

대졸자의 실업경험의 낙인효과

강순희* · 안준기**

본 연구에서는 실업의 구조화와 관련하여 문제가 되는 실업의 지속적 영향, 이른바 실업의 낙인효과를 상태의존성(true state dependence)을 검증하는 방법으로 실증하였다. 관찰되지 않는 개인적 이질성과 선택편의를 제거하기 위하여 성향점수매칭(Propensity Score Matching)방법과 차분방정식모형을 이용하였다. 사용한 자료는 한국고용정보원의 패널조사인 ‘대졸자 직업이동경로조사: Graduates Occupational Mobility Survey’의 1차(2006) 및 2차(2007) 조사자료로서 모집단은 2004년 8월과 2005년 2월에 졸업한 전국의 전문대 이상 대학졸업자이다.

분석결과에 따르면 전년도에 실업상태에 있었을 경우가 취업상태에 있었을 경우보다 미취업기간을 3~4개월 더 증가시켰으며, 전년도 미취업 개월수가 1개월 증가할 경우 다음 해 미취업기간은 약 0.2개월 증가하고 있다. 남성과 여성을 비교하여 보면, 2006년도의 경우에는 종속변수를 실업 여부나 미취업기간으로 한 두 경우 모두에서 남성에게 낙인효과의 강도가 더 큰 것으로 나타나고 있으나, 2007년도에는 그 차이가 거의 없어지고 있다. 차분방정식모형에서도 2006년에 2005년에 비하여 미취업기간이 1개월 정도 길어지며, 2007년도의 미취업기간은 2006년에 비하여 약 0.4개월 더 증가하는 것으로 나타나고 있으며, 이는 남성과 여성에 있어 비슷하다.

이와 같이 대졸자에 있어 실업의 낙인효과가 존재한다는 결론은 일부 비판에도 불구하고 청년 인턴십 등 청년실업에 대한 정부정책이 균형실업률 또는 자연실업률에 긍정적 영향을 미칠 수 있다는 것을 의미한다. 특히, 실업의 예방과 초기의 실업경험을 막기 위하여 단기적 일자리 제공, 교육훈련 투자, 진로·직업지도와 상담의 확대 및 내실화 등이 여전히 중요한 정책임을 시사하고 있다.

핵심주제어: 실업의 낙인효과, 상태의존성, 성향점수매칭, 차분방정식모형, 청년 고용대책

경제학문헌목록 주제분류: J6

* 제1저자, 한국노동연구원 선임연구위원, 전화: (02) 782-0197, E-mail: shkang@kli.re.kr

** 공동저자, 성균관대학교 HRD센터, 전화: (02) 740-1854, E-mail: firesun@skku.edu

논문투고일: 2010. 1. 13 수정일: 2010. 1. 24 게재확정일: 2010. 3. 11

I. 문제의 제기

청년층의 실업을 포함한 미취업문제는 일반적인 실업문제보다 정도가 심하며 사회적 파장도 크기에 그 대안 마련에 집중하는 것이 각국의 공통적 현상이다. 노동시장 진입 초기의 미취업경험이 초래하는 인적자본의 훼손과 더불어 근로 생애 전반의 부정적인 효과, 그리고 청년층이 가지는 정치적 상징성이나 영향력 등이 그 이유라고 할 수 있다.

우리의 경우에도 예외는 아니다. 외환위기 이후 10여 년이 지나는 동안 고용정책의 주된 이슈 가운데 하나는 단연 청년층의 미취업문제였다. 다만 그 강도가 상대적으로 크다는 것,¹⁾ 그리고 청년층 가운데 고학력 청년 미취업의 문제가 중심에 있다는 것이 다르다고 볼 수 있다. 2008년의 경우를 보더라도 청년층의 실업률은 일반실업률의 2.3배이며, 경제활동참가율이나 고용률도 전체 인구의 70% 수준에 그치고 있다.²⁾

그 동안 이러한 청년층의 실업 또는 미취업의 특징이나 그 원인과 관련하여서는 다양한 측면에서 분석되어 왔다. 주로 경기적 요인, 청년층 일자리 감소지향의 노동시장 구조변화, 채용관행의 변화 등 수요측 원인과 학교로부터 노동시장으로의 이행문제로 대표되는 공급측 원인이 청년층의 미취업을 심화시키는 것으로 지적되고 있다(이병희, 2001a; 남재량, 2002; 이병희 외, 2003; 이효수, 2002; 김안국, 2003; 이기종·김은주, 2005 등).

그러나 청년층의 높은 실업 등 미취업상황이 장기간 지속되면서 전통적인 노동공급측의 외생적 요인이나 경기적·마찰적 요인만으로는 그 원인을 설명하기가 어렵고, 오히려 구조적 요인이 청년층의 높은 실업률의 지속에 더 큰 영향을 미치는 것은 아닌지 하는 것에 관심이 모아지게 되었다. 이러한 측면에서의 논의는 청년층의 임시적 취업이 더 나은 일자리로 나아가는 가교인가 여부(최경수, 1999; 한준·장지연, 1999; 남재량·김태기, 2000; 이병희, 2001b; 김동

1) 예를 들어, 청년층 미취업문제가 상대적으로 심각한 영국을 보면 청년실업률(14.1%)은 전체(5.4%)의 2.6배로 우리나라보다 높으나 고용률은 77.6%, 경제활동참가율은 85.4%로 우리보다 양호하다(OECD, 2009).

2) 외환위기 직후인 2008년 청년실업률은 12.2%로 치솟았다가 2002년 6.6%까지 감소한 후 다시 상승세를 보여 2008년에는 6.8%를 기록하고 있다. 전체 고용상황과 비교하면, 외환위기 직후 전체 고용사정도 극히 나빴던 시기에는 청년층의 실업률은 일반실업률의 1.7배 전후였으나 고용상황이 회복세를 보이기 시작한 2002년 이후에 2배 이상으로 증가하였으며, 청년층의 경제활동참가율 및 고용률은 계속하여 일반의 70~80% 수준에 머물고 있다.

규, 2010 등)로부터 시작하여 반복실업과 유희화·NEET의 문제(이병희, 2000; 이병희, 2003; 남재량, 2006; 금재호, 2007; 오민홍, 2007; 권혜자 외, 2008; 권혜자, 2009 등) 등으로 나타나게 된다.

그런데 이러한 청년 미취업의 구조화와 관련하여 또 하나 주목할 측면은 과거의 미취업경험이 다음 기의 미취업에 영향을 미치는 것은 아닌지 하는 실업지속 메커니즘(persistence mechanism)적 요인이다. 이는 한 때의 미취업경험, 즉 일시적 교란(temporary disturbances)이 장기적으로 지속되는 효과를 가진다는 의미로서 처음에는 비록 수요충격(demand shock)에 의하여 실업 등 미취업상태에 머물게 되지만 그 충격이 장기적으로 노동력 수요와 공급에³⁾ 영향을 미치는 메커니즘으로 작용할 수 있다는 것으로서 전통적인 수요와 공급요인만으로 실업의 원인을 설명하는 것이 어렵다는 것을 의미한다. 이러한 실업지속 메커니즘은 낙인효과(stigma effect, scarring effect) 또는 상태의존성(state dependence) 등으로 표현되는데, 우리나라에서는 이러한 실업지속 메커니즘에 대하여 문제제기(류기철, 1999, 2000; 최경수, 1999; 김안국, 2002; 이병희, 2003 등)는 일부 있었으나 본격적인 연구는 이병희(2002), 홍서연·안주엽(2002), 강순희 외(2004)와 남기곤(2007) 등이 거의 전부이다. 이와 같이 실업지속의 메커니즘에 대한 연구가 부족한 가장 큰 이유는 자료의 제한 때문이라고 본다. 충분한 표본크기가 확보될 수 있는 패널자료가 구축되어야만 실업지속의 메커니즘에 대하여 제대로 된 연구를 할 수 있기 때문이다. 표본에서 실업자의 숫자가 얼마 되지 않아 연속한 패널자료 간 연결시 분석에 필요한 최소한의 표본을 확보하기가 어려운 것이 대표적인 예일 것이다. 그 밖에 개인적 특성, 이른바 초기조건(initial condition)이나 이질성(heterogeneity) 문제를 통제하기 위한 변수의 안정성 등도 또 다른 문제라고 본다.

본 연구에서는 이러한 측면에 착안하여 비교적 안정적인 표본크기와 조사내용을 담고 있는 패널조사라고 판단한 한국고용정보원의 ‘대졸자 직업이동경로 조사(Graduates Occupational Mobility Survey: GOMS)’를 이용하여 대졸자 실업의 낙인효과를 검증하고자 한다. 이를 위하여 우선 제Ⅱ절에서 관련 이론을 검토하고, 제Ⅲ절에서 자료, 분석모형, 분석방법을 소개하고, 제Ⅳ절에서 분석결과, 제Ⅴ절에서 결론으로 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

3) 사용자가 직원 채용시 다른 조건이 동일하더라도 과거의 미취업경험만으로 응모자가 문제가 있다고 판단하여 채용을 기피하거나 또는 응모자 스스로 과거의 미취업경험으로 인하여 구직활동에 소극적으로 임하는 경우 등이 한 예이다.

