

경기변동과 취업-미취업 이행확률에 대한 분석 : 한국노동패널 자료를 이용한 미시적 접근

고영근* 안태현**

본 연구는 분기별로 구축한 한국노동패널 자료를 이용하여 경기변동에 따른 취업-미취업 이행변동을 인구통계학적 그룹에 따라 미시적으로 분석하였다. 분석 결과, 성별에 따른 취업-미취업 이행에 대한 경기민감성의 차이는 존재하지 않았다. 경기 하강 시 36세~55세 그룹에 비해 56세 이상 고령층 그룹은 미취업에서 취업으로의 이행이 발생할 확률이 더 낮고 취업에서 미취업으로의 이행이 발생할 확률은 더 높았다. 그리고 경기 침체 시 고졸보다 고졸미만 그룹이 취업에서 미취업으로 이행할 확률이 높았다. 또한 경기 후퇴 시 미혼 그룹에 비해 기혼 그룹과 이혼 사별 그룹이 미취업에서 취업으로 이행할 확률이 더 낮았다.

1. 서론

본 연구는 노동시장과 경기변동과의 밀접한 연관성을 바탕으로 2000년부터 2014년까지의 분기별 한국노동패널 자료를 이용하여 경기변동이 취업-미취업 이행확률(transition rate)에 미치는 영향을 미시적으로 분석하였다. 취업-미취업 이행여부를 종속변수로, 인구통계학적 특성과 경기변동과의 교차항을 주요 독립변수로 포함한 선형확률모형을 통해 취업-미취업 이행확률이 경기변동에 따라 인구통계학적 그룹별로 어떤 차이가 있는지 분석하였다. 본 분석을 통해 밝혀진 그룹별 취업-미취업 이행확률에 대한 경기 민감성의 이질성(heterogeneity)을 바탕으로 취약 계층을 위한 효율적 고용 정책 설계에 대한 고찰을 하고자 한다.

* 서강대학교 경제학과 박사과정

** 서강대학교 경제학과 부교수

실업률은 실업으로의 유입과 실업에서의 유출을 통해 결정되기 때문에 경기변동이 실업률에 미치는 영향의 원인을 파악하기 위해서는 노동시장 상태 이행에 관한 동태적인 분석을 필요로 한다. Kim and Lee(2014)는 경제활동인구조사 2000년~2011년 자료를 이용하여 취업, 실업, 비경제활동사이의 이행확률과 경기변동과의 관계를 분석하였는데 균제상태(Steady State)의 분해 분석을 통해 실업률의 변동을 설명할 때 유입(inflow)의 영향이 중요하다는 결과를 제시하였다. 또한 취업에서 실업으로의 이행확률은 경기역행하며 실업에서 취업으로의 이행확률은 경기순행적임을 보였다. Couch and Fairlie(2010)는 기존 정태적 노동성과 변수를 이용한 연구의 한계를 제시하며 경제활동 상태를 취업, 실업, 비경제활동 상태로 각각 나누어 노동시장 이행 확률이 경기변동에 따라 어떻게 반응하는지를 분석하였다¹⁾.

경기 변동은 인구통계학적 그룹에 따라 노동시장 성과에 미치는 영향력이 달라진다(Clark and Summers, 1981; Hoynes, 1999; Borjas, 2005; Couch and Fairlie, 2010). 대체적으로 젊은 사람들일수록, 백인이 아닐수록, 비숙련 노동자일수록, 저학력자들일수록 그렇지 않은 사람들에 비해 상대적으로 고용률, 노동시장 이행확률, 소득과 같은 노동시장 성과들이 경기변동에 대해 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 한국 노동시장의 경우, 남성의 실업률이 여성에 비해 경기변동에 더욱 민감한 것으로 나타났다(류재우, 1997). 그리고 남성에 비해 여성 고용의 경우 단기 경기침체에 대하여 음의 영향을 받는 것으로 나타났다(유옥란, 2008). 또한 실질임금의 경기역행성은 여성에 비해 남성이, 고령층에 비해 젊은 연령층 근로자의 경우 더 큰 것으로 드러났다(Shin, 2012).

본 분석에서는 경제활동 상태를 미취업과 취업으로 구분한 뒤 노동시장 상태의 동태적 움직임을 관찰하기 위해 현재 미취업에서 다음 기 취업으로의 이행과 현재 취업에서 다음 기 미취업으로의 이행여부를 파악하여 이들과 경기변동과의 관계를 분석하였다²⁾. 이를 바탕으로 인구통계학적 그룹에 따라 경기변동으로 인한 노동시장 취업-미취업 이행확률에 어떤 차이가 존재하는지 알아보고자 한다. 이와 같이 취업과 미취업으로의 이행에 관한 연구를 위해서는 개인 단위로 패널화가 가능하면서 장기적인 일자리뿐만 아니라 단기적인 일자리 흐름까지 모두 파악할 수 있는 자료가 필요하다. 본 분석에서는 이와 같은 점을 반영하여 개인의 모든 일자리 흐름에 대한 정보가 존재하는 한국노동패널 2000~2014년 자료³⁾를 이용하되 연도별 단위를 분기별 단위로 변경하여 일자리의 동태적 흐름을 보다 구체적으로 파악하였다⁴⁾. 그리고 24세 이상 비재학생을 대상으로 선정하여 분석하였다.

분석 결과, 성별에 따른 취업-미취업 이행에 대한 경기민감성의 차이는 존재하지 않았다. 경기하강 시 36세~55세 그룹에 비해 56세 이상 고령층 그룹은 미취업에서 취업으로의 이행이 발생할 확률이 더 낮고 취업에서 미취업으로의 이행이 발생할 확률은 더 높았다. 그리고 경기 침체 시 고졸보다 고졸미만 그룹이 취업에서 미취업으로 이행할 확률이 높았다. 또한 경기 후퇴 시 미혼 그룹에 비해 기혼 그룹과 이혼 사별 그룹이 미취업에서 취업으로 이행할 확률이 더 낮았다.

1) 자세한 사항은 제2절 선행연구 참조

2) 데이터의 한계로 인해 미취업을 실업과 비경제활동인구로 구분할 수 없었다.

3) IMF의 특성이 반영된 1998~1999년의 자료는 분석대상에서 배제하였다.

4) 경제활동인구조사의 경우 월별 단위의 장점이 있으나 패널 ID를 제공하지 않고 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 기존의 선행연구를 소개하고, 제3절은 경기변동 측정방법에 대해 설명하고, 제4절은 분석에 사용한 자료 구성방법 및 요약통계량을 제시한다. 제5절은 분석 결과를 제시하며 제6절에서는 결론과 함께 정책적 함의를 제시하며 글을 맺는다.

