + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

이 도출된다.

그런데 여기서 다시 초기 조건의 문제(initial conditions problem)가 발생하게 되는데, 초기 조건의 문제란  $\eta_{ij}$ 와 초기 값  $y_{i1}$  사이에 상관성이 존재하는 경우를 의미한다. 좀 더 풀어서 설명하자면, 노동시장 최초 진입 시 고용형태 선택에도 개인의 미관측된 특성은 영향을 미쳤을 것으로 예상된다. 그런데 이러한 초기 고용형태는 현재의 고용형태에도 영향을 미칠 가능성이 매우 높기 때문에, 이를 감안해 주어야만 제대로 된 추정치를 얻을 수 있다는 것이다. 따라서 미관측 개인 특성을 나타내는  $\alpha_{ij}$ 의 오류항인  $\eta_{ij}$ 와 초기 값  $y_{i1}$  사이에 상관성이 존재하게 되므로, 이를 고려하여 모형을 수정하여야 한다.

본고는 Wooldridge(2005)가 제안한 방식으로, 초기 조건의 문제를 해결하도록 한다. Wooldridge(2005)에 따르면,  $\alpha_{ij}$ 는

$$\alpha_{ij} = \bar{x}_i \lambda_j + y_{i1} \nu_j + \eta_{ij} \quad (4)$$

와 같이 정의되며, 이를 식 (1)에 반영하면,

$$y_{ijt}^* = x_{it} \beta_j + y_{it-1} \gamma_j + y_{i1} \nu_j + \bar{x}_i \lambda_j + \eta_{ij} + \epsilon_{ijt} \quad (5)$$

가 도출된다.

여기서 개인 특성을 모두 통제한 후에도 남게 되는 오류항  $\epsilon_{ijt}$ 가 Type I 극단값 분포(extreme value distribution)를 따른다고 가정하면, 동태적 패널 임의효과 다항로짓 모형이 된다.

이 모형에 따르면,  $t > 1$ 일 때 개인  $i$ 의 고용형태가  $j$ 일 확률은

$$P(y_{ijt} | x_{it}, y_{it-1}, \alpha_{ij}) = \frac{\exp(x_{it} \beta_j + y_{it-1} \gamma_j + y_{i1} \nu_j + \bar{x}_i \lambda_j + \eta_{ij})}{\sum_{k=1}^4 \exp(x_{it} \beta_k + y_{it-1} \gamma_k + y_{i1} \nu_k + \bar{x}_i \lambda_k + \eta_{ik})} \quad (6)$$

과 같다. 이때 모형의 식별을 위해서, 기준이 되는 고용형태(본고에서는 미취업 상태를 말함)의 계수 벡터  $\beta_1, \gamma_1, \nu_1, \lambda_1$ 과 미관측 이질성  $\eta_{i1}$ 을 0으로 설정한다.

한편 임의효과  $\eta_{ij}$ 가 관측 가능하다면, 개인  $i$ 의 우도함수는

$$L_i = \prod_{t=2}^T \prod_{j=2}^4 P(y_{ijt} | x_{it}, y_{it-1}, \alpha_{ij})^{d_{ijt}} \quad (7)$$

가 될 것이다.

여기서 개인  $i$ 가  $t$ 기에 고용형태가  $j$ 라면  $d_{ijt} = 1$ 인 경우이다.

하지만  $\eta_{ij}$ 는 관측 불가능하므로, 우도함수는 식 (7)에 기대 값을 취한 형태로, 식 (8)와 같이 적분하여 도출된다.

$$L_i = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=2}^T \prod_{j=2}^4 \left\{ \frac{\exp(x_{it} \beta_j + y_{it-1} \gamma_j + y_{i1} \nu_j + \bar{x}_i \lambda_j + \eta_{ij})}{1 + \sum_{k=2}^4 \exp(x_{it} \beta_k + y_{it-1} \gamma_k + y_{i1} \nu_k + \bar{x}_i \lambda_k + \eta_{ik})} \right\}^{d_{ijt}} f(\eta) d(\eta) \quad (8)$$

이때 미관측 이질성  $\eta_i = (\eta_{i2}, \eta_{i3}, \eta_{i4})'$ 가 제약이 없는 분산-공분산 구조 (unrestricted variance-covariance structure)를 가진 다변량 정규분포(multivariate normal distribution)를 따른다고 가정하고, 수치 적분을 통해 우도함수를 추정한다.

이 같은 동태적 패널 임의효과 다항로짓은 여러 개의 고용형태 사이의 차이를 동시에 추정할 수 있으며, 관측된 특성뿐 아니라 개인의 미관측된 특성까지 통제함으로써 보다 정확한 결과를 얻을 수 있다는 장점이 있다. 또한 노동시장 진입 초기의 고용형태로 인한 초기 조건의 문제를 해결함으로써, 내생성 문제를 완화하고 보다 엄밀한 의미의 상태의존성을 추정할 수 있다는 장점을 지닌다. 그러나 이러한 동태적 패널 다항로짓 모형을 활용한 연구는 추정에 많은 시간이 소요되고 모형이 복잡하다는 단점이 있다.

## 2. 분석 자료 및 변수 설명

분석에 사용된 주요 변수인 고용형태는 미취업, 비임금근로, 비정규직근로, 정규직근로의 4개 범주로 구분된다. 먼저, 미취업은 실업과 비경제활동을 포괄하는 개념으로, 근로시간이 주당 18시간 미만인 경우도 이에 해당한다. 기혼 여성의 경우에는 취업↔비경제활동 사이의 양방향 이동이 대부분이고, 한국노동패널자료를 이용해서 실업 상태의 개인을 엄밀하게 구분하는 것이 모호할 뿐 아니라 실업 상태에 머물러 있는 관측치가 많지 않다. 비임금근로는 자기고용의 형태를 가진 일자리로, 피고용인 없이 사업체를 혼자 운영하는 자영업자와 피고용인이 있는 고용주, 그리고 주당 18시간 이상 근로하는 무급가족종사자를 포함한다. 임금근로자는 크게 비정규직과 정규직 근로자로 구분하였는데, 비정규직에 해당하는 고용형태는 한시적 근로, 기간제 근로, 시간제 근로, 호출(일용대기) 근로, 파견 근로, 용역 근로, 독립 도급 근로, 가내(재택) 근로, 임시직 근로, 일용직 근로 등이며, 본고는 이러한 고용형태 중에서 하나라도 해당되면 비정규직 근로자로 분류하였다.<sup>4)</sup>

4) 세부적인 비정규 현황 및 산출 방법은 남재량 외, 『한국가구와 개인의 경제활동: 한국노동패널 기초분석보고서』(각 연도)를 참조하기 바란다.

전체 표본을 대상으로 한 고용형태별 현황은 <표 2>와 같다. 여성은 미취업자의 비중이 50%를 훌쩍 상회하였으며, 취업자 중에서는 정규직 근로의 비중이 높긴 하나, 비정규근로 및 비임금근로의 비중이 비슷비슷한 수준을 보였다. 반면 남성은 정규직근로 비중이 가장 높았고, 다음으로 비임금근로 순이었으며, 비정규직 근로자 비중이 가장 낮은 것으로 나타났다. 미취업자를 제외하고 취업자를 기준으로 고용형태별 비중을 산출하면, 여성의 경우 고용형태별로 삼등분되는 양상을 보이는 데 반해, 남성의 경우에는 절반가량이 정규직 근로를 하고 있는 것으로 분석됐다. 이는 여성은 고용률 자체가 낮을 뿐 아니라, 상대적으로 열악한 노동시장에 직면하고 있음을 내포한다.

본고의 분석에 사용된 자료는 한국노동패널 7차(2004년)~13차(2010년) 총 7개년 자료이며, 균형패널로 구성하였다. 이 외에 초기 조건 문제를 해결을 위해 포함된 초기 고용형태는 6차년도 한국노동패널자료를 사용하였다. 한국노동패널 1~6차년도 자료를 분석에서 제외한 이유는 분석에 사용된 변수들이 모두 존재하는 차수를 기준으로 하였기 때문이다. 한국노동패널은 5차년도 이전에는 자기선언적 비정규직만을 조사하였고, 6차년도는 보육시설 이용 여부 변수가 존재하지 않는다.

