

## Decomposing Volatilities and Asymmetries in Unemployment: the Ins versus the Outs

Kangwoo Park\*

**Abstract** Applying Shimer's (2012) measurement method to the Economically Active Population Survey data(1986Q1~2011Q4) in Korea, we estimate the unobserved job separation and finding rate, with which we decompose unemployment fluctuations into the parts driven by two labor flows: inflows to unemployment(the Ins) and outflows from unemployment(the Outs). Furthermore, we estimate the relative contributions of each flow to unemployment volatility (variance) and asymmetry(skewness), and the same analysis is implemented on unemployment data by age.

Main findings are as follows: First, both the volatility and asymmetry of job separation rates predominate over those of job finding rates. Second, while in the medium and long run, both rates contribute remarkably to asymmetric movements of unemployment, the short-run asymmetry in unemployment fluctuations mainly originates from significant positive skewness in job separation rates. Third, the decomposition analyses confirm that in terms of both volatility and asymmetry, inflows to unemployment play a more dominant role in explaining unemployment fluctuations than outflows from unemployment do. Finally, decomposing unemployment rates by age, we find that the relative contributions of job finding rates are inversely related to the ages of the unemployed.

**Keywords** Job separation rate, Job finding rate, Factor decomposition, Asymmetry, Endogeneity between job finding and separation rate

**JEL Classification** E24, E32, J64

---

\*Department of Economics, Korea National Open University, E-mail: kwpark05@knou.ac.kr.

## 실업률 변동성 및 비대칭성의 요인분해: 실직 및 구직의 상대적 기여도를 중심으로\*

박강우<sup>†</sup>

**Abstract** 본고에서는 우리나라 경제활동인구 데이터를 대상으로 Shimer(2012)의 방법을 적용하여 비관측 실직확률 및 구직확률을 추정하고 이를 바탕으로 우리나라 실업률 변동을 실직확률에 기인한 부분과 구직확률에 기인한 부분으로 요인분해하였다. 실업률 자체의 요인분해와 함께 실업률 변동의 분산(2차 적률) 및 왜도(3차 적률)에 대한 실직확률과 구직확률의 기여율을 산출하였으며 연령별 실업률에 대해서도 동 분석을 실시하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 실직확률의 변동성과 왜도가 구직확률에 비해 상대적으로 크고 실업률과의 동행성도 더 뚜렷한 것으로 나타났다. 둘째, 중·장기적으로는 실직확률과 구직확률 둘 다 실업률의 비대칭성에 상당부분 기여하는 반면, 단기적인 실업률의 비대칭성은 주로 실직확률의 비대칭성에 기인하는 것으로 나타났다. 셋째, 실업률의 적률요인분해 결과, 변동성은 물론 비대칭성의 측면에서 구직확률보다는 실직확률이 실업률 변동에 보다 주도적인 역할을 하는 것으로 드러났으며 이러한 기여도의 차이는 실업률 수준보다 단기 동학을 반영하는 실업률 변동분에서 보다 두드러졌다. 넷째, 연령별 실업률의 요인분해 결과, 대체로 연령이 낮아질수록 실업률 변동성 및 비대칭성에 대한 구직확률의 상대적 기여도가 상승했다. 다섯째, 기존 해외 실증연구 결과와 상반되게 우리나라의 경우 구직확률이 실직확률에 선행하는 모습을 보였는데 이는 본고의 요인분해 결과가 실직확률→구직확률 방향의 내생성에 따른 편의(bias)로부터 비교적 강건함(robust)을 시사한다.

**Keywords** 실직확률, 구직확률, 요인분해, 비대칭성, 내생성

**JEL Classification** E24, E32, J64

\*익명의 심사위원 두 분의 유익한 논평에 감사드린다.

<sup>†</sup>한국방송통신대학교 경제학과 조교수, 서울시 종로구 대학로 86, E-mail: kw-park05@knou.ac.kr Fax: 02-3673-2365.

## 1. 머리말

경기변동과정에서 실업으로의 유입(실직)과 실업으로부터의 유출(구직) 중 어느 편이 실업률 변화를 주도하는 요인인지는 노동시장의 동학을 이해하는 데 있어 매우 중요한 의미를 가진다. 관련 기존 연구로서 먼저 90년대 이전 과거의 미국 자료를 이용하여 노동시장의 경기변동을 실증 연구한 전통적인 노동경제학 문헌들에서는 대체로 구직 보다는 실직 유량(flow) 또는 실직확률의 변동을 더 중시하는 결과가 많다. 대표적으로 Darby et al.(1986)은 1948년에서 1985년까지의 미국 데이터를 대상으로 실증 분석한 결과 구직보다는 실직의 규모 및 실직자 분포의 변화가 전체 실업률의 주된 변화요인이라고 주장하였다. 이들에 따르면 실직확률의 변동이 전체 실업률 변동의 최대 88% 정도를 설명하고, 불황기에 관찰되는 구직확률의 하락 역시 대부분은 신규 실직자의 구성이 변화하면서 발생하는 효과(구성효과: compositional effect)이며 실업자 집단 내 구직확률의 변화는 2차적 요인에 불과하다고 주장하였다. 또한 이들은 경기변동 과정에서 실직 유량(실업으로의 유입량)이 구직 유량(실업으로부터의 유출량)에 다소 선행하면서 실업률 변동을 주도한다는 것을 발견하였다.

반면 최근 노동 탐색-매칭 모형(labor search-matching model)을 이용하여 노동시장의 경기변동을 분석하는 거시경제학 문헌들 가운데는 대체로 실직 또는 실직확률 보다는 구직 또는 구직확률이 실업률 동학을 설명하는 보다 중요한 요인임을 지지하는 연구들이 많은 편이다. 대표적으로 Shimer(2012)는 1948년에서 2010년까지의 미국 실업률 데이터를 대상으로 비관측되는 구직 및 실직확률을 추정하고 실업률 변동을 각각 실직 및 구직확률에 기인한 부분으로 분해한 결과 전후 미국 실업률 변동의 3/4 이상이 구직확률의 변동에 의해 설명되며 이러한 경향은 최근으로 올수록 더욱 강화되어 80년대 후반에서 2000년대 기간에 대해서는 구직확률의 기여율이 거의 90%에 달한다고 추정한 바 있다. Hall(2005, 2006)도 실업률의 경기적 변동이 실직확률보다는 주로 구직확률의 변동에 의해 주도되며 이러한 경향은 특히 90년대 이후의 불황기에 보다 두드러진다고 주장하였다.

그러나 실업률 변동을 실직 또는 구직확률 중 어느 것이 주도하느냐는 어디까지나 실증적인 문제인 만큼 최근에는 표본기간과 분석대상에 따라 매우 다양한 결과가 나오고 있다. 예를 들어 Petrongolo and Pissarides(2008)가 영국, 프랑스, 스페인 등 유럽 국가들의 실업률 변동성을 요인분해한 결과, 표본기간 또는 각 국가의 제도적 여건에 따라 실직 및 구직확률의 상대적인 기여도가 크게 달라지는 것으로 나타났다. 프랑스와 영국에서

는 구직확률, 스페인에서는 실직확률의 기여도가 상대적으로 높은 것으로 나타났으며 특히 90년대 영국과 스페인에서는 실직확률의 기여율이 최대 60%대 초반까지 확대된 것으로 나타났다. 또한 Elsby et al.(2013)에 따르면 국가별로 실직 및 구직확률의 상대적 기여도가 크게 달라지는데 영국, 미국 등 영미권 국가들의 경우 실직 대 구직확률의 기여율이 15:85로 구직확률의 상대적 기여도가 높은 반면 유럽 대륙 및 스칸디나비아 국가들의 경우 대략 45:55로 실직확률의 설명력이 거의 절반에 가까운 것으로 나타났다. 한편, 남재량·이철인(2012)이 우리나라의 청년실업을 중심으로 분석한 결과, 실직확률이 구직확률 못지않게 변동성이 크며 특히 외환위기 이후 청년층에서 실직확률의 상대적 변동성의 확대가 다른 연령층에 비해 보다 두드러짐을 확인한 바 있다. 한편 Elsby et al.(2009)은 경기 국면 또는 실업자 분포의 특성에 따라 실업률에 대한 실직확률의 상대적 설명력이 현저하게 높아질 수 있음을 보인 바 있다. 구체적으로 이들은 미국 실업률 데이터를 대상으로 한 분석에서 90년대 이전의 불황기 또는 자발적 퇴직이나 비경활→실업으로의 신규진입자를 제외한 순수 해고자들을 중심으로 살펴보면 불황기 실업률의 상당한 부분(대략 1/3 이상)이 실직확률의 상승에 의해 설명된다고 주장하였다.

최근 관련 문헌 가운데는 실직확률과 구직확률 간의 동태적 관계나 각각의 분포 특성에 주목하여 상대적인 기여율을 보다 정확히, 그리고 다각적으로 측정하려는 시도들이 나타나고 있다. 앞서 언급한 Darby et al.(1986)이 경기변동 과정에서 실업으로의 유입이 실업으로부터의 유출에 선행하는 현상을 발견한 이래 실업률 변동을 유량적으로 접근한 여러 문헌들이 비슷한 동태적 관계에 주목하였다(관련 문헌에 대해서는 Elsby et al.(2013) 참조). 만일 이들 문헌이 시사하는 대로 실직확률이 구직확률에 선행하여 움직인다면 현재 실직확률의 변화는 미래 구직확률의 내생적 변화를 통해 실업률에 직접적으로 뿐만 아니라 간접적으로도 영향을 줄 수 있다. 실제로 Fujita and Ramey(2009)와 Barnichon(2012)은 이러한 실직확률의 구직확률에 대한 선행관계, 다시 말하면 구직확률의 내생성을 감안하여 실업률 변동을 요인분해하면 내생성을 고려하지 않는 경우에 비해 실직확률의 전체 실업률 변동에 대한 설명력 또는 기여도가 크게 높아짐을 확인한 바 있다. 특히 Barnichon(2012)이 두 확률 간 내생성을 감안하여 실업률 변동을 요인분해한 결과, 전체 실업률 분산의 40%~60%가 실직확률의 변동에 의해 설명되는 것으로 나타났으며 이는 내생성을 고려하지 않은 경우보다 약 20%p 높은 수준이었다. 또한 Barnichon(2012)은 실업률 변동의 2차 적률인 분산뿐만 아니라 3차 적률인 왜도(skewness)와 4차 적률인 첨도(kurtosis)에

대한 기여율 역시 분해하였는데 그 결과 (분포의 비대칭 정도를 반영하는) 실업률 왜도의 약 60% 정도, (분포 꼬리의 두께를 나타내는) 실업률 첨도의 45% 정도가 실직확률의 변동에 의해 설명되는 것으로 나타났다. 특히 평상시와 달리 경기전환점에서는 대부분의 실업률 변동이 구직확률 보다는 실직확률의 변동에 의해 설명된다는 것과 기존 문헌에서 지적한 실직확률의 선행성이 존재함을 확인하였다.

이와 같은 기존 문헌의 논의를 바탕으로 본고에서는 우리나라 경제활동인구 데이터에 Shimer (2012)의 방법을 적용하여 비관측되는 구직확률 및 실직확률을 추정하고 이를 통해 우리나라 실업률 변동을 실직확률에 기인한 부분과 구직확률에 기인한 부분으로 요인분해 하였다. 구체적으로 Petrongolo and Pissarides(2008)의 방법에 따라 실업률 자체를 요인분해한 후 실업률 변동의 분산 및 왜도를 대상으로 Fujita and Ramey(2009)와 Barnichon(2012)의 방법에 따라 각각의 적률에 대한 실직확률과 구직확률의 기여율을 산출하였다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 실직확률의 변동성과 왜도가 구직확률에 비해 상대적으로 크고 실업률과의 동행성의 정도도 더 뚜렷한 모습을 보였다. 둘째, 중·장기적으로는 실직확률과 구직확률 둘 다 실업률의 비대칭성에 상당부분 기여하는 반면, 단기적인 실업률의 비대칭성은 주로 실직확률의 비대칭성에 기인하는 것으로 나타났다. 셋째, 실업률의 적률요인분해 결과, 변동성은 물론 비대칭성의 측면에서 구직확률보다는 실직확률이 실업률 변동에 보다 주도적인 역할을 하는 것으로 드러났으며 이러한 기여도의 차이는 실업률 수준보다 단기 동학을 반영하는 실업률 변동분에서 특히 두드러졌다. 구체적으로 실업률 수준의 경우 변동성의 약 75%, 왜도의 약 63%가 실직요인으로 설명되었고 실업률 변동분의 경우 변동성의 약 85%, 왜도는 100% 이상이 실직요인으로 설명 가능한 것으로 나타났다. 넷째, 연령별 실업률의 요인분해 결과, 대체로 연령이 낮아질수록 실업률 변동성 및 비대칭성에 대한 구직확률의 상대적 기여도가 상승했다. 다만, 단기 동학을 반영하는 실업률 변동분의 경우 30~40대와 달리 청년층과 중고령층의 고용변화는 전체 실업률 변동의 비대칭성을 오히려 상쇄하는 역할을 하는 것으로 나타났다. 다섯째, 기존 해외 실증연구의 결과와 상반되게 우리나라의 경우 구직확률이 실직확률에 선행하는 모습을 보였는데 이는 본고의 요인분해 결과가 실직확률→구직확률 방향의 내생성에 따른 편의(bias)로부터 강건함(robust)을 시사한다.

