

고용상황과 실물경기간 관계 변화 분석*

이동진**

본고에서는 2000년대 이후 주요 고용지표와 실물경기간의 관계가 변화하였는지 여부를 고용의 실물경기 민감도 변화 및 고용 변동의 실물경기 기여도 변화로 구분하여 실증분석하였다. 실물경기 민감도 변화 여부는 오쿤계수의 변화 여부를 시변모수 추정과 구조변동 검정을 통해 분석하였다. 실물경기 기여도 변화 분석은 스펙트럴 분석과 일반화주성분 분석을 이용해 고용지표로부터 실물경기 요인을 추출하는 방식을 이용하였다. 분석결과 고용지표의 실물경기 민감도에 통계적으로 유의한 변화가 발생하였을 가능성은 높지 않은 것으로 나타났다. 반면 고용지표의 변동에서 실물경기 요인의 기여도는 글로벌 금융위기를 전후하여 크게 감소하고 고용정책, 기업 구조조정 등의 비경기적 요인의 영향이 확대되는 모습을 시현하였다. 이처럼 고용지표의 과도한 비경기적 변동은 유희노동과 유희생산과의 괴리를 확대시켜 총수요 관리정책의 적기 운용을 제약할 우려가 있다.

핵심주제어: 실업률, 고용률, 오쿤계수, 경기요인 고용동행지표, 노동시장 구조변화

JEL Classification: E21, E32, E44, E52

(접수일: 2018. 11. 25, 수정일: 2019. 02. 12, 게재 확정일: 2019. 02. 13)

* 본 논문은 한국은행의 연구지원을 받아 작성되었음. 본 논문에 유익한 평을 해 주신 익명의 두 심사자에게 깊은 감사의 말씀을 드림. 아울러 본 논문에 유익한 평을 해 주신 백웅기, 정지만, 김영준 교수님, 이주호, 정성엽 박사님께도 감사의 말씀을 드림.

** 상명대학교 경제금융학부 조교수, (우03016) 서울특별시 종로구 홍지문 2길 20,
email: rheedj@smu.ac.kr 전화:02-2287-6123, 팩스: 02-2287-0059

I. 서론

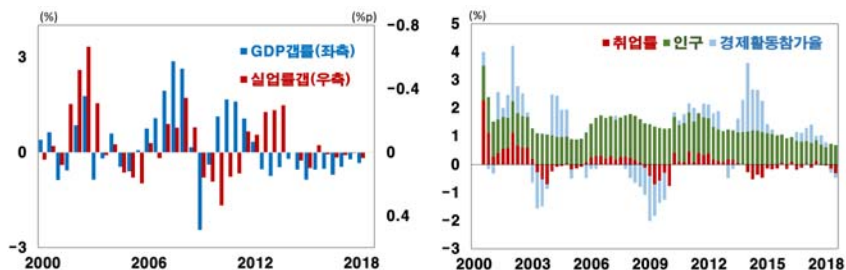
우리나라의 노동시장은 저출산·고령화 등의 인구구조 변화와 여성 경제 활동인구 확대 등이 빠르게 진행되어 왔다. 이러한 구조변화 과정에서 2008년 글로벌 금융위기에 따른 거시 경제 전반의 충격은 고용상황과 실물 경기간 관계에도 구조적 변화를 발생시켰을 가능성이 제기되어 왔다. 특히 금융위기 이후 주요 고용지표의 흐름은 고용여건과 실물경기간 관계의 악화 가능성을 시사하고 있다. [그림 1]은 2000년대 이후 실업률갭과 GDP갭률 추이를 보여주고 있는데 금융위기 이전까지 실업률갭은 대체로 GDP갭률과 동조하는 모습을 보여 왔으나 2010~2013년 기간에는 서로 상반되는 모습을 보이는 등 두 변수의 관계가 불안정한 경향을 종종 나타내고 있다. [그림 2]는 취업자수 증가율을 인구 요인, 경제활동 참가율 요인 및 취업률 요인으로 분해한 것이다.¹⁾ 저출산 문제 등으로 인해 인구 요인은 지속적으로 감소하는 추세이며 경제활동참가율 요인의 경우 고령층 및 여성의 고용시장 편입 확대에 의해 금융위기 이후 큰 폭의 양(+)의 값을 주로 시현한 반면 고용시장의 수요 요인과 연관성이 높은 취업률 요인의 크기는 2013년 이후 크게 작아지면서 전반적인 고용시장에서 경기 관련 요인의 비중이 낮아졌을 가능성을 시사하고 있다.

1) 생산가능인구(P), 경제활동 참가율(A)를 이용할 경우 취업자수(E)는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$E = \left(\frac{E}{A}\right) \cdot \left(\frac{A}{P}\right) \cdot P = \text{취업률} \cdot \text{경제활동참가율} \cdot \text{생산가능인구}$$

따라서 로그차분을 이용할 경우 아래와 같은 분해가 가능하다.

취업자수 증가율 = 취업률 증가율 + 경제활동참가율 증가율 + 생산가능인구 증가율



주: 1) 분석의 편의를 위해 실업률갭은
축의 부호를 전환

출처: 한국은행 및 저자 시산

출처: 통계청, 자체 시산

[그림 1] 실업률갭과 GDP갭(반기)

[그림 2] 취업자수 증가율 분해

통화정책 등의 총수요 관리 정책 측면에서도 고용시장의 영향을 면밀히 반영해야 할 필요성이 강조되고 있는 상황에서 이처럼 고용·실물경기간 관계 변화가 있다면 중앙은행 등 거시 경제정책당국의 정책결정에 있어서도 이에 대한 적절한 고려가 중요할 것으로 판단된다. 또한 글로벌 금융위기 이후 고용 없는 성장에 대한 우려가 주기적으로 제기되면서 경기 정책과 고용 정책간 정책조합과 관련하여 양자간의 관계 변화에 대해서는 정교한 판단의 필요성이 더욱 커진 상황이다. 그러나 국내에서 금융위기 이후의 고용·실물 관계 변화 여부에 대한 심도 있는 분석은 활발히 진행되지 않고 있다. 박세준외 (2013), 정현상 (2017)은 금융위기 전후 오쿤계수 추정결과를 토대로 고용·실물경기 관계가 크게 낮아졌음을 실증분석하였으나 동 방식은 표본기간의 설정에 따라 결과가 민감하게 반응할 수 있는 데다 구체적인 구조변동 검정 등을 통해 계수 변화 여부를 판단하지는 않았다는 제약이 있다. 이동진외 (2015)가 제시한 노동상황지표는 구조변동 여부에 대한 판단 보다는 실물경기와의 연관성이 높은 고용지표의 개발에 목적을 두었으며 정성엽(2015)은 관계 변화 여부보다는 성별, 연령별로 고용·실물 관계의 이질성에 초점을 맞추었다.

본고에서는 우리나라 노동시장 구조변화의 특징들을 점검해 보고 고용 여건과 실물경기간의 관계변화 여부를 분석하였다. 김대일 (2007), 이제민 (2018) 등에서 분석한 바 있듯이 90년대 후반의 외환위기 전후로 노동시장의

구조가 크게 변화한 것은 주지의 사실이다. 따라서 현재의 노동시장 상황을 적확히 이해하고 이에 대한 올바른 정책적 시사점을 도출하기 위해서는 외환위기라는 큰 폭의 구조변화 이후 최근까지의 흐름을 보다 구체적이고 정교하게 분석할 필요가 있다. 이를 반영하여 본고에서는 2000년대 이후의 기간에 초점을 맞추어 분석을 실시하였다. 관계변화는 크게 두가지로 나누었는데 첫째는 실물경기 변동에 다른 고용변동의 탄력성 변화이며 둘째는 고용변화중 실물경기 요인이 차지하는 비중의 변화이다. 본고에서는 전자를 고용의 실물경기 민감도로, 후자를 고용 변동의 실물경기 기여도로 정의하였다. 민감도 변화 여부는 생산값이 1% 변화에 따른 할 경우 실업률·고용률의 변동폭 변화 여부를 평가하는 오쿤계수의 추정을 이용하였다. 이는 대부분이 기존 연구에서 관계변화 여부를 판단하는 전통적인 방법으로 본고에서는 회귀 계수의 영구적 구조변화 여부를 분석하는 대표적 방법인 시변모수(time varying parameter) 추정과 구조변동 검정(structural break test)을 실시하여 분석의 정밀도를 높이하고자 하였다. 고용과 실물경기간 관계 변화는 고용지표의 변동에서 실물경기 요인이 차지하는 기여도의 변화를 통해서도 평가할 수 있다. 민감도에 큰 변화가 없다고 하더라도 정부 고용 정책, 구조변화, 기업구조조정 등 비경기적 요인에 의한 고용시장의 변동이 크게 확대될 경우 경기적 요인이 고용지표에 미치는 기여도는 약화되는 것으로 나타날 수 있기 때문이다. 두 번째 방식은 이를 고려한 것으로 고용지표를 실물경기요인과 비경기요인으로 분해한 뒤 두 요인의 비중 및 추이 변화 여부를 분석하는 방식으로 실시하였다. 이를 위해 실물경기 관련 50개 지표를 종합적으로 반영한 실물경기 동행 고용지표(labor coincident index: 이하 LCOIN)를 개발하여 실업률, 고용률, 취업자 증가율에 대해 각각 시산하였다. 구체적으로 LCOIN은 일반화 동태요인 분석(generalized dynamic factor analysis)을 통해 추정하였으나 스펙트럴 분석(spectral analysis)을 활용하여 경기순환적 의미가 약한 순환주기 1년 미만의 동행요인을 제거하였다.

거시정책적 측면에서 관계변화의 형식은 서로 다른 정책적 시사점을 제공할 수 있다. 고용상황의 실물경기 민감도가 약화되었을 경우 통화신용 정책 등 물가관리나 유희생산 관리를 위한 정책판단시 고용상황에 대한 중요도가 감소하며 고용 여건에 대해서는 다소 독립적인 정책이 필요할 수 있다. 반면 실물경기의 기여도가 하락한 경우는 정책판단이 보다 더

복잡해 질 수 있다. 특히나 비경기적 요인의 확대로 인해 유희노동과 유희생산이 상반된 흐름을 보일 경우 총수요관리정책에 있어 서로 상반된 정책 판단이 충돌될 우려가 커져 효율적인 경기관리에 어려움이 발생하게 된다.

2000.1월부터 2018.7월까지의 월별 자료를 이용하여 분석한 결과 기존 연구와 달리 오쿤계수로 판단한 고용지표의 실물경기 민감도가 글로벌 금융 위기를 전후하여 약화되었을 가능성은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 모형에서 글로벌 금융위기 이후 오쿤계수의 변화가 없었다는 귀무가설을 기각할 수 없었으며 칼만스무더로 추정한 시변 오쿤계수 역시 대부분의 모형에서 표본기간 동안 유의적인 변화가 발견되지 않았다. 다만 일부 모형의 구조변동 검정결과에서 2005년을 전후로 오쿤계수의 구조변화 가능성을 시사하였다. 반면 LCOIN으로 판단한 고용의 실물경기 요인의 비중은 금융위기 이후 크게 감소된 것으로 나타났다. 금융위기 이후 GDP 갭률 등 실물지표의 경기변동성이 크게 작아지면서 LCOIN 역시 변동폭이 축소된 반면 2010년대 초반 정부의 고용촉진 정책, 건설업 구조조정 등의 비경기 요인이 실업률, 고용률에 미치는 영향이 크게 확대되었다. 고용의 실물경기 민감도가 안정적이라는 점은 총수요 관리정책을 통한 실물경기 변화가 고용에 과급되는 메커니즘은 여전히 유효함을 시사한다고 볼 수 있다. 그러나 2013년 이후 낮아진 실물경기 변동성과 상대적으로 확대된 비경기 고용변동의 규모를 감안할 때 총수요정책의 고용효과는 제한적인 것으로 인식될 수 있다. 또한 실물경기 요인에 비해 과도한 규모의 경기완충적 고용정책은 고용지표가 실물 여건과 상반되는 흐름을 가져와 경기안정화를 위한 총수요 관리 정책이 고용시장의 변동폭을 오히려 확대시킬 우려가 있다. 이는 고용정책에 있어 과도한 개입보다는 안정적이고 일관성 있는 정책 운용이 바람직함을 시사한다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 우리나라 노동시장 구조변화의 주요 특징들을 실물경기와의 관계를 중심으로 평가하였다. III장에서는 고용·실물경기와의 관계변화 여부를 실증분석하였다. 마지막으로 IV장에서는 결과 요약 및 시사점을 제시하였다.

II. 우리나라 노동시장 구조변화의 주요 특징 및 실물경기와의 연관성

본장에서는 2000년대 이후 고용·실물경기간 관계에 영향을 줄 수 있는 노동시장 구조변화의 주요 특징들을 검토하였다. 우리나라 노동시장은 글로벌 금융위기 또는 2010년대 초반을 전후하여 여러 측면에서 구조변화의 흐름을 보여 왔는데 실물경기와의 연관성 측면에서는 네 가지 정도로 요약할 수 있다.

