

노동정책연구
2016. 제16권 제1호 pp.57-86
한국노동연구원

연구논문

저임금 상태의존성 분석*

신우진**

본 연구에서는 저임금 상태의존성 분석을 통해 저임금이 더 좋은 일자리로 이행하는 징검다리 역할을 하는지, 아니면 저임금을 지속하거나 저임금과 미취업을 반복하는 함정이 존재하는지를 동태적 다항로짓 임의효과모형(dynamic multinomial logit random effect model)을 이용하여 검토하였다. 또한 이러한 관계성이 2000년 이후에 변화하고 있는지 살펴보기 위해 2007년을 기준으로 이전과 이후의 분석결과를 비교하였다.

분석결과, 남녀 모두 저임금은 진정한(true) 상태의존성이 존재하며, 2007년 이후 상태의존성이 강화된 것으로 분석되었다. 남성은 저임금의 진정한 상태의존성이 존재할 뿐만 아니라, 저임금-미취업(low pay-no pay)의 경향도 존재하는 것으로 추정된다. 여성의 경우 남성에 비해 저임금의 상태의존성이 더 크게 존재하며, 미취업을 지속할 가능성이 매우 높은 것으로 분석되었다.

핵심용어 : 저임금, 상태의존성, 동태적 다항로짓 임의효과모형

논문접수일: 2015년 12월 21일, 심사의뢰일: 2016년 1월 11일, 심사완료일: 2016년 2월 6일

* 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원님들께 깊이 감사드린다.

** 고려대학교 경제학과 강사(shinwj@korea.ac.kr)

I. 서론

최근 노동시장 구조변화의 두드러진 특징 중의 하나는 저임금 노동의 비중 확대이다. 이러한 특징은 미국뿐만 아니라 몇몇 유럽 국가들에서도 두드러지게 나타나는 현상이다. 대부분의 국가에서 나타나는 저임금 노동시장의 일반적인 특징은 여성 및 저연령-고연령, 서비스업, 비정규 노동시장에 집중되어 있다는 것이다. 탈공업화 및 세계화의 진전, 그리고 고령화 사회로의 인구구조의 변화 등, 사회경제적 변화는 저임금 노동시장을 확대시키는 방향으로 전개되고 있다. 뿐만 아니라 고실업 및 고실업으로 인한 복지지출의 문제를 해결하기 위한 시간제(part-time) 및 임시직(temporary) 등 비정규 노동의 확대는 저임금 노동자의 고용의 질을 더욱 악화시키고 있다(OECD, 2006). 물론 이러한 제도적 변화로 인한 저임금의 확대가 부정적인 측면만을 가지고 있는 것은 아니다. 고용의 확대는 일을 통한 가구소득의 증가와 더 나은 일자리로 이동할 수 있는 교두보로도 작용할 수 있기 때문이다.

그러나 비정규 형태의 고용확대가 낮은 생산성의 노동자와 장기실업자들로 하여금 취업의 기회를 확대하는 데 기여하였지만 과연 낮은 임금의 일자리와 불안정 고용이 빈곤 해소와 더 나은 일자리로 진입하기 위한 디딤돌로서의 역할을 하고 있는지는 의문이다. 다시 말해 저임금 고용이 실업의 낙인효과(scarring effect)와 다르지 않은 상태의존성을 가지고 있다면, 오히려 특정 노동자들로 하여금 장기적으로 저임금 함정(low-wage trap) 및 빈곤 함정에서 빠져 나오지 못하게 하는 역할을 할 수도 있기 때문이다. 특히 이러한 관계는 저임금 노동자가 가구원 중 유일한 소득원이거나 고연령에 집중되어 있다면 더욱 강화될 수 있다. 또한 비정규직의 경우 기업 내부의 교육 및 훈련 프로그램에서 배제되어 인적자본을 축적할 기회를 얻지 못할 가능성이 높기 때문에 저임금 노동을 지속하거나 저임금과 실업을 반복하는 악순환을 겪게 될 가능성이 높아질 수 있다.

우리나라의 경우 1997년 경제위기를 극복하는 과정에서 채택된 고용유연화

정책은 비정규직의 확대를 가져왔다. 이는 외환위기 이후 직면한 기업의 구조조정 및 실업의 문제를 해결하는 주요한 수단으로 사용되었으며, 단기간에 실업률을 낮추고 기업의 비용구조를 개선하는 데 기여한 측면이 있다. 하지만 2000년 이후 근로빈곤 및 저임금 노동이 확대되는 변화에 대해서 고용정책의 변화가 무관해 보이지 않는다. 뿐만 아니라, 비정규직 노동의 경우 정규직으로 이동하는 가교(brige) 역할이 아닌 함정(trap) 역할이 강하게 나타나고 있다(남재량·김태기, 2000; 류재우·김재홍, 2001). 물론 고용의 혜택과 소득변화의 결과는 제도뿐만 아니라 개인의 특성에 따라서도 다른 결과를 가져올 수 있기 때문에 이러한 고용확대가 노동시장의 성과 및 소득개선에 미치는 영향에 대해 쉽게 단정하기는 어렵다.

OECD(2006)에 따르면, 실업이 감소한 국가에서 임금격차가 증가한 경향이 나타나고 있지만 실업률의 변화와 저임금 비중의 변화가 체계적인 관계를 갖는 것은 아닌 것으로 조사되고 있다. 또한 모든 지역에서 실업의 감소가 소득불평등 및 상대적 빈곤을 증가시키는 것은 아니며, 실업 감소와 임시직 고용 사이에도 국가마다 다른 관계가 있는 것으로 조사되고 있다. 즉 실업을 줄이고 저임금 일자리를 확대하는 방향으로의 고용정책 변화가 가져오는 결과는 제도 및 국가마다 다르다는 것이다. 그러나 실업률의 저하는 근로소득의 증가를 통해 빈곤을 감소시킬 수 있지만 저임금의 확대를 통한 실업률의 감소라면 빈곤 감소의 효과가 크지 않을 뿐만 아니라 저임금의 확대나 비자발적 시간제노동, 실망실업자 등이 많은 국가의 경우 비슷한 실업률을 가지고 있는 국가들과 비교할 때 노동시장 성과가 좋다고 평가하기 어렵다(전병유 외, 2006).

저임금 비중의 확대에 대한 평가는 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째는 숙련도가 낮은 사람들이 저임금 노동시장에 진입한 이후, 더 나은 단계의 고용으로 연결되는 디딤돌 역할을 하는지, 아니면 실업과 다르지 않은 낙인효과로 인해 비저임금 고용으로 이동하지 못하고 실업과 저임금 상태를 반복하는 상태에 머물게 되는지를 검토해 보아야 한다.

Ramos-Diaz(2005)에 따르면, 저임금이 일시적 현상이라고 하는 견해는 다음과 같은 저임금이 야기하는 상반된 두 가지 사항들을 고려하여 검토한 후에 주의하여 받아들여져야 한다. 첫째, 지속함정가설(durable trap hypothesis)로 저임

금이 함정성을 갖는 특징은 저임금 지속성(low-wage persistence)과 회전문 효과(transitions to unemployment and revolving door effect)라는 두 측면에서 살펴볼 수 있다. 저임금 지속성은 저임금 노동자가 저임금 직업에 오랜 기간 묶여 있는 상황을 말하며, 회전문 효과의 경우 실업상태는 저임금 고용상태가 이끄는 함정 중의 하나로 간주된다. 즉 저임금으로부터 실업으로의 이행, 그리고 실업에서 저임금으로 이어지는 상황들은 저임금의 함정적 특성을 더욱 강화하거나 악화된 상태를 굳어지게 만드는 것으로 해석된다. 둘째로 디딤돌 가설(stepping stone hypothesis)은 저임금으로부터 고임금으로의 이행은 자연스러운 경제적 과정으로 간주된다. 말하자면, 경제활동을 하는 과정에서 나타나는 인적자본의 축적으로 자연스럽게 임금 향상으로 귀결된다는 것이다.

저임금의 지속성 및 상태의존성 분석의 목적은 경기부양 및 복지재정의 문제를 해결하기 위한 고용확대가 순기능을 발휘하기 위해서는 저임금-미취업(low pay-no pay)의 악순환의 고리에 얽혀 있는 노동계층이 미래에 더 나은 일자리로 이동하여 안정적인 소득을 얻을 수 있도록 해야 한다는 것을 밝히기 위함이다.

본 논문에서는 2000년 이후의 저임금 이동성 및 상태의존성 검증을 통해 저임금 고용에 대해 평가하고자 한다. 이를 위해 제II장에서는 저임금 이동 및 상태의존성에 대한 국내외 기존문헌을 검토하고, 제III장은 분석에 활용된 자료 및 기초통계를 제시한다. 제IV장에서는 동태적 다항로짓 임의효과모형(dynamic multinomial logit random effect model)을 이용하여 관찰되지 않은 개인의 이질적 특성을 통제한 저임금의 진정한 상태의존성(true state dependence)이 존재하는지 검증하며, 제V장에서는 분석결과를 토대로 결론 및 함의를 제시한다.

