노동이동(worker flows) 분석: 고용상태 전환율을 중심으로

Ⅰ. 머리말
Ⅱ. 분석자료 및 추정방법
Ⅲ. 추정결과
Ⅳ. 노동이동 분석
Ⅴ. 맺음말

오삼일
한국은행 조사국
모형연구팀 과장
Tel. 02-759-4218
samil.oh@bok.or.kr

강달현
한국은행 조사국
모형연구팀 조사역
Tel. 02-759-4242
kangdalhyun@bok.or.kr

개인의 고용상태는 시간이 흐름에 따라 취업, 실업, 비경제활동인구 사이에서 변화한다. 이러한 고용상태 간의 전환 또는 노동이동(worker flows)은 실업률, 고용률과 같은 저량(stock) 지표가 설명하지 못하는 노동시장 기저의 움직임을 포착할 수 있다. 본고는 경제활동인구조사 마이크로데이터를 활용하여 고용상태 전환율을 추정하고 이를 통해 노동이동의 특징 및 구조변화를 살펴보았다.

2000~2018년 중 노동이동을 추정해본 결과, 우리나라는 실직률(job separation rate, 실업으로의 유입)의 실업률 변동 기여도가 취직률(job finding rate, 실업으로부터의 유출)의 기여도에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 실직률은 경기와의 역행성도 높게 나타났는데, 이는 기업들이 경기변동에 대응하여 신규 채용보다는 기존 고용인원을 조정하는 경향이 높은 것으로 해석된다.

또한 2010년 이후 노동이동이 추세적으로 둔화되는 모습이다. 특히 취직률이 계속 하락하면서 기업의 고용창출 능력이 약화되고 있다. 노동이동 둔화는 경기진폭 둔화, 경제구조 변화 등이 복합적으로 작용한 것으로 추정되나 장기화 될 경우 향후 노동생산성에 부정적으로 작용할 가능성이 있다.

* 본 자료의 내용은 한국은행의 공식견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다. 따라서 본 자료의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

논고 작성에 많은 도움을 주신 조사국 김웅 부장, 송승주 팀장, 강태수 팀장 그리고 유익한 논평을 해주신 한국은행 조사국 세미나 참석자들에게 감사를 표한다. 본 논문에 혹시 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

Ⅰ. 머리말

개인의 고용상태는 취업(E, employed), 실업(U, unemployed) 및 비경제활동인구(I, inactive, 이하 '비경활')로 구분되는데 이는 시간이 흐름에 따라 가변적이다. 예를 들어, t기의 취업자는 t+1기에 ① 취업상태를 유지하거나 ② 실업자가 되거나 또는 ③ 가사, 학업 등의 이유로 비경활로 전환하기도 한다.이러한 노동이동(worker flows)은 실업률, 고용률과 같은 저량(stock) 지표가 설명하지 못하는 노동시장 기저의 움직임을 포착할 수 있다. 또한 노동이동 자료는 노동시장을 분석하는 주요 모형의 하나인 노동 탐색 · 매칭 모형(labor search & matching model)에서 가장 중요한 모수(parameter) 값으로 사용되고 있다.

노동이동 및 고용상태 전환율(transition rates)을 활용하여 실업률 변동을 이해하려는 연구는 노동시장 자료가 풍부한 주요 선진국을 중심으로 활발히 진행되었다. 대표적으로 Shimer(2012)는 단기 실업자 통계와 간단한 모형을 활용하여 취직률 및 실직률[1]을 추정하는 방법[2]을 제안하고 미국 실업률 변동의 상당 부분이 취직률 변동에 기인한다고 분석하였다. Gomes(2012)와 Hairault et al.(2015)은 각각 영국, 프랑스 자료를 활용하여 취직률과 실직률 모두 실업률 변동에 중요한 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 또한 Elsby et al.(2013)은 14개 OECD국가를 대상으로 고용상태 전환율을 추정하고 취직률과 실직률의 상대적 기여도를 추정하였다. 영미권 국가는 실직률(15%)보다 취직률(85%)이 실업률 변동에 더 큰 영향을 미치는 반면 유럽국가는 취직률(55%)과 실직률(45%)이 비슷한 정도의 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

우리나라를 대상으로 노동이동을 분석한 선행연구를 찾아보면, 남재량 · 이철인(2012), 박강우(2014) 및 Han & Kim(2019)은 Shimer(2012)의 방법론을 활용하여 취직률 및 실직률을 추정하고 실직률이 실업률 변동에 주도적인 역할을 하는 것으로 분석하였다.[3] 강태수 외(2016)는 저량변수를 기반으로 고용상태 전환에 관한 몇 가지 제약식을 부여하여 전환율을 추정하고, 기존 연구와는 달리 취직률이 실업률 변동의 가장 중요한 요인이라고 분석하였다. 한편 Moon(2009)과 김혜원(2009)은 2006년 이전 자료를 대상으로 본고와 비슷한 방법으로 경제활동인구조사의 개별 응답자를 매칭한 후 고용상태 전환율을 추정하였다. Moon(2009)은 취업자수와 비경활이 높은 상관관계를 보이는 것으로 분석하였으며, 김혜원(2009)은 외환위기 전후 고용상태 전환율의 변화를 성별, 연령별, 교육수준별로 나누어 분석하였다.

다만 대부분의 기존연구는 비경활을 고려하지 않고 취업과 실업 사이의 노동이동만을 고려하였다. 또한 비경활을 고려한 연구의 경우에는 2000년대 중반 이전 자료에 국한되어 있다는 한계점이 있다. 본 연

1) 본고에서 취업과 실업은 상태를 말하며 취직과 실직은 각각 '실업 → 취업', '취업 → 실업'으로의 상태간 전이를 의미한다.
2) 간편한 추정법으로 인해 후속 연구에서 많이 활용되고 있으나 비경활의 유출입을 고려하지 않은 한계가 있다.
3) 이들의 연구는 Shimer(2012)와 마찬가지로 비경활의 유출입은 없는 것으로 가정하였다.

구는 기존 연구의 한계를 해소하기 위하여 경제활동인구조사 마이크로데이터를 활용하여 개별 응답자를 식별하고 고용상태 변화를 추적하였다. 이를 통해 취업, 실업 및 비경활간 고용상태 전환율의 장기 시계열(1986~2018년)을 구축하였다.[4] 또한 이를 바탕으로 우리나라 노동이동의 특징 및 구조변화를 분석하였다.

본 연구는 다음의 차례로 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 분석에 사용한 자료 및 추정방법을 설명한다. 제Ⅲ절은 추정결과를 제시하고, 제Ⅳ절은 이를 활용하여 실업률 변동 요인분해 등 추가적인 분석을 실시하였다. 제Ⅴ절은 주요 결과를 정리하고 마무리한다.

Ⅱ. 분석자료 및 추정방법

1. 분석자료

고용상태 전환율 추정에 활용할 수 있는 서베이 자료는 통계청의 경제활동인구조사와 한국노동연구원의 한국노동패널조사 두 종류가 있다. 경제활동인구조사는 고용통계 편제에 사용하는 자료로 설문주기가 월간으로 짧고 표본규모도 큰 장점이 있으나 개별 응답자를 식별하는 데 어려움이 있다. 반면 한국노동패널조사는 응답자 식별이 용이하나 설문주기가 연간으로 길고 표본규모가 경제활동인구조사에 비해 상대적으로 작다. 고용상태 전환율은 설문주기가 짧을수록 고용상태 변화를 보다 정확하게 추적할 수 있기 때문에[5] 본고는 경제활동인구조사의 응답자 식별문제를 보완하여 고용상태 전환율을 추정하였다.[6]

〈표 1〉 노동서베이 자료

	경제활동인구조사	한국노동패널조사
장 점	공식 고용통계 자료 월간 자료 큰 표본규모(약 33,000가구)	응답자 식별이 용이
단 점	응답자 식별이 어려움	연간 자료 작은 표본규모(약 6,000가구)