이후 논문은 다음과 같이 전개된다. 2장에서는 기존 문헌의 방법론을 원용하여 비관측 구직확률 및 실직확률을 추정하고 이를 바탕으로 실업

를과 그 적률을 요인분해하는 방법에 대해 살펴본다. 3장에서는 우리나라 실업률(1986Q1~2011Q4)을 대상으로 앞 장의 방법론을 적용하여 실직 및 구직확률을 추정하고 실업률, 그리고 실업률의 분산 및 왜도를 요인별로 분해한 결과를 제시하고 그 특징에 대해 논의한다. 4장에서는 동 분석을 연령별로 확장·적용하여 연령별 실업률을 요인분해한 결과를 제시하고 연령별 기여도의 차이를 비교한다. 5장에서는 실직확률과 구직확률 간 내생적 관계의 정도를 평가하고 이것이 분석 결과의 강건성에 대해 가지는 의미를 살펴본다.

## 2. 요인분해 방법

본장에서는 Shimer(2012)의 방법을 우리나라 경제활동인구조사 원자료에 적용하여 연속시간에서의 실직 및 구직확률을 추정하고 이를 바탕으로 우리나라 실업률 변동을 실직확률에 기인한 부분과 구직확률에 기인한 부분으로 요인분해하는 방법에 대해 살펴본다(구체적인 요인분해 방법은 Petrongolo and Pissarides(2008) 참조). 또한 Fujita and Ramey(2009)와 Barnichon(2012)에 따라 실업률 변동의 분산(2차 적률) 및 왜도(3차 적률)를 대상으로 실직-구직확률의 기여율을 분해하는 방법에 대해서도 알아본다.

### 2.1. 실직 및 구직확률과 정상상태 실업률의 추정

$t$ 시점에서  $t+1$ 시점 사이의 연속시간(continuous time)에서 모든 취업자와 실업자가 직면하는 실직 또는 구직 기회가 각각  $s_t$ 와  $f_t$ 로 일정한 도착률(arrival rate)을 가지는 포아송(poisson) 분포를 따를 때, 실업자수는 다음과 같은 동학(dynamics)에 의해 변화하게 된다.

$$\dot{u}_t = s_t(l_t - u_t) - f_t u_t \quad (1)$$

여기서  $u_t$ 는 실업자수,  $s_t$ 는 단위시간 동안의 실업으로의 유입률 또는 실직률(이하 실직확률),  $f_t$ 는 단위시간 동안의 실업으로부터의 유출률 또는 구직률(이하 구직확률)이며  $l_t$ 는 경제활동인구수로서 취업자 및 실업자수의 합( $l_t = u_t + e_t$ )과 같으며 여기서는 시간에 따라 일정하다고 가정한다. 식에서 보는 바와 같이 저장(stock)변수로서 실업률은 비관측 유량변수인 실직확률과 구직확률의 변동에 따라 점진적으로 변화한다.

Shimer(2012)는 패널이 아닌 이산주기(discrete)의 시계열 데이터만을 이용하여 식 (1)에서와 같이 실업률 동학을 결정하는 연속시간에서의 실직

및 구직확률을 구하는 새로운 방법을 제시하였다. 이 방법은 서베이 간격이 충분히 짧지 않은 경우에 이산주기 데이터에서 발생하는 시간집계편의(time aggregation bias)를 효과적으로 교정함으로써 노동시장 유량을 비교적 정확히 측정할 수 있는 장점을 가지고 있다. 식 (1)과 단기실업자  $u_{t+1}^s$ 의 정의를 이용하면  $t+1$ 시점의 실업자수에 대한 다음과 같은 식을 도출할 수 있다(자세한 도출과정은 Shimer(2012) 참조).

$$u_{t+1} = (1 - F_t)u_t + u_{t+1}^s \quad (2)$$

여기서  $u_{t+1}^s$ 는  $t+1$ 기 실업자 가운데  $t$ 와  $t+1$ 시점 사이에 새롭게 실업자로 유입된 사람의 수(즉, 실업기간이 1기 이내인 단기실업자)를 나타내며  $F_t$ 는  $t$ 기 실업자 중에서  $t+1$ 시점까지 구직에 성공한 사람의 비율로서  $1 - F_t = \exp(-f_t)$ 의 관계를 가진다. 따라서 이 식은  $t+1$ 기의 실업자가  $t$ 기 실업자 가운데 구직에 성공하지 못한 사람들과  $t+1$ 기에 신규로 실업자가 된 사람들로 구성됨을 의미한다. 식 (2)를 정리하면  $t$ 기에서  $t+1$ 기 사이의 기간 간 구직확률  $F_t$ 를 구할 수 있다.

$$F_t = 1 - \frac{u_{t+1} - u_{t+1}^s}{u_t} \quad (3)$$

이 식에 구직기간 1달 이내의 단기실업자수 등 경제활동인구 데이터로부터 추출한 시계열 자료를 대입하면 손쉽게 실업자의 기간 간 구직확률( $F_t$ )과 구직확률( $f_t$ )을 구할 수 있다. 이제  $t$ 기에서  $t+1$ 기 사이의 기간에 대해 식 (1)의 미분방정식을 풀면 다음과 같은 실직확률( $s_t$ )에 대한 식을 얻을 수 있다.

$$u_{t+1} = (1 - \exp(-f_t - s_t)) \frac{s_t}{f_t + s_t} l_t + \exp(-f_t - s_t) u_t \quad (4)$$

이 식에 실업자수 등 경제활동인구 데이터와 앞서 구한 구직확률을 대입하면 실직확률  $s_t$ 를 구할 수 있고 이를 이용하여  $t$ 기에서  $t+1$ 기 사이의 기간 간 실직확률  $S_t$ 도 구할 수 있다( $1 - S_t = \exp(-s_t)$ ). 한편 식 (4)에서 경제활동인구  $l_t$ 와 실업자수  $u_t$ 를 시간에 따라 일정한 값으로 놓으면 정상상태에서의 실업률  $u_t^* = s_t / (f_t + s_t)$ 를 구할 수 있다. 정상상태 실업률은 현재의 실직 및 구직확률이 지속될 경우, 시간이 지남에 따라 경제가 수렴하게 되는 균형에서의 실업률을 의미하며 이 때 실업률의 수렴과정은 식 (4)의 양변을  $l_t$ 로 나누고  $u_t^*$ 를 대입하여 구한 다음 식을 통해 표현할 수 있다.

$$\widehat{u}_{t+1} = (1 - \exp(-f_t - s_t)) u_t^* + \exp(-f_t - s_t) \widehat{u}_t \quad (5)$$

여기서  $\hat{u}_t = u_t/l_t$ 로서  $t$ 기의 실제 실업률을 나타낸다. 즉,  $t+1$ 기의 실업률은  $t$ 기의 실제 실업률과  $t$ 기의 정상상태 실업률  $u_t^*$ 의 가중평균이 되며 주어진  $f_t$ 와  $s_t$ 에 대해 시간이 지날수록 실제 실업률은 정상상태 실업률에 수렴하게 된다. 이때  $1 - \exp(-f_t - s_t)$ 는 수렴속도(convergence speed)를 나타낸다.

Shimer(2012)에 따르면 위와 같이 단기실업자 자료를 이용한 연속시간에 대한 근사를 통해 이산주기(discrete time)에서 관측된 저량자료만을 이용할 때 나타나는 구직 및 실직확률의 하향편의, 즉 시간집계편의를 효과적으로 줄일 수 있다. 예를 들어 경제활동인구조사의 경우 조사간격인 한 달 사이에 실직했다가 바로 구직에 성공한 사람의 경우, 월별 저량자료만을 관측하면 이들은 신규 실직자 또는 신규 구직자에서 제외되므로 실직 또는 구직확률을 과소평가하게 되나 위와 같은 연속시간에의 근사를 통해 이러한 편의를 교정할 수 있다는 것이다. 실제로 Shimer(2012)는 위와 같은 방법으로 구한 실직 및 구직확률과 일반적인 이산주기 모형을 통해 구한 경우와는 상당한 차이가 있음을 보인 바 있다.

이와 같은 편위의 감소를 통해 실제 실업률 변동을 보다 잘 반영하는 정상상태 실업률의 정확한 측정이 가능해진다. 실제로 Shimer(2012)와 Barnichon(2012)은 미국데이터를 대상으로 위의 방법으로 계산한 정상상태 실업률  $u_t^*$ 이 실제 실업률과 매우 밀접한 상관관계를 가지면서 움직일 뿐만 아니라 실제 실업률 변동의 거의 대부분을 설명할 수 있음을 확인하였다. Barnichon and Nekarda(2013)는 같은 방법으로 계산한 정상상태 실업률이 실제 실업률에 약간 선행하면서 서로 매우 밀접하게 움직임을 이론적, 실증적으로 보여주었고, 더 나아가 정상상태 실업률을 미래 실업률 예측에까지 활용하여 상당한 예측력 제고효과를 얻기도 하였다. 이와 같은 정상상태 실업률과 실제 실업률 간의 밀접한 상관관계는 실제 실업률이 시간이 흐르면서 정상상태 실업률에 수렴하는 식 (5)의 관계를 감안하면 매우 당연한 결과라고 할 수 있다. 본고에서는 이러한 이론적 배경과 대다수 기존 문헌의 방법론<sup>1</sup>에 따라 실제 실업률 대신 정상상태 실업률을 요인분해의 대상으로 근사(approximate)하는 접근방법을 채택하였다.

우리나라의 경우 이러한 근사가 적절한지를 살펴보기 위해 위의 방법

<sup>1</sup>Petrongolo and Pissarides(2008), Fujita and Ramey(2009), Shimer(2012), Barnichon(2012) 등 실업률 요인분해에 관련된 문헌들은 거의 대부분 정상상태 실업률을 실제실업률에 근사시키는 접근법을 취하고 있다. 유일한 예외는 Elsby et al.(2013)인데, 이들은 노동시장이 유연한 미국에서는 이 같은 근사가 적절하나 노동시장이 상대적으로 경직적인 유럽대륙 국가들에서는 이 같은 근사방법이 상당한 편의를 유발할 수 있음을 지적하였다.

으로 추정된 정상상태 실업률과 실제 실업률의 추이를 비교하고 시차상관계수를 구한 결과를 그림 1과 표 1에 정리하였다. 기존 해외 연구의 결과와 마찬가지로 우리나라의 정상상태 실업률은 실제 실업률에 약간 선행하면서 매우 밀접한 상관관계를 가지고 움직이는 것으로 나타났다. 선행시차 1분기에서 상관계수는 0.98로 최대가 된다. 이러한 선행성은 식 (5)에서 보듯이 실직 또는 구직확률에 대한 충격에 의해 정상상태 실업률이 실제 실업률로부터 일시적으로 과리되면 시간이 지나면서 실제 실업률이 정상상태 실업률로 점점 수렴하는 동태적 특성에 기인한다<sup>2</sup>.

더욱 재미있는 것은 정상상태 실업률이 실제 실업률과 거의 비슷한 추이로 움직이면서도 그 변동폭 또는 경기변동에 대한 민감도는 상대적으로 더 크다는 점이다. 그 결과 정상상태 실업률은 실제 실업률 변동성의 거의 대부분을 설명할 수 있는 것으로 나타났다. 실제로 실제 실업률을 최대상관시차인 1분기 전의 정상상태 실업률로 회귀추정한 결과 정상상태 실업률은 실제 실업률 변동의 97%를 설명하는 것으로 나타났다( $R^2 = 0.969$ ). 이 같은 높은 상관성과 실업률 변동성에 대한 설명력을 감안할 때 정상상태 실업률과 실제 실업률은 사실상 동일한 계열이라고 할 수 있으며 따라서 실제 실업률을 정상상태 실업률로 근사하는 본고의 접근은 적절한 것으로 판단된다.