II. 이론 및 기존문헌 검토

노동시장에서 상태의존성은 인적자본 축적의 부재가 노동시장에 좋지 않은 신호를 발송하게 되어 나타난다(Heckman & Borjas, 1980). 실업의 경우 실직 기간 동안의 경력 및 훈련의 부재를 만들 뿐만 아니라, 취업하지 못한 기간이 길어질수록 좋지 않은 신호를 더욱 강화시켜 상태의존성을 증가시킨다(Uhlendorff,

2006). Heckman(1981)에 따르면, 전기($t-1$ 기)의 노동공급에 대한 행위는 다음기(t 기)의 노동공급을 결정하는 제약조건과 선호체계 및 가격 등에 영향을 주어 상태의존성을 만든다. 실업에 대한 상태의존성에 대한 기존연구에 따르면 $t-1$ 기의 미취업(non-employment) 상태는 t 기에도 같은 상태에 놓일 확률을 증가시킨다. 이러한 의존성은 고용의 단절로 인한 인적자본의 축적이 어려운 기혼여성의 경우 상대적으로 높게 나타나는 반면, 장년층의 남성 및 젊은 여성 노동자에 있어서는 전기의 실업이 다음 기에 실업을 증가시키지 않거나 상대적으로 낮게 나타난다(Heckman, 1981; Hyslop, 1999; Arulampalam et al., 2000; Prowse, 2005).

저임금의 경우도 실업과 유사한 상태의존성을 갖는다. 저임금 노동자는 상대적으로 불안정고용 상태에 있는 일자리에 속해 있는 경우가 많고, 이들은 훈련 대상에서 제외될 뿐만 아니라 비저임금 노동자에 비해 단순 업무에 치우친 직종에 속해 있는 경우가 많다. 또한 저임금에 고용되어 있는 상태가 노동자의 특성을 대변하는 역할을 하게 되어 노동시장에 좋지 않은 신호로 작용하게 된다. 이러한 신호는 기업으로 하여금 고용대상을 선별하는 기능으로 작용하게 된다(Stewart, 2007). 이는 노동시장에서 저임금 상태를 지속하거나, 저임금-미취업(low pay-no pay)을 반복하게 만드는 요인으로 작용하여 상태의존성을 만들게 된다(Uhendorff, 2006).

저임금의 상태의존성은 지속성뿐만 아니라 저임금의 반복경험, 즉 저임금에서 실업으로, 그리고 다시 저임금으로 재진입하는 경우와 저임금에서 고임금으로 진입하였으나 고임금 상태가 오래 지속되지 못하고 다시 저임금으로 재진입하는 상태도 포함한다. 저임금의 상태의존성에 관한 기존논문들을 살펴보면 저임금의 경우 고임금으로 진입하지 못하고 저임금을 지속하는 강한 상태의존성이 존재하는 것으로 분석되고 있다(OECD, 1997; Stewart & Swafield, 1999; Cappellari, 2000; Vieira, 2005; Cuesta, 2006; Uhlendorff, 2006; Mosthaf, Schank and Schnabel, 2009). 또한 저임금의 경우 실업으로 전환될 위험이 높으며 실업에서 저임금으로 재진입하여 반복경험 하는 경우가 많은 것으로 분석되고 있다(OECD, 1996; Stewart & Swafield, 1998; Uhlendorff, 2006). 그러나 반대의 분석결과들도 존재한다. 저임금은 일시적인 현상이고 시간이 지나는 과정에서 교

육과 훈련 등으로 인적자본이 축적되어 고임금으로의 상향이동이 나타나는 것으로 분석되기도 한다(Sloane & Theodossious, 1996; Marx & Verbist, 1998). 또한 실업과의 비교를 통해서 저임금 상태의 평가가 달라지기도 한다. Stewart (2007)은 1991-1996년의 영국 자료를 통해 실업의 상태의존성과 유사한 확률로 저임금이 실업으로 이행할 가능성이 존재하는 것으로 추정한 반면, Uhlenborff (2006)은 1998~2003년의 독일 자료를 통해 저임금은 실업에 비해서는 낙인효과가 작은 것으로 추정하였으며, 저임금의 경우 저임금-미취업 순환(low pay-no pay cycle)이 발견되지만, 실업에 비해 고용에 긍정적인 작용을 하여 징검다리로서의 기능을 하는 것으로 추정하였다.

국내 연구의 경우 2000년대 중반 이후 저임금의 상태변화에 대한 논의가 본격적으로 이루어졌다. 이병희(2008)는 소득이동행렬을 통해 소득계층별 이행확률을 검토한 결과 저소득 근로자의 상향이동이 가장 낮게 나타나고 있으며, 다음 해에 실직할 가능성 또한 중소득 근로자와 고소득 근로자보다 월등히 높다는 것을 보였다. 이를 통해 우리나라의 저임금 노동자는 노동시장으로부터 이탈 가능성이 낮지만, 상향이동의 가능성 또한 매우 낮은 저임금 함정의 가능성이 높음을 보였다.

윤진호·이시균(2009)의 경우도 「경제활동인구조사」 부가자료를 패널 자료화하여 2003~2006년 기간 동안 저임금의 소득이동성을 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 저임금계층 노동자의 1년 후 소득이동확률은 34.2%가 비경제활동인구 및 실업자로, 32.3%가 하위 중간임금계층으로 이동할 확률로 나타난 반면에 고임금계층으로 이동할 확률은 2.9%에 불과한 것으로 나타났다. 3년 후 이동확률도 거의 비슷한 수준으로 나타났다. 이러한 분석을 토대로 기간이 경과해도 저임금 탈출확률은 높아지지 않는 부(-)의 기간중속성이 존재하여, 저임금 고용이 보다 나은 임금계층으로의 디딤돌이라기보다는 막다른 골목으로 작용하고 있다고 주장하였다. 그러나 패널 기간이 길지 않고, 고임금으로의 탈출만을 분석하였다는 점에서 한계가 있다.

반면 성재민(2011)은 노동패널 자료(3~11차)를 이용하여 임금근로자뿐만 아니라 비임금근로자를 포함하여 저소득자의 이동성을 분석하였다는 것과 저소득의 비저소득으로 탈출에 국한하지 않고 실업·비경활로의 이행과 실업·비

경활에서 저소득으로 재진입하는 반복 저소득 경험까지 포함했다는 특징이 있다. 다출구 복수상태이행모형(multiple state model)을 사용하여 저소득의 경과 기간이 길고, 저소득에서 실업·비경활로 이행할 가능성이 높은 경우에 저소득 함정성이 크게 나타나는 것으로 분석하였다.

대부분의 연구가 저임금의 이행확률과 탈출확률 및 기간중속성을 분석하는데 그쳤다면, 석상훈(2008)은 저임금 노동에 낙인효과가 존재하는지에 대한 상태의존성 검증을 하였다. 노동패널자료(1~8차)를 이용하여 개인의 이질적 속성을 통제한 후 저임금 노동의 결정요인을 분석한 결과, 과거와 현재의 저임금 노동에는 낙인효과가 존재하고, 과거 실업의 경험도 현재 저임금 노동의 중요한 결정요인으로 작용하는 것으로 분석하였다.

국내의 저임금 노동에 대한 연구를 종합하면, 저임금 탈출요인과 기간중속성에 대한 분석들이 대부분이고, 상태의존성에 대한 분석은 거의 다뤄지지 않았다. 상태의존성을 검증한 논문은 석상훈(2008)이 유일한데, 경제활동상태 구분을 저임금과 비저임금만으로 구분한 동태적 확률효과 프로빗 모형을 사용하였다. 이 분석에서는 저임금에서 실업 및 비경활로 이행은 분석되지 않은 한계가 있다. 저임금이 낙인효과로 작용하여 노동시장에서 부정적인 신호로 작용하는지를 검토하기 위해서는 실업 및 비경활로의 이행을 함께 살펴볼 필요가 있다.

본 연구에서는 실업 및 비경활로의 이행을 포함한 동태적 다항로짓 임의효과 모형(dynamic multinomial logit random effect model)을 통해 저임금의 상태의존성과 저임금-미취업(low pay-no pay)의 관계가 존재하는지 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 자료 및 기초통계

본 연구는 노동시장의 상태 이동을 분석하기 위해 한국노동패널조사(KLIPS) 4~15차년도 자료를 사용하였다. 이 자료는 매년 전국의 5,000여 가구와 15세 이상의 11,000여 명의 가구원을 대상으로 조사되고 있으며, 분석에는 개인자료를 사용하였다.

노동시장 상태는 임금근로자를 저임금과 비저임금으로 구분하였고, 실업과 비경제활동인구를 미취업으로 분류하여 세 가지의 상호 배제된 상태의 연간 이동을 분석하였다. 저임금 구분은 개인자료에 조사된 월평균 임금과 근로시간을 이용하여 시간당 임금 기준으로 전체 임금근로자의 중위임금 2/3 미만의 임금근로자를 저임금으로 정의하였다.¹⁾ 비저임금은 임금수준이 높은 근로자만을 지칭하는 것은 아니며 저임금과 구분하기 위한 상대적 개념으로 중위임금 2/3 이상의 임금근로자를 의미한다. 미취업은 실업과 비경제활동을 포함하며, 노동시장에서 배제되어 임금을 받지 못한 상태에 있는 경우를 의미한다.²⁾

노동시장 상태의 이동성 및 노동참가의 특성은 성별로 차이가 존재하기 때문에 남성과 여성을 분리하여 분석하였으며, 학업 및 은퇴 결과로 발생한 상태변화를 통제하기 위해 연령을 제한하였다. 남성의 경우는 연령을 27~55세 이하, 여성의 경우는 25~55세 이하까지로 제한하였다. 하한 연령은 노동시장의 진입 시점으로, 높은 대학진학률을 반영하여 대학졸업 시점의 연령을 고려하였고, 상한 연령은 은퇴 시점을 고려하였다. 남성과 여성의 하한 연령의 차이를 둔 이유는 남성의 경우 군입대 등의 이유로 대학 졸업연령이 여성에 비해 2년 정도 늦어지는 부분을 반영하였다. 상한 연령의 경우 은퇴 이후의 노동시장 상태변화는 본 분석의 관심대상이 아니며, 은퇴 시점이 빨라지고 있는 측면을 고려하였다. 또한 고용주, 자영업자, 무급가족종사자 등의 비임금근로자와 농림어업에 종사하는 임금근로자도 분석에서 배제하였다.³⁾ 이들 근로자가 경제활동