2. 추정방법

통계청은 고용통계를 편제하기 위해 연동표본 교체방식(rotation sampling scheme with partial replacement)으로 구성된 표본을 대상으로 매달 경제활동인구조사를 실시하고 있다. 연동표본 교체방식은 표본으로 선정된 가구를 36개월 동안 연속으로 조사한 후 새로운 가구로 교체함에 따라 매달 표본의 1/36이 새 표본으로 교체된다. 이러한 연동표본 교체의 특성상 연속된 두 달에 걸쳐 대다수의 응답자(35/36, 97%)가 겹치게 된다. 따라서 개별 응답자를 식별할 수 있으면 한 달 동안 발생한 개별 응답자의 고용상태 변화도 추적할 수 있다. 개인 ID가 제공되는 2005년 이전의 표본은 응답자 식별에 문제가 없으며, 개인 ID가 제공되지 않는 2005년 이후 표본에 대해서는 추가적인 식별정보를 활용하여 응답자를 식별하였다.[7] 2005년 이후의 표본은 식별과정에서 절반 정도

4) 본고는 1986.1월~2018.12월을 대상으로 고용상태 전환율을 추정하였다. 제Ⅲ절의 주요 결과에서는 2000.1월~2018.12월 자료를 중심으로 설명하였다, 제Ⅳ절의 실업률 변동 요인분해에서는 외환위기 전후를 비교하기 위해 1986.1월~2018.12월 자료를 대상으로 분석하였다.
5) 설문주기가 길 경우 해당기간 동안 여러 차례의 상태변화가 발생하면서 중간 상태를 간과할 가능성이 있다.
6) 한국노동패널조사를 활용한 고용상태 전환율은 〈부록 1〉 참조
7) 생년월일, 성별, 교육수준, 졸업년도, 가구주 관계 등의 정보를 활용하여 동일인을 식별하였으며, 식별이 불가능한 표본은 제외하였다.

가 손실되나 표본손실이 임의적(random)이고 표본의 크기가 충분히 크기 때문에 표본손실에 따른 편의는 크지 않은 것으로 가정하였다.[8)]

식별된 개별 응답자의 고용상태 변화를 추적하고 Shimer(2012)를 원용하여 다음과 같이 고용상태 전환율을 계산하였다. 먼저, 고용상태 전환은 아래의 노동이동 행렬과 같이 9가지 경우(EE, EU, EI, UE, UU, UI, IE, IU, II)가 존재한다. 예를 들어, EU는 지난 달 취업에서 이번 달 실업으로 고용상태가 변화한 경우를 의미한다.

$$\text{노동이동 행렬} : \begin{bmatrix} EE & EU & EI \\ UE & UU & UI \\ IE & IU & II \end{bmatrix}$$

각각의 경우별 노동이동 규모는 식 (1)과 같이 구해진다. 여기서 S_t^{AB}는 상태 A에서 상태 B로 전환한 응답자의 집합을, ω_{jt}는 개별 응답자의 가중치[9)] 를 각각 나타낸다.

$$\text{노동이동 규모} : L_t^{AB} = \sum_{i=S_t^{AB}} \omega_{jt} \qquad (1)$$

이렇게 구해진 노동이동 규모를 활용하여 식 (2)와 같이 고용상태 전환율을 구한다.

$$\text{고용상태 전환율} : n_t^{AB} = \frac{L_t^{AB}}{L_t^{AE} + L_t^{AU} + L_t^{AI}} \qquad (2)$$

월별 고용상태 전환율(n_t^{AB})을 계절변동 조정(X-13 ARIMA-SEATS)한 후 집계편의(time aggregation bias)를 보정[10)]하여 순간 전환율(instantaneous transition rates, λ_t^{AB})을 구한다. 마지막으로 순간 전환율을 기간 전환율(full month transition rates, $\Lambda_t^{AB} = 1 - \exp(-\lambda_t^{AB})$)로 변환[11)]한 다음 분기평균 시계열을 구축한다.

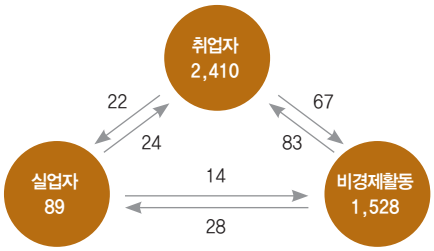
Ⅲ. 추정결과

1. 주요 결과

2000~2018년중 평균 노동이동 및 고용상태 전환율(Λ_t)을 살펴보면 취업자중 96.6%가 다음달에도 취업상태를 유지하는 가운데 0.9%(22만명)는 실업자로, 2.8%(67만명)는 비경활로 전환되었다. 또한 실업자중 61.9%가 다음달에도 실업상태를 유지하는 가운데 27.0%(24만명)는 취업자로, 15.4%(14만명)는 비경활로 전환되었다. 한편 고용상태 전환율을 토대로 추정한 실업기간(unemployment duration, $1/(\Lambda^{UE}+\Lambda^{UI})$)은 평균 2.4개월인데, 실업에서 벗어나는 인구중 63.7%가 취업을 하는 반면 나머지 36.3%는 비경활로 전환되어 노동시장에서 이탈하였다. 마지막으로 비경활중 93.2%가 다음달에도 비경활 상태를 유지하는 가운데 5.4%(83만명)는 취업자로, 1.8%(28만명)는 실업자로 전환되었다.

8) 2005년 전후 개별 고용상태 전환율은 유의미한 변화를 보이지 않았다.
9) 경제활동인구조사의 개별응답자는 지역, 성, 연령계층에 따라 가중치가 부여된다. 현재 경제활동인구조사에서 사용하고 있는 가중치는 모두 550개로, 지역(25)×성(2)×연령계층(11)=550에 의해 산출된 값이다.
10) 집계편의 보정과 관련한 자세한 내용은 〈부록 2〉 참조
11) 기간 전환율 Λ_t^{AB}는 월초 상태 A였던 노동자가 해당 월중 상태 C로의 전환 없이 상태 B로 전환할 확률을 나타낸다.

〈그림 1〉 고용상태별 노동이동[1)]



자료: 1) 2000~2018년중 평균, 만명

〈표 2〉 고용상태 전환율[1)2)]

(단위: %)

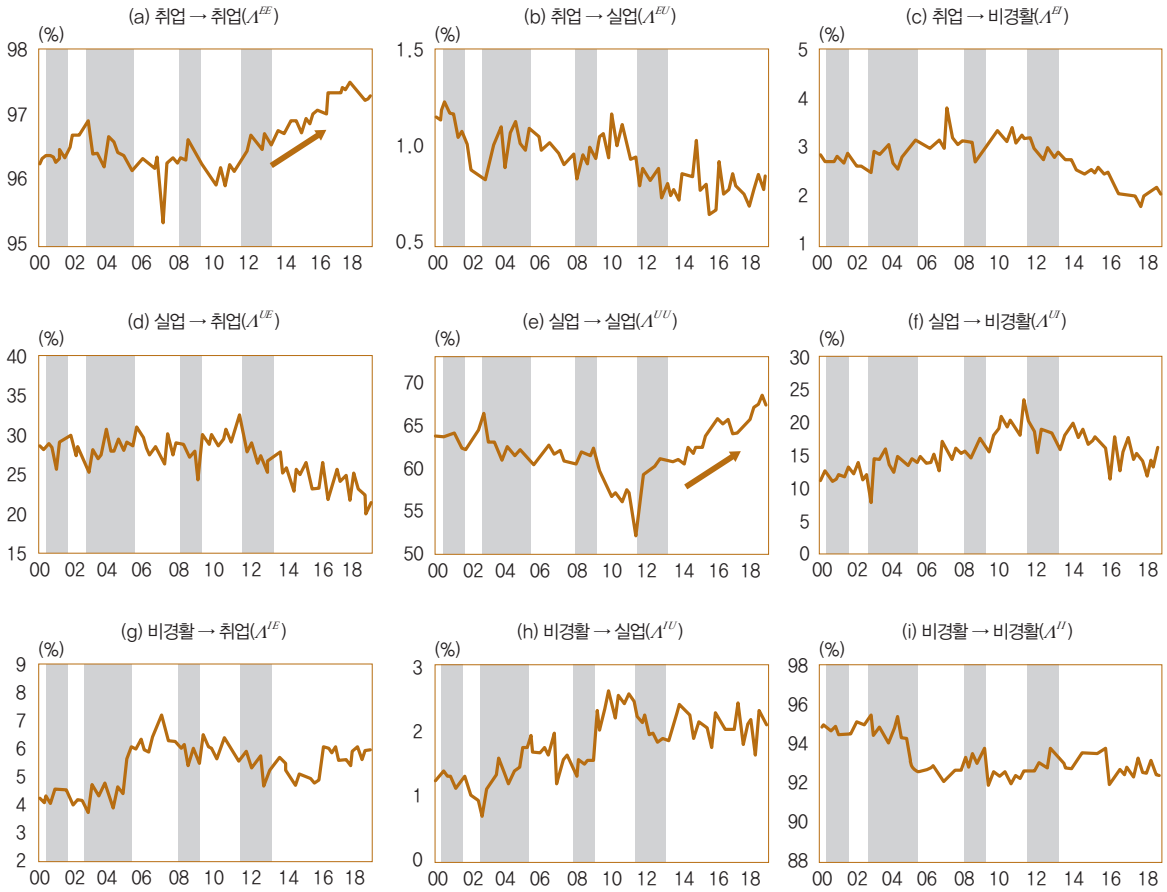
		t+1기		
		취 업	실 업	비경활
t기	취 업	96.6	0.9	2.8
	실 업	27.0	61.9	15.4
	비경활	5.4	1.8	93.2