## 2.2. 실업률의 요인분해 방법

본 절에서는 위에서 계산한 정상상태 실업률( $u_t^*$ )을 각각 실직확률( $s_t$ )과 구직확률( $f_t$ )이 기여하는 부분으로 분해하기 위해 Petrongolo and Pissarides(2008)의 방법론을 원용한다. 이들은 정상상태 실업률 관계식  $u_t^* =$

<sup>2</sup>(부록 1)의 그림 A.1은 앞서 식 (5)에서 실제 실업률의 정상상태로의 수렴속도  $1 - \exp(-f_t - s_t)$ 와 실제 실업률과 정상상태 실업률 간 격차의 90%가 해소되기까지 걸리는 시간을 계산한 결과이다. 계산 결과 표본기간(1986Q1~2011Q4) 중 실제 실업률의 정상상태로의 평균 수렴속도는 약 0.38이고 평균 90% 해소기간은 5.0개월이다. 즉 특정 월에 실직 및 구직확률 등에 충격이 발생하여 실제 실업률이 정상상태 실업률로부터 이탈하는 경우 다음 달이 되면 이러한 차이의 40% 정도가 조정되며 평균적으로 5개월이 지나면 양자 간 격차의 90%가 해소된다는 것이다. 이는 정상상태 실업률과 실제 실업률의 시차상관관계가 1분기에서 최대가 되는 본문의 결과와 부합하는 것이다. 또한 추정된 해소기간은 Barnichon and Nekarda(2013)가 미국데이터를 대상으로 측정한 4개월과 비슷한 수준으로서 Elsby et al.(2013)이 지적한대로 미국의 전반적인 노동회전율(labor turnover rate)이 여타 선진국에 비해 월등히 높은 것을 감안하면 우리나라 실업률의 수렴속도가 다른 나라와 비교해서도 매우 빠른 수준임을 알 수 있다. 이러한 월별 실업률의 빠른 수렴속도와 함께 본고의 분석 단위기간이 분기임을 감안하면 우리나라의 실제 실업률을 정상상태 실업률로 근사하는 본고의 접근방법은 적절한 것으로 판단된다.

그림 1: 정상상태 실업률과 실제 실업률 추이

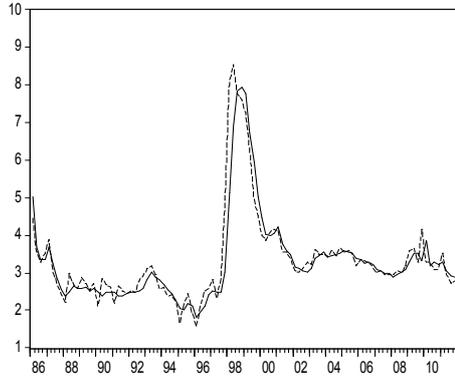


표 1: 정상상태 실업률과 실제 실업률 간 상관관계

(정상상태 실업률(0), 실제 실업률(i))			
시차 <i>i</i> (분기)	상관계수	시차 <i>i</i> (분기)	상관계수
0	0.93	0	0.93
-1	0.78	1	0.98
-2	0.62	2	0.91
-3	0.48	3	0.80
-4	0.34	4	0.65
-5	0.22	5	0.50

주: 그림의 실선은 실제 실업률, 점선은 정상상태 실업률. 표본기간은 1986M1~2011M12이며 분기평균 기준임. 표의 음영은 5% 수준에서 유의함을 의미.

$s_t/(f_t + s_t)$ 의 양변에서 전기의 정상상태 실업률을 차감하여 도출한 다음 식을 이용하여 실업률 변동을 요인분해하였다.

$$\Delta u_t^* = \underbrace{(1 - u_t^*)u_{t-1}^* \frac{\Delta s_t}{s_{t-1}}}_{\Delta u_t^{js}} + \underbrace{[-u_t^*(1 - u_{t-1}^*) \frac{\Delta f_t}{f_{t-1}}]}_{\Delta u_t^{jf}} \quad (6)$$

여기서  $\Delta u_t^* = u_t^* - u_{t-1}^*$ 이며  $\Delta u_t^{js}$ 과  $\Delta u_t^{jf}$ 는 각각 실업률의 전기 대비 변동분에 대한 실직확률의 기여분과 구직확률의 기여분을 의미한다. 이 식에 앞서 구한 정상상태 실업률과 실직 및 구직확률의 시계열을 대입하면 실업률의 변화를 실업으로의 유입과 실업으로부터의 유출에 기인한 부분으로 분해할 수 있다. 비슷한 방법으로  $u_t^* = s_t/(f_t + s_t)$ 의 양변에서 추세 실업률( $\bar{u}_t^*$ )을 차감하면 이번에는 실업률의 추세로부터의 편차( $\tilde{u}_t^* = u_t^* - \bar{u}_t^*$ )를 요인분해하기 위한 다음과 같은 식을 구할 수 있다.

$$\tilde{u}_t^* = \underbrace{(1 - \bar{u}_t^*)\bar{u}_{t-1}^* \frac{s_t - \bar{s}_t}{\bar{s}_t}}_{\tilde{u}_t^{js}} + \underbrace{[-\bar{u}_t^*(1 - \bar{u}_{t-1}^*) \frac{f_t - \bar{f}_t}{\bar{f}_t}]}_{\tilde{u}_t^{jf}} = \tilde{u}_t^{js} + \tilde{u}_t^{jf} \quad (7)$$

여기에서  $\tilde{u}_t^* = u_t^* - \bar{u}_t^*$ 이며  $\bar{u}_t^*$ 와  $\bar{s}_t$  및  $\bar{f}_t$ 는 각각 정상상태 실업률, 실직확률, 구직확률의 추세값을 의미한다( $\bar{u}_t^* = \bar{s}_t / (\bar{f}_t + \bar{s}_t)$ 가 성립함에 유의).  $\tilde{u}_t^{js}$ 와  $\tilde{u}_t^{jf}$ 는 각각 실업률의 추세로부터의 편차에 대한 실직확률의 기여분과 구직확률의 기여분을 의미한다. 본고의 분석에서는 HP필터를 이용하여 실직 및 구직확률과 정상상태 실업률의 추세값을 구한 후 이를 위 식에 대입하여 요인분해를 실시하였다.

한편 Elsby et al.(2009), Fujita and Ramey(2009), 남재량·이철인(2012) 등은 식  $u_t^* = s_t / (f_t + s_t)$ 를 본고와 같이 이산주기에서 직접 분해하지 않고 1차 로그 선형화(log linearization)하여 도출한 다음 식을 통해 실업률의 변화율을 요인분해하였다.

$$d \ln u_t^* \approx (1 - u_t^*) [d \ln s_t - d \ln f_t] \quad (8)$$

위 식은 많은 문헌에서 실업률 요인분해 시 널리 쓰이고 있으나 불확기와 같이 실업률 변화가 급격하고 그 폭이 큰 경우, 연속시간에서의 로그 선형화에 따른 근사오차(approximation error)가 확대되면서 왜곡을 유발할 수 있다. 이러한 근사오차의 문제를 고려하여 본고에서는 Petrongolo and Pissarides(2008)의 방법에 따라 위 식 (6)과 (7)을 이용하여 정상상태 실업률의 이산적 변동을 직접 요인분해하기로 한다.

지금까지는 실업률 자체를 요인분해하는 방법에 대해 살펴보았다. 이제 그 결과를 바탕으로 실업률 변동의 적률에 대한 요인별 기여율을 구하는 방법에 대해 살펴보자. Fujita and Ramey(2009)와 Barnichon(2012)에 따라 다음과 같이 실업률 변동의 분산을 실직확률에 기인한 부분과 구직확률에 기인한 부분으로 분해할 수 있다. 식 (6)과 (7)의 양변에 분산값을 취하면 다음과 같은 식이 각각 도출된다.

$$Var(\Delta u_t^*) = Cov(\Delta u_t^*, \Delta u_t^{js}) + Cov(\Delta u_t^*, \Delta u_t^{jf}) \implies 1 = \beta_{\Delta js} + \beta_{\Delta jf} \quad (9)$$

$$Var(\tilde{u}_t^*) = Cov(\tilde{u}_t^*, \tilde{u}_t^{js}) + Cov(\tilde{u}_t^*, \tilde{u}_t^{jf}) \implies 1 = \beta_{\tilde{js}} + \beta_{\tilde{jf}} \quad (10)$$

여기서  $\beta_{\Delta js} \equiv Cov(\Delta u_t^*, \Delta u_t^{js}) / Var(\Delta u_t^*)$ 와  $\beta_{\Delta jf} \equiv Cov(\Delta u_t^*, \Delta u_t^{jf}) / Var(\Delta u_t^*)$ 는 각각 실업률 변동분의 분산에 대한 실직 및 구직확률의 기여율을 나타낸다. 실업률 추세로부터의 편차에 대한 실직 및 구직확률의 기여율을 나타내는  $\beta_{\tilde{js}}$ 과  $\beta_{\tilde{jf}}$ 도 비슷한 방법으로 정의된다. 정의상 각각의 베타는 개별 요인들(실업률 변동분의 경우는  $\Delta u_t^{js}$ 과  $\Delta u_t^{jf}$ , 실업률 추세로부터의 편차의 경우는  $\tilde{u}_t^{js}$ 와  $\tilde{u}_t^{jf}$ )을 실업률 변동분 또는 추세로부터의 편차로 단순회귀하여 추정할 계수로 측정할 수 있다.

다음으로 3차 이상의 고차 적률의 분해방법에 대해 알아보자. Barnichon(2012)에 따르면 다음과 같은 방법을 통해 실업률 변동의 왜도(skewness)를 비롯한 3차 이상의 고차 적률(higher-order moment)도 요인별로 분해할 수 있다.  $X$ 라는 변수의  $n$ 차 적률  $\alpha_n$ 은  $\alpha_n \equiv E(X - \mu)^n / [E(X - \mu)^2]^{n/2}$ 과 같이 정의된다( $\mu = E(X)$ ). 이 때  $X$ 가  $N$ 개의 개별요인  $X_i$ 의 합으로 구성되는 경우,  $X - \mu = \sum_{i=1}^N (X_i - \mu_i)$  이 성립하는데( $\mu_i = E(X_i)$ ), 여기서 양변을 거듭제곱하고 우변의 일부 항을 개별요인의 합으로 분해하면  $(X - \mu)^n = \sum_{i=1}^N (X - \mu)^{n-1} (X_i - \mu_i)$ 이 도출된다. 이 식의 양변에 기대값을 취하고  $\alpha_n$ 의 정의식에 대입하면 다음과 같이  $\alpha_n$ 을 개별 구성성분의 합으로 표현할 수 있다.

$$\alpha_n = \frac{E(X - \mu)^n}{[E(X - \mu)^2]^{n/2}} = \sum_i \frac{E[(X - \mu)^{n-1} (X_i - \mu_i)]}{[E(X - \mu)^2]^{n/2}} \quad (11)$$

이제 양변을  $\alpha_n$ 으로 나누면 식 (9) 또는 (10)의 보다 일반화된 형태로서  $X$ 의  $n$ 차 적률  $\alpha_n$ 에 대한 개별요인  $X_i$ 의 기여율을 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$1 = \sum_i \frac{E[(X - \mu)^{n-1} (X_i - \mu_i)]}{E(X - \mu)^n} \quad (12)$$

여기서  $\gamma_i \equiv E[(X - \mu)^{n-1} (X_i - \mu_i)] / E(X - \mu)^n$ 는  $\alpha_n$ 에 대한  $i$ 번째 요소의 기여율이 된다( $\gamma_i$ 의 합은 1임에 유의). 예를 들어  $n = 3$ (3차 적률)인 경우, 식 (7)을 식 (11)에 대입하여 얻은  $\tilde{u}_i^{*2} \tilde{u}_i^{js} / E(\tilde{u}_i^{*3})$ 와  $\tilde{u}_i^{*2} \tilde{u}_i^{jf} / E(\tilde{u}_i^{*3})$ 는 각각 실직확률과 구직확률의 실업률(추세로부터의) 편차의 왜도에 대한  $t$ 시점의 기여율로 해석할 수 있다. 이들 각각의 실현치를 전체 표본기간에 대해서 평균하면 실업률 편차에 대한 실직확률과 구직확률의 평균 기여율  $\gamma_{js}$ 와  $\gamma_{jf}$ 를 구할 수 있다. 실업률의 전기 대비 변동분( $\Delta u_i^*$ )도 마찬가지로 그 왜도를 분해할 수 있다(고차 적률의 요인분해방법에 대한 보다 자세한 내용은 Barnichon(2012) 참조).