- 1) 한국노동패널조사는 주당 근무시간을 조사하고 있으며, 월평균 근무시간은 주당근무시간 * 4.3으로 계산하였다. OECD은 전일제 임금근로자의 중위임금 2/3를 저임금 기준으로 사용하고 있다. 분석에 따라서 전일제 임금근로자만을 대상으로 월평균 임금을 이용하여 기준임금을 설정하기도 하며, 시간제 근로자를 포함하여 시간당 임금을 기준임금으로 사용하기도 한다. 우리나라의 경우, 임금근로자의 수가 꾸준히 증가하고 있으며, 시간제근로의 비중도 증가하고 있다. 이들 중에서는 임금수준이 높지 않은 저임금근로자인 경우들이 많다. 따라서 시간제근로자가 포함된 시간당 임금을 기준으로 저임금의 변화를 평가하는 것이 바람직한 것으로 판단하였다.
- 2) 저임금의 이동은 실업으로의 이행보다는 비경제활동로의 이행이 높게 나타나고 있다. 따라서 저임금노동 상태가 더 나은 고용으로 연결되는지, 또는 반대의 상황을 이끄는지를 확인하기 위해서는 실업뿐만 아니라 비경제활동로의 이행도 함께 고려할 필요가 있다. 그러나 저임금, 비저임금, 실업, 비경제활동 네 가지 상태로 분석한 경우 분석 모형의 결과가 도출되지 않은 문제가 존재하여 실업과 비경제활동을 미취업상태로 구분하였다.
- 3) 비임금근로자는 전체 조사대상 중에서 17%가량을 차지하고 있지만, 이들의 상태변화는 매우 낮게 발생한다. 노동상태를 저임금, 고임금, 실업, 비경제활동, 비임금 등 5개의 상태로

상태 및 저임금에 차지하는 비중이 매우 낮아 상태변화에 대한 결과를 도출하는데 제약으로 작용할 수 있으며, 비중이 매우 낮기 때문에 이들 집단을 제외하더라도 본 분석의 결과에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 판단된다.

<표 1>은 저임금을 구분한 기준임금이다. 제시된 임금은 명목임금이며, 남성과 여성을 모두 포함한 전체 임금근로자의 시간당 임금을 기준으로 측정된 결과다.

본 연구에서는 4~15차까지의 12년 동안의 노동시장의 상태변화를 2001~2006년과 2007~2012년으로 각각 6개년을 나누어 분석하였다. 임금구조조사와 경제활동인구 부가조사 자료에서 우리나라 저임금 비중의 변화 추이는 2001년 이후 2007년까지 확대되는 경향을 보이고 있으며, 2007년 이후에는 높은 수준을 유지하면서 조금씩 하락하는 양상을 보인다(황덕순 외, 2013).⁴⁾ 즉 저임금의 비중이 확대되는 기간(2001~2006년)과 고착화 및 조금 감소하면서 회복하는 기간(2007~2012년)을 구분하여 노동시장의 상태변화와 저임금 상태의존성을 분석하고자 한다.

<표 1> 연도별 저임금 기준임금

(단위: 원)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
임금	2,871	3,153	3,488	3,876	4,199	4,581	4,799	4,933	5,168	5,545	5,814	6,099

자료: KLIPS 4~15차.

이동성을 살펴본 결과, 비임금의 경우가 전기의 상태를 그대로 유지하는 비율이 90%가량으로 가장 높게 조사되었으며, 저임금으로 이동하는 비율도 매우 낮게(1~2% 수준) 나타나고 있다. 또한, 표준직업분류에서 농림어업 분야에 종사하는 경우 전체 저임금에서 차지하는 비중이 매우 낮다. 이러한 특성들은 분석결과에 크게 영향을 미치지 않을 뿐만 아니라, 진정한 상태의존성을 검증하기 위한 분석모형(dynamic multinomial logit models with random effects)의 결과를 도출하는 데 제약으로 작용하여 분석대상에서 배제하였다.

- 4) 황덕순 외(2013)에서는 임금구조조사와 경제활동인구부가조사 자료를 활용하여 1980년대 중반 이후 2012년까지 우리나라 저임금 비중의 변화 추이를 분석하였으며, 1980년대 후반 이후 1990년대 중반까지는 저임금 감소기, 1990년대 중반 이후 2007년까지는 저임금 확대기, 2007년 이후 2012년까지는 저임금 비중이 고착화되고 저임금 비율이 조금 낮아지며 회복하는 시기로 구분하고 있다. 경제활동인구 부가조사 자료는 2007년 이후, 임금구조조사 자료는 2008년 이후에 고착 및 회복하는 시점으로 나타나지만 2000년 이후 저임금 비율의 패턴은 유사하게 나타나고 있다.

<표 2>와 <표 3>은 노동패널조사 4~15차년도 자료를 2001~2006년과 2007~2012년으로 시기를 구분하여 측정한 남녀의 노동시장 상태별(저임금, 비저임금, 미취업) 특성이다. 성별로 노동시장 상태를 비교하면, 여성의 저임금 비중이 약 13%로 남성(약 6~7%)에 비해 높다. 또한 여성의 비경제활동 비중이 높은 측면이 반영되어 미취업의 비중은 50%대로 남성(약 12~15%)에 비해 크게 높다. 즉 노동시장 상태에서 남성의 경우는 비저임금, 여성은 미취업의 비율이 매우 높은 특징을 보인다.

두 시기의 노동시장 상태 비중은 남성과 여성 모두 저임금과 미취업 비중이 감소하였으며, 저임금보다는 미취업이 더 크게 감소하였다. 즉 미취업의 감소함에 따라 비저임금 비중이 높아진 것으로 조사되고 있다. 연령별 특성은 성별에 관계없이 노동시장의 참가하는 비중이 높은 30대와 40대에서 저임금과 비저임금의 상대적 비중이 높고, 두 시기 동안 저임금 중에서 20대의 비율은 감소하였지만 50대의 저임금 비중은 높아졌다. 연령별 비중은 노동시장에 참가하는 비중에 따른 특징이 반영된 결과인 반면, 학력 특성은 저임금과 비저임금에서 뚜렷하게 구분된다. 성별에 관계없이 저임금근로자의 경우 고졸 이하가 70~80%로 대부분을 차지하지만, 비저임금은 대졸 이상이 30~40%로 높은 비중을 차지한다. 시기별 특징은 노동시장 상태별 모두 대졸 이상 비중이 증가하는 고학력화가 두드러지게 나타나고 있다.

혼인 상태는 기혼 유배우자의 경우가 저임금 및 비저임금 모두에서 높은 비중을 차지한다. 그러나 저임금의 경우 남성은 미혼에서 비중이 높지만, 여성의 경우에는 기혼 유배우에서 매우 높은 특징을 보인다. 또한, 미취업의 경우에 남성은 미혼의 비중이 높지만 여성은 기혼 유배우가 90%에 이르는 높은 비중을 차지한다. 여성의 결혼에 따른 경제활동상태의 변화가 반영된 것으로 보이며, 5세 이하 자녀의 유무와도 관련되어 있다. 여성의 경우 미취업에서 5세 이하 자녀가 있는 경우의 비율이 상대적으로 높게 나타나고 있다. 즉 여성은 혼인 및 자녀 유무에 따라 노동시장의 상태가 영향을 받는다는 것을 보여준다.

상태의존성 분석에는 미취업의 경우 일자리의 특성을 갖고 있지 않기 때문에 인적 특성에 대한 변수만 활용하였지만, 부가적으로 노동시장 상태별 일자리 특성을 살펴보면, 성별에 관계없이 저임금에서 비정규직의 비중이 높고, 비저

〈표 2〉 노동시장 상태별 기초통계(남성)

		2001~2006			2007~2012		
		저임금	비저임금	미취업	저임금	비저임금	미취업
비중		7.3	77.6	15.1	6.3	81.2	12.5
연령	20대	14.3	11.1	24.2	13.3	9.4	23.7
	30대	34.6	44.0	33.2	33.5	45.3	37.9
	40대	31.2	32.6	25.7	31.4	31.6	21.0
	50대	19.9	12.3	16.9	21.9	13.7	17.4
학력	고졸 이하	80.0	54.7	64.8	71.5	42.5	55.7
	전문대졸	9.0	12.0	8.8	12.6	17.2	13.4
	대졸 이상	11.0	33.3	26.4	15.9	40.3	30.9
혼인상태	미혼	31.7	18.2	49.2	40.3	21.2	61.2
	기혼 유배우	61.9	78.7	42.8	49.6	75.2	30.7
	기혼 무배우	6.4	3.1	8.0	10.1	3.6	8.1
자녀	5세 이하 자녀 유	12.5	23.8	8.2	10.9	25.3	7.5
	5세 이하 자녀 무	87.5	76.2	91.8	89.1	74.7	92.5
고용형태	정규직	56.9	76.8	0.0	59.1	83.5	0.0
	비정규직	43.1	23.2	0.0	40.9	16.5	0.0
산업	농·림·어업· 광업	0.8	0.5	0.0	2.1	0.6	0.0
	제조업	25.9	29.2	0.0	22.5	29.7	0.0
	전기·가스·수 도업	0.5	2.2	0.0	0.8	2.9	0.0
	건설업	9.3	10.5	0.0	7.9	8.4	0.0
	서비스업	63.5	57.6	0.0	66.8	58.4	0.0
기업 규모	30인 미만	56.9	40.5	0.0	70.6	35.6	0.0
	30~300인 미만	30.9	28.8	0.0	22.6	30.9	0.0
	300인 이상	12.2	30.7	0.0	6.8	33.5	0.0
직업훈련 경험	유	6.7	15.9	4.1	6.3	13.6	2.7
	무	93.3	84.1	95.9	93.7	86.4	97.3
N		846	8,985	1,742	762	9,908	1,526
		11,573			12,196		

주: 불균형패널자료이며, 가중치를 부여하지 않고 구한 값임.
자료: KLIPS 4~15차.

