

勞 動 經 濟 論 集
第41卷 第2號, 2018. 6. pp.31~59
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

경기변동과 고용 동학에 대한 분석: 집단 간 취업-미취업 이행확률 비교를 중심으로*

고 영 근** · 안 태 현***

본 연구는 2000~2013년 한국노동패널 자료를 월별로 재구성하여 취업과 미취업 간의 이행확률이 경기변동에 따라 어떤 양상을 보이는지 분석하였다. 특히, 노동시장 침체 시 취업 및 미취업으로의 이행확률에서 집단 간 차이가 존재하는지 분석하였다. 분석 결과, 경기 침체 시 취업으로의 이행확률 감소 보다는 취업에서 미취업으로의 이행확률, 즉 노동시장을 이탈할 확률이 두드러지게 증가하는 것으로 나타났다. 특히, 여성, 고령층, 고졸 미만 집단은 각각 남성, 노동시장 주 연령층(36~55세), 고졸 집단보다 취업에서 미취업으로의 이행확률이 경기에 더 강하게 반응하는 것으로 분석되었다.

주제어 : 고용 동학, 경기변동, 이행확률, 인구통계학적 특성

I. 서론

본 연구는 취업과 미취업 간의 이행확률이 경기 침체 시에 어떤 양상을 보이는지 분석하고, 더 나아가 경기 침체 시 인구통계학적 특성에 따른 집단 간 취업-미취업 이행

논문 접수일: 2018년 2월 15일, 논문 수정일: 2018년 6월 12일, 논문 게재확정일: 2018년 6월 15일

* 본 논문은 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받았음(NRF-2017S1A3A2066494).

** (제1 저자) 서강대학교 경제학부 박사과정 (ygoh@sogang.ac.kr)

*** (교신저자) 서강대학교 경제학부 부교수 (ahn83@sogang.ac.kr)

확률의 차이가 발생하는지 분석하였다. 과거 기존 연구들은 경기변동 시 노동시장에서 나타나는 현상을 연구하기 위해 주로 고용, 실업과 같은 정태적 노동성과 변수를 분석하였다(Bound & Freeman, 1992; Bradbury, 2000; Clark & Summers, 1981). 그러나 정태적 변수의 변동에서는 일자리의 생성과 소멸(job flows), 근로자의 고용 동학(worker flows) 등 노동시장의 변동 특성을 나타내는 중요한 요인들이 드러나지 않는다(Blanchard & Diamond, 1990). 따라서 비교적 최근 연구에서는 경기변동과 함께 취업, 실업 및 비경활 간의 이동 현상을 분석하여 정태적 변수의 변동을 유발하는 잠재적인 요인에 대하여 분석하고 있다(Couch & Fairlie, 2010, 2016; Kim & Lee, 2014). 이러한 경기변동에 따른 고용 동학 분석은 실업률 변동의 원인을 이해하는 데 도움을 준다. 또한, 본 연구의 초점인 경기 변화에 따른 집단 간 노동시장 이행 패턴 비교를 바탕으로 경기 취약 계층의 고용정책 설계에 대한 시사점을 찾을 수 있다.

경기변동 시 노동시장 성과 변수의 변동성은 인구통계학적 특성에 따라 달라진다. 경기변동에 따른 여성 노동시장의 구조 변화를 연구한 유옥란(2008)에서는 여성 고용이 단기 경기 침체로 인해 음(-)의 영향을 받는 것으로 분석되었다. 또한 여성에 비해 남성의, 고연령층에 비해 젊은 연령층의 실질임금이 경기에 더욱 역행하는 것으로 나타났다(Shin, 2012). 그리고 여성에 비해 남성의 실업률이 경기변동에 더욱 민감한 것으로 분석되었다(류재우, 1997). 해외 연구의 경우 대체적으로 젊은 사람들일수록, 소수인종(민족)일수록, 여성일수록, 비숙련 노동자일수록, 교육연수가 낮을수록 그렇지 않은 사람들에 비해 노동시장 성과가 경기변동에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다(Borjas, 2005; Bradbury, 2000; Clark & Summers, 1981; Hoynes, 1999).

실업률 변동은 실업으로의 유입과 실업에서의 유출로 결정되기 때문에, 경기변동 시 노동시장에서 나타나는 현상의 원인을 파악하기 위해서는 노동시장 상태 이행에 관한 동태적인 분석을 필요로 한다. Kim and Lee(2014)는 경제활동인구조사를 이용한 실업률 분해 분석(decomposition methods)을 실시하여 실업률의 변동성에 중요한 영향을 미치는 동학적 요인은 실업에서의 유출률이 아닌 실업으로의 유입률이라는 결과를 제시하였다. 또한, 취업에서 실업으로의 이행확률은 경기 역행하며 실업에서 취업으로의 이행확률은 경기 순행적임을 보였다. Couch and Fairlie(2010)는 기존 정태적 노동성과 변수를 이용한 연구의 한계를 제시하며 경기변동과 취업, 실업 및 비경활 사이의 이행확률이 어떤 관계인지를 인구집단 간에 비교 분석하였다. 이를 통해 경기 침체 시, 미국에서 노동시장 취약계층이라 볼 수 있는 흑인이 다른 집단에 비해 해고될 위험이 더 높다는

기존 가설을 실증적으로 분석하였다.

본 연구에서는 우리나라의 미시자료를 이용한 실증 분석을 통해 취업 및 미취업으로의 이행확률이 경기 침체 시에 어떻게 반응하는지 분석한다. 특히, 인구집단 간 실업률 변동성을 분석하거나 경기변동에 따른 집단 내 노동시장 상태 이행 비교에 초점을 맞춘 기존 연구와는 달리, 인구통계학적 집단 간 취업 및 미취업으로의 이행확률 비교를 통해 경기 침체 시 여성, 고령층, 고졸 미만 집단의 이행확률이 어떤 차별적 양상을 보이는지 분석하였다. 분석에 사용한 자료는 개인의 직업력(job history)을 바탕으로 고용 변동성을 파악할 수 있는 2000~2013년 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study)이다. 경제활동인구조사와 달리 한국노동패널은 가구의 지역 정보를 담고 있기 때문에 지역 간의 시간 불변적인 산업구조 및 노동수요의 차이(정인수·전병유·임상훈, 2003) 등을 통제할 수 있는 장점이 있다. 또한, 직업력 정보를 활용하여 고용기간이 짧은 일자리의 변동성까지 모두 포함하여 분석을 실시할 수 있다. 이에 본 연구에서는 개인 직업력을 바탕으로 연간 취업 정보를 월별로 재구성하여 취업-미취업 이행을 분석하였다.

본 분석의 주요 결과는 다음과 같다. 지역 및 계절 변수를 통제한 분석 결과, 경기 침체 시 미취업에서 취업으로의 이행확률은 변화가 없었고 취업에서 미취업으로의 이행확률은 증가하는 것으로 나타났다. 특히 인구집단 간 비교 분석 결과, 경기 침체 시 여성, 고령층, 고졸 미만 집단은 각각 남성, 36~55세, 고졸 집단보다 취업에서 미취업으로의 이행확률이 더 높은 것으로 분석되었다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 기존의 선행연구를 소개하고, 제III장은 경기변동 측정에 사용된 방법에 관해 설명한다. 제IV장은 분석에 사용한 자료의 구성방법 및 요약통계량을 제시하며, 제V장은 실증 분석 결과, 제VI장은 연도별 자료를 이용한 강건성 검정, 제VII장에서는 분석 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구

경기변동과 노동시장 동학에 초점을 맞추어 분석한 국내 연구는 경제활동인구조사를 이용한 연구가 대표적이다. Kim and Lee(2014)는 2000~2011년의 경제활동인구조사를

이용하여 노동시장 이행확률과 경기변동(추세 제거된 실질 GDP)과의 관계를 분석하였다. 분석 결과, 취업에서 실업으로의 이행확률은 경기 역행적이며 실업에서 취업으로의 이행확률은 경기에 순행하는 것으로 나타났다. 그리고 Kim and Lee(2014)는 실업률 분해 분석을 통해 실업률의 변동을 설명할 때 실업으로의 유입, 특히 비경황을 통한 실업으로의 유입이 중요함을 보였다. 인구통계학적 특성에 따른 분석 결과에 의하면, 청년층과 고령층의 경우 실업률 변동의 90% 이상을 실업으로의 유입이 설명하고, 여성은 남성보다 실업률 변동에 미치는 유입의 영향이 9%포인트(이하 %p) 더 높았다. 경제활동인구조사를 이용하여 경기변동과 청년실업의 관계를 실업 유입 및 유출 해저드(hazard)를 통해 분석한 남재량·이철인(2012)의 연구에서는 경기변동 시 구직 확률뿐만 아니라 실직 확률의 움직임이 청년 실업률을 결정하는 중요한 요인이 된다는 점을 밝히고 있다.

경기변동에 따른 임금 및 고용의 변동성이 성별에 따라 차이가 존재하는지 분석한 연구는 다음과 같다. GDP 변동에 따른 노동시장의 반응을 노동의 수요함수와 공급함수로 구성된 연립방정식 체계를 이용하여 분석한 류재우(1997)에서는, GDP의 변동이 여성보다 남성의 임금에 더 큰 영향을 미치고 여성의 고용은 남성의 고용보다 경기변동에 조금 더 크게 반응한다고 분석하였다. 이는 비교적 최근의 연구에서도 발견된다. Shin(2012)은 1997~2008년의 한국노동패널을 이용하여 실질임금의 경기 민감성을 분석하였는데, 여성에 비해 남성의 임금이 더욱 경기 역행하는 것으로 나타났다. 그리고 남성의 고용은 장단기 경제성장률의 변화로 인한 영향을 받지 않는 반면 여성의 고용은 단기 경기 침체에 대하여 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다(유옥란, 2008). 또한, 고용의 경기 탄력성을 측정한 분석 결과, 남성보다는 여성의 고용이 경기에 더 순행하는 것으로 나타났다(김준원·신동균, 2010).