### 3. 전체 실업률의 요인분해

본 장에서는 우리나라 전체 실업률 데이터를 대상으로 실직 및 구직 확률과 정상상태 실업률을 추정된 결과와 이를 바탕으로 실업률 변동을 실업으로의 유입 또는 실업으로부터의 유출에 의한 부분으로 요인분해한 결과를 제시한다. 아울러 전체 실업률 변동의 분산 및 왜도에 대한 실직 확률과 구직확률의 상대적 기여율을 제시하고 그 특징을 살펴본다. 표본기간

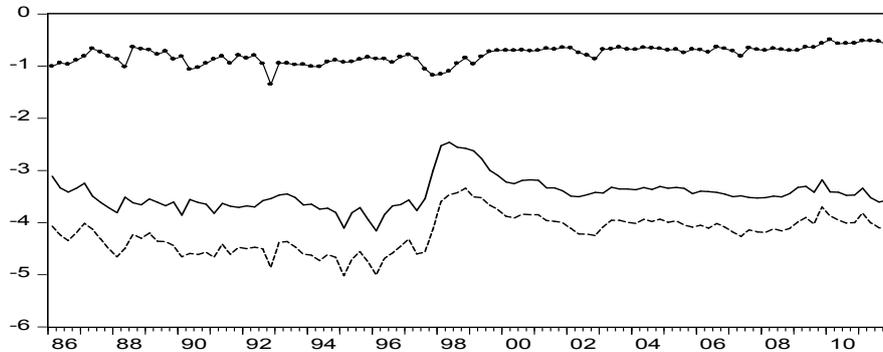
은 1986년 1월에서 2011년 12월까지로 통계청 원시자료를 이용하여 월별 수준에서 실직 및 구직확률을 구한 후 요인분해 시에는 분기평균으로 변환하여 사용하였으며 모든 계열은 X-12-ARIMA로 계절조정하였다.

여기서 한 가지 유의할 것은 앞 절의 모형에 대한 소개에서 언급한대로 본고의 분석이 경기변동과정에서 경제활동인구를 일정한 상수로 간주하고 있다는 점이다. 이러한 가정에 따라 본고의 모형에서는 비경활↔취업 또는 비경활↔실업상태로의 이행이 반영되어 있지 않거나 반영되어 있더라도 취업↔실업으로의 이행과 따로 구분되지 않는다. 본고가 이러한 단순화한 가정을 한 것은 다음과 같은 몇 가지 이론적·기술적 이유에 기초한다. 첫째, 본고의 분석은 노동시장 동학의 구조적 측면보다는 경기적 측면에 초점이 맞춰져 있다. 따라서 은퇴 등 비경제적인 이유에 의한 취업→비경활로의 이행이나 졸업자의 신규노동시장 진입에 따른 비경활→취업 또는 비경활→실업으로의 이동과 같은 구조적 요인에 의한 변동을 가급적 배제할 필요가 있다. 둘째, 1995년 고용보험제도가 시행된 이래 그 적용대상이 빠르게 확대(2012년 말 현재 전체 임금근로자의 62.8%, 상용근로자의 69.0%<sup>3</sup>)되면서, (이전 취업경험이 있는) 실직자의 경우 실업급여 수급을 위해 비경활보다는 실업상태에 있으면서 구직을 할 가능성이 높아졌을 수 있다. 따라서 실업자(구직자)수만으로도 경기변동에 따른 구직과 실직의 동학을 어느 정도 잘 포착할 수 있다고 판단하였다. 마지막으로 비경활인구를 포함한 분석을 위해서는 실업으로의 유입 및 유출의 원천을 구분하기 위해 패널자료가 요구된다. 그러나 충분히 긴 시계열을 가진 노동패널자료가 흔치 않은데다 경제활동인구조사와 같은 시계열 자료를 패널로 재구축하는 데도 가구 식별자료 구득의 어려움 등 다양한 장애가 존재한다. 이러한 이유로 본고에서는 경기변동에 따른 경제활동인구의 변화를 분석대상에서 제외하였다. 따라서 본고의 결과는 경기상황에 따른 경제활동인구의 변동을 감안하여 보다 조심스럽게 해석되어야 한다<sup>4</sup>.

<sup>3</sup>한국고용정보원(2013) 참조.

<sup>4</sup>문외술(2008)에 따르면 2000년대 들어 고용률 및 실업률 대비 비경활인구의 변동성이 상대적으로 증가하고 고용률이 실업률보다 비경활인구와 더 높은 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 이에 비추어 볼 때 최근으로 올수록 고용 변동 중 비경활인구의 유입 및 유출에 의해 설명되는 부분이 커졌을 가능성이 높다. 이 경우 비경활인구의 변동을 고려하지 않고 실직 및 구직확률을 측정하면 왜곡이 발생할 수 있다. 예를 들어 호황기에 기업이 구인(vacancy)을 늘리는 상황에서도, 이와 동시에 고용여건 호조로 기존의 비경활인구가 더 많이 구직에 나서게 되면 경쟁압력이 확대되면서 호황에 따른 구직확률의 증가를 상당부분 상쇄할 수 있다. 따라서 비경활인구의 경기변동상의 변화를 고려하지 않은 본고의 결과는 특히 최근 노동시장의 동학을 이해하는데 있어서 보다 제한적으로 해석될 필요가 있다.

그림 2: 정상상태 실업률과 실직 및 구직확률 추이



주: 실선은 정상상태 실업률, 점선은 실직확률, 표식이 있는 선은 구직확률. 모두 로그 기준임.

### 3.1. 실직 및 구직확률의 특징

그림 2를 보면 실직확률의 변동성이 구직확률보다 크기가 클 뿐만 아니라 전체 실업률 변동과의 상관관계도 보다 밀접함을 알 수 있다. 또한 표 2의 시차상관관계를 통해 실직확률이 구직확률보다 실업률과의 동행성 정도가 더 뚜렷하고 유의함을 확인할 수 있다. 이는 미국 실업 데이터에 대한 Shimer(2012)의 분석과는 매우 상반되는 결과인데, Shimer는 미국의 경우 구직확률이 실직확률에 비해 변동성이 크고 경기에 훨씬 더 민감하게 움직이는 경향이 있음을 확인하였다.

또한 상관관계의 강도 이외에 선·후행 시차관계에 보다 주목하면 독특한 특징을 발견할 수 있다. 앞서 언급한 Darby et al.(1986), Fugita and Ramey(2008), Elsby et al.(2013) 등 미국 및 OECD국가들에 대한 분석 결과와는 달리 우리나라의 경우 구직확률이 실업률 변동에 선행하고 뒤이어 실직확률이 실업률과 동행하는 것으로 나타났다는 점이다<sup>5</sup>. 이는 남재량·이철인(2012)과도 일치하는 결과인데 이들에 따르면 불황시에 구직확률이 먼저 감소한 후 1분기 정도의 시차를 두고 실직확률이 증가하는 것으로 나타났다.

표 3은 추정된 실직 및 구직확률의 적률을 실업률과 함께 비교한 결과를 보여준다. 앞서 그림을 통해 비교한 것과 마찬가지로 실직확률은 구직확률

<sup>5</sup>이러한 특성은 이후 구직확률의 내생성 정도 및 결과의 강건성 여부와 관련하여 중요한 의미를 가지게 된다. 보다 자세한 내용은 5장을 참조.

표 2: 실직확률-실업률 및 구직확률-실업률의 시차상관관계

(시차 i : 분기)	실직확률( <i>s</i> )		구직확률( <i>f</i> )	
	$(u^*(0),s(-i))$	$(u^*(0),s(i))$	$(u^*(0),f(-i))$	$(u^*(0),f(i))$
0	0.91	0.91	-0.39	-0.39
1	0.65	0.86	-0.51	-0.13
2	0.37	0.71	-0.52	0.01
3	0.16	0.50	-0.39	0.06
4	0.01	0.28	-0.23	0.10
5	-0.12	0.08	-0.09	0.18

주: HP필터로 추세 제거. 음영은 5% 수준에서 유의함을 의미.

표 3: 실업률, 실직 및 구직확률의 적률비교

		정상상태 실업률	실직 확률	구직 확률
		$(u^*)$	$(s)$	$(f)$
표준편차 <sup>1)</sup>	수준	0.298	0.345	0.160
	1차 차분	0.140	0.157	0.101
왜도 <sup>2)</sup>	수준	2.127	1.401	-0.718
	1차 차분	2.280	1.317	0.527

주: 1) 로그 기준. 2) 수준변수의 경우 HP필터를 이용하여 추세 제거.

에 비해 변동성이 (차분여부에 따라) 1.5~2.2배 정도 큰 것으로 나타났다. 또한 실업률의 변동성은 실직확률과 구직확률의 중간 정도에서 실직확률에 보다 가까운 수준인 것으로 나타났다.

한편 분포의 기울기를 나타내는 왜도의 경우 실직확률(수준)의 경우 양(+)이고 구직확률(수준)의 경우 음(-)의 부호를 나타냈는데 이는 불황기 실업률이 상승할 경우 실직확률(구직확률)이 증가(감소)하는 폭이 호황기 실업률이 하락할 경우 실직확률(구직확률)이 감소(증가)하는 폭보다 평균적으로 더 큼을 의미한다. 변동성의 경우와 마찬가지로 두 확률 간 왜도의 크기를 비교하면 구직확률보다 실직확률이 2배 정도 더 높아 실업률의 비대칭성에 더 크게 기여함을 알 수 있다. 한편, 이와 같이 불황기에 실직확률과 구직확률이 둘 다 실업률을 증가시키는 방향으로, 그것도 호황기와 비교해서 더 큰 폭으로 움직이므로 두 확률의 함수로 결정되는 실업률의 왜도는 각각의 확률이 가지는 왜도에 비해 수준이 크게 높음을 알 수 있다. 직관적으로 불황기에는 실직확률과 구직확률이 더 강한 상호 증폭효과를 유발하면서 호황기에 실업률이 낮아지는 것보다 훨씬 더 큰 폭으로 실업률을 끌어올린다는 것이다.

그러나 1차 차분한 데이터의 경우, 실업률 및 실직확률의 왜도는 수

준의 경우와 비슷한 반면 구직확률의 왜도는 유의하지는 않으나( $p$ 값이 0.513) 양(+)으로 전환되는 모습을 보인다. 데이터 계열 차분 시 주로 단기 성분(고주파 성분: high-frequency component)만이 남게 되는 것을 감안할 때, 이러한 결과는 구직확률의 실업과의 역행성(불황기에 실업률 증가 시 구직확률이 감소하는 성질)이 단기보다는 시간을 두고 천천히 일어나는 중장기적 과정임을 시사한다. 종합하면 정도의 차이는 있으나 중장기적으로 구직확률과 실직확률 둘 다 실업률의 비대칭성에 상당부분 기여하는 반면, 단기적인 실업률의 비대칭성은 주로 실직확률의 비대칭성에 기인하는 것으로 나타났다.

그림 3은 앞서의 결과를 알기 쉽게 시각화하기 위해 실직확률과 구직확률의 시간에 따른 분포에 대한 kernel density 함수를 그림으로 나타낸 것이다<sup>6</sup>. 먼저 수준변수의 분포를 살펴보면 구직확률과 실직확률 모두 비대칭적인 것으로 나타나 전체 실업률의 비대칭성을 확대하는데 둘 다 기여하고 있음을 알 수 있다. 그러나 구체적으로는 조금 다른 양상을 보이는데 가장 큰 차이는 실직확률의 경우 오른쪽 꼬리가 가늘고 긴 모습을 보이는데 반해 구직확률의 경우는 왼쪽 꼬리<sup>7</sup>가 상대적으로 두껍고 짧은 모습을 보인다는 점이다. 이는 호황기 대비 불황기에 실업률이 비대칭적으로 증가하는 가운데, 특히 증가폭이 큰 부분은 주로 실직확률의 대폭 증가에 기인하는 반면 상대적으로 증가폭이 작은 부분은 주로 구직확률의 완만한 감소에 기인함을 의미한다. 한편 1차 차분 계열의 분포를 비교하면 실직확률과 실업률의 경우 가늘고 긴 오른쪽 꼬리가 유지되고 있지만 구직확률의 경우에는 두터웠던 꼬리가 사라지고 거의 대칭에 가까워짐을 알 수 있다.

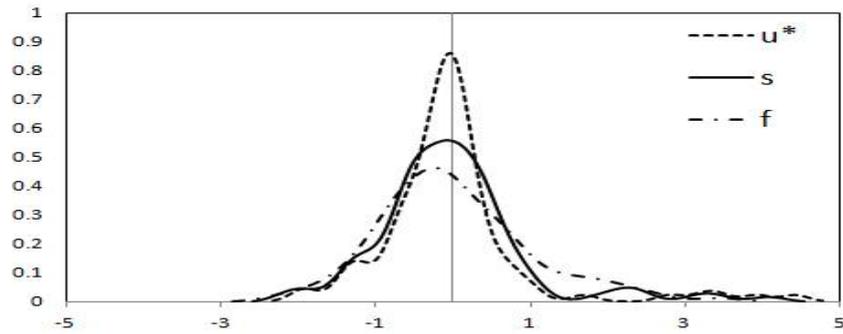
### 3.2. 전체 실업률의 요인분해 결과

앞서 실직 및 구직확률의 적률비교결과만으로는 두 확률 중 어느 것이 실업률 변동에 더 크게 기여하는지를 알기 어렵다. 각각의 확률의 기여도는 취업자와 실업자의 크기 및 실직 및 구직확률의 절대적 수준에 따라 달라지기 때문이다. 본 절에서는 실업률 변동에 대한 실직확률과 구직확률의 상대적 기여도를 정량적(quantitative)으로 비교하기 위해 식 (6)과 (7)에 따라 실업률 변동분(1차 차분 실업률) 및 실업률 수준(실업률 추세로부터의 편차)을 실직확률과 구직확률의 기여분으로 분해한 결과를 살펴본다. 그

<sup>6</sup> 모든 변수는 표준화(standardization)하였으므로 이 그림을 통해 각 변수의 변동성 정도는 비교할 수 없음에 유의하기 바란다. 그림 3의 주 참조.