<표 2> 고용형태별 근로자 비중 : KLIPS 표본 전체

(단위 : %)

		7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	
남성	미취업	32.9	32.8	32.5	32.9	31.7	32.4	31.1	
	임금 근로	비정규직근로	15.0	13.4	15.6	13.7	13.3	14.7	14.9
		정규직근로	30.6	31.4	30.7	32.3	33.5	31.9	33.2
	비임금근로	21.5	22.5	21.2	21.1	21.5	21.0	20.8	
	전 체	5,634	5,569	5,664	5,754	5,671	5,676	5,594	
여성	미취업	58.4	59.0	58.5	58.6	58.7	58.4	56.8	
	임금 근로	비정규직근로	12.3	11.0	11.3	10.7	11.0	12.4	14.0
		정규직근로	15.7	15.5	16.3	17.1	16.9	15.9	16.0
	비임금근로	13.5	14.6	13.9	13.6	13.4	13.3	13.3	
	전 체	6,027	6,011	6,092	6,106	6,063	6,063	5,987	
전체 표본 (명)		11,661	11,580	11,756	11,855	11,734	11,739	11,581	

주: 전체는 각 차수별 관측개수를 나타내며, 비중은 성별 전체 표본 대비 비중을 의미함.

한편 분석 대상은 한국노동패널 7차년도(2004년) 조사 기준 20~45세 기혼 여성으로, 7차년도 이후 13차년도(2010년)까지 총 7개년간 모두 응답한 개인이다. 연령을 기준으로 분석 대상을 한정한 이유는 보육 부담과의 연관성 속에서 기혼 여성의 노동시장참여를 분석하기 위한 것으로, 7차년도 당시 45세를 초과하는 기혼 여성을 분석에 포함시킬 경우 13차년도의 연령이 너무 높아지기 때문이다. 분석에 사용된 관측치는 매년 1,345명으로, 총 9,415개이다. 연령으로 분석 대상을 제한하고, 균형패널로 구성하는 과정에서 중간에 응답이 누락된 개인이 분석에서 제외됨에 따라, 미취업자의 비중이 감소하고 고용형태별 비중이 약간 변화하였다.

## IV. 분석 결과

### 1. 기초통계량

분석에 사용된 자료의 기초통계량은 <표 3>과 같다. 본고의 분석에 포함한 변수는 기혼 여성의 노동시장참여 및 고용형태 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수들로, 연령과 연령의 제곱, 학력, 가구주 여부, 가구소득(본인 소득 제외), 영유아자녀 유무, 보육조력자 유무, 보육시설 이용 여부, 그리고 현재와 전기의 고용형태 및 초기 고용형태 변수 등이다.

학력은 전반적으로 고졸 이하의 비중이 69.6%로 압도적으로 높았으나 시간이 지남에 따라 조금씩 높아지는 것으로 나타났다. 이렇듯 고졸 이하 학력자의 비중이 높은 이유는 분석 자료가 균형패널로 7차년도(2004년) 조사 기준 20~45세 기혼 여성, 즉 1959~1984년생인 기혼 여성이기 때문이다. 통상 여성의 대학 진학률이 급속도로 증가한 시점이 1990년대 중후반인 점을 감안하면, 본고의 분석 대상이 이러한 여성의 학력 신장을 모두 반영했다고 보기는 어려운 면이 있다. 또한 고학력 여성일수록 결혼과 출산 시기가 늦어지는 경향을 보이는데, 본고는 기혼 여성을 기준으로 하고 있기 때문에 본고의 분석에 포함된 젊은 기혼 여성의 경우 일반적인 여성 전체 집단에 비해 낮은 학력 수준을 가지

고 있다. 이로 인해 분석 대상의 학력 수준이 경제활동인구조사 등 다른 조사와 비교할 때 전반적으로 낮았다.

〈표 3〉 기초통계량

		전체		7차년도		10차년도		13차년도	
		빈도	비중	빈도	비중	빈도	비중	빈도	비중
현재 고용 형태	미취업자	4,315	45.8	688	51.2	603	44.8	539	40.1
	비정규직근로자	1,576	16.7	210	15.6	220	16.4	279	20.7
	정규직근로자	1,849	19.6	245	18.2	274	20.4	277	20.6
	비임금근로자	1,675	17.8	202	15.0	248	18.4	250	18.6
초기 고용 형태	미취업자	4,942	52.5	706	52.5	706	52.5	706	52.5
	비정규직근로자	1,505	16.0	215	16.0	215	16.0	215	16.0
	정규직근로자	1,596	16.9	228	16.9	228	16.9	228	16.9
	비임금근로자	1,372	14.6	196	14.6	196	14.6	196	14.6
전기 고용 형태	미취업자	4,482	47.6	706	52.5	643	47.8	591	43.9
	비정규직근로자	1,512	16.1	215	16.0	214	15.9	234	17.4
	정규직근로자	1,800	19.1	228	16.9	248	18.4	273	20.3
	비임금근로자	1,621	17.2	196	14.6	240	17.8	247	18.4
평균 연령		39.6		36.6		39.6		42.6	
학력	고졸 이하	6,554	69.6	951	70.7	936	69.6	924	68.7
	전문대졸 이하	1,471	15.6	206	15.3	210	15.6	213	15.8
	4년제대졸 이상	1,386	14.7	187	13.9	198	14.7	208	15.5
평균 교육연수		12.2		12.2		12.2		12.3	
가구주 여부	가구주	728	14.7	92	6.8	104	7.7	121	9.0
	비가구주	8,687	85.3	1,253	93.2	1,241	92.3	1,224	91.0
월평균 가구소득(만 원) <sup>1)</sup>		241.4		203.5		247.9		280.6	
영아 유무	영아자녀 있음	1,357	14.4	327	24.3	166	12.3	69	5.1
	영아자녀 없음	8,058	85.6	1,018	75.7	1,179	87.7	1,276	94.9
유아 유무	유아자녀 있음	1,979	21.0	287	21.3	335	24.9	173	12.9
	유아자녀 없음	7,436	79.0	1,058	78.7	1,010	75.1	1,172	87.1
친인척 보육조력자		823	8.7	130	9.7	116	8.6	103	7.7
보육시설 이용자		1,828	19.4	243	18.1	318	23.6	167	12.4
관측치(N)		9,415	100.0	1,345	100.0	1,345	100.0	1,345	100.0

주: 1) 월평균 가구소득은 기혼 여성 본인의 근로소득을 제외한 월평균 총가구소득임.

한편 기혼 여성이 가구주인 경우는 14.7%였으며, 본인의 근로소득을 제외한 평균 가구소득은 241만 4천 원이었다. 보육 관련 변수는 영아자녀(만 0~3세)가 있는 기혼 여성의 비중이 14.4%, 유아자녀(만 4~6세)가 있는 경우가 21.0%인 것으로 나타났다. 분석 자료가 2004~2010년까지 7개년에 걸친 균형패널 자료이기 때문에, 시간이 지날수록 영유아자녀가 있는 기혼 여성의 비중이 점차 줄어드는 양상을 보였다. 영아자녀가 있는 경우와 유아자녀가 있는 경우는 7차년도에 각각 24.3%와 21.3%였으나, 13차년도에는 각각 5.1%와 12.9%로 급속히 감소하였다. 자녀의 성장에 따른 이러한 변화는 기혼 여성의 노동시장참여 행태의 변화를 잘 보여줄 것으로 기대된다.

친인척 보육조력자가 있는 경우는 8.7%였으며, 보육시설 이용자의 비중은 19.4%인 것으로 나타났다. 보육시설 이용자의 비중은 7차년도에 18.1%에서 점차 증가하다가 감소하여 13차년도에는 12.4%인 것으로 나타났다. 이는 자녀의 성장에 따라 유아기 자녀가 7차년도 당시 21.3%에서 조금씩 증가하였다가 감소하는 현상에 기인한 것으로 판단된다.