연령대에 따라 살펴보면, 외부 충격에 의해 하락한 고용률이 20~30대 근로자보다 40~50대 근로자층에서 더 느리게 회복되는 것으로 분석되었다(김용, 2009). 그리고 고연령층 남성에게 비해 젊은 연령층 남성의 실질임금이 경기에 더 순행하는 것으로 나타났다. 경기변동에 따른 학력 간 실질임금 변동의 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었다(Shin, 2012).

경기변동과 취업, 실업 및 비경황 간의 이행확률이 어떤 관계인지를 분석하여 노동시장 차별을 살펴본 Couch and Fairlie(2010)는 흑인과 백인의 이행확률 차이에 대하여 연구하였다. 이들은 미국의 1989~2004년 Current Population Survey(CPS)를 패널 자료로

변환하여 고용 동학 정보를 생성하였다. 분석 결과, 경기 침체에 비해 흑인이 먼저 해고된다는 기존 가설을 뒷받침할 수 있는 실증적 근거가 발견되었다. 반면, 경제 회복기에 백인보다 흑인이 늦게 고용되는 현상은 없다고 분석했다. 이외에도 Hoynes(1999)는 지역별 경제 여건의 차이가 개인의 고용 및 소득에 미치는 영향을 성별, 학력, 인종별로 분석하였다. 분석 결과, 교육수준이 낮고 백인이 아닌 저숙련 여성 노동자의 노동성과는 고숙련 남성 노동자에 비해 경기에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 1980~2000년의 미국 인구총조사를 활용한 연구에서는 히스패닉, 저숙련 그리고 이들이 이주민일 경우 임금이 경기변동에 더욱 민감하게 반응한다고 분석하였다(Borjas, 2005).

이러한 집단별 경기 민감성의 이질성이 발생하는 원인은 경기 민감도에 따라 집단별 실업기간 증가율이 다른 점을 들 수 있다(Abraham & Shimer, 2001). 또한, Hoynes(1999)는 인구통계학적 특성에 따라 주로 취업하는 산업 및 직종이 다른데, 산업 및 직종별로 해고 위험이 상이한 것이 집단별 경기 민감성의 한 요인일 수 있다고 지적했다. 우리나라에서 경기 충격 시 가족 내 부가노동자(added worker)로서 여성의 노동시장 진입 패턴을 분석한 연구 결과에 따르면, 특히 고학력 여성들의 노동공급이 남편의 실직 이후에 증가하는 것으로 나타났다(안태현, 2009). Borjas(2005)는 인종별 임금격차가 실제로 인종의 차이에서 기인한 것인지, 각 집단별 인구 구성의 변화에 기인한 것인지 구분할 필요가 있다고 분석했다. 실제로 저임금 노동자에서 히스패닉의 비중이 높아진 것은, 다른 집단에 비해 히스패닉에서 저숙련 노동자의 비중이 더욱 빠르게 증가하였기 때문인 것으로 나타났다.

본 연구에서는 인구집단 간 실업률 변동성을 분석하거나 경기에 따른 집단 내 노동시장 상태 이행에 초점을 맞춘 국내 기존 연구와는 달리, 경기변동과 집단 간 고용 동학의 관계에 대한 분석을 실시하였다. 또한, 본 연구가 이용한 한국노동패널의 경우, 기존 연구에서 주로 사용하였던 경제활동인구조사와는 달리 지역별 수준 변수를 이용할 수 있기 때문에 지역별 실업률을 이용해 지역별 경기변동 변수를 생성할 수 있다. 이로 인해, 시간 불변적인 지역적 특성을 통제할 분석이 가능하다. 그리고 연도별 취업상태를 직업력 자료를 활용, 월별 자료로 재구성하여 일자리의 단기적 변동성을 포함하여 분석하였다.

Ⅲ. 경기변동 추정

본 연구에서는 예상형 필립스 곡선(expectations augmented Phillips curve)을 이용하여 자연실업률을 추정한 후, 지역별 실업률이 자연실업률로부터 벗어나 있는 정도(지역별 실업률-자연실업률)를 계산하여 이를 경기변동 요인으로 보았다.¹⁾ 이는 Couch and Fairlie(2008)에서 제시한 경기변동 추정 방법과 같다. 실업률은 월별로 구성이 가능하고 16개 시도 단위로 제공되기 때문에 지역별 분석이 가능하다는 장점이 있다. 또 다른 대표적인 경기변동 지표인 GDP의 경우 시도 단위로는 월별로 제공되지 않아 단기 경기변동성을 포착하기 어렵다는 단점이 있다.

본 연구는 통계청에서 제공하는 1982년 7월부터 2014년 12월까지의 월별 전체 실업률과, 소비자물가지수로 계산한 월별 인플레이션율을 이용하여 자연실업률을 추정하였다. 자연실업률을 추정하기 위한 분석 기간은 통계청에서 구직기간 1주 기준 실업률을 제공하는 전체 기간과 동일하다. 식 (1)은 인플레이션율과 실업률의 관계를 나타낸 예상형 필립스 곡선이다. 식 (1)을 식 (2)로 변형하면 자연실업률 μ_0 는 $\beta_0/(-\beta_1)$ 가 되고, 식 (2)의 β_0 와 β_1 을 추정하면 자연실업률을 추정할 수 있다.²⁾ 자연실업률은 3.21%로 추정되었는데, 이는 문소상(2003)에서 분석한 자연실업률인 1983~86년 평균 4%, 1987~97년 2.5% 내외, 2002년 약 3%와 비교했을 때 평균적으로 유사한 추이를 보이고 있다. 그리고 신석하·조동철(2003)의 연구에서는 추정 기법에 따른 자연실업률을 제시하였는데, 분석 기간이 1979~87년인 경우 자연실업률은 최소 3.7%, 최대 4.0%로 추정되었고 1988~97년의 경우 2.5~2.9%, 1998~2003년의 경우 3.6~5.0%, 2003년의 경우 3.1~3.9%로 추정되었다. 이상의 분석 결과를 고려할 때, 본 분석에서 3.21%로 추정한 자

1) 시계열 변수 분석에서 통상적으로 사용되는 Hodrick-Prescott(HP) 혹은 Hamilton 필터를 이용하여 경기변동 변수를 구성하여 분석한 경우에도, 추정치의 표준오차가 다소 커서 통계적 유의성이 부분적으로 감소하지만, 경기 침체 시 집단 간 이행확률 패턴의 방향성은 논문의 결과와 큰 차이가 없었다. 본 논문의 범위에 포함되지는 않지만 필터를 이용한 분석은 필터링 기간과 유형에 따라 결과가 민감할 수 있으므로 향후 이에 대한 엄밀한 비교 분석 연구가 필요하겠다.

2) $\beta_0 = 0.1966(0.0850)$, $\beta_1 = -0.0612(0.0243)$ 으로 추정되었다. 괄호 안의 값은 표준오차를 나타낸다.

연실업률은 적정수준으로 판단된다.³⁾

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

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

지역별 실업률이 아닌 전체 실업률과 자연실업률의 차이를 이용하면 경기동행지수에서 추세변동분을 제거한 순환변동치와 비교가 가능하다. 자연실업률을 추정할 때의 분석 기간인 1982년 7월부터 2014년 12월까지의 자료를 이용하여 경기변동 변수와 순환변동치의 상관계수를 구한 결과 0.55로 비교적 높은 수준을 보여주었다. 이를 바탕으로 본 분석에서는 경기변동 변수가 한 단위 증가할 때, 다시 말해 지역별 실업률이 자연실업률보다 1%p 증가할 때 경기가 침체되는 것으로 해석하고자 한다.

IV. 자료 구성 및 요약 통계량

1. 자료 구성

본 논문에서 사용한 한국노동패널은 국내에서 가장 오래된 대표적인 연간 패널 조사로 가구특성, 교육, 경제활동 정보 등을 담고 있다. 노동패널의 직업력 자료는 최초 패널 조사 시점 이전에 종사했던 직업의 회고적 정보로부터 시작하여 이후 일했던 모든 일자리의 정보를 추적하여 조사하는 누적형 자료이다.⁴⁾ 이를 이용하면 개인이 가졌던

3) 세계 금융위기 전후 자연실업률이 변동했을 가능성이 존재하기 때문에 금융위기 전후로 시기를 구분해서 자연실업률을 추정해 보았으나 식 (2)의 β_0 , β_1 의 표준오차가 커 유의하지 않았다. 그럼에도 불구하고 시기별로 추정된 자연실업률을 이용하여 동일한 실증 분석을 시행한 결과, 기존 분석 결과와 질적으로 큰 차이가 발생하지 않았다.

4) 직업력 자료는 회고적 조사의 특성상 측정오차의 가능성이 있다. 이를 확인하기 위하여 경제활동 동인구조사의 취업자 수와 본 연구에서 구성한 직업력 자료에서 계산된 취업자 수의 월별 변동성을 비교한 결과, 최종 연도를 제외하고는 대부분의 분석기간에서 유사한 양상을 보였다. 또한, 해당 연도를 제거하고 추정한 결과와 모든 분석 기간을 이용한 결과가 유사하여 회고적 정보 사

모든 일자리의 시작 시기 및 그만둔 시기를 월 단위까지 파악할 수 있다. 또한, 경제활동인구조사와는 달리 한국노동패널을 이용하면 가구의 지역 정보(16개 시도 단위)와 매치하여 지역별 실업률 변수를 분석에 이용할 수 있고 지역 특성을 통제할 수 있는 장점이 있다.⁵⁾

본 연구에서는 학업 등의 이유로 노동시장에 본격적으로 진입하기 어려운 24세 미만 및 재학생은 제외하고 24세 이상 비재학생만을 분석대상에 포함하였다. 분석 자료의 자세한 구성 과정은 다음과 같다. 먼저 17차 연도의 직업력 자료(162,552개)를 이용하여 전체 일자리 중 최초 패널 조사 시점 이전에 종사했던 일자리(11,740개)를 제외하였다.⁶⁾ 취업기간을 생성하기 위해 직업력의 일자리 시작 시기와 그만둔 시기 정보를 최우선적으로 이용하였다. 일자리의 시작 시기가 노동패널에 최초로 참여한 시기보다 더 이전일 경우, 노동패널에 최초로 참여한 연도의 1월을 일자리 시작 시점으로 간주하였다. 그리고 마지막 조사 당시 재직 중인 일자리의 경우 그만둔 시점을 알 수 없기 때문에, 해당 일자리의 관측 종료 시점을 면접 시기로 대체하였다.⁷⁾ 이렇게 정해진 취업기간을 월별 자료(1,665,088개)로 변환한 후, 월별 취업 여부를 파악하였다. 같은 월에 두 개 이상의 일자리를 가졌을 경우 주된 일자리를 우선적으로 선택하였고, 주된 일자리 정보가 없는 경우에는 근로시간이 긴 일자리를 선택하였다.