〈표 3〉 노동시장 상태별 기초통계(여성)

		2001~2006			2007~2012		
		저임금	비저임금	미취업	저임금	비저임금	미취업
비중		13.8	26.6	59.6	13.6	32.7	53.7
연령	20대	14.7	34.8	17.0	12.8	25.6	11.7
	30대	26.3	35.2	39.7	25.1	43.7	46.9
	40대	41.0	22.5	27.7	40.9	22.9	25.0
	50대	18.0	7.5	15.6	21.3	7.8	16.3
학력	고졸 이하	88.5	42.9	73.1	77.2	33.7	58.9
	전문대졸	6.3	18.8	11.9	13.4	22.7	17.7
	대졸 이상	5.2	38.3	14.9	9.5	43.6	23.4
혼인상태	미혼	12.3	34.1	8.1	16.2	32.3	9.7
	기혼 유배우	74.6	61.3	88.7	73.0	62.8	87.4
	기혼 무배우	13.1	4.6	3.2	10.9	4.9	2.9
자녀	5세 이하 자녀 유	7.2	17.1	29.6	7.6	18.3	31.1
	5세 이하 자녀 무	92.8	82.9	70.4	92.4	81.7	68.9
고용형태	정규직	53.2	74.3	0.0	53.6	81.3	0.0
	비정규직	46.8	25.7	0.0	46.4	18.7	0.0
산업	농·림·어업·광업	0.7	0.1	0.0	0.5	0.1	0.0
	제조업	50.9	18.2	0.0	37.2	16.3	0.0
	전기·가스·수도업	0.0	0.0	0.0	0.2	0.5	0.0
	건설업	1.1	1.5	0.0	1.0	1.8	0.0
	서비스업	47.3	80.0	0.0	61.2	81.3	0.0
기업규모	30인 미만	65.9	46.2	0.0	70.8	41.5	0.0
	30~300인 미만	25.0	26.6	0.0	20.8	31.4	0.0
	300인 이상	9.0	27.2	0.0	8.3	27.0	0.0
직업훈련 경험	유	3.1	15.4	1.7	4.3	14.1	1.7
	무	96.9	84.6	98.3	95.7	85.9	98.3
N		1,794	3,470	7,776	1,787	4,293	7,060
		13,040			13,140		

주: 불균형패널자료이며, 가중치를 부여하지 않고 구한 값임.
자료: KLIPS 4~15차.

임금에서는 정규직 비중이 높게 나타나고 있다.⁵⁾ 산업별 특성은 전체 임금근로자중 서비스산업의 비중이 높은 측면이 반영되어 저임금과 비저임금 모두 서비스업의 비중이 높고 2007~2012년에 모두 확대되었다. 성별 비교에서는 여성의 경우 저임금 내에서 제조업의 비중이 남성에 비해 상대적으로 높지만, 2007~2012년에 저임금의 서비스 산업 비중은 증가가 뚜렷하게 나타나고 있다. 기업규모별 특성은 종사자 수가 적은 기업에 일할수록 저임금 비중이 높고, 2007~2012년에 이러한 경향은 확대된 것으로 조사되었다. 직업훈련 경험의 경우 상대적으로 비저임금의 경우에 높지만 전체 조사대상에서 직업훈련 유경험자가 매우 적은 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다. 세 가지 노동시장 상태로 구분한 기초통계를 통해 우리나라의 저임금 노동시장의 특징을 살펴보면 여성, 고졸 이하, 기혼 유배우, 비정규직, 서비스업, 30인 미만 기업에서 상대적으로 높게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

<표 4>는 남성의 세 가지 노동시장 상태(저임금, 비저임금, 미취업) 사이의 이행행렬(transition matrix)이고, 각각의 노동시장 상태가 전년도($t-1$ 기)에서 다음 연도(t 기) 사이에 어떤 노동상태로 이동하였는지를 의미한다.

<표 4> 노동시장 상태 이행행렬(남성)

(단위: %)

2001~2006				2007~2012			
t-1기 \ t기	저임금	비저임금	미취업	t-1기 \ t기	저임금	비저임금	미취업
저임금	40.3	49.3	10.4	저임금	43.2	46.5	10.3
비저임금	4.1	91.3	4.6	비저임금	2.7	93.7	3.6
미취업	8.5	24.6	66.9	미취업	7.2	25.5	67.3

주: 1) 불균형패널로 가중치를 부여하지 않고 구한 값임.

2) 2001~2006년 관측치(N)=8,440명, 2007~2012년 관측치(N)=9,043명.

3) 2001~2006년 및 2007~2012년 사이의 연간 이행확률의 평균값을 의미함.

자료: KLIPS 4~15차.

5) 노동패널자료에서 비정규직을 추정할 수 있는 문항들이 여러 가지 존재하지만 경제활동인구 부가조사 자료와 같은 세분류는 5차 연도부터 조사되었다. <표 2>와 <표 3>에 사용된 비정규직은 임시직, 일용직, 대안적 근로(4차는 일부 항목 제외됨), 장기임시직(상용직이지만 퇴직금 혜택이 없는 차별적 근로자)를 포함하여 정의하였다.

먼저 남성의 노동시장 상태 이동을 살펴보면, 비저임금에서 상태의존성이 가장 강하게 나타났다. 저임금 상태가 계속 지속된 경우는 약 40% 수준인 반면에 비저임금은 90% 이상으로 매우 높은 수준이다. 미취업의 경우도 저임금보다는 상대적으로 높은 60%대의 수준을 보이고 있다. 즉 저임금의 경우에 비저임금과 미취업에 비해 상대적으로 높은 이동을 보이고 있다. $t-1$ 기 저임금에서 t 기에 비저임금으로 상향 이동한 비중도 40%대로 저임금을 지속하는 비중과 유사한 수준이다. 시기별로 보면, 동일한 노동시장 상태를 지속하는 비중이 세 가지 상태 모두에서 높아졌다. 예를 들면, 저임금의 경우에 저임금을 지속할 가능성이 높아졌으며, 비저임금으로 상향 이동할 가능성은 낮아졌다.

반면, 여성의 경우는 남성과 유사한 이동성을 보이지만 몇 가지 차이가 있다. <표 5>를 보면, 미취업 상태를 지속하는 비중이 약 90%로 가장 높고, 비저임금을 유지하는 경우는 약 80%이며, 저임금을 지속하는 비중은 60% 수준이다. 즉 남성과 비교할 때 미취업과 저임금의 지속성이 높은 반면, 비저임금의 지속성은 낮게 나타났다. 또한 미취업에서 비저임금으로 이동하는 비중도 3~4% 수준으로 남성이 약 25%인 것과 비교해 매우 낮은 수준이다.

그러나 시기별로 비교하면, 저임금의 지속성은 조금 낮아졌지만 비저임금 지속성은 높아진 것으로 조사되었다. 즉 2001~2006년에 비해서 2007~2012년의 경우에 $t-1$ 기 저임금이 t 기에 비저임금으로 상향 이동한 비중은 증가된 반면, 비저임금에서 저임금으로 하향 이동한 비중은 조금 낮아졌다. 또한, 저임금 및 비저임금에서 미취업 상태로 이동한 비중도 모두 낮아졌다.

<표 5> 노동시장 상태 이행행렬(여성)

(단위: %)

		2001~2006			2007~2012			
$t-1$ 기 \ t 기		저임금	비저임금	미취업	$t-1$ 기 \ t 기	저임금	비저임금	미취업
저임금		62.0	20.5	17.5	저임금	59.3	25.7	15.1
비저임금		9.8	77.4	12.8	비저임금	8.8	81.8	9.4
미취업		5.0	4.4	90.6	미취업	4.1	5.3	90.7

주: 1) 불균형패널로 가중치를 부여하지 않고 구한 값임.

2) 2001~2006년 관측치(N)=9,476명, 2007~2012년 관측치(N)=9,784명.

3) 2001~2006년 및 2007~2012년 사이의 연간 이행확률의 평균값을 의미함.

자료: KLIPS 4~15차.

노동시장 상태 이동은 남성에 비해 여성의 경우 저임금을 지속하는 경향이 상대적으로 강하게 나타났음을 확인할 수 있으며, 비저임금으로 상향 이동보다는 저임금 및 미취업의 하향 이동하는 특징을 보이고 있다.

이상의 결과는 여성의 경우 결혼 및 유아문제 등의 경력단절로 고용의 질(임금수준 및 고용안정성)이 남성에 비해 상대적으로 낮은 측면과 여성의 경제활동참가가 높아진 부분도 영향을 주었을 것으로 추정된다. 그러나 저임금 및 미취업의 낙인효과가 남성에 비해 더 크게 나타나고 있는지는 인적 특성과 관찰되지 않은 개인의 이질성을 통제한 분석을 통해 확인할 필요가 있다.

