

勞 動 經 濟 論 集  
第 43 卷 第 4 號, 2020.12. pp.1~34  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 우리나라 노동시장의 유희생산능력 추정 및 통화정책에 대한 시사점 분석\*

김 태 봉\*\* · 이 한 규\*\*\*

글로벌 금융위기 이후 전통적인 실업률의 유용성에 대한 의문이 제기되었으며, 본 연구는 2015년부터 통계청이 공식적으로 발표하고 있는 고용보조지표의 활용 가능성에 대해 살펴보았다. 이를 위해 고용보조지표의 정의를 2003년부터 2014년까지 경제활동인구조사 원자료에 소급 적용하여 고용보조지표를 추산하고, 이를 활용한 노동시장 유희생산능력 지표에 대한 실증분석을 시도하였다. 실증분석 결과, 보완적 고용지표를 활용한 고용률갭이 여타 노동시장 유희생산능력 지표에 비해 총산출갭과의 상관성이 높을 뿐만 아니라, 인플레이션에 대한 예측력 개선 효과도 비교적 뚜렷한 것으로 나타나, 보완적 고용지표를 활용한 고용률 기반 지표의 유용성이 상대적으로 높음을 시사한다고 할 수 있다.

주제어: 노동시장의 유희생산능력, 고용보조지표, 고용률갭

논문 접수일: 2020년 5월 12일, 논문 수정일: 2020년 11월 9일, 논문 게재확정일: 12월 15일

\* 이 논문은 한국은행 통화정책국의 재정지원을 받아 작성된 것으로, 본 연구내용은 집필자 개인 의견이며 한국은행의 공식 견해와는 무관함을 밝힌다. 한국은행 통화정책국에 특별한 감사를 표하며, 논문의 완성을 위해 건설적인 논평을 해주신 두 분의 익명의 심사자 분들께도 감사드린다.

\*\* (교신저자) 아주대학교 경제학과 부교수 (tbk@ajou.ac.kr)

\*\*\* (제1저자) 동덕여자대학교 경제학과 조교수 (hglee@dongduk.ac.kr)

## I. 서 론

주지하는 바와 같이 노동시장 내에서의 유헴생산능력에 대한 정확한 추정은 올바른 경기 판단 및 효율적인 경제안정화 추진에 있어 중요 요소의 하나로 평가되어 왔다. 생산 측면에서 노동이 핵심적인 생산요소의 하나임을 고려하면, 노동력의 과소활용(underutilization)에 따른 유헴생산능력의 존재는 국민경제의 효율성 측면에서 바람직하다고 보기 어려우며, 또한 고용은 가계 구매력의 주요 원천인 임금의 근거가 된다는 점에서 수요 측면에서도 중요한 고려 대상 중의 하나라고 할 수 있다. 이러한 중요성을 반영하여 각국의 중앙은행 등 정책당국은 오래전부터 경제 전반의 유헴생산능력을 측정하는 총생산갭과 더불어 노동력의 과소활용 정도를 정확하게 측정하여 경제안정화정책 추진에 활용하고자 노력해왔다.<sup>1)</sup>

실업률과 그에 기반한 실업률갭은 그동안 노동시장 내 유헴생산능력 측정과 관련하여 가장 널리 활용되어왔던 지표라고 할 수 있다. 잘 알려진 바와 같이 실업률갭은 균제성장경로(balanced growth path)에 부합하거나 또는 추가적인 인플레이션 압력을 초래하지 않는 실업률로 이해되는 자연실업률(natural rate of unemployment) 수준과 현재의 실업률 사이의 격차로 정의된다. 즉 현재의 실업률이 자연실업률 수준보다 높게 관측되는 것은 노동시장 내 활용되지 못한 노동력이 자연실업률이 함의하는 적정 수준보다 많다는 것을 의미하며, 이는 해당 경제의 전반적인 경제활동이 부진함을 시사하는 것으로 해석된다.

그러나 최근에는 이러한 실업률 또는 실업률갭이 노동시장 내 유헴생산능력을 정확하게 측정할 수 있을지에 대해 의문을 표시하는 주장이 지속적으로 제기되어왔다. 특히 글로벌 금융위기 이후 경제 회복과정에서 미국 경제가 경험한 이른바 ‘고용 없는 회복(jobless recovery)’은 전통적인 실업률 지표만으로는 노동시장 내 노동력의 과소활용을 보다 엄밀하게 측정하기 어렵다는 사실이 부각되는 계기로 작용하였다. 또한 Hornstein, Kudlyak and Lange(2014)과 Blanchflower and Levin(2015) 등은 금융위기에 따른 경기 침체로부터 회복하는 과정에서 미국의 실업률은 비교적 빠르게 하락하였음에도 불구하고

1) Bank of England(2014)와 Bosler et al.(2014) 등은 중앙은행이 통화정책 운용시 노동력의 과소활용 지표를 직간접적으로 활용하고 있는 좋은 사례라고 할 수 있다.