직업력 자료에 없는 미취업자는 1~17차 연도의 개인 자료를 이용하여 파악하였다. 분석 자료의 한계로 인해 미취업을 실업과 비경제활동인구로 구분할 수는 없었다. 본 연구에서는 조사대상자들이 최초로 조사된 시점과 마지막으로 조사된 시점을 식별한 후, 앞서 파악한 취업기간과 겹치지 않는 구간을 미취업기간으로 처리하였다. 이렇게 생성된 취업상태 정보를 모두 결합한 결과, 2,699,443개의 월별 자료가 생성되었다. 연

용으로 인한 문제는 크지 않은 것으로 판단된다.

- 5) 경제활동인구조사의 경우 개인 및 가구의 식별 정보를 이용하여 패널자료로 변환할 수 있다면 월별 단위 분석이 가능하다는 장점이 있으나, 시도 단위 지역 정보의 부재로 지역 특성 및 지역별 실업률 변수를 구성하여 사용하기 어렵다는 단점이 있다.
- 6) 일자리 번호 기준 1~10번을 삭제하였고, 최초 패널 조사 시점 이전 일자리 중 가장 최근 일자리인 100번, 1200번 일자리의 경우 취업기간이 분석기간에 포함되면 일자리 정보를 사용하였고 포함되지 않으면 삭제하였다.
- 7) 시작 시기 및 그만둔 시기 결측 자료는 이전 정보 및 조사 면접 시기를 이용하여 추정하였고, 추정이 불가능한 자료의 경우 시작 시기는 조사 연도의 1월, 그만둔 시기는 조사 연도의 12월로 대체하였다. 이렇게 추정 및 대체한 결측 자료는 전체 취업자 직업정보 중에서 약 2.4%를 차지한다. 추정 및 대체한 직업정보 자료를 제외하여 분석한 결과, 본 분석 결과와 큰 차이가 없었다.

도 단위가 월 단위로 변경되면서 결측치로 처리되는 성별, 연령, 학력, 거주지역 정보는 우선적으로 해당 연도의 정보가 존재하면, 1~12월에 해당하는 값을 해당 연도 정보로 대체하였고 그렇지 않으면 과거 정보를 이용하여 추정하였다. 본 분석에서 사용한 변수인 성별, 연령, 학력, 거주지역은 시간에 따른 변화가 거의 없거나 한정되어 있다고 볼 수 있기 때문에 연도 정보를 월 단위로 변환함에 따라 발생하는 문제가 크지 않을 것으로 판단된다. 혼인상태 정보는 혼인력 정보를 이용하였다.

본 분석에서는 외환위기 특수성이 반영되어 있다고 생각되는 1998~99년도 자료(317,494개)를 분석에 포함하지 않았다. 또한, 재직 중인 일자리의 관측 종료 시점을 면접 시기(월)로 대체한 것으로 인해 면접 시기 이후의 일자리 정보가 누락된 2014년도 자료(62,010개)를 본 분석에서 제외하였다. 그리고 24세 미만(316,617개)과 재학생(71,541개)을 제외하여 24세 이상 비재학생을 분석 기준으로 삼았다. 또한, 다음 기 자료가 존재하지 않아 취업과 미취업 사이의 이행 여부를 알 수 없는 각 조사자들의 마지막 조사 시점(월 기준)의 자료(18,848개)를 삭제하였다. 최종 분석기간은 2000~2013년이며 24세 이상 비재학생을 대상으로 1,912,933개의 월별 자료가 분석에 사용되었다.

2. 요약 통계량 및 이행확률⁸⁾

<표 1>은 분석 자료의 요약 통계량을 보여준다. 취업상태 더미의 경우 평균이 0.61이며 남성이 여성에 비해 상당히 더 높음을 알 수 있다. 연령별 비중은 36~55세가 가장 크며 성별에 따른 연령 분포는 유사하다. 학력별로 살펴보면 고졸, 고졸 미만, 고졸 초과 집단 모두 고루 분포되어 있으나 성별에 따른 차이가 존재한다. 남성의 경우, 고졸과 고졸 초과 집단의 비율은 비슷하고 고졸 미만 집단의 비율이 가장 낮다. 여성의 경우, 고졸 미만 집단의 비율이 가장 높고 고졸 초과 집단의 비율이 가장 낮다. 혼인 여부를 살펴보면, 기혼 유배우자가 73%를 차지하고 있으며 남성보다 여성의 미혼 및 기혼 유배우 비율이 낮다. 이혼 및 사별의 경우, 남성은 6%인 데 반해 여성은 20%로 성별에 따른 차이를 보인다.

8) 본 연구에서 사용한 이행확률은 이번 기 특정 상태에서 다음 기 특정 상태로의 이행확률을 뜻한다. 이를 구체적으로 서술하기는 하였지만 대부분 단순화된 표현을 사용하였다. 예를 들어, 미취업(취업)에서 취업(미취업)으로의 이행확률이란 이번 기 미취업(취업)에서 다음 기 취업(미취업) 상태로의 이행확률을 뜻한다.

〈표 1〉 요약통계량

	전체		남성		여성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
취업상태(취업=1)	0.61	0.49	0.78	0.41	0.46	0.50
실업률-자연실업률	0.15	1.07	0.16	1.06	0.14	1.07
성별(여성=1)	0.52	0.50				
24~35세	0.26	0.44	0.25	0.44	0.26	0.44
36~55세	0.44	0.50	0.47	0.50	0.42	0.49
56~65세	0.15	0.36	0.15	0.36	0.15	0.35
66세 이상	0.16	0.36	0.13	0.34	0.18	0.38
고졸 미만	0.35	0.48	0.27	0.44	0.43	0.50
고졸	0.33	0.47	0.35	0.48	0.32	0.47
고졸 초과	0.31	0.46	0.38	0.48	0.25	0.43
미혼	0.14	0.34	0.18	0.38	0.10	0.30
기혼 유배우	0.73	0.44	0.76	0.43	0.70	0.46
이혼, 사별	0.13	0.34	0.06	0.25	0.20	0.40
관측 수	1,912,933		911,893		1,001,040	

주: 2000~2013년 한국노동패널 월별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 실업률은 16개 시도 월별 실업률이며, 자연실업률은 3.21%임. 소수점 셋째자리에서 반올림함.

2000~2013년에 대한 집단별 취업 및 미취업으로의 이행확률은 <표 2>와 같다. 이번 기 미취업에서 다음 기 취업으로의 이행확률(미취업→취업)은 1.58%이며 이번 기 취업에서 다음 기 미취업으로의 이행확률(취업→미취업)은 0.96%이다.⁹⁾ 남성의 미취업에서 취업으로의 이행확률은 2.75%이며 취업에서 미취업으로의 이행확률 0.72%이다. 여성의 경우, 미취업에서 취업으로의 이행확률이 1.14%로 남성에 비해 낮으며, 반대로 취업에서 미취업으로의 이행확률은 남성에 비해 높은 1.32%로 나타났다.

미취업에서 취업으로의 이행확률을 연령별로 살펴보면, 연령이 높은 집단일수록 성별에 관계없이 모두 취업으로의 이행확률이 낮아진다. 또한, 학력이 높은 집단일수록 취업으로의 이행확률이 높아진다. 혼인 여부에 따라 살펴보면, 미혼의 경우 미취업에서 취업으로의 이행확률이 가장 높고 이혼 및 사별 집단의 경우 취업으로의 이행확률이 가장 낮다.

9) 문외술(2008)이 2000~2006년 경제활동인구조사를 이용하여 취업, 실업 및 비경활 간의 이행확률을 분석한 결과, 실업에서 취업으로의 이행확률은 25.3%, 비경활에서 취업으로의 이행확률은 4.2%, 취업에서 실업으로의 이행확률은 0.77%, 취업에서 비경활으로의 이행확률은 2.73%로 나타났다.

〈표 2〉 2000~2013년에 대한 집단별 노동시장 상태 이행확률

(단위:%)

	전체		남성		여성	
	미취업→취업	취업→미취업	미취업→취업	취업→미취업	미취업→취업	취업→미취업
이행확률	1.58	0.96	2.75	0.72	1.14	1.32
연령별						
24~35세	2.88	1.21	6.15	0.88	1.84	1.70
36~55세	2.31	0.77	5.04	0.54	1.66	1.12
56~65세	0.97	1.04	1.57	0.92	0.69	1.24
66세 이상	0.24	1.30	0.35	1.21	0.19	1.41
학력별						
고졸 미만	0.89	1.08	1.39	0.86	0.73	1.30
고졸	1.95	0.99	3.39	0.74	1.45	1.43
고졸 초과	2.46	0.82	4.11	0.63	1.63	1.23
혼인 여부별						
미혼	4.37	1.25	4.63	1.16	3.96	1.40
기혼 유배우	1.41	0.85	2.34	0.61	1.09	1.28
이혼, 사별	0.81	1.33	1.57	1.11	0.67	1.44

주: 2000~2013년 한국노동패널 월별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 연속하는 두 달의 취업정보를 이용하여 이행확률을 계산함.