II. 선행연구

해외의 기존 연구는 경기변동으로 인한 고용률, 노동시장 이행확률, 소득 등의 변동 패턴이 인구통계학적 그룹(인종, 성별, 나이, 교육수준 등)에 따라 어떤 차이가 존재하는지 분석하였다(Clark and Summers, 1981; Hoynes, 1999; Borjas, 2005; Couch and Fairlie, 2010). 대체적으로 젊은 사람들일수록, 백인이 아닐수록, 비숙련 노동자일수록, 저학력자들일수록 그렇지 않은 사람들에 비해 상대적으로 경기변동에 대해 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

과거 경기변동과 인구통계학적 그룹별 고용성과 차이에 관한 연구는 주로 실업률, 임금과 같은 정태적 변수를 종속변수로 두고 분석을 실시하였다. Hoynes(1999)는 지역별 경제 여건 차이가 개인의 고용 및 소득에 미치는 영향을 성별, 학력, 인종별로 분석하였다. 분석결과, 교육수준이 낮고 백인이 아닌 저숙련 여성 노동자는 고학력이며 백인인 숙련 남성노동자에 비해 경기변동에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. Borjas(2005)는 1980년에서 2000년 사이의 미국 인구총조사를 활용하여 이주민일 경우 경기변동시 임금이 더욱 민감하게 반응한다고 분석했다. Bound and Freeman(1992), Cain and Finnie(1990) 등은 장애가 있는 청년들이 그렇지 않은 경우에 비해 지역 실업률이 증가할 때 고용과 소득이 더욱 크게 악화된다고 분석했다.

Couch and Fairlie (2010)는 기존 연구가 경기변화에 따라 고용상태와 같은 정태적 변수의 변화를 분석하는데 그쳐 실업률, 고용률 등의 변화를 가져오는 세부적인 원인을 밝히기 어렵다는 한계가 있음을 지적하였다. 이에 Couch and Fairlie (2010)는 경제활동 상태를 취업, 실업, 비경제활동 상태로 각각 나누어 흑인과 백인의 노동시장 이행률이 경기변동에 따라 어떻게 반응하는지를 분석하였다. 미국의 노동력조사인 CPS (Current Population Survey)를 활용하여 분석한 결과, 경기침체에 흑인들이 가장 늦게 고용된다는 기존의 가설을 입증할 실증적 증거는 없으며 흑인과 백인의 실업률 격차는 경기침체에 흑인이 가장 먼저 해고되기 때문인 것으로 나타났다.

이러한 그룹별 경기 민감성의 이질성에 대하여 생각해 볼 수 있는 원인은 경기 민감도에 따라 그룹별 실업기간 증가율이 다른 점(Abraham and Shimer, 2001)을 들 수 있다. 또한 Hoynes(1999)는 (1)장기 노동 공급 탄력성이 높은 인구통계학적 그룹일수록 노동 수요의 외생적 변화로 인한 임금과 고용의 기대효과가 낮아지며, (2) 인구통계학적 차이가 있는 그룹들이 주로 취업하는 산업 및 직업의 종류가 다른데, 산업 및 직종별로 해고 위험이 상이한 것이 그룹별 경기 민감성의 한 요인일 수 있다고 지적했다. Borjas(2005)는 인종별 임금 격차가 실제로 인종의 차이에서 기인한 것인지, 각 그룹별 인구 구성의 변화에 기인한 것인지 구분할 필요가 있다고 분석했다. 실제로 저임금 노동자에서 히스패닉의 비중이 높아진 것은, 다른 그룹에 비해 히스패닉에서 저숙련 노동자의 비

중이 더욱 빠르게 증가했기 때문인 것으로 나타났다.

한국 노동시장의 경우, Kim and Lee(2014)는 경제활동인구조사 2000년~2011년 자료를 이용하여 취업, 실업, 비경활사이의 이행확률과 경기변동(추세 제거된 실질 GDP)과의 관계를 분석하였는데 취업에서 실업으로의 이행확률은 경기역행하며 실업에서 취업으로의 이행확률은 경기순행적임을 보였다. 그리고 균제상태 (Steady State) 분해를 통해 실업률의 변동을 설명할 때 상태유입(inflow)의 영향이 중요하다는 결과는 모든 연령대별 및 성별에 따라 분석했을 때에도 일치하였다. 특히 청년층과 고령층의 경우 실업률 변동의 90%이상을 유입이 설명함을 보였다. 또한 여성의 경우 실업률 변동의 87%, 남성의 경우 78%를 유출(outflow)이 아닌 유입이 설명하였다. GDP 변동에 따른 노동시장의 반응을 노동의 수요함수와 공급함수로 구성된 연립방정식 체계를 이용하여 분석한 류재우(1997)에서는 GDP 변동이 남성의 경우 임금에 더 큰 효과를 미치고 여성은 고용에 약간 더 큰 효과를 미친다는 사실을 발견하였다. 또한 남성의 실업률이 여성에 비해 경기변동에 더욱 민감한 것으로 나타났다. 경제활동인구조사 자료를 이용하여 경기변동과 청년실업간의 관계를 실업유입, 유출 해자드를 계산하여 분석한 남재량·이철인(2012)의 연구에서는 청년 실업률의 경우 구직확률뿐만 아니라 실직확률의 경기변동 시 움직임이 중요한 역할을 한다는 점을 밝히고 있다. 그리고 경기변동에 따른 여성 노동시장의 수급 및 임금의 변화를 한국노동패널 자료를 통해 분석한 유옥란(2008)의 연구에서는 남성의 경우 고용에 있어 장단기 경제성장률의 변화에 영향을 받지 않는 반면 여성의 경우 단기 경기침체에 대하여 여성 고용이 음의 영향을 받음을 보였다. 1997년~2008년의 한국노동패널 자료를 이용하여 실질 임금의 경기민감성을 분석한 Shin(2012)의 연구에서는 여성에 비해 남성이, 고령층에 비해 젊은 연령층의 근로자의 경우 실질임금이 더욱 경기역행성을 가진다는 것이 나타났다. 그룹별 고용의 경기탄력성의 경우 과거에 비해 크게 증가하였으며 남성고용보다 여성고용이 경기에 순행적으로 움직이는 것으로 나타나고 있다(김준원·신동균, 2010). 또한 외부 충격을 받았을 때 20~30대 근로자보다 40~50대 근로자층에서 고용회복이 더디게 이루어지는 것으로 분석되었다(김용, 2009).

기존 연구와 달리 본 분석에서는 미시적 실증분석을 통해 경기 변동에 따라 개인의 미취업-취업 이행에 관한 인구집단 별 특성을 분석하여 경기변동이 노동시장 취업 상태이동에 어떻게 영향을 미치는지 그 원인을 파악하고자 하였다.

III. 경기변동 측정

본 연구에서는 경기변동을 나타내는 변수로 분기별 16개 시도별⁵⁾ 실업률에서 자연실업률을 차감하여 남은 변동부분을 사용하였다⁶⁾. 자연실업률을 측정하기 위해 Couch and Fairlie(2010)에서 사

5) 거주지 기준

6) 경기변동을 측정하는 시도별 GDP, GNI 같은 경우 통계청에서 분기단위로 제공하고 있지 않음.