주: 1) 2000~2018년중 평균
2) 각 행의 합은 100을 상회하는데 이는 집계편의 보정에 기인

고용상태 전환율의 시계열(2000~2018년)을 살펴보면 취업 및 실업상태를 각각 유지할 확률(Λ^{EE}, Λ^{UU})이 2010년 이후 추세적으로 높아지면서 노동이동이 전반적으로 줄어드는 모습을 보였다(〈그림 2〉).[12)] 이는 취직할 경우 계속 취업상태를 유지할 가능성이 커진 반면, 실직할 경우 실업상태에서 벗어나기가 어려워지고 있음을 의미한다. 특히 취직률(job finding rate, Λ^{UE})이 글로벌 금융위기 이후 계속 하락하는 모습은 경제구조 변화[13)], 기업의 고용창출 능력 약화 등을 반영한 것으로 추정된다. 실직률(job separation rate, Λ^{EU})은 글로벌 금융위기 이후 하락세를 보였으나 최근에는 추가하락 없이 등락을 거듭하고 있다.

12) 비경활을 고려하지 않고 취업과 실업간 노동이동만을 고려하는 Shimer(2012)의 방법론(2 states model)을 활용하더라도 이러한 현상은 일관되게 나타나고 있다.
13) 취업계수(산출액 10억원 생산에 소요되는 취업자수)는 2010년 6.8명에서 2015년 6.2명으로 하락하였으며, 취업유발계수(최종수요 10억원이 발생할 경우 직간접적으로 유발되는 취업자수)는 2010년 13.8명에서 2015년 11.8명으로 줄어들었다.

〈그림 2〉 고용상태 전환율[1)]



주: 1) 음영부분은 경기침체기를 나타냄

시기별로 나누어 살펴보면, 취직률과 실직률을 합산한 노동회전율(labor turnover rate)은 2000~2009년중 29.2%에서 2010~2018년중 26.4%로 감소하였다(〈표 3〉). 이는 노동시장제도 변화 이외에도 경기진폭 둔화, 고학력 노동자 증가, 생산설비의 세계화 등이 복합적으로 작용한 것으로 추정된다. 고학력 노동자는 채용비용(hiring costs) 및 유보임금 수준이 높아 일반적으로 저학력 노동자에 비해 취직률이 낮은데 최근 들어 고학력 비중이 늘어나면서 전체적인 취직률을 하락시키는 요인으로 작용하고 있다. 또한 생산설비의 세계화(offshoring)로 인해 기업의 고용조정 필요성이 일정 부분 국외에서 발생하고 있는 점도 국내 노동이동을 축소시키는 요인으로 작용한 것으로 평가된다. 다만 노동이동 둔화의 장기화는 향후 노동생산성에 부정적으로 작용할 가능성이 있으므로 이에 유의할 필요가 있다.[14)]

14) Davis & Haltiwanger(1999)는 노동이동을 통한 고용재배치(labor reallocation)가 노동생산성과 정(+)의 관계를 나타내는 것으로 분석하였다.

〈표 3〉 시기별 고용상태 전환율

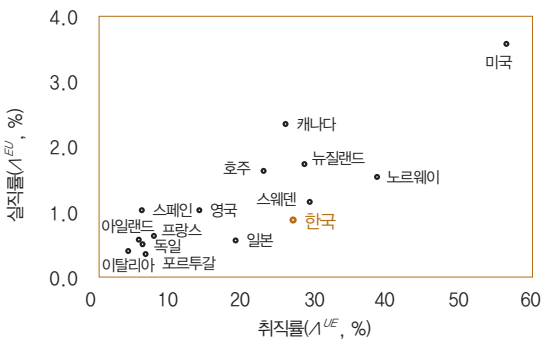
(단위: %)

	2000~2009	2010~2018
취직률 (A)	28.2	25.6
실직률 (B)	1.0	0.8
노동회전율 (A+B)	29.2	26.4

2. 국제 비교

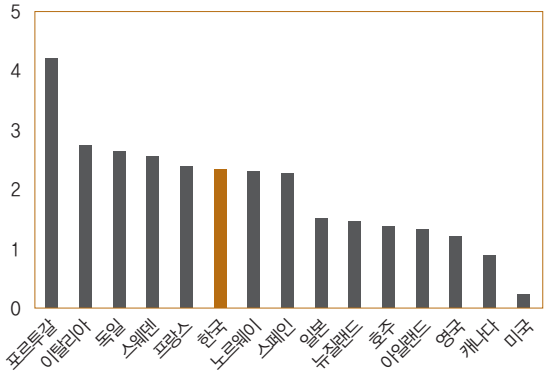
우리나라의 고용상태 전환율을 주요국과 비교한 〈그림 3〉을 보면 우리나라의 노동이동이 유럽에 비해서는 활발한 편이나 미국보다는 경직적인 모습을 보이고 있다. 고용보호지수(OECD Indicators of Employment Protection)가 높은 포르투갈, 이탈리아 등은 낮은 수준의 전환율을 나타내고 있는 반면, 고용보호지수가 낮은 미국은 높은 전환율을 보이고 있다.[15] 우리나라의 고용보호 정도는 OECD 평균 수준으로 우리나라의 고용상태 전환율은 이에 부합하는 것으로 평가된다.

〈그림 3〉 주요국의 고용상태 전환율



자료: 한국을 제외한 자료는 Elsby et al (2013)에서 인용

〈그림 4〉 주요국의 고용보호지수



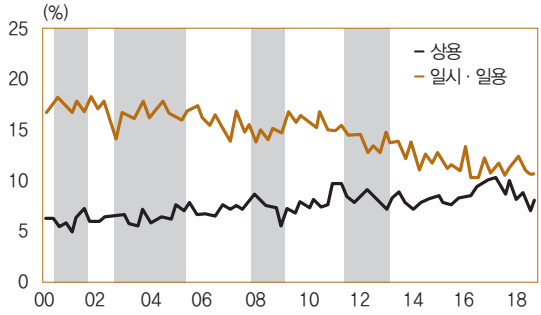
자료: OECD Indicators of Employment Protection (2000-2013년 중 평균)

3. 종사상 지위별 비교

종사상 지위에 따라 고용상태 전환율이 달라질 수 있다는 점을 고려하여 취업자를 상용직(E^P)과 임시 · 일용직(E^T)으로 구분하여 전환율을 추정하였다.[16)17)] 〈그림 5〉와 〈그림 6〉을 보면 고용조정 비용(costs of adjusting employment)이 상대적으로 낮은 임시 · 일용직은 상용직보다 높은 고용상태 전환율을 보이고 있다. 임시 · 일용직의 취직률(Λ^{UET}, 2000~2018년중)이 14.6%인 반면, 상용직의 취직률(Λ^{UEP})은 7.5%이다. 최근 들어 임시 · 일용직 취직률이 하락세를 보이고 있는 모습은 전체 취업자 중에서 임시 · 일용직 비중이 줄어들고 있는데 주로 기인한다.[18] 한편 고용상 지위가 불안정한 임시 · 일용직의 실직률(Λ^{ETU})이 2.45%이며, 상용직(Λ^{EPU})의 실직률은 0.36%이다.[19]