취업에서 미취업으로의 이행확률은 노동시장의 주된 연령층이라고 볼 수 있는 36~55세 집단에서 가장 낮게 나타난다. 그리고 56~65세 집단이 24~35세 집단보다 취업에서 미취업으로의 이행확률이 낮다. 이는 24~35세 여성 집단이 다른 연령대의 여성 집단에 비해 취업에서 미취업으로의 이행확률이 높기 때문에 발생한 것으로 보인다. 또한, 학력이 높은 집단일수록 대체적으로 취업에서 미취업으로의 이행확률이 낮고 이혼 및 사별 집단은 취업에서 미취업으로의 이행확률이 가장 높다.

V. 실증분석

1. 분석 모형

본 연구는 취업과 미취업 간의 이행확률 양상이 경기변동에 따라 어떻게 나타나는지 분석하기 위해 노동시장 상태 이행확률에 관한 선형확률 모형(linear probability model)

을 사용하였다. 특히, 인구집단 간 이행확률을 분석한 선행연구인 Couch and Fairlie(2010)의 방법론을 기반으로 분석 모형을 구성하였다.

$$Y_{ist} = \beta_0 + \beta_1 U_{st} + \mathbf{Z}'_{ist} \boldsymbol{\gamma} + \delta_s + \eta_t + \varepsilon_{ist} \quad (3)$$

이행확률 분석을 위한 식 (3)에서 하첨자 i 는 개인, s 는 지역, t 는 월을 뜻한다. Y_{ist} 는 종속변수이며 세 종류의 더미 변수가 사용되었다. 첫 번째는 다음 기 취업이면 1, 그렇지 않으면 0을 주는 ‘다음 기 취업’ 종속변수이다. 그리고 연속하는 두 달의 정보를 이용하여 이번 기 미취업에서 다음 기 취업이면 1, 이번 기 미취업에서 다음 기 미취업이면 0을 주는 ‘미취업→취업’ 종속변수를 생성하였다. 마지막으로 이번 기 취업에서 다음 기 미취업이면 1, 이번 기 취업에서 다음 기 취업이면 0을 주는 ‘취업→미취업’ 종속변수를 생성하여 분석에 사용하였다.

U_{st} 는 지역별 경기변동을 나타내는 변수이며, 16개 시도 월별 실업률에서 자연실업률을 차감한 값을 사용하였다. \mathbf{Z}_{ist} 는 성별, 연령, 학력, 혼인 더미를 포함한 독립변수 벡터이다. δ_s 는 16개 시도별 지역 더미, η_t 는 월 더미로 시간 불변적 지역 특성과 계절성을 통제하기 위해 사용하였다.¹⁰⁾ ε_{ist} 는 오차항을 나타낸다.

본 연구의 초점은 경기 침체 시 취업 및 미취업으로의 이행확률에서 집단 간 차이가 존재하는지에 대한 실증적 근거를 제공하는 것이다. 이를 위해 경기변동과 성별, 경기변동과 연령, 경기변동과 학력 더미의 교차항을 순차적으로 모형에 포함한 확장 분석을 실시하였다. 모형은 식 (4)와 같다.

$$Y_{ist} = \beta_0 + \beta_1 U_{st} + \beta_2 X_{ist} + \beta_3 (U_{st} \times X_{ist}) + \mathbf{Z}_{(-1)ist}' \boldsymbol{\gamma}_{(-1)} + \delta_s + \eta_t + \varepsilon_{ist} \quad (4)$$

X_{ist} 는 교차항 분석 시 사용한 성별, 연령, 학력 더미 중 하나이며 $U_{st} \times X_{ist}$ 는 경기변동과의 교차항 변수이다. $\mathbf{Z}_{(-1)ist}$ 는 식 (3)의 \mathbf{Z}_{ist} 에서 교차항 분석에 사용된 변수

10) 지역별 선형 추세를 추가적 통제변수로 고려할 수 있으나, 본 분석에 활용하는 지역별 경기변동에 대한 정보를 거의 대부분 제거하는 효과가 있어 모형에 포함하지 않았다. 또한, 결과의 민감도 확인을 위하여 지역별 추세를 포함하여 추정한 결과, 집단 간 이행확률 추정결과에 질적인 차이가 발생하지 않았다.

〈표 3〉 경기변동과 다음 기에 취업상태에 있을 확률에 관한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)
U_{st} (경기침체)	-0.0275*** (0.0020)	-0.0194*** (0.0013)	-0.0293*** (0.0022)	-0.0228*** (0.0017)
성별(여성=1)	-0.2989*** (0.0056)	-0.2987*** (0.0055)	-0.2989*** (0.0056)	-0.2987*** (0.0055)
24~35세	-0.0813*** (0.0061)	-0.0837*** (0.0061)	-0.0812*** (0.0061)	-0.0833*** (0.0061)
56~65세	-0.1961*** (0.0074)	-0.1963*** (0.0074)	-0.1962*** (0.0074)	-0.1966*** (0.0074)
66세 이상	-0.4913*** (0.0089)	-0.4934*** (0.0088)	-0.4920*** (0.0089)	-0.4939*** (0.0088)
고졸 미만	0.0357*** (0.0077)	0.0327*** (0.0077)	0.0356*** (0.0077)	0.0330*** (0.0077)
고졸 초과	0.0384*** (0.0064)	0.0405*** (0.0064)	0.0384*** (0.0064)	0.0402*** (0.0064)
기혼 유배우	-0.0282*** (0.0083)	-0.0293*** (0.0083)	-0.0281*** (0.0083)	-0.0289*** (0.0083)
이혼, 사별	-0.0067 (0.0119)	-0.0079 (0.0119)	-0.0065 (0.0119)	-0.0075 (0.0119)
지역 더미	X	O	X	O
월 더미	X	X	O	O
Observations	1,912,933	1,912,933	1,912,933	1,912,933
Adjusted R ²	0.2319	0.2352	0.2321	0.2353

주: 한국노동패널 2000~2013년 월별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차임. 선형확률 모형이며 분석에 사용한 종속변수는 다음 기 취업이면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미 변수임. 독립변수로 사용된 더미 변수에 대한 기준 집단은 남성, 36~55세, 고졸, 미혼이며 모든 분석에는 상수항을 포함하였음. (1)~(4)열의 분석결과는 지역과 월 통제 여부에 따른 것임.

U_{st} = 16개 시도 월별 실업률-자연실업률. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

X_{ist} 를 제외한 나머지 변수가 포함된 벡터이다. 교차항의 계수인 β_3 은 본 연구에서 중점적으로 분석하고자 하는 계수이며, 경기변동 시 인구통계학적 특성에 따른 집단 간 반응의 차이를 나타낸다.

또한, 경기 민감도에 대한 추가 분석으로 경기 상승 국면(실업률 하락)일 때와 경기 하강 국면(실업률 상승)일 때, 집단 간 이행확률의 차이가 발생하는지를 분석하였다. Couch and Fairlie(2010, 2016)는 이 분석을 통해 소수인종이 경기 하강 국면일 때 가장 먼저 해고되고 경기 회복 국면일 때 가장 늦게 고용되는 경향이 존재하는지를 분석하였다. 본 분석에서도 이와 비슷한 방법론을 사용하여 경기 하강 국면일 때는 취업에서

미취업으로의 이행확률 변화가, 경기 상승 국면일 때는 미취업에서 취업으로의 이행확률 변화가 집단 간에 다르게 발생하는지 살펴보았다.

2. 경기변동과 노동시장 이행확률 분석

<표 3>은 ‘다음 기 취업’ 더미를 종속변수로 사용하여 경기변동 시 다음 기 취업상태일 확률의 변화를 분석한 결과이다. 지역 더미와 월 더미 포함 여부에 따라 경기변동

<표 4> 경기변동과 미취업에서 취업으로의 이행확률에 관한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)
U_{st} (경기침체)	0.0003* (0.0002)	0.0028*** (0.0002)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0001 (0.0003)
성별(여성=1)	-0.0187*** (0.0007)	-0.0186*** (0.0007)	-0.0187*** (0.0007)	-0.0187*** (0.0007)
24~35세	0.0019** (0.0007)	0.0013* (0.0007)	0.0018** (0.0007)	0.0016** (0.0007)
56~65세	-0.0167*** (0.0007)	-0.0164*** (0.0007)	-0.0167*** (0.0007)	-0.0166*** (0.0007)
66세 이상	-0.0269*** (0.0008)	-0.0267*** (0.0008)	-0.0271*** (0.0008)	-0.0271*** (0.0008)
고졸 미만	0.0022*** (0.0007)	0.0018*** (0.0007)	0.0021*** (0.0007)	0.0020*** (0.0007)
고졸 초과	0.0006 (0.0007)	0.0009 (0.0007)	0.0006 (0.0007)	0.0007 (0.0007)
기혼 유배우	-0.0134*** (0.0013)	-0.0138*** (0.0013)	-0.0132*** (0.0013)	-0.0133*** (0.0013)
이혼, 사별	-0.0054*** (0.0015)	-0.0059*** (0.0015)	-0.0053*** (0.0015)	-0.0054*** (0.0015)
지역 더미	X	O	X	O
월 더미	X	X	O	O
Observations	745,187	745,187	745,187	745,187
Adjusted R ²	0.0135	0.0139	0.0151	0.0152

주: 한국노동패널 2000~2013년 월별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차임. 선형확률 모형이며 분석에 사용한 종속변수는 이번 기 미취업에서 다음 기 취업이면 1, 이번 기 미취업에서 다음 기 미취업이면 0을 갖는 더미변수임. 독립변수로 사용된 더미변수에 대한 기준 집단은 남성, 36~55세, 고졸, 미혼이며 모든 분석에는 상수항을 포함하였음. (1)~(4)열의 분석결과는 지역과 월 통제 여부에 따른 것임.

