

勞 動 經 濟 論 集  
第41卷 第3號, 2018. 9. pp.95~128  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 기혼여성 시간제일자리의 상태의존성 (state dependence) 변화\*

정 민 수\*\*

본 연구는 우리나라 기혼여성들의 시간제, 전일제 등 근로형태가 오래 지속되는지 아니면 근로형태간 이동이 활발한지를 상태의존성(state dependence) 추정을 통하여 살펴보고, 최근의 변화를 분석하였다. 동태적 다항로짓모형(dynamic multinomial logit model) 추정결과 시간제와 전일제 상호간 이동성이 최근 낮아지면서 각 근로형태의 상태의존성은 강화되는 모습을 보였다. 따라서 시간제일자리는 전일제와 미취업 사이에서 근로형태간 이동을 활발하게 하는 디딤돌 또는 쉼터의 역할이 약화되고 전일제 외에 노동시장 참여 옵션을 제공하는, 전일제와는 구분된 추가적 일자리형태로 기능하고 있는 것으로 판단된다.

주제어 : 여성, 노동시장, 시간제, 상태의존성, 다항로짓모형

논문 접수일: 2018년 3월 20일, 논문 수정일: 2018년 7월 1일, 논문 게재확정일: 2018년 7월 23일

\* 본 논문은 저자의 서울대학교 대학원 경제학부 석사학위 논문을 수정 및 보완하여 집필하였습니다. 귀중한 지적을 해주신 익명의 심사위원들께 진심으로 감사드리며 남은 오류는 저자의 몫입니다.

\*\* 한국은행 부산본부 경제조사팀 (mschung7@naver.com)

## I. 서론

시간제일자리(Part-time job)<sup>1)</sup>의 존재는 노동시장에 전일제일자리만 있는 경우보다 근로시간 유연성을 높여 시장이 더 효율적으로 작동할 수 있도록 한다. 전일제 근무만 가능하다면 근로자들이 직면하는 여가-소득 예산선이 전일제(full-time) 근로 또는 미취업 두 개의 점만 있는 모습이었지만 시간제일자리는 예산선을 확대하여 더 많은 선택 가능성을 부여하므로 근로자들에게 더 높은 효용을 줄 수 있다. 경영자의 입장에서도 시간제근로는 노동시간의 유연한 조정을 가능케 하므로 경기변동 및 개별기업 수요변동에 적절히 대응할 수 있는 수단을 제공한다(Bolle, 1997; Hunt, 2013). 거시경제 측면에서 보면 시간제일자리는 일자리나누기(job sharing) 등을 통해 신규일 자리를 창출할 수 있고, 근로자에게 노동시장 이탈요인(여성의 자녀출산, 퇴직 등) 발생 시 시간제 전환으로 노동시장 잔류를 가능케 하여 고용총량을 증가시키는 효과가 있다.<sup>2)</sup>

이러한 장점에 주목하여 많은 국가들은 시간제근로를 노동시장 유연성 및 고용률 제고, 일-가정 양립 등을 위한 정책수단으로 적극 장려하여 왔다.<sup>3)</sup> 우리 정부도 공공기관 시간제 확대, 상용직 시간제일자리 지원금 등 다양한 정책으로 시간제일자리 창출을 지원하는 가운데 시간제일자리가 양적으로 확대되었다. 2005년 우리나라 여성 일자리 중 시간제 비중은 11.7%에 불과하였으나 2015년에는 18.4%로 상승하여 OECD 평균(23.4%)과의 격차를 줄이고 있다.

그런데 현실의 노동시장에서 시간제일자리의 구체적인 역할에 대해서는 여러 가지 관점이 존재한다. 먼저 시간제일자리는 미취업과 전일제일자리 사이에서 일종의 징검다리 또는 디딤돌(bridge, stepping stone) 역할을 할 수 있다. 예를 들어 노동시장 진입시

1) 시간제일자리란 일반적인 전일제 근로시간보다 적은 시간만을 근무하는 일자리이다(Bolle, 1997; Cuesta-Carcedo, 2014).

2) Eurofound(2011) 등은 OECD 국가에서 시간제일자리가 늘어남에 따라 여성의 노동시장 참여도 늘어났다고 보고하였다.

3) 이명숙·김영만·이동임(2006)은 유럽 대부분의 나라에서 시간제근로가 확대되고 있고 1980년대 이후 고용증가의 중요한 원천이 되었다고 하였다. Cuesta-Carcedo(2014)에 따르면 EU 국가들은 노동시장 유연성 제고를 위해 시간제근로와 같은 비전형적 취업형태를 장려하는 것을 Europe 2020 growth strategy의 주요 내용 중 하나로 도입하였다.

시간제일자리에 먼저 취업하여 적응과 경험축적을 거친 후에 전일제로 옮겨가는 것이 더 용이하다면 시간제는 전일제 취업을 위한 준비단계, 즉 디딤돌로서<sup>4)</sup> 기능할 수 있다(Blank, 1989; Bolle, 1997; Ahn, 2012; Cockx·Goebel·Robin, 2013). 또 개인에게 어떤 상황이 발생하여 전일제일자리 상태에서 잠시 벗어나는 것이 효용 극대화에 유리할 경우 시간제일자리에 일시적으로 머무는(temporary alternative) 일종의 쉼터 역할(maintenance function)도 할 수 있다(Okamura·Islam 2012). 예를 들면 기혼여성 전일제 근로자에게 출산, 육아 등 근로시간 축소요인이 발생한 경우 노동시장에서 완전히 이탈하여 경력단절을 초래하기보다 일정기간 시간제근로를 통한 취업유지를 선호할 수 있다. 이렇게 시간제가 디딤돌 또는 쉼터와 같은 역할을 하는 노동시장에서는 미취업-시간제-전일제 등 근로형태 간의 이동성이 매우 활발할 것이다.

반대로, 시간제근로가 차후 전일제 취업을 방해하여 시간제에 계속 머물 수밖에 없도록 하는 이른바 시간제함정(part-time trap)이 나타난다는 주장도 있다. 시간제근로가 근로의욕이 약하다는 신호로 인식되거나 인적자본 축적을 저해한다면, 한번 시간제일 자리를 선택한 사람이 다시 전일제로 취업하기 어려울 것이다. 그래서 시간제근무를 시작하면 전일제로 다시 돌아오기 어렵거나 오히려 향후 일자리를 잃을 가능성이 높아진다면 시간제 선택을 크게 망설이게 될 것이고 이 경우 개인의 의사와 관계없이 시간제근로가 지속되는 경직성이 나타날 수 있다. 특히 시간제일자리가 저임금, 저숙련 부문으로 고착화되어 구조적으로 전일제일자리와 다른 특성을 갖게 되는 경우 시간제함정이 심화되고 시간제는 전일제와 구분되는 독립적인 일자리 형태로 기능할 가능성이 있다. 이 경우 근로형태간 이동성은 낮게 나타나고 시간제근로의 지속성은 높을 것이다.<sup>5)</sup>

이처럼 개인 경력상에서 시간제 등 근로형태의 지속성은 노동시장에서 시간제가 구체적으로 어떤 역할을 하는지에 따라 달라질 수 있다. 우리나라의 여성 노동시장은 최근 10~20년간 고용률 제고, 직종 다양화, 평균임금 상승, 시간제 확대 등 여러 측면에서 상당한 변화가 일어나고 있는데, 이러한 환경변화와 함께 여성들의 시간제-전일제-

4) 반대로 근로자가 퇴직을 앞두고 있을 경우에도 시간제는 근로형태가 전일제-시간제-퇴직으로 이동하는 중간단계(in-between stage)가 될 수 있다.

5) 다만 시간제근로를 장기간 지속하는 현상은 반드시 시간제함정이 아니더라도 개인들의 자발적 선택에 따른 결과일 수도 있다. 예를 들어 여가에 대한 선호가 임금소득에 대한 선호를 압도하는 특성을 가진 사람은 지속적인 시간제근로가 본인의 효용극대화 결과일 수 있다. 이 경우에도 시간제는 전일제와 구분된 독립된 형태의 일자리로 기능할 것이다.

미취업 등 고용형태 간의 이동이 활발해졌는지 아닌지를 분석하는 것은 시간제일자리가 노동시장에서 실제로 어떤 역할을 하고 있는지 판단하는 데 도움을 줄 것이다. 본고는 상태의존성(state dependence)<sup>6)</sup>의 개념에 기초하여 시간제 등 고용형태간 이동이 원활한지 또는 특정 고용형태가 고착화되는지를 측정하고, 최근 어떤 변화가 있는지 살펴보고자 하였다.

상당수 기존연구에 따르면 노동시장에 유의미한 상태의존성이 존재한다고 알려지고 있는데, 이는 한번 근로형태가 정해지면 다음기에도 같은 근로형태에 머물 가능성이 높아 지난기 근로형태가 이번기 근로형태를 설명하는 주요 요인이라는 의미이다. 상태의존성을 측정하는 기본적인 방법은 종속변수의 지난기 시차변수를 설명변수로 포함시킨 다항선택모형을 추정하는 것이다. 그런데 단순한 다항선택모형으로는 관측되지 않는 개인별 특성을 고려할 수 없기 때문에 상태의존성의 크기가 왜곡될 수 있다.<sup>7)</sup> 따라서 본고는 오차항 구조에 미관측 개인특성(unobserved individual heterogeneity)을 포함하고 초기조건문제와 IIA(Independence from Irrelevant Alternatives)가정 등을 완화한 동태적 다항로짓모형(dynamic multinomial logit model)을 구성하여 추정의 정확성을 제고하고자 하였다. 그리고 동 모형의 효과적인 추정을 위해 일반적인 최우추정법(MLE) 대신 MSL(maximum simulated likelihood) 추정법을 활용하였다.

이와 관련한 기존연구들은 근로형태의 상태의존성 자체를 확인하는 데 머무는 것이 대부분이다. 우리나라 자료로 근로형태의 상태의존성을 측정된 연구도 존재하지만 표본자료가 오래되었고 특히 최근의 변화와 그 배경을 살펴보는 연구는 없었다. 아울러 국내연구들은 시간제의 긍정적 기능에만 초점을 맞춘 것이 많았다. 본고는 우리나라 노동시장의 환경변화에 따라 기혼여성들의 시간제 및 전일제근로의 상태의존성이 어떻게 변화하였는지 분석하였다. 한국노동패널 2016년까지의 자료를 이용한 분석 결과 여성 근로형태의 상태의존성이 최근 강화되어 노동시장이 더 경직적으로 변화한 것으로 나타났다. 본문의 끝부분에서는 이러한 상태의존성 강화 배경과 시간제일자리의 기능 변화에 대한 시사점도 함께 논의해 보았다.

6) 상태의존성(State dependence)이란 일련의 동태적 과정(Dynamic process)에서 현재의 결과가 지난기의 결과에 의존하는 현상을 의미한다. 본 연구는 개인특성에 따라 특정 근로형태가 지속되는 것을 가능한 배제하고 상태의존성을 추정하기 위해 미관측 개인특성을 고려한 모형을 설정하였으므로 개인특성에 따른 상태의존성의 과대평가를 완화할 수 있을 것이다.

7) 제III장에서는 상태의존성을 두 가지로 구분하여 미관측 개인특성을 모형에 포함해야 하는 이유를 자세히 설명하였다.