용한 방법을 이용하였다. 식 (1)은 인플레이션율과 실업의 관계를 나타낸 예상형 필립스 곡선 (expectations augmented Phillips curve)이다. 자연실업률 μ_0 를 추정하기 위해서 통계청에서 제공하는 1982년 8월부터 2014년 12월까지의 자료를 이용하여 인플레이션율(전년동월비)과 실업률(구직

$$inflation_t - inflation_{t-1} = \beta_1(unemployment_t - \mu_0) \quad (1)$$

$$inflation_t - inflation_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 unempoyment_t + \epsilon_t \quad (2)$$

기간 1주 기준)월별 자료를 생성한 후 (2)번 회귀식을 이용하여 자연실업률 μ_0 를 추정하였다⁷⁾. 추정된 결과 자연실업률은 3.21로 추정되었다⁸⁾. 이는 문소상(2003)에서 추정한 자연실업률 값인 1983~86년 평균4%, 1987~97년 2.5% 내외, 2002년 약 3%와 비교했을 때 평균적으로 유사할 것이라 예측할 수 있으며 신석하·조동철(2003)의 연구에서 나타난 1979년~87년 동안 평균 3.8~4.0%, 1988년~97년 동안 평균 2.5~2.9%, 1998년~97년 동안 약4.3%, 2003년 3.1%의 값을 고려하였을 때도 본 분석에서 사용한 자연실업률 3.21을 한국의 자연실업률로 추정한 것에 대하여 무리가 없어 보인다고 판단된다.

IV. 자료 구성 및 요약 통계량

1. 자료 구성

본 연구에서는 직업력 데이터에서 조사된 일자리를 바탕으로 자료를 생성하였다. 직업력 데이터의 경우 개인의 직업 역사를 모두 보여주기 때문에 개인의 노동시장 이행과정을 정확히 파악할 수 있다. 그리고 선행연구의 결과에서 저학년, 비숙련 노동자일 경우 취업-미취업 이행확률에 있어 경기 민감성이 큰 것으로 나타났는데 이들이 취업하는 대부분의 일자리는 비정규직이라 생각해 볼 수 있다. 이러한 비정규직 노동자의 취업 기간은 짧으며 일자리 이동 횟수 역시 클 것이다. 이들의 취업-미취업 이행확률의 변동은 연간 데이터가 아닌 분기별 데이터를 통해 관측이 가능할 확률이 크므로 본 분석에서는 연간 자료를 분기별 자료로 변환하여 사용하였다.

먼저 17차연도 직업력 데이터를 이용하여 전체 166,552 관측치 중 회고적 일자리 21,173을 제외하여 141,370의 관측치⁹⁾를 얻었다. 노동 패널 첫 참여시기 이전부터 일자리를 보유하고 있었던 경우 일자리 관측 시작지점을 해당 참여노동패널 연도 1분기로 보았다. 그리고 마지막 조사시점에 다니고 있는 일자리의 경우 끝난 시점이 결측 처리 되는데 이를 면접월로 대체하였다(12,208). 이렇게

7) $\mu_0 = \beta_0 / -\beta_1$

8) $\beta_0 = 0.1966(0.0850), \beta_1 = -0.0612(0.0243)$, 괄호 안의 값은 표준 오차임. 보다 구체적인 방법은 Couch and Fairlie(2008) 참조

9) 그만 둔 시기가 1998년 이전인 경우 9개 제외

정해진 일자리 기간을 바탕으로 분기별 자료(599,618)로 전환하여 분기별 취업¹⁰⁾여부를 파악하였다. 일자리 시작시점과 끝난 시점 사이에 2, 5, 8, 11월이 포함되면 각각 1, 2, 3, 4분기에 일자리를 가진 것으로 보았다. 같은 분기에 2개 이상의 일자리(13,636; 최대 6개의 직장을 동시에 가짐)를 가졌을 경우 주된 일자리 설문을 기준으로 판단한 후 남는 자료는 근로시간이 많은 일자리를 주된 일자리로 보았다.

직업력 데이터에 없는 미취업자의 경우 1~17차 개인용 데이터를 이용하여 파악하였다. 개인들마다 노동 패널 첫 진입시점과 마지막 진입시점을 구한 후 직업력 데이터와 겹치지 않는 구간은 미취업으로 처리하였다. 이렇게 하여 899,506의 분기별 데이터가 생성되었으며 연도단위가 분기단위로 변경되면서 결측이 되는 정보들은 일차적으로 해당연도 정보가 존재하면 그것을 이용하였고 그렇지 않으면 과거 정보를 이용하여 추정하였다(96,628).

본 분석에서는 외환위기 시기의 특수성이 반영되어 있다고 생각되는 1998년과 1999년도(105,776)는 분석에서 제외하고 2000년부터 2014년도까지의 자료를 이용하여 분석하였다. 그리고 24세 미만(107,196)과 재학생(24,437)을 제외하여 24세이상 비재학생을 분석 기준으로 삼았다. 그 외 일자리 시작시기, 그만 둔 시기, 그 외 변수들의 무응답 및 결측치(12,551)를 제외하여 649,546의 자료를 최종적으로 본 분석의 대상으로 선택하였다.

2. 요약 통계량

<표 1> 요약 통계량 : 2000년~2014년 24세 이상 비재학생

	전체		남성		여성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
취업상태(취업=1)	0.6	0.49	0.77	0.42	0.45	0.50
실업률-자연실업률	0.14	1.03	0.16	1.03	0.13	1.03
성별(여성=1)	0.53	0.5				
24~35세	0.25	0.43	0.25	0.43	0.25	0.43
36~55세	0.44	0.50	0.47	0.50	0.42	0.49
56세~65세	0.15	0.36	0.15	0.36	0.15	0.36
66세이상	0.16	0.37	0.13	0.34	0.18	0.39
고졸	0.33	0.47	0.35	0.48	0.32	0.47
고졸미만	0.35	0.48	0.27	0.44	0.43	0.49
고졸초과	0.31	0.46	0.38	0.49	0.25	0.44
미혼	0.14	0.35	0.18	0.39	0.11	0.31
기혼유배우	0.72	0.45	0.76	0.43	0.70	0.46
이혼,사별	0.13	0.34	0.06	0.24	0.20	0.40
관측수	649,546		307,749		341,797	

주: 실업률 = 16개 시도별 실업률, 자연실업률 = 3.21

10) 임금근로자뿐만 아니라 무급가족종사자, 자영업자 모두 취업자로 보았음

<표 1>은 본 분석에서 사용한 표본에 대한 요약 통계량 결과이다. 취업상태의 경우 평균이 0.6이며 남성이 여성에 비해 상당히 높음을 알 수 있다. 연령대별 분포는 36~55세의 비중이 가장 크며 성별에 따른 연령대 비율은 유사하다. 학력별 비율은 고졸, 고졸미만, 고졸 초과 모두 고루 분포되어 있음을 알 수 있다. 성별로 살펴보면 남성의 경우 고졸과 고졸초과의 비율은 비슷하고 고졸미만의 비율이 가장 낮으며 반대로 여성의 경우 고졸미만의 비율이 가장 높고 고졸초과의 비율이 가장 낮음을 알 수 있다. 혼인여부를 살펴보면 기혼 유배우자가 약 72%를 차지하고 있으며 남성에 비해 여성의 미혼 및 기혼유배우 비율이 낮으며 이혼, 사별의 경우, 남성은 6%인데 반해 여성은 20%를 나타내고 있음을 알 수 있다.