본고가 특히 관심을 갖는 변수는 종속변수인 현재(t기)의 고용형태와 전기(t-1기)의 고용형태이다. 현재의 고용형태를 기준으로 미취업자의 비중이 45.8%로 가장 높았으며, 비정규직 근로자가 16.7%로 가장 낮은 것으로 나타났다. 그러나 정규직 근로자 비중이 19.6%, 비임금근로자 비중도 17.8%로 취업자의 경우 고용형태별로 큰 차이를 보이지는 않았다. 전기의 고용형태의 경우에도 크게 차이가 나지는 않았으나, 미취업자 비중은 약간 높은 47.6%였으며, 비정규직 근로자는 16.1%, 정규직 근로자는 19.1%, 비임금근로자는 17.2%인 것으로 나타났다.

조사 차수별로 살펴보면, 전반적으로는 7차년도에는 현재 고용형태와 전기의 고용형태가 각각 51.2%와 52.5%로 매우 높은 비중을 보이던 미취업자 비중이 점차 낮아져 13차년도에는 각각 40.1%와 43.9%까지 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 어린 자녀의 성장에 따라 기혼 여성의 노동시장참여가 증가하는 경향이 있음을 짐작하게 한다.

한편 고용형태별로는 미취업자와 정규직 근로자의 평균 연령이 다소 낮은 반면, 비임금근로자와 비정규직 근로자의 평균 연령은 약간 높은 것으로 나타났다. 주목할 점은 고용형태에 따라 학력수준에 현격한 차이가 발견되었다는 것

이다. 비정규직 기혼 여성의 평균 교육연수는 11.4년으로 고졸 이하 학력자의 비중이 82.9%로 압도적으로 높은 데 반해, 정규직 기혼 여성의 평균 교육연수는 12.7년으로 4년제대학 졸업 이상 학력소지자의 비중이 23.1%에 달하였고, 이는 임금근로자라 하더라도 두 개의 집단이 완전히 다른 특성을 가지고 있음을 반증하였다. 미취업자와 비임금근로자는 이 두 집단의 중간에 위치하고 있었으며, 미취업자가 비임금근로자에 비해서는 전반적으로 약간 높은 학력수준을 보였다.

기혼 여성이 가구주인 비중은 임금근로자의 경우 10% 이상인 데 반해, 미취업자의 경우 4.6%에 그쳤다. 비정규직 기혼 여성의 평균 가구소득은 183만 9천 원으로 낮았으며, 미취업자의 평균 가구소득은 280만 6천 원으로 상당히 높은 수준을 보였다. 이는 가구소득이 낮은 가구일수록 기혼 여성의 노동시장참여 확률이 높아짐을 나타내는 것으로, 기혼 여성의 노동시장참여 결정 시 소득효과가 작용하고 있음을 암시하고 있다.

〈표 4〉 고용형태별 기초통계량

		미취업자		비정규직근로자		정규직근로자		비임금근로자	
		빈도	비중	빈도	비중	빈도	비중	빈도	비중
평균 연령		38.1		41.4		39.6		41.7	
학력	고졸 이하	1,425	67.0	1,307	82.9	1,107	59.9	1,250	74.6
	전문대졸 이하	796	18.5	144	9.1	315	17.0	216	12.9
	4년제대졸 이상	625	14.5	125	7.9	427	23.1	209	12.5
평균 교육연수		12.5		11.4		12.7		11.9	
가구주 여부	가구주	197	4.6	169	10.7	228	12.3	134	8.0
	비가구주	4,118	95.4	1,407	89.3	1,621	87.7	1,541	92.0
월평균 가구소득(만 원) <sup>1)</sup>		280.6		183.9		200.6		239.6	
본인의 월평균 근로소득		-		53.8		161.3		113.3	
영아 유무	영아자녀 있음	959	22.2	79	5.0	219	11.8	100	6.0
	영아자녀 없음	3,356	77.8	1,497	95.0	1,630	88.2	1,575	94.0
유아 유무	유아자녀 있음	1,248	28.9	191	10.9	348	18.8	212	12.7
	유아자녀 없음	3,067	71.1	1,405	89.1	1,501	81.2	1,463	87.3
친인척 보육조력자		284	6.6	123	7.8	216	11.7	200	11.9
보육시설 이용자		1,118	25.9	150	9.5	362	19.6	198	11.8
관측치(N)		4,315	100.0	1,576	100.0	1,849	100.0	1,675	100.0

주: 1) 월평균 가구소득은 기혼 여성 본인의 근로소득을 제외한 월평균 총가구소득임.

보육 관련 변수의 경우에도 고용형태에 따라 큰 차이를 보였는데, 미취업자의 경우에는 영아자녀가 있는 경우가 22.2%, 유아자녀가 있는 경우가 28.9%로 매우 높은 반면, 취업자의 경우에는 영유아자녀의 비중이 낮았다. 취업자 중에서는 정규직 근로자의 경우에 영유아자녀가 있는 경우가 상대적으로 많은 것으로 나타났다. 한편 친인척이 자녀 보육을 도와주는 경우는 정규직 근로자인 경우와 비임금근로자인 경우 높았으며, 미취업자의 경우에는 상대적으로 낮은 비중을 보였다. 보육시설 이용 여부는 오히려 미취업 기혼 여성의 경우가 보육시설 이용률이 더 높은 것으로 나타났다. 이는 취업 여성의 경우 보육시설을 통한 보육보다 친인척 보육 및 개별 보육형태를 더 많이 이용하고 있음을 암시하고 있다.

## 2. 고용형태의 동태적 변화

이 절에서는 이행확률 및 사건계열 그래프를 통해 기혼 여성의 노동시장참여 행태의 동태적 변화를 살펴본다. t기와 t-1기의 고용형태를 기준으로 이행확률을 계산해 본 결과, 대부분의 경우 이전 고용형태를 유지하는 경우가 가장 많은 것으로 나타났다. <표 5>의 대각선 행렬은 특정 고용형태의 지속성을 잘 보여 주는데, 특히 비임금근로나 미취업 상태가 유지되는 경우가 높은 비중을 보인 것으로 나타났다. 반면 t-1기에 비정규직 근로자였던 기혼 여성이 t기에 여전히 비정규직 근로자로 남아 있는 경우는 63.8%로 다른 고용형태에 비해서는 낮은 비중을 보였다.

<표 5> 고용형태의 이행확률

t-1기 \ t기	미취업자		비정규직근로자		정규직근로자		비임금근로자		전 체	
	빈도	비중	빈도	비중	빈도	비중	빈도	비중	빈도	비중
미취업자	3,800	(84.8)	344	( 7.7)	188	( 4.2)	150	( 3.4)	4,482	(100.0)
비정규직근로자	230	(15.2)	965	(63.8)	252	(16.7)	65	( 4.3)	1,512	(100.0)
정규직근로자	163	( 9.1)	222	(12.3)	1,371	(76.2)	44	( 2.4)	1,800	(100.0)
비임금근로자	122	( 7.5)	45	( 2.8)	38	( 2.3)	1,416	(87.4)	1,621	(100.0)
전 체	4,315	(45.8)	1,576	(16.7)	1,849	(19.6)	1,131	(17.8)	9,415	(100.0)

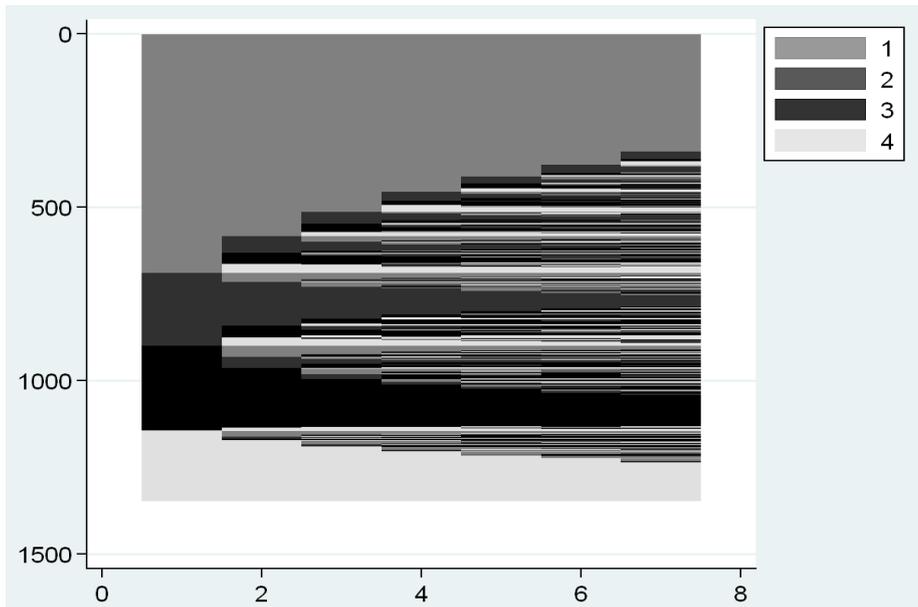
주: 괄호 안의 비중은 t-1기의 상태를 기준으로 산출한 값임.