## II. 선행연구

먼저 시간제일자리의 성격 및 선택요인과 관련한 최근 연구를 살펴보자. Drago-Wooden-Black(2009)은 호주의 가구소득 노동동태조사(Household, Income, and Labor Dynamics in Australia)를 이용하여 근로자들의 근로시간 선호가 어떻게 변화하는지 분석하였다. 취업에 대한 선택편의(selection bias)를 고려하고 지난기의 희망 근로시간(preferred hours)을 통제한 상태에서 이번기 희망근로시간에 영향을 미치는 요인들을 파악하였는데, 여성, 기혼, 출산예정, 어린 자녀, 수년후 퇴직가능성 등이 희망근로시간을 유의하게 줄이는 것으로 나타났다. Golden(2008)은 미국 인구조사(Current Population Survey)를 이용하여 유연한 근로시간 근무에 대한 결정요인을 프로빗모형으로 분석하였는데 기혼, 어린자녀, 대학교 교육 등이 유연근로에 양의 영향을 미친다고 주장하였다. Gielen(2008)은 영국 가구패널조사(British Household Panel Survey)의 50세 이상 근로자들의 자료로 좌우표본절단(truncation)에 따른 선택편의를 고려한 위험률모형(Hazard rate model)을 이용한 결과 여성의 경우 은퇴이전에 시간제근무 등 근로시간 축소를 원하지만 실제 노동시장에서의 근로시간 경직성 때문에 아예 노동시장에서 이탈하는 현상이 발생한다고 설명하였다.

그런데 시간제근로에 대한 근로자들의 선호에도 불구하고 시간제근로를 선택했을 경우 고용불안, 임금감소 등의 불이익이 나타난다는 연구결과도 있다. Cuesta-Carcedo(2014)는 근로시간이 일에 대한 열정, 헌신 등을 나타내는 대리변수로 인식될 수 있는 만큼 시간제는 전일제근로에 비해 실업가능성을 높인다고 하였다. 그들이 European Community Household Panel(ECHP)를 이용하여 덴마크, 프랑스, 이탈리아, 네덜란드, 스페인의 자료를 분석한 결과 시간제근로를 하는 여성들이 상대적으로 높은 실업위험을 겪는 것으로 나타났다. 또한 Olsen-Walby(2004)는 영국 사례를, 그리고 Chalmers-Hill(2007)은 호주사례를 살펴본 결과 다른 임금결정요인들을 통제하면 시간제근로 경험이 임금상승에 부정적인 영향을 준다고 하였다. Connolly-Gregory(2010)는 영국의 National Child Development Survey 자료를 분석하여 전일제와 시간제의 근로경력 조합은 전일제 근로확률을 높이지만 시간제 경력만 있는 경우는 전일제일자리를 구하지

못하는 시간제 함정에 빠진다고 주장하였다. 이와 관련하여 Bolle(1997)는 시간제일자리의 양면성, 즉 시간제가 일과 가정/교육/여가 간의 조화(특히 여성)를 꾀하고 경영자에게도 가동률(capacity utilization) 조정을 원활하게 하여 시장의 전반적인 유연성을 제고하지만 다른 한편으로는 임금수준 저하, 비자발적 시간제근로, 근로자당 고정비용 발생에 따른 기업 수익성 저하 등 부정적 측면도 있다고 설명하였다.

본 연구의 주요 관심사인 근로형태의 상태의존성과 관련한 연구로는 일찍이 Heckman·Borjas(1980)가 실업의 상태의존성 측정에 대한 논의들을 제시하였다. 이후 Blank(1989)는 미국 소득패널조사(Panel Study of Income Dynamics) 자료로 통계분석을 실시하여 노동시장에서 전일제, 시간제 등의 근로형태가 한번 정해지면 지속되는 현상(high degree of attachment)을 보인다고 하였다. 그런데 시간제의 경우 전일제로 전환하는 비율이 너무 미미하여 시간제가 미취업으로부터 전일제로 이어지는 징검다리(steping stone) 또는 과도기(in-between stage)로 기능한다고 보기 어렵다고 주장하였다. Woittiez·Kapteyn(1998)은 네덜란드 사회경제패널 자료로 여성의 노동공급곡선을 추정할 때 습관형성(habit formation)과 선호의 상호의존성(preference interdependence)을 고려할 경우 설명력이 높아지는 점을 지적하면서 노동공급행태를 설명할 때 상태의존성의 중요성을 감안할 필요가 있다고 하였다. Miller(1993)는 미국 소득패널조사(PSID)를 이용하여 로짓모형 및 조건부로짓모형을 추정한 결과 여성들의 시간제 경험이 많을수록 향후 시간제근로의 확률도 높아진다고 주장하였다. Hyslop(1999)은 미국 소득패널조사(PSID)를 기초로 여성의 경제활동참가에 대한 동태적 프로빗모형(dynamic probit model)과 선형확률모형(dynamic linear probability model)을 이용하여 미관측 개인특성(unobserved heterogeneity), 오차항의 시계열상관과 경제활동참가의 상태의존성을 고려한 모형을 추정하였다. 추정결과 동태성(dynamics) 및 상태의존성을 고려하지 않는 모형에서는 여성의 임신 결정(fertility decisions)이 경제활동참가에 외생적(exogenous)이라는 가설이 기각되었지만 동태성을 고려한 모형에서는 동가설이 기각되지 않는다고 보고하였다. Prowse(2007)는 영국 가구패널조사(BHPS) 자료를 기초로 미관측 개인특성을 포함한 동태적 혼합 다항로짓모형(dynamic mixed multinomial logit model)과 동태적 선형확률모형(dynamic linear probability model)을 추정한 결과 전일제와 시간제 모두에 유의한 상태의존성이 발견되었는데 미관측 개인특성을 무시할 경우 그러한 상태의존성이 과대평가될 수 있다고 설명하였다. Okamura·Islam(2012)은 일본 소비자패널조사(Japanese Panel Survey on Consumers) 자료를 이용하여 동태적 다항 잠재집단 로짓모형(dynamic

multinomial latent class logit model)을 추정하였으며 기혼여성의 정규직 및 비정규직 일 자리에 상당한 상태의존성이 있다고 주장하였다.

우리나라의 시간제근로 관련 연구로는 박진화·양수경(2011)이 연령이 높고 학력이 낮을수록, 희망임금이 낮을수록 그리고 배우자가 있는 경우 시간제를 선호한다고 하였으며, 시간제일자리 확대는 노동공급측면에서 긍정적 영향을 미칠 것으로 예상되나 노동 수요측면에서는 고용형태간 대체효과의 크기에 따라 여성고용률 제고 가능성이 달라진다고 주장하였다. 현대경제연구원(2013)은 시간제일자리가 여성의 경력단절을 완화하는 징검다리의 역할을 할 수 있으며 시간제 활용도를 높이기 위해 고학력 여성을 위한 시간제일자리의 양적, 질적 개선이 요구된다고 주장하였다. 한영선·정영금(2014)은 우리나라 여성가족패널 자료를 이용하여 패널회귀모형을 추정한 결과 시간제근로를 포함한 유연근무제도가 일-가정 갈등을 완화하고 직무만족을 증가시키는데 기여하는 것으로 보고하였다. 한편 노동시장의 상태의존성과 관련해서는 Lee-Tae(2005)가 우리나라 노동패널자료(KLIPS 1998~2001)로 동태적 조건부로지트모형(dynamic conditional logit model)과 동태적 프로빗모형(dynamic probit model)으로 여성 경제활동참가의 상태의존성을 추정하였는데, 기혼자보다 미혼자에서, 연령별로는 20~30대에서 상태의존성이 상대적으로 낮게 나타났다. Ahn(2012)은 노동패널자료(1998~2007)를 이용하여 동태적 확률효과 다항로지트모형(dynamic multinomial logit model with random effects)을 추정하였다. 그 결과 시간제일자리는 어린 자녀를 가진 경우나 남편소득이 높을 경우에 여성이 노동시장에서 이탈하는 현상을 완화하는 것으로 판단하였으며 아울러 시간제일자리가 전일제 취업을 위한 징검다리의 기능도 하는 것으로 추정하였다. 최효미(2014)는 노동패널(2004~2010)을 이용한 동태적 패널다항로지트모형으로 여성 근로상태의 상태의존성을 추정하였는데 미취업, 정규직, 비정규직, 비임금근로 중에서 특히 비정규직과 비임금근로의 상태의존성이 크다고 보고하였다.

### Ⅲ. 모형 설정

#### 1. 근로형태 선택모형 및 다항로짓모형

본고에서 근로형태는 전일제, 시간제<sup>8)</sup>, 미취업 3가지로 설정하였으며 근로형태 선택 모형은 그중 하나를 선택한 결과를 종속변수로 하는 다항선택모형(multinomial model)이다. 여러 대안 중 특정 근로형태를 선택했다는 것은 그 근로형태가 주는 효용이 다른 대안들보다 크기 때문일 것이다. 따라서 다항선택모형에서 효용은 일종의 잠재변수(latent variable)의 역할을 하게 되며 식 (1)에서  $V^j$ 는  $j$  근로형태가 주는 효용의 크기를 의미한다.  $j, k$ 는 근로형태를 나타내는데 미취업이면 0, 시간제이면 1, 전일제이면 2로 표시하였다.

$$y_{jit} = \begin{cases} 1 & \text{if } V^j > V^k \text{ for } i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

so that  $y_{it} = (y_{0it}, y_{1it}, y_{2it})$

그리고 다항로짓모형(multinomial logit model)을 가정할 경우 개인  $i$ 가 시점  $t$ 에 근로 형태  $j$ 를 선택하였을 확률은 식 (2)와 같다. 여기서  $X_{it}$ 는 관찰가능한 개인의 특성(observed individual heterogeneity)을 나타내는 설명변수이다. 한편 우리의 관심은 근로형태 선택의 상태의존성이므로 종속변수의 1기 전기변수( $y_{it-1}$ )를 설명변수에 포함하여 식(3)과 같이 나타낼 수 있고 이때 근로형태의 상태의존성은  $\rho_j$ 의 크기로 측정할 수 있다. 이러한 로짓모형은 보통 식 (4)의 로그우도함수를 최대화하는 최우추정법(MLE : maximum likelihood estimation)을 이용하여 추정하게 된다. 한편 본 연구에서 활용하는 자료는 개인별 시계열 자료가 합쳐진 패널 형태이지만 모든 시점의 자료를 통합(Pooling)한 횡단면 자료처럼 취급하여 회귀분석을 실시한다. 이를 통합다항로짓모형(Pooled multinomial logit model)이라 한다.