첫 번째 특징은 주요 고용 지표가 유휴노동 상황에 대해 상반된 정보를 제공하는 경우가 종종 발생한다는 점이다. [그림 3]은 실업률, 고용률, 경제활동 참가율 등 주요 고용 지표의 추이를 보여주고 있다. 고용률과 경제활동 참가율의 경우 금융위기 기간 큰 폭의 하락을 보인 후 지속적인 상승

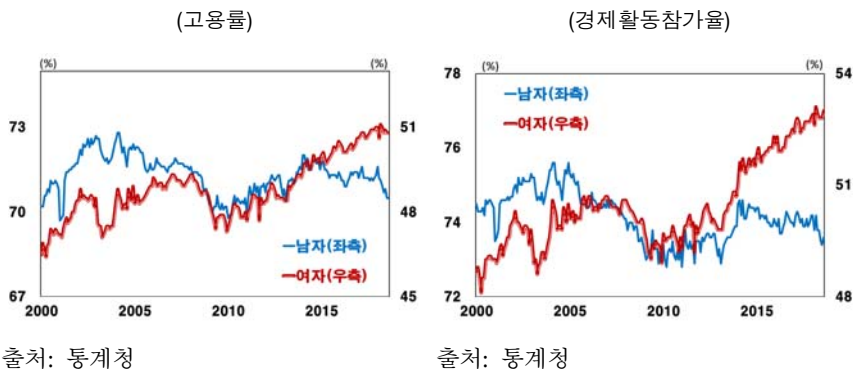


출처: 통계청

[그림 3] 노동시장 주요 지표

세를 유지하고 있다. 반면 실업률의 경우 금융위기 직후 하락세를 보였으나 2013년 이후로는 소폭이지만 고용률과 동반 상승세를 시현하는 등 고용률·경제활동 참가율과 실업률이 고용시장에 대한 서로 상반된 신호를 제공하고 있다. 이러한 현상은 우리나라 만이 아니라 여러 나라에서 발생하였는데 미국의 경우도 2013년 실업률이 가파르게 하락하면서 유휴노동이 빠르게 해소되고 있다는 신호를 주었으나, 취업자수는 반대로 낮은 증가폭을 보이며 노동시장 회복 속도가 더디다는 신호를 주었다. 이에 따라 유휴노동(labor slack)에 대한 판단을 개별 지표를 기준으로 할 경우 어떠한 지표를 선택하느냐에 따라 상이한 결과가 나오는 문제가 발생함과 함께 유휴노동과 유휴생산간 관계가 약화되었을 가능성이 제기되었다. Bartolucci et al. (2011)은 주요국들의 패널 자료를 이용하여 금융위기 이후 실업률갭과 GDP갭 간의 관계가 약화되었음을 실증분석하고 그 원인으로 금융위기 이후 고용시장에서 불확실성에 대한 민감도가 높아진 점을 들었다. Elias et al.

(2012)는 유휴노동을 기준으로 한 테일러 준칙과 유휴생산(economic slack)을 기준으로 한 테일러 준칙간에 격차가 심화되어 통화정책 판단의 제약 요인으로 작용함을 지적하였고 Yellen (2014) 역시 미 노동시장에서 오쿤계수의 하락 가능성을 제기하였다. 이처럼 유휴노동과 유휴생산간 관계 평가에 어려움이 발생하자 유휴노동을 보다 종합적으로 판단하기 위한 시도도 있어 왔다. 유휴노동은 크게 실업, 은닉 실업(hidden unemployment) 및 불완전 고용(underemployment)으로 구분되는데 이들 모두를 종합적으로 판단할 경우 유휴생산에 대응하는 유휴노동이 보다 안정적으로 추정될 수 있다는 근거에서 시도되었다(Zmitrowicz and Khan, 2014; Chung et al., 2014; 이동진 외, 2015).



[그림 4] 성별 고용지표 추이

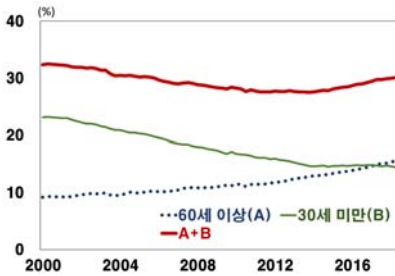
두번째는 여성취업자 및 여성구직자 비중의 증가이다. [그림 4]는 성별 고용지표 추이를 보여주고 있다. 2010년대 초반까지 남성과 여성의 고용률 및 경제활동참가율은 동행하는 모습을 보여 왔으나 2013년을 전후하여 남성의 고용률·경제활동참가율은 정체 또는 하락하는 반면 여성 지표는 여성 경제활동 참여에 대한 사회인식의 변화, 산업구조의 변화 등 다양한 요인이 작용하여 꾸준히 상승하였다. 전봉걸·조범준 (2014)의 경우 금융위기 이후 여성들의 단시간(part time) 근로동기가 확대되었음을 실증적으로 분석한 바 있다. 기존 연구들에서는 여성고용이 남성의 경우에 비해 실물 경기에 덜 민감하게 반응하는 것으로 분석되고 있다. Wood (2014)는 미국의

고용시장에서 남성은 경기에 민감한 제조업 고용 비중이 높은 반면 여성은 경기에 상대적으로 덜 민감한 서비스 고용 비중이 높아 여성 고용의 실물 민감도가 낮다고 분석하였고, Razzu & Singleton (2016)는 경기침체에 가정내 남성 노동자의 실직을 만회하기 위해 비경제활동 인구에 속해 있던 여성들이 구직활동에 나서면서 추가노동자효과(added-worker effect, Stephens, 2002)로 인해 여성 실업률이 덜 민감하게 반응하게 된다고 평가했다. 따라서 2013년 이후의 여성고용 및 구직자 증가가 경기변동 이외의 추세적인 요인에도 기인할 경우 이는 전반적으로 고용의 경기민감도를 하락시키는 요인으로 작용할 수 있다.

세 번째 특징은 청년층 고용의 감소 및 고령화이다. [그림 5]는 30세 미만의 청년층 및 60세 이상의 고령층 취업자 비중을 보여주고 있는데, 청년층 비중은 지속적으로 하락하고 있으나 고령층의 비중이 지속적으로 상승함에 따라 주 고용층인 30-59세 비중은 큰 변화가 나타나지 않고 있다. Gomme et al. (2005), Jaimovicjh and Siu (2009), Rios-Rull (1996), Zanin (2014) 등에 따르면 연령과 경기민감도의 관계는 일반적으로 U자 형태를 띄게 된다. 즉, 상대적으로 숙련도가 낮은 청년층과 은퇴를 앞둔 장년층 이상에서는 경기상황에 따라 고용 여건이 크게 변동하는 반면 주 고용층인 30~59세의 고용 변동은 상대적으로 안정적인 것으로 분석되고 있다. 이러한 측면에서 볼 때 우리나라에서 연령별 고용층 비중의 변화가 고용의 실물경기 민감도에 미칠 가능성은 현재로서는 크지 않아 보인다.

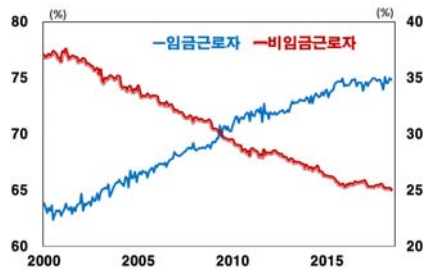
네 번째 특징은 임금근로자 비중의 증가이다. [그림 6]은 종사상 지위별 취업자수 비중을 보여주고 있는데 실물경기와 밀접한 관계를 갖는 임금근로자의 비중은 2000년대 이후 꾸준히 증가해 온 반면 비임금근로자의 비중은 계속 감소하는 모습을 보이고 있다. 이는 여성 고용층 증가의 경우와 반대로 고용의 실물경기 민감도가 상승할 요인으로 작용할 수 있다.

이상의 네가지 특징에 비추어 볼 때 2000년대 이후 노동시장의 구조 변화는 실물경기와의 민감도에 서로 상이한 영향을 줄 수 있는 것으로 판단된다. 여성 고용비중의 증가는 고용의 경기민감도를 낮추는 요인으로 작용할 수 있으나 임금근로자 비중의 증가는 오히려 경기 민감도를 높일 가능성도 있다. 반면 경기민감도와 달리 고용상황에서 실물경기의 비중이 낮아졌을 가능성도 있다.



출처: 통계청

[그림 5] 청년 및 고령층 취업자 비중



출처: 통계청

[그림 6] 종사상 지위별 취업자 비중

Ⅲ. 실증분석

1. 분석방법 개요 및 분석자료

본장에서는 고용여건과 실물경기와의 관계변화 여부를 우리나라 고용통계를 이용하여 실증분석하였다. 고용상황과 실물경기간 관계변화 가능성은 크게 두 가지 측면에서 판단할 수 있다. 첫째는 고용상황의 실물경기 민감도가 악화되었을 가능성이다. 간단하게는 생산갭률이 1%p 상승했을 때 실업률갭 등의 하락 정도가 변화하였는지 여부로 이해될 수 있다. 앞 절에서 살펴 보았던 노동시장 구조변화의 특징들은 민감도 변화와 연관이 있으나 변화의 방향성이 일방적이지는 않은 것으로 평가되었다. 두 번째는 실물경기 이외의 요인에 의한 고용지표의 변동이 확대 또는 축소되면서 고용지표 변동에서 실물경기 요인이 차지하는 비중이 변화하였을 가능성이다. 실물경기 외적인 요인은 법적·제도적 변화, 주요 산업 구조조정, 정부의 고용정책 등이 있다. 본고에서는 두 가지 측면을 구분하여 실증분석하였으며 전자는 오쿤의 법칙을 이용하였고 후자는 고용지표를 실물경기요인과 기타 요인으로 분해하는 방식을 이용하였다. 구체적인 분석 방법은 아래에 소개하였다.

1) 고용지표의 실물경기 민감도 추정

민감도 추정은 아래와 같은 오쿤의 법칙을 이용하였다.

$$\text{모형 1: } \hat{u}_t = \alpha_t - \beta_t \hat{y}_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 $\hat{u}_t$ 는 실업률갭, $\hat{y}_t$ 는 생산갭이며 ϵ_t 는 오차항이다. 본고에서는 α_t 와 β_t 가 시간에 따라 변할 수 있도록 허용한 뒤 실제 데이터를 통해 β_t 값이 변화하였는지, 변화하였다면 어떠한 방향으로 변화하였는지에 대해 살펴보았다. 구체적으로 α_t , β_t 의 시변성은 시변모수(time varying parameter)와 구조변동(structural break) 등 두 가지 형태로 설정하였다. 시변모수 방식은 α_t , β_t 가 매 기간 구조적 충격에 의해 변화할 수 있도록 허용하는 것으로 이 경우 파라미터값은 아래와 같이 임의보행(random walk)을 따르는 것으로 정의하였다.

$$\begin{aligned} \alpha_t &= \alpha_{t-1} + u_t^\alpha, & u_t^\alpha &\sim (0, \sigma_\alpha^2) \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + u_t^\beta, & u_t^\beta &\sim (0, \sigma_\beta^2) \end{aligned} \quad (2)$$

오차항 u_t^α , u_t^β 는 구조적 충격을 반영하는 것으로 임의보행 설정은 구조적 충격이 발생할 때 오쿤계수가 영구적으로 변하게 됨을 시사한다. 임의보행 대신 자기회귀(autoregression) 형태로 시변모수를 설정할 수도 있다. 그러나 이 경우 오차항 u_t^α , u_t^β 가 구조적 변화를 유발하는 충격이 아니라 시간이 지남에 따라 소멸하는 일시적 충격을 의미하는 것으로 본고의 취지와 다소 괴리가 있게 된다. 구조변동의 경우 α_t , β_t 는 다음과 같이 정의된다.

$$\alpha_t = \begin{cases} \alpha_0, & t < \tau \\ \alpha_1, & t \geq \tau \end{cases}, \quad \beta_t = \begin{cases} \beta_0, & t < \tau \\ \beta_1, & t \geq \tau \end{cases} \quad (3)$$

구조변동 하에서 계수값은 구조변동 시점 τ 를 기준으로 τ 이전에는 α_0 , β_0 이었으나 τ 시점부터 α_1 , β_1 으로 변하게 된다. 따라서 β_0 에서 β_1

으로의 변화 여부 및 β_0 대비 β_1 의 변화 방향에 의해 민감도 변화를 판단하게 된다.