IV. 상태의존성 분석

1. 분석방법

Heckman(1981) 이후 상태의존성(state dependence)을 검증하기 위한 분석들이 연구되어 왔다. 그러나 $t-1$ 기 노동시장 상태가 t 기의 노동시장 상태에 영향을 준 인과관계로 설명되는 진정한 상태의존성(true state dependence)을 검증하기 위해서는 관찰되지 않는 개인의 이질적 특성을 고려하여야 한다.

상태의존성(state dependence)이란 $t-1$ 기의 노동시장 상태가 t 기의 노동시장 상태에 영향을 미치는 정도를 말한다. 즉 $t-1$ 기에 저임금인 사람일수록 t 기에도 저임금에 존재할 가능성이 높으면 상태의존성이 높다고 할 수 있다. 그러나 $t-1$ 기의 노동시장 상태가 t 기에도 지속되어 상태의존성의 존재하더라도 $t-1$ 기의 노동시장 상태의 영향이 아닌 관찰되지 않는 개인의 이질적 특성들을 통제하지 못한 결과일 수 있다. 이는 동태적 모형의 주요한 계량경제학적 이슈이며, 개인의 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 고려해야 한다. 즉 개인의 관찰되지 않는 이질성을 적절히 통제해야만 진정한 상태의존성(true state dependence)을 검증할 수 있다.

본 분석에서는 이를 해결하기 위한 방법으로 동태적 다항로짓 임의효과모형(dynamic multinomial logit models with random effects)을 사용하여 저임금의

진정한 상태의존성(true state dependence)이 존재하는지 살펴보고자 한다.⁶⁾

진정한 상태의존성을 검증하기 위한 동태적 다항로짓 임의효과모형은 다음과 같다. 식 (1)은 t 기에 노동시장 상태가 j (저임금, 비저임금, 미취업) 상태에 있는 개인 i 의 잠재적 성향 Y^* 를 나타내고 있다.

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

여기서 $i = 1, \dots, N$; $j = 1, \dots, 3$; $t = 1, \dots, T$ 이다. X_{it} 는 노동시장 상태와 관련이 있는 관찰 가능한 개인의 특성을 의미한다. y_{it-1} 은 상태의존성을 구하기 위한 변수이고, $t-1$ 기에 관찰된 노동시장 상태이다. 기준범주로 설정된 비저임금을 제외한 저임금과 미취업 2개의 더미변수로 구성된다. α_{ij} 는 시간에 따라 변하지 않는 관찰되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)을 나타내며, γ_j 은 진정한 상태의존성을 나타낸다. ϵ_{ijt} 는 오차항이며 관찰되거나 관찰되지 않는 개인의 특성과 독립이라고 가정되며, 개인-상태-시간들 사이에 서로 독립인 제1종 극단값 분포(Type I extreme value distribution)를 갖는다고 가정한다.

임의효과(random effect)모형은 α 와 X 가 상관되어 있지 않다는 가정, $cov(X, \alpha_i) = 0$ 가 성립하여야 한다. 그러나 만약 이 가정이 위배된다면 β 의 추정치에 관찰되지 않은 α 가 포함되어 있게 된다. 예를 들어 α 는 남자와 여자의 고유한 개인 성향을 포함하고 있으며, 여성의 노동시장 상태와 여성의 자녀 수와 상관되어 있을 수 있다. 만약 α 가 X 벡터에 포함되어 있다면 경제활동에 참가하지 않을 가능성을 과대 추정할 가능성이 존재한다. 대안으로 α_{ij} 와 관찰된 특성들이 모든 시간에 따라 변하는 공변량(time-varying covariates)의 평균을 선형화한 모형 α_{ij} 로 설정한다.

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

여기서 η_{ij} 는 모든 i, t, j 에 대해서 ϵ_{ijt} 와 X_{it} 는 독립이며, 식 (2)를 식 (1)에 넣으면 식 (3)으로 구성할 수 있다.

6) 본 모형은 Mosthaf, Schank and Schnabel(2009)을 참조하였으며, Hann and Uhlenborff (2006)의 Stata routine(MSL(Maximum Simulated Likelihood))을 활용하여 분석하였다.

$$Y_{ijt}^* = X_{it}\beta_j + y_{it-1}\gamma_j + \overline{X}_i\lambda_j + \eta_{ij} + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

식 (3)에서 관찰되지 않는 η_{ij} 와 초기 시점에 관찰된 y_{i1} 의 상관관계는 초기조건 문제를 발생시킬 수 있다. 만약 y_{i1} 이 상수값(non-stochastic)으로 주어진다면 문제가 발생하지 않는다. 그러나 분석된 패널 데이터의 첫 시점의 자료와 개인의 고용상태가 형성되는 확률적 과정의 시작과 불일치한다면 문제가 발생한다.

예를 들면, $t=1$ 기에 저임금인 개인은 이전에 저임금(상태 의존성)이기 때문이거나, 이 상태에 영향을 주는 관찰되거나 관찰되지 않은 특성들 때문에 저임금 상태가 되었을 것이다. 따라서 초기값은 내생적(endogenous)이며, y_{i1} 에 조건부 분포의 특성이 요구된다. 그러나 전통적으로 모형의 잔차와 일치하는 조건적 분포의 해(solution)를 찾는 것은 불가능하다. Wooldridge(2005)는 이러한 문제를 해결하기 위한 대안적 방법을 제시하였다.

Wooldridge(2005)가 제안한 대안적 추정량은 계산하기 쉬운 장점이 있다.7) 관찰되지 않은 개인의 이질성의 분포가 초기값에 조건적으로 주어지고 외생 변수이라고 가정된다. Wooldridge(2005)가 제안한 추정량을 사용하면 식 (4)와 같이 개인의 이질성 분포가 수정되며, 본 연구에서는 이를 이용하여 초기조건 문제를 통제하였다. 식 (4)를 식 (1)에 대입하면 식 (5)으로 모형이 구성된다.

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

$$Y_{ijt}^* = X_{it}\beta_j + y_{it-1}\gamma_j + y_{i1}\nu_j + \overline{X}_i\lambda_j + \eta_{ij} + \epsilon_{ijt} \quad (5)$$

동태적 다항로짓 임의효과모형에 따르면 시간 $t > 1$ 기에 노동시장 상태 j 에 존재할 개인 i 의 확률은 식 (6)으로 주어진다.

$$P(y_{ijt}|X_{it}, y_{it-1}, \alpha_{ij}) = \frac{\exp(X_{it}\beta_j + y_{it-1}\gamma_j + y_{i1}\nu_j + \overline{X}_i\lambda_j + \eta_{ij})}{\sum_{k=1}^3 \exp(X_{it}\beta_k + y_{it-1}\gamma_k + y_{i1}\nu_k + \overline{X}_i\lambda_k + \eta_{ik})} \quad (6)$$

7) Wooldridge(2005) 방법은 계산하기 쉬운 장점이 있지만 균형패널이 요구된다. 다만, Akay (2009)는 Wooldridge 방법을 불균형 패널에 활용했을 때 매우 작은 편의만이 존재함을 보였다(Mosthaf, Schank and Schnabel, 2009 재인용). 본 분석은 불균형패널을 사용했다는 점에서 편의가 존재할 수 있다. 균형패널을 사용하여 분석한 경우에 우도값이 수렴되지 않은 문제가 발생하여 불균형패널을 이용하였지만 결과의 차이는 매우 작을 것으로 판단된다.

만약, 임의효과(random effect) η_{ij} 가 관측되면, 개인 i 의 우도 기여분(likelihood contribution)은 식 (7)과 같이 된다. 여기서 d_{ijt} 는 시간 t 기에 개인 i 가 노동시장 상태 j 에 있을 경우 1이며 이외에는 0이 된다.

$$L_i = \prod_{t=2}^T \prod_{j=2}^3 P(y_{ijt}|X_{it}, y_{it-1}, \alpha_{ij})^{d_{ijt}} \quad (7)$$

그러나 임의효과(random effect) η_{ij} 은 알 수 없기 때문에 η_{ij} 을 적분해 제거(integrated out)하면 우도 기여분(likelihood contribution)은 식 (8)과 같이 된다. 관찰되지 않은 이질성 $\eta_i \equiv (\eta_{i2}, \eta_{i3})'$ 은 미관측 임의효과 간의 공분산과 각 임의효과의 분산 값을 제약하지 않고(unrestricted variance-covariance structure) 다변량 정규분포(multivariate normal distribution)를 가정하여 추정한다.

$$L_i = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=2}^T \prod_{j=2}^3 \left\{ \frac{\exp(X_{it}\beta_j + y_{it-1}\gamma_j + y_{i1}\nu_j + \bar{X}_i\lambda_j + \eta_{ij})}{1 + \sum_{k=2}^3 \exp(X_{it}\beta_k + y_{it-1}\gamma_k + y_{i1}\nu_k + \bar{X}_i\lambda_k + \eta_{ik})} \right\}^{d_{ijt}} f(\eta) d(\eta) \quad (8)$$

반면, 식 (8)의 해석적 해(analytical solution)를 구하는 것은 존재하지 않으며, 가우스-헤르미트 구적법(Gauss-Hermite quadrature) 또는 적응적 구적법(adaptive quadrature) 등의 근사 방법이 주로 사용된다.