8) 시간제일자리의 기준은 주당 근로시간이 35시간 미만인 경우로 정하였다.



$$P(y_{jit} = 1 | X_{it}) = P[V^j(X_{it}) > V^k(X_{it})] \quad (j = 0 \text{ or } 1 \text{ or } 2, \quad j \neq k)$$

$$= \frac{\exp(X_{it}\beta_j + \rho_j y_{it-1})}{\sum_k \exp(X_{it}\beta_k + \rho_k y_{it-1})} \quad (k = 0, 1, 2) \quad (2)$$

$$P(y_{it}) = \prod_{j=0}^2 \left( \frac{e^{\beta_j x_{it} + \rho_j y_{it-1}}}{\sum_{k=0}^2 e^{\beta_k x_{it} + \rho_k y_{it-1}}} \right)^{y_{jit}} \quad (3)$$

$$\log L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left[ \sum_{j=0}^2 y_{ijt} (\beta_j x_{it} + \rho_j y_{it-1}) - \log \sum_{k=0}^2 e^{\beta_k x_{it} + \rho_k y_{it-1}} \right] \quad (4)$$

한편 근로형태 선택을 위한 간접효용함수에 전기의 근로형태 선택결과인 시차변수 ( $y_{it-1}$ )가 포함되는데 첫 번째 관측치( $y_{i0}$ )는 전기 시차변수를 관찰할 수 없다. 그럼에도 불구하고 동 모형의 추정결과를 신뢰할 수 있으려면 초기상태가 완전히 외생적으로 주어졌거나 또는 초기상태가 안정된 균형이라는 가정이 필요하다(Heckman, 1981). 그러나 우연히 처음 관찰된 독립변수의 초깃값이 설명변수와 전혀 무관하게 외생적으로 결정되었다고 보는 것은 비현실적이다. 따라서 제1차 노동패널에서 조사된 여성들의 근로형태가 그들의 개인특성과 관계없이 외생적으로 주어졌다고 가정하기는 어렵다. 모든 표본 여성들의 노동시장 최초 진입 시점과 1차 조사 시점이 일치할 수 없는 데다 1차 조사 때 조사된 근로형태도 개인특성을 어느 정도 반영할 수 있기 때문이다.

이러한 초기조건문제(initial condition problem)를 해결하기 위해서는 Wooldridge(2005)가 제안한 방법이 널리 쓰이고 있다. 그는 관찰되지 않는 개인의 특성이 해당 개인의 초기조건 및 설명변수들의 평균치에 대한 조건부분포를 따른다고 가정하여 비교적 간단하게 초기조건문제를 완화할 수 있다고 하였다. 본고에서도 이를 이용하여 모형의 오차항이 종속변수의 초깃값에 의존한다고 가정하였다.<sup>9)</sup>

그런데 위와 같은 통합다항로짓모형으로 상태의존성을 측정할 경우 관찰되지 않는 개인특성(unobserved individual heterogeneity)을 통제하지 못하므로 상태의존성이 과대평

9) Wooldridge(2005)는 초기조건문제 완화를 위해 회귀식에 종속변수의 초깃값과 설명변수들의 평균치를 포함시키는 방법을 제안하였는데 본고는 Leth-Peterson-Bjorner(2005)의 연구처럼 종속변수 초깃값만을 포함하여 추정하였다. 이는 교육수준, 자녀수 등의 설명변수들은 시간에 따라 변화폭이 작아 평균치를 추가로 포함하면 다중공선성이 우려되는데 일반적인 다항로짓모형으로 추정했을 때 통계적 유의성이 매우 낮았기 때문이다.

가될 가능성이 높다. 다음 절에서 이를 더 자세히 설명하고 해결방법을 제시한다.

## 2. 미관측 개인특성(Unobserved Heterogeneity)을 고려한 동태적 다항로짓모형

Heckman(1981)에 따르면 어떤 변수의 상태의존성(state dependence)에는 두 가지 종류가 존재하며 이를 구별할 필요가 있다. 먼저 선호(preference)와 같은 개별 경제주체의 특성에 따라 한 번 선택한 결과가 지속되는 것을 위조 상태의존성(spurious state dependence)라 하고, 이와 달리 선택 전환의 거래비용(transaction costs) 등으로 전환이 이루어지지 못하여 이전 상태가 지속되는 현상을 참인 상태의존성(true state dependence)이라 한다. 경제주체의 선택이 시계열 상에서 위조 상태의존성을 가진다면 이는 그의 선호 등이 반영된 결과이지만, 참인 상태의존성을 가진다면 선택을 바꾸는데 드는 거래비용이 선택간 자유로운 이동을 방해하여 초래된 결과이므로 효용극대화를 제약하게 된다(Leth-Peterson-Bjorner, 2005; Okamura-Islam, 2012). 이를 근로형태 선택의 관점에서 보면, 어떤 개인이 지속적으로 시간제근로에 머무는 현상이 그의 개인특성에 따른 결과인지, 아니면 근로형태 전환에 따르는 마찰적 비용에 따른 것인지 구분할 필요가 있으며 특히 후자, 참인 상태의존성이 클 경우 노동시장의 유연성에 부정적인 영향을 주는 것으로 생각할 수 있다.

따라서 식 (3)을 그대로 추정하면 설명변수에서 미관측 개인특성이 누락되므로 회귀 계수  $\rho_j$ 에 위조 상태의존성이 포함되어 정확한 추정치를 얻지 못할 가능성이 높다. 그러므로 오차항  $u_{jit}$ 을 시간에 따라 변하지 않으며 관찰되지 않는 개인별 이질적 특성(time invariant and unobserved individual heterogeneity)과 설명변수, 선택결과, 시간 등에 독립인 iid(independent and identically distributed) 오차로 나눌 수 있다고 가정한다.

$$\mu_{jit} = \alpha_{ji} + \epsilon_{jit} \quad (5)$$

( $\alpha_{ji}$ 는 시간에 따라 변하지 않는 부분이며  $\epsilon_{jit}$ 는 iid 오차항이다.)

한편 오차항 구조를 가정함에 있어 근로형태에 대한 선호 또는 선택확률간에 상관관계가 있을 가능성을 고려할 필요가 있다. 왜냐하면 예를들어 전일제를 선택했던 여성에게 어느 순간 전일제가 불가능하고 시간제와 미취업 두 개의 선택지만 주어진다하면

미취업보다는 그나마 일을 할 수 있는 시간제를 선호할 가능성이 높기 때문이다. 이는 근로형태 선택들이 서로 독립적이지 않다는 의미이며 따라서 두 대안간의 상대적 선택 확률이 제3의 대안과 서로 독립임을 가정(IIA: Independence from irrelevant alternatives) 하는 표준적인 다항로짓모형(multinomial logit model)은 현실을 반영하지 못할 가능성이 크다. 그러므로 선택간 상관관계가 있을 가능성을 모형에 반영하여야 IIA 가정을 완화할 수 있다.

미관측 개인특성은  $\alpha_{it} = C\eta_i + v_{it}$  와 같이 바꾸어 나타내고 여기서 C는  $\alpha_i$ 의 분산공분산 행렬( $\Omega$ )을 출레스키분해한 하방삼각행렬이며  $\eta_i$ 는 서로 독립적인 표준정규분포를 따른다고 가정한다. 그리고  $v_{it}$ 는 극단치분포를 따르며 따라서  $\alpha_{it}$ 는 정규분포와 극단치분포의 합으로 나타낼 수 있다고 가정한다. 한편 다항로짓모형의 exponential 내에 들어가는 잠재변수를  $W_{it}^j (= V_{it}^j - V_{it}^0, j = 1 \text{ or } 2)$  로 표시하면 식 (6)과 같이 나타난다.

$$\alpha_i = \begin{bmatrix} \alpha_{fi} \\ \alpha_{pi} \\ \alpha_{ni} \end{bmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\alpha_f}^2 & cov \\ & \sigma_{\alpha_p}^2 \\ cov & & \sigma_{\alpha_n}^2 \end{pmatrix} \right] \quad (6)$$

( $\alpha_i = C\eta_i, CC' = \Omega, \eta_i \sim N(0,1)$ )

$$W_{it}^j = \beta_j x_{it} + \rho_j y_{it-1} + C\eta_i + v_{it} \quad (y_{jit} = 1 \text{ if } W_{it}^j > 0) \quad (7)$$

여기서  $\alpha_i$ 를 파라미터로 취급하여 직접 추정하는 것은 따름모수문제(incidental parameter problem)를 초래하므로 거의 불가능하다. 대신  $\eta_i$ 에 대한 조건부 확률을 구하여  $\eta_i$ 에 대해 적분하는 방법으로 관측치의 확률을 계산하고 이를 기초로 최우추정법(MLE)을 적용하여 나머지 회귀계수들을 추정할 수 있다. 본고는 누적확률이 로지스틱 함수 형태를 가지는 것으로 가정하였으므로 조건부확률은 식(7)과 같으며 개인 i의 관측치가 관찰될 확률은 식 (8)로 나타난다. 주어진 자료의 우도함수 극대화를 위한 로그 우도함수는 식 (9)로 표현된다.

$$P(y_i|\eta_i) = \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J \left( \frac{e^{\beta_j x_{it} + \rho_j y_{it-1} + C_j \eta_i}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_{it} + \rho_k y_{it-1} + C_k \eta_i}} \right)^{y_{jit}} \quad y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT}) \quad (8)$$

$$P(y_i) = \int_{\eta_i} P(y_i|\eta_i) f(\eta_i) d\eta_i \quad (9)$$

$$\log L = \sum_{i=1}^N \int_{\eta_i} \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J \left( \frac{e^{\beta_j x_{it} + \rho_j y_{it-1} + C_j \eta_i}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_{it} + \rho_k y_{it-1} + C_k \eta_i}} \right)^{y_{jit}} f(\eta_i) d\eta_i \quad (10)$$

그런데 최우추정법(MLE)을 적용하려면 식 (9)의 정규분포함수의 고차원 적분을 계산하여야 한다. 그러나 해석적인 해(analytical solution)를 찾기 어렵기 때문에 시뮬레이션을 활용한 기법이 많이 사용되고 있으며 이를 MSL(Maximum Simulated Likelihood) 추정법이라고 부른다(Hyslop, 1999). MSL 추정법은 시뮬레이션으로 추출된 S개의  $\eta_i$  들에 대해 계산된 조건부 확률을 평균하여 개인의 근로형태 선택확률을 식 (10)과 같이 추정한다.<sup>10)</sup> 시뮬레이션을 위한 무작위 추출(random draws)은 Halton 방법을 활용하여 100회 실시하였다.<sup>11)</sup>

$$P(\widehat{y}_i) = S^{-1} \sum_{s=1}^S P(y_i|\eta_i) \quad (11)$$

이에 따라 본고에서 추정할 최종적인 간접효용함수는 식 (11)과 같은 형태로 나타난다.

$$W_{jit} = \beta_j x_{it} + \rho_j y_{it-1} + \delta y_{i0} + C_j \eta_i + v_{it} \quad (t = 1 \dots T) \quad (12)$$

10) Train(2003)은 시뮬레이션으로 계산한 추정값이 얼마나 정확할 것인지 논의 하였다. 시뮬레이션에 기초한 추정치와 전통적인 추정치간의 차이는 시뮬레이션 노이즈(noise)와 바이어스(bias)로 구분할 수 있는데 표본수가 충분히 많다면 시뮬레이션 노이즈는 무시할 수 있는 수준이 되며 시뮬레이션 추출횟수가 충분하다면 바이어스도 서로 상쇄되어 사라진다고 하였다.

11) Halton의 방법은 일반적인 무작위 추출(random draws)보다 시뮬레이션 분산이 훨씬 작으며 상대적으로 적은 추출횟수로도 높은 정확성을 달성할 수 있는 것으로 알려져 있다(Train, 1999; Stewart, 2006). 관련 연구에서 추출횟수가 100회에 달하면 더 이상 횟수를 늘이더라도 추정 회귀계수에 차이가 거의 없는 것으로 나타났다(Stewart, 2006).