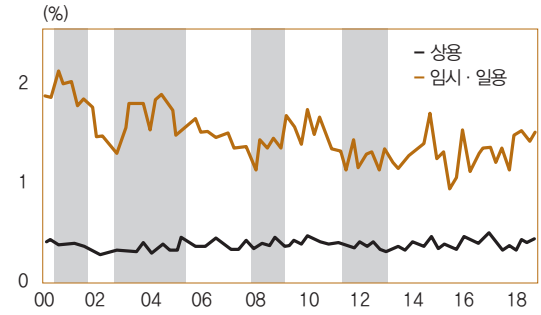
15) Blanchard & Portugal(2001)에 따르면 OECD 19개국을 대상으로 분석한 결과 고용보호가 강할수록 노동이동이 유의하게 줄어드는 것으로 나타났다.
16) 이 경우 고용상태는 취업(상용), 취업(임시 · 일용), 실업, 비경활의 4가지이며, 노동이동은 4×4 행렬로 나타나게 된다. 상용직은 상용직 임금근로자 및 자영업자를 말하고 임시 · 일용직은 임시 · 일용직 임금근로자를 나타낸다.
17) 성별, 연령별, 교육수준별로 구분하여 추정한 고용상태 전환율은 〈부록 4〉 참조
18) 전체 취업자 중에서 임시 · 일용직의 비중은 2000년 32.9%에서 2018년 23.5%로 줄어들었다.
19) Silva & Vazquez-Grenno(2013)는 스페인 자료를 활용한 분석에서 임시직의 고용상태 전환율이 정규직에 비해 높음을 보였다.

〈그림 5〉 취직률[1)]



주: 1) 음영부분은 경기침체기를 나타냄

〈그림 6〉 실직률[1)]



주: 1) 음영부분은 경기침체기를 나타냄

Ⅳ. 노동이동 분석

1. 실업률 변동 요인분해

앞서 추정한 고용상태 전환율 수준만으로는 개별 전환율 중 어느 전환율이 실업률 변동에 더 크게 기여하는지를 알 수 없다. 따라서 개별 고용상태 전환율이 실업률 변동에 기여하는 정도를 측정하기 위해 Shimer(2012)의 방법론을 활용하여 실업률 변동을 요인분해 하였다.[20)]

〈표 4〉의 실업률 변동 요인분해 결과를 보면 장기시계(1986~2018년)에서 실직률(λ^{EU})의 상대적 기여도가 높게 나타난다. 실직률(λ^{EU})이 실업률 변동의 55%를 설명하면서 취직률(λ^{UE})의 기여도(12%)를 큰 폭으로 상회한다. 이는 실업률 변동에서 실직률이 차지하는 역할을 강조하는 국내 기존 연구와 일치한다.[21)] 시기별로 보면 외환위기 이후 노동시장 유연화,[22)] 기업구조조정 등의 영향으로 실직률(λ^{EU}) 의 기여도가 크게 증가하였으나 글로벌 금융위기 이후에는 실직률(λ^{EU})의 영향력이 다소 줄어들면서 외환위기 이전 수준으로 회귀하는 모습을 보이고 있다.[23)]

한편 비경활 → 실업 전환율(λ^{IU})도 실업률 변동의 28%를 설명하면서 적지 않은 영향을 미치고 있다. 이는 국내 노동시장 동학에서 비경활의 유입 및 유출이 주요 요인 중 하나로 작용하고 있음을 나타낸다. 따라서 비경활의 변동을 고려하지 않고 실직률 및 취직률을 추정할 경우에는 그 결과를 제한적으로 해석할 필요가 있다.

20) 자세한 방법은 〈부록 3〉 참조
21) 남재량 · 이철인(2014), 박강우(2014), Han & Kim(2019) 참조
22) 우리나라의 고용보호지수(OECD Indicators of Employment Protection)는 외환위기 이전 3.0에서 이후 2.4로 낮아진 후 현재까지 변화가 없다.
23) Petrongolo & Pissarides(2008)에 따르면 영국도 이와 비슷한 양상을 보였다. 1980년대 중후반 노동시장 개혁 이후 실직률의 실업률 변동 기여도가 크게 증가하였으나 1990년대 중반 이후에는 뚜렷한 노동시장제도 변화없이 실직률의 실업률 변화 기여도가 개혁 이전 수준으로 회귀하였다.

〈표 4〉 실업률 변동 요인분해[1)]

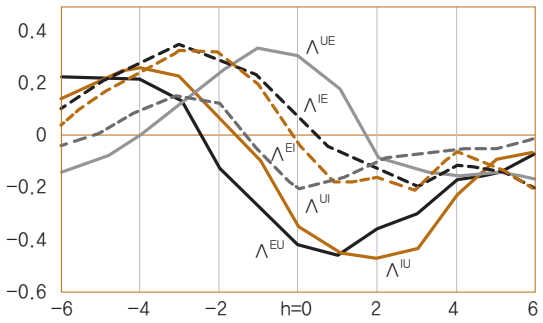
		한 국				미 국[2)]	영 국[3)]	프랑스[4)]
		전체기간	1986~1997	2000-2007	2009~2018	1987~2010	1993~2010	1994~2010
취업 → 실업	β^{EU}	0.55	0.34	0.58	0.43	0.17	0.25	0.43
취업 → 비경활	β^{EI}	0.06	-0.02	0.08	0.04	-0.05	0.01	-
실업 → 취업	β^{UE}	0.12	0.29	-0.04	0.25	0.51	0.44	0.57
실업 → 비경활	β^{UI}	-0.03	0.06	-0.02	0.10	0.16	0.07	-
비경활 → 취업	β^{IE}	0.00	0.06	-0.10	0.02	0.09	0.07	-
비경활 → 실업	β^{IU}	0.28	0.12	0.51	0.19	0.13	0.06	-
합계		0.97	0.86	1.00	1.03	0.98	0.90	0.99

주: 1) β^{AB}는 전환율 λ^{AB}의 실업률 변동 기여도를 나타냄
2) Shimer(2012) 3) Gomes(2012) 4) Hairault et al.(2015)

2. 경기동행성

각 전환율과 경기(GDP갭[24)])와의 동행성을 분석해보면 실직률, 비경활 → 실업 전환율, 취직률 순으로 높은 상관관계를 보이고 있다. 취직률이 경기순행적인(pro-cyclical) 반면 실직률은 경기역행적(counter-cyclical)인 모습을 보이고 있다. 한편 비경활 → 실업 전환율이 경기역행적인 모습을 보이는 것은 경기가 부진할 때 보다 적극적으로 구직활동에 나서고 있다는 것을 의미한다.