임의보행 형태의 시변모수 모형의 추정에는 상태공간모형(state space model)을 이용하는 방식과 최우추정법을 이용하는 방식(Müller & Petalas, 2009) 등이 있다. 본고에서는 보다 광범위하게 사용되는 상태공간모형을 이용하여 칼만필터 및 칼만스무더 방식으로 시변모수를 각각 추정하였다. 상태공간모형에서 일반적으로 사용되는 칼만필터는 $t=1$ 기부터 예측(prediction)과 수정(update) 과정을 반복하며 순차적으로 임의보행 모수를 추정하는 방식이다. 이 방식은 과거의 관찰치로 현재의 파라미터값을 추정함에 따라 미래 파라미터 값의 예측에도 활용될 수 있다는 장점이 있으나 모든 표본기간 자료를 활용하는 것이 아니라 t 시점에서 과거 자료만 활용하므로 효율성이 낮다는 단점이 있다. 칼만스무더는 칼만필터 방식을 $t=0$ 시점과 $t=T$ 시점 모두에서 적용함에 따라 예측에는 활용되기 어렵다는 단점이 있으나 모든 표본기간 자료를 활용한다는 점에서는 효율성이 높다는 장점이 있다. 또한 칼만스무더는 두 번의 필터링 과정을 거치므로 임의보행 모수의 시계열이 보다 부드러우며 구조변동 가능성을 보수적으로 평가하게 된다. 본고의 목적이 예측보다는 계수 추정에 있음을 감안할 때 칼만 스무더 방식이 더 적절하나 추정방식의 보편성도 감안하여 칼만필터 방식도 추가하였다.

식(3)의 구조변동 여부는 구조변동 검정(structural break test)을 통해 분석하였다. 대표적인 구조변동 방식인 Andrews (1993)의 *supF* 검정은 표본기간 내에 매 시점별로 Chow 검정 통계치를 계산하고 통계치가 극대화 되는 시점을 기준으로 구조변동 여부 검정 및 구조변동 시점을 추정하는 방식이다. Bai & Perron (1998)은 *SupF* 검정을 2회 이상의 다중 구조변동(multiple structural break) 검정으로 확장하였다. 반면 Andrews & Ploberger (1994)의 ExpLM 검정이나 보다 일반적인 구조변동을 포함하는 Elliott & Müller (2006), Lee (2016) 방식은 검정의 기각능력을 극대화 하는 최적 검정통계량이라는 장점이 있으나 구조변동 시점은 추정되지 않는 제약이 있다. 본고의 목적이 구조변동 여부만을 판단하는게 아니라 구조변동의 시점 및 방향에 대한 판단도 필요한 점을 고려하여 *SupF* 검정을 통해 분석

하였다. 본고의 목적이 오쿤계수인 β_t 의 구조변동 여부에 있으므로 α_t 의 구조변동 여부까지 포함시킬 필요가 없다고 판단할 수도 있다. 그러나 Hansen (2000), Lee (2011) 등이 분석한 것처럼 α_t 의 구조변동 가능성을 배제할 경우 가설검정의 유의수준이 왜곡될 우려가 있다. 따라서 α_t , β_t 모두에 대해서 구조변동 검정을 하고 금융위기를 전후하여 구조변동이 있는 것으로 판단될 때 추가적인 분석을 하는 것이 타당하다고 판단된다.

한편 식 (1)의 오쿤의 법칙은 차분식 또는 동태식 형태로 변형되어 사용되기도 하는데 본고에서는 주요 변형 모형들에 대해서도 동일한 분석을 실시하였다. 차분식은 아래와 같다.

$$\text{모형 2: } \Delta u_t = \alpha_t + \beta_t \Delta y_t + \epsilon_t \quad (4)$$

여기서 Δu_t 는 실업률 변동, Δy_t 는 성장률을 의미한다. 일반적인 상수계수 모형에서는 식 (4)가 성장률 및 자연실업률이 불변이거나 두 성장률이 비례적으로 변한다는 가정이 요구되나 식 (4)와 같이 상수항의 시변을 허용할 경우 추세가 비례적으로 변하지 않더라도 절편항의 시변성을 통해 반영되게 된다. 동태식은 실물경기가 시차를 두고 실업률에 영향을 미칠 가능성을 반영하여 아래와 같이 시차항을 포함시킨다.

$$\text{모형 3: } \hat{u}_t = \alpha_t + \sum_{i=0}^p \beta_{t-i} \hat{y}_{t-i}$$

$$\text{모형 4: } \Delta u_t = \alpha_t + \sum_{i=0}^p \beta_{t-i} \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

본고에서는 네 가지 모형 모두에서 오쿤계수의 변화여부를 분석하였다. 또한 II절에서 살펴보았던 것처럼 주요 고용지표들의 금융위기 이후 고용 상황에 대한 상반된 정보를 제공하고 있음을 감안하여 고용률에 대해서도 동일한 분석을 실시하였다. 동태모형인 <모형 3> 및 <모형 4>에서 시차항은 모두 3개월($p=3$)까지 포함하였다. 4개월 이상의 시차항에 대한 계수의 통계적 유의성은 매우 낮았으며 시차항을 줄일 경우 실업률 시변모형에서

오쿤계수의 시변성이 더 약화된 것을 제외하고 결과의 차이는 미미하였다.

2) 고용지표 분해

고용시장에서 실물경기 요인의 기여도를 분석하기 위해 본고에서는 고용지표를 실물경기 요인과 기타요인으로 분해하였다. 실물경기 요인은 고용지표의 변동중 실물변수들과 동행하는 공통요인으로 정의되며 주성분 분석(principle component analysis) 방식을 통해 추정된다. 주성분 분석은 Stock & Watson(1997) 이후 계량분석에서 널리 활용되어 왔으며 Barnes et al. (2007), Chung et al. (2014), 이동진外(2015)는 고용상황 지표의 추정에도 주성분 분석을 사용하였다. 주성분 분석은 공통요인을 추출하는 데에는 유용한 방식이지만 경기요인에 적용할 경우 순환변동 주기를 적절히 반영하지 못한다는 제약이 있다. 일반적으로 순환주기가 너무 긴 경우는 경기 순환적 요인보다는 추세적 흐름에 가깝고 순환주기가 짧은 변동은 파급 시차나 식별시차를 고려할 때 이론적·정책적으로 유의미한 시사점을 제공하지 않게 되어 이에 대한 적절한 조정이 필요하다. 이를 반영하여 OECD 경기지표는 순환주기 1~10년의 변동만을 추출하며(OECD, 2007) Burns & Mitchel(1947), Baxter & King(1999)은 순환주기 18개월 미만의 변동요인을 제거할 것을 제시하였다. Altissimo et al. (2001), Altissimo et al.(2010), Apriglian & Bencivelli (2011), 이동진外(2017)는 동태요인 분석 방식을 이용하여 경제성장률에서 순환변동주기 1년 미만의 단기변동을 제거한 공통요인을 추출하였다. 본고에서는 고용지표들을 장기추세를 제거한 순환변수로 변환시킨 뒤 동태요인 분석 방식을 이용하여 순환주기가 1년 이상 이면서 실물경기변수들과 동행하는 공통요인을 경기요인으로 사용하였으며 이를 LCOIN(Labor Coincident Indicator)로 지칭하였다.²⁾ 구체적으로 실업률 꺾은 다음과 같이 분해되는 것으로 정의한다.

$$\hat{u}_t = LCOIN_t^u + s_t^u + \epsilon_t^u \quad (6)$$

2) 본고의 목적이 경기요인과의 연관성에 있음에 따라 장기추세에 대해서는 요인별로 분해하지 않았다. 장기추세의 요인별 분해에 대한 분석은 광노선 (2003) 등이 있다.

여기서 $LCOIN_t^u$ 는 순환주기 1년 이상의 실물경기변동 요인, s_t^u 는 순환주기 1년 미만의 단기 변동 요인, ϵ_t^u 는 비경기 변동요인이다. 단기 변동 요인은 실물 변수들과의 동행 흐름을 반영하나 변동주기가 1년 미만이라 경기순환 판단지표로 유용성이 낮은 변동을 의미한다. 비경기 변동 요인은 실물 변수들과의 동행을 반영하지 않는 개별요인 변동인데 고용관련 법·제도 및 고용정책이나 산업 구조조정 등 특정 부분에만 국한된 변동 등이 포함되며 고용지표의 특성으로 인한 추가근로자 효과(added-worker effect)³⁾ 등도 비경기 요인에 반영이 된다. 또한 실물경기에 비해 과도한 고용지표의 급등락이 있을 경우 이에 따른 반동·반락 역시 비경기 요인에 반영될 수 있다. $LCOIN_t^u$ 와 s_t^u 는 모두 실물변수들간의 동행성을 반영하는 공통요소(common factor)들에 의해 결정된다.

$$LCOIN_t^u = \beta^{L'} F_t^L, \quad s_t^u = \beta^{S'} F_t^S \quad (7)$$

여기서 F_t^L 및 F_t^S 는 각각 순환주기 1년 이상, 1년 미만의 $(r \times 1)$ 공통요소 벡터이며 일반화 주성분 분석(generalized principle component analysis)와 스펙트럴 분석(spectral analysis)을 이용하여 추정한다. 일반화 주성분 분석은 $(n \times 1)$ 실물변수 벡터 x_t 로부터 다음의 최소화 조건을 만족하는 F_t^L 및 F_t^S 를 추정하는 것이다.

$$\begin{aligned} \min_{\Lambda^L, F_t^L} \sum_{t=1}^T (x_t - \Lambda^L F_t^L)' \Sigma_L^{-1} (x_t - \Lambda^L F_t^L) \quad & s.t. \quad \Lambda^{L'} \Lambda^L / n = I \\ \min_{\Lambda^S, F_t^S} \sum_{t=1}^T (x_t - \Lambda^S F_t^S)' \Sigma_S^{-1} (x_t - \Lambda^S F_t^S) \quad & s.t. \quad \Lambda^{S'} \Lambda^S / n = I \end{aligned} \quad (8)$$

여기서 Σ_L , Σ_S 는 각각 x_t 의 장기 및 단기 공분산 행렬이다. 주성분 분석의 경우 식 (8)에서 Σ 가 제거된 경우라는 점을 감안할 때 주성분 분석과

3) 남편의 실직으로 기혼여성이 노동시장에 진입하는 효과

일반화 주성분 분석 간 관계는 OLS와 GLS 관계와 유사하다. 추정 역시 GLS와 유사하게 두단계 과정을 거쳐 진행되는데 첫째 단계에서는 공분산 행렬 Σ_L , Σ_S 를 추정하고 두 번째 단계에서 식 (8)의 최적화 문제를 풀게 된다. 본고에서는 공분산 행렬 추정시 스펙트럴 분석을 이용하는 Formi et al. (2005) 방식을 따랐다. Bartlett 윈도우 방식의 표본 스펙트럼밀도 함수는 다음과 같다.

$$\hat{\Sigma}(\theta) = \sum_{k=-M}^M \omega_k \Gamma_k e^{-i\theta k}, \quad \omega_k = 1 - \frac{|k|}{M+1}, \quad -\pi \leq \theta \leq \pi \quad (9)$$

여기서 Γ_k 는 x_t 의 시차공분산행렬이고 θ 는 빈도(frequency)를 의미하며 순환주기는 $2\pi/\theta$ 개월이 된다. 이를테면 $\theta = \pi$ 일 경우 순환주기는 2개월이며 $\theta = \pi/6$ 이면 순환주기는 1년(12개월)이 되는 식이다. 따라서 경기 요인을 의미하는 1년 이상의 순환주기는 $-\pi/6 \leq \theta \leq \pi/6$ 가 되는 식이다. Formi et al. (2005) 방식은 스펙트럴 밀도함수를 바로 이용하는 것이 아니라 $\hat{\Sigma}(\theta)$ 에서 불규칙 변동요인을 한번 더 제거하여 최종 공통요인을 보다 부드럽게 하는데 이를 위해서는 $\hat{\Sigma}(\theta)$ 를 각각의 θ 에 대해 아래와 같이 단위근 행렬과 단위벡터 행렬(각각 $\Lambda(\theta)$, $P(\theta)$)로 분해를 한다.

$$\hat{\Sigma}(\theta) p_j(\theta) = \lambda_j(\theta) p_j(\theta), \quad j = 1, \dots, n \quad (10)$$

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1(\theta) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2(\theta) & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \lambda_n(\theta) \end{pmatrix}, \quad \begin{aligned} P(\theta) &= (p_1(\theta) \dots p_n(\theta)) \\ \lambda_1(\theta) &\geq \lambda_2(\theta) \geq \dots \geq \lambda_n(\theta), \end{aligned}$$

공통요인과 불규칙 변동요인은 λ_i 의 크기에 따라 아래와 같이 나뉘어 진다.