그리고 본고의 관심사항인 근로형태의 상태의존성이 시간이 지나면서 얼마나 변화하였는지 측정하기 위해 먼저 연도별 더미를 추가한 합동다항로지모형을 추정하였다. 아울러 표본기간을 글로벌 금융위기 이전(전반기:1999~2007년)과 이후(후반기:2008~2016년)로 구분하여 동태적 다항로지모형을 추정하였다. 두 기간으로 나눌 경우 지난기 근로형태를 제외한 다른 설명변수들의 회귀계수가 전후반기에 같다는 가정 하에 전기 근로형태와 후반기 더미변수의 교차항만을 추가하여 전체 표본기간에 대해 식(12)의 모형을 먼저 추정하였다. 그 다음 설명변수들이 근로형태에 미치는 영향이 전후반기 달라졌을 가능성을 고려하여 식 (11)의 모형의 표본기간을 전후반기로 나누어 두 개의 회귀식을 추정하였다.

$$W_{jit} = \beta_j x_{it} + \rho_j y_{it-1} + \gamma_j D y_{it-1} + \delta y_{i0} + C\eta_i + v_{it} \quad (t = 1 \dots T) \quad (13)$$

( $D = 1$  if  $t > 2007$ ,  $D = 0$  otherwise)

#### IV. 분석자료

여성의 근로형태 선택양상을 분석하기 위한 자료는 한국노동연구원의 한국노동패널조사(KLIPS)를 이용하였다. 이 자료는 우리나라의 대표적인 노동관련 가구패널조사로 1998년 1차 조사를 시작으로 최근 19차 조사(2016년)까지의 자료가 정리되어 있다. 노동패널자료에는 취업 및 노동상황에 대한 세세한 자료와 함께 가구원수, 가구구성, 가구소득, 거주지역 등 가구특성과 가구원의 나이, 성별, 교육수준 등 개인특성을 보여주는 다양한 변수들이 DB로 구축되어 있다. 본 연구는 지난기 근로형태가 이번기 근로형태 선택에 어떤 영향을 미치는지 살펴보는 동태적 분석을 실시하므로 여러 기간의 자료가 축적된 패널자료가 필수적이다. 동 자료는 전기(前期) 조사가 없어 추정에 직접 사용할 수 없는 1차 조사를 제외하더라도 18년치의 데이터를 이용할 수 있고 개인특성을 통제하기 위한 기초정보도 풍부한 편이어서 본 연구에 가장 적합하다고 판단하였다.

분석대상 표본은 26세 이상 40세 이하 기혼여성으로 제한하였다. 이는 여성은 기혼 여부에 따라 노동공급 행태가 매우 이질적이므로 기혼 및 미혼여성을 통합하여 분석할 경우 결과의 해석이 어렵기 때문이다. 미혼여성은 사실상 독립된 경제주체로 남성과

유사한 노동공급 행태를 보일 가능성이 높지만 기혼여성은 남성배우자가 주요한(primary) 노동공급 및 수입원 역할을 하는 가운데 가사 책임이 크고 부차적인(secondary) 수입원이므로 임금에 대한 노동공급탄력성, 유보임금(reservation wage), 여가에 대한 선호 등이 미혼여성과 크게 다를 것이다.<sup>12)13)</sup> 다음으로 여성의 노동공급에 어린 자녀의 여부가 상당한 영향을 미치는 것으로 알려져 있는데 특히 시간제 일자리는 자녀양육 책임에 따른 일-가정 양립을 위한 중요한 도구가 된다. 그런데 40대 이상은 대부분 어린 자녀를 돌봐야 하는 책임에서 벗어나며 50대가 넘어가면서는 퇴직을 염두에 두어 점진적인 노동공급 축소의 행태를 보일 가능성이 있다. 따라서 20~30대 여성과 40대 이후 여성들의 노동공급 행태는 서로 다른 모습을 보일 가능성이 높다. 한편 20~25세 연령대는 혼인비율이 낮아 대표성이 떨어진다. 그러므로 전체 연령층을 함께 분석하기 보다는 연령대를 좁혀 분석하는 것이 타당할 것으로 생각된다. 뿐만아니라 응답자가 너무 오랫동안 표본에 남아있을 경우 횡단면분석의 성격이 약화되고 시계열이 긴 패널분석처럼 되어 기간간 비교의 정확성을 저하시킬 우려가 있는데 연령대를 좁히는 것은 이를 완화하는 역할도 할 수 있다.

종속변수인 근로형태에 영향을 미치는 다른 설명변수로는 나이, 어린자녀수(0~3세, 4~6세, 7~12세), 비근로소득(nonlabor income), 교육수준, 거주지역 여성고용률 등을 활용하였다. 어린자녀가 있을 경우 여성의 자녀양육 부담으로 전일제근로 확률은 낮아지고 시간제 또는 미취업 확률은 높아질 것이므로 자녀나이를 세분화하여 자녀수를 포함하였다. 한편 비근로소득이 높을 경우 여성은 추가적인 소득획득의 한계효용은 낮아지고 유보임금은 높아져 전일제나 시간제 근로보다 미취업을 선택할 가능성도 높아진다. 비근로소득은 가구 전체의 근로소득, 금융소득, 부동산임대소득 등 합산소득<sup>14)</sup>에서 해당 여성의 소득을 차감하여 계산하였다. 교육수준 변수로는 대학교(4년제)졸, 대학원졸, 대학교 및 대학원 재학 중으로 나누어 더미 변수화하였다.<sup>15)</sup> 거주지역의 연도별 여성

12) 문화, 제도에 따라 성역할 분담은 다양한 형태로 나타나지만 적어도 우리나라의 경우 이러한 역할분담이 아직 뚜렷한 편이다. 통계청의 “2015 일-가정 양립지표”에 따르면 우리나라 1일평균 남성의 가사노동시간은 45분으로 OECD 29개국 중 가장 짧은 것으로 나타났다.

13) Lee-Tae(2005)에 따르면 우리나라 여성 경제활동참가의 상태의존성은 미혼자보다 기혼자에서 유의하게 높게 나타난다고 보고하였다.

14) 여성의 노동공급 의사결정에 일시적인 소득(temporary income) 변동은 큰 영향을 미치기 어려울 것이다(Hyslop, 1999). 따라서 가구 전체소득 계산 시 부동산양도차익, 주식매매차익, 보험금 수령 등은 일시적인 소득으로 보아 제외하였다.

15) 노동공급 관련 연구들은 교육수준 변수를 대학교 미만의 고졸, 중졸 등으로 더 세분화하는 경

고용률은 취업환경을 통제하기 위해 포함하였으며 지역분류는 광역시도 단위이다.

그리고 기간간 선택의 동학을 살펴보는 모형의 특성상 시계열이 너무 짧을 경우 설명변수의 변화(variation)가 적고 개인별 근로형태 선택의 변화도 제대로 살펴볼 수 없는 문제가 있다. 따라서 연속된 4개년도 이상의 자료가 확보된 표본만을 활용하였고 이에 따라 분석에 사용된 개인별 시계열의 길이는 전기변수가 관측되지 않는 첫 번째 자료를 제외한 최소 3개년이다. 한편 근로형태 선택의 상태의존성 및 선택간 이동성이 최근에 어떻게 변화하였는지 살펴보기 위해 전체 표본기간을 전반기 9개년(1999~2007년)과 후반기 9개년(2008~2016년)의 둘로 나누어 추정하거나 각 연도별 및 기간더미 등을 추가하여 모형을 추정하였다.

상기의 조건들을 만족하고 설명변수에 결측치가 없는 표본들은 전체 기간에서 2,515명(전반기 1,802명, 후반기 1,680명)이 확보되었다. 연도별 관측치는 전체 기간 20,259개(전반기 10,185개, 후반기 10,074개)로 표본당 시계열의 평균 길이는 전체 기간 8.9년(전반기 8.8년, 후반기 8.9년)이었다. 표본여성들의 특성을 보면 나이는 평균 34.4세(전반기 33.7세, 후반기 35.1세), 0~3세 자녀수와 4~7세 자녀수는 각각 0.4명, 7~12세 자녀수는 0.7명 정도였다. 거주지의 여성고용률은 평균 47.9%(전반기 47.5%, 후반기 48.4%), 비근로소득(nonlabor income)은 명목소득을 소비자물가지수(2010년 기준)로 실질화하여 계산하였는데 평균 금액이 연간 약 3.7천만 원(전반기 3.4천만 원, 후반기 4.1천만 원)이었다. 전반기와 후반기를 비교해 보면 나이와 자녀수, 비근로소득 등이 후반기에 약간 높은 모습인데 이는 조사 차수가 높아질수록 경제성장에 따른 실질소득이 늘어나고 표본들의 연령도 증가한데 따른 영향으로 추측된다. 여성고용률은 그동안의 상승세를 반영하여 소폭 높아진 모습이다. 두 기간간 특성이 큰 격차를 보이지는 않아 두 기간을 구분하여 회귀계수를 비교하는 데 무리가 있지 않다고 판단하였다.

---

우가 많은데 본 연구는 분석대상이 26~40세 젊은 층으로 고졸이하 비중이 갈수록 줄어드는 가운데, 고졸, 중졸 등이 합동다항로지모형에서 통계적으로 유의한 계수가 추정되지 않았다. 이에 따라 대졸미만을 하나의 기준범주(base category)로 묶고 대졸, 대학원졸 더미변수만을 포함하였다. 한편 교육투자 증가로 재학 중 상황이 근로형태 선택에 영향을 미칠 가능성을 감안하여 재학 중 더미를 추가하였다.

〈표 1〉 표본 여성들의 특성

	2~19차 (1999~2016년)		2~10차 (1999~2007년)		11~19차 (2008~2016년)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
나이	34.36	3.64	33.67	3.77	35.06	3.36
0~3세 자녀수	0.43	0.60	0.41	0.59	0.44	0.61
4~7세 자녀수	0.42	0.57	0.41	0.57	0.43	0.57
7~12세 자녀수	0.65	0.77	0.67	0.79	0.64	0.76
여성고용률(%)	47.92	2.70	47.47	2.89	48.36	2.42
비근로소득(천만원)	3.74	2.66	3.40	2.69	4.09	2.58
응답기간	8.86	3.19	8.84	3.22	8.89	3.15

〈표 2〉 표본 여성들의 근로형태

	2~19차 (1999~2016년)		2~10차 (1999~2007년)		11~19차 (2008~2016년)	
	인원	비율(%)	인원	비율(%)	인원	비율(%)
미취업	11,394	(56.2)	5,829	(57.2)	5,565	(55.2)
시간제	1,556	(7.7)	817	(8.0)	739	(7.3)
전일제	7,309	(36.1)	3,539	(34.8)	3,770	(37.4)
	20,259	(100.0)	10,185	(100.0)	10,074	(100.0)

〈표 2〉는 표본 여성들의 근로형태별 비중을 보여준다. 전반기에는 미취업이 57.2%, 시간제가 8.0%, 전일제가 34.8%였으며 후반기에는 미취업이 55.2%, 시간제가 7.3%, 전일제가 37.4%의 비중을 보였다. 미취업률과 시간제 비중은 소폭 하락하였고 전일제 비중은 늘어났는데 이는 전반적인 여성 시간제일자리의 증가에도 불구하고 기혼 26~40세 여성들의 경우 시간제 활용이 그리 확대되지 않았을 가능성을 보여준다.<sup>16)</sup>

다음으로 여성들이 지난기( $t-1$ 기)와 비교하여 이번기( $t$ 기)에는 다른 선택을 하였는지 전환비율(transition ratio)을 살펴보았다. 〈표 3〉을 보면 지난기 미취업이 이번기에도 미취업인 비율은 전반기 85.2%에서 후반기 87.6%로 상승하였다. 지난기 시간제에서 이번기에도 시간제인 비율(44.7% → 52.6%)과 지난기 전일제에서 이번기에도 전일제인 비율(78.3% → 85.7%)도 전반기에 비해 후반기에서 상당폭 상승하는 모습을 보였다. 그리

16) 다만 시계열 길이에 제약을 두지 않는 표본에서는 시간제 비중 하락폭이 줄어들었다. 혼인여부 및 연령별로 구분된 시간제일자리 통계는 발표되지 않아서 본고의 표본이 모집단의 특성을 완벽히 반영하는지 판단하기 어렵다.