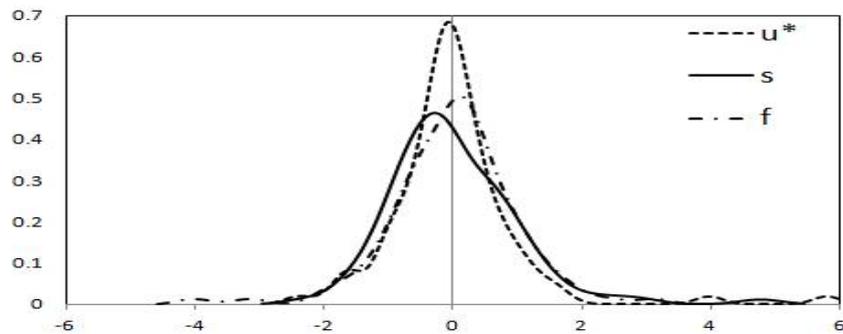
<sup>7</sup> 그림 3에서는 구직확률의 경우 비교의 편의를 위해 부호를 바꾸었음에 유의하기 바란다. 그림 3의 주 참조.

그림 3: 실업률, 실직 및 구직확률의 왜도비교(kernel density)  
수준(HP필터)



주: HP필터로 추세를 제거한 후 표준화하였음. 구직확률의 경우 비교의 편의를 위해 부호를 바꾸었음에 유의.

변동분(1차 차분)



주: 1차 차분 후 표준화하였음. 구직확률의 경우 비교의 편의를 위해 부호를 바꾸었음에 유의.

림 4는 요인분해 결과 추출한 두 요인을 전체 실업률 변동과 함께 그림으로 나타낸 것이다.

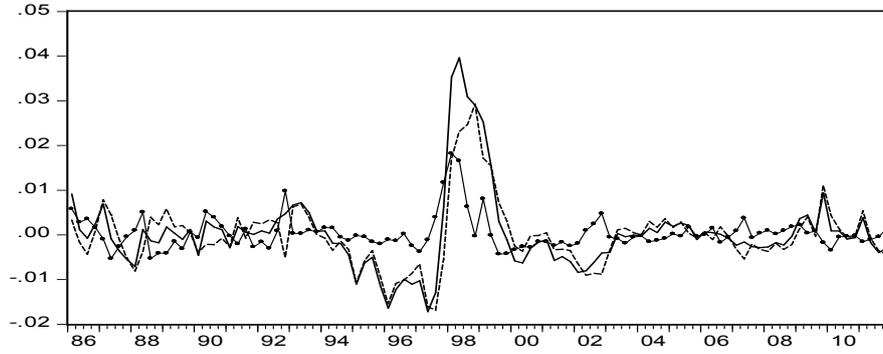
먼저 실업률 수준에 대한 결과를 살펴보면 앞서 실직 및 구직확률의 적률비교결과가 시사하는 대로 구직확률보다는 실직확률이 전체 실업률 변동을 주도하는 것으로 나타난다. 실업률과 실직확률의 변동에 의한 성분(이후 실직요인)은 거의 비슷한 수준의 변동성을 보이면서 밀접하게 동행하는 반면 구직확률의 변동에 의한 성분(이후 구직요인)은 이보다 훨씬 작은 변동성을 보이면서 실업률에 다소 선행하여 움직이고 있다. 한편 실직요인과 구직요인 모두 감소폭 보다는 증가폭이 큰 비대칭성을 띠고 있어 실업률의 양(+)<sup>8</sup>의 왜도에 둘 다 어느 정도 기여하고 있음을 알 수 있다.

한편 실업률 변동분에 대한 결과를 살펴보면, 수준의 경우에 비해 전체 실업률의 변동성의 크기가 작아지면서 실직요인이 실업률 자체와 거의 비슷한 변동성 수준을 보이고 있으며 일부 기간에서는 실직요인의 변동폭이 실업률보다 더 큰 구간도 존재하는 것으로 나타났다. 비대칭성의 측면에서 실업률과 실직요인은 감소폭보다 증가폭이 큰 형태, 즉 양의 왜도를 유지하는 것으로 보이는 반면, 구직요인은 80년대 후반과 90년대 초중반에 크게 감소했다가 외환위기에는 소폭 증가에 그치는 등 수준의 경우와 달리 뚜렷한 비대칭성이 보이지 않는다.

표 4는 실업률의 분산과 왜도를 앞서의 식 (9)~(11)에 따라 실직요인과 구직요인으로 분해하여 각 요인의 기여도를 구한 결과이다. 마찬가지로 구직요인보다는 실직요인이 변동성 및 비대칭성의 측면에서 전체 실업률의 대부분을 설명하고 있음을 알 수 있다. 먼저 실업률 수준에 대한 결과를 보면 실직요인이 전체 실업률 분산의 약 3/4(75%)와 실업률 왜도의 약 2/3(63%)를 설명하는 것으로 나타났다. 실업률 변동분의 경우에는 실직요인의 상대적 우위가 보다 두드러진다. 실직요인은 실업률 분산의 약 6/7(85%)을 설명할 뿐 아니라 심지어 실업률 왜도의 전부, 즉 100% 이상을 설명하는 것으로 나타났다. 다시 말하면, 실업률 변동분의 비대칭성은 전적으로 실직확률의 비대칭에 기인하며 구직확률은 오히려 이러한 비대칭성을 다소 완화하는 방향으로 작용한다는 것이다<sup>8</sup>. 이러한 실직요인의 높은 기여율은 구직확률이 미국 실업률 변동의 약 3/4를 설명한다는 Shimer(2012)의 결과와는 정반대되는 것이며 실직요인의 기여도가 상대적으로 컸던 Barnichon(2012)의 결과와 비교해도 더 높은 수준이라고 할 수 있다.

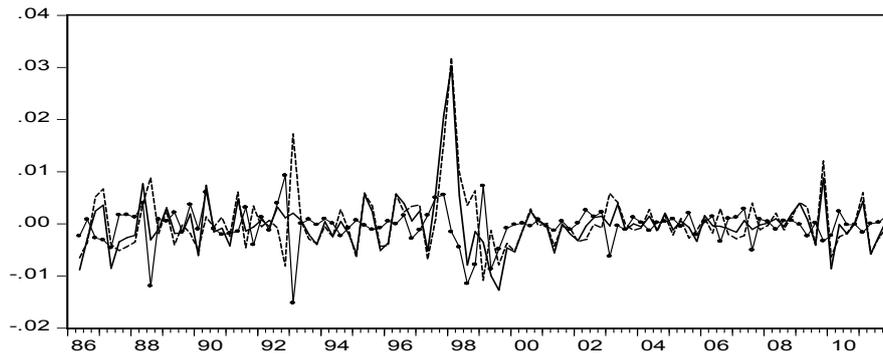
<sup>8</sup> 이는 앞서 표 3에서 1차 차분한 구직확률의 왜도가 실업률 및 실직확률의 왜도와 같은 양(+)<sup>8</sup>의 부호를 가진 것과 일치하는 결과이다.

그림 4: 전체 실업률의 요인 분해  
수준(HP필터)



주: 실선은 정상상태 실업률, 점선은 실직요인( $\tilde{u}_t^{js}$ ), 표식이 있는 선은 구직요인( $\tilde{u}_t^{jf}$ ).

변동분(1차 차분)



주: 실선은 정상상태 실업률, 점선은 실직요인( $\Delta u_t^{js}$ ), 표식이 있는 선은 구직요인( $\Delta u_t^{jf}$ ).

표 4: 실업률 분산 및 왜도의 분해

기여율 (단위: %)	수준(HP필터)		변동분(1차 차분)	
	$\beta_{js}$	$\beta_{jf}$	$\beta_{\Delta js}$	$\beta_{\Delta jf}$
분산	74.9	25.1	84.5	15.4
왜도	63.0	37.0	105.9	-6.0

그림 5는 전체 실업률 및 개별 요인들의 시간에 따른 분포를 kernel density 함수로 나타낸 것이다. 먼저 실업률 수준의 경우, 변동성 측면에서 보면 전체 실업률과 실직요인은 비슷한 폭으로 넓게 분포한 반면 구직요인은 분포의 폭이 훨씬 좁고 평균부위에 많이 몰려있음을 알 수 있다. 비대칭성 측면에서는 전체 실업률과 실직요인이 비슷한 정도로 왼쪽으로 치우치고 오른쪽으로 긴 꼬리를 가진(skewed to the right) 반면 구직요인은 치우침 없이 대칭에 가까운 형태로서 상대적으로 오른쪽 꼬리가 매우 짧은 것을 확인할 수 있다. 한편 실업률 변동분의 경우, 변동성 측면에서 보면 실직요인의 분산도가 더 커져 전체 실업률보다도 더 넓게 퍼진 반면 구직요인은 여전히 집중된 모습을 보이고 있어 실업률 수준의 경우에 비해 양자 간 변동성의 격차가 더욱 벌어졌음을 알 수 있다. 비대칭성의 측면에서도 실직요인은 오른쪽으로 긴 꼬리를 가진 분포를 유지하는 반면 구직요인은 대칭형에 더욱 가까워지는 등 대조적인 모습을 보이고 있다.

요인분해결과를 종합하면, 변동성은 물론 비대칭성의 측면에서 구직확률보다는 실직확률이 실업률 변동에 보다 주도적인 역할을 하는 것으로 드러났다. 또한 이러한 기여도의 차이는 실업률 수준보다 단기 동학을 반영하는 실업률 변동분에서 더욱 두드러진다고 할 수 있다.

#### 4. 연령별 실업률의 요인분해

지금까지는 전체 실업률 변동을 대상으로 실직확률 및 구직확률의 상대적인 기여도를 살펴보았다. 그러나 최근 청년실업과 베이비붐 세대의 은퇴로의 이행이 중요한 문제로 대두되면서 연령별 고용행태의 특수성에 주목할 필요성이 확대되고 있다. 실제로 노동시장 진입 초기인 청년층의 실업에 대한 유입과 유출의 행태는 다른 연령층과 구별되는 특징을 가질 것으로 예상할 수 있다. 또한 주된 직업에서 퇴직 후 재취직 또는 창업을 통해 제 2의 직업을 찾는 중고령층 노동력의 유출입 행태 역시 다른 연령층과 크게 다를 가능성이 높다. 이에 본 장에서는 앞서와 동일한 방법을 적용하여 연령별 실업률을 요인분해하고자 한다.

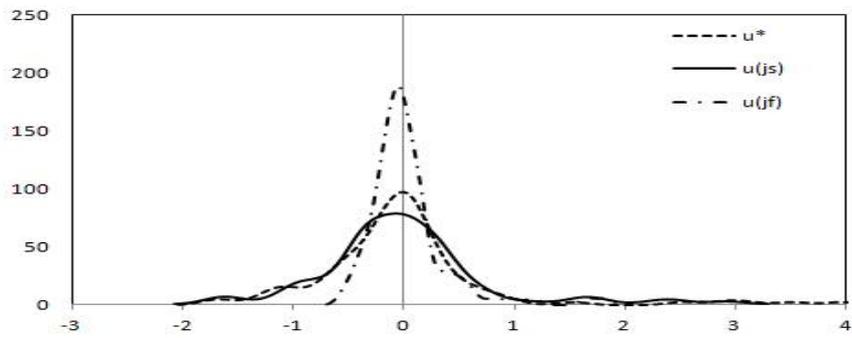
##### 4.1. 연령별 실직 및 구직확률의 특징

표 5와 표 6은 앞서와 같은 방법으로 추정한 연령별 실직 및 구직확률의 지표를 각 연령별 실업률과 함께 비교한 결과이다<sup>9</sup>.