본 분석에서는 MSL(maximum simulation likelihood)을 이용하여 계산하였다. MSL은 미관측된 이질성 분포로부터 값을 추출하여 각각 추출된 값의 우도 함수를 계산하며, 추출된 R의 평균이 우도가 된다. 여기서 구한 우도는 정확한 우도를 대체할 수 있는 시뮬레이션 표본 우도(simulated sample likelihood)이며, 식 (9)와 같다. Hann and Uhlenborff(2006)은 η_i 을 얻기 위해 임의추출(random draws)에 Halton sequences(quasi-random)을 적용하였고, 본 분석에서도 동일하게 사용되었다.8)

8) Halton draw은 Gauss Hermite 및 Bayesian adaptive quadrature(stata의 gllamm 프로그램에서 사용)와 비교해 유사한 결과가 도출되며 시간을 단축할 수 있는 장점이 있다. 이에 대한 자세한 내용은 Train(2003)과 Haan and Uhlenborff(2006)을 참조하기 바란다. 본 분석에서는 시뮬레이션을 위해 stata procedure(mdraws)을 이용하여 Halton draw(R)을 개별 표본당 200개를 추출하여 분석하였다. draw(R)의 수를 늘리면 보다 안정적이고 정확한 값을 얻을 수 있지만 결과를 얻기 위한 시간이 길어진다는 단점이 있다.

$$SL_i = \frac{1}{R} \sum_{d=1}^R \prod_{t=2}^T \prod_{j=2}^3 \left\{ \frac{\exp(X_{it}\beta_j + y_{it-1}\gamma_j + y_{i1}\nu_j + \bar{X}_i\lambda_j + \eta_{ij}^r)}{1 + \sum_{k=2}^3 \exp(X_{it}\beta_k + y_{it-1}\gamma_k + y_{i1}\nu_k + \bar{X}_i\lambda_k + \eta_{ik}^r)} \right\}^{d_{ij}} \quad (9)$$

2. 분석 결과

<표 6>과 <표 7>은 2001~2006년, 2007~2012년 각각의 6년 동안 남성(27~55세) 및 여성(25~55세)의 상태의존성을 검증하기 위해서 동태적 다항로지트의 임의효과모형을 이용하여 분석한 결과이다.

전체적으로 모든 결과들에서 저임금의 진정한 상태의존성이 강하게 존재하는 것으로 분석되었다. 또한, 첫 관찰된 시점($t=1$)의 노동 상태 변수가 강한 유의성이 존재하였다. 이는 초기($t=1$)의 노동시장 상태는 관측되지 않은 특성과 강한 상관관계가 존재하기 때문에 초기조건의 문제를 통제할 필요가 있다는 것을 보여준다. 분산(σ)과 상관계수(ρ_{23})의 추정값도 모두 유의한 결과가 도출되었다. 이는 관측되지 않은 이질적 특성이 존재한다는 것을 의미한다. 특히, 상관계수 값이 모두 양(+)으로 나타난 것은 저임금과 미취업 사이에 관측되지 않은 특성들이 유사하다는 것을 의미하며, 비저임금은 이와 다른 관측되지 않은 특성을 갖는다는 것을 보여준다.

<표 6>의 남성의 분석 결과를 구체적으로 살펴보면, 전년도($t-1$)의 노동시장 상태 변수는 모두 유의한 결과가 도출되어 고용의 진정한 상태의존성이 강하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

2001~2006년 동안 $t-1$ 기에 저임금인 경우에 t 기에도 저임금을 지속할 확률은 비저임금으로 이동하는 것과 비교해 약 2.2배(= $\exp(0.784)$) 높고, 미취업 상태로 이동할 확률도 비저임금에 취업하는 것과 비교해 약 1.4배(= $\exp(0.360)$) 높다. 2007~2012년의 결과도 $t-1$ 기에 저임금인 경우에 t 기에도 저임금을 지속할 확률은 비저임금으로 이동하는 것과 비교해 약 8.5배(= $\exp(2.141)$) 높고, 미취업 상태로 이동할 확률도 비저임금에 취업하는 것과 비교해 약 2.4배(= $\exp(0.873)$) 높다.

즉 분석기간 모두 전년도 저임금의 경우에 저임금을 지속하고, 미취업으로 이동할 가능성이 비저임금으로 상향 이동하는 것에 비해 높다는 것을 확인할

〈표 6〉 동태적 다항로짓 임의효과 분석(남성)

	2001~2006				2007~2012			
	저임금		미취업		저임금		미취업	
	계수	표준 오차						
$t-1$ 기 비저임금 (기준더미)								
$t-1$ 기 저임금	0.784 ***	0.159	0.360 **	0.177	2.141 ***	0.170	0.873 ***	0.173
$t-1$ 기 미취업	1.109 ***	0.159	2.604 ***	0.122	1.340 ***	0.155	3.231 ***	0.104
연령	-0.110	0.144	-0.149	0.117	0.152	0.143	0.280 **	0.111
연령제곱	0.001	0.002	0.003 **	0.001	-0.002	0.002	-0.003 *	0.001
고졸 (기준더미)								
전문대졸	-0.704	0.842	-3.185 ***	0.627	-0.364	0.580	-0.624	0.388
대졸	-0.932	0.598	-1.878 ***	0.387	-0.489	0.390	-1.100 ***	0.257
미혼 (기준더미)								
기혼 유배우	0.259	0.355	0.371	0.291	-1.051 ***	0.349	-1.297 ***	0.272
기혼 무배우	0.555	0.554	0.740	0.457	-0.892	0.544	-1.055 **	0.462
5세 이하 자녀수	-0.233	0.152	-0.037	0.141	0.091	0.172	0.028	0.143
초기상태($t=1$)								
저임금	1.743 ***	0.220	0.798 ***	0.199	0.990 ***	0.195	0.373 **	0.181
미취업	0.991 ***	0.199	1.658 ***	0.172	0.767 ***	0.165	1.156 ***	0.127
특성평균(\bar{x}_i)								
연령	0.089	0.139	0.044	0.109	-0.007	0.132	-0.145	0.100
연령제곱	0.000	0.002	-0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	0.001
전문대졸	0.005	0.889	2.987 ***	0.654	-0.477	0.656	0.145	0.451
대졸	-0.681	0.634	1.245 ***	0.412	-1.191 **	0.471	0.482	0.309
기혼 유배우	-1.729 ***	0.437	-2.097 ***	0.347	-0.193	0.415	-0.361	0.329
기혼 무배우	-1.318 **	0.651	-1.423 ***	0.524	0.912	0.689	0.564	0.587
5세 이하 자녀수	0.668 **	0.303	-0.079	0.258	-0.081	0.298	0.261	0.243
2002년	-0.106	0.162	-0.309 **	0.137	-0.264 *	0.159	-0.120	0.133
2003년	-0.079	0.178	-0.251 *	0.145	0.062	0.172	0.055	0.143
2004년	0.124	0.195	-0.370 **	0.157	-0.182	0.203	-0.361 **	0.165
2005년	0.227	0.221	-0.324 *	0.172	0.223	0.230	-0.273	0.191
2006년	0.221	0.248	-0.813 ***	0.193	-0.320	0.277	-0.252	0.218
상수	-3.267 **	1.652	-0.562	1.271	-6.512 ***	1.597	-6.393 ***	1.238
σ_2	2.965 ***	0.422			1.684 ***	0.352		
σ_3	1.539 ***	0.281			0.712 ***	0.194		
ρ_{23}	0.601 ***	0.093			0.731 ***	0.133		
Log Likelihood	-5224.55				-4688.30			
표본수	11573				12196			

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

자료: KLIPS 4~15차.

수 있다. 또한 미취업의 경우에도 강한 상태의존성이 존재하며(2001~2006년 =13.5배(=exp(2.604)), 2007~2012년=25.3배(=exp(3.231)), 비저임금으로 상향 이동할 가능성보다 저임금으로 이동 가능성이 더 높은 것으로 분석되었다.

이상의 결과는 미취업뿐만 아니라 저임금에서도 진정한 상태의존성이 존재하여, 비저임금으로 상향 이동보다는 저임금과 미취업 상태를 지속하고 저임금과 미취업을 반복 경험할 가능성이 존재함을 보여주고 있다.

변수별 노동시장 상태 결정 확률을 살펴보면, 전체 분석기간(2001~2006년, 2007~2012년) 동안 학력변수의 경우 대졸 등의 고학력이 저임금의 가능성을 낮추는 데 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면, 고학력이 고임금과 저임금을 결정하는 데 크게 영향을 미치지 않지만, 미취업의 경우에는 대졸 등의 고학력이 미취업의 가능성을 낮추는 것으로 분석되었다.

5세 미만 자녀변수는 예상대로 남성의 경우에는 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 또한 혼인 상태도 전반적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 2007~2012년 분석의 미취업에 대해서 미혼보다 기혼의 확률이 낮은 것으로 분석되었다.

<표 7>를 통해 여성의 상태의존성을 살펴보면, 남성과 유사한 결과가 도출되었다. 여성의 경우도 저임금과 미취업의 진정한 상태의존성이 존재한다. 반면, 2001~2006년 분석에서 $t-1$ 기에 저임금인 경우에 비저임금에 비해 미취업으로 이동할 경우에만 유의하지 않았으며, 이외의 노동시장 상태 이동은 남성의 결과와 유사하게 도출되었다.

즉 여성의 경우에도 미취업뿐만 아니라 저임금에서 진정한 상태의존성이 존재하여, 비저임금으로 상향 이동보다는 저임금과 미취업 상태를 지속하고 저임금과 미취업을 반복경험할 가능성이 존재하는 것으로 분석되었다.

특성별 노동시장 상태 결정 확률을 살펴보면, 남성과는 다르게 고학력(대졸)은 저임금을 낮추는 것으로 유의하게 분석되었다. 또한 미취업의 확률도 고학력일수록 낮아지는 것으로 유의하게 나타났다.