〈표 3〉 여성들의 근로형태 전환비율

(%)

		기								
		2~19차 (1999~2016년)			2~10차 (1999~2007년)			11~19차 (2008~2016년)		
		미취업	시간제	전일제	미취업	시간제	전일제	미취업	시간제	전일제
미취업		86.5	4.2	9.3	85.2	4.1	10.7	87.6	4.4	8.0
t-1기	시간제	21.3	47.8	31.0	22.5	44.7	32.7	19.7	52.6	27.8
	전일제	12.3	5.5	82.1	14.7	7.0	78.3	10.0	4.3	85.7

고 지난기 시간제에서 이번기 전일제로 전환한 비율은 32.7%에서 27.8%로, 지난기 전일제에서 이번기 시간제로 전환한 비율은 7.0%에서 4.3%로 낮아졌다. 다만 시간제 또는 전일제에서 미취업으로 전환되는 비율(37.2% → 29.7%)은 줄어들어 전반적인 고용 안정성은 개선되었을 가능성을 시사하였다. 종합하면 미취업, 시간제, 전일제 모두에서 한번 근로형태가 정해지면 같은 근로형태가 지속되는 상태의존성이 최근 심화되었고, 반면 한 근로형태에서 다른 근로형태로 전환되는 이동성은 오히려 낮아졌을 가능성이 있음을 보여주었다.

## V. 추정 결과

### 1. 합동다항로짓모형 추정결과

본 연구의 주목적은 근로형태의 상태의존성(시간제 근로를 했으면 다음기에 전일제로 전환하거나 실직하지 않고 계속 시간제 일자리에 머무는 정도)을 측정하기 위해 미관측 개인특성을 고려한 동태적 다항로짓모형을 시뮬레이션 최우추정법(MSL)으로 추정하는 것이다. 이에 앞서 모형간 비교와 강건성 검토 등을 위해 먼저 기본적인 합동다항로짓모형(pooled multinomial logit model)을 추정해보았다.

〈표 4〉는 전기 근로형태 외 다른 설명변수들의 회귀계수가 전체 표본기간 동안 변하지 않았다는 가정 하에 전기 근로형태와 후반기(금융위기 이후, 2008~2016년) 더미변수의 교차항을 포함하여 다항로짓모형을 추정한 결과이다. 시간제근로에 대한 추정

결과(식 1)를 살펴보면 후반기더미×전기 시간제 교차항의 회귀계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타난 반면 후반기더미×전기 전일제 교차항의 회귀계수는 음(-)의 값으로 추정되었다. 즉 지난기에 시간제 근무를 하였다면 이번기에도 시간제일자리에 머물 가능성이 후반기 들어 더 높아진 반면 전일제에서 시간제로 전환되는 확률은 낮아졌을 가능성을 보여주었다.

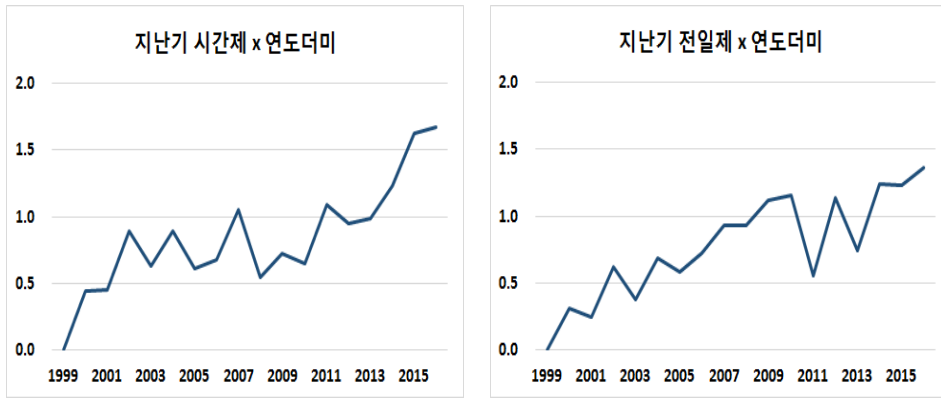
다음으로 전일제근로에 대한 추정결과(식 2)를 보면 후반기더미×전일제 교차항의 회귀계수는 통계적으로 유의한 양의 값인 반면 후반기더미×시간제 교차항의 회귀계수는 음(-)의 값으로 추정되었다. 이는 최근(후반기) 들어 이전(전반기)에 비해 전일제근로가 다음기에 지속되는 현상이 강화되었을 가능성을 보여준다.

〈표 4〉 합동다항로짓모형(Pooled multinomial logit model) 추정 결과  
(지난기 근로형태×후반기더미 포함)

종속변수 :	식 1 시간제(t)		식 2 전일제(t)	
	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차
지난기 시간제 (t-1)	3.337 ***	(0.111)	2.234 ***	(0.107)
지난기 전일제 (t-1)	2.062 ***	(0.098)	3.365 ***	(0.061)
후반기더미×시간제(t-1)	0.333 **	(0.143)	-0.062	(0.154)
후반기더미×전일제(t-1)	-0.107	(0.129)	0.477 ***	(0.077)
나이	0.533 ***	(0.104)	0.423 ***	(0.075)
0~3세 자녀수	-0.378 ***	(0.070)	-0.429 ***	(0.047)
4~6세 자녀수	0.167 ***	(0.057)	-0.061	(0.041)
7~12세 자녀수	0.175 ***	(0.047)	0.087 **	(0.034)
비근로소득	-0.074 ***	(0.016)	-0.130 ***	(0.013)
대학교졸	0.225 ***	(0.079)	0.287 ***	(0.052)
대학원졸	0.880 ***	(0.169)	0.419 ***	(0.140)
학교재학중	0.939 ***	(0.241)	0.281	(0.213)
거주지 고용률	-0.002	(0.117)	0.113	(0.082)
상수항	-4.688 ***	(0.673)	-3.653 ***	(0.464)

주 : \*\*\*, \*\*, \*는 회귀계수가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

[그림 1] 합동로지모형 지난기 근로형태 × 연도별 더미 회귀계수



시점간 변화를 좀더 자세하게 살펴보기 위해 지난기 근로형태와 17개(2000~2016) 연도더미의 교차항들을 모두 포함하여 연도별로 근로형태의 상태의존성이 어떻게 변화하였는지 가늠해 보았다.<sup>17)</sup> 추정결과 시간제와 전일제 모두 교차항의 회귀계수가 시간이 갈수록 상승하는 추세를 보였으며 교차항들의 계수 추정값도 대체로 통계적으로 유의한 수준이었다. [그림 1]은 교차항들의 계수 추정값인데<sup>18)</sup> 시간제의 경우 2010년대 들어 상태의존성이 크게 상승하고 있으며 전일제의 상태의존성도 연도별 등락이 있긴 하지만 전반적으로 상승하는 모습이다.

## 2. 미관측 개인특성(Unobserved Heterogeneity)을 고려한 동태적 다항로지모형 추정결과

앞서 제1절에서 제시한 합동다항로지모형은 상태의존성의 변화를 추측하는데 도움을 주지만 미관측개인특성 등을 고려하지 못한 한계점이 있다. 본절에서는 그러한 문제를 해결하기 위해 제III장 제2절에서 구성한 동태적 다항로지모형의 추정결과를 살펴본다. <표 5>는 전체 표본기간(1999~2016년) 동안 다른 설명변수의 회귀계수가 변하지 않았다는 가정 하에 전기 근로형태와 후반기(2008~2016년) 더미변수의 교차항을 추가하여

17) 표준적인 합동다항로지모형으로 추정된 회귀계수는 상태의존성을 과대평가될 가능성이 높으나 여기서는 상태의존성의 수준이 아니라 단지 연도별 변화를 추측해보기 위한 것이다.  
 18) 교차항 회귀계수 추정치는 부표로 제시하였다.

〈표 5〉 미관측 개인특성을 고려한 동태적 다항로짓모형(전체연령)  
 (Dynamic multinomial model with unobserved heterogeneity)  
 (지난기 근로형태×후반기 더미 포함)

	식 1 시간제(t)		식 2 전일제(t)	
	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차
지난기 시간제(t-1)	2.486 ***	(0.132)	1.910 ***	(0.125)
지난기 전일제(t-1)	1.655 ***	(0.105)	2.453 ***	(0.075)
후반기더미×시간제(t-1)	0.318 *	(0.165)	0.075	(0.181)
후반기더미×전일제(t-1)	-0.221 *	(0.126)	0.403 ***	(0.094)
나이	0.881 ***	(0.045)	0.797 ***	(0.051)
0~3세 자녀수	-0.487 ***	(0.076)	-0.702 ***	(0.059)
4~6세 자녀수	0.122 *	(0.065)	-0.191 ***	(0.052)
7~12세 자녀수	0.132 **	(0.051)	-0.021	(0.047)
비근로소득	-0.097 ***	(0.017)	-0.184 ***	(0.014)
대학교졸	0.346 ***	(0.109)	0.394 ***	(0.103)
대학원졸	1.107 ***	(0.260)	0.746 ***	(0.259)
학교재학중	0.939 ***	(0.290)	0.240	(0.262)
거주지 고용률	0.024	(0.037)	0.255 ***	(0.041)
상수항	-6.161 ***	(0.248)	-5.532 ***	(0.140)
var( $\alpha_p$ )	1.877 ***	(0.205)		
var( $\alpha_f$ )	3.084 ***	(0.234)		
cov( $\alpha_p, \alpha_f$ )	1.487 ***	(0.189)		

주 : \*\*\*, \*\*, \*는 회귀계수가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

추정한 것이다. 시간제 및 전일제의 상태의존성 크기를 나타내는 회귀계수가 각각 2.486, 2.453로<sup>19)</sup> 앞 절의 다항로짓모형(3.337, 3.365)보다 작게 측정되었는데 이는 미관측 개인특성을 고려하지 않는 모형이 상태의존성을 과대평가한다는 기존연구와 같은 결과이다.

시간제근로에 대한 추정결과(식 1)를 살펴보면 후반기더미×전기 시간제 교차항의 회귀계수는 0.318로 90% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉 지난기에 시간제 근무를 하였다면 이번기에도 시간제일자리에 머물 가능성이 후반기(금융위기 이후) 들어 더 높아졌다는 의미이다. 반면 후반기더미×전기 전일제 교차항의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 후반기에 시간제근로의 상태의존성은 강화된 반면

19) 이는 Ahn(2012)의 추정결과인 2.885와 2.492보다 약간 작은 수준이며 이러한 격차는 두 연구간 표본 및 표본기간의 차이, 통제변수의 차이 등에 데 주로 기인한 것으로 보인다.