II. 이론적 배경

1. 상태의존성, 이질성, 그리고 초기조건

실업의 지속 메커니즘(unemployment persistence mechanism)의 원인에 대한 해석은 두 가지 측면으로 나누어 설명할 수 있다. 하나는 경제학적 이론에 근거한 것으로 과거 실업과 현재 실업 간의 인과관계(true state dependence)에서 비롯된 것이라는 것이며, 다른 하나는 통계학적 측면, 즉 실업의 지속원인이 근로자의 이질적인 인적 속성 등(heterogeneity)을 적절하게 통제하지 못한 데서 나타나는 것에 불과하다는 것이다(Heckman and Borjas, 1980).

전자에 의하면, 과거의 실업경험은 미래의 실업을 결정하는 선호체계, 가격 및 기타 제약조건에 영향을 미친다는 것이다. 실업은 업무경험과 인적자본을 훼손시켜 고용 가능성을 저하시킬 수 있으며, 기업주는 이질적인 채용대상자를 선별함에 있어서 실업경험을 주요한 신호지표(signal)로 활용할 수도 있다. 과거 이직과 실업을 경험한 사람은 실업기간 동안 귀중한 경력 또는 인적자본을 잃었거나 또는 고용주에게 낮은 생산성을 가지고 있는 것으로 보여지기 때문에 더 불안한 직업이나 실업에 처할 수 있다. 한편, 실업자도 스스로 미취업기간이 길어짐에 따라 자신들의 의중임금을 낮출 것이며, 이에 따라 더 질이 낮은 직업을 받아들이게 되며, 이런 이유로 미래에 더 많이 실업을 경험할 수 있다. 이 때문에 과거에 실업을 경험한 사람은 실업을 경험하지 않았을 경우에 비하여 미래에 다른 결과로 나타날 수 있다는 것이다(Heckman and Borjas, 1980). 이러한 순수한 행태적 영향(genuine behavioral effect), 즉 구조적 관계가 이른바 진정한 상태의존성(true state dependence)이다. 진정한 상태의존성이란 과거 실업과 현재 실업 간에 인과적(causal) 관계가 존재해서 한 번 실업상태를 경험하게 되면 반복적, 습관적으로 실업을 경험하게 되는 것을 일컫는다. 예를 들어, 동일한 사람임에도 불구하고 과거 실업을 경험하였기 때문에 다음 기에도 또 실업상태에 놓이게 되는 경우의 상태의존성을 말한다.

그러나 실증분석을 통하여 이러한 진정한 상태의존성을 밝히는 작업은 쉽지 않다. 왜냐하면, 과거의 실업경험이 현재의 실업상태에 영향을 미친다고 하여도, 즉 상태의존성이 존재한다고 하여도 그러한 실업의 지속성이 과거 실업경험의 영향이라기보다는 지속적으로 영향을 미치는 다양하고도 관측되지 못한

개인의 이질적 변수들을 적절히 통제하지 못한 데서 비롯된 것일 수도 있기 때문이다(uncontrolled heterogeneity). Amemiya(1985)에 의하면 이질성이란 개인의 취업성향(tendency to work) 등 사람마다 다르게 나타나는 관찰할 수 없는 변수들을 말하는데, 이러한 개인적 이질성을 통제된 후에야 진정한 상태의존성을 파악할 수 있다.

Heckman and Borjas(1980)는 상태의존성의 존재를 검증하는 통계적 방법론을 제시함에 있어서 상태의존성을 네 가지로 유형화하고 있다. 첫째, Markov형으로 단기적으로 취업자가 실업이 될 확률은 실업자가 계속 실업으로 남아 있을 확률과 다른데, 이는 거래비용 등의 원인에서 비롯된다는 것이다. 둘째, 실업발생횟수 의존성(occurrence dependence)으로 이전의 실업횟수가 사용자의 채용행위에 영향을 미쳐 실업 가능성이나 실업으로 머무를 확률에 영향을 미친다고 한다. 셋째, 기간의존성(duration dependence)으로 남아 있는 실업기간은 현재까지의 실업기간에 의존한다는 것이다. 이는 인적자원의 훼손이나 선택폭의 제약에 기인한다. 넷째, 시차 기간의존성(lagged duration dependence)으로 남아 있는 실업기간이나 실업될 확률은 과거의 실업기간에 의존한다고 한다. 이는 주로 생산적인 업무경력의 손실에서 비롯된다고 한다.

Ellwood(1982)는 이를 두 가지로 단순화시켜, 상태의존성을 Markov형(Markov-type persistence)과 진정한 의미의 경험의존형(experience dependence)으로 구별하고 있다. 전자는 단순히 과거의 상태가 지속되려는 속성으로서의 일종의 관성효과라 한다면, 후자의 경험의존형은 여기에서 얘기하는 진정한 의미의 상태의존성이라 할 수 있다. 이는 진정한 상태의존성을 실증함에 있어 개인적인 이질성 이외로 이러한 관성효과도 적절하게 통제되어야 함을 의미한다. 즉, 초기에 미취업(실업)인 자는 진정한 경험효과(진정한 상태의존성)가 없다고 하더라도 단순히 관성효과에 의하여 다음 기에 미취업(실업)상태에 있을 확률이 더 높기 때문이다. 이는 이른바 초기조건(initial condition)으로 표현된다. 이러한 진정한 상태의존성, 혹은 진정한 경험효과가 본 논문에서 밝히고자 하는 핵심 주제인데 본고에서는 이를 통상적인 의미로 낙인효과(stigma effect)라 표현할 것이다.

2. 선행연구

Arulampalam, Booth, and Taylor(2000)는 British Household Panel Survey를 사

용해서 남성의 실업발생에 상태의존성이 존재하는지에 대하여 동태적 패널모형(dynamic panel model)을 설정하여 추정하였다. 이 논문에서는 그 동안 계량경제학적 문제가 되는 관찰되지 않은 개인적 이질성(unobserved individual heterogeneity), 진정한 상태의존성(genuine state dependence), 그리고 초기조건문제(the initial conditions problem)를 이론적으로 검토한 후, 이를 기초로 모형화하여 실업의 낙인이론(scarring theory of unemployment)에 부합하는 상태의존성이 존재한다는 것을 증명하고 있다. 이러한 낙인효과에 부응하는 상태의존성은 25세 이상 성인남자의 경우가 그 이하의 청소년에서보다 더 심한 것으로 나타났다. 이러한 실업의 낙인효과를 실증한 분석결과는 단기적으로 실업발생을 감소시키는 정책, 예를 들면 청년인턴정책 등이 자연실업률을 감소시킴으로써 장기적인 효과를 가져올 수 있다는 것을 시사한다.

Omori(1997)는 미국 청년패널(NLSY) 1979~1987년 자료를 가지고 실업기간을 기준으로 비례적 해자드모형(proportional hazard model)을 이용하여 낙인효과를 추정하고 있다. 관찰되지 않은 이질성을 통제한 후 추정한 결과, 이전 미취업기간이 길수록 미래의 기대 미취업기간이 길다는 결론을 도출하였다. 특히, 이 논문은 이러한 낙인효과가 과거 미취업 당시 그 지역의 실업률이 낮을수록, 즉 고용사정이 좋을 때일수록 더 커짐을 보이고 있어 미취업자가 적을 때일수록 미취업된 자는 더욱 낙인이 심하게 찍힌다는 이른바 낙인가설(stigma hypothesis)을 뒷받침하고 있다.

Vishwanath(1989)는 실업의 낙인효과를 고려한 최적의 구직모형(optimal job search model)을 도출하는 과정에서 계량분석적으로 낙인의 원인(특히, 왜 기업주들은 실업기간이 긴 구직자일수록 생산성이 낮다고 보는지)과 효과를 설명하고 있다. 낙인은 결국 구직환경에 부정적인 영향을 미치게 되는데, 이는 실업자가 실업기간이 길수록 의중임금을 낮추게 되지만 시장의 제시임금 분포가 변화함에 따라 실업탈출 확률도 낮아지기 때문이라는 것이다(negative duration dependence). 시기나 대상 등이 다르긴 하지만, 이러한 미취업기간이 길수록 실업으로부터 탈출할 확률이 낮다는 음의 경과기간 의존성이나 낙인효과(scarring effects)의 존재는 Ellwood(1982), Corcoran(1982), Lynch(1989), Van den Berg and Van Ours(1999)에서도 공통적으로 실증되고 있다.

Narendranathan and Elias(1993)는 1981년 당시 영국의 23세 남자의 코호트(cohort), 그리고 McCulloch and Dex(1996)는 1991년 현재 16~55세 영국 남자의 코호트를 사용하여 실업발생의 상태의존성이 강하게 존재함을 실증하고 있

다. Flaig *et al.*(1993)과 Muhleisen and Zimmermann(1994)은 각각 독일 사회경제 패널(German Socio-Economic Panel)의 첫 여섯 회 조사자료를 이용하여 1984년 당시 25~51세, 19~59세 남자에게 실업발생의 상태의존성이 존재한다는 강한 증거를 발견하였다.

그러나 앞에서 소개하였던 Heckman and Borjas(1980)는 미국 청년패널(NLSY) 1969~1971년 자료를 이용하여 122명의 고졸남자 청소년을 대상으로 상태의존성의 존재를 검증하고 있는데, 잠정적이긴 하지만 현재의 실업이 미래실업의 원인이 된다는 상태의존성의 증거는 미약하다고 주장한다. 비슷한 결론은 Corcoran and Hill(1985)의 연구에서도 나타나는데, 1968~1977년 기간의 35~64세의 미국 남자 가장을 대상으로 한 분석결과 실업발생에서 상태의존성의 증거를 찾아볼 수 없었다는 것이다. Freeman and Wise(1982) 역시 청년층은 학교에서 노동시장으로 이행하는 단계에 있으며, 이 과정에서의 실업경험은 미래의 취업에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니라는 결론을 내리고 있다.