여성의 경우, 예상대로 혼인변수와 자녀변수가 노동시장 상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 혼인 및 자녀변수가 저임금에는 유의하지 않지만 미취업의 경우에는 모두 유의한 것으로 분석되었다. 즉 미혼에 비해서 기

〈표 7〉 동태적 다항로짓 임의효과 분석(여성)

	2001~2006				2007~2012			
	저임금		미취업		저임금		미취업	
	계수	표준 오차						
$t-1$ 기 비저임금	(기준더미)							
$t-1$ 기 저임금	0.917 ***	0.146	0.163	0.154	1.828 ***	0.133	0.861 ***	0.135
$t-1$ 기 미취업	0.877 ***	0.140	2.747 ***	0.126	1.472 ***	0.116	4.178 ***	0.096
연령	-0.342 ***	0.128	-0.512 ***	0.114	0.016	0.113	-0.445 ***	0.100
연령제곱	0.004 **	0.002	0.006 ***	0.001	-0.001	0.001	0.004 ***	0.001
고졸	(기준더미)							
전문대졸	-0.366	0.477	-0.891 **	0.435	-0.264	0.369	-1.154 ***	0.340
대졸	-0.978 *	0.515	-2.175 ***	0.404	-1.236 ***	0.341	-1.110 ***	0.269
미혼	(기준더미)							
기혼 유배우	0.081	0.320	2.827 ***	0.282	-0.375	0.293	1.951 ***	0.218
기혼 무배우	-0.117	0.480	2.281 ***	0.492	-0.534	0.461	0.317	0.442
5세 이하 자녀수	-0.140	0.160	0.358 ***	0.121	0.143	0.137	0.404 ***	0.100
초기상태($t=1$)								
저임금	2.008 ***	0.194	1.295 ***	0.207	1.192 ***	0.164	0.781 ***	0.162
미취업	1.534 ***	0.193	2.874 ***	0.214	0.852 ***	0.128	1.287 ***	0.127
특성평균(\bar{X}_i)								
연령	0.253 **	0.125	0.501 ***	0.113	0.077	0.112	0.336 ***	0.100
연령제곱	-0.002 *	0.001	-0.005 ***	0.001	0.000	0.001	-0.002 *	0.001
전문대졸	-1.094 **	0.521	0.141	0.474	-0.500	0.418	0.749 **	0.377
대졸	-1.667 ***	0.555	0.753 *	0.432	-0.498	0.400	0.311	0.310
기혼 유배우	0.935 **	0.443	-2.067 ***	0.394	0.755 **	0.376	-1.517 ***	0.295
기혼 무배우	1.594 ***	0.599	-2.546 ***	0.596	0.909	0.617	-0.688	0.593
5세 이하 자녀수	-0.597 **	0.303	0.824 ***	0.263	-0.383	0.236	0.612 ***	0.194
2002년	0.424 ***	0.150	-0.016	0.136	0.071	0.132	-0.010	0.118
2003년	0.470 ***	0.166	0.202	0.149	0.110	0.147	0.153	0.130
2004년	0.638 ***	0.187	0.093	0.168	0.153	0.166	-0.103	0.145
2005년	0.736 ***	0.211	0.273	0.190	0.320 *	0.191	0.122	0.165
2006년	0.753 ***	0.237	0.054	0.214	-0.223	0.224	-0.018	0.188
상수	-1.486	1.384	-3.489 ***	1.302	-4.394 ***	1.172	-0.960	1.053
σ_2	2.538 ***	0.346			1.275 ***	0.245		
σ_3	3.737 ***	0.469			1.341 ***	0.250		
ρ_{23}	0.632 ***	0.065			0.651 ***	0.095		
Log Likelihood	-6598.43				-6783.90			
표본수	13040				13140			

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: KLIPS 4~15차.

혼의 경우에 실업 및 비경활의 미취업 상태일 가능성이 높다. 이는 기혼이면서 배우자가 있는 경우에 더 크게 나타났다. 또한 5세 이하 자녀가 있는 여성의 경우에 미취업 상태에 놓일 가능성이 높은 것으로 분석되었다.

이상의 결과를 통해 남성과 여성 모두에서 전년도 노동시장 상태는 미래의 노동시장 상태에 영향을 주며, 미취업뿐만 아니라 저임금에서도 진정한 상태의존성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다.

이상의 결과를 시기별로 비교하기 위해 전년도($t-1$ 기) 노동시장 상태 변수에 대한 한계효과를 구한 <표 8>을 살펴보면,⁹⁾ 2001~2006년에 비해서 2007~2012년의 분석에서 남녀 모두 저임금 상태의존성이 강화된 것으로 추정된다. 또한 남성에 비해 여성의 저임금 상태의존성이 좀 더 큰 것으로 추정된다. 남성의 경우 $t-1$ 기에 저임금인 경우에 t 기에 저임금을 지속하는 경우는 2001~2006년에 0.027에서 2007~2012년은 0.117로 크게 증가하였다. 여성의 경우도 저임금의 지속 확률이 0.077에서 0.156으로 크게 증가하였다. 이는 2007년 이후 남성과 여성 모두 저임금의 상태의존성이 강화되었음을 보여주는 것으로, 저임금 상태가 더 나은 고용으로 이동하는 디딤돌의 역할을 하지 못하고 저임금 함정의 효과가 증가한 것으로 보인다. 이는 $t-1$ 기 저임금에서 t 기에 비저임금으로의 상향 이동할 확률을 통해서도 확인할 수 있다. 2001~2006년의 한계효과가 -0.048에서 2007~2012년은 -0.164로 크게 낮아졌으며, 여성의 경우의 한계효과도 -0.027에서 -0.158로 크게 낮아졌다. 또한, 남성의 경우는 $t-1$ 기 저임금에서 t 기에 미취업으로 이동도 2007~2012년에 증가한 것으로 분석되었다.

미취업의 경우 진정한 상태의존성이 강하게 존재하며, 특히 여성의 경우에 이러한 상태의존성이 증가한 것으로 보인다. 또한 여성의 경우에는 남성과는 달리 $t-1$ 기 미취업인 경우에 t 기에 저임금일 확률을 낮추는 것으로 나타났다.

노동시장 상태 이동에서의 남성과 여성의 한계효과의 구별되는 차이는 $t-1$ 기 미취업에서 t 기에 저임금으로 이동할 확률이 남성은 양(+)¹⁰⁾의 값으로 나타나

9) 한계효과는 설명변수의 한 단위 변화에 따라 주어진 노동시장 상태를 선택할 확률의 한계적 변화율을 의미한다. 더미변수($t-1$ 기 노동시장 상태)의 값이 1과 0일 때의 예측 확률의 차이($\Delta P_i = P_i(1) - P_i(0)$)를 나타내며, 다른 설명변수가 표본평균인 조건과 임의요소가 0이라는 가정에서 계산하였다.

지만 여성은 음(-)의 값으로 나타났다. 즉 남성은 미취업에서 저임금으로 이동할 가능성이 높지만, 여성은 미취업에서 저임금으로 이동할 가능성이 낮아졌다. 이는 기준변수인 전년도 비저임금과 비교했을 때의 부호이기 때문에, 해석에 따라서는 비저임금이 저임금으로 이동하는 경우가 미취업이 저임금으로 되는 경우보다 높다고 해석할 수 있다. 즉 이러한 차이를 풀어 설명하면, 남성은 미취업에서 저임금으로 이동할 가능성이 높지만 여성은 미취업을 지속할 가능성이 매우 높고, 미취업에서 저임금으로 이동할 가능성은 오히려 비저임금이 저임금으로 이동할 가능성보다 낮다는 것으로 해석할 수 있다.

즉 남성은 저임금의 지속성과 저임금에서 미취업 이동했다가 다시 저임금으로 진입할 가능성이 높아진 반면, 여성은 저임금의 지속성이 크지만 미취업으로 이동한 경우에 재취업으로 이어지는 가능성이 낮고, 미취업에서 비저임금으로 이동할 가능성도 더욱 낮아진 것으로 추정된다.

〈표 8〉 동태적 다항로짓 임의효과 분석($t-1$ 기 상태)의 한계효과

남 성							
2001~2006				2007~2012			
	저임금	미취업	비저임금		저임금	미취업	비저임금
$t-1$ 기, 저임금	0.027	0.021	-0.048	$t-1$ 기, 저임금	0.117	0.046	-0.164
$t-1$ 기, 미취업	0.022	0.308	-0.330	$t-1$ 기, 미취업	0.020	0.414	-0.434
여 성							
2001~2006				2007~2012			
	저임금	미취업	비저임금		저임금	미취업	비저임금
$t-1$ 기, 저임금	0.077	-0.050	-0.027	$t-1$ 기, 저임금	0.156	0.002	-0.158
$t-1$ 기, 미취업	-0.107	0.443	-0.336	$t-1$ 기, 미취업	-0.093	0.720	-0.627

V. 결 론

본 논문에서는 노동시장 상태의 이동과 상태의존성 검증을 통해 저임금이 더 좋은 일자리로 이행하는 징검다리 역할을 하는지, 아니면 저임금을 지속하거나 저임금과 미취업을 반복하는 함정이 존재하는지를 검토하였다. 또한 이러한 관계성이 2000년 이후에 변화하고 있는지 살펴보기 위해 2007년을 기준으로 이전과 이후의 분석 결과를 비교하였다.

이행행렬(transition matrix)을 이용하여 노동시장 상태를 비저임금, 저임금, 미취업 등 세 가지 상태로 구분하여 이행확률을 분석한 결과, 저임금은 비저임금과 비교할 때 상대적으로 다른 노동 상태로의 이동이 많이 이루어졌다. 그러나 여성의 경우 비저임금으로의 이동보다는 저임금을 지속하는 경우가 2배 이상 높은 것으로 조사되었다. 여성의 경우 남성에 비해 상대적으로 저임금에서 비저임금으로 상향 이동할 확률은 낮고, 저임금 상태를 지속할 확률은 높다.