$$\text{공통요인 공분산 : } \hat{\Sigma}_\chi(\theta) = \lambda_1(\theta) p_1^*(\theta) p_1(\theta) + \dots + \lambda_q(\theta) p_q^*(\theta) p_q(\theta)$$

$$\begin{aligned} \text{불규칙요인 공분산: } \widehat{\Sigma}_{\xi}(\theta) = & \lambda_{q+1}(\theta)p_{q+1}^*(\theta)p_{q+1}(\theta) + \dots \\ & + \lambda_n(\theta)p_n^*(\theta)p_n(\theta) \end{aligned}$$

마지막으로 불규칙 요인이 제거된 $\widehat{\Sigma}_{\chi}(\theta)$ 에 대해 아래와 같이 역푸리에 변환(inverse Fourier transform)을 이용하면 Σ_L 과 Σ_S 는 각각 다음과 같이 추정되게 된다.

$$\widehat{\Sigma}_L = \int_{-\pi/6}^{\pi/6} \widehat{\Sigma}_{\chi}(\theta)d\theta, \quad \widehat{\Sigma}_S = \int_{\pi/6}^{\pi} \widehat{\Sigma}_{\chi}(\theta)d\theta + \int_{-\pi}^{-\pi/6} \widehat{\Sigma}_{\chi}(\theta)d\theta \quad (11)$$

본고에서 F_t^L 의 개수 및 $\widehat{\Sigma}_{\chi}(\theta)$ 의 추정을 위한 q 의 선택에는 Information Criteria(이하 IC)를 기준으로 선택하나 Bai and Ng(2002) 및 Hallin & Linska(2007) 방식이 많이 사용된다. 그러나 지표로서의 활용성을 볼 때 LCOIN이 안정적이고 강건한 흐름을 시현하는 것이 보다 적절하다는 판단 하에 본고에서는 다양한 r 및 q 에 대해 LCOIN을 시산한 후 표본 변화에도 안정적인 결과를 보이는 수준에서 r, q 를 선택하였다. r 의 경우 3개 미만이나 7개 이상에서는 LCOIN이 불안정한 모습을 보여 5개를 사용하였으며 q 의 경우 10개 미만에서는 불안정한 모습을 보였으나 그보다 많은 경우는 안정적으로 나타나 그 중 가장 안정적인 모습을 보인 12개를 사용하였다.

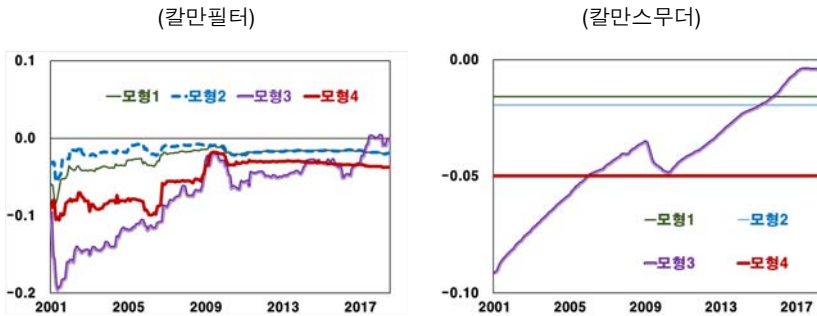
마지막으로 식 (7)의 파라미터(β^L, β^S) 추정은 아래와 같이 투사(projection)을 통해 추정된다.

$$\begin{aligned} LCOIN_t^U &= \widehat{\beta}^{L'} \widehat{F}_t^L \quad (12) \\ \beta^L &= \widehat{\Sigma}_{Lu}' (\widehat{\Sigma}_{LL} - \widehat{\Sigma}_{SL}' \widehat{\Sigma}_{SS}^{-1} \widehat{\Sigma}_{SL})^{-1} - \widehat{\Sigma}_{Su}' \widehat{\Sigma}_{SS}^{-1} \widehat{\Sigma}_{Su} (\widehat{\Sigma}_{SS} - \widehat{\Sigma}_{SL} \widehat{\Sigma}_{LL}^{-1} \widehat{\Sigma}_{SL}')^{-1}, \\ \Sigma_{AB}: & F_A \text{와 } F_B \text{의 공분산행렬, } \Sigma_{Au}: F_A \text{와 } u \text{의 공분산행렬} \end{aligned}$$

본고에서는 민감도 분석의 경우와 같이 실업률 외에 고용률에 대해서도 LCOIN을 시산하였다.

3) 분석자료

실증분석은 2000.1월~2018.8월까지의 월별 자료를 이용하였고 계절성이 있는 변수는 계절조정 변수를 사용하였다. 실물경기 요인 추정을 위한 월별 자료는 산업활동 동향 및 경기관련 서베이에서 50개 지표를 사용하였다. 생산측면에서는 실물활동을 나타내는 산업별 생산지수와 함께 제조업에서 비중이 높은 화학, 전자, 자동차부문의 업종별 생산지수를 추가하였다. 지출 측면에서는 소매판매액지수, 설비투자지수, 에너지와 전력 사용량 및 자동차 등록대수를 포함하였다. 경기 서베이 지표로는 기업경기실사지수 등 전경련의 9개 기업 심리지수를 포함하였다. GDP 성장률의 공통요인을 시산한 이동진·이은경 (2017)과 비교해서는 본고의 목적이 실물경기와의 연관성을 찾고자 하는데 있음을 감안하여 금융관련 지표 및 해외경제 지표를 배제하였고, 노동시장상황지수를 시산한 이동진·박재현 (2015)에 포함된 유휴 노동 관련지표들도 포함시키지 않았다.



주: 모형 3과 4의 오륜계수는 $\sum_{i=0}^3 \hat{\beta}_i$.

[그림 7] 오륜 계수 추정결과(실업률)

실업률갭 시산을 위한 자연실업률(NAIRU, u_t^*)은 아래와 같은 상태공간 모형을 이용하여 추정하는 문소상 (2003) 방식을 이용하였다.

$$\begin{aligned}
 u_t &= u_t^* + \hat{u}_t, \quad \hat{u}_t \sim N(0, \sigma_c^2) \\
 u_t^* &= u_{t-1}^* + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \\
 \hat{\pi}_t &= \beta_1 \hat{u}_t + \beta_2 \hat{u}_{t-1} + \alpha_1 \hat{\pi}_{t-1} + \alpha_2 \hat{\pi}_{t-2} + \gamma X_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)
 \end{aligned} \tag{13}$$

여기서 $\hat{\pi}_t$ 는 인플레이션갭이고 X_t 는 유가 상승률이다. 경제활동참가율 추세($\overline{A}_t$)는 한국은행의 잠재성장률 추정방식과 동일하게 HP-필터를 이용하였으며(김도완外, 2016), 고용률 추세($\overline{E}_t$)는 u_t^* 및 $\overline{A}_t$ 를 이용하여 아래의 항등식을 통해 시산하였다.

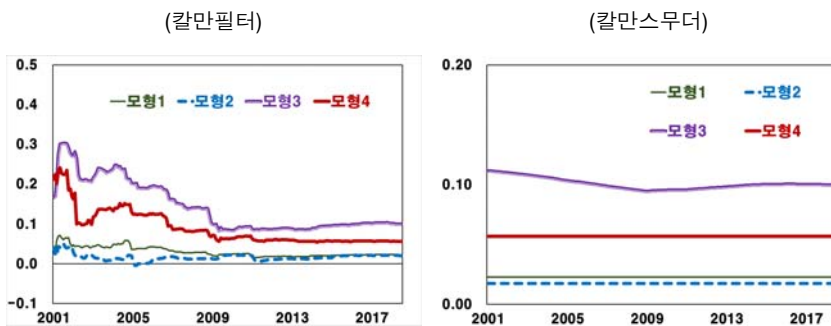
$$\overline{E}_t = \overline{A}_t \cdot (1 - u_t^*) \tag{14}$$

공통요인 추정을 위한 월별 지표들의 경우 개별적으로 장기균형 모형을 설정하는데 어려움이 있어 HP-필터를 이용하여 추정하되 끝단치 문제를 완화시키기 위해 개별 시계열을 ARIMA 모형 예측을 이용하여 2019.8월까지 연장한 뒤 HP-필터를 적용하였다.

2. 고용의 실물경기 민감도 변화 추정결과

[그림 7]은 실업률에 대한 오쿤계수의 시변모수 추정결과를 보여주고 있다. 칼만필터 추정결과를 보면 글로벌 금융위기를 전후로 오쿤 계수가 다소 작아졌을 가능성을 시사하고 있다. 그러나 <모형 1> 및 <모형 2>의 경우 오쿤계수값은 표본기간 동안 0.02 ± 0.01 범위에서의 움직임을 보이고 있으나 <표 1>에서 볼 수 있듯이 이는 오쿤계수의 표준오차와 유사한 범위여서 구조변동의 유의성은 그리 높지 않은 것으로 보인다. 시차별 계수의 합으로 나타낸 <모형 3>과 <모형 4>에서는 2009년을 전후하여 다소 큰 폭의 계수 변화가 나타난 것으로 보이나 개별 계수들의 통계적 유의성이 낮아 구조변동을 지지하기에는 어려움이 있는 것으로 판단된다. <부록 2>의 [그림 B-1]은 가장 큰 시변성을 보인 <모형 3>의 개별 $\hat{\beta}_i$ 들의 계수값 경로 및 신뢰구간을 보여주고 있는데 상대적으로 시변성이 높은 β_1 과 β_3 의

통계적 유의성이 매우 낮음을 알 수 있다. 이는 오른쪽의 칼만스무더 결과에서 더욱 두드러지는데 칼만 스무더의 경우 <모형 3>을 제외하고는 표본 기간 동안 오쿤 계수에 변화가 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 해당기간의 모든 정보를 반영하여 추정할 경우 해당 기간에 오쿤계수의 영구적 변화를 야기하는 구조적 충격이 통계적으로는 지지되지 않음을 시사한다. 이러한 결과는 글로벌 금융위기를 전후하여 오쿤계수에 큰 변화가 발생한 것으로 분석한 박세준^外(2013) 등의 결과와는 상이한데 표본기간을 임의로 구분한 뒤 두 기간의 추정결과를 비교하는 방식으로 분석할 경우 표본의 크기 및 표본 기간의 구분에 따라 결과가 민감하게 반응할 수 있다는데 기인하는 것으로 판단된다. 실제로 2010~2013년에 대해 추정한 박세준^外(2013)와 동일한 추정식을 2010~2018년 기간에 대해 추정한 결과는 금융위기 기간에서도 오쿤계수의 통계적 유의성이 높은 것으로 나타났다. 동태검 모형인 <모형 3>은 칼만스무더 결과에서도 오쿤 계수가 크게 하락하였을 가능성을 보여주고 있으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었다. <부록 2>의 [그림 B-2]는 개별 계수 $\hat{\beta}_1$ 의 시변 경로를 보여주고 있는데 큰 폭의 오쿤 계수 변화가 나타난 $\hat{\beta}_1$ 및 $\hat{\beta}_3$ 는 전 기간에 걸쳐 통계적 유의성이 매우 낮은 것으로 나타나 동 결과를 오쿤 계수의 구조적 변화에 대한 통계적 증거로 판단하기에는 어려운 것으로 보인다.



[그림 8] 오쿤 계수 추정결과(고용률)

〈표 1〉 시변 오륜계수 요약

	실업률			고용률		
	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량
모형 1	-0.019	0.009	-2.156	0.023	0.010	2.234
모형 2	-0.019	0.009	-2.221	0.021	0.009	2.106
모형 3	-0.019	0.010	-1.937	0.026	0.017	1.507
	-0.005	0.024	-0.188	0.012	0.014	0.809
	-0.009	0.016	-0.546	0.033	0.012	2.731
	0.032	0.031	1.007	0.029	0.013	2.247
모형 4	-0.021	0.009	-2.333	0.022	0.010	2.152
	-0.009	0.010	-0.978	0.011	0.011	1.041
	-0.009	0.010	-0.914	0.032	0.011	2.930
	-0.008	0.009	-0.883	0.025	0.010	2.437

<붙임 1>의 [그림 A-1]과 [그림 A-3]은 성별 연령별 오륜계수 시변모수 추정결과를 보여주고 있다. 성별 추정결과도 전체 추정결과와 유사하게 표본기간 동안 오륜계수의 구조변동 가능성은 높지 않음을 시사하고 있다. 다만 성별로 비교할 경우 남성 실업률과 여성 실업률간 오륜 계수의 차이가 있을 가능성을 보여주고 있다. 실업률 <모형 2>를 제외하고는 실업률과 고용률의 모든 모형에서 여성의 오륜계수가 남성보다 낮게 나타나고 있는데 이는 Razu & Singleton (2013), Wold (2014)의 분석결과와 유사하다. 이는 우리나라 여성고용 증가 추세가 지속될 경우 향후 전반적인 고용의 실물경기 민감도가 낮아질 가능성을 시사한다. 다만 <표 A1>에 나와 있는 오륜계수 추정량의 표준오차와 비교할 때 성별 계수값의 차이가 상대적으로 크지는 않아 이에 대해서는 좀 더 심도있는 분석이 필요할 것으로 판단된다. 연령별 결과 역시 오륜계수의 변화 가능성은 낮음을 시사하고 있다. 15-29세 실업률 및 고용률이 크게 변동하는 모습을 보이고는 있으나 통계적 유의성이 낮아 청년층에서 오륜의 법칙이 작용한다고 판단하기에는 어려움이 있다. 한가지 특이점은 Jaimovicjh and Siu (2009) 등의

결과와 달리 29세 이하 연령의 오쿤계수값이 비유의적인 것으로 나타나는 등 청년층 실업률의 실물경기 민감도가 유의적이지 않은 것으로 나타났다는 점이다. 이는 이 기간 청년층 실업률이 구조적으로 상승 추세를 시현함에 따라 경기변동적 요인은 큰 영향을 미치지 않았음에 기인할 수 있다.