〈그림 7〉 전환율(t+h)과 경기(t)의 시차상관계수



자료: 2000.1/4~2018.4/4

〈표 5〉 시차상관계수 최대값[1)] 및 해당시차

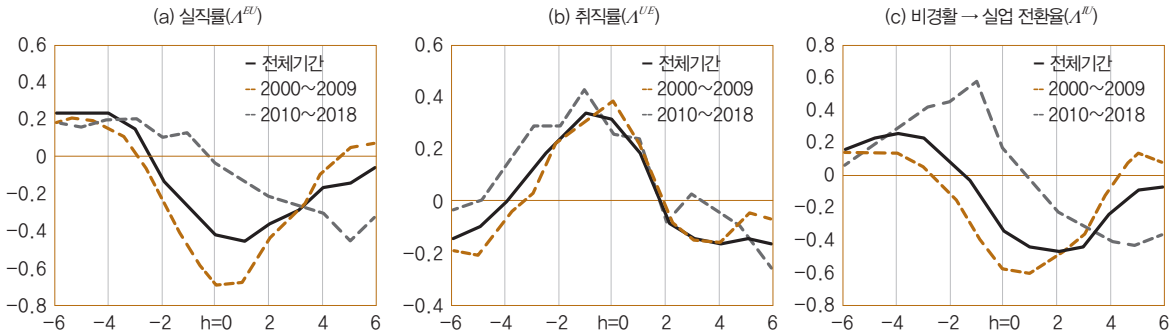
		상관계수	해당시차
취업 → 실업	Λ^{EU}	-0.47	+1
취업 → 비경활	Λ^{EI}	0.32	-2
실업 → 취업	Λ^{UE}	0.33	-1
실업 → 비경활	Λ^{UI}	-0.21	0
비경활 → 취업	Λ^{IE}	0.29	-2
비경활 → 실업	Λ^{IU}	-0.47	+2

주: 1) t±2시차 이내에서 최대값

시기별로 살펴보면 글로벌 금융위기 이전 경기역행적이던 실직률이 글로벌 금융위기 이후에는 경기와의 상관관계가 약화(acyclical)되었다. 또한 글로벌 금융위기 이전 경기역행적이던 비경활 → 실업 전환율은 글로벌 금융위기 이후 경기순행적으로 변화되었다. 이는 경기가 좋을 때 보다 적극적으로 구직활동에 나서는 것으로 행태가 변화하였을 가능성을 나타낸다.

24) HP필터를 활용하여 추정하였다.

〈그림 8〉 시기별 전환율(t+h)과 경기(t)의 시차상관계수



Ⅴ. 맺음말

본고는 경제활동인구조사 마이크로데이터를 활용하여 취업, 실업, 비경활간 고용상태 전환율의 장기 시계열을 구축하였다. 또한 이를 활용하여 노동이동의 특징 및 구조변화를 분석하였다.

2000~2018년 중 노동이동을 추정해본 결과, 우리나라는 실직률(job separation rate, 실업으로의 유입)의 실업률 변동 기여도가 취직률(job finding rate, 실업으로부터의 유출)의 기여도에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 실직률은 경기와의 역행성도 높게 나타났는데, 이는 기업들이 경기변동에 대응하여 신규 채용보다는 기존 고용인원을 조정하는 경향이 높은 것으로 해석된다.

또한 2010년 이후 노동이동이 추세적으로 둔화되는 모습이다. 특히 취직률이 계속 하락하면서 기업의 고용창출 능력이 약화되고 있다. 노동이동 둔화는 경기진폭 둔화, 경제구조 변화 등이 복합적으로 작용한 것으로 추정되나 장기화 될 경우 향후 노동생산성에 부정적으로 작용할 가능성이 있다.

본고에서 분석한 노동이동(worker flows) 정보는 노동시장의 유휴수준 평가, 실업률 동학 분석에 있어 중요한 정보를 내포하고 있다. 향후에는 가계조사 자료를 활용한 노동이동(worker flows) 뿐만 아니라 기업조사 자료를 활용한 노동이동(job flows)을 포괄하는 보다 심층적인 연구가 이루어져야 할 필요가 있다. 또한 본고의 주요 결과는 국내 노동시장을 분석하기 위한 노동 탐색 · 매칭 모형에서 모수 값으로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

김혜원, “한국 노동시장에서 구직확률과 실직확률의 구조와 변동”, 『노동리뷰』, Vol. 40, 2008, pp.75-83.

강태수 · 김정성 · 이영호, “고용상태 전환율 시산을 통한 최근 노동시장 상황평가”, 『조사통계월보』, 2016년 12월호.

남재량 · 이철인, “경기변동과 청년실업: 실직구직의 경기변동상 특성 분석”, 『계량경제학보』, Vol. 25. No. 2, 2014, pp.85-119

박강우, “실업률 변동성 및 비대칭성의 요인분해: 실직 및 구직의 상대적 기여도를 중심으로”, 『계량경제학보』, Vol. 25. No. 2, 2014, pp.85-119

Blanchard, O., Portugal P., “What hides behind an unemployment rate: comparing Portuguese and U.S. labor markets” American Economic Review, Vol. 91, No. 1, 2001, pp. 187-207

Davis, S.J., Haltiwanger, J., “Gross job flows” Handbook of Labor Economics, Vol. 3, 1999, pp. 2711-2805

Elsby, M.W.L., Hobijn, B., Sahin, A., “Unemployment dynamics in the OECD” The Review of Economics and Statistics, May 2013, 95(2), pp. 530-548

Gomes, P., “Labor market flows: facts from the United Kingdom” Labour Economics, Vol. 19, Issue. 2, 2012, pp. 165-175

Hairault, J.-O., Le Barbanchon, T., Sopraseuth, T., “The cyclicality of the separation and job finding rates in France” European Economic Review, 76, 2015, pp. 60-84

Han, J.S., Kim, J., “Reassessing the inflows and outflows of unemployment in Korea” The Korean Economic Review, Vol. 35, No. 1, Winter 2019, pp. 25-59

Moon, W.S., “Explaining the cyclical behavior of the Korean labor market”, Economic Papers, Vol. 12, No. 1, 2009, pp. 113-144

Petrongolo, B., Pissarides C.A., “The ins and outs of European unemployment” American Economic Review: Papers & Proceedings, 2008, 98:2, pp. 256-262

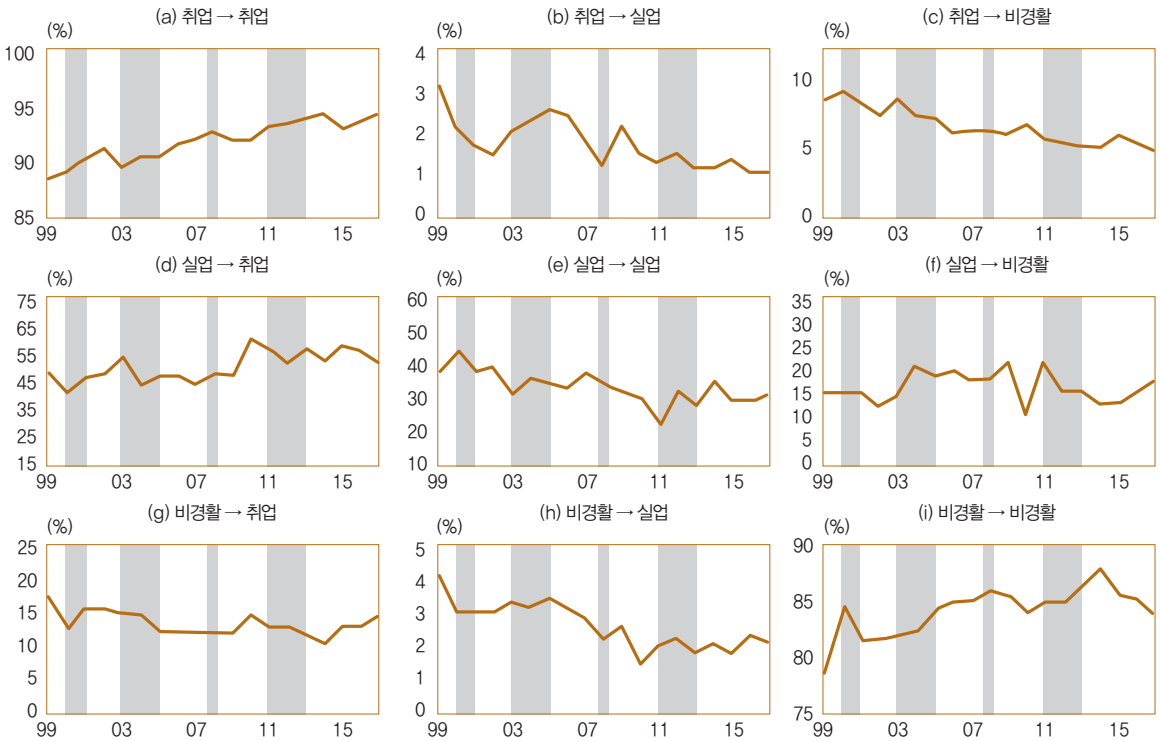
Shimer, R., “Reassessing ins and outs of unemployment,” Review of Economic Dynamics, 15, 2012, pp. 127-148.