우리나라의 경우 이러한 실업의 낙인효과에 대한 본격적인 연구는 별로 많지 않다. 이병희(2002)는 한국노동패널 부가자료(2000년)를 이용하여 첫 일자리로 이행하는 기간이 길수록 임금에 부정적인 영향을 미치며, 불안정한 경험의 누적 이후에도 지속적으로 부정적인 영향을 미침을 보이고 있다. 홍서연·안주엽(2002)은 한국노동패널 1~3차 자료를 활용하여 첫 일자리 취업까지 소요되는 기간이 길수록 미취업으로부터 탈출확률이 낮아지는 음(-)의 경과의존성을 보여 주고 있다. 강순희 외(2004)는 한국노동패널 1~3차 자료를 활용하여 진정한 상태의존성의 존재 여부를 밝히고자 하고 있는데, 남과 여 모든 연령에서 이전 미취업과 이후 미취업 간의 구조적 관계, 즉 진정한 상태의존성, 낙인효과가 존재한다고 결론을 내리고 있다. 남기곤(2007)은 청년패널 3~6차 자료를 이용하여 청년의 미취업의 낙인효과를 실증하고 있는데, 미국과 비교하여 낙인효과가 더 강하며 특히 남성에서 두드러진다고 주장하고 있다.

Ⅲ. 자료와 분석방법

1. 자료

본 연구에서 사용되는 자료는 한국고용정보원의 ‘대졸자 직업이동경로조사

(Graduates Occupational Mobility Survey: GOMS)'의 1차(2006) 및 2차(2007) 조사 자료이다. 모집단은 2004년 8월과 2005년 2월에 졸업한 전국의 전문대 이상 대학졸업자이다. 2006년도 1차 패널표본은 모집단 중 약 5%에 해당하는 2만 6,544명이다.⁴⁾ 2차 조사(2007)에서는 1차 표본 중 조사 불가능자를 제외한 2만 3,594명을 대상으로 조사가 이루어졌다. 조사시점은 매년 10~12월이며, 조사내용은 대학졸업자의 교육과정, 구직활동, 일자리경험, 직업훈련, 자격증, 개인 신상정보 및 가계배경 등 노동시장 진입 및 정착에 영향을 줄 수 있는 요인들로 구성되어 있다.

본 연구의 분석 표본은 다음과 같이 추출하였다. 1차(2006) 조사의 전체 표본을 대상으로 졸업 이후 첫 직장 정보를 이용하여 2005년도의 경제활동 상태를 먼저 파악하였다. 이는 2개년도의 조사패널을 대상으로 2005년 이후 2007년까지 3개년 간의 경제활동 상태를 활용하여 분석을 하기 위함이다.

다음으로는 3개년도의 취업과 미취업 등 경제활동 상태를 파악하였다. 여기에서 우리가 보고자하는 것은 실업의 낙인효과이기 때문에 매년도 실업 유무를 파악하는 것이 중요하다. 그러나 완전실업자는 조사표본에서 숫자가 너무 적기 때문에⁵⁾ 이들만 가지고 실업의 낙인효과를 분석하는 것은 통계적으로 의미가 없다.⁶⁾ 이에 대한 대안으로 본고에서는 장민(2009. 7) 및 황수경(2009. 4) 등 관련 논의를 참고하여 유사실업을 조작적으로 정의하여 적용하였다.⁷⁾ 즉, 본고에서 실업자의 대체 범주로 사용될 유사실업자는 공식실업자(완전실업자), 취업자 가운데 이직준비자, 취업준비자, 18시간 미만 무급가족 종사자 중 추가취업희망자, 구직단념자, 그리고 비경제활동인구 중 '쉬었음'에 응답한 사람들로 여섯 범

4) 전문대 158개교, 일반 4년제 대학교 173개교, 교육대학 11개교 등 총 342개교의 2004년 9월 및 2005년 2월 졸업자 50만 2,764명 중 학교유형, 지역, 전공계열, 성별을 고려하여 선정된 약 2만 6,544명을 대상으로 하였다.

5) 본 표본에서 2006년의 경우 완전실업자는 458명으로 전체 표본의 1.04%, 2007년의 경우에는 374명으로 1.59%에 불과하다.

6) 이러한 이유로 강순희 외(2004)나 남기곤(2007)에서는 실업자가 아닌 미취업자를 대상으로 한 낙인효과를 분석하고 있다. 그러나 미취업자는 완전실업자와 비경제활동인구를 모두 포함하는 개념으로서 비경제활동인구에는 실질적인 실업자(유사실업자)도 있지만 본래적 의미의 순수 비경제활동인구도 다수 있기 때문에 이들을 모두 동일한 취업성향을 가진 미취업자로 간주하여 분석하는 것은 논리적으로 문제가 크다고 본다.

7) 장민(2009. 7)에서는 공식실업자 이외로 취업준비자, 구직단념자, 추가취업희망자, 그리고 비경제활동인구 중 '쉬었음'에 응답한 사람까지를 '유사실업자'로 정의하고 유사실업률이 13%에 이른다고 하였다. 한편, 황수경(2009. 4)은 공식실업자 이외로 실망실업자와 취업준비자를 '잠재실업자', 그 밖에 단시간근로자 중 추가취업희망자를 '부분실업자'로 정의한 후 '공식실업자+잠재실업자+부분실업자=확장된 실업자'라 정의하고 있다.

주이다.⁸⁾ 그러나 이러한 정의는 지난 1년 동안 전체가 아니라 조사가 진행되는 특정 시점(지난 1주 또는 4주)의 상태로서만 경제활동 상태가 규정된다는 한계를 가지고 있다.⁹⁾ 우리는 이러한 문제점을 보완하기 위해 한 해 동안 발생한 직장 이력을 모두 이용하여 미취업기간을 산출하였고 이를 분석에 반영하였다.¹⁰⁾ 이러한 과정을 거친 결과, 2005년에는 취업자 2만 693명, 미취업자 5,848명으로¹¹⁾ 미취업자의 비율이 22%를 차지하였으며, 2006년에는 취업자 1만 8,775명, 유사실업자 4,987명, 기타 2,780명으로 기타를 제외한 인원 중 유사실업자가 차지하는 비율은 20%, 2007년에는 취업자 1만 6,054명, 유사실업자 4,987명, 기타 4,713명으로 유사실업자가 기타를 제외한 인원에서 차지하는 비중은 26.5%로 나타났다.

- 8) 조사표에서 공식실업자는 지난 1주 또는 4주 동안 한 일에 “구직활동”이라 응답한 사람이며, 취업자 가운데 이직준비자의 경우 1차년도와 2차년도에는 해당 변수가 없어 취업자 가운데 취업준비를 하고 있는 자로 대신하였다. 구직단념자는 지난 1주 또는 4주 동안 일자리를 구하지 않은 이유가 “1. 전공이나 경력에 맞는 일거리가 없을 것 같아서, 2. 원하는 임금수준이나 근로조건이 맞는 일거리가 없을 것 같아서, 3. 근처(주변)에 일거리가 없을 것 같아서, 4. 교육, 기술, 경험이 부족해서, 5. 일자리를 찾을 수 없어서 포기함”에 응답한 사람이다.
- 9) 또한 완전실업자와 나머지 유사실업자 간에도 취업형태 등에서 편차가 클 수 있는데 이는 ‘실업’의 낙인효과를 과도하게 크게 추정할 수 있는 한계가 있다. 이러한 문제점을 지적하여 준 익명의 논평자에게 감사드린다.
- 10) 이러한 정의에 근거하여 경제활동 유형별 미취업기간을 산출한 결과 2007년도의 취업자들은 약 0.5개월의 미취업기간을 갖는데 반해, 유사실업자와 순수비경제활동인구는 각각 6.0개월과 6.5개월의 미취업기간을 갖고 있다. 2006년의 경우에도 취업자의 경우는 1.3개월의 미취업기간을 갖고 있는데 반해 유사실업자와 순수비경제활동인구는 각각 5.2개월과 6.9개월의 미취업기간을 가지고 있다. 이렇게 볼 때, 우리가 정의한 유사실업자는 한 해의 절반 정도를 미취업상태로 머물고 있어 지속적인 경제활동을 영위했다고 보기는 어려우며, 이러한 측면에서 이들을 유사실업으로 구분하는 정의가 타당성을 갖는다고 판단된다.

〈표〉 경제활동 유형별 미취업기간

연도	경제활동 상태	미취업기간	
		평균	표준편차
2007년	취업자	0.4731	1.4955
	유사실업자	5.9892	3.7831
	순수비경제활동인구	6.4855	3.7192
2006년	취업자	1.3188	2.6334
	유사실업자	5.2019	4.5554
	순수비경제활동인구	6.8989	4.4800

- 11) 2005년의 경우 졸업 후 미취업기간을 고려하여 졸업 당해연도에 1개월 이상이라도 일했을 경우는 취업자로, 나머지의 경우는 미취업자로 간주하였다.