[그림 8]은 고용률을 대상으로 한 오쿤계수 추정결과를 보여주고 있으며 전반적으로는 실업률 오쿤계수의 추정결과와 유사한 것으로 판단된다. 칼만 필터 결과는 오쿤계수가 다소 하락하였을 가능성을 시사하고 있으나 <모형 1> 및 <모형 2>의 경우는 표준오차 대비 유의적인 차이를 보여주고 있지는 않다. 실업률과 다소 차별되는 특징은 동태모형에서 시차변수가 통계적으로 유의적인 것으로 나타나 시차모형의 유용성이 상대적으로 크다는 점이다. 그러나 칼만 스무더의 경우 표본기간 중 오쿤계수의 변화 가능성은 미약한 것으로 판단된다. <붙임 1>의 [그림 A-2]와 [그림 A-4]는 성별·연령별 고용률 오쿤계수의 시변모수 결과를 보여주고 있다. 통계적으로 유의하지 않은 모형을 제외하면 칼만 스무더 기준으로 대부분의 성 및 연령층에서 오쿤계수의 변화를 시사하지 않는 것으로 판단된다. 고용률에서도 실업률의 경우와 마찬가지로 여성의 오쿤계수가 남성보다 일관되게 낮은 것으로 나타났으나 그 차이는 크지 않는 것으로 나타났다. <표 1>은 T 시점에서 추정치와 Z 통계량을 보여주고 있다. 칼만 스무더 결과가 시간 불변일 경우 동 결과는 상수항으로 나타난 오쿤 계수의 통계적 유의성을 시사하게 되는데 대부분의 모형에서 오쿤 계수는 통계적으로 유의한 것으로 판단된다.

한편 절편항인 α_t 의 추정결과는 본고의 목적상 제시하지 않았으나 차분 모형에서는 뚜렷한 시변성을 보여주지 않았다. 깎을 이용한 모형에서는 절편항의 큰 시변성을 나타내었으나 대부분의 기간에서 표준오차보다 낮은 절대값을 나타내는 등 시변의 통계적 유의성은 매우 약한 것으로 나타났다. 또한 강건성 평가를 위해 절편항이 안정적이라는 제약을 준 상태에서($\alpha_t = \alpha$) 오쿤 계수의 시변 경로를 동일한 모형으로 추정해 보았으며 <모형 1> 및 <모형 2>에 대한 칼만스무더 결과는 <붙임 2>의 [그림 B-1]에 제시되어 있다. <모형 2>의 경우 [그림 7]과 유사하게 추정기간내 오쿤 계수의 영구적 변화는 나타나지 않았다. 반면 <모형 1>은 실업률 및 고용률

모두에서 큰 폭의 순환적 변동을 보이는 것으로 추정되었다. 다만 추정 계수의 변동이 추세적이기 보다는 순환적인 형태를 띠었으며 통계적 유의성이 매우 낮은 것으로 분석되어 오쿤 계수의 구조적 변화를 시사한다고 보기에는 어려움이 있다. 시변모수 결과를 종합하면 대부분의 모형에서 오쿤 계수의 구조적 변화는 뚜렷이 나타나지 않았다. 일부 모형에서 오쿤 계수의 변동이 나타났으나 계수의 통계적 유의성이 매우 낮아 구조변화를 통계적으로 지지하기에는 어려움이 있는 것으로 분석되었다.

〈표 2〉 구조변동 가설검정 결과

	실업률				고용률			
	1회 변동		2회 변동		1회 변동		2회 변동	
	p값	변동시점	p값	변동시점	p값	변동시점	p값	변동시점
모형 1	>0.20				>0.20			
모형 2	>0.20				>0.20			
모형 3	0.00	05.11	>0.20		0.00	04.9	>0.20	
모형 4	0.00	05.11	>0.20		0.00	04.9	>0.20	

주: 1) 1회 변동 여부는 SupF 검정, 2회 변동 여부는 Bai-Perron 검정 결과이며 절단 파라미터는 0.15%를 사용하였음.

<표 2>는 구조변동 가설검정 결과를 보여주고 있다. 시차 영향을 배제한 <모형 1>과 <모형 2>의 경우 실업률과 고용률 모두에서 구조변동이 없었다는 귀무가설의 p값이 0.20를 초과하는 등 표본기간에서 오쿤계수의 변화 가능성을 강하게 배제하였다. 동태요인이 포함된 <모형 3> 및 <모형 4>의 경우 1회 구조변동을 강하게 시사하고 있으나 변동시점이 2004~2005년으로 글로벌 금융위기 또는 2010년대 전후의 구조변동 가능성은 미약한 것으로 판단된다.

<붙임 1>의 <표 A-3>은 남성 및 여성 오쿤 계수의 구조변동 여부 검정 결과를 보여주고 있다. 남성 고용지표의 검정결과는 전체 검정결과와 유사한 모습을 보여주고 있다. 여성 고용지표의 경우에도 <모형 1> 및 <모형 2>에서는 구조변동 가능성이 낮음을 시사하여 전체 및 남성 고용

지표와 유사한 결과를 나타냈다. 다만 동태요인이 포함된 모형에서의 구조변동 시점이 2003년으로 나타나 다소 상이함을 보였고 실업률 <모형 4>의 경우에는 글로벌 금융위기를 전후로 한 구조변동 가능성을 강하게 시사하였으나 앞서 언급한 바와 같이 <모형 4>의 적합성이 낮은 점을 감안하면 전반적으로 글로벌 금융위기를 전후로 한 오쿤계수의 변동 가능성은 낮은 것으로 판단된다.

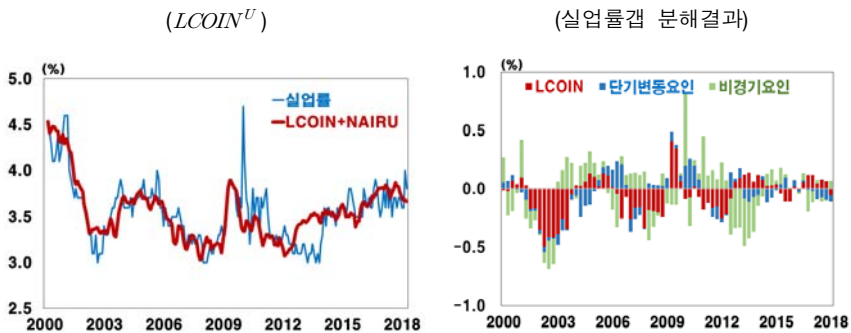
오쿤계수의 분석결과를 종합하면 글로벌 금융위기 및 2010년대를 전후로 고용 지표의 실물경기 민감도에 변화가 발생하였을 가능성은 시변모수 모형 및 구조변동 검정 모두에서 높지 않은 것으로 판단된다. 다만 동태모형의 구조변동 검정결과는 기존 연구들과 달리 금융위기 보다는 2005년을 전후로 오쿤계수의 구조변화 가능성을 시사하고 있다. 또한 상대적으로 실물경기 탄력성이 낮은 여성고용 및 경제활동인구의 비중이 상승하고 있는 상황이 지속될 경우 향후 전체 고용의 실물경기 탄력성이 다소 하락할 가능성을 배제할 수 없다.

고용지표의 실물경기 탄력성에 큰 변화가 없다는 것은 고용시장에서의 실물경기 요인의 영향력에 변화가 없다는 것을 반드시 의미하지는 않는다. 고용·실물간 관계가 안정적이라 하더라도 고용정책, 인구구조 변화 등 비경기적 요인에 의한 고용의 변동이 확대되고 경기요인에 의한 고용변동의 비중이 낮아질 경우 고용시장에서 경기 요인의 영향력은 낮아지게 된다. <표 3>은 글로벌 금융위기를 전후로 하여 고용지표 및 GDP 성장률의 변동성을 보여주고 있다. 두드러진 특징은 GDP 성장률 및 값틀의 변동성이 글로벌 금융위기 이후 60% 내외로 감소한 반면 고용지표의 변동성은 소폭 감소에 그쳐 GDP 대비 고용지표의 상대적 변동성이 크게 증가하였다는 점이다. 값틀 기준 GDP 대비 고용률의 변동성은 약 1.8배, 경제활동참가율의 변동성은 약 2.5배 상승하였으며 증가율 기준 실업률의 상대적 변동성은 금융위기 이후 약 3배 확대되었다. 이는 결국 GDP와 같은 실물경기 요인 이외의 요인에 의해 고용시장이 크게 변동하였을 가능성을 시사한다고 할 수 있다.

〈표 3〉 주요 고용지표의 변동성 및 GDP 대비 비율

	갭률(%) 기준				증가율(%) 기준			
	평균 자승치 ¹⁾		GDP 대비 비율		표본표준편차		GDP 대비 비율	
	2000~ 2008	2010~ 2018,1/4	2000~ 2008	2010~ 2018,1/4	2000~ 2008	2010~ 2018,1/4	2000~ 2008	2010~ 2018,1/4
고용률	0.16	0.11	8.2	14.5	0.33	0.21	16.8	29.0
경제활동참가율	0.12	0.11	6.0	15.2	0.28	0.21	14.2	28.3
실업률	0.08	0.04	3.9	5.4	0.21	0.23	10.9	31.4
GDP	1.96	0.72			1.10	0.43		

주: 1) 평균자승치는 갭률 제곱의 평균이며 고용지표의 갭률은 III.2.에서 사용한 방식을, GDP갭률은 한국은행의 추정결과를 사용하였음.

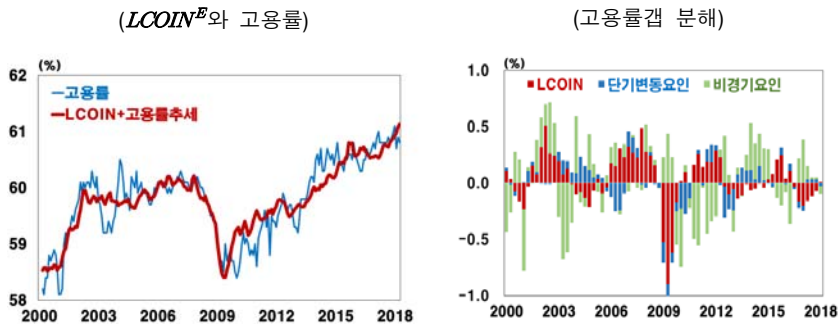


[그림 9] 실업률 경기요인(LCOIN) 추정 결과

3. 실물경기 요인에 의한 고용시장 변동

[그림 9]는 실업률에 대한 LCOIN 추정결과를 보여주고 있다. LCOIN은 실제 고용지표와 대체로 유사한 흐름을 보여주고 있으나 불규칙 변동 및 단기 변동 요인이 제거됨에 따라 실제 고용지표보다 다소 부드러운 추이를 나타내고 있다. 좌측 그림을 보면 실물경기요인을 반영한 실업률 추이는 글로벌 금융위기 이전에는 실제 실업률과 밀접하게 움직이다 금융위기 이후 다소 괴리가 발생하고 있음을 알 수 있다. 금융위기 직후인 2009~2011년

기간에는 경기요인 실업률이 실제 실업률을 하회하였으나 2012~2013년 기간에는 오히려 실제 실업률을 상회하였다.