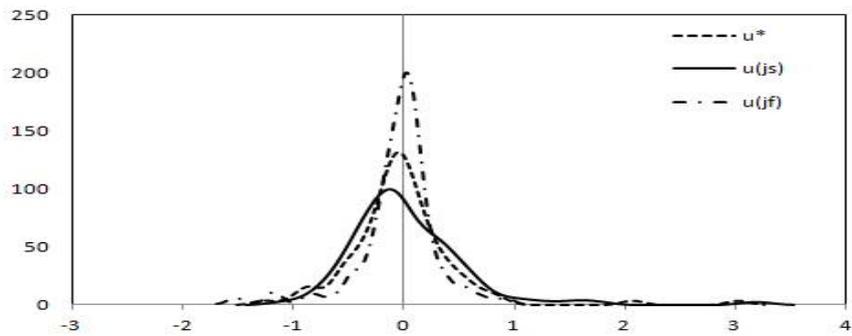
<sup>9</sup>추정된 연령별 실직 및 구직확률의 시차상관분석 결과 이들 간의 관계는 전체 실직 및 구직확률의 경우와 대동소이하였다. 즉, 모든 연령에 걸쳐 공통적으로 구직확률은 실업

그림 5: 실업률 왜도의 분해(kernel density)

수준(HP필터)



변동분(1차 차분)



먼저 표 5를 통해 실업률 수준에 대한 결과를 살펴보자. 앞서 전체 연령에 대한 결과와 마찬가지로 실직확률의 변동성이 구직확률의 변동성보다 연령에 따라 1.7~3배 정도 큰 것으로 나타났으며 실업률의 변동성은 양자의 중간에서 실직확률의 변동성에 좀 더 가까운 모습을 보인다. 주목할 것은 연령이 낮을수록, 특히 청년층(15~29세)에서 실업률의 변동성이 전반적으로 낮아지고 실직확률 대비 구직확률의 변동성이 상대적으로 커진다는 점이다.

다음으로 비대칭성의 측면에서 살펴보면, 전체 연령에 대한 결과와 마찬가지로 모든 연령에서 실직확률은 양(+), 구직확률은 음(-)의 왜도를 나타냈으며 실직확률이 구직확률보다 비대칭성의 정도가 더 큰 것으로 나타났다. 그러나 왜도의 상대적인 크기에는 연령별로 차이가 있는데, 연령이 낮아질수록 구직확률의 비대칭도가 확대됨을 알 수 있다. 특히 청년층의 경우 전반적으로 실업률의 왜도가 낮은 가운데 다른 연령층과 달리 구직확률의 왜도값이 실직확률의 왜도값과 거의 대등한 수준임을 알 수 있다. 한 가지 더 주목할 것은 중고령층(50세 이상)의 경우 구직확률의 왜도가 거의 0로 대칭에 가깝다는 점이다.

표 6은 연령별 실업률과 실직 및 구직확률의 변동분(1차 차분)을 적률 비교한 결과이다. 변동성을 비교하면, 앞서 실업률 수준의 경우와 마찬가지로 모든 연령에서 실직확률이 구직확률보다 상대적으로 높은 변동성을 보임을 알 수 있다. 또한 청년층의 경우 다른 연령층에 비해 실업률의 변동성이 낮고 실직확률 대비 구직확률의 변동성이 상대적으로 커지는 경향도 동일하다. 표 5와의 주된 차이는 중고령층(50세 이상)에서 실직확률 대비 구직확률의 상대적인 변동성이 커졌다는 것이다. 차분계열이 주로 단기적 동학을 반영한다는 것을 감안하면 이러한 결과는 장기와 비교해서 단기적으로 중고령층 실업률 변동의 더 많은 부분이 실업으로부터의 유출에 의해 설명됨을 의미한다.

분포의 비대칭성(왜도) 측면에서 살펴보면, 앞서 수준의 경우와 상당히 다른 모습을 보임을 알 수 있다. 가장 큰 차이는 40대, 그리고 정도는 약하지만 30대의 경우 전형적인 패턴, 즉 실직확률은 양의, 구직확률은 음의 왜

---

률에 약간 선행하면서 역행하는 모습을, 실직확률은 실업률과 동행하면서 뚜렷하게 순행하는 모습을 보였다. 다만, 한 가지 작은 차이라면 15~29세 청년층의 경우 다른 연령층에 비해 구직확률의 역행성이 보다 강화된 반면 실직확률과 실업률의 양(+)의 상관관계는 그 크기가 소폭 줄어들었다는 것이다. 이는 다른 연령층과 비교해서 청년층의 고용조정이 주로 기존 노동자의 해고 또는 이직보다는 신규 채용규모의 조정을 통해 이루어지는 특징을 반영하는 것으로 판단된다. 이러한 전체 결과와의 유사성 및 지면의 제약을 감안하여 연령별 실직 및 구직확률의 추이와 시차상관분석 결과는 제시하지 않았다.

표 5: 실업률, 실직 및 구직확률의 적률비교(연령별, 수준)

		$u^*$	$s$	$f$
표준편차 <sup>1)</sup>	15-29세	0.233	0.330	0.189
	30-39세	0.407	0.410	0.137
	40-49세	0.452	0.493	0.200
	50세 이상	0.539	0.644	0.261
왜도 <sup>2)</sup>	15-29세	1.710	1.237	-1.201
	30-39세	2.457	1.840	-0.587
	40-49세	2.253	1.689	-0.553
	50세 이상	2.226	1.760	-0.000

주 : 1) 로그 기준. 2) HP필터를 이용하여 추세 제거.

표 6: 실업률, 실직 및 구직확률의 적률비교(연령별, 변동분)

		$u^*$	$s$	$f$
표준편차 <sup>1)</sup>	15-29세	0.119	0.143	0.134
	30-39세	0.173	0.158	0.132
	40-49세	0.229	0.231	0.163
	50세 이상	0.273	0.299	0.255
왜도	15-29세	1.381	0.631	0.464
	30-39세	1.580	0.227	-0.200
	40-49세	2.754	1.088	-0.382
	50세 이상	1.212	1.187	0.806

주 : 1) 로그차분 기준.

도를 가지면서 둘 다 실업률의 왜도를 같은 방향으로 증가시키는 형태를 띠고 있으나 청년층과 중고령층은 이와 반대의 패턴, 즉 구직확률이 양의 왜도를 보인다는 점이다. 이는 단기적으로 불황기에 청년층과 중고령층의 구직확률이 하락하는 정도가 호황기에 동 연령층의 구직확률이 증가하는 정도보다 작음을 의미한다. 앞서 표 5의 결과와 비교하여 한 가지 더 눈에 띄는 특징은 수준변수의 경우 실업률뿐만 아니라 실직 및 구직확률 모두에서 30대의 비대칭성이 가장 강했던 반면 변동분의 경우 핵심생산인구(prime age worker)중 가장 나이가 많은 연령층인 40대에서 실업률의 비대칭이 가장 강하게 나타났다는 것이다.

추정된 연령별 실직 및 구직확률을 비교한 결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저 전체 연령에 대한 결과와 마찬가지로 실직확률은 모든 연령에 걸쳐 구직확률에 비해 상대적으로 높은 변동성을 보이는 것으로 나타났다. 그러나 연령별로는 차이가 있었는데 연령이 낮아질수록 실업률의 변동성이 줄어드는 가운데 실직확률 대비 구직확률의 상대적인 변동성이 증가하는 모습을 보였다. 이러한 경향은 청년층에서 가장 두드러졌으며 단기적으로는 중고령층에서도 나타났다. 한편 비대칭성의 측면에서는 전체 연령에 대한 결과와 마찬가지로 거의 모든 연령에서 실직확률이 양(+), 구직확률이 음(-)의 왜도를 나타냈으며, 실직확률이 구직확률보다 비대칭 정도가 더 큰 것으로 나타났다. 또한 대체로 연령이 낮아질수록, 특히 청년층에서 구직확률의 상대적인 비대칭도가 확대되었다. 그러나 단기동학을 반영하는 실업률 변동분에 대해서는 전형적인 패턴(실직확률은 양, 구직확률은 음의 왜도)을 띤 30~40대와 달리 청년층과 50세 이상 중고령층에서는 구직확률이 양의 왜도를 나타냈다.

#### 4.2. 연령별 실업률의 요인분해 결과

표 7은 연령별 실업률의 분산과 왜도를 앞서의 식 (9)~(11)에 따라 실직요인과 구직요인으로 분해한 결과를 정리한 것이다<sup>10</sup>.

분산분해결과를 보면 앞 장의 전체 실업률에 대한 결과와 마찬가지로 모든 연령에 걸쳐 구직요인보다는 실직요인이 실업률 변동의 보다 많은 부분을 설명하고 있음을 알 수 있다. 먼저 실업률 수준의 경우 실직요인이 연령에 따라 실업률 분산의 약 72~78%를 설명하는 것으로 나타났다. 연령이 낮아질수록 구직확률의 상대적 기여도는 소폭 증가하는 것으로 나

<sup>10</sup>분해한 개별요인의 추이 등 보다 자세한 연령별 실업률의 요인분해 결과는 (부록 2) 참조.

표 7: 실업률 분산 및 왜도의 분해(연령별)

기여율(단위: %)	수준(HP필터)		변동분(1차 차분)		
	$\beta_{js}^-$	$\beta_{jf}^-$	$\beta_{\Delta js}$	$\beta_{\Delta jf}$	
분산	15-29세	73.4	26.6	64.2	35.7
	30-39세	72.2	27.7	69.9	30.1
	40-49세	76.9	23.1	77.2	22.9
	50세 이상	78.5	21.5	80.0	20.0
왜도	15-29세	62.6	37.4	85.3	14.7
	30-39세	63.9	36.0	86.2	13.8
	40-49세	70.6	29.4	69.7	30.3
	50세 이상	70.3	29.6	99.6	0.4

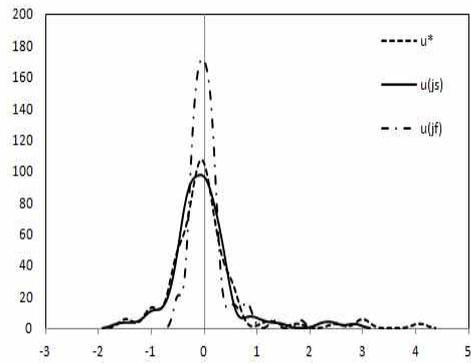
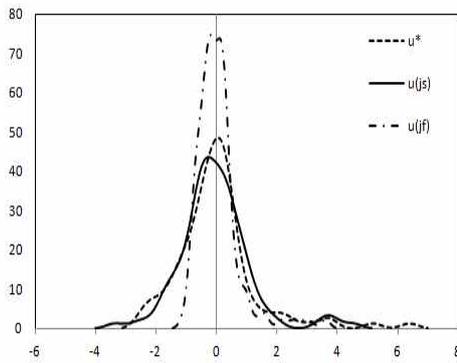
타난다. 한편 실업률 변동분의 경우 연령별로 다소 다른 양상이 나타나는데 연령이 낮을수록 구직확률의 상대적 기여도가 높아지는 것은 수준의 경우와 유사하나 높아지는 폭이 더 크다. 예를 들어 청년층의 경우 실업률 수준에 대해서는 실직확률 대 구직확률의 기여율이 73%:27%이었던 것이 실업률 변동분에 대해서는 64%:36%로 구직확률의 상대적 기여도가 크게 증가하였음을 알 수 있다. 이렇게 청년층에서 실업률 수준에 비해 실업률 변동분에 대한 구직확률의 상대적 기여도가 증가하는 것은 표 4의 전체 실업률 분해결과와는 상반되는 것임에 주목하기 바란다.

마찬가지로 분포의 비대칭성 측면에서도 모든 연령에 걸쳐 구직요인 보다는 실직요인이 실업률 왜도의 보다 많은 부분을 설명하고 있는 것으로 나타났다. 먼저 실업률 수준의 경우 실직요인이 연령에 따라 실업률 왜도의 약 63~71%를 설명하는 것으로 나타났다. 연령이 낮을수록 구직요인의 기여율이 높아지는데 예를 들어 50세 이상 중고령층의 경우 실직확률 대 구직확률의 기여율이 70%:30%였던 것이 청년층의 경우는 63%:37%로 구직확률의 상대적 기여도가 크게 증가한 것을 알 수 있다. 반면, 실업률 변동분의 경우를 보면 40대를 제외한 모든 연령에서 구직확률의 상대적 기여도가 현저히 낮아지고 있음을 알 수 있다. 이는 앞서 표 6에서 청년층과 중고령층의 차별한 구직확률의 왜도가 양(+)인 것과 깊은 관련이 있다. 즉, 다른 연령에서는 실직요인과 구직요인이 동시에 실업률 왜도를 양의 방향으로 증가시키는 반면 청년층과 중고령층의 경우에는 구직요인이 실업률 변동의 비대칭성을 오히려 완화하는 쪽으로 작용한다는 것이다. 그 결과 표 4에서 보듯이 전체 실업률 변동분의 왜도에 대한 구직확률의 기여율이 음(-)이 될 수 있다.