〈표 1〉 전체 표본의 취업과 미취업 분포

구분		빈도(명)	비율(%)
2005년	취업자	20,693	77.96
	미취업자	5,848	22.04
	계	26,541	100.0
2006년	취업자	18,775	79.01
	유사실업자	4,987	20.09
	계	23,762	100.0
	기타	(2,780)	순수 비경활, 결측값 등
2007년	취업자	16,054	73.54
	유사실업자	5,777	26.46
	계	21,831	100.0
	기타	(4,713)	순수 비경활, 결측값 등

이 가운데 유사실업자와 취업자만을 가지고 2개 연도씩, 즉 2005년 및 2006년도, 2006년 및 2007년도를 연결하여 분석대상 표본을 구성하였다. 연결과정에서 어느 한 해라도 유사실업 또는 취업상태가 아니거나 응답 누락 등으로 경제활동 상태가 파악이 안 되었을 경우를 제외하였는데, 이렇게 하여 최종 분석대상으로 추출된 표본은 2만 386명이다. 즉, 우리의 경우 세 개의 조사시점(wave) 동안 표본에서 탈락하지 않은 취업이나 유사실업 상태에 있는 모든 사람이 분석대상이 되는 균형패널(balanced panel)을 사용하였다.

이러한 최종 분석대상 표본을 보면, 2006년에 실업자는 4,987명, 취업자는 1만 8,775명, 2007년의 경우에는 각각 5,195명, 1만 5,191명으로 나타나 안정적으로 분석할 수 있는 표본규모가 확보될 수 있었다.¹²⁾ 2005년부터 2007년까지 3개년 동안 계속 실업상태에 있는 표본만도 841명으로 전체 분석대상의 4.1%를 차지하고 있으며, 3개년 동안 실업과 취업을 한 번이라도 경험한 표본은 8,796명으로 전체의 43%를 차지하고 있다.¹³⁾

12) 이하에서 실업 또는 실업자는 앞에서 정의한 유사실업, 유사실업자를 의미한다.

13) 장민(2009. 7)에서는 우리와 비슷한 범주로 유사실업자를 정의하고 그 실업률(“유사실업률”)을 13% 수준이라고 밝힌 바 있는데, 본고에서 연간 유사실업률은 14.4%(=43.15/3)로 그와 비슷한 수치를 보이고 있다.

〈표 2〉 분석대상 표본의 구성

구분		빈도(명)	비율(%)
2005~2006년	실업-실업	1,889	7.95
	실업-취업	2,376	10.00
	취업-실업	3,098	13.04
	취업-취업	16,399	69.01
	계	23,762(기타 2,780)	100.0
2006~2007년	실업-실업	2,003	9.83
	실업-취업	1,990	9.76
	취업-실업	3,192	15.66
	취업-취업	13,201	64.76
	계	20,386(기타 6,156)	100.0
구분		빈도(명)	비율(%)
2005~2007년	실업-실업-실업	841	4.13
	실업-실업-취업	648	3.18
	실업-취업-실업	445	2.18
	실업-취업-취업	1,611	7.90
	취업-실업-실업	1,162	5.70
	취업-실업-취업	1,342	6.58
	취업-취업-실업	2,747	13.47
	취업-취업-취업	11,590	56.85
	계	20,386(기타 6,156)	100.0

주: 기타는 유사실업에 포함되지 않은 비경제활동인구('순수 비경활') 및 결측치임.

2. 분석방법

본 연구에서는 앞서 살펴본 Heckman and Borjas(1980)나 Ellwood(1982), 그리고 후속 유사 연구의 방법론의 시사점을 고려하여, ① 안정적 표본을 가지고, ② 실업발생 경험(event) 및 실업기간(duration) 모두에 대하여, ③ 개인적 이질성(individual heterogeneity) 및 초기조건(initial condition)을 적절하게 통제하여 진정한 상태의존성의 존재를 검증하고자 하였다.

이에 따라 본 연구의 분석과정은 총 3단계로 구성된다. 1단계에서는 각 연도

별 취업 여부 간의 상관관계와 그 특징을 살펴보기 위하여 기초분석을 실시한다. 2단계에서는 현재의 취업 여부에 대하여 전기의 상황이 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위해 로지스틱모형을 이용하여 검정한다. 또한 미취업기간에 대하여 전기의 상황이 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위해 다중회귀분석을 이용하여 검정한다. 그러나 이들 분석은 관찰되지 않은 개인의 이질성이나 초기조건 등이 통제되지 않은 결과이다. 따라서 3단계로 개인적 이질성을 통제하기 위하여 매칭방법(propensity score matching)을 이용하여 분석하였다.¹⁴⁾ 2개년도 패널조사에서 회고조사에 의하여 1개년도를 추가 확보한 3개년도 패널표본이라는 한계 때문에 변수 등에 제약이 있기는 하였으나 Ellewood(1982)나 남기곤(2007)과 같이 차분방법을 이용한 결과도 참고로 제시하였다.

관찰되지 않는 이질성(unobserved individual-specific heterogeneity)을 통제하기 위한 매칭방법은 사회과학분야의 정책이나 제도의 영향을 파악할 때 많이 사용된다. 사회과학은 자연과학과 달리 무작위 실험이 불가능하기 때문에, 그 효과를 파악하고자 할 때 마땅한 대조군(비교집단)을 설정하는 데 어려움이 있다. 원래의 데이터를 그대로 분석에 이용할 경우 인적 속성요소에 의한 차이가 현 상황에 의한 차이와 결합하여 순효과를 상쇄시킬 수 있기 때문이다. 우리가 밝히고자 하는 주제에서 보면, 현재의 실업상태가 개인의 어떤 속성 때문에 비롯된 것인지 아니면 과거의 사건경험, 즉 낙인효과에 의해서 발생한 것인지 판단이 모호해지게 된다. 개인의 속성요소는 설명변수의 설정만으로는 다 통제될 수가 없기 때문에 관찰되지 않는 개인의 이질성을 통제하기 위하여, 다른 속성적 요소는 동일하지만 현 상황만 다른 그룹으로 표본을 재구성할 필요가 있으며 그 방법 가운데 하나로 성향점수매칭(propensity score matching: PSM)방법을 이용하였다.

PSM방법은 Rosenbaum and Rubin(1983)으로부터 제안되었다. 이 방법론은 정부정책, 교육훈련 등 어떤 프로그램에 대한 효과를 측정하기 위해 개발된 비모수적 방법론이다. PSM방법론의 주목적은 무작위 실험이 불가능할 때, 그와 유사한 조건을 만들어 내는 데 있다. 본 연구 실증방법의 핵심은 어떻게 표본을 동일집단으로 만드느냐 하는 것에 있다. 즉, 다른 초기조건은 동일한 상태에서 오로지 과거의 미취업 여부가 현재의 취업상태에 어떠한 영향을 미치는지를 과

14) 여전히 초기조건의 문제가 남아 있으나, 같은 해 대학졸업자를 대상으로 한 패널조사 표본인 만큼 출발시점의 배경이 다른 표본과 달리 상대적으로 동질적이어서, 가족 배경과 관련한 몇 가지 변수를 포함하여 매칭하는 방법으로 이 문제를 해결하고자 하였다.

악해야 하는 것이다. PSM방법은 개인들의 초기조건을 동일하게 통제함으로써 관측 불가능한 상황을 그와 유사한 조건으로 파악할 수 있는 준실험적 방법이다. 이러한 분석과정을 통해 우리는 개인의 이질성과 선택편의가 제거된 표본을 얻을 수 있다. 과거 많은 선행연구에서 이용된 2SLS나 3SLS 추정방법을 이용하여도 이러한 문제는 제거할 수 있으나 표본을 동일집단으로 만들어 비교·분석하는 데는 부족한 면이 있다. 특히, PSM방법론은 데이터 분포에 관한 특별한 가정을 필요로 하지 않고, 다른 많은 방법론과 함께 사용되어 여러 강한 가정을 풀어 주는 효과가 있다.

PSM방법론은 ‘프로그램 참여의 강한 무관계성의 가정(strongly ignorable treatment assignment assumption)’의 개념에 기초하고 있다. 이 가정은 두 가지의 세부 가정을 만족할 때 성립하는데, 구체적으로 ‘가능한 프로그램 참여자에 관한 특성이 주어진다면 프로그램의 참여 여부와 성과변수들은 독립적이다’라는 조건부 독립성의 가정(conditional independence assumption)과 ‘프로그램 참여집단과 비참여집단의 프로그램 참여확률은 공통의 영역 내에 있다’는 공통영역의 가정(common support assumption)이 그것이다(Rosenbaum and Rubin, 1983; Dehijia and Wahba, 1998, 1999; Zhao, 2000; 이상훈, 2007에서 재인용). 즉, 다시 말하면 다음과 같다.

[가정 1] 조건부 독립성의 가정(conditional independence assumption: CIA)

$$(Y_1, Y_0) \perp T | X. \quad (1)$$

[가정 2] 공통영역의 가정(common support assumption)

$$0 < \Pr(T=1 | X) < 1. \quad (2)$$

조건부 독립성의 가정은 매칭방법론을 정당화하는 가장 중요한 가정으로, 성과와 관련한 모든 차이는 관찰된 변수에 의해 통제가 가능하다는 것이다. 이는 관찰되지 않은 어떤 특성도 프로그램 참가에 영향을 주지 않는다는 것을 의미한다. 즉, 관찰된 변수들이 프로그램의 참가와 성과를 결정하게 된다. 위의 두 가정이 만족된다면, 프로그램 지원자들의 특성을 반영하는 충분한 수의 통제변수가 존재할 때 선택편의가 없는 프로그램의 효과(unbiased estimation of effect of a program)를 추정할 수 있다.