U_{st} = 16개 시도 월별 실업률-자연실업률. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

계수 값의 차이가 나타나지만 부호 및 유의성의 변화는 없다. 지역 및 월 더미를 모두 포함한 (4) 열에 의하면 경기변동 변수의 계수 추정 값은 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 즉, 실업률이 자연실업률보다 1%p 증가할 때 다음 기에 취업자일 확률은 2.28%p 감소한다.

다음 기에 취업상태일 확률은 인구통계학적 특성에 따른 차이가 존재한다. 우선 남성에 비해 여성은 다음 기 취업자일 확률이 약 30%p 낮다. 연령집단별로 살펴보면 36~55세 집단에 비해 24~35세, 56~65세, 66세 이상 집단은 다음 기 취업자일 확률이 모두 낮으며 특히 66세 이상 고령층과 36~55세 집단의 차이는 약 50%p로 나타났다. 고졸 미만과 고졸 초과 집단은 고졸 집단에 비해 다음 기에 취업상태에 있을 확률이 각각 3.3%p, 4.02%p 높은 것으로 나타났다. 혼인 여부에 따라 살펴보면, 기혼 유배우자일 경우 미혼 집단에 비해 다음 기에 취업 상태일 확률이 약 2.9%p 낮으며 이혼 및 사별 집단과 미혼 집단과의 차이는 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 4> 및 <표 5>는 경기변동 시 고용상태가 동학적으로 어떻게 반응하는지를 보여준다. <표 4>는 이번 기 미취업상태에서 다음 기 취업상태로의 이행 여부를 종속변수로 분석한 결과이다. 지역과 월 더미가 모두 포함되지 않은 (1) 열의 경기변동 계수는 유의수준 10%에서 유의한 양수로 분석되었다. 지역 더미가 포함된 (2) 열의 분석 결과에 따르면 경기변동 계수는 유의한 양수, 월 더미가 포함된 (3) 열에서는 유의한 음수로 나타났다. 하지만 주된 분석 결과인 지역 더미와 월 더미가 모두 포함된 (4) 열의 결과에서는, 실업률이 1%p 증가할 때 미취업에서 취업으로의 이행확률이 통계적으로 유의하지 않았다. 성별에 따른 미취업에서 취업으로의 이행확률 차이는 1.87%p로 남성에 비해 여성이 더 낮은 것으로 분석되었다. 그리고 연령이 높은 집단일수록 미취업에서 취업으로의 이행확률이 낮은 것으로 나타났다. 고졸 미만 집단은 고졸 집단에 비해 미취업에서 취업으로의 이행확률이 0.2%p 높았다. 또한, 미혼자는 다른 집단에 비해 미취업에서 취업으로의 이행확률이 더 높았다.

<표 5>는 이번 기 취업에서 다음 기 미취업 상태로의 이행 여부, 즉 노동 시장이 이탈할 확률이 경기에 어떻게 반응하는지를 보여준다. 지역과 월 더미를 모두 포함한 (4) 열의 분석 결과는 자연실업률보다 지역별 실업률이 1%p 증가할 때 취업에서 미취업으로의 이행확률이 0.1%p 증가함을 보여준다. 이는 (1)~(3) 열에서 추정된 경기변동 계수 값과 비교해 볼 때, 크기의 차이만 있을 뿐 방향 및 유의성이 일치하는 결과이다. 여성은 남성에 비해 취업자가 다음 기 미취업상태로 이행할 확률이 0.55%p 더 높은 것으로

〈표 5〉 경기변동과 취업에서 미취업으로의 이행확률에 관한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)
U_{st} (경기침체)	0.0006*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.0008*** (0.0001)	0.0010*** (0.0002)
성별(여성=1)	0.0054*** (0.0002)	0.0055*** (0.0002)	0.0055*** (0.0002)	0.0055*** (0.0002)
24~35세	0.0043*** (0.0003)	0.0043*** (0.0003)	0.0042*** (0.0003)	0.0042*** (0.0003)
56~65세	0.0023*** (0.0003)	0.0023*** (0.0003)	0.0023*** (0.0003)	0.0024*** (0.0003)
66세 이상	0.0044*** (0.0005)	0.0046*** (0.0005)	0.0046*** (0.0005)	0.0048*** (0.0005)
고졸 미만	0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0003)	0.0000 (0.0003)	-0.0000 (0.0003)
고졸 초과	-0.0025*** (0.0003)	-0.0026*** (0.0003)	-0.0025*** (0.0003)	-0.0025*** (0.0003)
기혼 유배우	-0.0024*** (0.0004)	-0.0024*** (0.0004)	-0.0024*** (0.0004)	-0.0025*** (0.0004)
이혼, 사별	0.0001 (0.0006)	0.0000 (0.0006)	-0.0000 (0.0006)	-0.0001 (0.0006)
지역 더미	X	O	X	O
월 더미	X	X	O	O
Observations	1,167,746	1,167,746	1,167,746	1,167,746
Adjusted R ²	0.0017	0.0018	0.0025	0.0026

주: 한국노동패널 2000~2013년 월별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차임. 선형확률 모형이며 분석에 사용한 종속변수는 이번 기 취업에서 다음 기 미취업이면 1, 이번 기 취업에서 다음 기 취업이면 0을 갖는 더미변수임. 독립변수로 사용된 더미변수에 대한 기준 집단은 남성, 36~55세, 고졸, 미혼이며 모든 분석에는 상수항을 포함하였음. (1)~(4)열의 분석결과는 지역과 월 통제 여부에 따른 것임.

U_{st} = 16개 시도 월별 실업률-자연실업률. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

나타나 성별에 따른 차이를 보였다. 청년층과 고령층의 경우 노동시장 주 연령층 집단(36~55세)에 비해 취업에서 미취업으로의 이행확률이 유의하게 더 높았다. 학력별로 살펴보면, 고졸 집단에 비해 고졸 초과 집단의 경우 취업에서 미취업으로 이행할 확률이 0.25%p 더 낮은 것으로 나타났다. 마지막으로 기혼 유배우자는 미혼자보다 미취업으로의 이행확률이 0.25%p 더 낮았다.

<표 3>~<표 5>의 분석 결과를 종합하면, 지역별 실업률이 자연실업률보다 1%p 높아질 때 다음 기에 취업상태에 있을 확률은 감소한다. 이를 고용 동학적 측면에서 살펴보면 지역과 계절 변수를 통제했을 때, 경기 침체 시 미취업에서 취업으로의 이행확

률은 유의한 변화가 없고 취업에서 미취업으로의 이행확률은 증가하였다. 즉, 경기 침체 시 개인의 취업상태는 주로 취업에서 미취업으로의 이행확률이 변동함으로써 영향을 받는다고 볼 수 있다. 이는 실업률 변동의 대부분을 실업으로의 유입이 설명한다는 Kim and Lee(2014)의 연구 결과와 일치하는 측면이 있다.

3. 경기변동과 인구통계학적 특성과의 교차항 분석

이번에는 본 연구의 주된 목적인 경기변동 시 발생하는 집단별 이행확률 양상을 비교하기 위하여 경기변동과 인구통계학적 특성 변수와의 교차항을 모형에 포함하여 분석하였다. <표 6>의 Panel A에서는 경기변동과 성별 변수의 교차항을 분석하였고 통제 변수로 연령, 학력 변수를 이용하였다. 경기변동과 연령, 경기변동과 학력 변수의 교차항이 포함된 Panel B~C의 분석에서도 성별, 연령, 학력 변수 중 교차항에서 사용된 변수를 제외한 나머지 변수를 통제변수로 포함하였다. 그리고 혼인, 지역 및 월 더미와 상수항은 <표 6>의 모든 분석에서 공통적으로 사용되었다. 또한, <표 6>의 (1) 열은 다음 기 취업상태, (2) 열은 이번 기 미취업에서 다음 기 취업, (3) 열은 이번 기 취업에서 다음 기 미취업으로의 이행 여부를 종속변수로 설정하여 분석한 결과이다.

Panel A의 (3) 열에 나타난 분석 결과는 남성에 비해 여성일 때, 취업에서 미취업으로의 이행확률이 경기에 더 민감하게 반응함을 보여준다. 여성은 실업률이 자연실업률에 비해 1%p 증가할 때 취업에서 미취업으로의 이행확률이 남성보다 0.05%p 더 높았다. 그 외 다음 기 취업자일 확률과 미취업에서 취업으로의 이행확률은 경기변동 시 남성과 여성의 차이가 존재하지 않았다. 이는 경기 침체 시 취업상태로의 진입 확률에서는 성별에 따른 차이가 나타나지 않지만 남성보다 여성의 취업에서 미취업으로의 이행확률, 즉 노동시장 이탈확률이 경기에 더 민감하게 반응함을 보여준다.

Panel B는 경기변동 시 각 연령집단에서 발생하는 이행확률 변동을 비교한 결과이다. 먼저 (1) 열의 분석 결과에 의하면, 경기 침체 시 다음 기에 취업상태에 있을 확률은 연령이 높은 집단일수록 더 낮아지는 것으로 나타났다. (2) 열은 36~55세 집단과 고령층의 취업으로의 이행확률을 비교했을 때 경기 민감성의 차이가 존재하지 않음을 보여준다. 반면 (3) 열에 나타난 결과와 같이, 실업률이 1%p 증가할 때 취업에서 미취업으로 이행할 확률은 56~65세 및 66세 이상 집단이 36~55세 집단에 비해 더 높은 것으로 나타났다. 이는 노동시장의 주된 연령층에 비해 고령층의 노동시장 이탈확률이 경

기에 더욱 민감하게 반응하는 것을 보여준다. 그리고 실업률이 1%p 증가할 때 24~35세 집단은 36~55세 집단에 비해 미취업에서 취업으로의 이행확률이 0.15%p 더 높은 것으로 나타났다. 이는 외부 충격을 받았을 때 20~30대 근로자보다 40~50대 근로자층에서 취업이 더 어렵게 이루어진다는 김웅(2009)의 연구결과와 유사한 결과라 볼 수 있다.