또한 t-1기와 t기의 고용형태가 유지된 경우를 제외하면, t-1기에 어떠한 고용 형태 가지고 있었던지 간에 t기에 미취업 상태로 이행한 경우가 전반적으로 높았으며, 비정규직과 정규직 사이의 이동도 10% 이상으로 비교적 높게 나타났다.

특기할 만한 점은 t-1기에 비정규직으로 일하던 기혼 여성의 경우에는 다른 고용형태에 비해 이동이 많은 편이었는데, 정규직으로의 이동이 16.7%, 미취업 자로의 이동이 15.2%였다. 반대로 t-1기 정규직에서 t기에 비정규직으로 이동한 경우도 12.3%로 비교적 높게 나타나, 임금근로 내에서의 이행이 비임금근로로의 전환에 비해서는 용이함을 엿볼 수 있었다.

한편 장기에 걸친 고용형태의 변화는 [그림 1]과 같은 사건계열 그래프(event sequence graph)를 통해 보다 가시적으로 살펴볼 수 있다. 사건계열 그래프란

[그림 1] 기혼 여성의 고용형태 변화 : 사건계열 그래프



- 주 : 1) 범례는 1. 미취업, 2. 비정규직근로, 3. 정규직근로, 4. 비임금근로를 의미함.
- 2) X축은 7차년도(2004년)를 시작으로 13차년도(2010년)까지의 응답 차수의 일련번호, Y축은 빈도로 기혼 여성 각각을 의미함. 즉 가로 줄 하나가 한 개인의 고용형태 변화를 나타냄.
- 3) 각 차수별 관측치는 1,345명임.

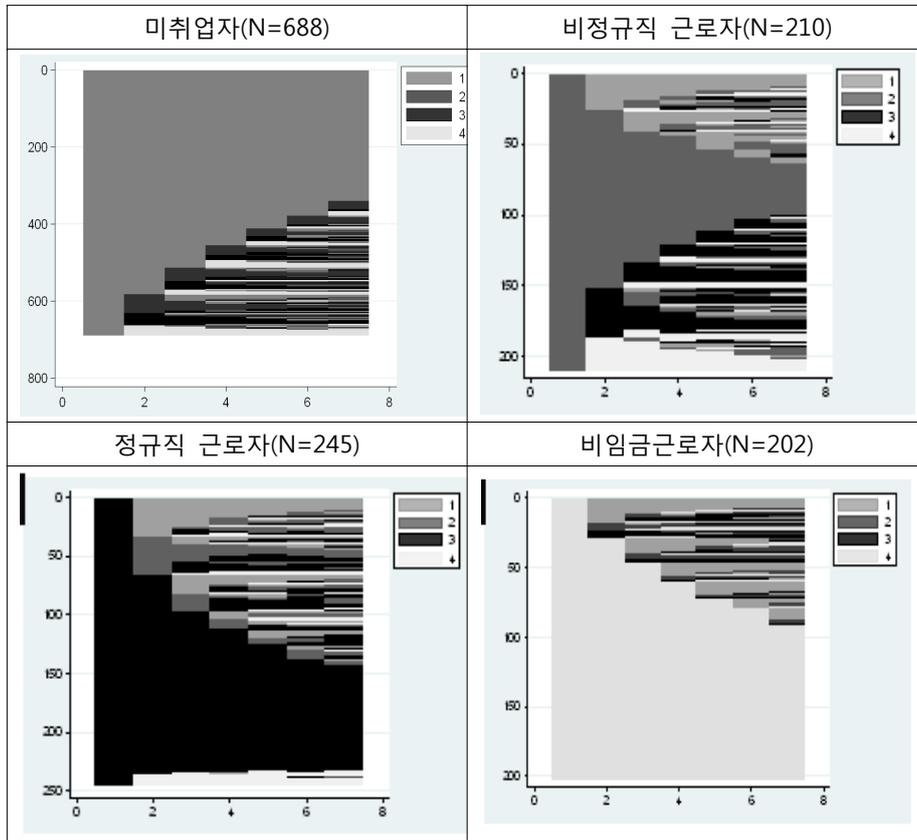
장기간에 걸쳐 일어난 사건들을 각 시점에서의 상태로 구분하지 않고 연쇄된 사건계열을 하나의 단위로 취급하여 그린 것으로, 한 시점에서의 상태가 아닌 장기에 걸친 일련의 사건 연쇄들 간에 일정한 패턴을 발견하는 것을 주요 목적으로 한다. 이러한 사건계열 분석은 여러 시점에서 관찰되는 사건의 연쇄(event sequence)를 하나의 단위로 보고 그 발생 순서를 고려하면서 총체적으로 파악할 수 있다는 장점을 지닌다(Macindoe & Abbott, 2004; 장지연·이혜정, 2008; 반정호, 2010).

기혼 여성의 노동시장참여에 관한 연구는 특정 시점에서의 여성 개인의 특징과 일자리의 특징 등을 감안하여, 어떠한 집단에서 노동시장 이탈이 보다 심각하게 발생하는지를 분석한 연구가 다수를 이룬다. 그런데 이러한 횡단 분석 및 사건사 분석 방법은 보다 많은 관측치를 대상으로 사건 발생 전후의 변화를 비교할 수 있다는 점에서는 매우 유용하지만, 특정 시점의 상태를 과소 혹은 과대 평가할 수 있다는 단점이 있다.

이때 사건계열 그래프를 이용하면 특정 사건의 전후뿐 아니라 개인의 장기에 걸친 변화를 보다 가시적으로 관찰 가능하다. 즉 A와 B라는 사건은 1기 시점에서는 A이거나 B로만 구분되지만, 1기와 2기를 고려하면 AA-AB-BA-BB와 같이 4개의 사건계열(event sequence)이 생기게 된다. 이처럼 분석의 기간이 3기로 늘어나면 산술적으로는  $2^3=8$ 개의 사건 계열이 발생하게 된다. 이러한 각 개인의 사건계열을 하나의 줄로 표시해 주는 것이 사건계열 그래프이다. 본고에서 사건계열을 구성하는 기본 요소(element)는 기혼 여성의 고용형태 변화를 나타내는 총 4개의 요소로 구분된다. 좀 더 구체적으로는 미취업(A), 비정규직 근로(B), 정규직 근로(C), 비임금근로(D)가 분석의 기본 요소가 된다.

그림을 통해 알 수 있듯이, 관측 시작 시점인 7차년도(2004년)에 미취업자의 비중이 가장 높고, 정규직 근로자, 비정규직 근로자, 비임금근로자는 비슷한 비중을 보였다. 한편 최종 관측 시점인 13차년도(2010년)에도 미취업자의 비중이 가장 높긴 하지만, 7차년도에 비하면 많이 줄어들었음을 쉽게 알 수 있다. 한편 취업자의 경우에는 고용형태 간 변화가 상대적으로 적은 편인 데 반해, 미취업의 경우에는 시간이 지남에 따라 상당수가 취업상태로 전환되는 양상을 보였으며, 노동시장에 진입 시 비정규직으로의 입직이 약간 높은 것으로 나타났다.

(그림 2) 고용형태별 사건계열 그래프(관측 시작 시점 기준)



- 주: 1) 범례는 1. 미취업, 2. 비정규직근로, 3. 정규직근로, 4. 비임금근로를 의미함.  
 2) X축은 7차년도(2004년)를 시작으로 13차년도(2010년)까지의 응답 차수의 일련번호, Y축은 빈도로 기혼 여성 각각의 사건계열을 의미함.  
 3) 관측 시작 시점인 7차년도(2004년) 당시 고용형태를 기준으로 구분.