PSM방법론은 프로그램 참여에 대한 예상확률에 근거한 통계적 추정치인 성향점수(propensity score)를 사용한다. 성향점수는 프로그램 지원자들의 관찰된 특성이 주어질 때 프로그램에 참여하게 될 확률을 의미한다. X 를 관찰된 개체들의 특성 벡터(a vector of observed individual characteristics)라 할 때 X 의 함수로서 성향점수 $p(X)$ 를 다음과 같이 정의할 수 있다(이상훈, 2007에서 재인용).¹⁵⁾

$$\text{PropensityScore} = P(X) = \Pr(T=1|X). \quad (3)$$

성향점수매칭방법은 프로빗 확률에 기반한 모형으로, 프로빗모형의 확률값을 점수화하여 유사한 점수를 갖는 관측치를 묶는 방법이다. 성향점수에 대한 구체적인 알고리즘(algorithm)은 다음과 같이 전개된다.

- 1단계: 프로빗(또는 로짓)모형의 추정

$$\Pr(T_i=1|X_i) = \Phi(h(X_i))$$

- 2단계: 성향점수를 이용하여 k 개의 비교 가능한 동일샘플로 data set을 재구성
- 3단계: 각각의 매칭된 쌍(paired sample)들은 그 속성이 다르지 않다는 것을 확인하기 위해 검정 실시
- 4단계: 검정결과 동일표본이 아닐 경우 구간을 재분류하고 검정을 실시
- 5단계: 계속해서 이러한 속성적 요소가 다르지 않을 때까지 반복 수행
- 6단계: 각각의 구간 내에서 속성변수들 간에 평균 차이가 없다는 것을 검정
- 7단계: 만약 하나 또는 그 이상의 평균값이 다르면 좀더 적게 특화된 $h(X_i)$ 의 기준을 적용

이러한 방법에 대하여 옹호론자들은 매칭의 방법이 회귀모형 등에서 필요한 강한 가정들이 없어도 적용 가능하기 때문에 그 결과의 해석에서도 더 타당성

15) Rosenbaum and Rubin(1983)은 Propensity Score의 정의에 따라 앞서 설명한 [가정 1]과 [가정 2]가 만족된다면 두 가정을 X 변수들의 함수로서 구해진 성향점수에도 적용할 수 있음을 증명하였고 이를 다음과 같은 부명제로 정리하였다.

[부명제 1] $X \perp T | P(X)$,

[부명제 2] $(Y_1, Y_0) \perp T | P(X)$, $0 < \Pr(T=1|P(X)) < 1$.

위의 가정으로부터 참여집단과 비참여집단의 프로그램 참여 후의 성과에 대해서 다음과 같은 관계가 성립한다. $E(Y_0|T=1, P(X)) = E(Y_0|T=0, P(X))$

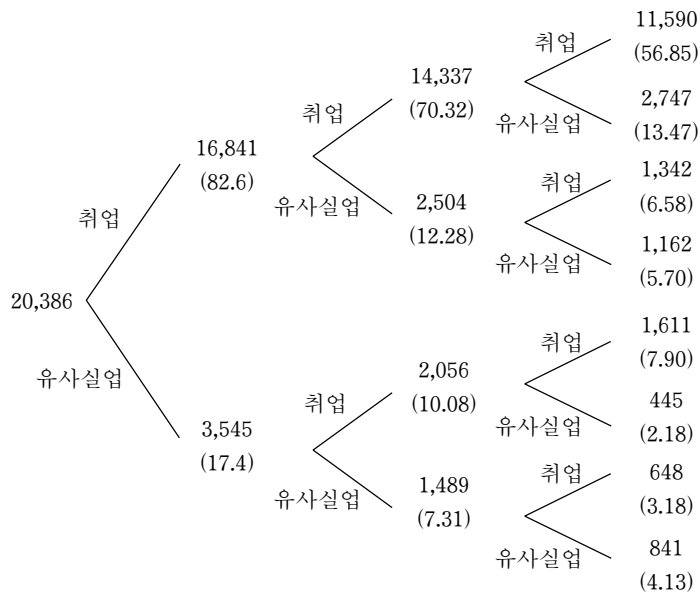
을 갖는다고 주장하고 있다. Dehejia and Wahba(1998, 1999)는 미국의 NSWDC 자료를 가지고 성향점수방법을 적용하면 편위의 대부분을 제거하는 것으로 나타난다는 결과를 제시하고 있으며, Dehejia and Wahba(2002) 역시 성향점수를 이용한 매칭이 성공적이라고 판단하고 있다.

IV. 분석결과

1. 기초분석

대졸자의 졸업 후 실업경험이 미치는 장기적 효과를 살펴보고자, 우선 GOMS 1, 2차 자료 및 회고조사를 이용한 2005~2007년 3개년의 분석대상 표본, 즉 한 번이라도 취업이나 실업상태에 있었던 것으로 확인된 표본을 대상으로 취업 여부 상황을 추적한 것이 <그림 1>이다.

분석대상 표본 2만 386명 중 최초 3개년 동안 계속하여 취업상태에 있는 사람은 전체 표본의 56.9%이다. 이를 연도별로 보면, 2005년도에 취업상태에 있었던 사람은 1만 6,841명(82.6%)이고, 실업상태에 있던 사람은 3,545명(17.4%)



<그림 1> 취업 및 실업 상태의 연속 추이

이었다. 그런데 2005년도에 취업상태에 있던 사람 중 2006년도에 취업해 있는 사람은 85.1%로 나타나는데, 이는 2005년도에 실업상태에 있던 사람 중 2006년도에 취업한 사람 비율인 58.0%보다 훨씬 높다. 전기에 취업해 있던 사람일 수록 다음 기에 취업해 있을 확률이 높음을 시사하는 것이다.¹⁶⁾

이러한 차이는 시간이 지나더라도 변하지 않음을 확인할 수 있다. 2005년도 취업자 중 2006년 취업자 비율은 85.1%, 2007년도 취업자 비율은 76.8%이다. 반면에 2005년도에 실업상태에 있던 사람의 2006년도 및 2007년도 취업비율은 58.0%에서 63.7%로 높아지고는 있으나 취업경험자에 비하여 여전히 상당히 낮은 수준이다.

이러한 특징을 성별로 살펴본 것이 <표 3>이다. 2005년도 실업자였던 사람 가운데 2007년도에 취업한 사람은 남성이 63.0%, 여성은 64.6%이나 2005년도 취업자였던 사람 가운데 2007년도에 취업한 사람은 남성이 76.2%, 여성이 74.5%로 나타나 성별을 불문하고 과거의 실업경험이 취업성과에 부정적인 효과를 미칠 수 있음을 보여 주고 있다. 학력별로 보아도 이러한 경향은 뚜렷하게 나타난다. <표 4>에서 보는 것처럼 2005년도 실업자였던 사람 가운데 2007년도에 취업한 사람은 전문대졸자가 63.3%, 대졸자가 63.9%임에 비하여 2005년도 취

<표 3> 성별 취업 및 실업상태 연속 추이(2005~2007년)

구 분 (2005-2006-2007)	여 성		남 성	
	빈 도	비 율	빈 도	비 율
실업-실업-실업	354	3.90	487	4.31
실업-실업-취업	253	2.79	395	3.49
실업-취업-실업	220	2.42	225	1.99
실업-취업-취업	796	8.77	815	7.21
취업-실업-실업	549	6.05	613	5.42
취업-실업-취업	657	7.24	685	6.06
취업-취업-실업	1,351	14.88	1,396	12.35
취업-취업-취업	4,899	53.96	6,691	59.18

주: 유사실업에 포함되지 않은 비경활인구(순수 비경활) 및 결측치는 6,156명.

16) 이에 대하여 우리나라는 취업계약이 대체로 1년 이상이어서 전년도 취업자가 다음 해에도 취업자로 남아 있을 확률이 실업자가 다음 해에 취업할 확률보다 높은 것은 당연하다는 지적이 있을 수 있다. 전기와 다음 기의 고용형태 지속성에는 이러한 계약기간효과와 순수한 관성효과, 그리고 여기서 밝히고자 하는 낙인효과 등이 혼재되어 나타날 것이며 여기에서도 이를 부정하는 것은 아니다. 아무튼 이러한 문제의식을 일깨워 준 익명의 논평자에게 감사드린다.

〈표 4〉 학력별 취업 및 실업상태 연속 추이(2005~2007년)

구 분 (2005-2006-2007)	전문대졸		4년제 대학교졸	
	빈 도	비 율	빈 도	비 율
실업-실업-실업	223	2.84	618	4.93
실업-실업-취업	171	2.18	477	3.81
실업-취업-실업	145	1.85	300	2.39
실업-취업-취업	464	5.90	1,147	9.16
취업-실업-실업	467	5.94	695	5.55
취업-실업-취업	580	7.38	762	6.08
취업-취업-실업	1,139	14.49	1,608	12.84
취업-취업-취업	4,670	59.42	6,920	55.24

주: 유사실업에 포함되지 않은 비경활인구(순수 비경활) 및 결측치는 6,156명.

〈표 5〉 연도별 미취업 개월수의 상관계수

연 도	2005년	2006년	2007년
2005년	1.00	0.61(.0001)	0.34(.0001)
2006년		1.00	0.51(.0001)
2007년			1.00

주: 괄호 안은 유의수준.