그림 6: 실업률 왜도의 분해(연령별, 수준)

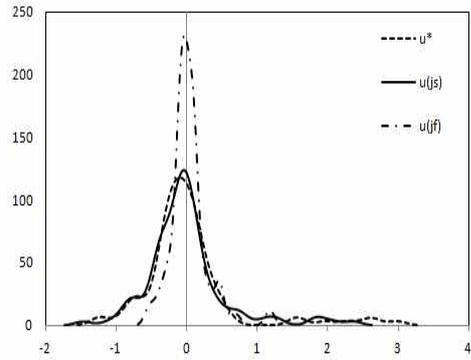
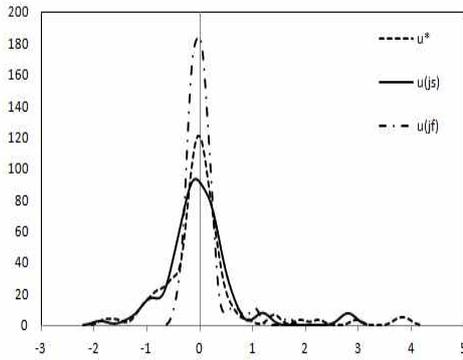
15-29세

30-39세



40-49세

50세 이상

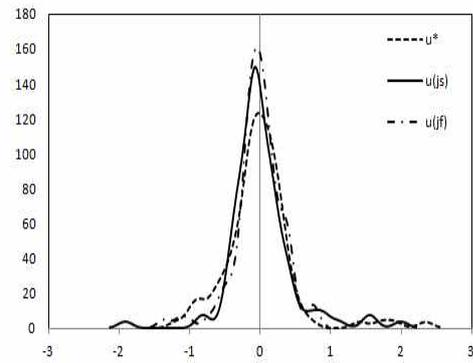
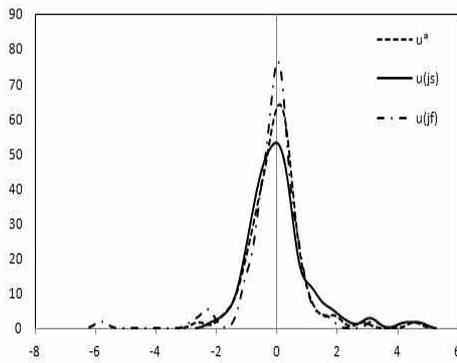


주: HP필터로 추세를 제거하였음.

그림 7: 실업률 왜도의 분해(연령별, 변동분)

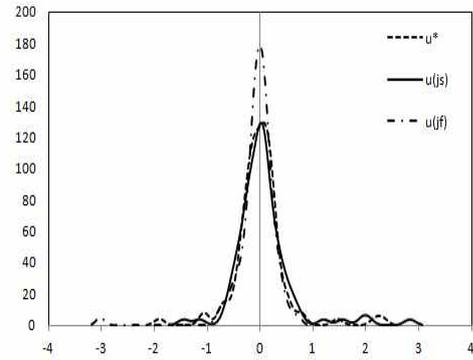
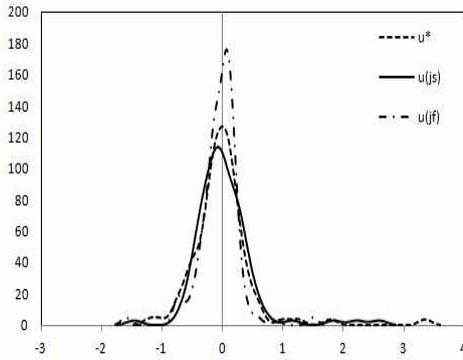
15-29세

30-39세



40-49세

50세 이상



주: 1차 차분 기준.

그림 6은 연령별 실업률 수준을 분해한 결과, 도출된 요인들의 시간에 따른 분포를 kernel density 함수로 나타낸 것이다. 먼저 변동성 측면에서 살펴보면 전반적으로 실직요인이 구직요인에 비해 넓게 분산된 가운데 연령이 낮아질수록 구직요인의 분산도가 상대적으로 증가하는 것을 확인할 수 있다. 비대칭성 측면에서 보면 실직요인과 실업률의 경우 전 연령층에서 오른쪽으로 꼬리가 긴 분포를 보이는 반면 구직요인의 경우 방향은 비슷하나 기울어진 정도가 상대적으로 작고 오른쪽 꼬리도 매우 짧음을 알 수 있다. 단, 낮은 연령층 특히 청년층에서 오른쪽 꼬리가 소폭 두꺼워지는 등 구직요인의 비대칭성이 보다 두드러지는 것으로 나타난다.

다음으로 그림 7은 연령별 실업률 변동분을 분해한 결과, 도출된 요인들의 시간에 따른 분포를 kernel density 함수로 나타낸 것이다. 먼저 변동성 측면에서 실업률과 실직요인은 거의 비슷한 정도로 넓게 분산된 반면 구직요인은 상대적으로 중앙에 집중된 모습을 보이고 있음을 알 수 있다. 다만, 이러한 구직요인의 집중화 경향은 연령이 낮아질수록 완화되어 청년층과 30대의 경우 구직요인과 실직요인 간의 분산도 격차가 많이 줄어들었음을 알 수 있다. 한편 비대칭성 측면에서는 전 연령에 걸쳐 실직요인과 실업률이 왼쪽으로 치우치고 오른쪽으로 긴 꼬리를 가진 분포를 유지하는 가운데 구직요인은 연령별로 상이한 양상을 보인다. 즉, 30-40대에서는 구직요인이 거의 대칭형에 가까워지는 반면 청년층과 중고령층의 경우 오히려 왼쪽에 가늘고 긴 꼬리가 발견되는 등 전체 실업률 분포와는 상반된 모습을 보이고 있다.

지금까지의 내용을 종합하면, 전체 실업률의 경우와 같이 변동성은 물론 비대칭성의 측면에서 구직확률보다는 실직확률이 연령별 실업률의 변동에 보다 주도적인 역할을 하는 것으로 드러났다. 다만, 연령별로는 다소 차이가 발견된다. 구체적으로 첫째, 연령이 낮아질수록 실업률 변동성에 대한 구직확률의 상대적 기여도가 상승한다. 이렇게 연령이 낮아짐에 따라 구직확률의 상대적 기여도가 증가하는 현상은 실업률 변동분, 즉 차분한 계열에서 더 두드러진다. 둘째, 실업률 수준의 경우 연령이 낮아질수록 실업률 비대칭성에 대한 구직확률의 상대적 기여도가 상승한다. 반면 실업률 변동분의 경우 전형적인 분포를 보이는 30~40대와 달리 청년층과 중고령층 고용은 전체 실업률 변동의 비대칭성(양의 왜도)을 오히려 상쇄하는 역할을 하는 것으로 나타났다.

## 5. 실직확률과 구직확률 간 관계 및 내생성

Darby et al.(1986), Fujita and Ramey(2009), Elsby et al.(2013) 등은 미국 데이터를 대상으로 한 분석에서 공통적으로 실직확률(또는 실업으로의 유입량)이 구직확률(또는 실업으로부터의 유출량)에 약간 선행하면서 실업률 변동을 주도함을 실증적으로 확인한 바 있다. 서론에서 지적한대로 이러한 실직확률의 선행성은 미래 구직확률의 내생적 변화를 통해 실업률에 간접적으로 영향을 줄 수 있다. 예를 들어 불황기에 실직확률이 구직확률에 선행하여 크게 증가하면 구직확률 자체에는 외생적인 변화가 없다고 해도 실업자수가 늘어나면서 구직확률이 내생적으로 감소할 수 있다. 물론 여기에 Darby et al.(1986)가 관찰한대로 구성효과까지 추가되면 (예를 들어, 실업으로 신규 유입되는 노동자 대부분이 평균적으로 구직기간이 긴 집단에 속할 경우) 구직확률의 내생적인 감소폭은 더욱 커질 것이다. 이러한 실직확률의 선행성에 따른 구직확률의 내생적인 변화를 추가로 감안하면 서론에서 언급한 Fujita and Ramey(2009)와 Barnichon(2012)에서와 같이 전체 실업률 변동에 대한 실직확률의 상대적 기여도가 더욱 커지게 된다.

그러나 앞서 우리는 추정된 실직확률이 실업률과 동행하는 반면 구직확률은 오히려 실업률에 약간 선행함을 확인한 바 있다. 이는 실직확률이 선행하는 것으로 나타났던 미국의 실증연구들과는 상반된 결과라고 할 수 있다. 이에 본 장에서는 앞서 추정된 구직확률과 실직확률을 대상으로 양자 간 내생적 관계의 정도와 방향을 시차상관 및 인과관계분석과 VAR모형(vector auto-regressive model)의 충격반응분석을 통해 살펴보고자 한다.

표 8과 표 9는 앞서 추정된 실직 및 구직확률 간의 시차상관계수와 그랜저 인과관계 검정결과를 정리한 것이다. 먼저 시차상관관계를 보면 구직확률이 실직확률에 1~4분기(2분기에 계수가 최대) 선행하면서 둘 사이에는 유의한 역의 관계가 있음을 알 수 있다. 반면 실직확률은 구직확률과의 선행시차에서 별다른 상관관계가 없는 것으로 나타났다. 마찬가지로 인과관계 검정 결과, 구직확률→실직확률 방향으로의 일방향 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 1~5분기까지 모든 시차에 대해 1% 유의수준에서 기각되는 반면 실직확률→구직확률 방향으로의 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 모든 시차에 대해 10% 유의수준에서도 기각할 수 없었다.

다음으로 그림 8은 추정된 실직 및 구직확률을 이용하여 2변수 VAR을 추정하고 각 변수에 대한 외생적 충격에 따른 상대변수의 충격반응을 그린

표 8: 실직확률과 구직확률 간 시차상관관계

(구직확률 $f(0)$ , 실직확률 $s(i)$ )			
시차 $i$ (분기)	상관계수	시차 $i$ (분기)	상관계수
0	-0.01	0	-0.01
-1	0.08	1	-0.35
-2	0.11	2	-0.50
-3	0.08	3	-0.47
-4	0.10	4	-0.34
-5	0.18	5	-0.18

표 9: 실직확률과 구직확률 간 인과관계 검정

시차 (분기)	귀무가설	
	$f \Rightarrow s$	$s \Rightarrow f$
1	41.946(0.000)	1.019(0.315)
2	22.179(0.000)	0.340(0.712)
3	15.387(0.000)	0.045(0.987)
4	10.942(0.000)	0.387(0.816)
5	8.575(0.000)	0.785(0.562)

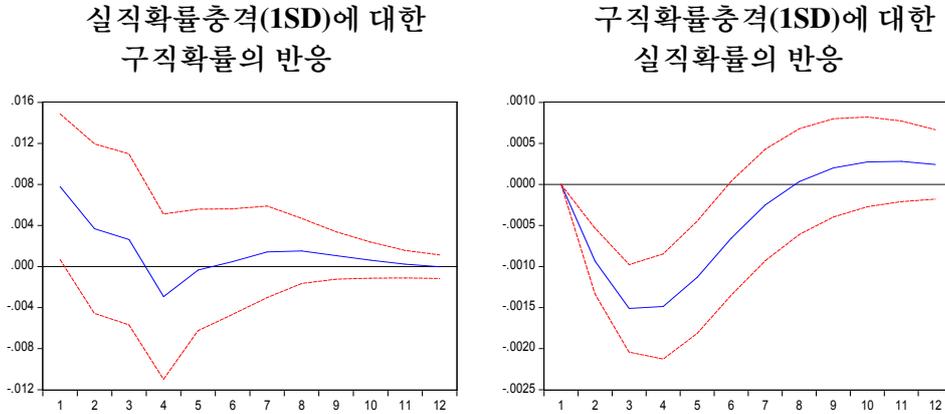
주: 표 8의 음영은 5% 수준에서 유의함을 의미. 표 9는 Granger 인과관계 검정을 위한 F값이며 괄호 안은 p값.

것이다. 변수 순서는 [실직확률, 구직확률]의 순<sup>11</sup>이며 콜레스키(cholesky) 분해를 통해 직교화하였다. 결과를 보면 실직확률이 증가하는 충격에 대해 구직확률은 이론적 예측에 따라 감소하기 보다는 오히려 증가하는 모습을 보이고 있으며 그나마도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면 구직확률이 증가하는 충격에 대해 실직확률은 시차를 두고 감소하고 있으며 이는 통계적으로도 매우 유의한 것으로 나타났다.

결과를 종합하면 미국데이터에서 발견된 실직확률→구직확률 방향으로의 내생적 관계는 우리나라 데이터에서는 통계적으로 유의하지 않았으며, 따라서 우리나라 실업률의 요인분해 시 해외 관련 연구에서와 같은 추가적인 내생성에 대한 고려는 그 필요성이 낮은 것으로 판단된다. 이러한 점에 비추어 볼 때 본고의 결과는 내생성 고려 여부와 관계없이 비교적 강건할 것으로 기대할 수 있다.