고, 명목임금의 상승률은 위기 이전과 비교하여 낮은 수준으로 상당 기간 동안 유지되는 현상이 발생하였음을 지적하였는데, 이 또한 실제 노동시장의 변화를 반영하는 지표로서 실업률이 갖는 한계를 드러내는 사례라고 볼 수 있을 것이다.

한편 실업률 지표의 유효성에 대해 의문을 제기하는 주장은 국내에서도 오래전부터 제기된 바 있다. 다수의 연구에서 지적된 바와 같이, 우리나라 공식 실업률의 특징은 3%대의 낮은 수준과 낮은 변동성으로 요약될 수 있으며, 그 원인에 대해서도 다양한 분석이 제시되어왔다. 대표적으로 김대일(2000)은 노동자의 낮은 경제활동성을 우리나라 노동공급의 중요한 특징으로 제시하면서, 경제활동과 비경제활동 사이를 자주 왕래하면서 노동시장에 대한 결착도가 낮은 “한계적 참가자”가 전체 생산가능인구의 15%를 차지한다는 연구 결과를 보고하였으며, 이후 김용현(2005)이나 황수경(2010) 등 여러 연구를 통해 이와 같이 공식 실업자에 포함되지 않는 광범위한 잠재실업자의 존재가 우리나라 공식 실업률의 유용성을 낮추는 주요 원인으로 작용하였다는 사실이 확인된 바 있다.

이렇듯 전통적인 실업률의 노동시장 내 유희생산능력 지표로서의 유용성에 대해 의문이 제기되면서, 기존 실업률 지표의 유용성 하락의 원인을 분석하고 이를 토대로 기존의 실업률 지표를 보완하는 대안지표를 개발하고자 하는 시도가 학계는 물론이고 정책당국 모두에서 다양하게 진행되어 왔다. 이러한 기존의 연구 성과를 종합해보면, 전통적인 실업률 지표의 유용성이 하락한 원인으로 크게 두 가지 요인이 제시되었다고 할 수 있다. 그중 하나는 인구구조의 변화와 경기 침체의 지속에 따라 경제활동참여율의 변동성이 확대되었다는 점을 들 수 있고, 다른 하나는 취업자, 실업자 및 비경제활동인구로 구성되는 전통적인 분류기준으로는 포착되기 어려운 불완전취업(underemployment)이나 잠재실업(hidden unemployment) 등과 같은 경제적 고용상태가 다양하게 존재한다는 점을 들 수 있다.<sup>2)</sup>

이러한 연구 결과에 따라 노동시장 내 유희생산능력의 측정을 위한 보완지표 개발과 관련된 논의는 실업률에 비해 경제활동참여율의 변동에 따른 착시현상으로부터 상대적으로 자유로운 고용률 개념을 강조하는 한편, 불완전취업이나 잠재실업 등의 경제적 고

2) 이러한 경제적 고용상태의 존재에 대응하여 각국의 정책당국은 각각의 상황에 맞게 공식 실업률 외에 다양한 보완지표를 작성하여 정책 추진에 활용하여 왔다. 황수경(2011)이 정리한 바에 따르면, OECD 회원국 가운데 27개국에서 불완전취업자를, 18개국에서 실망실업자를 정기적으로 집계하고 있으며, 잘 알려진 바와 같이 미국은 대안적 실업지표인 U1-U6를 고안하여 사용하고 있다. 한편 2014년 10월 ILO는 기존 실업자 개념의 한계를 보완하는 다양한 노동력 과소활용 지표에 관한 국제기준을 마련한 바 있다.

용상태를 보다 적극적으로 반영할 수 있도록 고용 관련 지표를 개선하는 데 집중되어 왔다.

본 연구는 이러한 국내외 연구 성과를 바탕으로 실업률이나 고용률과 같은 전통적인 고용지표를 보완하여 우리나라 노동시장에서의 유희생산능력 추정에 도움이 될 수 있는 지표를 선별하고, 이러한 지표를 관련 자료에 적용함으로써 우리나라 노동시장에서의 노동력 과소활용 정도를 추정하고자 한다. 특히 본 연구는 2015년부터 통계청에서 집계하여 공식적으로 발표하고 있는 고용보조지표의 활용 가능성에 대해 집중적으로 살펴보고자 하며, 이를 위해 먼저 통계청이 발표하고 있는 고용보조지표의 정의를 2003년부터 2014년까지 경제활동인구조사 원자료에 소급 적용하여 해당 기간 동안의 고용보조지표를 각각 추산하고자 한다. 또한 이렇게 추정된 고용보조지표와 이를 활용한 노동시장 유희생산능력 지표에 대해 간단한 실증분석을 시도하고, 그 결과를 바탕으로 각 지표의 정책 활용 가능성에 대해 평가하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 노동시장의 유희생산능력 추정에 관한 국내외 관련 연구 결과를 소개하고, 이를 토대로 제Ⅲ장에서는 우리나라 노동시장에서 노동력의 과소활용 정도의 측정에 유용할 것으로 판단되는 지표를 선정하여 추정한다. 제Ⅳ장에서는 추정된 노동시장의 유희생산능력 지표를 이용한 간단한 실증분석을 통해 개별 지표의 유용성을 정책 활용 가능성의 측면에서 평가하며, 그리고 제Ⅴ장에서는 최근 고용시장의 동향을 상기한 유희생산능력 지표를 이용하여 분석하고, 향후 인플레이션 전망에 관한 시사점을 도출한다. 결론에서는 본 연구의 주요 분석 결과에 대한 요약과 이와 관련한 정책적 시사점에 대하여 서술할 것이다.