각 고용형태별 관측치의 수는 <표 3>을 통해서도 알 수 있듯이, 7차년도(2004년) 기준 미취업자 688명(51.2%), 비정규직 근로자 210명(15.6%), 정규직 근로자 245명(18.2%), 비임금근로자 202명(15.0%)이었다. 7년 후인 13차년도(2010년)에는 미취업자가 539명(40.1%), 비정규직 근로자 279명(20.7%), 정규직 근로자 277명(20.6%), 비임금근로자 250명(18.6%)으로, 미취업자의 비중이 현저히 낮아지고 비정규직 근로자의 비중이 많이 증가한 것으로 나타났다. 이는 분석 자료가 균형패널로 구성되어 있는데다, 7차년도 당시 어린 자녀가 있

던 기혼 여성들이 자녀의 성장에 따라 노동시장에 재진입하기 때문인 것으로 추측된다.

기혼 여성의 노동시장참여 패턴을 좀 더 구체적으로 살펴보기 위해 관측 시작 시점인 7차년도(2004년) 당시 고용형태별로 구분하여, 이후 고용형태의 변화를 관찰해 보았다(그림 2 참조). 먼저, 관측 시작 시점에 미취업 상태인 기혼 여성의 절반가량은 최종 관측 시점인 13차년도까지 미취업 상태를 유지한 것으로 나타났다. 노동시장에 재진입한 나머지 절반가량의 기혼 여성은 비임금근로보다는 임금근로, 그중에서도 비정규직으로 진입할 확률이 높았다. 한편 미취업 상태에서 노동시장에 재진입한 기혼 여성들은 대체로 취업상태를 유지하는 경향을 보이지만, 상대적으로 비정규직 근로자의 재퇴장 확률이 높은 것으로 나타났다.

한편 7차년도 당시 비정규직 근로자였던 기혼 여성 중에서 지속적으로 비정규직 상태를 유지한 경우는 많지 않은 것으로 나타났으며, 비정규직이었던 기혼 여성의 상당수가 여러 고용형태를 왔다갔다하는 경향을 보였다. 바꾸어 말하면, 7차년도 당시 비정규직 근로자였던 기혼 여성들의 이후 고용형태는 비정규직 → 미취업 → 비정규직이나 비정규직 → 정규직, 비정규직 → 비임금근로 → 미취업 등 다양한 변화 양상을 보였다. 다만, 비정규직 → 정규직으로 이동한 경우에는 전환 후 정규직 상태를 유지하는 비중이 다소 높은 것으로 나타났다.

7차년도에 정규직 상태에 있던 기혼 여성은 3분의 1가량이 정규직 상태를 계속 유지했으며, 이 외에는 미취업 상태로 이행하거나 비정규직으로 이행하는 패턴을 보였다. 이때 안정된 일자리임에도 불구하고 정규직 근로를 그만두고 미취업으로 이행한 기혼 여성들의 노동시장 이탈 사유까지는 사건계열 그래프를 통해서 알 수 없으나, 관측 초기 이탈자들이 많은 점을 미루어 볼 때 출산으로 인한 노동시장 퇴장일 것으로 추측된다.

마지막으로, 관측 시작 시점에 비임금근로 상태였던 기혼 여성은 202명으로 가장 적었는데, 이 경우에도 비임금근로 상태를 유지한 경우가 가장 많긴 했으나, 중간에 미취업상태로 이동한 기혼 여성도 상당수 있었다.

### 3. 상태의존성 분석 결과

마지막으로 이 절에서는 동태적 패널 다항로짓(Dynamic panel multinomial logit) 분석의 추정 결과를 중심으로 기혼 여성의 노동시장참여 행태 및 고용형태의 상태의존성을 살펴보고자 한다.

이에 앞서, 본고가 적용한 동태적 패널 다항로짓 모형과 패널 구조를 적용하지 않고 풀링된(pooled) 전체 표본을 사용한 통상적인 다항로짓 모형의 결과를 간략히 살펴보면 다음과 같다. 먼저, <표 6>에 제시된 바와 같이, 서로 다른 두 모형으로 고용형태별 상태의존성을 검증한 결과는 약간의 차이를 보였는데, 전반적으로 개인의 특성을 고려하지 않은 일반적인 다항로짓 모형의 결과치가 다소 부풀려지는 경향이 있는 것으로 나타났다. 특히 전기 비임금근로자인 경우 동태적 패널 모형을 적용할 경우에는 현재 미취업 대비 비정규직 근로 확률에 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 분석되었으나, 풀링 자료를 사용한 다항로짓 모형에서는 유의한 양(+)의 영향이 발견되었다. 즉 일반적인 풀링 자료를 이용하여 고용형태별 취업확률을 추정할 경우, 전년에 어떤 형태로든 일자리

<표 6> 동태적 패널 다항로짓 모형 vs. 다항로짓 모형

		현재 고용형태(미취업 기준)					
		비정규직 근로		정규직 근로		비임금근로	
		Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err
동태적 패널 다항로짓 모형							
전기 고용 형태	비정규직	2.276	(0.146) ***	1.994	(0.171) ***	0.954	(0.237) ***
	정규직	1.542	(0.170) ***	3.090	(0.172) ***	1.014	(0.270) ***
	비임금근로	0.227	(0.246)	0.925	(0.279) ***	3.927	(0.292) ***
다항로짓 모형(pooled)							
전기 고용 형태	비정규직	3.180	(0.103) ***	2.639	(0.130) ***	1.496	(0.178) ***
	정규직	2.273	(0.133) ***	4.336	(0.124) ***	1.449	(0.209) ***
	비임금근로	0.798	(0.203) ***	1.396	(0.221) ***	5.033	(0.145) ***

주: 1) 추정에 사용된 설명 변수는 두 모형 모두 동일하며, 편의상 상태의존성을 나타내는 변수의 추정치만을 발취하여 표기하였음.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

를 가지고 있던 기혼 여성들은 전기의 고용형태와 무관하게 현재에도 취업상태를 유지하려는 경향을 보이는 것으로 분석된 반면, 미관측 특성을 통제한 동태적 패널 모형의 추정 결과에서는 전기에 비임금근로를 하던 기혼 여성이 현재 미취업으로 이동하지 않고 비정규직으로 이동했을 확률이 높다는 증거는 발견할 수 없었다.

이러한 차이는 동태적 패널 다항로짓 분석의 결과인 <표 7>을 통해서도 알 수 있는데, 임의효과(random effect)의 분산과 공분산이 모두 유의한 것으로 나타났다. 이는 일반적인 다항로짓 모형에 비해 패널 구조를 적용한 동태적 패널 다항로짓 분석이 보다 적합한 추정 모형임을 나타낸다. 특히 공분산이 유의하다는 점은 취업의사 결정 시 개인의 미관측 이질성이 작용하고 있음을 의미하므로, 이들의 상관을 고려한 모형을 적용함으로써 이로 인한 추정치의 왜곡을 줄일 수 있을 것으로 기대된다.

분석 결과, 전기(t-1기)의 고용형태는 현재의 고용형태에 대부분의 경우에 유의한 영향을 미쳤으며, 특히 전기의 고용형태가 전기와 동일한 현재의 고용형태에 강한 영향을 미치는 상태의존성이 발견되었다. 좀 더 구체적으로는 전기에 비정규직 근로를 하던 사람은 현재에도 비정규직으로 일하고 있을 확률이 가장 높았다. 하지만 전기에 비정규직으로 일한 경우라 할지라도 현재 미취업 대비 정규직 근로 및 비임금근로에 유의한 양(+)의 효과가 있는 것으로 나타나, 일단 노동시장에 진입한 후로는 취업상태를 유지하려는 경향이 강함을 알 수 있었다.

이러한 현상은 전기에 정규직으로 일하던 기혼 여성에게도 동일하게 나타났는데, 다만 직전에 정규직으로 일하던 경우 다른 고용형태에 비해 미취업 대비 현재 정규직 확률뿐 아니라 비정규직 근로 및 비임금근로 확률이 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 안정된 정규직 일자리가 다른 일자리에 비해 상대적으로 취업유지 효과가 강함을 엿볼 수 있었다.