업자였던 사람 가운데 2007년도에 취업한 사람은 전문대졸자가 76.6%, 대졸자가 76.9%로 나타나고 있다. 한편, 3개년 연속 취업상태에 있는 비율은 남성이 59.2%이나 여성은 54.0%로 나타나 남성의 취업안정성이 더 클 수 있음을 보이고 있다.

〈표 5〉는 미취업(실업)¹⁷⁾ 개월수의 상관계수를 추정한 것이다. 이 표를 살펴보면 지난 기와 바로 다음 기 사이에는 미취업 개월수의 상관계수가 0.61과 0.51로 비교적 높은 양의 상관관계를 보이고 있다. 2005년도의 효과는 비록 2006년도에 비하여 줄어들기는 하지만 2007년도에도 유의하게 영향을 미치고 있다.

17) 여기에서 실업은 유사실업을 의미하기에 완전실업자의 경우에는 실업기간이나 기타 유사 실업자의 경우에는 미취업기간이 된다.

2. 회귀분석

이러한 기초분석이 시사하는 바는 지난 기의 실업 여부 또는 실업기간이 다음 기의 실업, 즉 경제활동 상태에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 따라서 여기에서는 관찰 가능한 요인들을 통제한 상태에서 전기의 실업이 다음 기의 실업에 유의한 영향을 미치는지를 회귀분석을 통하여 살펴보고자 하였다. 먼저 취업 여부를 중심으로 전기의 상황이 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위해 로지스틱모형을 이용하여 회귀분석을 실시하였다.

본 로짓분석에서의 종속변수는 취업=1, 실업=0의 더미변수이며, 설명변수로 종속변수의 시차변수(실업 여부)를 상태의존성의 존재 여부를 파악하기 위한 변수로서 도입하였다. 동시대 대학졸업자라는 비교적 동일집단 패널이기에 초기조건의 문제는 다른 표본에서처럼 심각하지 않을 가능성이 크다. 그럼에도 불구하고 우리나라의 상황에서 취업에 일정하게 영향을 미치는 것으로 나타난 부모의 학력(아버지), 가구소득(총소득)을 고려하였다. 기타 관찰 가능한 인적속성으로 성, 연령, 지역을 고려하였으며, 대학교육 변수로서 4년제 대학 여부, 전공, 그리고 직업훈련과 자격증의 노동시장효과를 통제하기 위하여 훈련이수 여부, 자격증 보유 여부, 기타 사회적 변수로서 결혼 여부를 추가적인 설명변수로 도입하였다.

〈표 6〉에서 보듯이 전년도에 실업상태에 있던 사람은 다음 해에 취업할 확률이 낮아지고 있으며, 그 계수값은 2006년과 2007년도 모두 안정적인 수치를 보이고 있다. 예를 들면, 2005년도에 실업상태에 있던 사람은 2006년도에 취업할 확률이 취업해 있던 사람보다 0.248배 낮아지고 있다. 기타 변수에서는 성별 차이는 없으며, 연령이 많을수록, 서울지역일수록, 그리고 대학에서 전공이 교육계열이나 의약계열일수록 취업 가능성이 높아지고 있다. 아버지의 학력은 영향을 못 미치나 기혼자가 취업확률이 더 높으며, 2005년도에는 가구의 소득수준이 높은 대졸자일수록 취업확률이 더 높게 나타났다.

다음으로는 미취업 개월수를 가지고 지난 해의 미취업기간이 다음 해의 미취업 기간에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위해 다중회귀분석을 이용하여 검정하였다.

〈표 7〉에서 보는 바와 같이 여기에서도 결과는 로짓분석과 유사하다. 전년도 미취업기간이 1개월 증가할수록 다음 해 미취업기간은 약 0.4~0.6개월 길어지는 것으로 나타나고 있다. 기타 변수에서는 조금씩 차이를 보이고 있는데, 연령

〈표 6〉 전 해 실업이 다음 해의 취업에 미치는 영향: 로지스틱 회귀분석

	변 수	2006년 취업		2007년 취업	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
	상수항	-105.3***	12.354	-47.482***	10.902
인적 속성	성별(남성)	-0.057	0.040	0.056	0.040
	연령	0.055***	0.006	0.025***	0.006
	지역(서울)	0.113**	0.043	0.164***	0.044
대학교육 및 훈련	학력(4년제)	-0.063	0.038	-0.045	0.038
	전공: 사회계열	-0.054	0.050	-0.022	0.051
	전공: 교육계열	0.497***	0.077	0.610***	0.080
	전공: 공학계열	0.108*	0.052	0.090	0.052
	전공: 자연계열	-0.091	0.062	-0.006	0.064
	전공: 의약계열	0.476***	0.086	0.163*	0.080
	직업훈련 여부	0.115*	0.047	-0.425***	0.055
	자격증보유 여부	-0.070	0.038	-0.458***	0.058
사회적 배경 (초기조건)	결혼 여부(기혼)	0.421***	0.073	0.527***	0.060
	아버지 학력	0.007	0.005	-0.001	0.005
	가구 총소득	0.003***	0.001	0.001	0.001
	전기 경제상태(실업)	-1.396***	0.038	-1.323***	0.038
모형 검정통계량	AIC	24,136.278		22,893.239	
	SIC	24,144.342		22,901.150	
	-2 Log L	24,134.278		22,891.239	
귀무가설 검정통계량	Likelihood ratio	1,871.730***		1,875.506***	
	Score	2,009.426***		1,967.817***	
	Wald	1,781.029***		1,748.863***	

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

이 많을수록, 교육과 의약계열일수록 미취업기간이 짧아 취업성과가 좋다는 것은 앞의 로짓분석 결과와 유사하다.

〈표 7〉 전년도 미취업기간이 다음 해 미취업기간에 미치는 영향: 다중회귀분석

	변 수	2006년 미취업기간		2007년 미취업기간	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
	상수항	38.088***	10.544	31.948***	8.920
인적 속성	성별(남성)	-0.083	0.045	-0.263***	0.039
	연령	-0.019***	0.005	-0.016***	0.005
	지역(서울)	-0.095*	0.048	-0.035	0.042
대학교육 및 훈련	학력(4년제)	-0.109*	0.043	-0.019	0.038
	전공: 사회계열	-0.223***	0.058	-0.057	0.052
	전공: 교육계열	-0.609***	0.084	-0.376***	0.073
	전공: 공학계열	-0.143*	0.059	-0.158**	0.052
	전공: 자연계열	0.264***	0.071	0.085	0.064
	전공: 의약계열	-0.505***	0.091	-0.349***	0.080
	직업훈련 여부	-0.380***	0.053	-0.218***	0.060
	자격증보유 여부	-0.081	0.043	0.792***	0.062
사회적 배경 (초기조건)	결혼 여부(기혼)	-0.059	0.070	0.262***	0.052
	아버지의 학력	0.007	0.006	0.008	0.005
	가구소득	0.000	0.001	-0.002*	0.001
	전기 미취업기간	0.562***	0.005	0.391***	0.004
R^2		0.376		0.270	
조정된 R^2		0.375		0.269	
F 값		1,052.14***		574.26***	

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

3. 낙인효과 검증

그러나 위의 회귀분석은 관찰되지 않은 개인의 이질성이 통제되지 않은 결과이다. 즉, 이 방법만으로는 동일한 사람(초기조건이나 이질성 문제가 없는 가정)임에도 불구하고 지난 해에 실업이라는 상태에 놓여 있었기 때문에 다음 해에 실업상태에 놓일 확률이나 기간 등에 영향을 받는다는 것, 즉 진정한 상태 의존성을 정확히 관별해 낼 수가 없는 것이다.

이에 따라 여기에서는 앞에서 소개한 매칭방법(성향점수매칭: PSM)에 따라

〈표 8〉 성향점수매칭을 위한 프로빗모형

	변 수	2006년 취업	
		추정계수	표준오차
	상수항	2.173***	0.071
인적 속성	성별(남성)	-0.076*	0.034
교육 및 훈련	학력(4년제 대학교)	-0.430***	0.035
	전공: 사회계열	-0.485***	0.063
	전공: 교육계열	-0.296***	0.053
	전공: 공학계열	-0.391***	0.069
	전공: 자연계열	-0.262***	0.053
	전공: 의약계열	-0.577***	0.060
사회적 배경	결혼 여부(기혼)	0.669***	0.049
	아버지의 학력	-0.036***	0.005
	가구소득	0.002**	0.001
모형 검정통계량	AIC	27,706.574	
	SIC	27,714.750	
	-2 Log L	27,704.574	
귀무가설 검정통계량	Likelihood ratio	740.782***	
	Score	696.119***	
	Wald	671.906***	

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로유의함을 나타냄.

분석을 실시하였다. X 를 관찰된 개체들의 특성 벡터라 할 때 X 의 함수로서 성향점수 $PropensityScore = P(X) = \Pr(T=1|X)$ 를 계산하기 위하여 우선 프로빗 분석을 실시하여야 한다. 다음으로는 이 프로빗모형의 확률값을 점수화하여 유사한 점수를 갖는 관측치를 묶어 나가는 방법이다. 이 과정에서 개인들의 다양한 속성적 요소 가운데 통계적으로 유의한 변수를 이용하기 위해 단계적 회귀방법의 후진소거법(backward)을 이용하였으며, 매칭시키는 유의한 확률적 범위는 0.0001 이하로 한정하였다.