Panel C의 분석 결과에 의하면, 실업률이 1%p 증가할 때 고졸 미만 집단이 고졸 집단에 비해 다음 기에 취업상태에 있을 확률이 낮다. 이를 고용 동학적 측면에서 살펴보면, 경기 침체 시 고졸 미만 집단이 고졸 집단에 비해 취업에서 미취업으로의 이행확률이 0.1%p 더 높은 것으로 분석되었다. 반면, 경기 침체 시 미취업에서 취업으로의 이행확률은 고졸 미만 집단과 고졸 집단 간에 차이가 없는 것으로 나타났다.

이를 종합하면, 경기 침체 시 취업에서 미취업으로의 이행확률 증가는 남성보다 여성, 36~55세보다 고령층, 고졸 집단보다 고졸 미만 집단에서 더 크게 나타난다. 반면 미취업에서 취업으로의 이행확률은 집단 간 경기 민감성의 차이가 거의 나타나지 않는다.

〈표 6〉 경기변동과 인구통계학적 특성의 교차항 분석

	종속변수		
	(1) 다음 기 취업	(2) 미취업→취업	(3) 취업→미취업
Panel A			
여성	-0.2982*** (0.0056)	-0.0186*** (0.0007)	0.0054*** (0.0002)
U_{st} (경기침체)	-0.0209*** (0.0026)	0.0003 (0.0005)	0.0008*** (0.0002)
U_{st} (경기침체)×여성	-0.0036 (0.0039)	-0.0006 (0.0005)	0.0005** (0.0002)
Adjusted R ²	0.2354	0.0153	0.0026
Panel B			
24~35세	-0.0863*** (0.0062)	0.0013* (0.0008)	0.0042*** (0.0003)
56~65세	-0.1922*** (0.0074)	-0.0164*** (0.0007)	0.0023*** (0.0003)
66세 이상	-0.4942*** (0.0087)	-0.0271*** (0.0008)	0.0052*** (0.0006)
U_{st} (경기침체)	-0.0168*** (0.0025)	-0.0002 (0.0004)	0.0009*** (0.0002)
U_{st} (경기침체)×24~35세	0.0168*** (0.0039)	0.0015** (0.0006)	-0.0003 (0.0002)
U_{st} (경기침체)×56~65세	-0.0271*** (0.0054)	-0.0008 (0.0005)	0.0011*** (0.0003)
U_{st} (경기침체)×66세 이상	-0.0434*** (0.0055)	-0.0005 (0.0005)	0.0014*** (0.0005)
Adjusted R ²	0.2374	0.0153	0.0026
Panel C			
고졸미만	0.0369*** (0.0077)	0.0019*** (0.0007)	-0.0001 (0.0003)
고졸초과	0.0391*** (0.0064)	0.0005 (0.0007)	-0.0026*** (0.0003)
U_{st} (경기침체)	-0.0154*** (0.0032)	-0.0004 (0.0004)	0.0006*** (0.0002)
U_{st} (경기침체)×고졸미만	-0.0237*** (0.0048)	0.0003 (0.0004)	0.0010*** (0.0003)
U_{st} (경기침체)×고졸초과	0.0052 (0.0046)	0.0009 (0.0006)	0.0002 (0.0002)
Adjusted R ²	0.2361	0.0153	0.0026
Observations	1,912,933	745,187	1,167,746

주: 한국노동패널 2000~2013년 월별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차임. 선형확률 모형이며 (1) 열은 다음 기 취업이면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 종속변수를 사용한 분석 결과이고, (2) 열은 이번 기 미취업에서 다음 기 취업이면 1, 이번 기 미취업에서 다음 기 미취업이면 0을 갖는 더미변수, (3) 열은 이번 기 취업에서 다음 기 미취업이면 1, 이번 기 취업에서 다음 기 취업이면 0을 갖는 종속변수를 이용한 분석결과임. Panel A~C는 교차항에 사용된 변수를 제외한 성별, 연령, 학력, 혼인, 지역, 월 더미와 상수항을 포함하여 분석하였고, 더미변수에 대한 기준 집단은 남성, 36~55세, 고졸임.

U_{st} = 16개 시도 월별 실업률-자연실업률. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 7〉 실업률 상승(rising) 및 하강(falling) 국면의 취업-미취업 이행비교 분석

	종속변수	
	(1) 취업→미취업	(2) 미취업→취업
Panel A		
여성	0.0054 (0.0002)***	-0.0185 (0.0007)***
U_{st} (경기침체)	0.0008 (0.0002)***	0.0002 (0.0006)
U_{st} (경기침체)×여성	0.0007 (0.0003)***	-0.0003 (0.0006)
U_{st} (경기침체)×rising	-0.0000 (0.0002)	
U_{st} (경기침체)×여성×rising	-0.0008 (0.0004)**	
U_{st} (경기침체)×falling		0.0003 (0.0007)
U_{st} (경기침체)×여성×falling		-0.0005 (0.0007)
Adjusted R ²	0.0026	0.0153
Panel B		
22~35세	0.0042 (0.0003)***	0.0013 (0.0008)*
56~65세	0.0023 (0.0003)***	-0.0162 (0.0007)***
66세이상	0.0051 (0.0006)***	-0.0270 (0.0008)***
U_{st} (경기침체)	0.0009 (0.0002)***	-0.0007 (0.0005)
U_{st} (경기침체)×24~35세	0.0000 (0.0003)	0.0017 (0.0008)**
U_{st} (경기침체)×56~65세	0.0010 (0.0003)***	0.0007 (0.0007)
U_{st} (경기침체)×66세이상	0.0017 (0.0006)***	0.0004 (0.0006)
U_{st} (경기침체)×rising	-0.0001 (0.0002)	
U_{st} (경기침체)×24~35세×rising	-0.0009 (0.0005)**	
U_{st} (경기침체)×56~65세×rising	0.0003 (0.0005)	
U_{st} (경기침체)×66세이상×rising	-0.0006 (0.0008)	
U_{st} (경기침체)×falling		0.0011 (0.0006)*
U_{st} (경기침체)×24~35세×falling		-0.0003 (0.0010)
U_{st} (경기침체)×56~65세×falling		-0.0030 (0.0008)***
U_{st} (경기침체)×66세이상×falling		-0.0018 (0.0006)***
Adjusted R ²	0.0026	0.0153
Panel C		
고졸미만	-0.0001 (0.0003)	0.0021 (0.0007)***
고졸초과	-0.0026 (0.0003)***	0.0006 (0.0007)
U_{st} (경기침체)	0.0008 (0.0002)***	-0.0010 (0.0005)**
U_{st} (경기침체)×고졸미만	0.0010 (0.0003)***	0.0012 (0.0005)**
U_{st} (경기침체)×고졸초과	0.0002 (0.0003)	0.0016 (0.0008)**
U_{st} (경기침체)×rising	-0.0004 (0.0003)	
U_{st} (경기침체)×고졸미만×rising	0.0001 (0.0005)	
U_{st} (경기침체)×고졸초과×rising	-0.0001 (0.0004)	
U_{st} (경기침체)×falling		0.0011 (0.0006)*
U_{st} (경기침체)×고졸미만×falling		-0.0017 (0.0007)**
U_{st} (경기침체)×고졸초과×falling		-0.0013 (0.0009)
Adjusted R ²	0.0026	0.0153
Observations	1,167,746	745,187

주: 한국노동패널 2000~2013년 월별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차임. 선형확률 모형이며 (1) 열에 사용한 종속 변수는 이번 기 취업에서 다음 기 미취업이면 1, 이번 기 취업에서 다음 기 취업이면 0을 갖는 더미변수이고 (2) 열은 이번 기 미취업에서 다음 기 취업이면 1, 이번 기 미취업에서 다음 기 미취업이면 0을 갖는 종속변수를 이용한 분석결과임. rising(falling) 변수는 다음 기 실업률이 이번 기 실업률보다 크면(작으면) 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미 변수임. Panel A~C는 교차항에 사용된 변수를 제외한 성별, 연령, 학력, 혼인, 지역, 월 더미와 상수항을 포함하여 분석하였고, 더미변수에 대한 기준 집단은 남성, 36~55세, 고졸임.

U_{st} = 16개 시도 월별 실업률-자연실업률. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4. 실업률 상승 및 하강국면의 이행확률 비교 분석

<표 7>은 실업률이 상승(하락)하는 구간일 때 경기 침체 시 취업(미취업)에서 미취업(취업)으로의 이행확률이 각 집단에서 어떻게 반응하는지를 분석한 결과이다. 실업률이 상승하는 구간은 그렇지 않은 구간에 비해 고용 상황이 악화되고, 반대로 실업률이 하락하는 구간이면 그렇지 않은 구간에 비해 고용 상황이 개선된다고 볼 수 있다. 이를 이용하여 고용 상황이 악화될 때 이탈확률(취업→미취업)에서 집단 간 차이가 있는지, 고용 상황이 개선 될 때 진입확률(미취업→취업)에서 집단 간 차이가 존재하는지 분석하였다.

<표 7>의 분석 결과에 포함된 rising(falling) 변수는 이번 기 실업률에 비해 다음 기 실업률이 상승(감소)하는 구간을 나타내는 더미 변수이다.¹¹⁾ 기존 식 (4)에서 사용한 변수 외에 경기변동과 rising(falling)의 교차항과 경기변동, 인구통계학적 특성, rising(falling)의 교차항을 모형에 추가하여 분석하였다.

Panel A의 (1) 열에 따르면 실업률이 상승하는 국면(즉, 경기 하강 국면)일 때, 이번 기 실업률이 1%p 증가하면 여성이 남성에 비해 취업에서 미취업으로의 이행확률이 0.08%p 더 낮은 것으로 나타났다. 또한, Panel B의 분석 결과는 경기 하강 국면일 때 실업률이 증가하면 24~35세 집단이 36~55세 집단보다 취업에서 미취업으로의 이행확률이 0.09%p 더 낮음을 보여준다. 경기 악화 국면에서 실업률이 상승할 때, 여성 및 청년층의 미취업으로의 이행확률이 다른 집단에 비해 낮음은, 주된 소득원의 소득 하락이 예상되어 노동시장으로부터의 이탈을 줄이거나, 하강 국면에서 청년층이 다른 연령층에 비해 실직확률이 낮을 가능성을 보여준다. Panel C의 분석 결과는 경기 하강 국면에서 학력 간 취업에서 미취업으로의 이행확률에 유의적 차이가 없음을 보여준다.