〈부록 1〉

한국노동패널조사를 활용한 고용상태 전환율

〈그림 A1〉은 한국노동연구원의 한국노동패널조사(1998~2017년)를 활용하여 추정한 고용상태 전환율을 나타낸다. 한국노동패널조사에 기반한 고용상태 전환율은 경제활동인구조사를 활용한 경우에 비해 높은 수준을 나타내고 있는데, 이는 설문이 연간 주기로 이루어지고 있는 데 주로 기인한다.

〈그림 A1〉 고용상태 전환율[1)]



주: 1) 음영부분은 경기침체기를 나타냄

동 고용상태 전환율을 이용하여 실업률 변동을 요인분해 할 경우, 실직률의 기여도가 높게 나타나는 등 전반적으로 경제활동인구조사를 이용한 분석결과와 유사한 모습을 보였다.

〈표 A1〉 실업률 변동 요인분해

	β^{EU}	β^{EI}	β^{UE}	β^{UI}	β^{IE}	β^{IU}	합계
한국노동패널	0.63	−0.01	0.19	−0.08	0.09	0.21	1.02
경제활동인구조사	0.55	0.06	0.12	−0.03	0.00	0.28	0.97

〈부록 2〉

집계편의(time aggregation bias) 보정

이산적(discrete) 월간 전환율(n_t)은 t시점과 t+1시점 사이에 여러 차례의 고용상태 변화가 일어날 경우 중간 과정을 간과하게 되는 문제점이 있다. 예를 들어 t기에 취업상태 였다가 t+1기가 되기 전에 실업상태를 거쳐 재취업하였다면 실제로 '취업 → 실업 → 취업'의 과정을 거쳤지만 자료에는 '취업 → 취업'으로만 기록된다.

Shimer(2012)는 이산적 기록 특성에 따라 간과될 수 있는 기간 내 상태변화를 고려하기 위하여 이산시간을 연속시간으로 근사(approximate)하여 집계편의를 보정하는 방안을 제시하였다. 우선 고용상태가 마르코프 연쇄(Markov chain)를 따르고 고용상태 전환이 연속적으로 발생한다고 가정하면 식 (1)을 이용하여 이산적 전환율(n_t)을 순간 전환율(instantaneous transition rates, λ_t)로 변환할 수 있다.

$$\lambda_t = \lim_{\Delta \to 0} \frac{p_t \mu_t^{\Delta} p_t^{-1} - I}{\Delta} \qquad (1)$$

다만 실제 계산시에는 $\lim_{\Delta \to 0} \frac{\epsilon^{\Delta} - 1}{\Delta} = \log\epsilon$를 활용하여 순간 전환율($\lambda_t$)을 식 (2)와 같은 근사값으로 구한다. 다만 이러한 변환을 만족하기 위해서는 매월 이산적 전환율(n_t)이 서로 다른 양의 실수 고유값(eigenvalue)을 가져야한다.

$$\lambda_t = p_t \widetilde{\mu}_t p_t^{-1} \qquad (2)$$

여기서, n_t: t시점 이산적 전환율(3×3), p_t : n_t의 고유벡터(eigenvector), I: 항등행렬,

μ_t : n_t의 고유값(eigenvalue)의 대각행렬, $\widetilde{\mu}_t$: μ_t의 대각원소에 로그를 취한 행렬

〈부록 3〉

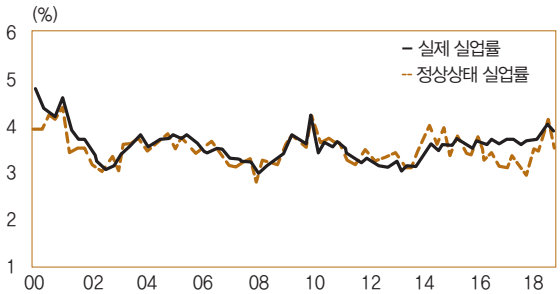
실업률 변동 요인분해

먼저 경제가 정상상태(steady state)에 있을 때의 실업률을 정상상태 실업률(U_t^{SS})로 정의하고 이를 (3)과 같이 순간 전환율(λ_t)의 함수로 표현하였다.[25)]

$$U_t^{SS} = \frac{\lambda_t^{EI}\lambda_t^{IU} + \lambda_t^{IE}\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{IU}\lambda_t^{EU}}{(\lambda_t^{EI}\lambda_t^{IU} + \lambda_t^{IE}\lambda_t^{EU} + \lambda_t^{IU}\lambda_t^{EU}) + (\lambda_t^{UI}\lambda_t^{IE} + \lambda_t^{IU}\lambda_t^{UE} + \lambda_t^{IE}\lambda_t^{UE})} \qquad (3)$$

정상상태 실업률이 실제 실업률과 밀접한 움직임을 보일 경우 개별 전환율이 정상상태 실업률 변동에 미치는 영향을 분해함으로써 실제 실업률 변동에 미치는 효과도 파악할 수 있다. 순간 전환율을 활용하여 계산한 정상상태 실업률은 실제 실업률과 유사한 추이를 나타내고 있다(〈그림 A2〉). 2000.1/4~2018.4/4분기중 두 변수의 상관계수는 0.96이다.

〈그림 A2〉 실제 실업률 및 정상상태 실업률



다음으로 개별 전환율이 실업률 변동에 미치는 영향을 살펴보기 위해 (4)와 같이 가상(hypothetical) 실업률을 계산하였다. 예를 들어, 가상실업률 U_t^{EU}는 실직률(λ_t^{EU})을 제외한 다른 전환율을 정상상태값(기간중 평균)으로 고정한 상태에서 계산한 실업률을 의미한다.

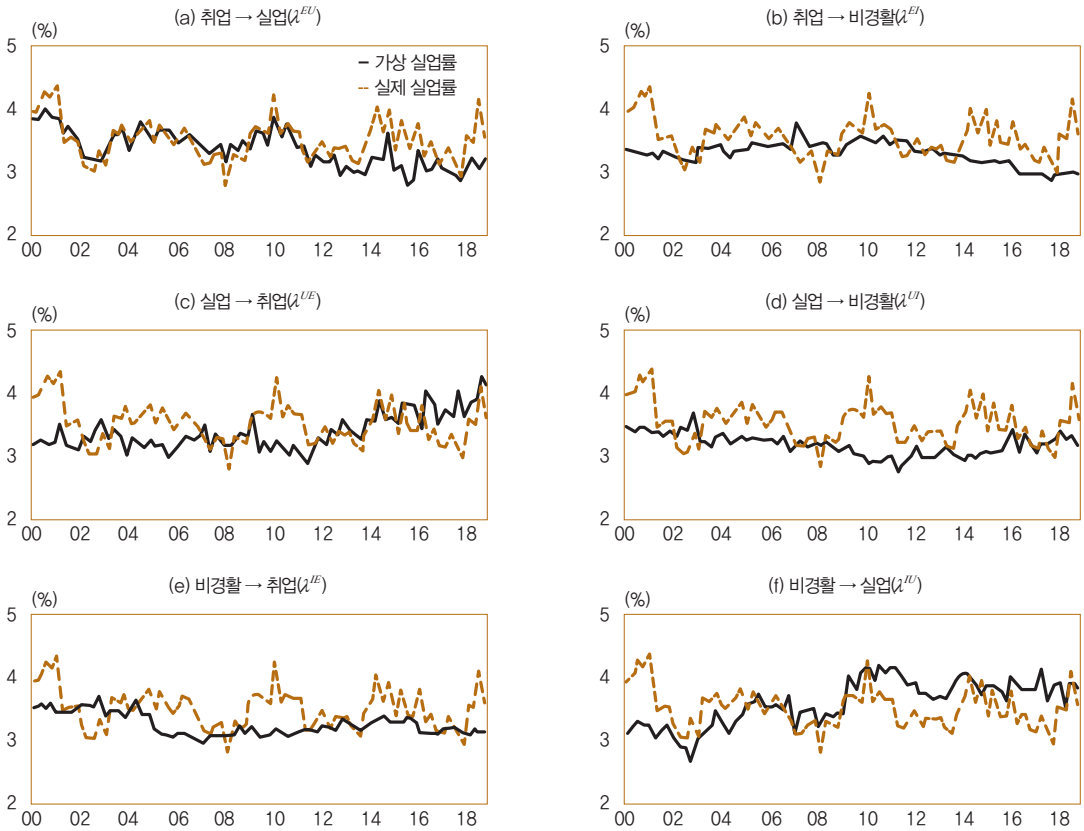
$$U_t^{EU} = \frac{(\overline{\lambda_t^{EI}}\,\overline{\lambda_t^{IU}} + \overline{\lambda_t^{IE}}\lambda_t^{EU} + \overline{\lambda_t^{IU}}\lambda_t^{EU})}{(\overline{\lambda_t^{EI}}\,\overline{\lambda_t^{IU}} + \overline{\lambda_t^{IE}}\lambda_t^{EU} + \overline{\lambda_t^{IU}}\lambda_t^{EU}) + (\overline{\lambda_t^{UI}}\,\overline{\lambda_t^{IE}} + \overline{\lambda_t^{IU}}\,\overline{\lambda_t^{UE}} + \overline{\lambda_t^{IE}}\,\overline{\lambda_t^{UE}})} \qquad (4)$$