〈표 8〉은 성향점수매칭 과정의 프로빗 분석결과이다. 우리가 설명변수로서 도입하고 있는 연령, 지역이나 직업훈련, 자격증 여부 등의 변수도 원래의 모형에서는 반영하였으나 단계적 회귀분석 과정에서 제거되었으며, 이 분석결과에

〈표 9〉 매칭데이터를 이용한 미취업기간에 대한 분석

	변 수	2006년 미취업기간		2007년 미취업기간	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
	상수항	66.147***	19.762	9.252	16.866
인적 속성	성별(남성)	0.011	0.072	-0.094	0.061
	연령	-0.034**	0.010	-0.005	0.009
	지역(서울)	-0.064	0.073	-0.136*	0.065
대학교육 및 훈련	학력(4년제)	0.015	0.073	-0.045	0.063
	전공: 사회계열	-0.007	0.094	0.113	0.081
	전공: 교육계열	-0.936***	0.132	-0.210	0.109
	전공: 공학계열	0.249**	0.095	-0.282***	0.082
	전공: 자연계열	0.601***	0.106	-0.035	0.094
	전공: 의약계열	-0.396*	0.178	-0.173	0.148
	직업훈련 여부	-0.608***	0.088	-0.231*	0.093
	자격증보유 여부	-0.127	0.068	0.650***	0.095
사회적 배경 (초기조건)	결혼 여부(기혼)	0.087	0.140	0.089	0.105
	아버지의 학력	0.015	0.010	0.004	0.008
	가구소득	0.000	0.001	-0.003**	0.001
	전기의 실업 여부	4.362***	0.151	2.993***	0.070
	전기 미취업기간	0.189***	0.017	0.173***	0.008
R^2		0.4653		0.37985	
조정된 R^2		0.4645		0.3773	
F 값		619.82***		319.39***	

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

따라 성별, 학교, 전공, 결혼 여부, 아버지의 학력, 가구소득이 유사한 관측치를 이용하여 분석에 반영하였다.

매칭결과 총 11,414개의 표본이 유사속성집단으로 짝을 이루어 이를 분석모형에 반영하였다.

매칭데이터를 이용하여 전년도 실업 여부 및 미취업 개월수가 다음 해에 어떠한 효과를 미치고 있는지를 분석한 결과가 〈표 9〉에 제시되어 있다. 2006년과 2007년 두 해 모두에 있어 전년도 실업 여부나 미취업기간이 다음 해의

〈표 10〉 매칭데이터를 이용한 미취업기간에 대한 분석(남성)

	변 수	2006년 미취업기간		2007년 미취업기간	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
	상수항	97.014**	29.753	-17.723	24.163
인적 속성	연령	-0.050**	0.015	0.009	0.013
	지역(서울)	0.031	0.098	-0.066	0.087
대학교육 및 훈련	학력(4년제)	0.092	0.096	-0.080	0.082
	전공: 사회계열	0.132	0.137	0.027	0.117
	전공: 교육계열	-0.371	0.240	-0.168	0.204
	전공: 공학계열	0.305*	0.124	-0.344**	0.108
	전공: 자연계열	0.576***	0.156	-0.033	0.137
	전공: 의약계열	-0.011	0.278	-0.187	0.228
	직업훈련 여부	-0.657***	0.119	-0.063	0.135
	자격증보유 여부	-0.193*	0.085	0.861***	0.135
사회적 배경 (초기조건)	결혼 여부(기혼)	-0.757***	0.193	-0.426**	0.132
	아버지의 학력	0.014	0.012	0.004	0.010
	가구소득	-0.002	0.002	-0.004**	0.001
	전기의 실업 여부	4.626***	0.198	2.969***	0.094
	전기 미취업기간	0.201***	0.021	0.172***	0.010
R^2		0.5148		0.3987	
조정된 R^2		0.5137		0.3968	
F 값		444.28***		206.85***	

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

미취업기간을 늘리는 것으로 나타나고 있다. 전년도에 실업상태에 있었을 경우가 취업상태에 있었을 경우보다 미취업기간을 3~4개월 더 증가시켰으며, 전년도 미취업 개월수가 1개월 증가할 경우 다음 해 미취업기간은 약 0.2개월 증가하고 있다.

성별로 나누어 보면, 이러한 실업의 낙인효과는 남성과 여성 모두에서 분명하게 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 남녀 모두에 있어 전년도의 실업경험이 다음 해의 미취업기간을 증가시키고, 또한 전년도의 미취업기간이 길수록 다음 해 미취업기간도 길어지는 것으로 나타났다.

〈표 11〉 매칭데이터를 이용한 미취업기간에 대한 분석(여성)

	변 수	2006년 미취업기간		2007년 미취업기간	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
	상수항	65.309*	26.814	61.904*	24.171
인적 속성	연령	-0.033*	0.014	-0.032*	0.013
	지역(서울)	-0.174	0.110	-0.216*	0.097
대학교육 및 훈련	학력(4년제)	-0.027	0.113	0.028	0.097
	전공: 사회계열	-0.133	0.131	0.182	0.114
	전공: 교육계열	-1.242***	0.163	-0.231	0.133
	전공: 공학계열	0.159	0.167	-0.198	0.146
	전공: 자연계열	0.638***	0.145	-0.057	0.131
	전공: 의약계열	-0.722**	0.233	-0.159	0.197
	직업훈련 여부	-0.526***	0.130	-0.373**	0.129
	자격증보유 여부	-0.010	0.111	0.453***	0.135
사회적 배경 (초기조건)	결혼 여부(기혼)	1.989***	0.204	0.905***	0.172
	아버지의 학력	0.017	0.015	0.008	0.013
	가구소득	0.003	0.002	-0.002	0.002
	전기의 실업 여부	4.089***	0.230	2.991***	0.105
	전기 미취업기간	0.162***	0.025	0.175***	0.012
R^2		0.4152		0.3612	
조정된 R^2		0.4134		0.3586	
F 값		241.45***		139.32***	

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

남성과 여성을 비교하여 보면, 2006년도의 경우에는 실업 여부나 미취업기간 모든 변수에서 남성의 계수값이 여성보다 더 높아 남성에게 실업의 낙인효과의 강도가 더 큰 것으로 나타나고 있으나, 2007년도에는 그 차이가 거의 없어지고 있다.¹⁸⁾

마지막으로 Ellwood(1982), 남기곤(2007) 등과 같이 차분방정식(difference

18) 강순희 외(2004)에서는 30세 이전에는 여성이 남성보다, 30세 이후에는 남성이 여성보다 낙인효과의 강도가 더 큰 것으로 나타났다. 남기곤(2007)은 남성의 경우 여성보다 미취업 경험의 낙인효과가 강하며, 남녀 모두에 있어 그 효과가 미국과 비교하여서 더 두드러진다고 하고 있다.

〈표 12〉 차분모형을 이용한 미취업기간에 대한 분석

변수	남 성		여 성	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수항	-1.395***	0.041	-1.451***	0.052
직업훈련 변화(2007-2006)	-0.005	0.057	-0.114**	0.058
자격증 변화(2007-2006)	0.164***	0.050	0.072	0.059
결혼상태 변화(2007-2006)	0.170	0.110	1.204**	0.162
취업상태의 변화(2006-2005)	3.196***	0.062	3.210***	0.066
미취업기간 변화(2006-2005)	0.423***	0.008	0.442***	0.009
R^2	0.251		0.270	
조정된 R^2	0.251		0.269	
F 값	776.83***		706.48***	

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

equation)모형을 통하여 이질성을 통제하는 방법을 통하여 낙인효과의 존재를 다시 한 번 검증해 보았다. 대졸자 직업이동경로조사(GOMS)의 경우, 조사패널이 2개년 밖에 되지 않아 원래는 차분모형을 이용할 수 없었으나, 2006년 1차 조사에서 2005년의 미취업기간에 대한 정보를 구할 수 있기 때문에 그 변수를 이용하여 모형을 구성하였다. 차분모형에서는 성, 연령 등 개인의 고유특성 변수는 이용할 수 없기 때문에 모형에서 제외하였으며, 이에 따라 성별로 나누어 분석하였다. 이 모형에서 종속변수는 '2007년의 미취업 개월수-2006년의 미취업 개월수'이다.

〈표 11〉에서 보면 미취업기간의 변화, 즉 2005년도에 비하여 2006년도에 미취업기간이 길어졌을 경우에는 2007년도 미취업기간이 2006년도에 비하여 더 길어짐을 보이고 있다. 길어지는 정도는 1개월의 변화분에 대해서 2007-2006년간 약 0.4개월 더 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이는 남성과 여성에 있어 비슷하다. 이와 같이 차분방정식을 활용한 검증에서도 실업의 낙인효과가 존재함을 보여 주고 있다.

V. 결 론

본고에서는 2005년도 대학졸업자를 대상으로 한 2개년도에 걸친 패널조사를 가지고 실업의 구조화와 관련하여 문제가 되는 실업의 지속적 영향, 이른바 실업의 낙인효과의 존재 여부와 그 특징을 실증적으로 검토하였다. 관찰되지 않는 개인적 이질성(unobserved individual heterogeneity)과 진정한 상태의존성(true state dependence)의 효과를 구분하여 살펴보고자 성향점수매칭(PSM)방법을 이용하였으며, 차분모형도 참고로 활용하였다. 여기에서 진정한 상태의존성은 이른바 실업의 낙인효과(stigma 또는 scarring effects)를 나타내는 것으로서 과거 실업경험과 현재 실업경험이 인과관계를 가진다는 것으로, 이를 연장하면 현재 실업을 경험하지 않는 사람이 만일 현재 실업을 경험한다면 미래에 다르게 행동한다는 것을 의미한다.