Panel B~C의 (2) 열은 실업률이 감소하는 국면(즉, 경기 회복 국면)에서 고령층과 고졸 미만 집단의 미취업에서 취업으로의 이행확률이 다른 집단과 통계적으로 유의한 차이가 있음을 보여준다. 실업률이 감소하는 국면일 때 실업률이 자연실업률에 비해 1%p 상승하면 56~65세, 66세 이상 집단은 36~55세 집단에 비해 미취업에서 취업으로

11) 경기의 하강 및 상승을 2기간 동안의 실업률 변동에 의해 정의할 경우, 순수한 측정오차가 반영될 가능성이 있다. 이러한 가능성을 확인하기 위하여 경기의 하강 및 상승을 3기간 동안의 실업률 변동에 의해 정의하여 동일한 분석을 실시한 결과, 본 분석과 질적으로 유사한 결과가 도출되었다.

의 이행확률이 각각 0.3%p, 0.18%p 더 낮았으며, 고졸 미만 집단은 고졸 집단에 비해 0.17%p 더 낮았다. 이는 경기 회복 국면일 때 고령층과 고졸 미만 집단의 고용 회복이 다른 집단에 비해 더디게 이루어지고 있음을 시사한다. 그리고 Panel A에 의하면 실업률이 감소하는 국면일 때 남성과 여성의 이행확률 차이는 없었다.

VI. 강건성 검증

1. 연도별 자료를 이용한 실증분석

<표 8> 및 <표 9>는 직업력 자료가 아닌 연도별로 제공되는 개인 자료를 이용하여 경기변동과 이행확률과의 관계 및 집단 간 교차항 분석을 실시한 결과이다.¹²⁾ 연도별 자료는 조사 면접 시점에서의 미취업상태를 실업과 비경활로 구분할 수 있다. 이를 이용하여 미취업상태를 바탕으로 분석한 <표 4>~<표 6>에 나타난 결과를 보완하고자 한다. <표 8>에 의하면, 취업에서 실업 및 취업에서 비경활로의 이행확률은 경기 침체 시 모두 증가하는 것을 볼 수 있으며 이는 <표 5>에 나타난 결과와 일치한다. 실업에서 취업, 비경활에서 취업으로의 이행확률은 경기 침체 시 통계적으로 유의한 변화를 보이지 않았고 부호는 각각 음(-), 양(+)으로 나타났다. 그리고 여성과 66세 이상 집단의 경우, 각각 남성과 36~55세 집단에 비해 취업에서 실업으로의 이행확률이 낮았고 취업에서 비경활로의 이행확률은 높았다. 이에 따르면, <표 5>에서 나타난 성별 및 연령대에 따른 미취업으로의 이행확률의 차이는 주로 비경활로의 이행을 통해 설명될 수 있음을 보여준다.

<표 9>에 의하면, 경기변동 시 성별에 따른 이행확률의 차이가 나타나지 않는다. 이는 경기 침체 시 여성이 남성보다 취업에서 미취업으로의 이행확률이 더 높게 나타났던 <표 6>의 결과와 차이를 보인다. 이는 연도별 자료가 월별 자료에서 나타난 고용변동성을 모두 가지고 있지 못하기 때문에 발생한 결과라 판단된다.¹³⁾

12) 실업률과의 연관성으로 인해 지역별 선형 추세와 연도 터미를 제외한 분석 결과이며, 이를 통제했을 경우에도 핵심 결과의 차이는 발생하지 않았다.

13) 미취업을 실업과 비경활로 구분하지 않고 취업에서 미취업으로의 이행확률을 연도별 자료를 이용하여 분석한 결과 역시, 경기 침체 시 성별에 따른 이행확률의 유의한 차이가 나타나지 않았다.

〈표 8〉 연도별 자료를 이용한 경기변동과 이행확률 분석

	종속변수					
	(1) 취업→실업	(2) 취업→ 비경활	(3) 실업→취업	(4) 실업→ 비경활	(5) 비경활→ 취업	(6) 비경활→ 실업
U_{st} (경기침체)	0.0020** (0.0010)	0.0077*** (0.0021)	-0.0042 (0.0204)	0.0119 (0.0188)	0.0036 (0.0031)	-0.0004 (0.0012)
성별(여성=1)	-0.0038*** (0.0010)	0.0633*** (0.0023)	-0.1618*** (0.0216)	0.2167*** (0.0194)	-0.0750*** (0.0049)	-0.0195*** (0.0021)
22~35세	0.0041*** (0.0014)	0.0264*** (0.0026)	0.0097 (0.0275)	-0.0224 (0.0251)	0.0145** (0.0063)	0.0009 (0.0023)
56~65세	-0.0008 (0.0014)	0.0417*** (0.0033)	-0.2225*** (0.0340)	0.2313*** (0.0341)	-0.0878*** (0.0054)	-0.0153*** (0.0020)
66세 이상	-0.0081*** (0.0015)	0.0875*** (0.0054)	-0.3097*** (0.0505)	0.2923*** (0.0534)	-0.1537*** (0.0056)	-0.0263*** (0.0021)
고졸 미만	-0.0005 (0.0013)	-0.0023 (0.0027)	-0.0052 (0.0285)	0.0291 (0.0266)	0.0073 (0.0050)	-0.0026 (0.0020)
고졸 초과	-0.0062*** (0.0012)	-0.0132*** (0.0022)	0.0370 (0.0251)	-0.0047 (0.0223)	-0.0071 (0.0055)	-0.0088*** (0.0022)
기혼 유배우	-0.0186*** (0.0021)	-0.0040 (0.0032)	0.0904*** (0.0286)	-0.0208 (0.0241)	-0.1128*** (0.0123)	-0.0477*** (0.0057)
이혼, 사별	-0.0118*** (0.0027)	-0.0046 (0.0051)	0.1715*** (0.0449)	-0.0844** (0.0405)	-0.0895*** (0.0132)	-0.0405*** (0.0059)
지역 더미	O	O	O	O	O	O
Observations	75,442	75,442	2,583	2,583	45,429	45,429
Adjusted R ²	0.0053	0.0273	0.0558	0.0863	0.0693	0.0231

주: 한국노동패널 2000~2013년 연도별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차임. 선형확률 모형이며 (1)~(6) 열에 사용한 종속변수는 A→B일 때, 이번 기 A에서 다음 기 B이면 1, 이번 기 A에서 다음 기 B가 아니면 0을 갖는 더미변수임. 독립변수로 사용된 더미변수에 대한 기준 집단은 남성, 36~55세, 고졸, 미혼이며 모든 분석에는 상수항을 포함하였음.

U_{st} = 16개 시도 연도별 실업률-자연실업률. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0

Panel B의 고령층의 경우, 경기 침체 시 36~55세 집단보다 취업에서 비경활로의 이행확률이 더 높고 취업에서 실업으로의 이행확률은 36~55세 집단과 유의한 차이를 보이지 않았다. 이에 따르면, 앞선 분석에서 경기침체 시 36~55세 집단에 비해 고령층에서 취업에서 미취업으로의 이행확률이 더 높게 나타난 것은(표 6), 취업에서 실업보다는 취업에서 비경활로의 이행확률로 설명될 수 있음을 보여준다. 그리고 경기 침체 시 36~55세 집단보다 66세 이상 집단에서 실업에서 취업으로의 이행확률이 더 낮게 나타났다.

Panel C는 경기 침체 시 고졸 미만 집단이 고졸 집단에 비해 취업에서 비경활로의 이행확률이 0.96%p 더 높은 것을 보여준다. 이는 경기 침체 시 고졸 집단보다 고졸 미만 집단에서 미취업으로의 이행확률이 더 높게 나타난 <표 6>의 결과를 취업에서 실업으로의 이행보다는 취업에서 비경활로의 이행을 통해 많은 부분 설명할 수 있음을 예상하게 한다.

연도별 개인 자료는 미취업을 실업과 비경활로 구분할 수 있기 때문에 취업, 실업 및 비경활 사이의 이행과 경기변동과의 관계를 직접 분석할 수 있다는 장점이 존재한다. 그렇지만 월별 취업정보 및 조사에 불참한 연도의 일자리 정보까지 이용할 수 있는 직업력 자료와는 달리, 연도별 자료는 조사 당시의 취업정보만 이용할 수 있기 때문에 고용 상태가 자주 변하는 일자리의 단기 변동성을 제대로 측정하지 못하는 한계가 존재한다. 따라서 직업력 자료를 이용한 월별 분석과 연도별 분석 결과의 비교, 해석에 주의가 요구된다.