반면 전기에 비임금근로를 한 경우에는 현재 미취업자이기보다는 정규직 혹은 비임금근로자로 일하고 있을 확률이 유의하게 높았다. 그러나 미취업 대비 비정규직으로 이행했을 확률은 양수이긴 하나 유의하지는 않은 것으로 분석됐다. 즉 전기 비임금근로자가 현재 미취업상태에 빠지지 않고 비정규직으로 이행했다는 증거는 발견할 수 없었다.

〈표 7〉 상태의존성 분석 결과 : 동태적 패널 디하르릿

		현재 고용형태(미취업 기준)					
		비정규직 근로		정규직 근로		비임금근로	
		Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err
상수		38.438	(27.688)	33.802	(30.523)	-21.471	(38.435) **
초기 값	비정규직	2.023	(0.212) ***	1.779	(0.249) ***	1.553	(0.283) ***
	정규직	1.621	(0.248) ***	3.478	(0.291) ***	1.395	(0.341) ***
	비임금근로	1.357	(0.301) ***	1.111	(0.358) ***	3.126	(0.563) ***
전기 (t-1) 값	비정규직	2.276	(0.146) ***	1.994	(0.171) ***	0.954	(0.237) ***
	정규직	1.542	(0.170) ***	3.090	(0.172) ***	1.014	(0.270) ***
	비임금근로	0.227	(0.246)	0.925	(0.279) ***	3.927	(0.292) ***
인적 특성	연령	0.410	(0.119) ***	0.346	(0.133) ***	0.481	(0.172) ***
	연령의 제곱	-0.005	(0.001) **	-0.004	(0.002) ***	-0.005	(0.002) **
	전문대졸	-0.225	(0.183)	0.578	(0.207) ***	0.013	(0.239)
	4년제대졸	0.011	(0.198)	1.052	(0.219) ***	0.491	(0.251) **
가구 특성	가구주 여부	0.444	(0.229) *	0.435	(0.254) *	0.566	(0.303) *
	가구소득	-0.005	(0.000) ***	-0.006	(0.000) ***	-0.002	(0.000) ***
보육 변수	영아 여부	-0.584	(0.190) ***	-0.782	(0.202) ***	-0.449	(0.252) *
	유아 여부	-0.333	(0.207)	-0.774	(0.221) ***	-0.243	(0.270)
	보육조력자	0.205	(0.215)	0.574	(0.241) **	0.562	(0.269) **
	보육시설 이용자	0.241	(0.214)	0.846	(0.226) ***	0.743	(0.283) ***
평균 값	가구주 여부	-490.542	(329.467)	-643.822	(366.781) *	45.948	(458.923)
	가구소득	0.070	(0.053)	0.128	(0.059) **	0.019	(0.074)
	영아 여부	0.012	(5.501)	-0.660	(6.121)	14.606	(7.361) **
	유아 여부	19.370	(15.985)	31.292	(17.776) *	5.380	(22.129)
	보육조력자	-279.906	(130.663) **	-228.471	(143.951)	-49.872	(181.535)
	보육시설 이용자	-39.419	(27.679)	-55.534	(30.811) *	-0.547	(38.507)
var(1)				2.066	(0.352) ***		
var(2)				3.228	(0.489) ***		
var(3)				3.111	(1.111) ***		
cov(2,1)				1.910	(0.361) ***		
cov(3,1)				1.225	(0.394) ***		
cov(3,2)				0.957	(0.467) **		
Log-Likelihood				-5,842.265			

주: 1) 가구소득은 기혼 여성 본인의 근로소득을 제외한 월평균 총가구소득임.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

이상의 분석 결과는 고용형태의 상태의존성이 존재하여, 비정규직 혹은 비임금근로의 함정효과가 존재함을 잘 보여준다. 그러나 다행스러운 점은 일단 비정규직으로 진입했다 할지라도, 비정규직 근로에서 미취업으로 이행할 확률에 비해서는 정규직으로 이행할 확률이 높았다는 점이다. 이는 비정규 일자리가 기혼 여성의 노동시장 이탈 방지에 일정 부분 기여하고 있음을 내포하고 있다. 또 전기와 현재의 고용형태가 서로 다른 경우의 계수값을 살펴보면, 비정규직 → 정규직인 경우와 정규직 → 비정규직인 경우의 계수값이 큰 것으로 나타나, 임금근로 내에서의 이동이 임금근로 ↔ 비임금근로 간 이동에 비해 활발하게 이루어지고 있음을 알 수 있었다.

초기 고용형태는 고용형태별로 강한 상태의존성이 발견되었으며, 모든 경우에 있어 유의한 것으로 나타났다. 다시 말해, 초기 고용형태가 현재까지 유지되어 현재도 동일한 고용형태를 유지하고 있을 확률이 가장 높긴 하나, 초기 고용형태와 달리 현재는 다른 고용형태를 가지고 있는 경우에도 과거의 일자리 경험은 현재 취업에 여전히 유의미한 양(+)의 영향을 가지고 있음을 의미한다. 단, 현재 고용형태와 다른 초기 고용형태들의 영향은 계수값이 크지 않았다.

한편 학력은 높을수록 미취업 대비 정규직 근로와 비임금근로에는 양(+)의 효과를 보였으나, 비정규직 근로인 경우 학력은 유의한 효과를 보이지 않았다. 구체적으로, 고졸 미만 학력자에 비해 전문대졸 이상 학력소지자는 미취업 대비 정규직 근로의 확률이 높았으며, 4년제대졸 학력소지자의 경우에는 전문대졸 이상 학력소지자에 비해 계수값이 더욱 커져, 학력 증가에 따라 정규직 근로의 확률이 높아짐을 알 수 있었다. 반면 현재 비정규직 근로자인 경우에는 4년제대졸 이상 학력뿐 아니라 전문대졸 이상 학력의 경우에도 유의한 효과가 발견되지 않았으며, 심지어 전문대졸 학력자의 경우에는 음(-)의 계수값을 보였다.

가구소득은 고용형태를 막론하고 높을수록 취업 확률보다 미취업 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 배우자 등 가구 내 주 소득원이 따로 존재할 경우 여성의 노동시장참여가 감소한다는 선행연구와 맥락을 같이한다.

보육 관련 변수의 효과에 대해 살펴보면, 우선 모든 경우에 유의한 음(-)의 효과를 보인 변수는 영아자녀(만 0~3세)가 있는 경우로, 보육 부담이 여성의 노동시장참여를 저해하는 주요 원인이 되며, 특히 어린 자녀가 있는 기혼 여성

의 노동시장참여가 제약받고 있음을 알 수 있었다. 한편 유아자녀가 있는 경우에는 정규직 확률이 유의하게 낮아지는 것으로 나타난 데 반해, 비정규직과 비임금근로의 경우에는 유의하지 않은 것으로 분석됐다. 이를 통해 영유아 자녀가 있는 기혼 여성의 경우 특히 정규직 근로가 제약되고 있음을 짐작할 수 있었다.

친인척 보육조력자 유무와 보육시설 이용 여부는 정규직 근로와 비임금근로에 유의하게 양(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 자녀보육을 도와주는 친인척이 있거나, 적합한 보육시설 이용이 가능한 경우 기혼 여성의 노동시장참여가 쉬워지며, 특히 정규직 근로 및 비임금근로자에게 있어 보육서비스가 중요한 역할을 담당하고 있음을 암시한다. 시간제 근로 및 재택근로 등이 포함된 비정규직 일자리의 경우 상대적으로 근로시간이 짧거나 근로시간 운용의 융통성이 높아 일과 육아의 병행이 용이해지므로, 미취업 기혼 여성과 구분되는 정도의 보육서비스를 필요로 하지는 않는 것으로 판단된다.