〈표 6〉 미관측 개인특성을 고려한 동태적 다항로짓모형 연령별 추정결과  
(Dynamic multinomial model with unobserved heterogeneity)  
(지난기 근로형태×후반기 더미 포함)

		식 1 시간제(t)		식 2 전일제(t)	
		회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차
26~30세	지난기 시간제(t-1)	2.449 ***	(0.369)	1.767 ***	(0.404)
	지난기 전일제(t-1)	1.066 ***	(0.266)	2.243 ***	(0.179)
	후반더미×시간제(t-1)	0.048	(0.482)	-0.628	(0.626)
	후반더미×전일제(t-1)	-0.032	(0.367)	0.330 *	(0.193)
31~35세	지난기 시간제(t-1)	2.993 ***	(0.209)	1.883 ***	(0.250)
	지난기 전일제(t-1)	1.935 ***	(0.178)	2.934 ***	(0.143)
	후반더미×시간제(t-1)	0.599 **	(0.260)	0.171	(0.321)
	후반더미×전일제(t-1)	-0.531 **	(0.231)	0.252	(0.164)
36~40세	지난기 시간제(t-1)	3.013 ***	(0.228)	2.481 ***	(0.178)
	지난기 전일제(t-1)	2.133 ***	(0.155)	3.367 ***	(0.097)
	후반더미×시간제(t-1)	0.169	(0.267)	-0.243	(0.239)
	후반더미×전일제(t-1)	-0.180	(0.194)	0.784 ***	(0.119)

주 : 다른 통제변수에 대한 회귀계수 추정결과는 생략.

전일제에서 시간제로 전환되는 확률은 낮아졌음을 보여준다.

전일제근로에 대한 추정결과(식 2)를 보면 하반기더미×전일제 교차항의 회귀계수는 0.403으로 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하게 나타난 반면 하반기더미×시간제 교차항의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 하반기(금융위기 이후) 들어 시간제와 마찬가지로 전일제근로의 상태의존성 또한 강화되었을 가능성을 의미한다. 한편 전, 하반기중 다른 설명변수들의 회귀계수가 달라졌을 가능성을 고려하기 위해 전체 표본기간(1999~2016년)을 전반기(1999~2007년)과 하반기(2008~2016년)로 나누어 두 개의 다항로짓모형을 각각 추정해 보았는데 이 경우에도 상태의존성이 후반기에 강화되는 일관된 결과를 보였다.<sup>20)</sup>

20) <부표 2>에 추정결과를 제시하였다. 추정결과 지난기 시간제근로를 했을 경우 이번기에도 시간제근로를 할 확률에 대한 회귀계수가 전반기 2.379에서 하반기 2.872로 상승하였으며, 지난기에 전일제근로를 했을 경우 이번기에도 전일제근로를 할 확률에 관한 회귀계수가 전반기 2.283에서 하반기 2.764로 상승하였다. 이를 기초로 설명변수들의 근로형태 선택확률에 대한 한계효과(marginal effects)도 계산하였는데 <부표 3>에서 제시하였다. 지난기 시간제근로가 이번기 시간제근로 확률을 높이는 효과는 전반기 약 0.123에서 하반기 0.177로 5.4%p 상승하였고 지난기 전일제근로가 이번기 전일제근로 확률을 증가시키는 효과도 0.339에서 0.382로 4.3%p

이러한 근로형태의 상태의존성 변화를 연령별로 살펴보기 위해 <표 6>에서는 동태적 다항로지모형의 연령별 추정결과를 제시하였다.<sup>21)22)</sup> 시간제일자리의 경우 모든 연령대에서 후반기더미×전기 시간제 교차항의 회귀계수가 양수(+)로, 후반기더미×전기 전일제 교차항은 음수(-)로 추정되었다. 다만 다른 연령대보다 31~35세 구간에서 통계적 유의성이 높았으며 계수의 크기도 크게 나타났다. 전일제일자리의 경우에도 모든 연령대에서 후반기더미×전기 전일제 교차항의 회귀계수가 양수(+)로 추정되었으며 26~30세와 36~40세 구간에서 통계적 유의성이 높았다. 따라서 금융위기 이후 시간제근로의 상태의존성 강화는 31~35세 구간에서, 그리고 전일제근로의 상태의존성 강화는 26~30세와 36~40세 구간에서 상대적으로 강하게 나타났음을 보여주었다.

### 3. 여성 근로형태의 상태의존성 강화 배경과 시사점

기혼여성 근로형태의 상태의존성이 강화된 배경은 시간제일자리에 대한 수요측면과 공급측면에서 나누어 살펴볼 수 있다. 먼저 수요측면에서 보면 전일제일자리에서 넓은 의미의 유연근무제도가 발전함에 따라 시간제일자리로의 전환수요가 이전보다 제한되었을 가능성이 있다. 여성들은 결혼, 출산, 육아 등 이벤트가 발생하였을 때 근로시간을 줄이려는 의향이 강해지는데 이때 시간제로 전환하지 않아도 육아휴가, 육아휴직, 근로시간조정 등을 통해 근로시간을 조정할 수 있는 여지가 커진다면 굳이 전일제일 자리를 포기할 이유가 없어진다. 실제로 최근 우리나라에서는 공공부문과 기업에서 출산, 육아를 지원하기 위해 근로시간을 조정 또는 이연할 수 있는 제도가 크게 발전하고 있다. <표 7>에서 볼 수 있듯이 육아휴가 및 휴직 기간이 확대되는 가운데 육아수당 등이 증가하고 탄력적 근로시간제 등 제도적 지원이 더욱 강화되는 추세이다.<sup>23)</sup> 아울러 어린이집 확충, 보육시간 확대 등 취업여성을 위한 육아지원인프라가 확충되고 남성 육아휴직 등 남편들의 가사 및 육아 참여도 조금씩 늘어나는 등 전반적인 육아환경이 개선되고 있는 것도 여성의 시간제 전환 수요를 줄이는 요인이 될 수 있다.

상승하였다.

21) 본 연구는 패널자료를 활용하였으므로 상태의존성 변화가 시간효과인지 연령효과인지 구분하기 어려운 점이 있다. 따라서 표본의 분석대상 기간이 너무 길지 않도록 26~40세로 제한하였지만 여전히 한계가 남아 있으므로 연령대를 더욱 세분화하여 분석하였다.

22) 표본수는 26~30세 구간은 3,667개, 31~35세 구간은 8,453개, 36~40세 구간은 9,104개이다.

23) 정부의 출산전후휴가 지원실적은 2003년 335억원에서 2014년 2,363억원으로 증가하였으며 육아휴직급여 지원실적은 2003년 106억원에서 2014년 5,007억원으로 급증하였다(고용노동부).

<표 7> 우리나라의 육아 등 관련 근로시간 조정제도

세부사항	
출산휴가	2001년 산전후휴가 60일 → 90일 확대 2006년 우선지원기업 산전후휴가 90일분 고용보험에서 지원 2008년 배우자 출산휴가 신설 및 확대(2012년)
육아휴직	2001년 육아휴직 급여 신설 2010년 육아휴직 대상연령 생후3년 → 만6세 확대 2011년 육아휴직 급여 월50만원 → 100만원 확대 2014년 육아휴직 대상연령 만6세 → 만8세 확대
유연근무제	2008년 육아기근로시간단축제도 시행 2010년 유연근무제 확산방안 발표(정부) · 공공부문 유연근무제 선도모델 발굴 및 확산 · 탄력적 근로시간제도 합리적 개편 · 일-가정 양립형 단시간 근로모델 확산 등. 2017년 시차출퇴근제, 재택원격근무제 도입 기업에게 간접노무비 및 원격 근무 인프라 구축 등 지원확대

다음으로 일자리 공급 측면에서 보면 시간제 일자리 숫자는 늘어났지만 다양한 직업 및 직종, 연령대에 균등하게 분포되지 않고 특정 부문에 집중되는 현상이 심화되었을 가능성이 있다. 다시 말해 시간제일자리가 특정 부문에만 몰려 있다면 해당 부문이 아닌 근로자들에게는 시간제로의 전환 옵션이 매우 제약될 것이다. 예를 들어 우리나라에서 약사, 학습지교사, 유통업체 점원 등의 직업에서는 시간제일자리가 상대적으로 많지만 제조업체 회계실무자, 시중은행 관리자 등은 같은 직업 내에서 시간제일자리를 찾기 어렵다. <표 8>, <표 9>를 보면 시간제일자리의 산업별 분포가 사업개인공공 및 기타 서비스업에만 집중되는 현상이 강화되고 있는 가운데 여성 취업자들도 주로 동 산업에서 집중적으로 증가하였음을 알 수 있다. 아울러 시간제일자리 중 300인 미만의 중소규모 사업체 비중도 상승세를 보이고 있다. 이 밖에도 시간제일자리의 공공-민간부문간, 단순-숙련노동간, 청년층-중년층간 분포차이 등이 더 커지고 있을 가능성도 있다. 최근 직무의 전문화가 진전되면서 자신이 일하지 않던 다른 직업 및 직종으로의 이동이 더 어렵게 되었다면 시간제일자리의 특정부문 편중은 전일제-시간제 간 장벽을 더욱 높였을 것이다.

〈표 8〉 시간제일자리의 산업별 및 중소기업체 비중

(%)

	2005 (A)	2010	2015	2017 (B)	B-A
전체 시간제일자리 수	1,044	1,620	2,236	2,660	1,616
농림어업	3.1	1.8	1.4	1.1	-2.0
제조업	8.9	5.8	5.1	4.6	-4.3
건설업	7.7	5.2	4.8	4.6	-3.1
도소매·음식숙박업	34.2	31.8	31.5	31.4	-2.8
사업·개인·공공및기타	41.8	52.5	53.3	54.7	12.9
전기·운수·통신·금융	4.4	2.9	3.8	3.6	-0.8
300인 미만 사업체 비중 (%)	97.0	97.2	97.4	98.1	1.1

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」.

〈표 9〉 산업별 여성취업자 비중\*

(%)

	2008 (A)	2010	2015	2017 (B)	B-A
전산업	42.1	41.9	41.8	41.2	41.5
농림어업	51.1	49.0	42.6	40.6	-10.5
제조업	30.5	29.4	29.0	29.8	-0.7
건설업	9.4	9.8	8.5	8.9	-0.5
도소매·음식숙박업	54.4	52.5	52.6	52.1	-2.3
사업·개인·공공및기타	51.1	52.3	54.5	55.1	4.0
전기·운수·통신·금융	25.3	24.8	24.5	26.1	0.8

주: \* 통계청 지역별고용조사의 산업별 성별 취업자 통계가 2008년 자료부터 공표됨.

자료 : 통계청, 「지역별고용조사」.

또한, 여성의 전반적인 사회·경제적 지위가 향상됨에 따라 여성들의 경제활동도 과거에 비해 다양해지는 가운데, 전일제 일자리를 통해 자아실현을 이루려는 여성들과 직업 커리어를 일정부분 포기하고 시간제를 통해 가사에도 소홀하지 않으려는 여성들 간의 구분이 좀 더 명확해졌을 가능성도 있다. 전자의 여성들은 시간제근로가 일에 대한



열정이 약하다는 시그널로 받아들여질 수 있음을 고려하여 향후 경력에 손해가 되는 시간제로 가급적 전환하지 않을 가능성이 높다. 반면 후자의 여성들은 굳이 시간제에서 전일제로 옮겨가려는 노력을 하지 않을 것이며 특히 기술수준이 높지 않은 부문의 시간제근로는 인적자본 축적에 큰 도움이 되지 못하는 만큼 다른 전일제 일자리를 찾기 위한 경쟁력을 갖기도 어려울 것이다. 이는 결국 여성 노동시장에서 전일제와 시간제의 분리가 심화되고 근로형태간 이동이 줄어드는 배경이 될 수 있다.