<sup>11</sup> 변수 순서를 바꾸어도 반응의 방향이나 유의성 여부에는 별다른 변화가 없었다. 따라서 기존 연구들에서 외생성의 정도가 상대적으로 높은 것으로 간주되었던 실직확률을 구직확률보다 위에 배치한 경우의 결과만을 제시하였다.

그림 8: 충격반응분석



주: 각 계열은 HP필터로 추세를 제거하였으며 변수 순서는 [실직확률, 구직확률]의 순임. 점선은 95% 신뢰구간. VAR모형의 최대시차는 분기자료임을 감안하여 4분기(1년)로 설정.

## 6. 맺음말

본고에서는 우리나라 경제활동인구자료에 Shimer(2012)의 방법을 적용하여 관측되지 않는 실직 및 구직확률을 추정하고 이를 바탕으로 실업률 변동을 실직확률에 기인한 부분과 구직확률에 기인한 부분으로 요인분해하였다. 구체적으로 Petrongolo and Pissarides(2008)의 방법에 따라 실업률 자체를 요인분해한 후 Fujita and Ramey(2009)와 Barnichon(2012)의 방법에 따라 실업률 변동의 분산 및 왜도에 대한 실직확률과 구직확률의 기여율을 산출해 보았다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 실직확률의 변동성과 왜도가 구직확률에 비해 상대적으로 크고 실업률과의 동행성의 정도도 더 뚜렷한 모습을 보였다. 둘째, 중·장기적으로는 실직확률과 구직확률 모두 실업률의 비대칭성에 상당부분 기여하는 반면, 단기적인 실업률의 비대칭성은 주로 실직확률의 비대칭성에 기인하는 것으로 나타났다. 셋째, 실업률의 적률요인분해 결과, 변동성은 물론 비대칭성의 측면에서 구직확률보다는 실직확률이 실업률 변동에 보다 주도적인 역할을 하는 것으로 드러났으며 이러한 기여도의 차이는 실업률 수준보다 단기 동학을 반영하는 실업률 변동분에서 특히 두드러졌다. 넷째, 연령별 실업률의 요인분해 결과, 대체로

연령이 낮아질수록 실업률 변동성 및 비대칭성에 대한 구직확률의 상대적 기여도가 상승했다. 다만, 단기 동학을 반영하는 실업률 변동분의 경우 30~40대와 달리 청년층과 중고령층의 고용변화는 실업률 변동의 비대칭성을 오히려 상쇄하는 역할을 하는 것으로 나타났다.

본고의 분석은 방법론과 분석범위에 있어 많은 한계를 가진다. 먼저, 경기변동에 따른 경제활동인구의 변화를 분석대상에서 제외함으로써 비경황인구의 유입 및 유출이 실업률 변동에 미치는 영향을 제대로 파악하지 못했다. 아울러 실업률 요인분해 결과의 연령별 차이를 비교하는데 그쳐 그 원인에 대한 엄밀한 설명을 제시하지 못한 것 역시 중요한 한계이다. 추후 후속연구에서는 경제활동인구의 변화를 포함한 확충된 자료를 통해 방법론을 보다 일반화하고 여기에 이론적 분석을 추가함으로써 이러한 한계를 극복해야 할 것이다.

### 참고문헌

- 남재량·이철인 (2012). 경기변동과 청년실업: 실직구직의 경기변동상 특성 분석, *계량경제학보*, 23(4), 312-338.
- 문외솔 (2008). 한국 노동시장 변수들의 단기 변동성 및 상관관계 분석, *경제분석*, 14(4), 113-150.
- 한국고용정보원 (2013). *고용보험통계 연보*, 한국고용정보원.
- Barnichon, R. (2012). Vacancy posting, job separation and unemployment fluctuations, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(3), 315-330.
- Barnichon, R., and C. J. Nekarda (2013). The ins and outs of forecasting unemployment: Using labor force flows to forecast the labor market,” *Finance and Economics Discussion Series 2013-19*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Darby, M. R., J. C. Haltiwanger, and M. W. Plant (1986). The ins and outs of unemployment: the ins win,” *NBER Working Papers No. 1997*, National Bureau of Economic Research.
- Elsby, M., R. Michaels, and G. Solon (2009). The ins and outs of cyclical unemployment, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 84-110.

Elsby, M., B. Hobijn, and A. Şahin (2013). Unemployment dynamics in the OECD, *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 530-548.

Fujita, S., and G. Ramey (2009). The cyclicalities of separation and job finding rates, *International Economic Review*, 50(2), 415-430.

Hall, R. E. (2005). Employment efficiency and sticky wages: evidence from flows in the labor market," *Review of Economics and Statistics*, 87(3), 397-407.

Hall, R. E. (2006). Job loss, job finding, and unemployment in the U.S. economy over the past fifty years, in *NBER Macroeconomics Annual 2005*, 101-137, eds., M. Gertler and K. Rogoff, Cambridge, MA: MIT Press.

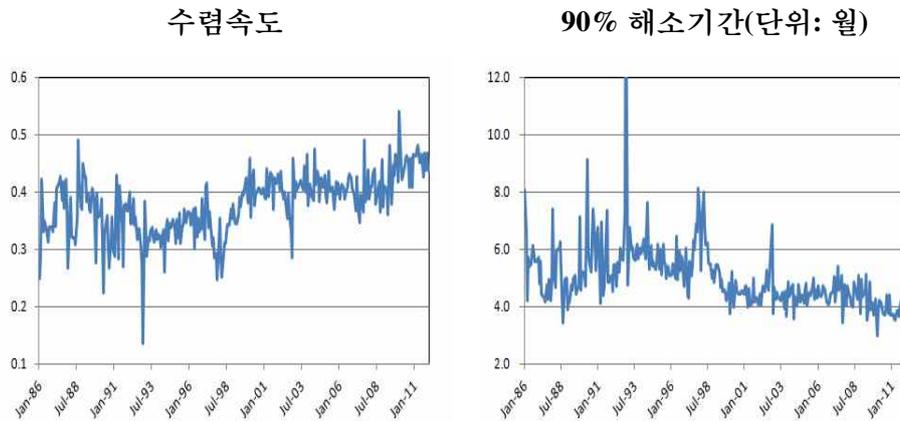
Petrongolo, B., and C. A. Pissarides (2008). The ins and outs of european unemployment, *American Economic Review*, 98(2), 256-262.

Shimer, R. (2012). Reassessing the ins and outs of unemployment, *Review of Economic Dynamics* 15(2), 127-148.

〈부록 1〉 실업률의 수렴속도

그림 A.1은 앞서 식 (5)에서 실제 실업률의 정상상태로의 수렴속도  $1 - \exp(-f_t - s_t)$ 와 실제 실업률과 정상상태 실업률 간 격차의 90%가 해소되기까지 걸리는 시간을 계산한 결과이다.

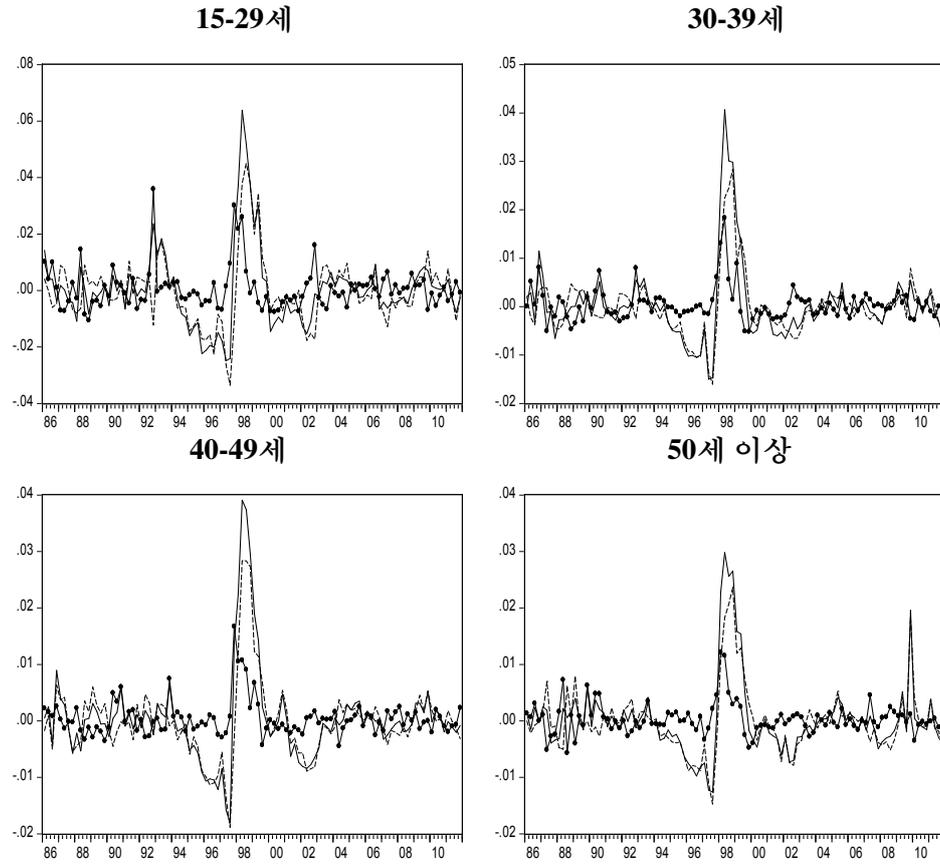
그림 A.1: 실업률의 수렴속도



### 〈부록 2〉 연령별 실업률의 요인분해 결과

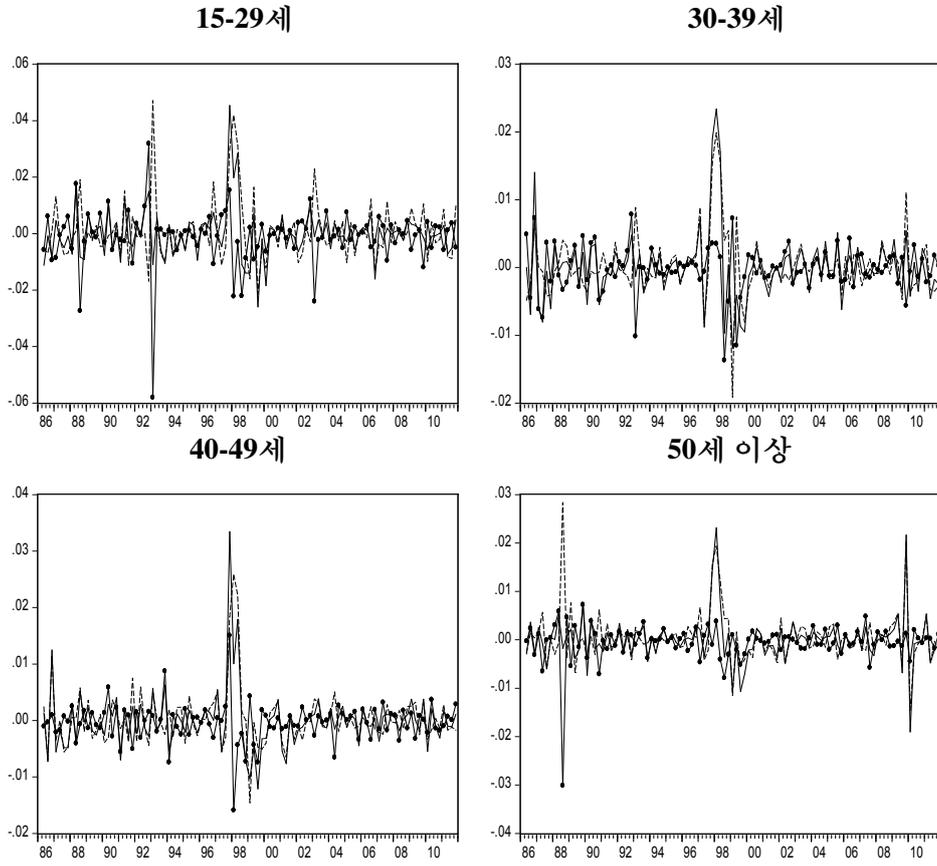
다음의 그림 A.2와 그림 A.3는 연령별 실업률 수준과 변동분을 앞서의 식 (6)과 (7)에 따라 각각 실직확률과 구직확률에 기인하는 부분으로 분해한 결과를 연령별 실업률과 함께 그림으로 나타낸 것이다.

그림 A.2: 실업률의 요인 분해(연령별, 수준)



주: 실선은 정상상태 실업률, 점선은 실직요인( $\widetilde{u}_t^{js}$ ), 표식이 있는 선은 구직요인( $\widetilde{u}_t^{jf}$ ).

그림 A.3: 실업률의 요인 분해(연령별, 변동분)



주: 실선은 정상상태 실업률, 점선은 실직요인( $\Delta u_t^{js}$ ), 표식이 있는 선은 구직요인( $\Delta u_t^{jf}$ )