고용형태별 상태의존성은 성별로 약간의 차이를 보였다. 단, <표 8>의 결과는 분석에 사용된 설명변수 및 자료의 차이로 인해 해석에 주의가 요구된다. 좀 더 구체적으로 설명하자면, 남성 기혼자의 경우 미취업자인 경우가 극히 드물고 미취업 ↔ 취업 사이의 이동도 많지 않아, 기혼 여성과 동일한 조건하에서 동태적 패널 다항로짓 분석을 실시한 결과 수렴에 실패하였다. 이에 본고는

<표 8> 성별 고용형태별 상태의존성 비교

		현재 고용형태(미취업 기준)					
		비정규직 근로		정규직 근로		비임금근로	
		Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err
남성							
전기 고용 형태	비정규직	2.079	(0.172) ***	1.600	(0.170) ***	0.278	(0.246)
	정규직	1.093	(0.165) ***	2.182	(0.155) ***	-0.104	(0.236)
	비임금근로	-0.124	(0.244)	-0.109	(0.239)	2.454	(0.301) ***
기혼 여성							
전기 고용 형태	비정규직	2.276	(0.146) ***	1.994	(0.171) ***	0.954	(0.237) ***
	정규직	1.542	(0.170) ***	3.090	(0.172) ***	1.014	(0.270) ***
	비임금근로	0.227	(0.246)	0.925	(0.279) ***	3.927	(0.292) ***

주: 1) 편의상 상태의존성을 나타내는 변수의 추정치만을 발췌하여 표기하였음.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

분석 대상을 기혼자에 한정하지 않고 7차년도(2004년) 당시 23~48세 사이의 남성 전체로 확대하여 비교분석을 실시하였다. 남성의 고용형태별 상태의존성 검증에 포함된 설명변수는 초기 고용형태, 전기 고용형태, 연령, 연령의 제곱, 학력 더미, 혼인여부 더미, 가구주 더미, 대도시 지역 더미 및 이들 변수의 평균 값 변수 등이다.

분석 결과, 남녀 모두의 경우에 현재 고용형태에 대한 강한 상태의존성이 존재하는 것으로 나타났다. 다만 남성의 경우에는 전기 임금근로자(비정규직+정규직)가 현재 미취업 대비 비임금근로로 이행했다는 증거를 발견할 수 없었으며, 반대로 전기 비임금근로자가 현재 미취업 대비 임금근로로 이행했다는 증거도 발견되지 않았다. 반면 여성의 경우에는 앞서서도 살펴본 바와 같이 전기 비임금근로자가 현재 미취업 대비 비정규직으로 전환한 경우에만 유의하지 않은 것으로 분석됐다.

전기의 고용형태는 일시적인 고용형태가 이후에도 지속되는지를 나타내는 변수로, 남성의 경우 미취업 대비 비임금근로 ⇔ 임금근로 사이에 유의한 효과가 발견되지 않는다는 점은 두 고용형태 간 이동이 많지 않음을 시사한다. 반면 여성의 경우에는 남성에 비해 고용형태 간 이동이 잦은 편이며, 특히 전기 비정규직 근로자인 경우 정규직으로의 이동뿐 아니라 비임금근로로의 이동이 취업 상태를 유지하는 하나의 대안으로 작용하고 있음을 엿볼 수 있었다. 이는 기혼 여성 비임금근로자의 경우 무급가족종사자인 경우가 다수 존재하는 데 반해, 남성의 경우에는 일자리 선택 시 임금근로와 비임금근로 간 경계가 보다 명확한 것에 따른 것으로 추측된다.

다만, 남녀 모두의 경우에서 비정규 상태가 지속된 경우에 비해 그 계수값이 작기는 하나, 전기 비정규직 → 현재 정규직으로의 전환이 유의한 양(+)의 효과를 지니고 있다는 점은 매우 고무적인 결과라 할 수 있다. 이는 비록 비정규직이라 할지라도 일단 노동시장에 진입한 근로자가 정규직으로 전환될 가능성이 높음을 암시한다.

## V. 결론 및 요약

지금까지 기혼 여성의 고용형태별 상태의존성 및 노동시장참여 행태의 동태적 변화를 살펴보았다. 한 번 노동시장에서 이탈한 후 노동시장에 재진입하고자 하는 기혼 여성 혹은 보육으로 인한 부담을 안고 있는 기혼 여성은 노동시장 참여 자체가 제약을 받을 뿐 아니라 노동시장참여 시 상대적으로 열악한 2차노동시장에 직면하게 될 위험이 높다. 이러한 2차노동시장에 강한 함정효과가 존재할 경우, 유보임금이 높은 고학력 기혼 여성들은 노동시장참여를 더욱 꺼리게 되어 여성 고용률은 크게 위축되게 될 것이다.

분석 결과,  $t$ 기와  $t-1$ 기의 고용형태 간 이행확률을 계산해 보면, 비임금근로나 미취업상태의 경우 동일한 상태를 유지하는 경우가 높은 비중을 보인 반면,  $t-1$ 기에 비정규직 근로자였던 기혼 여성이  $t$ 기에 여전히 비정규직 근로자로 남아 있을 확률은 다른 고용형태에 비해 낮았다.

이를 사건계열 그래프를 통해서 좀 더 구체적으로 살펴보면, 미취업상태에서 노동시장에 재진입한 기혼 여성들은 비임금근로보다는 임금근로로 진입할 확률이 높으며, 특히 비정규직으로 진입하는 경우가 가장 많은 것으로 나타났다. 노동시장에 재진입한 기혼 여성은 이후 대체로 취업상태를 유지하는 경향을 보이지만, 상대적으로 비정규직 근로자의 재퇴장 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 비정규직인 기혼 여성의 상당수는 여러 가지 고용형태를 왔다갔다 하는 경향을 보였다.

한편 개인의 미관측 이질성을 감안한 동태적 패널 다항로짓 모형의 분석 결과, 현재의 고용형태는 전기와 동일한 고용형태일 때 강한 상태의존성이 존재하는 것으로 분석됐다. 이를 통해 비정규직 혹은 비임금근로의 함정효과가 존재함을 확인할 수 있었다. 그러나 다행스러운 점은 일단 비정규직으로 진입한 경우라 하더라도, 비정규직 근로에서 미취업으로 이행할 확률에 비해서는 비정규직에서 정규직으로 이행할 확률이 높다는 것이다. 즉 비정규직 일자리 및 비임금근로와 같은 상대적으로 열악한 조건을 가진 일자리라 할지라도, 기혼 여

성의 노동시장 이탈 방지에는 일정 부분 기여하는 바가 있음을 짐작할 수 있다.

한편 전기에 정규직 근로를 하던 기혼 여성의 경우 다른 고용형태에 비해 정규직 유지 확률 및 취업 계속 확률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이와 함께 정규직 근로 확률은 비정규직 혹은 비임금근로에 비해 보육 변수들의 영향을 보다 크게 받는 것으로 분석됐다. 이러한 현상은 상대적으로 임금이 높고 안정적인 일자리인 정규직 일자리의 경우 기혼 여성의 경력단절에 따른 소득 감소분이 커 노동시장 이탈을 방지하는 효과가 큰 반면, 근로시간이 짧거나 근로시간 운용의 융통성이 높아 일과 육아의 병행이 용이한 비정규직 및 비임금근로에 비해 보육으로 인한 부담이 더욱 크게 작용하고 있음을 암시한다.

마지막으로, 동태적 패널 다항로짓 모형을 적용한 분석 결과와 풀링 자료를 사용한 다항로짓 분석의 결과는 약간의 차이를 보였다. 전기 비임금근로자인 경우 동태적 패널 모형을 적용할 경우 현재 미취업 대비 비정규직 근로 확률에 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 분석됐으나, 풀링 자료를 사용한 다항로짓 모형에서는 유의하게 나타나, 동태적 패널 모형을 적용할 경우 내생성 문제를 완화하여 보다 좋은 추정치가 도출됨을 알 수 있었다.

이하에서는 이상의 결과를 통해 몇 가지 정책적 시사점을 생각해 보고자 한다. 첫째, 경력단절 이후 비정규직으로 노동시장에 재진입한 기혼 여성들이 일정 정도 시간이 흐른 후에는 정규직으로 전환될 수 있도록 하는 제도적 장치의 마련이 필요하다. 경력단절 이후 노동시장에 재진입하는 기혼 여성의 경우 비정규직으로의 입직이 많은데, 일단 노동시장에 진입한 이후에는 취업상태를 유지하려는 경향을 보였다. 그러나 비정규직 일자리의 함정효과가 존재하는바, 이러한 함정효과가 존재함을 알고 있는 고학력 기혼 여성들이 노동시장 진입 자체를 포기하는 현상이 지속될 가능성이 높다. 따라서 노동시장에서의 숙련이 형성된 이후에는 정규직으로 전환하는 등 비정규직의 함정효과를 완화하는 정책을 시행함으로써 고학력 기혼 여성의 노동시장참여를 유인할 수 있을 것으로 기대된다.