종합해보면, 본고의 분석결과는 기혼여성 노동시장에서 시간제일자리의 역할이 점차 달라지고 있을 가능성을 시사한다. 취업자에게 근로시간 축소요인이 발생했을 때 일정 기간 시간제근로를 했다가 다시 전일제로 돌아갈 수 있게 하거나 또는 전일제로 나아가기 위한 전단계로서의 다리(bridge) 역할은 최근 약화되었을 가능성이 있다. 즉 시간제일자리가 미취업과 전일제 사이에서 중간단계의 선택가능성을 제공하여 근로형태간 이동을 활발하게 하는 기능보다는 시간제가 없었으면 아예 노동시장에 참여하지 않았을 여성들에게 취업기회를 제공하는 역할이 더 강한 것으로 판단된다. <표 10>은 노동패널에서 시간제근로자들을 대상으로 실시한 조사결과를 정리한 것인데, 시간제의 기능 변화를 간접적으로 보여준다. 여성 시간제근로자들중에서 전일제로의 전환을 희망하거나 전일제를 더 선호한다고 응답한 비중은 시간이 갈수록 하락하는 추세이다. 이와함께 전일제를 원하지만 전일제가 없어서 시간제근로를 한다는 비중이 낮아졌으며 향후 전일제 전환가능성에 긍정적인 응답도 줄어들었다. 이는 여성들이 시간제일 자리를 전일제와 연결되는 중간단계로 보기보다는 전일제 외에 노동시장 참여옵션을 제공하는, 전일제와는 구분된 일자리형태로 인식하는 성향이 강화되었음을 시사한다.

<표 10> 여성 시간제 근로자들의 전일제 관련 인식\*

	(%)					
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
전일제 전환 희망	40.6	38.0	36.0	35.2	33.4	30.1
전일제 더 선호	37.5	42.4	52.9	28.3	27.0	33.3
전일제 구할 수 없어서 시간제 선택	22.2	21.9	25.3	21.2	22.6	17.8
전일제 전환가능성 있음	10.2	14.4	9.1	9.3	8.9	8.5
(표본수)	(176)	(229)	(308)	(323)	(350)	(377)

주: \* 동 문항은 노동패널조사 11차(2008)부터 포함되었음.

## VI. 결 론

노동시장에서 시간제일자리가 전일제와 미취업 사이의 디딤돌(stepping stone), 다리(bridge) 또는 일시적인 쉼터(shelter)의 역할을 하는 경우 근로형태간 이동이 활발할 것이며 시간제함정(part time trap)이 나타나거나 시간제가 전일제와 구분된 독립적인 일자리형태로 기능한다면 시간제근로가 오래 지속되는 현상이 관찰될 것이다. 본 연구는 시간제-전일제 등 근로형태 간의 원활한 이동이 이뤄지고 있는지 아니면 특정 근로형태가 고착화되고 있는지를 상태의존성의 개념에 기초하여 분석하고자 하였다. 이를 위해 근로형태를 미취업, 시간제, 전일제 세가지로 나누어 종속변수로 하고, 지난기 근로형태를 설명변수로 포함한 다항로짓모형을 활용하여 지난기 근로형태가 이번기에도 그대로 이어지는 상태의존성의 크기를 측정하였다. 나아가 금융위기 이후 최근에 상태의존성에 어떤 변화가 있었는지 살펴보고자 하였다. 그런데 여러 시점의 자료를 합동(Pooling)하여 일반적인 다항로짓모형을 추정하면 개인들의 미관측 특성(unobserved heterogeneity)이 설명변수에서 누락되는 문제점이 생긴다. 따라서 개인별 미관측특성 및 상관관계를 감안한 동태적 다항로짓모형(Dynamic multinomial logit model)을 구성하였고 이의 효과적인 추정을 위해 시뮬레이션을 활용한 MSL 추정법을 적용하였다. 기존 연구가 주로 근로형태의 상태의존성 자체를 확인하는 데 머물렀으나 본고는 우리나라 여성 노동시장이 역동적으로 변화하고 있는 점을 고려하여 2016년까지의 노동패널 최신 자료를 기초로 기간별 비교를 시도하였고 이에 더하여 상태의존성 변화의 배경 및 시간제의 기능변화에 대한 시사점을 도출하였다. 또한 연령별로, 혼인여부별로 시간제일자리의 의미가 다를 수 있음을 고려하여 표본을 26~40세 기혼여성으로 한정하였고 연령효과를 완화하기 위해 연령대별 상태의존성도 따로 추정하였다. 아울러 근로형태 설명변수로 지역별 고용률, 학교재학 여부 등을 도입한 점 등도 기존 연구와 다른 점이다.

우리나라 노동패널 1~19차 자료(1999~2016년)에서 추출된 자료를 기초로 다항선택모형을 추정한 결과, 시간제와 전일제 등 지난기 근로형태가 이번기에도 그대로 이어질 확률이 전반기(1999~2007년)에 비해 후반기(2008~2016년) 들어 높아진 것으로 나

타났다. 즉 시간제 및 전일제 일자리의 상태의존성이 강화되는 가운데 시간제와 전일제 간 이동성은 낮아져 근로형태의 측면에서 노동시장의 경직성이 심화되는 모습을 보였다. 다만 시간제 또는 전일제근로에서 미취업상태로 전환되는 확률은 낮아져 고용의 안정성은 다소 개선된 것으로 생각되었다. 이러한 결과는 합동다항로짓모형과 미관측개인특성 및 개인특성 간 상관을 고려한 동태적 다항로짓모형에서 일관되게 나타났으며 연령대를 세분화하여 추정하였을 때도 유사한 모습을 보였다. 다만 연령대로 보면 금융위기 이후 시간제근로의 상태의존성 강화는 31~35세 구간에서, 그리고 전일제근로의 상태의존성 강화는 26~30세와 36~40세 구간에서 상대적으로 강하게 나타났다.

여성 근로형태의 상태의존성이 강화된 배경으로는 먼저 전일제일자리에서의 유연근무제도가 발전하고 육아환경이 개선됨에 따라 시간제일자리로의 전환수요가 제한되었을 가능성이 있다. 그리고 직업, 직종, 연령별로 시간제일자리가 불균등한 공급이 심화되는 공급요인 때문일 수도 있다. 직무의 전문화가 진전될수록 자신이 일하지 않던 다른 직업, 직종으로의 이동이 쉽지 않게 되는데 시간제일자리의 특정부문 편중이 심화되었다면 시간제를 하고 싶어도 그러한 일자리를 찾을 수 없을 것이다. 또한 여성의 사회, 경제적 지위 향상과 함께 일을 통해 자아실현을 이루려는 여성들과 육아 등 가사책임에 시간을 적당히 배분하려는 시간제근로 여성들 간의 구분이 더 뚜렷해졌을 가능성도 있다. 이러한 변화와 함께 시간제일자리가 미취업과 전일제 사이의 중간단계로서 근로형태간 이동을 활발하게 하기 보다는 전일제 외에 노동시장 참여옵션을 제공하는, 전일제와는 구분된 일자리형태로 인식되는 경향이 강해진 것으로 보인다.

최근 여성고용 증진과 일-가정 조화, 여성 경력단절 완화 등을 위해 시간제일자리 창출이 중요한 정책과제로 추진되고 있다. 하지만 근로형태의 상태의존성이 강화된 것은 미취업과 전일제 사이의 징검다리 또는 험터로써 경제주체들의 효용을 높이는 시간제의 역할에 의문을 갖게 한다. 그동안 여성들의 시간제일자리가 양적으로 늘어났음에도 불구하고 오히려 젊은 기혼여성 노동시장에서는 근로형태가 경직적으로 고착화되고 있다는 것은 시간제관련 정책입안시에 더욱 면밀한 검토와 신중한 고민이 필요함을 보여준다.

본 연구는 상태의존성 측정 시 지난해 근로형태만을 고려하였지만 실제 노동시장에서 근로자들의 선택에는 좀 더 긴 기간이 영향을 미칠 수 있는 만큼 시차를 늘여 2, 3기 전의 근로형태도 감안할 필요가 있다. 또한 모형의 오차항에 자기상관 등을 고려하여 모형을 더 정밀하게 개선할 수도 있을 것이다. 그리고 본고의 모형이 기본적으로

확률효과(random effect) 모형인 만큼 미관측 개인특성과 다른 변수들이 독립적이라는 가정에 의존하고 있다. 그런데 개인특성이 전기의 근로형태 등과 무관하다는 것은 다소 강한 가정이므로 이 점은 모형의 한계라고 하겠다. 끝으로 연도더미를 합동로짓모형에서만 적용하고 동태적 다항로짓모형에는 추가하지 못하여 기간간 비교를 전반 및 후반기 2개로만 나누어 분석한 점도 개선 여지가 있다.<sup>24)</sup> 이러한 한계점들의 극복은 향후 과제로 남겨둔다.

## 참고문헌

- 박진희·양수경. 「시간제 일자리창출 정책을 통한 여성 고용률 제고 가능성과 시간제 일자리 선호 결정요인 분석」. 『입법과 정책』 제3권 제1호. 국회입법조사처 (2011.6.)
- 이명숙·김영만·이동임. 「유럽의 시간제 근로의 고용 및 실업효과」. 『국제지역연구』 10권 3호. (2006)
- 최효미. 「기혼 여성의 노동시장 참여에 관한 연구」. 이화여자대학교 대학원 박사학위 청구논문 (2014)
- 한영선·정영금. 「유연근무제도가 일-가정 갈등 및 촉진, 직무만족에 미치는 영향: 패널 분석 방법을 이용하여」. 『한국가족자원경영학회지』 18권 4호 (2014)
- 현대경제연구원. 「여성인력 활용의 선진사례와 시사점」 (2013.11.)
- Ahn, Taehyun. "Employment dynamics of married women and the role of part time work: the case of Korea." *Hitotsubashi Journal of Economics* 53 (June 2012): 25-38.
- Blank, Rebecca M. "The role of part time work in women's labor market choices over time." *The American Economic Review* 79 (2) (May 1989): 295-299.
- Bolle, Patrick. "Part time work: Solution or trap?." *International Labour Review* 136 (4) (April 1997): 557-579.
- Chalmers, J., Hill, Trish. "Marginalising women in the labour market: 'Wage scarring'

24) 동태적 다항로짓모형에서도 17개 연도더미를 추가하여 상태의존성 추정을 시도하였으나 회귀 계수 추정결과가 수렴(convergence)되지 못하였다.