<표 2>를 통해 그룹별 노동시장 상태 이행확률에 대해 알아보면 다음과 같다. 2000년~2014년 24세 이상 비재학생 기준 이번 기 미취업에서 다음 기 취업으로의 이행확률은 4.31%이며 취업에서 미취업으로의 이행확률은 2.61%이다. 이를 경제활동인구조사 자료와 비교해 보면 다음과 같다. 제한적이지만 문외술(2008)에서는 경제활동인구조사 2000년~2006년 자료를 이용하여 노동시장 상태 변화에 대한 이행확률을 구하였다. 이를 본 자료와 비교하면, 문외술(2008)에서는 취업에서 미취업으로의 이행확률이 3.5%로 나왔으며 본 자료를 이용하여 2000년~2006년 취업에서 미취업으로의 이행확률을 구한 결과 2.97%가 나왔다. 이는 분기별 자료와 월별 자료의 차이에서 발생한다고 판단된다. 미취업에서 취업으로의 이행확률의 경우 직접적인 비교는 힘들며 문외술(2008)에서는 각각 실업에서 취업으로의 이행확률은 25.3%, 비경황에서 취업으로의 이행확률은 4.2%가 나왔으며 본 데이터에서는 미취업에서 취업으로의 이행확률이 4.61%가 나왔다.

이번 기 미취업에서 다음 기 취업으로의 이행확률은 전체적으로 남성이 여성에 비해 높음을 알

<표 2> 그룹별 노동시장 상태 이행확률 (단위:퍼센트)

	전체		남성		여성	
	미취업->취업	취업->미취업	미취업->취업	취업->미취업	미취업->취업	취업->미취업
이행확률	4.31	2.61	7.37	1.92	3.17	3.67
연령별						
24~35세	7.78	3.26	16.21	2.25	5.12	4.75
36~55세	6.26	2.06	13.39	1.42	4.57	3.08
56~65세	2.71	2.96	4.41	2.61	1.94	3.52
66세이상	0.73	3.82	1.06	3.56	0.56	4.19
학력별						
고졸미만	2.48	3.03	3.89	2.41	2.02	3.63
고졸	5.33	2.68	9.00	1.94	4.05	3.95
고졸초과	6.63	2.21	10.85	1.63	4.52	3.42
혼인여부별						
미혼	11.15	3.37	12.58	3.00	9.27	3.96
기혼유배우	3.91	2.32	6.22	1.62	3.1	3.53
이혼,사별	2.14	3.67	4.10	2.97	1.8	4.04

주: 2000년~2014년 24세 이상 비재학생 대상. 미취업->취업이란 미취업 기준, 다음 기 취업으로 이행한 비율을 뜻하며 취업->미취업이란 취업 기준, 다음 기 미취업으로 이행한 경우의 비율을 뜻한다.

수 있다. 연령별로 살펴보면 연령이 점차 많아질수록 성별에 관계없이 모두 취업으로의 이행확률이 낮아짐을 알 수 있다. 학력의 경우 학력이 점차 높아질수록 취업으로의 이행확률이 높아짐을 알 수 있다. 혼인여부에 따라 미혼의 경우 취업으로의 이행확률이 가장 높으며 이혼, 사별의 경우 취업으로의 이행확률이 가장 낮음을 알 수 있다.

이번 기 취업에서 다음 기 미취업으로의 이행확률에 대하여 알아보면 다음과 같다. 대체적으로 여성이 남성에 비해 미취업으로의 이행확률이 더 높음을 알 수 있다. 연령별로 살펴보면 미취업에서 취업으로의 이행확률과는 달리 연령대에 따라 단순히 증가하는 현상은 관찰되지 않는다. 36~55세 그룹이 미취업으로의 이행확률이 가장 낮으며 24~25세 그룹은 36~55세 그룹에 비해 약 1.6배 정도 미취업 이행확률이 높으며 56세이상 고령층 그룹 역시 36~55세 그룹에 비해 약 1.5~1.8배 높음을 알 수 있다. 여성의 경우 다른 모든 연령대 그룹에 비해 24~35세 그룹이 가장 미취업 이행확률이 높다. 학력이 높아질수록 취업에서 미취업으로의 이행확률은 낮아지며 혼인여부별로 살펴보면 이혼, 사별일 경우 미취업으로의 이행확률이 가장 높음을 알 수 있다.

V. 분석 결과

1. 기본 분석

<표 3>은 2000년~2014년, 24세 이상이면서 비재학생을 대상으로 (1)열은 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (2)열은 현재 미취업에서 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (3)열은 현재 취업에서 다음 기 미취업이면 1 그렇지 않으면 0으로 표시한 종속변수를 사용하여 선형확률분석을 실시한 결과이다. 경기변동 변수는 16개 시도별 실업률에서 자연실업률을 뺀 값으로 경기변동을 나타낸다. 분석에 사용된 주요변수는 성별, 연령그룹, 학력, 혼인여부이며 본 분석에서는 경기변동과의 교차항이 없는 변수만을 사용하여 경기변동과 상관없이 변수 자체가 취업이행확률에 미치는 영향에 대하여 먼저 분석하였다. 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 경기변동 변수를 살펴보면 경기침체 시 다음 기 취업상태일 확률은 약 3%p 감소함을 나타낸다. 이를 동태적으로 살펴보면 미취업에서 취업으로의 이행이 일어날 확률은 경기변동과 유의미한 관계가 나타나지 않았으며 취업에서 미취업으로의 이행이 일어날 확률은 경기변동과 유의미한 양의 관계가 나타났다. 이는 실업률 변동의 대부분을 실업으로의 유입이 설명한다는 Kim and Lee(2014)에서 밝힌 부분과 밀접한 관련이 있어 보인다. 경기변동으로 인한 미취업과 취업사이의 이행은 취업에서 미취업으로의 이동이 중요한 설명력을 가진다고 판단된다.