여기서, $\overline{\lambda^{AB}}$는 λ^{AB}의 기간 평균값

25) 정상상태는 실업(취업)으로의 유입과 실업(취업)으로부터의 유출이 같은 상태를 의미한다.
$(\lambda^{UE}+\lambda^{UI})u = \lambda^{EU}e + \lambda^{IE}i$ and $(\lambda^{EU}+\lambda^{EI})e = \lambda^{UE}u + \lambda^{IE}i$
e, u 및 i는 각각 취업자수, 실업자수 및 비경활수를 나타낸다.

각 전환율에 기반한 가상 실업률을 계산한 결과, 실직률(λ^{EU}), 취직률(λ^{UE}) 및 비경활 → 실업 전환율(λ^{IU})에 기반한 가상 실업률은 실제 실업률과 동행성(comovement)을 보이고 있다. 그러나 여타 가상 실업률은 실제 실업률과의 동행성을 찾아보기 어렵다.

〈그림 A3〉 개별 전환율에 기반한 가상 실업률



식 (3)에 의한 정상상태 실업률과 식 (4)에 의한 가상 실업률을 HP필터(평활계수 10^5)를 통해 추세를 제거한 후 식 (5)와 같이 개별 전환율의 실업률 변동 기여도(β^{AB})를 계산하였다.

$$\beta^{AB} = \frac{Cov(U_t^{AB}, U_t^{ss})}{Var(U_t^{ss})} \quad (5)$$

β^{AB}는 정상상태 실업률의 변동 중에서 가상 실업률과 정상상태 실업률의 공분산이 차지하는 비중을 의미하며, 개별 기여도의 합은 1에 근사한다.($\beta^{EU}+\beta^{EI}+\beta^{UE}+\beta^{UI}+\beta^{IE}+\beta^{IU} \approx 1$)

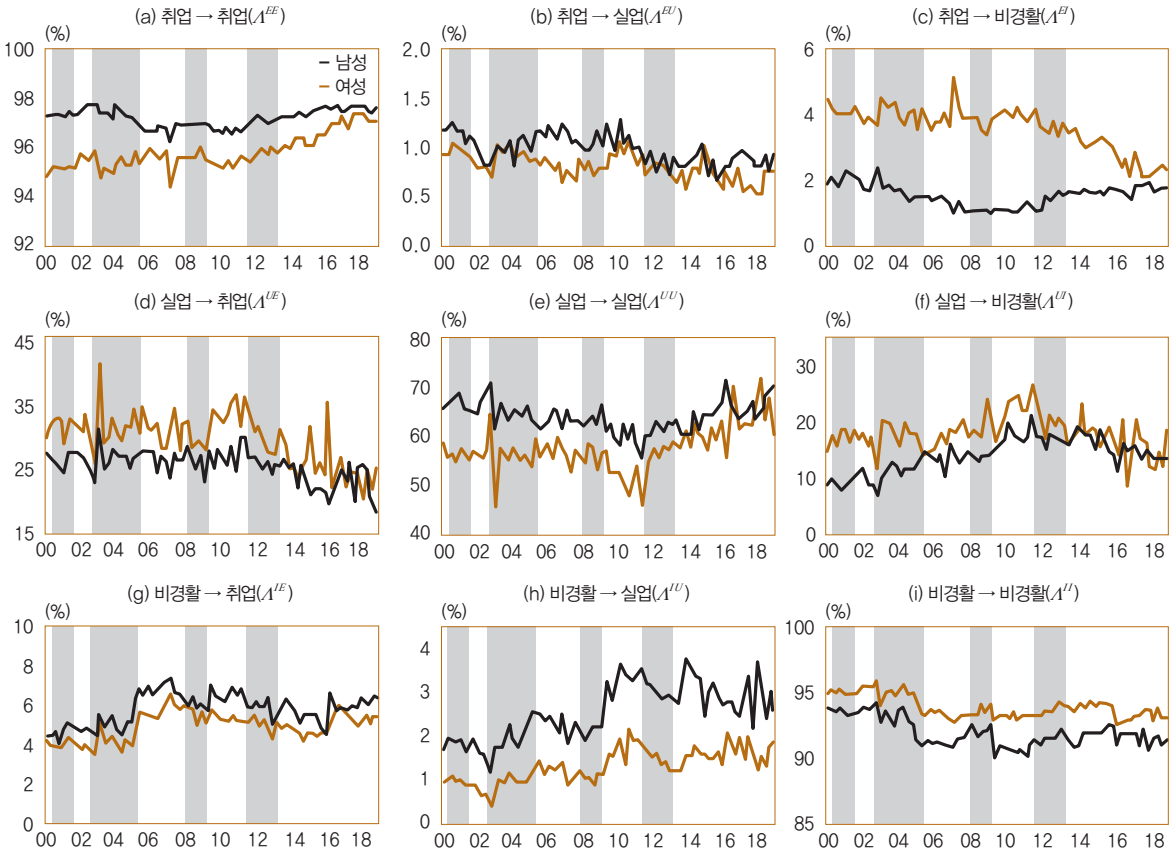
〈부록 4〉

성별, 연령별, 교육수준별 고용상태 전환율

가. 성별 고용상태 전환율

성별로 구분하여 고용상태 전환율을 살펴보면 여성의 취업 → 비경활 전환율(Λ^{EI})이 남성에 비해 높게 나타났다. 이는 여성이 육아, 가사 등의 이유로 비경활로 전환되는 비율이 높음을 의미한다.

〈그림 A4〉 성별 고용상태 전환율[1)]



주: 1) 음영부분은 경기침체기를 나타냄

여성은 비경제활동에서 경제활동으로의 유입(λ^{IE} 및 λ^{IU})의 실업률 변동 기여도가 상대적으로 높게 나타났다.