〈표 9〉 연도별 자료를 이용한 경기변동과 인구통계학적 특성의 교차항 분석

	종속변수					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	취업→ 실업	취업→ 비경활	실업→ 취업	실업→ 비경활	비경활→ 취업	비경활→ 실업
Panel A						
여성	-0.0039*** (0.0010)	0.0630*** (0.0023)	-0.1651*** (0.0228)	0.2240*** (0.0204)	-0.0749*** (0.0049)	-0.0195*** (0.0021)
U_{st} (경기침체)	0.0019* (0.0011)	0.0067*** (0.0021)	-0.0081 (0.0219)	0.0204 (0.0195)	0.0038 (0.0045)	-0.0003 (0.0018)
U_{st} (경기침체)×여성	0.0002 (0.0009)	0.0025 (0.0022)	0.0106 (0.0224)	-0.0235 (0.0208)	-0.0003 (0.0042)	-0.0000 (0.0017)
Adjusted R ²	0.0053	0.0273	0.0558	0.0868	0.0693	0.0231
Panel B						
24~35세	0.0044*** (0.0014)	0.0272*** (0.0026)	0.0068 (0.0285)	-0.0226 (0.0262)	0.0144** (0.0064)	0.0007 (0.0024)
56~65세	-0.0007 (0.0014)	0.0407*** (0.0033)	-0.2301*** (0.0349)	0.2424*** (0.0345)	-0.0853*** (0.0056)	-0.0153*** (0.0021)
66세 이상	-0.0077*** (0.0018)	0.0948*** (0.0060)	-0.2701*** (0.0525)	0.2535*** (0.0541)	-0.1528*** (0.0057)	-0.0264*** (0.0022)
U_{st} (경기침체)	0.0024** (0.0010)	0.0054** (0.0021)	-0.0072 (0.0240)	0.0117 (0.0223)	0.0061 (0.0046)	-0.0007 (0.0018)
U_{st} (경기침체)×24~35세	-0.0015 (0.0013)	-0.0045* (0.0024)	0.0076 (0.0242)	0.0035 (0.0213)	0.0025 (0.0063)	0.0008 (0.0024)
U_{st} (경기침체)×56~65세	-0.0002 (0.0013)	0.0152*** (0.0033)	0.0341 (0.0349)	-0.0492 (0.0352)	-0.0098* (0.0052)	-0.0002 (0.0019)
U_{st} (경기침체)×66세이상	0.0005 (0.0017)	0.0246*** (0.0055)	-0.1390*** (0.0485)	0.1371*** (0.0477)	-0.0037 (0.0043)	0.0007 (0.0016)
Adjusted R ²	0.0053	0.0284	0.0591	0.0904	0.0694	0.0231
Panel C						
고졸 미만	-0.0007 (0.0013)	-0.0034 (0.0027)	-0.0164 (0.0308)	0.0361 (0.0288)	0.0075 (0.0051)	-0.0026 (0.0020)
고졸 초과	-0.0060*** (0.0012)	-0.0128*** (0.0023)	0.0336 (0.0263)	-0.0014 (0.0230)	-0.0073 (0.0057)	-0.0085*** (0.0023)
U_{st} (경기침체)	0.0018 (0.0012)	0.0048* (0.0025)	-0.0159 (0.0238)	0.0205 (0.0217)	0.0038 (0.0044)	-0.0001 (0.0017)
U_{st} (경기침체)×고졸미만	0.0012 (0.0012)	0.0096*** (0.0026)	0.0304 (0.0275)	-0.0195 (0.0264)	-0.0008 (0.0041)	-0.0001 (0.0016)
U_{st} (경기침체)×고졸초과	-0.0009 (0.0012)	-0.0017 (0.0023)	0.0102 (0.0257)	-0.0105 (0.0224)	0.0008 (0.0058)	-0.0013 (0.0023)
Adjusted R ²	0.0054	0.0277	0.0562	0.0865	0.0693	0.0231
Observations	75,442	75,442	2,583	2,583	45,429	45,429

주: 한국노동패널 2000~2013년 연도별 자료이며, 24세 이상 비재학생을 대상으로 함. 괄호 안은 각 개인에 대한 Clustered 표준오차임. 선형확률 모형이며 (1)~(6) 열에 사용한 종속변수는 A→B일 때, 이번 기 A에서 다음 기 B이면 1, 이번 기 A에서 다음 기 B가 아니면 0을 갖는 더미변수임. Panel A-C는 교차항에 사용된 변수를 제외한 성별, 연령, 학력, 혼인, 지역더미와 상수항을 포함하여 분석하였고 더미변수에 대한 기준 집단은 남성, 36~55세, 고졸임.

U_{st} = 16개 시도 연도별 실업률-자연실업률. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0

VII. 결 론

본 연구는 고용률에 영향을 미치는 동태적 경로를 구분하여 경기변동 시 나타나는 고용 동학의 양상 및 집단 간 이행확률의 차이를 분석하였다. 개인들의 월별 취업상태 변화를 파악하기 위해 연간 자료인 한국노동패널을 월별 자료로 재구성하였으며, 지역별 실업률에서 자연실업률을 차감한 값을 이용하여 지역별 경기변동을 나타내는 변수를 생성하였다. 구축된 고용 동학 자료를 바탕으로 회귀분석을 실시하여 경기변동이 취업 및 미취업으로의 이행확률과 어떤 관계가 있는지 분석하였고, 경기변동과 인구통계학적 특성 변수와의 교차항을 포함한 확장 분석을 통해 경기변동 시 집단 간 이행확률의 차이가 존재하는지 분석하였다.

지역, 계절변수를 통제한 분석 결과, 경기 침체 시 취업에서 미취업으로의 이행확률은 증가하지만 미취업에서 취업으로의 이행확률 변화는 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 경기 침체 시 집단 간 이행확률의 차이가 존재하였는데, 특히 취업에서 미취업으로의 이행확률에서 집단 간 차이가 발생하였다. 경기 침체 시 여성이 남성에 비하여, 56~65세 및 66세 이상 집단이 36~55세 집단에 비하여, 고졸 미만 집단이 고졸 집단에 비하여 취업에서 미취업으로의 이행확률이 더 높은 것으로 나타났다. 또한, 노동시장 회복 국면에서 고령층 및 저학력층의 취업 이행확률이 다른 집단에 비해 통계적으로 유의하게 낮았다. 이는 고령층과 고졸 미만 집단의 고용 회복이 다른 집단에 비해 더디게 이루어짐을 시사한다.

본 연구의 결과에서 나타난 집단별 고용 동학의 차이는 고용지원 및 안정정책의 방향성을 설정하기 위한 논의의 기초가 될 수 있다. 불경기 시 정책적으로 취업애로 계층으로 볼 수 있는 집단, 특히 고령자, 저숙련 계층을 대상으로 한 고용지원 및 유지에 초점을 맞춘 고용정책이 바람직하다는 시사점을 찾을 수 있다.

참고문헌

- 김 용. 「우리나라 노동시장의 이력현상 분석」. 금융경제연구 Working Paper 397호, 2009.
- 김준원·신동균. 「고용의 경기탄력성 연구」. 『한국경제연구』 28권 2호 (2010. 6.): 67-92.
- 남재량·이철인. 「경기변동과 청년실업: 실직구직의 경기변동상 특성 분석」. Journal of Economic Theory and Econometrics 23권 4호 (2012. 12.): 312-338.
- 류재우. 「경기변동과 고용 및 임금의 변화」. 『국민경제연구』 20권 (1997): 83-105.
- 문소상. 「자연실업률 추정방법에 관한 연구」. 『금융경제연구』 145호 (2003. 2.): 1-51.
- 문외술. 「한국 노동시장 변수들의 단기 변동성 및 상관관계 분석」. 『경제분석』 14권 4호 (2008. 12.): 113-150.
- 신석하·조동철. 『한국의 자연실업률 추정방법 비교연구』. 한국개발연구원, 2003.
- 안태현. 「배우자의 실직과 여성노동공급 : 보험으로서의 여성노동」. 『응용경제』 11권 3호 (2009. 12.): 93-114.
- 유옥란. 「경기변동에 따른 여성노동시장의 수급 및 임금의 변화 분석 : 침체기와 회복기의 여성노동시장의 변화분석」. 『여성경제연구』 5집 2호 (2008. 12.): 31-62.
- 정인수·전병유·임상훈. 『지역 노동시장 연구-실증분석과 선진국 사례를 중심으로』. 한국노동연구원, 2003.
- Abraham, Katharine G., and Shimer, Robert. “Changes in Unemployment Duration and Labor-Force Attachment.” In *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?* edited by Alan B. Krueger and Robert M. Solow, pp. 367 - 420. New York: Russell Sage Foundation, 2001.
- Blanchard, Olivier J., and Diamond, Peter. “The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers.” *Brookings Papers on Economic Activity* (2) (February 1990): 85 - 143.
- Borjas, George J. “Wage Trends Among Disadvantaged Minorities.” National Poverty Center Working Paper 05-12, 2005.
- Bound, John., and Freeman, Richard B. “What Went Wrong? The Erosion of Relative Earnings and Employment Among Young Black Men in the 1980s.” *The Quarterly Journal of Economics* 107 (1) (February 1992): 201-232.

- Bradbury, K. "Riding Tides in the Labor Market: To What Degree Do Expansions Benefit the Disadvantaged?" *New England Economic Review* (May/June 2000): 3 - 33.
- Clark, Kim B., and Summers, Lawrence H. "Demographic Differences in Cyclical Employment Variation." *The Journal of Human Resources* 16 (1) (Winter 1981): 61-79.
- Couch, Kenneth A., and Fairlie Robert. "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) (February 2010): 227-247.
- Couch, Kenneth A., Fairlie, Robert., and Xu, Huanan. "Racial Differences in Labor Market Transitions and the Great Recession." IZA Discussion Paper No. 976, 2016.
- Hoynes, Hilary. "The Employment, Earnings, and Income of Less Skilled Workers over the Business Cycle." National Bureau of Economic Research Working Paper 7188, 1999.
- Kim, Seongtae., and Lee, Junsang. "Accounting for Ins and Outs of Unemployment in Korea." *Korea and the World Economy* 15 (1) (April 2014): 17-44.
- Shin, Donggyun. "Cyclicalities of Real Wages in Korea." *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 12 (1) (2012): Article 2.

abstract

Business Cycle and Labor Market Transitions : A Comparison among Demographic Groups

Young-Geun Goh · Taehyun Ahn

This study examines how the rate of transition between employment and non-employment changes with the business cycle using monthly panel data constructed from 2000-2013 Korea Labor and Income Panel Study(KLIPS). In particular, we investigate whether the transition rates are different across demographic groups when the labor market is depressed. We find that, as the labor market weakens, the transition rate into non-employment significantly increases. The rates of transition into non-employment are substantially higher for female, older and less educated groups than those for male, prime-aged and more educated groups.

Keywords: employment dynamics, business cycle, transition rate, demographic characteristics