[그림 10] 고용률의 경기요인(LCOIN) 추정 결과

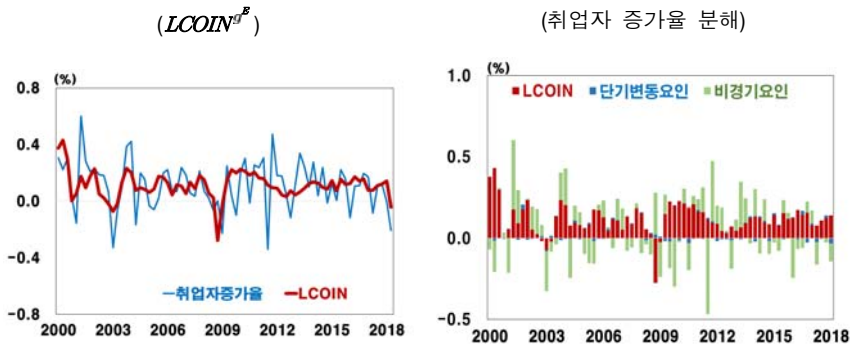
실업률갭을 경기요인과 비경기요인으로 분해한 우측 그림을 보면 이러한 괴리가 더 명확하게 나타난다. 붉은 색으로 표시된 경기요인은 2012년 이후 크게 감소하고 있는 반면 비경기 요인은 2010-2013년 기간중 크게 확대되는 모습을 볼 수 있다. 비경기 요인의 확대는 주로 고용정책, 제도 및 구조조정 등의 요인이 큰 것으로 판단된다. 비경기 요인이 실업률 상승 요인으로 작용했던 2010~2011년의 경우 정부의 공공일자리 정책인 공공부문 희망 프로젝트 종료(2010년), 건설업 구조조정(2010~2011년) 등이 실물경기 외적으로 실업률을 상승시킨 요인으로 판단된다. 2011년 겨울의 이상한파 역시 해당 분기의 비경기 요인 실업률을 상승시킨 것으로 평가된다. 또한 [그림 3]에서 알 수 있듯이 해당기간 노동수요 확대와 함께 구직자가 크게 증가하였고 이로 인한 추가노동자 효과(added-worker effect)로 실업률 하락폭이 크지 않았는데 이러한 요인도 양(+)의 비경기 요인으로 작용한 것으로 보인다. 즉, 노동수요 개선으로 구직자가 증가하여 유희노동의 일부인 은근 실업이 감소할 경우 실업률은 이를 제대로 반영해 주지 못하는 상황을 반영하고 있다. 2012~2013년 기간에는 반대로 비경기 요인이 실업률을 낮추는 효과가 발생하였는데 해당 기간 정부가 ‘장시간 근로관행 개선’을 위해 근로기준법 개정(2012.8월 시행) 등을 다양한 정책을 시행한

것도 요인의 하나로 보인다. 이 외에도 4대 핵심 일자리 창출 계획(2012년), 고용률 70% 로드맵(2013년) 등 해당기간의 고용 촉진정책이 비경기 실업률 하락 요인으로 작용한 것으로 판단된다.

[그림 10]은 고용률의 LCOIN 추정결과를 보여주고 있는데 고용률 LCOIN 역시 비경기요인의 제거로 인해 실제 고용률보다 다소 부드러운 모습을 보여주고 있다. 왼쪽 그림을 보면 실업률에 비해 그 폭은 낮지만 여전히 글로벌 금융위기 이후 실제 고용률과의 괴리가 다소 확대되는 모습이다. 오른쪽 그림에서 볼 수 있듯이 실업률에 비해 그 정도는 작으나 금융위기 이후 경기요인의 비중이 낮아진 것을 확인할 수 있다. 특히 실업률과 유사하게 금융위기 직후에는 비경기 요인이 고용률을 악화시켰다가 이후 양(+)의 비경기 요인이 작용하는 모습을 보이는데 앞서의 실업률에 대한 비경기 요인이 고용률에 대해서도 유사하게 작용한 것으로 판단된다. 다만 2014년 전후에는 실업률과 다소 상반되는 모습을 보이고 있는데 이 기간 실물경기요인은 실제 실업률과 유사한 흐름을 보였던 반면 고용률은 큰 폭의 양(+)의 비경기 요인이 발생하였다. 해당기간은 특히 실업률과 고용률이 동반상승하여 고용상황에 대한 두 지표의 상반성이 극대화 되었던 기간인데 LCOIN으로 판단할 경우 이러한 대립은 고용률 지표에서의 양(+)의 비경기 요인에 기인한 것으로 보인다. 2014년의 경우 정부의 ‘고용률 70%’ 로드맵이 본격화 되면서 시간제 일자리, 육아유직 확대 등의 일자리 정책으로 여성 및 50~60대 장년층 구직자 및 취업자가 크게 확대되었는데 이러한 정책적 요인에 인한 고용률 상승이 고용률 상승의 비경기적 요인으로 작용한 것으로 판단된다. 반면 고용률과 구직자의 동반상승으로 실업률은 큰 영향을 받지 않은 것으로 보인다. [그림 3]에서 볼 수 있듯이 2014년중 남성 고용률 및 경제활동참가율은 정체상태인 반면 여성고용률 및 경제활동참가율이 크게 상승한 것은 이러한 사정을 반영하고 있다.

[그림 11]은 취업자 증가율의 LCOIN 추정결과를 보여주고 있다. 그림 상으로 경기요인의 비중 하락이 실업률이나 고용률에 비해 뚜렷하게 나타나고 있지는 않으나 2010~2014년 기간에는 여타 고용지표의 경우와 마찬가지로 비경기 요인의 비중이 확대된 것을 알 수 있다. 우측 그림에서 실업률이나 고용률에 비해 비경기 요인의 비중이 작아 보이는 것은 실업률·고용률의 경우 겹을 중심으로 분해를 하였으나 취업자 증가율은 추세를

제거하지 않아 증가율 자체를 분해한데 기인한다.



[그림 11] 취업자 증가율의 경기요인(LCOIN) 추정 결과

<표 4> 비경기 요인 대비 LCOIN 비중

	실업률갭		고용률갭		취업자 증가율	
	2000~ 2008	2010~ 2018.1/4	2000~ 2008	2010~ 2018.1/4	2000~ 2008	2010~ 2018.1/4
LCOIN 비중(%)	138%	54%	82%	48%	112%	104%

주: 1) $\frac{\sum lcoin_t}{\sum |s_t + \epsilon_t|}$ 으로 시산하였음.

<표 4>는 글로벌 금융위기를 전후로 하여 고용지표에서 LCOIN이 차지하는 비중을 보여주고 있다. 실업률의 경우 글로벌 금융위기 이전 LCOIN의 비중은 기타요인의 138%였으나 2010년 이후에는 그 비중이 54%로 80%p 이상 감소하였다. 고용률의 경우도 82%에서 48%로 절반가량 감소하였다. 이처럼 비경기요인의 확대와 경기요인의 감소는 결국 통화정책 등 총수요 관리 정책의 고용시장에 대한 영향력이 반감되는 요인으로 작용한 것으로 판단된다.

IV. 결론

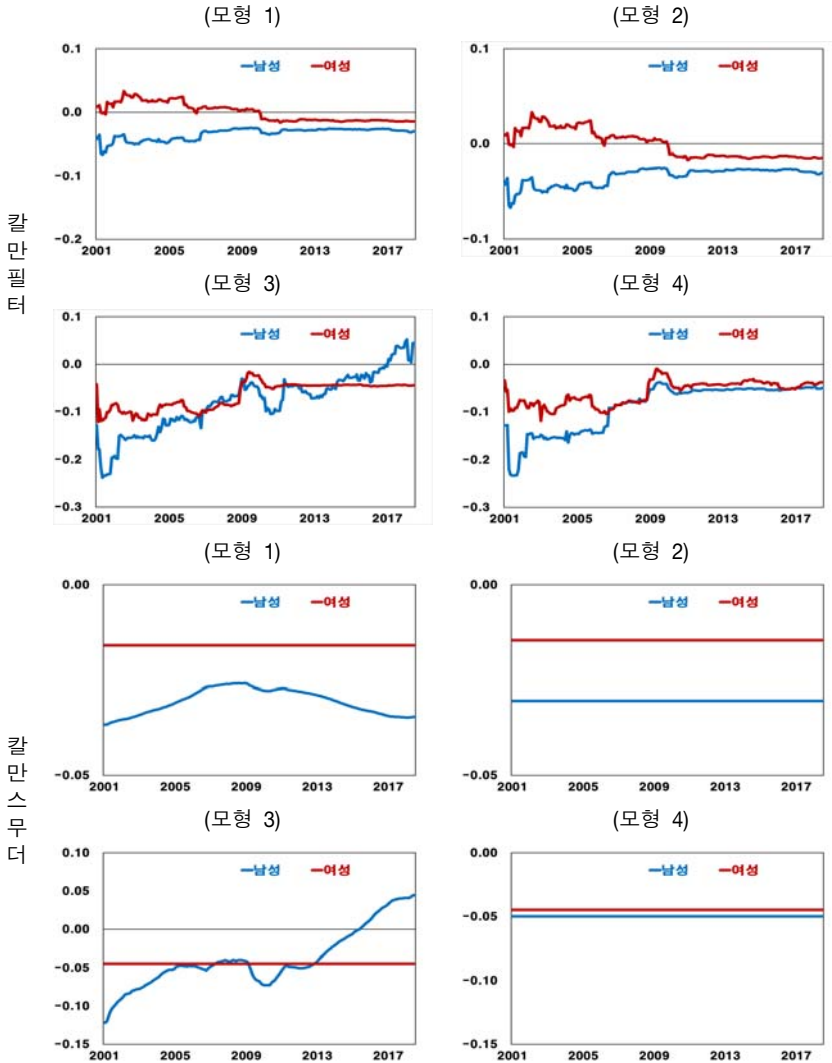
본고에서는 우리나라 노동시장의 구조변화의 주요 특징을 살펴보고 실업률·고용률 등의 주요 고용지표들과 실물경기와의 관계 변화 여부를 계량적으로 분석해 보았다. 오쿤계수로 평가되는 고용지표들의 실물경기 민감도는 글로벌 금융위기 이후에도 통계적으로 유의적인 변화가 발견되지 않았다. 그러나 경기동행 고용지표로 개발한 LCOIN을 이용하여 분석한 결과 글로벌 금융위기 이후 전체 고용지표 변동에서 경기요인이 차지하는 비중이 크게 낮아졌음을 알 수 있었다. 이는 실물경기의 진폭은 금융위기 이후 크게 축소된 반면 정부의 고용정책, 기업 구조조정, 고용제도 등의 비경기 요인의 영향은 유지, 또는 확대되고 있음에 기인한 것으로 판단된다. 실물경기 요인에 비해 과도한 비경기 요인 변동은 유흥생산과 유흥노동의 괴리를 확대시켜 통화정책 등 충수요 관리정책의 시의적절한 운용을 어렵게 하고 거시경제의 불균형을 악화시킬 우려가 있다. 따라서 정부의 고용정책은 비경기적 변동을 과도하게 확대되지 않도록 안정적으로 시행할 필요가 있다.

한편 본고에서 제시한 LCOIN은 실업률, 고용률, 취업자 증가율 등의 실물경기 요인을 평가할 수 있다는 점에서 주요 고용지표를 보완할 수 있는 지표로서 유용하다고 판단된다. 특히 2010~2014년의 사례와 같이 주요 고용지표들이 서로 상반된 흐름을 보일 경우 실물경기 흐름에 기반한 유흥노동 수준을 평가하는데 큰 역할을 할 수 있을 것으로 기대된다.

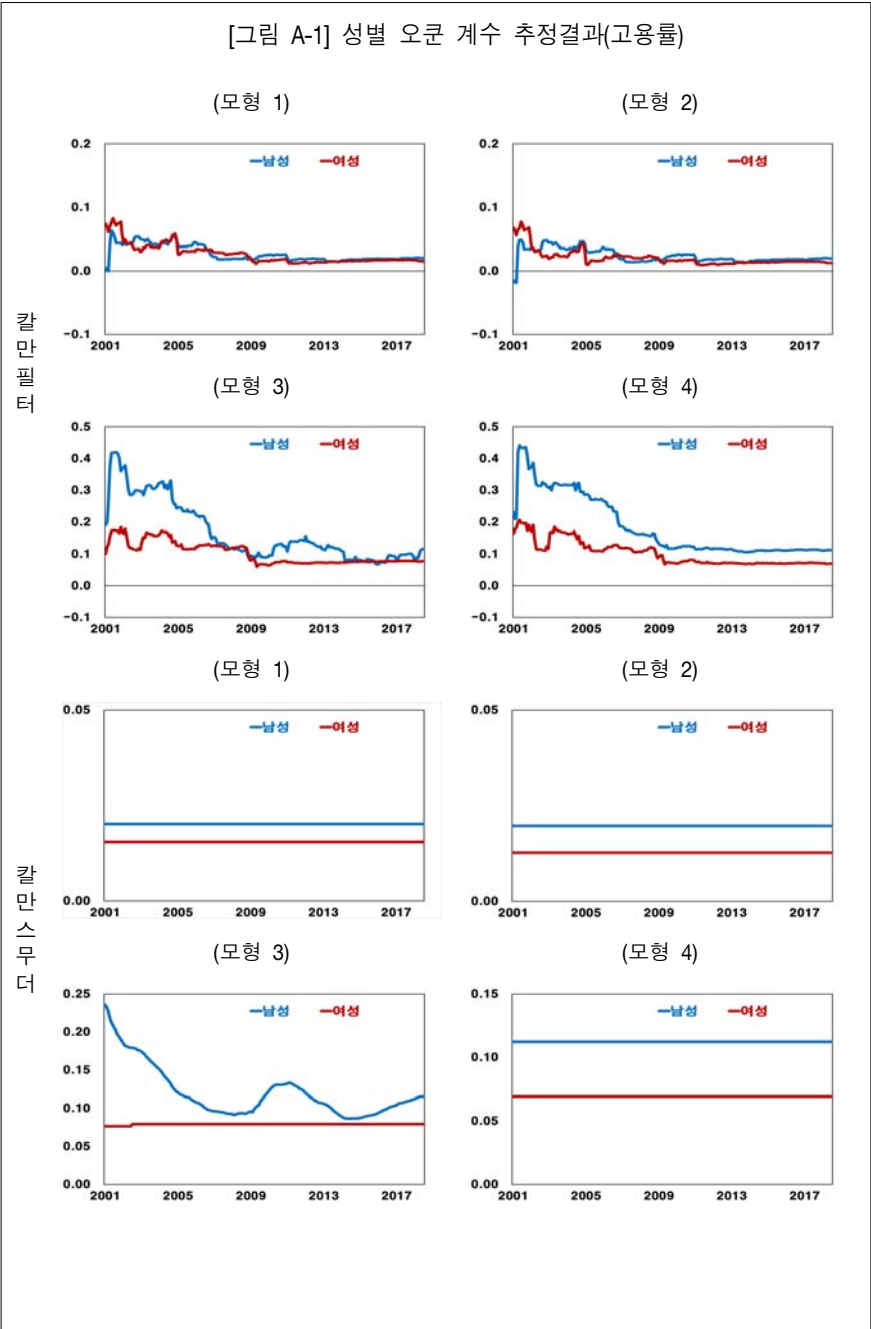
<붙임 1>

성별, 연령별 시변모수 오쿤계수 추정결과

[그림 A-1] 성별 오쿤 계수 추정결과(실업률)