분석결과에 따르면 대졸 청년층에 있어 남자와 여자 모두에서 개인적 이질성을 통제한 후에 이전과 현재의 실업 간 구조적 관계가 나타나 이른바 실업의 낙인효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결론은 실업정책에 대한 일부 비판에도 불구하고 청년 인턴십 등 청년실업에 대한 정부정책이 균형실업률 또는 자연실업률에 긍정적 영향을 미칠 수 있다는 것을 의미한다. 특히, 실업의 예방과 초기의 실업경험을 막는 것이 중요한 정책적 목적이 되어야 함을 시사하고 있다. 몇 가지 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다.

상대적으로 노동시장참여 기대기간이 길고 노동이동이 심한 청년들에게 있어 초기실업의 낙인효과는 크기 때문에 실업을 포함한 유희화보다는 최소한의 단기적 일자리 제공, 또는 교육훈련에의 참여기회를 적극 제공하여야 한다. 이런 측면에서 대졸자의 실업 가능성을 줄이기 위한 임시적 정책은 중요하다. 실업경험을 막기 위한 다양한 인턴제를 발굴하고, 기존 인턴제와 더불어 이를 내실화하고 안정적인 고용으로 연결될 수 있도록 하는 노력이 지속되어야 한다.

또한 실업예방을 위하여 대졸자 등 청년층에 특화된 진로·직업지도와 상담의 확대 및 내실화가 필요하다. 그리고 만일 실업이 된다면 낙인효과를 최소화하기 위하여 조기탈출을 지원하여야 하며, 낙인효과를 상쇄할 교육훈련에 적극 투자하여야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 강순희·정운형, “실업의 낙인효과와 고용보험제도의 역할,” 『사회법연구』 제11권 제3호, 2004.
- 김동규, “대졸 청년층의 경력변동과 노동시장 성과,” 한국기술교육대학교 박사학위논문, 2010.
- 김안국, “청년층 미취업의 실태와 원인 분석,” 『제1회 산업직업별고용구조조사 및 청년패널 학술대회 논문집』, 중앙고용정보원, 2002.
- 김안국·김미숙·김미란, 『직업훈련 정책평가 계량모형연구』, 한국직업능력개발원, 2004.
- 남기곤, “청소년 미취업자 특성에 관한 분석,” 『청년패널종합분석보고서』, 한국고용정보원, 2007.
- 남재량·김태기, “비정규직, 가교(bridge)인가 함정(trap)인가?” 『노동경제논집』 제23권 제2호, 한국노동경제학회, 2000.
- 류기철, “실업급여 수급 실직근로자의 재취업양상,” 『경제학연구』 제47집 제1호, 1999.
- _____, “취업형태의 지속성에 관한 연구,” 『제2회 한국노동패널 학술대회논문집』, 한국노동연구원·한국노동경제학회, 2000.
- 이기종·김은주, “청년층의 취업과 미취업을 구분하는 요인 탐색,” 『제4회 산업직업별고용구조조사 및 청년패널 학술대회 논문집』, 중앙고용정보원, 2005.
- 이명재·이상준, “Analysis of Job-Training Suffering Dropouts With An Optimal Multiple Matching,” mimeo, 2003a.
- _____, “Analysis of Job-Training effects on Korean Woman,” mimeo, 2003b.
- 이병희, “반복실업과 실업의 장기화,” 『노동경제논집』 제23권 제1호, 한국노동경제학회, 2000.
- _____, 『학교로부터 노동시장으로 이행실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 2001a.
- _____, “청년실업과 경력형성,” 『산업관계연구』 제11권 제2호, 2001b.
- _____, “노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구,” 『노동정책연구』 제2권 제1호, 2002.

- _____, 『청년 노동시장분석』, 한국노동연구원, 2003.
- 이상준, “정책평가를 위한 계량경제학적 방법론과 실증사례,” 한국직업능력개발원, 연구노트 03-2, 2003.
- 이상훈, “정부 R&D 지원의 경제적 성과검증에 관한 연구: Propensity Score Matching 방법론을 이용하여,” 서울대학교 대학원 경제학 석사학위논문, 2007.
- 이효수, “대졸 청년층 노동시장 이행실태와 정책과제,” 한국경제학회 창립 50주년 기념 제10차 국제학술대회 발표문, 2002.
- 장 민, “최근 고용상황 점검과 대응,” 『주간금융브리프』 18-27, 2009. 7.
- 정인수·김기민, 『청년층의 실업실태 파악 및 대상별 정책과제』, 한국노동연구원, 2005.
- 최경수, “청년층 직장정착과정 연구를 위한 회고적 패널의 구축,” 『제1회 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원·한국노동경제학회, 1999.
- 홍서연·안주엽, “청년의 학교 졸업 후 구직기간의 분석,” 『노동정책연구』 제2권 제1호, 2002.
- 황수경, “잠재실업의 구조와 규모,” 『월간노동리뷰』, 한국노동연구원, 2009. 4.
- Amemiya, *Advanced Theory of Econometrics*, Harvard University Press, 1985.
- Arulampalam, Wiji, Alison L. Booth, and Mark P. Taylor, “Unemployment persistence,” *Oxford Economic Papers*, Vol. 52, No. 1, 2000.
- Bean, C. R., “The role of Demand Management Policies in Reducing Unemployment,” in D.J. Snower and G. de la Dehesa, eds., *Unemployment Policy: Government Options for the Labour Market*, CEPR Conference Volume, Cambridge University Press, 1997.
- Corcoran, M., “The Employment and Wage Consequencies of Teenage Women’s Nonemployment,” in R. B. Freeman and D. A. Wise, eds., *The Youth Labor Market Problem*, University of Chicago Press, 1982.
- Dehejia, Rajeev H. and Sadek Wahba, “Propensity Score Matching Methods for Non-experimental Casual Studies,” *National Bureau of Economic Research*, 1999a.
- _____, “Causal Effects in Non-experimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, No. 448, 1999b.

- _____, "Propensity Score-matching Methods for Non-experimental Causal Studies," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 1, 2002.
- Ellwo, D., "Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes," in R. B. Freeman and D. A. Wise, eds., *The Youth Labor Market Problem*, University of Chicago Press, 1982.
- Flaig G., G. Licht, and V. Steiner, "Testing for State Dependence Effects in a Dynamic Model of Male Unemployment Behavior," in H. Bunzel, P. Jensen, and N. Westergaard-Nielsen, eds., *Panel Data and Labor Market Dynamics*, Amsterdam, North Holland, 1993.
- Heckman, James J., "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 Economic Applications*, MIT Press, 1981.
- Heckman, J.J. and George J. Borjas, "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence," *Economica*, Aug. 1980.
- Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 1986.
- Lynch, L.M., "The Youth Labor Market in the Eighties: Determinants of Re-employment Probabilities for Young and Women," *The Review of Economics and Statistics* 1(1), 1989.
- McCulloch, A. and S. Dex, "Modelling Male Unemployment Persistence in Britain," *Department of Economics*, University of Cambridge, 1996.
- Muhleisen, M. and K.F. Zimmermann, "A Panel Analysis of Job Changes and Unemployment," *European Economic Studies* 58, 1994.
- Narendranathan, W. and P. Elias, "Influences of Past History on the Incidence of Youth Unemployment: Empirical Findings for the UK," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1993.
- Omori, Yoshiaki, "Stigma Effects of Nonemployment," *Economic Inquiry*, Vol. XXXV, April 1997.
- Rosenbaum, P. and D.B. Rubin, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effect," *Biometrika* 70, 1983.
- Spletzer, James M., "Reexamining the Added Worker Effect," *Economic Inquiry*, Vol.

XXXV, 1997.

Van den Berg and Van Ours, "Duration Dependence and Heterogeneity in French Youth Unemployment Durations," *Journal of Population Economics* 12, 1999.

Vishwanath, Tara, "Job Search, Stigma Effect, and Escape Rate from Unemployment," *Journal of Labor Economics*, Vol. 7(4), 1989.

[Abstract]

Stigma Effect of Unemployment of the College Graduates

SoonHie Kang* · JunKi Ahn**

This paper analyses that the existence of the stigma or scarring effect of unemployment of the college graduates using the Graduates Occupational Mobility Survey panel data. To test the stigma effect of unemployment, we take the methodology of true state dependence test, which verifies if there is any dependency between two states. To control the unobserved individual heterogeneity, we use the propensity score matching methods and difference equation model.

According to the analysis, there exists true state dependence between previous unemployment and present unemployment of a same person. It means that there exists the stigma effect of unemployment in Korea. The stigma effect of unemployment is stronger in male than in female in 2006, but almost same in 2007.

Those findings imply that preventive and active policies for the youth are more important than ex post facto and passive ones to prevent initial unemployment and/or to reduce the stigma effect of unemployment in the youth. Especially, those policies, like internship program, vocational training, counselling and providing information, job matching service are much more suitable.

Keywords: stigma effect of unemployment, true state dependence, propensity score matching methods, difference equation model, active employment policies for the youth

JEL Classification: J6

* First author, Senior Research Fellow, Korea Labor Institute, Tel: 82-2-782-0197, E-mail: shkang@kli.re.kr

** Coauthor, Sungkyunkwan University HRD Center, Tel: 82-2-740-1854, E-mail: firesun@skku.edu