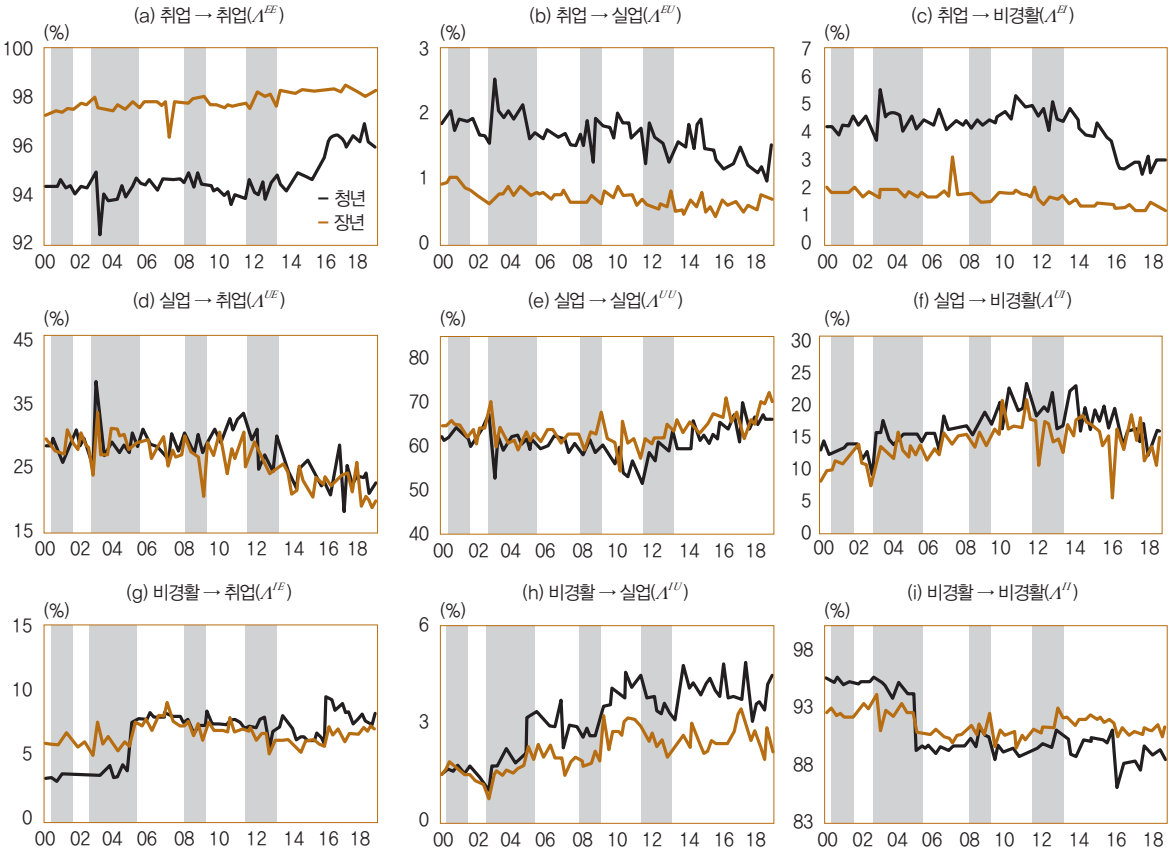
〈표 A2〉 실업률 변동 요인분해

	β^{EU}	β^{EI}	β^{UE}	β^{UI}	β^{IE}	β^{IU}	합계
남 성	0.49	0.13	0.27	−0.04	−0.07	0.20	0.99
여 성	0.31	0.07	0.11	0.01	0.13	0.34	0.96
전 체	0.46	0.06	0.07	−0.01	0.03	0.39	1.00

나. 연령별 고용상태 전환율

연령별(청년층은 15~29세, 장년층은 30~55세)로 살펴보면 청년층이 취업에서 이탈하는 확률(Λ^{EU}, Λ^{EI})이 상대적으로 높게 나타난다. 이는 청년층의 임시직 비중이 높을 뿐만 아니라 학업 등을 이유로 비경활로 전환되는 비중이 높은 데 기인한다.

〈그림 A5〉 연령별 고용상태 전환율[1)]



주: 1) 음영부분은 경기침체기를 나타냄

청년층은 비경활 → 취업으로의 전환율(λ^{IE})이 실업률 변동에 가장 크게 기여하고 있다.

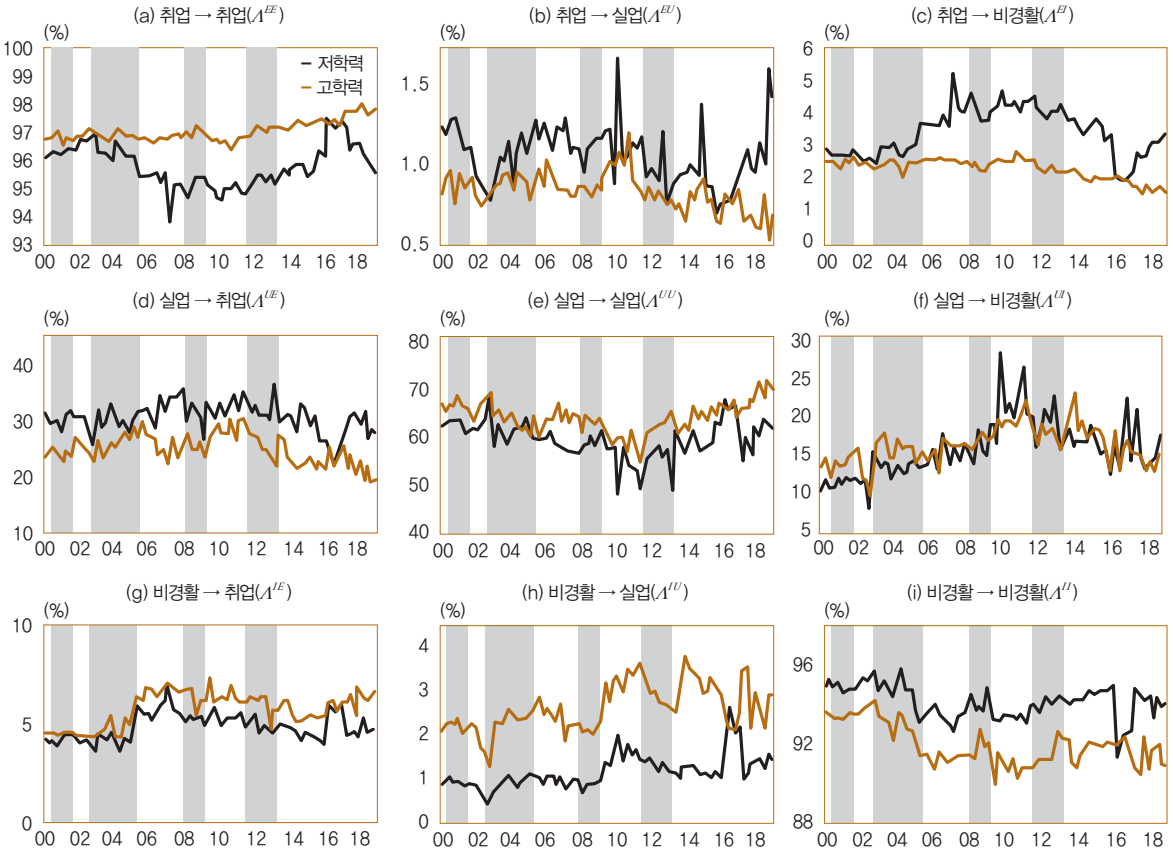
〈표 A3〉 실업률 변동 요인분해

	β^{EU}	β^{EI}	β^{UE}	β^{UI}	β^{IE}	β^{IU}	합계
청 년	0.31	0.16	0.15	−0.05	0.34	0.06	0.98
장 년	0.49	0.07	0.22	0.07	−0.01	0.15	0.99
전 체	0.46	0.06	0.07	−0.01	0.03	0.39	1.00

다. 교육수준별 고용상태 전환율

교육수준별(저학력층은 고졸 이하, 고학력층은 초대졸 이상)로 살펴보면 고학력층의 취직률(Λ^{UE})과 실직률(Λ^{EU})이 낮게 나타난다. 고학력층의 낮은 취직률은 채용비용과 유보임금 수준이 높은 데 주로 기인한 반면 낮은 실직률은 고용이 안정적인 상용직 비중이 높은 데 따른 것으로 분석된다.

〈그림 A6〉 교육수준별 고용상태 전환율[1)]



주: 1) 음영부분은 경기침체기를 나타냄

고학력층은 취직률(λ^{UE})과 실직률(λ^{EU})의 실업률 변동 기여도가 동일한 수준으로 나타났다.

〈표 A4〉 실업률 변동 요인분해

	β^{EU}	β^{EI}	β^{UE}	β^{UI}	β^{IE}	β^{IU}	합계
저학력	0.49	0.08	0.11	0.01	−0.04	0.33	0.99
고학력	0.26	0.05	0.26	−0.09	0.18	0.35	1.00
전 체	0.46	0.06	0.07	−0.01	0.03	0.39	1.00