인구 집단별 이행확률의 차이를 살펴보면, 우선 남성에 비해 여성의 경우 미취업에서 취업으로의 이행이 발생할 확률이 낮으며 취업에서 미취업으로의 이행이 발생할 확률이 높다. 연령 그룹별로 살펴보면 36~55세 그룹에 비해 24~35세, 56~65세, 66세이상 그룹의 경우 취업으로의 이행이 발생할 확률이 낮으며 미취업으로의 이행이 발생할 확률이 높다. 그 중에서도 66세 이상 그룹은 취업 변

동에 있어 가장 취약한 것으로 나타났다. 학력별로 살펴보면 고졸에 비해 고졸미만 그룹이 미취업에서 취업으로의 이행이 발생할 확률이 높으며 고졸초과 그룹은 고졸, 고졸미만 그룹에 비해 취업에서 미취업으로의 이행이 발생할 확률이 유의미하게 더 낮음을 알 수 있다. 혼인여부에 따라 살펴보면 미혼그룹에 비해 기혼유배우 그룹의 경우 미취업에서 취업으로의 이행이 발생할 확률이 유의미하게 낮으며 취업에서 미취업으로의 이행이 발생할 확률 또한 유의미하게 낮음을 알 수 있다. 이를 통해 미혼자의 경우 취업과 미취업사이의 이행이 기혼 유배우자에 비해 활발하다는 것을 알

<표 3> 다음 기 취업확률 및 취업-미취업 이행에 관한 분석 (선형확률모형)

	(1) 취업	(2) 미취업->취업	(3) 취업->미취업
경기변동	-0.0298*** (0.0019)	-0.0005 (0.0008)	0.0027*** (0.0005)
성별(여성=1)	-0.3091*** (0.0056)	-0.0513*** (0.0019)	0.0162*** (0.0007)
24~35세	-0.1523*** (0.0062)	-0.0078*** (0.0021)	0.0109*** (0.0010)
56세~65세	-0.0988*** (0.0083)	-0.0257*** (0.0019)	0.0086*** (0.0013)
66세이상	-0.2739*** (0.0132)	-0.0324*** (0.0025)	0.0173*** (0.0023)
고졸미만	0.0511*** (0.0080)	0.0086*** (0.0018)	0.0002 (0.0009)
고졸초과	0.0378*** (0.0065)	0.0012 (0.0019)	-0.0069*** (0.0007)
기혼유배우	-0.0082 (0.0084)	-0.0281*** (0.0033)	-0.0068*** (0.0011)
이혼,사별	0.0394*** (0.0124)	-0.0031 (0.0040)	-0.0008 (0.0017)
Constant	1.0441*** (0.0121)	0.1649*** (0.0045)	0.0172*** (0.0020)
관측수	646,075	250,358	380,925
R-squared	0.2383	0.0399	0.0056

주: 2000년~2014년, 24세 이상, 비재학생으로 구성되어 있다. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차이다. (1)열은 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (2)열은 현재 미취업에서 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (3)열은 현재 취업에서 다음 기 미취업이면 1 그렇지 않으면 0으로 표시한 종속변수를 사용하였다. 각각의 분석에는 연령제곱, 지역더미, 분기더미가 모두 포함되어 있으며 각각의 더미 변수에 대한 기준은 36세~55세, 고졸, 미혼이다.

경기변동 = 16개 시도별 실업률-자연실업률

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

수 있다.

<표 4>와 <표 5>는 남성과 여성을 각각 따로 분석한 결과이다. 주목해야 할 차이점은 경기변동이 미취업에서 취업으로의 이행에 미치는 영향의 차이이다. 남성의 경우 경기 침체 시 유의미하게 미취업에서 취업으로 이행이 발생할 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 하지만 여성의 경우 경기 하강 시 미취업에서 취업으로의 이행은 유의미한 변동이 없음을 알 수 있다. 이는 미취업에서 취업으로의 변동은 남성 그룹의 경우에만 경기에 민감하게 반응함을 뜻한다. 그리고 학력의 경우 남성그룹은 고졸 집단에 비해 고졸 초과 집단이 유의미하게 취업에서 미취업으로의 이행이 더 낮았다.

<표 4> 다음 기 취업확률 및 취업-미취업 이행에 관한 분석 (선형확률모형)-남성

	(1) 취업	(2) 미취업->취업	(3) 취업->미취업
경기변동	-0.0316*** (0.0023)	-0.0045** (0.0020)	0.0025*** (0.0006)
24~35세	-0.0795*** (0.0064)	0.0557*** (0.0072)	0.0044*** (0.0010)
56세~65세	-0.0700*** (0.0110)	-0.0734*** (0.0057)	0.0097*** (0.0015)
66세이상	-0.2682*** (0.0181)	-0.0716*** (0.0071)	0.0180*** (0.0027)
고졸미만	0.0024 (0.0099)	-0.0040 (0.0038)	0.0009 (0.0011)
고졸초과	-0.0025 (0.0065)	0.0056 (0.0044)	-0.0034*** (0.0008)
기혼유배우	0.2124*** (0.0093)	0.0955*** (0.0075)	-0.0161*** (0.0012)
이혼,사별	0.1110*** (0.0176)	0.0835*** (0.0087)	-0.0050** (0.0023)
Constant	0.9376*** (0.0141)	0.1241*** (0.0084)	0.0209*** (0.0022)
관측수	305,954	67,555	231,439
R-squared	0.2437	0.0754	0.0046

주: 2000년~2014년, 24세 이상, 비재학생으로 구성되어 있다. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차이다. (1)열은 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (2)열은 현재 미취업에서 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (3)열은 현재 취업에서 다음 기 미취업이면 1 그렇지 않으면 0으로 표시한 종속변수를 사용하였다. 각각의 분석에는 연령제곱, 지역더미, 분기더미가 모두 포함되어 있으며 각각의 더미 변수에 대한 기준은 36세~55세, 고졸, 미혼이다.

경기변동 = 16개 시도별 실업률-자연실업률

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

혼인여부에 따른 취업과 미취업 사이의 이행은 남성과 여성이 서로 반대의 영향을 가지는 것으로 나타났다. 남성은 기혼일 경우 미혼에 비해 미취업에서 취업으로의 이행이 발생할 확률이 유의미하게 더 높지만 여성의 경우 유의미하게 더 낮았다. 취업에서 미취업으로의 이행이 발생할 확률은 남성의 경우 미혼에 비해 기혼일 때 유의미하게 더 낮았지만 여성의 경우 유의미하게 더 높음을 알 수 있다. 이는 혼인 여부에 따라 남성과 여성의 노동시장 상태이행에 대한 선택기준이 달라짐을 알 수 있다.