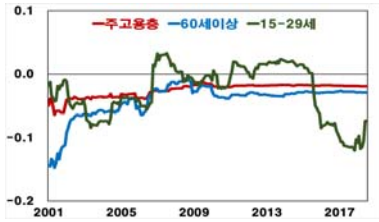


[그림 A-1] 성별 오쿤 계수 추정결과(고용률)

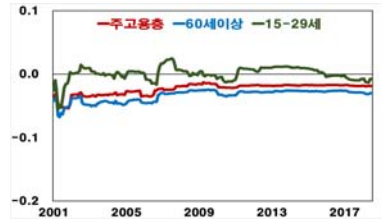


[그림 A-1] 연령별 오쿤 계수 추정결과(실업률)

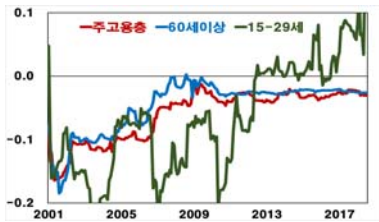
(모형 1)



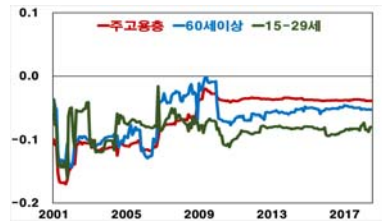
(모형 2)



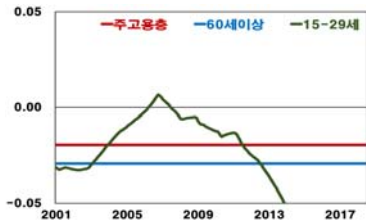
(모형 3)



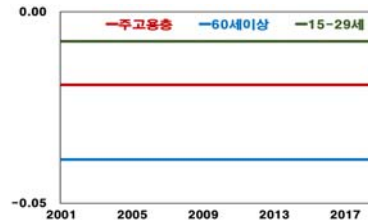
(모형 4)



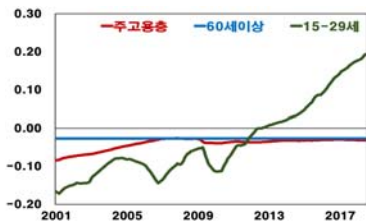
(모형 1)



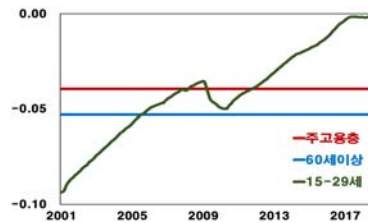
(모형 2)



(모형 3)



(모형 4)



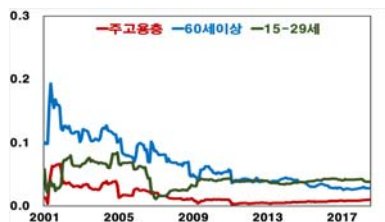
칼만 필터

칼만 스무더

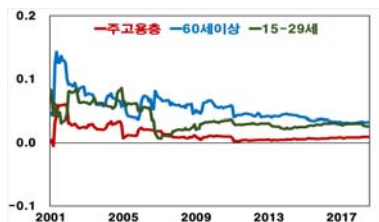
[그림 A-1] 연령별 오쿤 계수 추정결과(고용률)

칼
만
필터

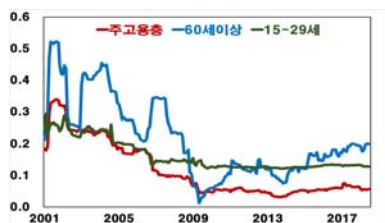
(모형 1)



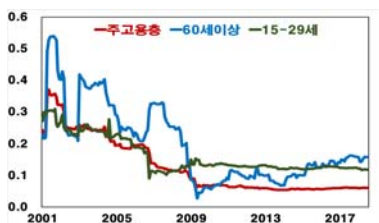
(모형 2)



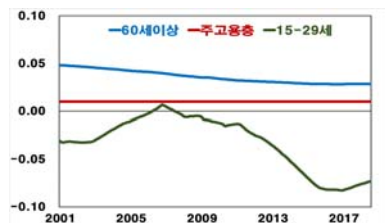
(모형 3)



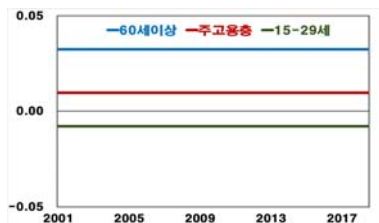
(모형 4)



(모형 1)

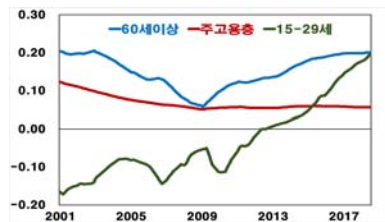


(모형 2)

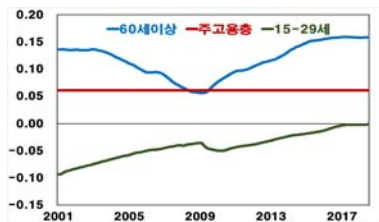


칼
만
스무더

(모형 3)



(모형 4)



〈표 A-1〉 성별 시변오륵계수 요약						
(여 성)						
	실업률			고용률		
	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량
모형 1	-0.016	0.012	-1.338	0.016	0.010	1.395
모형 2	-0.019	0.009	-2.221	0.013	0.011	1.161
모형 3	-0.017	0.012	-1.459	0.017	0.011	1.533
	-0.014	0.012	-0.194	0.015	0.011	1.348
	-0.009	0.012	-0.766	0.029	0.011	2.626
	0.003	0.012	-0.315	0.014	0.011	1.329
모형 4	-0.021	0.012	-1.676	0.022	0.010	2.152
	-0.001	0.028	-0.043	0.011	0.011	1.041
	-0.010	0.012	-0.791	0.032	0.011	2.930
	-0.006	0.012	-0.492	0.025	0.010	2.437
(남 성)						
	실업률			고용률		
	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량
모형 1	-0.035	0.019	-1.868	0.020	0.012	1.639
모형 2	-0.019	0.009	-2.221	0.020	0.012	1.643
모형 3	-0.019	0.010	-1.937	0.022	0.012	1.742
	-0.005	0.024	-0.188	0.004	0.034	0.131
	-0.009	0.016	-0.546	0.043	0.056	0.773
	0.032	0.031	1.007	0.045	0.028	1.585
모형 4	-0.030	0.009	-3.291	0.020	0.012	1.609
	-0.004	0.010	-0.496	0.014	0.013	1.049
	-0.004	0.010	-0.406	0.038	0.013	2.927
	-0.010	0.009	-1.136	0.040	0.012	3.221

〈표 A-2〉 연령별 시변오륵계수 요약						
(29세 이하)						
	실업률			고용률		
	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량
모형 1	-0.073	0.069	-1.059	0.038	0.069	0.721
모형 2	-0.008	0.023	-0.329	0.026	0.015	1.663
모형 3	-0.051	0.059	-0.852	0.036	0.015	2.353
	-0.015	0.023	-0.629	0.037	0.015	2.409
	-0.025	0.024	-1.061	0.045	0.015	2.911
	0.283	0.120	2.434	0.010	0.015	0.675
모형 4	-0.020	0.026	-0.795	0.033	0.010	2.007
	-0.005	0.027	-0.179	0.033	0.011	1.925
	-0.009	0.027	-0.349	0.043	0.011	2.486
	0.032	0.026	1.300	0.010	0.010	0.598
(30~59세)						
	실업률			고용률		
	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량
모형 1	-0.019	0.007	-2.847	0.010	0.010	1.000
모형 2	-0.019	0.007	-2.868	0.010	0.0100	0.994
모형 3	-0.022	0.011	-1.873	0.011	0.010	1.029
	-0.011	0.007	-1.554	-0.007	0.031	-0.223
	-0.010	0.022	-0.456	0.022	0.010	2.149
	0.012	0.025	0.462	0.030	0.025	1.188
모형 4	-0.022	0.007	-3.089	0.010	0.010	0.949
	-0.011	0.007	-1.510	0.011	0.011	0.848
	-0.006	0.007	-0.784	0.011	0.011	1.921
	-0.000	0.007	-0.047	0.010	0.010	2.066
(60세 이상)						
	실업률			고용률		
	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량	T-시점 계수값	표준오차	Z-통계량
모형 1	-0.029	0.022	-1.305	0.028	0.039	0.721
모형 2	-0.039	0.024	-1.613	0.032	0.027	1.663
모형 3	-0.030	0.024	-1.251	0.043	0.031	1.373
	0.002	0.024	0.083	0.077	0.104	0.741
	-0.003	0.024	-0.132	0.073	0.030	2.456
	0.004	0.024	0.181	0.008	0.028	0.274
모형 4	-0.041	0.009	-1.619	0.028	0.028	1.177
	-0.002	0.010	-0.089	0.084	0.084	0.650
	-0.006	0.010	-0.215	0.030	0.030	2.205
	-0.003	0.009	-0.135	0.028	0.018	0.162

〈표 A-2〉 성별 구조변동 가설검정 결과

(남 성)

	실업률				고용률			
	1회 변동		2회 변동		1회 변동		2회 변동	
	p값	변동시점	p값	변동시점	p값	변동시점	p값	변동시점
모형 1	>0.20				>0.20			
모형 2	>0.20				>0.20			
모형 3	0.00	05.11	>0.20		0.00	04.9	>0.20	
모형 4	0.00	08.11	>0.20		0.00	04.9	>0.20	

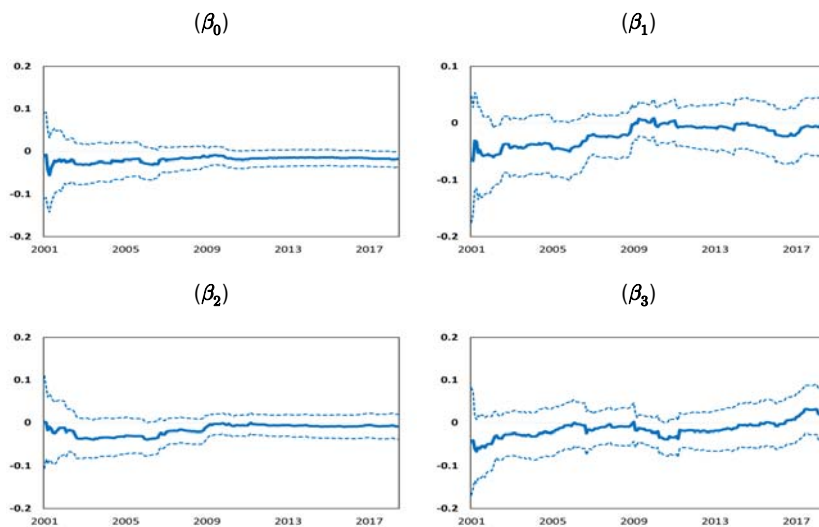
(여성)

	실업률				고용률			
	1회 변동		2회 변동		1회 변동		2회 변동	
	p값	변동시점	p값	변동시점	p값	변동시점	p값	변동시점
모형 1	>0.20				>0.20			
모형 2	>0.20				>0.20			
모형 3	0.02	03. 1	>0.20		0.06	03.8	>0.20	
모형 4	0.02	08.11	>0.20		0.07	03.6	>0.20	

주: 1) 1회 변동 여부는 SupF 검정, 2회 변동 여부는 Bai-Perron 검정 결과이며 절단 파라미터는 0.15%를 사용하였음.