- effects of part-time work.” *Australian Bulletin of Labour* 33 (2007): 180-201.
- Cockx, Bart·Goebel, Christian-Robin, Stephan. “Can income support for part time workers serve as a stepping stone to regular jobs? An application to young long term unemployed women.” *Empirical Economics* 44 (March 2013): 189-229.
- Connolly, Sara·Gregory, Mary. “Dual tracks: part time work in life cycle employment for British women.” *Journal of Population Economics* 23 (June 2010) 907-931.
- Cuesta, Blazquez·Carcedo, Moral. “Women’s part time job: Flexirisky employment in five European countries.” *International Labor Review* 153 (2) (August 2014): 269-292.
- Drago, Robert·Wooden, Mark·Black, David. “Who wants and gets flexibility? Changing work hours preferences and life events.” *Industrial and Labor Relations Review* 62 (3) (April 2009): 394-414,
- Eurofound, *Part Time Work in Europe: European Company Survey 2009*. European Foundation for the Improvement of Living and Working conditions, 2011.
- Gielen, A. C. “Working hours flexibility and older workers’ labor supply.” *Oxford Economic Papers* 61, Oxford University Press (October 2008): 240-274.
- Golden, Lonnie. “Limited access: Disparities in flexible work schedules and work at home.” *Journal of Family Economics* 29 (February 2008): 86-109.
- Heckman, James J., Borjas, George J. “Does unemployment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence.” *Econometrica* 47 (1980)
- Heckman, James J. “Statistical models for discrete panel data.” *Structural Analysis of Discrete Data with Economic Applications*. MIT Press, Cambridge, MA 1981.
- Hunt, Jennifer. “Flexible work time in Germany: Do workers like it and how have employers exploited it over the cycle?.” *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 14 (1-2) (March 2013): 67-98.
- Hyslop, Dean R. “State dependence, serial correlation and heterogeneity in intertemporal labor force participation of married women.” *Econometrica* 67 (6) (November 1999): 1255-1294.
- Lee, Myoung-Jae·Tae, Yoon-Hee. “Analysis of labour participation behavior of Korean women with dynamic probit and conditional logit.” *Oxford Bulletin of Economics*

*and Statistics* 67 (1) (2005)

- Leth-Peterson, Soren·Bjorner, Thomas B. “A dynamic random effects multinomial logit model for household car ownership.”,AKF working paper (May 2005)
- Miller, Carole. “Part time participation over the life cycle among married women who work in the market.” *Applied Economics* 25: (1993): 91-99.
- Okamura, Kazuaki·Islam, Nizamul. “State dependence in a multinomial employment dynamics of married women in Japan.” Kochi University, 2012.
- Olsen, W. · Walby, S, “Modelling gender paygaps.” Working Paper No. 17, Manchester : Equal Opportunities Commission, 2004.
- Prowse, Victoria. “Modeling employment dynamics with state dependence and unobserved heterogeneity.” Department of Economics, University of Oxford (May 2007)
- Stewart, Mark B. “Maximum simulated likelihood estimation of random effects dynamic probit models with auto-correlated errors.” University of Warwick (April 2006)
- Train, Kenneth. “Halton sequences for mixed logit.” Department of Economics, University of California, Berkeley, Working Paper 278. (August 1999)
- Train, Kenneth. *Discrete Choice Models with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- Woittiez, Isolde·Kapteyn, Arie. “Social interactions and habit formation in a model of female labour supply.” *Journal of Public Economics* 70: (1998): 185-205.
- Wooldridge, Jeffrey M. “Simple solutions to the initial conditions problem in dynamics, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity.” *Journal of Applied Econometrics* 20 (2005)

〈부표 1〉 합동다항로짓모형 지난기 근로형태×연도별더미 회귀계수

	식1 시간제		식2 전일제	
	회귀계수	표준오차	회귀계수	표준오차
지난기 시간제	2.632 ***	(0.337)	2.591 ***	(0.315)
지난기 전일제	1.725 ***	(0.292)	2.786 ***	(0.160)
나이	0.534 ***	(0.098)	0.400 ***	(0.065)
0~3세 자녀수	-0.356 ***	(0.070)	-0.435 ***	(0.045)
4~6세 자녀수	0.177 ***	(0.056)	-0.045	(0.039)
7~12세 자녀수	0.190 ***	(0.046)	0.086 ***	(0.033)
비근로소득	-0.081 ***	(0.014)	-0.140 ***	(0.010)
대학교졸	0.256 ***	(0.077)	0.283 ***	(0.053)
대학원졸	0.819 ***	(0.173)	0.432 ***	(0.141)
학교재학중	0.967 ***	(0.238)	0.286	(0.209)
거주지 고용률	-0.073	(0.118)	0.019	(0.080)
상수항	-4.366 ***	(0.659)	-3.074 ***	(0.441)
wave3	0.443	(0.427)	-0.429	(0.419)
wave4	0.456	(0.437)	-0.524	(0.429)
wave5	0.891 **	(0.428)	0.011	(0.414)
wave6	0.633	(0.418)	-0.704 *	(0.422)
wave7	0.894 **	(0.424)	-0.092	(0.413)
wave8	0.611	(0.419)	-0.827 *	(0.430)
wave9	0.680	(0.426)	-1.186 **	(0.463)
wave10	1.050 ***	(0.473)	0.041	(0.470)
wave11	0.551	(0.452)	-0.368	(0.441)
wave12	0.728	(0.460)	-0.614	(0.474)
wave13	0.652	(0.445)	-0.434	(0.444)
wave14	1.086 **	(0.461)	-0.313	(0.468)
wave15	0.945 **	(0.438)	-0.974 **	(0.477)
wave16	0.985 **	(0.443)	-0.242	(0.446)
wave17	1.235 ***	(0.438)	-0.759	(0.467)
wave18	1.628 ***	(0.478)	-0.162	(0.497)
wave19	1.671 ***	(0.499)	0.098	(0.509)
wave3	0.195	(0.366)	0.315	(0.207)
wave4	0.605 *	(0.343)	0.247	(0.205)
wave5	0.264	(0.378)	0.617 ***	(0.214)
wave6	0.522	(0.349)	0.373 *	(0.206)
wave7	0.455	(0.369)	0.686 ***	(0.213)
wave8	-0.059	(0.383)	0.583 ***	(0.205)
wave9	0.158	(0.383)	0.726 ***	(0.211)
wave10	0.321	(0.390)	0.932 ***	(0.218)
wave11	0.001	(0.412)	0.933 ***	(0.220)
wave12	0.440	(0.399)	1.122 ***	(0.230)
wave13	0.355	(0.406)	1.153 ***	(0.229)
wave14	-0.406	(0.402)	0.554 ***	(0.202)
wave15	0.652 *	(0.377)	1.140 ***	(0.223)
wave16	0.171	(0.383)	0.744 ***	(0.211)
wave17	0.124	(0.431)	1.245 ***	(0.233)
wave18	0.210	(0.435)	1.232 ***	(0.240)
wave19	0.393	(0.446)	1.365 ***	(0.259)

## 〈부표 2〉

미관측 개인특성을 고려한 동태적 다항로짓모형(기간별 추정)  
 (Dynamic multinomial model with unobserved heterogeneity)  
 (전반기(1999~2007) 및 후반기(2008~2016) 비교)

식 1 (종속변수:시간제)	전반기(1999~2007)		후반기(2008~2016)		B-A
	회귀계수(A)	표준오차	회귀계수(B)	표준오차	
지난기 시간제	2.379 ***	(0.153)	2.872 ***	(0.182)	0.49
지난기 전일제	1.591 ***	(0.123)	1.693 ***	(0.162)	0.10
나이	1.003 ***	(0.053)	0.861 ***	(0.089)	-0.14
0-3세 자녀수	-0.429 ***	(0.109)	-0.431 ***	(0.108)	0.00
4-6세 자녀수	0.196 **	(0.089)	0.166 *	(0.097)	-0.03
7-12세 자녀수	0.180 **	(0.071)	0.169 **	(0.082)	-0.01
비근로소득	-0.168 ***	(0.024)	-0.037 *	(0.022)	0.13
대학교졸	0.653 ***	(0.161)	0.079	(0.150)	-0.57
대학원졸	1.089 ***	(0.419)	1.181 ***	(0.321)	0.09
재학중	0.690 *	(0.418)	1.431 ***	(0.430)	0.74
거주지 고용률	-0.064 **	(0.031)	0.273 ***	(0.042)	0.34
상수항	-6.071 ***	(0.178)	-7.676 ***	(0.245)	-1.61
<b>식 2</b> (종속변수:전일제)					
지난기 시간제	1.849 ***	(0.138)	2.061 ***	(0.183)	0.21
지난기 전일제	2.283 ***	(0.091)	2.764 ***	(0.106)	0.48
나이	0.756 ***	(0.094)	0.891 ***	(0.055)	0.13
0-3세 자녀수	-0.696 ***	(0.086)	-0.680 ***	(0.088)	0.02
4-6세 자녀수	-0.195 ***	(0.074)	-0.047	(0.081)	0.15
7-12세 자녀수	0.031	(0.059)	0.025	(0.070)	-0.01
비근로소득	-0.264 ***	(0.021)	-0.100 ***	(0.018)	0.16
대학교졸	0.473 ***	(0.144)	0.386 ***	(0.137)	-0.09
대학원졸	0.163	(0.437)	0.723 **	(0.347)	0.56
학교재학중	0.423	(0.366)	0.423	(0.435)	0.00
거주지 고용률	0.272 ***	(0.057)	0.416 ***	(0.029)	0.14
상수항	-5.122 ***	(0.284)	-7.532 ***	(0.205)	-2.41
var( $\alpha_p$ )	1.921 ***	(0.287)	1.726 ***	(0.295)	-0.19
var( $\alpha_f$ )	2.815 ***	(0.286)	3.511 ***	(0.379)	0.70
cov( $\alpha_p, \alpha_f$ )	1.305 ***	(0.207)	1.371 ***	(0.325)	0.07

주 : \*\*\*, \*\*, \*는 회귀계수가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.



〈부표 3〉

**동태적 다항로짓모형(기간별 추정)의 한계효과**  
 (Marginal effects of the dynamic multinomial model)

	시간제		전일제		미취업	
	전반기	후반기	전반기	후반기	전반기	후반기
지난기 시간제	0.123	0.177	0.172	0.131	-0.295	-0.309
지난기 전일제	0.029	0.027	0.339	0.382	-0.369	-0.409
나이	0.042	0.026	0.068	0.071	-0.110	-0.097
0~3세 자녀수	-0.006	-0.008	-0.077	-0.057	0.083	0.065
4~6세 자녀수	0.015	0.008	-0.029	-0.007	0.014	-0.001
7~12세 자녀수	0.008	0.007	0.000	0.001	-0.009	-0.007
비근로소득	-0.002	-0.000	-0.028	-0.009	0.030	0.009
대학교졸	0.025	0.003	0.043	0.036	-0.067	-0.040
대학원졸	0.075	0.053	-0.017	0.044	-0.059	-0.097
학교재학중	0.030	0.087	0.034	0.003	-0.064	-0.090
거주지 고용률	-0.009	0.005	0.036	0.036	-0.026	-0.040

주 : 한계효과는 Ahn(2012)과 마찬가지로 표본에 속한 개인들의 한계효과를 모두 평균하는 방식으로 계산하였음. 변수가 더미변수이면 0과 1일 경우의 확률을 각각 계산한 후 그 차이를 계산하였고, 연속변수이면 해당 변수가 원래 상태에서 1단위 증가하였을 때 확률의 차이를 계산하였음.

---

abstract

---

**Part-time Jobs of Korean Married Women  
-The recent change in their state dependence-**

**Min Su Chung**

This study tries to measure the change in the state dependence of the three labor supply choices (part-time, full-time, and the state of unemployed) in Korean married women's labor market by estimating the dynamic multinomial logit model based on MSL (maximum simulated likelihood) method. A component representing individual's unobserved characteristics has been introduced, because it is crucial to control for unobserved heterogeneity in assessing the state dependence. Estimation results show that the state dependences of the three alternatives have strengthened recently. Therefore, part-time job has become more likely to be functioning as an extra option to participate in labor market rather than a bridge (stepping stone) or shelter between unemployment and full-time job.

Keywords : female labor market, part-time job, state dependence, dynamic multinomial logit model