<표 5> 다음 기 취업확률 및 취업-미취업 이행에 관한 분석 (선형확률모형)-여성

	(1) 취업	(2) 미취업->취업	(3) 취업->미취업
경기변동	-0.0326*** (0.0028)	-0.0007 (0.0008)	0.0029*** (0.0010)
24~35세	-0.2204*** (0.0097)	-0.0130*** (0.0018)	0.0241*** (0.0021)
56세~65세	-0.1195*** (0.0120)	-0.0172*** (0.0018)	0.0060** (0.0023)
66세이상	-0.2692*** (0.0180)	-0.0212*** (0.0024)	0.0160*** (0.0042)
고졸미만	0.0940*** (0.0120)	0.0078*** (0.0019)	0.0011 (0.0017)
고졸초과	0.0419*** (0.0116)	-0.0037** (0.0018)	-0.0125*** (0.0016)
기혼유배우	-0.2648*** (0.0126)	-0.0535*** (0.0040)	0.0086*** (0.0020)
이혼,사별	-0.1871*** (0.0173)	-0.0360*** (0.0044)	0.0143*** (0.0027)
Constant	0.9503*** (0.0180)	0.1280*** (0.0049)	0.0241*** (0.0038)
관측수	340,121	182,803	149,486
R-squared	0.1303	0.0214	0.0034

주: 2000년~2014년, 24세 이상, 비재학생으로 구성되어 있다. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차이다. (1)열은 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (2)열은 현재 미취업에서 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (3)열은 현재 취업에서 다음 기 미취업이면 1 그렇지 않으면 0으로 표시한 종속변수를 사용하였다. 각각의 분석에는 연령제곱, 지역더미, 분기더미가 모두 포함되어 있으며 각각의 더미 변수에 대한 기준은 36세~55세, 고졸, 미혼이다.

경기변동 = 16개 시도별 실업률-자연실업률

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2. 경기변동과 인구 통계학적 그룹별 교차항 분석

<표 6>은 다음 기 취업확률 및 취업-미취업 이행확률에 대하여 경기변동과 인구통계학적 그룹별 교차항 분석 결과이다. 이를 통해 경기변동이 노동시장 상태 이행에 미치는 영향이 인구통계학적 그룹별로 어떠한 차이가 있는지 알아보고자 한다. 인구통계학적 그룹에 따른 각각의 교차항 분석은 교차항에 쓰인 변수 이외에 성별, 연령그룹, 교육수준, 혼인상태 등 주요변수가 모두 일정하게 포함되었다. 먼저 경기변동과 성별과의 교차항 분석결과는 경기 침체 시 성별에 따른 그룹별 차이가 없음을 나타낸다. 이는 성별에 따른 취업-미취업 이행에 대한 경기민감성의 차이는 존재하지 않음을 보여준다. 이러한 특징은 여성이 남성에 비해 노동시장 상태 이행 확률에 있어 취약계층이지만 경기가 침체된다고 해서 이러한 취약성이 더욱 심해지진 않음을 뜻한다. 이는 남성과 여성의 고용 및 임금에 대한 경기민감성의 차이를 발견한 기존 선행연구와 차이점을 드러낸다(유옥란, 2008; Shin, 2012).

연령별 노동시장 상태이행에 대한 경기민감성의 차이를 살펴보면 다음과 같다. 경기 하락 국면에서는 56세 이상 고령층이 36~55세 그룹에 비해 미취업에서 취업으로 이행할 확률은 낮으며 취업에서 미취업으로 이행할 확률은 더 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 경기 침체 시 56세 이상 고령층의 노동시장 이행상태가 더욱 악화된다는 것을 알 수 있다. 그리고 24~35세 그룹의 경우 36~55세 그룹과 경기 민감성 비교에 있어 차이를 보이지 않음을 알 수 있다. 이는 외부 충격을 받았을 때 20~30대 근로자보다 40~50대 근로자층에서 고용회복이 더디게 이루어진다는 김웅(2009)의 연구결과와는 다소 차이를 보인다고 볼 수 있다.

노동시장 이행성과와 학력에 따른 경기민감성을 살펴보면 경기가 하락 할 때 다음 기 취업 상태에 있을 확률의 경우 고졸에 비해 고졸미만이 유의미하게 2.6%p 더 낮음을 알 수 있다. 이는 고졸에 비해 고졸미만이 경기 침체 국면에서 취업에서 미취업으로의 이행이 더 많이 발생하는 것에 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 반면 미취업에서 취업의 이행의 경우 경기 침체에 따라 고졸과 고졸미만의 차이가 나타나지 않음을 알 수 있다. 고졸초과의 경우 경기 후퇴 시 노동시장 이행에 있어 고졸과 경기민감성의 차이가 나타나지 않았다.

혼인여부에 따라 살펴보면 다음과 같다. 경기 침체 시 다음 기 취업상태에 있을 확률은 미혼 그룹에 비해 이혼, 사별 그룹이 3.3%p, 기혼유배우 그룹 역시 약 3.2%p 낮았다. 이는 취업에서 미취업으로의 동태적 이행보다는 미취업에서 취업으로의 이행이 경기와 민감하게 반응했기 때문인 것으로 보인다. 미취업에서 취업으로 이행이 발생할 확률의 경우 경기가 하락할 때 미혼 그룹보다 기혼 그룹과 이혼, 사별 그룹이 취업으로의 이행이 더 힘든 것을 알 수 있다.

<표 7>과 <표 8>은 남성과 여성 각각, 다음 기 취업확률 및 취업-미취업 이행확률에 대하여 경기변동과 교차항 분석을 인구통계학적 그룹별로 실시한 결과이다. 남성의 경우, 경기 하락에 따라 36~55세 그룹에 비해 56세 이상 고령층 그룹이 모두 경기변동에 취약한 상태인 것으로 나타났다. 이는 미취업에서 취업으로의 이행보다는 취업에서 미취업으로의 이행이 경기와 민감하게 반응하여 많은 영향을 미친 것으로 판단된다. 반대로 여성의 경우, 고령층 그룹이 36~55세 그룹에 비해 경기변동에 취약한 것은 같으나 56~65세, 66세 이상 그룹에서 미취업에서 취업으로의 이행이 모두 경기와 순행하는 것을 보이는 것이 남성과의 차이점이라 볼 수 있다.