둘째, 정규직 기혼 여성의 경우 보육 부담이 일자리 유지에 큰 영향을 미치고 있음을 감안할 때, 일·가정 양립정책의 확대 및 활성화를 통한 경력단절 방지 노력이 강화되어야 할 것이다. 특히 영유아 자녀가 있는 기혼 여성의 경우 근로

시간에 융통성을 부여하는 정책 등이 경력단절을 방지하는 효과가 있을 것으로 기대된다. 바꾸어 말하면, 기혼 여성의 보육 부담이 집중되는 자녀의 영유아기에 약간의 근로소득 손실이 발생할지라도 일자리를 유지시킴으로써, 경력단절로 인한 인적자원의 손실을 방지하여 장기적으로 긍정적 효과를 가져올 것으로 예상된다. 그러나 이러한 근로시간의 단축 혹은 조정이 자칫 비정규직과 동일한 형태로 운용될 우려가 있으며, 사업장의 특성에 따라 근로시간의 조정이 어렵거나 제도 운용에 따른 비용이 큰 경우가 발생할 수 있어, 현실적 어려움이 있는 것 또한 사실이다. 그러므로 사업장 특성을 감안한 정책 입안과 제도적 보완을 통해 기혼 여성들의 양질의 일자리를 유지, 강화해 나가려는 노력이 요구된다.

셋째, 가구의 소득 수준을 기준으로 제공되는 현행 보육료 지원 정책에서 한 발 더 나아가 근로 여성을 위한 보육서비스 지원 정책의 다각화 및 활성화 노력이 요구된다. 앞서 분석 결과에서도 알 수 있듯이, 정규직 근로자 및 비임금근로자의 경우 보육조력자 및 보육시설 이용 여부에 보다 민감하게 반응하는 양상을 띤다. 따라서 기혼 여성의 노동시장참여를 유인하기 위해서는 단순히 보육에 대한 금전적 보상을 넘어, 근로 여성이 마음 편히 일할 수 있는 보육 여건의 제공이 필요하다. 양질의 보육시설 확충을 통한 보육서비스의 질적 제고, 보육시설이나 교육기관을 이용하는 공식 보육이 아닌 친척 및 타인에게 위탁하는 비공식 보육 또는 공식 보육시설로 인정받지 못하였으나 육아서비스를 제공하는 시설에 대한 제도적 완충 장치의 마련, 돌발적이고 일시적인 보육 필요에 대응하는 아이돌봄서비스의 실효성 확보 등을 예로 들 수 있다.

최근 들어 급속도로 확대되고 있는 보육정책의 효과는 앞으로 자료의 축적이 이뤄짐에 따라 보다 심도 깊은 연구가 진행될 수 있을 것이라 기대하며, 본고 결론 부분에서 제시한 여러 가지 보육정책의 실효성에 대한 연구는 향후의 과제로 남겨 두고자 한다.

## 참고문헌

- 강순희·정윤희(2001). 「과거 실업경험은 현재 실업에 영향을 미치는가-상태의 존성(true state dependence)의 검증」. 『2001 경제학 공동학술대회 자료집』.
- 김가을(2007). 「비취업 여성의 고용상태 변화와 결정요인에 관한 연구: 생애주기별 분석」. 이화여자대학교 박사학위 논문.
- 김우영·권현지(2008). 「비정규 일자리 결정의 동태성과 성별 비정규직 비중의 격차분석」. 『여성연구』 74 (1): 5~43.
- 남재량 외(각 연도). 『한국가구와 개인의 경제활동-한국노동패널 기초분석보고서』. 한국노동연구원.
- 반정호(2010). 「한국은퇴세대의 근로생애와 경제적 복지수준의 관계」. 숭실대학교 박사학위 논문.
- 성지미(2002). 「여성의 자영업 결정 요인과 경력단절 가능성」. 『노동경제논집』 25 (1): 161~182.
- 성효용·김민경(2003). 「여성의 미취업 탈출요인에 대한 연구: 성별 비교를 중심으로」. 『여성연구』 65: 117~148.
- 장지연·이혜정(2008). 「중·고령자의 근로생애 유형: 사건계열분석기법을 이용한 취업력 분석」. 『노동리뷰』 42: 76~86.
- 황수경(2002). 「기혼여성의 경제활동참여에 관한 연구」. 한국노동패널연구, No. 2002-01.
- Ahn, T(2010). “Employment Dynamics of Married Women and the Role of Part-Time Work : Evidence from Korea.” *Hitotsubashi Journal of Economics* 53 (1): 5~38.
- Caliendo, M. and A. Uhlenhorff(2008). “Self-Employment Dynamics, State Dependence and Cross-Mobility Patterns.” IZA Discussion Paper Series,

No.3900.

- Chamberlain, G.(1984). "Panel Data," in Z. Grikches and M. Intrilligator (eds.), *Handbook of Econometrics 2* : 1247~1318.
- Drobinč, S., Blossfeld, H. and G. Rohwer(1999). "Dynamics of Women's Employment Patterns over the Family Life Course : A Comparison of the United States and Germany." *Journal of Marriage and Family* 61 (1) : 133~146.
- Fliag, G., Licht, G. and V. Steiner(1993). "Testing for State Dependence Effects in a Dynamic Model of Male Unemployment Behaviour." ZEW Discussion Papers, No.93-07.
- Heckman, J.(1981). "Dynamic Discrete Probability Models Statistical Models for Discrete Panel Data." *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. The Massachusetts Institute of Technology.
- Henley, A.(2004). "Self-Employment Status : The role of state dependence and initial circumstances." *Small Business Economics* 22 (1) : 67~82.
- Hundley, G.(2000). "Male/Female Earnings Differences in Self-Employment : The effects of marriage, children, and the household division of labor." *Industrial and Labor Relations Review* 54 (1) : 95~114.
- Macindoe, H. and A. Abbott(2004). "Sequeunce Analysis and Optimal Matching Techique for Social Science Data." *Handbook of Data Analysis*. Sage Publication.
- Mosthaf, A., Schank, T. and C. Schnabel(2009). "Low-Wage Employment versus Unemployment : Which one provides better prospects for woman?" IZA Discussion Paper, No.4611.
- Mundlak, Y.(1978). "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data." *Econometrica* 46 : 69~85.
- Naredranathan, W. and P. Elias(1993). "Influences of Past History on the Incidence of Youth Unemployment : Empirical findings for the UK." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55 : 161~185.

- Okamura, K. and N. Islam(2009). "State Dependence in Labour Force Participation of Married Women in Japan." IRISS Working Paper Series, No.2009-17.
- Shaw, K.(1992). "The Life-cycle Labor Supply of Married Women and its Implication for Household Income Inequality." *Economic Inquiry* 4 : 659~772.
- Uhlendorff, A.(2006). "From No Pay to Low Pay and Back Again? A Multi-State Model of Low Pay Dynamics." IZA Discussion Paper Series, No.2482.
- Wooldridge, J.(2005). "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem for Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity." *Journal of Applied Econometrics* 20 : 39~54.
- Yu, W.(2002). "Jobs for Mothers : Married women's labor force reentry and part-time, temporary employment in Japan." *Sociological Forum* 17 (3) : 493~523.

abstract

---

## Labor Market Participation of Married Women and State-dependence

Hyomi Choi

This study looks into the dynamic changes in the participation behavior of married women. Specifically, I look into the importance of state dependence in married women facing entry into secondary labor markets characterized by relatively poorer conditions. The empirical tool applied to study the state dependence is a dynamic panel multinomial logit model.

The main findings of this study are as follows. Strong state dependence exists in cases where the current employment status is the same as the previous status. This lends support to the existence of a 'trap effect' in irregular or self-employment jobs. However, even in cases where one re-enter into an irregular job, the odds of transitioning to a regular job were higher than becoming jobless. I also find that women in regular jobs tend to have higher odds of remaining in regular jobs and continued employment, compared to those in other employment statuses. Results suggest that the probability of joining a regular job is affected by child-care related variables more strongly than in the case of joining other employment statuses.

Keywords : state-dependence of employment status, dynamic panel multinomial logit model, labor market participation of married women