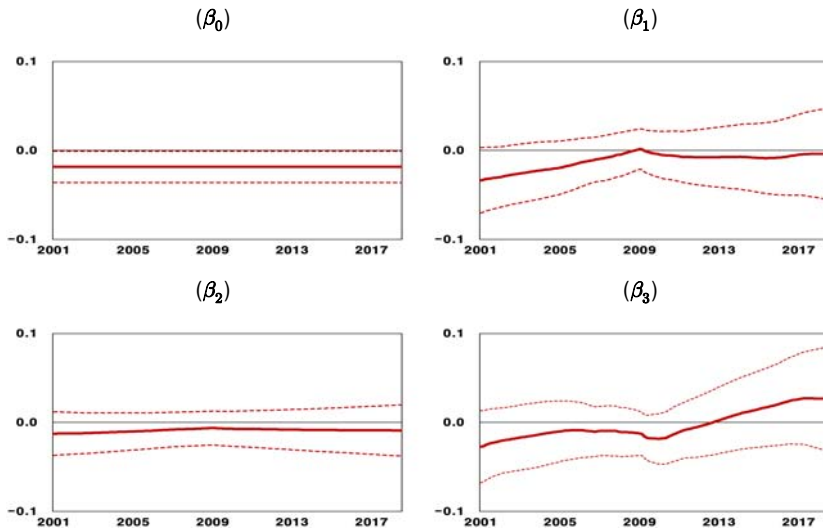
<붙임 2>

[그림 B-1] 실업률 (모형 3)의 개별 계수별 시변 경로(칼만필터)



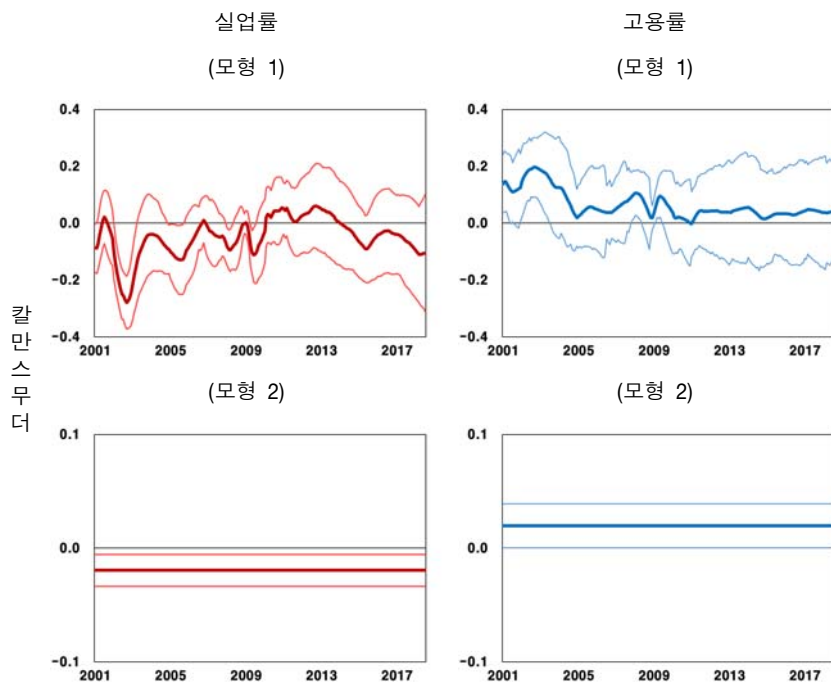
주: 1) [그림 7] (모형 3)의 칼만필터 결과의 개별 계수별 경로
2) 가는 점선은 95% 신뢰구간

[그림 B-2] 실업률 (모형 3)의 개별 계수별 시변 경로(칼만스무더)



주: 1) [그림 7] (모형 3)의 칼만스무더 결과의 개별 계수별 경로
 2) 가는 점선은 95% 신뢰구간

[그림 B-3] 상수 절편항 제약 하에서의 시변 오륜 계수 추정결과



주: 1) α_t 를 상수로 가정한 상태에서 상태공간모형을 추정한 결과
 2) 가는 선은 95% 신뢰구간

참고문헌

1. 광노선 (2003): “구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 한국 총 노동시간의 변동요인 분석” 『시장경제연구』, 서강시장경제연구소. 제32집 제2호, 1-25.
2. 김대일 (2007): “외환위기 이후 노동시장의 변화와 시사점”, 『경제학연구』, 제55집 제4호, 473-502.
3. 김인수·이명수 (2014): “실업률을 고려한 최적 통화정책 분석”, 『BOK 경제연구』, 2014-36.
4. 문소상 (2003): “한국의 자연실업률 추정 및 유용성 평가”, 『경제분석』, 제9권 제3호, 37-75.
5. 문외솔 (2008): “우리나라 실업률과 경기간 관계 분석”, 『한국은행 금융경제연구』, 321호.
6. 박광우·이상우 (2014): “고용지표의 유용성: 인플레이션 예측력을 중심으로”, 『경제분석』, 제 20권 1호, pp. 1-32.
7. 박세준·박창현·오용연 (2013): “경기-고용간 관계 변화의 구조적 요인 진단과 정책적 시사점”, 『BOK 이슈노트』, 2013-8.
8. 이동진·박재현 (2015): “노동시장 상황지수 시산 및 활용방안 검토”, 『한국은행 조사통계월보』, 2015-12월호, pp. 1-32.
9. 이동진·이은경 (2017): “실물·금융 정보를 종합적으로 활용한 경기상황지수 시산”, 『한국은행 조사통계월보』, 2017-2월호, pp. 1-32.
10. 이제민 (2018): 『외환위기와 그 후의 한국 경제』, 한울 출판사.
11. 전봉걸·조범준 (2014): “취업자 특성에 대한 공급 측면에서의 분석”, 『시장경제연구』, 서강시장경제연구소. 제43집 제2호, 67-99.
12. 정선영 (2015): “인구구조 변화가 고용에 미치는 영향”, 『경제분석』, 제21권 제1호, pp. 144-173.
13. 정성엽 (2016): “정책금리 변동이 성별·세대별 고용률에 미치는 영향”, 『BOK 경제연구』, 2016-5.
14. 정현상 (2017): “경기변동과 성별, 연령별 취업자수 변화”, 『월간 노동리뷰』, 2017-4, pp. 126-137.
15. Andrews, D.W.K (1993): “Tests for parameter instability and structural change with unknown change point”, *Econometrica*, 61, 821-856.
16. Andrews, D.W.K., and Ploberger, W. (1994): “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative”, *Econometrica*, 62, 1383{1414.

17. Bai, J., and Perron, P. (1998): “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, 66, 47-78
18. Barnes, M., Chahrour, R., Olivei, G., and G. Tang (2007): “A Principal Components Approach to Estimating Labor Market Pressure and Its Implications for Inflation”, *Public Policy Birefs*, The Federal Reserve Bank of Boston.
19. Baxter, M. and King, R.G. (1999): “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filter for Economic Time Series“, *The Review of Economics and Statistics*, 81, 575-593.
20. Bartolucci, F., Choudhry, M.T., Marelli, E., and Signorelli, M. (2011): “Financial Crises and Unemployment: Beyond the Okun’s Law”, *Unpublished manuscript*.
21. Beaton, K. (2010): “Time Variation in Okun’s Law: A Canada and US Comparison”, Bank of Canada Working Paper, 2010-7.
22. Blanchflower, D.G., and A.T. Levin (2014): “Labor Market Slack and Monetary Policy”, *NBER Working Paper*, 21094, NBER.
23. Burns, A.M., and Mitchell, W.C. (1946): *Measuring Business Cycles*, New York, NBER.
24. Chung, H.T., Fallick, B., Nekarda, C.J., and D.D. Ratner (2014): “Assessing the Change in Labor Market Conditions”, *Finance and Economic Discussion Series*, 2014-109, The Federal Reserve Board.
25. Elias, E., Irvin, H., and Ó. Jordá (2014): “Monetary Policy When the Spyglass is Smudged”, *FRBSF Economic Letter*, 2014-35.
26. Elliott, G. and Müller, U. (2006): “Efficient tests for general persistent time variation in regression coefficients”, *Review of Economic Studies* 73, 907-940.
27. Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., and Reichlin, L. (2000): “The Generalized Dynamic-Factor Model: One-sided Estimation and Forecasting”, *Journal of the American Statistical Association*, 100(471), 830-840.
28. Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., and Zaffaroni, P. (2015), “Dynamic Factor Models with Infinite-Dimensional Factor Space: One-sided Representations”, *Journal of Econometrics*, 185, 359-371.
29. Gomme, P., Rogerson, R., Rupert, P., and Wright, R. (2005): “The Business Cycle and the Life Cycle.” In *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual 2004*. Vol. 19, ed. Mark Gertler and Kenneth Rogoff, 415-61. Cambridge, MA: MIT Press.
30. Hakkio, C.S., and J.L. Willis (2013): “Assessing Labor Market Conditions: The Level of Activity and the Speed of Improvement”, *The Macro Bulletin*, The Federal Reserve

Bank of Kansas City.

31. Hallin, M., and Liška, R. (2007): “Determining the Number of Factors in the General Dynamic Factor Model”, *Journal of the American statistical Association*, 102, 603-617.
32. Hansen, B., 2000, Testing for Structural Change in Conditional Models. *Journal of Econometrics* 97, 93-115.
33. Jaimovich, N., and Siu, H. (2009): “The Young, the Old, and the Restless: Demographics and Business Cycle Volatility”, *American Economic Review*, 99, 804-826 .
34. Lee, D.J., (2011): “Bootstrap Test for Structural Breaks When the Regressors and Error Term Are Unstable”, UCONN Working Paper.
35. Lee, D.J., (2016): “Parametric and Semiparametric Efficient Tests for Parameter Instability”, *Journal of Time Series Analysis*, 37, 451-475.
36. Müller, U. and Petalas, P. (2010): “Efficient estimation of the parameter path in unstable time series models”, *Review of Economic Studies*, 77, 1508-1539.
37. OECD (2007), “Changes to the OECD’s Composite Leading Indicator”, OECD Statistics Note.
38. Razu, G. and Singleton, C. (2016): “Gender and the business cycle: An analysis of labour markets in the US and UK”, *Journal of Macroeconomics*, 47, 131-146.
39. Ríos-Rull, J. (1996): “Life-Cycle Economies and Aggregate Fluctuations.” *Review of Economic Studies*, 63, 465-89.
40. Stephens, M. (2002): “Worker Displacement and the Added Worker Effects”, *Journal of Labor Economics*, 20, 504-537.
41. Stock, J.H., and Watson, M.W., (2010): “Dynamic Factor Models”, in Clements and Hendry eds. *Oxford Handbook of Economic Forecasting*.
42. Willis, J.L., and Cao, G., (2015): “Has the US Economy Become Less Interest Rate Sensitive?”, *Kansas City Fed Economic Review*, 2nd quarter.
43. Wood, C.A. (2014): “The Rise in Women’s Share of Nonfarm Employment During the 2007-2009 Recession: a Historical Perspective”, *Monthly Labor Review*, 137, 4.
44. Yellen, J. (2014): “Labor Market Dynamics and Monetary Policy”, At the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming.
45. Zanin, L. (2014): “On Okun’s law in OECD countries: An analysis by age cohorts,” *Economics Letters, Elsevier*, 125, 243-248.

46. Zmitrowicz, K., and M. Khan (2014): “Beyond the Unemployment Rate: Assessing Canadian and US Labor Markets Since the Great Recession”, *Bank of Canada Review*.

ABSTRACT

Is There a Structural Change in Output-Labor Relations? An Empirical Analysis of the Korean Economy

Dong Jin Lee

This study investigates changes in output-labor relations in the Korean economy. We examine the relations in two ways; the sensitivity of the labor market to a change in the real economy and the contribution of the real economy to labor market variations. The first is examined using time-varying parameter analysis and the structural break test on Okun's coefficient. To examine the latter, we use the generalized principle component and spectral density analysis to develop LCOIN, which captures variations in the labor indicators due to changes in the real economy. The empirical results find no significant change in the sensitivity, whereas the proportion of LCOIN in the variation in the labor indicators decreases considerably.

Key Words: Change in the labor market, employment rate, labor coincident indicator, Okun's law, unemployment rate

JEL Classification: E21, E32, E44, E52