<표 6> 다음 기 취업확률 및 취업-미취업 이행에 관한 분석(선형확률모형)
: 실업률 교차항 분석

	(1) 취업	(2) 미취업->취업	(3) 취업->미취업
경기변동	-0.0277*** (0.0027)	0.0005 (0.0014)	0.0024*** (0.0005)
성별(여성=1)	-0.3084*** (0.0056)	-0.0510*** (0.0019)	0.0161*** (0.0007)
성별*경기변동	-0.0040 (0.0040)	-0.0014 (0.0014)	0.0007 (0.0006)
경기변동	-0.0236*** (0.0026)	0.0006 (0.0012)	0.0022*** (0.0005)
24~35세	-0.1568*** (0.0063)	-0.0083*** (0.0021)	0.0111*** (0.0010)
56세~65세	-0.0921*** (0.0083)	-0.0246*** (0.0019)	0.0082*** (0.0013)
66세이상	-0.2703*** (0.0132)	-0.0314*** (0.0026)	0.0181*** (0.0024)
24~35세*경기변동	0.0183*** (0.0041)	0.0022 (0.0017)	-0.0009 (0.0007)
56세~65세*경기변동	-0.0294*** (0.0055)	-0.0034** (0.0015)	0.0037*** (0.0009)
66세이상*경기변동	-0.0480*** (0.0056)	-0.0036*** (0.0013)	0.0040*** (0.0015)
경기변동	-0.0216*** (0.0034)	-0.0012 (0.0012)	0.0016** (0.0006)
고졸미만	0.0562*** (0.0080)	0.0084*** (0.0018)	-0.0002 (0.0009)
고졸초과	0.0365*** (0.0065)	0.0008 (0.0019)	-0.0069*** (0.0007)
고졸미만*경기변동	-0.0263*** (0.0049)	0.0007 (0.0012)	0.0029*** (0.0007)
고졸초과*경기변동	0.0061 (0.0048)	0.0018 (0.0017)	0.0004 (0.0007)
경기변동	-0.0020 (0.0052)	0.0063** (0.0026)	0.0013 (0.0009)
기혼유배우	0.0013 (0.0085)	-0.0258*** (0.0034)	-0.0072*** (0.0011)
이혼,사별	0.0489*** (0.0125)	-0.0006 (0.0040)	-0.0012 (0.0017)
기혼유배우*경기변동	-0.0318*** (0.0057)	-0.0071*** (0.0026)	0.0017* (0.0009)
이혼,사별*경기변동	-0.0332*** (0.0075)	-0.0088*** (0.0027)	0.0000 (0.0014)
관측수	646,075	250,358	380,925

주: 2000년~2014년, 24세 이상, 비재학생으로 구성되어 있다. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준 오차이다. (1)열은 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (2)열은 현재 미취업에서 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (3)열은 현재 취업에서 다음 기 미취업이면 1 그렇지 않으면 0으로 표시한 종속변수를 사용하였다. 각각의 분석에는 실업률과의 교차항 분석을 위해 사용된 변수 이외에 성별, 연령그룹 더미, 교육수준 더미, 혼인상태 더미, 연령제곱, 지역더미, 분기더미가 모두 포함되어 있으며 각각의 더미 변수에 대한 기준은 36세~55세, 고졸, 미혼이다.

경기변동 = 16개 시도별 실업률-자연실업률, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 7> 다음 기 취업확률 및 취업-미취업 이행에 관한 분석(선형확률모형)
: 실업률 교차항 분석 - 남성

	(1) 취업=1	(2) 미취업->취업=1	(3) 취업->미취업=1
경기변동	-0.0217*** (0.0029)	-0.0073* (0.0039)	0.0023*** (0.0006)
24~35세	-0.0816*** (0.0063)	0.0540*** (0.0074)	0.0046*** (0.0010)
56세~65세	-0.0637*** (0.0110)	-0.0743*** (0.0060)	0.0093*** (0.0015)
66세이상	-0.2642*** (0.0179)	-0.0730*** (0.0072)	0.0188*** (0.0028)
24~35세*경기변동	0.0064 (0.0041)	0.0054 (0.0053)	-0.0008 (0.0008)
56세~65세*경기변동	-0.0259*** (0.0071)	0.0018 (0.0042)	0.0017* (0.0010)
66세이상*경기변동	-0.0671*** (0.0086)	0.0036 (0.0040)	0.0044** (0.0017)
경기변동	-0.0281*** (0.0038)	-0.0089*** (0.0028)	0.0019*** (0.0007)
고졸미만	0.0069 (0.0099)	-0.0059 (0.0039)	0.0006 (0.0011)
고졸초과	-0.0053 (0.0065)	0.0047 (0.0045)	-0.0033*** (0.0008)
고졸미만*경기변동	-0.0262*** (0.0066)	0.0084*** (0.0030)	0.0024*** (0.0009)
고졸초과*경기변동	0.0122** (0.0049)	0.0031 (0.0036)	-0.0001 (0.0007)
경기변동	-0.0126** (0.0059)	-0.0001 (0.0037)	0.0011 (0.0011)
기혼유배우	0.2185*** (0.0095)	0.0971*** (0.0075)	-0.0165*** (0.0013)
이혼,사별	0.1170*** (0.0176)	0.0844*** (0.0087)	-0.0053** (0.0023)
기혼유배우*경기변동	-0.0230*** (0.0066)	-0.0061 (0.0037)	0.0017 (0.0010)
이혼,사별*경기변동	-0.0235* (0.0122)	-0.0023 (0.0048)	0.0006 (0.0021)
관측수	305,954	67,555	231,439

주: 2000년~2014년, 24세 이상, 비재학생으로 구성되어 있다. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차이다. (1)열은 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (2)열은 현재 미취업에서 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (3)열은 현재 취업에서 다음 기 미취업이면 1 그렇지 않으면 0으로 표시한 종속변수를 사용하였다. 각각의 분석에는 실업률과의 교차항 분석을 위해 사용된 변수 이외에 성별, 연령그룹 더미, 교육수준 더미, 혼인상태 더미, 연령제곱, 지역더미, 분기 더미가 모두 포함되어 있으며 각각의 더미 변수에 대한 기준은 36세~55세, 고졸, 미혼이다.

경기변동 = 16개 시도별 실업률-자연실업률, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 8> 다음 기 취업확률 및 취업-미취업 이행에 관한 분석(선형확률모형)
: 실업률 교차항 분석 - 여성

	(1) 취업	(2) 미취업->취업	(3) 취업->미취업
경기변동	-0.0303*** (0.0043)	0.0002 (0.0012)	0.0022** (0.0010)
24~35세	-0.2262*** (0.0098)	-0.0132*** (0.0019)	0.0244*** (0.0021)
56세~65세	-0.1139*** (0.0121)	-0.0162*** (0.0018)	0.0062*** (0.0024)
66세이상	-0.2667*** (0.0180)	-0.0205*** (0.0024)	0.0162*** (0.0043)
24~35세*경기변동	0.0260*** (0.0066)	0.0012 (0.0016)	-0.0009 (0.0013)
56세~65세*경기변동	-0.0306*** (0.0083)	-0.0031** (0.0014)	0.0058*** (0.0015)
66세이상*경기변동	-0.0283*** (0.0074)	-0.0028** (0.0012)	0.0019 (0.0025)
경기변동	-0.0215*** (0.0053)	-0.0004 (0.0012)	0.0016 (0.0012)
고졸미만	0.0990*** (0.0122)	0.0080*** (0.0019)	0.0007 (0.0017)
고졸초과	0.0426*** (0.0117)	-0.0039** (0.0019)	-0.0127*** (0.0016)
고졸미만*경기변동	-0.0235*** (0.0072)	-0.0008 (0.0012)	0.0027** (0.0013)
고졸초과*경기변동	-0.0018 (0.0085)	0.0006 (0.0017)	0.0009 (0.0014)
경기변동	-0.0034 (0.0081)	0.0075** (0.0035)	0.0022 (0.0017)
기혼유배우	-0.2539*** (0.0130)	-0.0507*** (0.0041)	0.0083*** (0.0021)
이혼,사별	-0.1768*** (0.0176)	-0.0330*** (0.0044)	0.0141*** (0.0028)
기혼유배우*경기변동	-0.0339*** (0.0086)	-0.0083** (0.0035)	0.0014 (0.0016)
이혼,사별*경기변동	-0.0260*** (0.0098)	-0.0096*** (0.0036)	-0.0020 (0.0021)
관측수	340,121	182,803	149,486