이러한 결과가 관찰되지 않은 개인의 이질적 특성에 기인한 결과인지, 아니면 저임금의 상태의존성 및 함정성에 의한 결과인지를 확인하기 위해 동태적 다항로짓 임의효과모형(dynamic multinomial logit random effect model)을 이용하여 검토하였다.

분석 결과, $t-1$ 년에 저임금은 t 년에 비저임금으로 이동하지 못하고 저임금을 지속하는 진정한(true) 상태의존성이 존재하는 것으로 분석되었다. 남성은 저임금의 진정한 상태의존성이 존재할 뿐만 아니라 저임금은 더 나은 노동시장 상태로 이동하지 못하고 노동시장을 이탈하는 함정(durable trap)이 존재하는 것으로 보인다. 즉 저임금-미취업(low pay-no pay)의 경향도 존재하는 것으로 추정된다. 그리고 이러한 특성은 2007년 이후 점점 강화되고 있는 것으로 분석되었다. 여성의 경우도 저임금은 진정한 상태의존성이 존재하는 것으로 분석되었다. 남성에 비해 저임금의 상태의존성이 더 높고, 2007년 이후 더욱 강화된 것으로 나타났다. 그리고 여성은 미취업을 지속할 가능성이 매우 높고, 미취업에서 재취업(저임금, 비저임금)하는 가능성도 비저임금에서 저임금으로 이동하

는 경우에 비해 낮은 것으로 분석되었다. 즉 여성은 저임금에서 미취업으로 이동한 이후 다시 노동시장에 진입할 가능성이 낮아, 저임금뿐만 아니라 미취업에서의 노동시장 상태의존성이 높은 것으로 분석되었다.

이와 같은 결과는 저임금 노동이 더 좋은 일자리로 이행하는 디딤돌 역할을 수행하기보다는 노동시장에 좋지 않은 신호를 발송하여 막다른 골목 또는 함정(durable trap)으로 작용하는 부정적인 효과가 존재한다는 것을 보여준다. 또한, 2007년 이후에 이러한 부정적인 효과가 더욱 강화되고 있음을 확인할 수 있다. 시기적으로 2000년 중반까지는 외환위기 이후 노동유연화 정책 등으로 비정규직이 급격히 증가하였으며 저임금의 비중 또한 크게 증가한 시기이다. 2007년 이후는 증가 추이를 보이지 않지만 높은 수준을 유지하며 횡보한 시기이다. 분석 결과에 따르면 2000년 후반 이후 저임금 비중이 확대되고 있지 않지만 저임금 노동 상태가 고착화되는 경향이 심화되고 있는 것으로 판단된다.

현재 저임금 노동자를 보호하는 정부의 정책들이 존재하지만 효과는 미흡한 것으로 평가되고 있다. 2000년 이후 최저임금의 상대적 수준이 높아지고 있지만 최저임금 미준수율 또한 높아 저임금 고용을 억제하는 데 걸림돌이 되고 있으며(이병희, 2010), 노조조직률 및 단체협약 적용률은 저임금 노동의 질을 보호하기에는 여전히 낮은 수준에 머무르고 있다. 제도적 장치들이 정비되지 않은 상황에서 2000년 이후 유연화 정책에 따른 고용의 확대는 저임금의 고용의 확대를 가져왔을 뿐만 아니라 저임금 함정을 벗어나지 못하는 상태를 강화시킨 것으로 보인다. 특히, 2007년 이후에는 기간제근로자 및 파견근로자 보호 등의 정책 변화가 이루어졌던 시기이다. 이러한 변화가 분석 결과에 영향을 미쳤는지는 추후 세밀한 검토가 필요하겠지만, 비정규직 보호법 시행 이후의 저임금 상태의존성의 분석 결과로 미뤄볼 때 긍정적인 결과를 가져오지 못한 것으로 보인다. 다시 말해, 2000년 중반 이후 내부노동시장에 진입하지 못한 저임금 등 불안정 노동자들의 노동의 질은 더욱 악화되고 있는 것으로 판단된다.

이상의 결과들은 저임금 일자리 확대를 통한 복지를 실현하기 위해서는 저임금으로의 진입이 낙인효과로 작용하지 않도록, 그리고 저임금이 미취업으로 연결되지 않도록 하는 제도적 보완이 선행될 필요가 있음을 시사하고 있다.

참고문헌

- 남재량·김태기(2000). 「비정규직, 가교인가 함정인가」. 『노동경제논집』 23 (2).
- 류재우·김재홍(2001). 「근래의 상용직 비중 변화에 대한 동태적 분석」. 『노동경제논집』 24 (1).
- 석상훈(2008). 「저임금 근로의 동태적 분석: 상태의존성 검증」. 『산업경제연구』 21 (2): 691~709.
- 성재민(2011). 「저소득자 노동시장 지위 변화에 대한 동태적 분석」. 『사회보장연구』 27 (4): 165~189.
- 윤진호·이시균(2009). 「한국의 저임금 고용의 결정요인과 이동성」. 『경제발전연구』 15 (1): 185~213.
- 이병희(2008). 「저임금 노동시장의 실태와 동태적 변화」. 『동향과 전망』 73 : 204~230.
- 전병유 외(2006). 『노동시장 양극화와 정책과제』. 한국노동연구원.
- 황덕순 외(2013). 『노동시장 양극화 해소방안 연구: 저임금근로자를 중심으로』. 한국노동연구원.
- Akay, A.(2009). The Wooldrige method for the initial values problem is simple:what about performance?. IZA Discussion Paper No. 3943. Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Arulampalam, W., A. L. Booth, and M. P. Taylor(2000). “Unemployment Persistence.” *Oxford Economic Papers* 52 : 24~50.
- Cappellari, L.(2000). “Low-wage mobility in the Italian labour market.” *International Journal of Manpower* 21 : 264~290.
- Cuesta, M.(2006). “Earnings mobility and low-wage employment in Spain: the role of job mobility and contractual arrangements.” Working Paper No. 11, LoWER, European Low-Wage Employment Research Network.

- Haan, P. and A. Uhlenborff(2006). “Estimation of multinomial logit models with unobserved heterogeneity using maximum simulated likelihood.” *Stata Journal* 6 : 229~245.
- Heckman, J. J. and G. J. Borjas(1980). “Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence.” *Econometrica* 47 (187) : 247~283.
- Heckman, J. J.(1981). “The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process.” in C. F. Manski and D. McFadden, eds, *Structural analysis of discrete data with econometric applications*. The MIT Press, Cambridge. pp.179~195.
- Hyslop, D. R.(1999). “State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women.” *Econometrica* 67 : 1255~1294.
- Marx, I. and G. Verbist(1998). “Low-Paid employment and Poverty : a Cross-Country Perspective.” in Bazen, S.; Gregory, M. and Salverda, W. *Low-Wage Employment in Europe*, Edward Elgar Publishing Limited.
- Mosthaf, A., T. Schank and C. Schnabel(2009). “Low-wage employment versus unemployment : Which one provides better prospects for women?.” Discussion Paper No. 65. Friedrich-Alexander-University Erlangen-Nuremberg, Chair of Labour and Regional Economics, Nuremberg.
- OECD(1996). *Employment Outlook*.
- _____(1997). *Employment Outlook*.
- _____(2006). *Employment Outlook*.
- Prowse, V.(2005). “State Dependence in a Multi-State Model of Employment Dynamics.” IZA Discussion-Paper. p.1623.
- Ramos-Díaz, J.(2005). “Low-wage Employment: ‘Stepping Stone’ or ‘Durable Trap’.” paper presented at the tlm.net Final Seminar Managing Social Risks

- through Transitional Labour Markets, Budapest, *Hungarian Academy of Sciences* (May): 19~21.
- Sloane, P. J. and I. Theodossiou(1996). "Earnings mobility, family income and low pay." *Economic Journal* 106 : 657~666.
- Stewart, M. B., and J. K. Swaffield(1998). "The Earning Mobility of Low-Paid Workers in Britain" in Asplund, R., Sloane, P.J., and Theodossiou, I.; *Low Pay and Earnings Mobility in Europe*. Edwards Elgar. Cheltenham, UK.
- Stewart, M. B., and J. K. Swaffield(1999). "Low Pay Dynamics and Transition Probabilities." *Economica* 66 : 23~42.
- Stewart, M. B.(2007). "The interrelated dynamics of unemployment and low-wage employment." *Journal of Applied Econometrics* 22 (3) : 511~531.
- Train, K.(2003). *Discrete Choice Models using Simulation*. Cambridge University Press Cambridge. UK.
- Uhlendorff, A.(2006). "From no pay to low pay and back again? A multi-state model of low pay dynamics." IZA Discussion Paper No. 2482. Institute for the Study of Labor. Bonn.
- Vieira, J.(2005). "Low wage mobility in the Portuguese labour market." *Portuguese Economic Journal* 4 : 1~14.
- 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.

An Analysis of State Dependence of Low-wage Employment in Korea

Shin Woojin

This study analyzes state dependence in low wage employment using dynamic multinomial logit random effect model. I consider the role of the low paid employment as the stepping stone to the better job or as the trap of persistent low paid employment or low pay-no pay cycle.

The results are that low wage employment increases the probability of being low-paid and decreasing the chances of being high-paid in the future. This tendency has been intensified since 2007. For men there exists a true state dependence in low wage employment as well as a tendency of low pay-no pay cycle. For women, State dependence in low wage employment is higher than man. In addition, women is higher state dependence in non-employment.

Keywords : low-paid, state dependence, dynamic multinomial logit random effect model