주: 2000년~2014년, 24세 이상, 비재학생으로 구성되어 있다. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차이다. (1)열은 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (2)열은 현재 미취업에서 다음 기 취업이면 1 그렇지 않으면 0, (3)열은 현재 취업에서 다음 기 미취업이면 1 그렇지 않으면 0으로 표시한 종속변수를 사용하였다. 각각의 분석에는 실업률과의 교차항 분석을 위해 사용된 변수 이외에 성별, 연령그룹 더미, 교육수준 더미, 혼인상태 더미, 연령제곱, 지역더미, 분기 더미가 모두 포함되어 있으며 각각의 더미 변수에 대한 기준은 36세~55세, 고졸, 미혼이다.

경기변동 = 16개 시도별 실업률-자연실업률, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

학력의 경우 남성은 경기가 안 좋아졌을 때 고졸에 비해 고졸미만의 경우 오히려 다음 기 취업으로 이행할 확률이 더 높았다. 이와 동시에 다음 기 미취업으로 이행할 확률 역시 높았다. 이는 경기변동에 대하여 고졸에 비해 고졸 미만의 경우 매우 민감하게 미취업-취업 이행이 발생한다고 볼 수 있다. 반면 여성의 경우 고졸에 비해 고졸 미만의 경우 취업에서 미취업으로의 이행이 발생할 확률의 감소가 경기와 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

혼인여부에 따라 경기변동에 대한 반응의 차이가 있는지 살펴보면 다음과 같다. 남성은 미혼과 기혼 그룹간에 경기변동에 따라 취업-미취업 이행이 발생할 확률이 차이가 없지만 여성의 경우 경기 침체 시 미혼에 비해 기혼유배우, 이혼사별 그룹이 미취업에서 취업으로 이행하기 힘들어짐을 알 수 있다.

VI. 결론

본 연구에서는 경기변동으로 인한 인구통계학적 그룹에 따른 취업-미취업 이행확률의 차이가 존재하는지 알아보았다. 한국노동패널 2000년~2014년 자료를 이용하였고 취업-미취업에 대한 이행을 더 자세히 파악하기 위해 분기별 자료로 변환하여 사용하였으며 24세 이상이면서 비재학생을 대상으로 분석하였다. 분석 결과 경기가 하락국면이더라도 성별에 따른 취업-미취업 이행 발생확률에 대한 차이는 발생하지 않았다. 그리고 56세 이상 고령층 그룹은 경기 침체 시 취업에서 미취업으로의 이행, 미취업에서 취업으로의 이행 모두 36~55세 그룹에 비해 경기에 민감한 상태에 있음이 나타났다. 고졸 미만은 고졸에 비해 취업에서 미취업으로의 이행이 경기침체와 더욱 민감하게 반응하여 경기민감성의 차이가 발생하였다. 이와는 달리 미혼 그룹에 비해 이혼, 사별 그룹의 경우 경기 침체 시 미취업에서 취업으로의 이행이 발생할 확률이 낮아 경기민감성의 차이가 발생하는 것으로 나타났다.

이와 같은 그룹별 경기민감성의 이질성은 경기변동에 취약한 계층에 대한 시사점을 제공해 준다. 본 분석에서 나타난 경기변동에 취약한 계층인 고령층, 고졸미만, 이혼, 사별 그룹은 경기변동에 취약 할뿐만 아니라 기본적으로 노동시장에서 불리한 위치에 있는 계층일 가능성이 크다. 따라서 경기 침체기 고용안정을 목표로 하는 노동시장 정책에 있어서 고령층, 저학력층 등 경기에 민감한 집단에 초점을 맞추어 설계를 고려할 필요가 있을 것이다.

< 참고 문헌 >

- 김웅, 「우리나라 노동시장의 이력현상 분석」, 금융경제연구원 Working Paper, 397, 2009
- 김준원 · 신동균, 「고용의 경기탄력성 연구」, 한국경제연구, 28(2), 2010, 67-92
- 남재량 · 이철인, 「경기변동과 청년실업: 실직구직의 경기변동상 특성 분석」, Journal of Economic Theory and Econometrics, 23(4), 2012, 312-338
- 류재우, 「경기변동과 고용 및 임금의 변화」, 국민경제연구, 1997, 83-105
- 문외솔, 「한국 노동시장 변수들의 단기 변동성 및 상관관계 분석」, 경제분석, 14(4), 2008, 113-150
- 문소상, 「자연실업률 추정방법에 관한 연구」, 금융경제연구, 145, 2003
- 신석하 · 조동철, 『한국의 자연실업률 추정방법 비교연구』 한국개발연구원, 2003, 1-100
- 유옥란, 「경기변동에 따른 여성노동시장의 수급 및 임금의 변화 분석-침체기와 회복기의 여성노동시장의 변화분석-」, 여성경제연구, 5(2), 2008, 31-62
- Abraham, K.G. and Shimer, R., "Changes in Unemployment Duration and Labor-Force Attachment," in Alan B. Krueger and Robert M. Solow, eds., *The roaring nineties: Can full employment be sustained?* New York: Russell Sage Foundation, 2001, 367-420
- Bound, J. and Freeman, R., "What Went Wrong? The Erosion of Relative Earnings and Employment Among Young Black men in the 1980s." *The Quarterly Journal of Economics*, 107, 1992, 201-232.
- Borjas, G. J., "Wage Trends Among Disadvantaged Minorities." *National Poverty Center Working Paper* 05-12, 2005
- Cain, G.G. and Finnie, R.E.. "The Black-White Difference in Youth Employment: Evidence for Demand-Side Factors." *Journal of Labor Economics*, 1990, 8(1),S364-S395
- Clark, K.B., Summers, L.H., "Demographic Differences in Cyclical Employment Variation." *The Journal of Human Resources*, 16(1), 1987, 61-79
- Couch, K.A. and Fairlie, R., "Last Hired, First Fired? Black-White Unemployment and the Business Cycle." University of Michigan, National Poverty Center Working Paper No.2008-14, 2008
- _____, "Last Hired, First Fired? Black-White Unemployment and the Business Cycle." *Demography*, 47(1), 2010, 227-247
- Shin, D., "Cyclicality of Real Wages in Korea." *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 12(1), 2012, 1-19
- Hoynes, H., "The Employment, Earnings, and Income of Less Skilled Workers over the Business Cycle." *National Bureau of Economic Research Working Paper* 7188, 1999
- Kim, S. and Lee, J., "Accounting for Ins and Outs of Unemployment in Korea." *Korea and the World Economy*, 15(1), 2014, 17-44.