## Ⅱ. 관련 문헌 개관

본 장에서는 노동시장 내 유희생산능력 추정과 관련된 국내외 문헌을 소개하고, 본 연구의 차별성을 논의하고 그 의의를 검토하고자 한다.

최근 다수의 연구가 전통적인 노동력 과소활용 지표인 실업률과 주요 거시경제 지표 사이에 상관성이 약화되었음을 시사하는 분석 결과를 보고하고 있다. 먼저, Knotek(2007)은 ‘오쿤의 법칙’이라 불리는 실업률의 변동과 총생산 사이의 상관성이

2000년대 들어 과거에 비해 크게 약화되었음을 시사하는 분석 결과를 보고하였으며, 또한 두 변수 사이의 관계가 시기에 따라 매우 상이하게 나타나는 등 안정적인 관계로 보기도 어렵다는 사실도 함께 제시한 바 있다. 또한 앞서 소개한 바와 같이 Hornstein, Kudlyak and Lange(2014)와 Blanchflower and Levin(2015)은 글로벌 금융위기 이후 경제가 회복되는 과정에서 나타난 미국의 실업률과 명목임금 상승률의 변화는 전통적인 실업률 지표로만은 노동시장의 여건 변화를 정확하게 파악하기 어렵다는 점을 지적하면서, 대안적 보조지표의 필요성을 주장한 바 있다.

한편 이러한 전통적인 실업률 지표의 유용성 저하와 관련하여 경제활동참여율의 변동에 관한 새로운 분석들이 시도되고 그 결과가 다수 제시되었다. 먼저 Zandweghe(2012)는 글로벌 금융위기 이후 미국의 실업률과 여타 거시경제 여건 사이의 상관성을 약화시킨 주된 이유의 하나로 인식되었던 경제활동참여율 하락 원인을 다양한 자료를 이용하여 분석하였는데, 그의 분석 결과에 따르면 2007년에서 2011년 사이 인구구조 변화와 같은 장기추세가 미국 노동시장에서 나타난 경제활동참여율 하락(약 1.9%p)의 절반을 설명할 수 있으며, 나머지 절반은 경기 부진 지속에 따른 부정적인 효과로 설명될 수 있음을 주장하였다. 이와 유사하게 Erceg and Levin(2014)도 2007년 이후 경기 요인이 미국의 경제활동참여율 하락의 상당 부분을 설명할 수 있음을 시사하는 실증분석 결과를 보고하였으며, 아울러 실업과 경제활동참가 여부가 내생화된 뉴케인지언 DSGE 모형을 바탕으로 글로벌 금융위기 직후 경제활동참여율의 변동폭이 크게 확대된 상황에서는 기존의 실업률갭만을 고려하는 통화정책보다 실업률갭뿐만 아니라 경제활동참여율갭도 추가로 고려하는 통화정책이 더 바람직할 수 있다는 이론분석의 결과도 함께 제시하였다.

이에 따라 노동력의 과소활용 정도를 측정하는 데 있어서 전통적인 실업률 지표나 고용률 지표를 보완하는 대안 지표에 대한 모색이 꾸준히 이루어졌다. 먼저 Bank of England는 완전취업자와 비교하여 근로시간이 짧은 불안전취업자의 존재를 적극적으로 반영할 수 있도록 변형한 총근로시간 기준 고용률갭 지표를 고안하고, 그 추정 결과를 2014년부터 인플레이션 보고서를 통해 공개하고 있다.<sup>3)</sup> Levin(2014)와 Blanchflower and Levin(2015)은 Bank of England가 제안한 고용률갭과 유사한 고용률갭을 고안하여 추정하였는데, 이들의 분석 결과는 최근 미국 고용률갭 변동의 절반가량이 경제활동참여율의

3) 이렇듯 총근로시간을 기준으로 고용률갭을 추정하면 불안전취업자의 증가가 완전취업자와는 다르게 고용지표에 부분적으로만 반영되므로, 전통적인 지표가 측정하지 못하는 노동시장의 여건 변화를 보다 엄밀하게 파악할 수 있을 것이다.

변동과 불완전취업자의 변동에 따른 것이라고 시사하고 있다. 이외에도 Hornstein, Kudlyak and Lange(2014)은 모든 비취업자(nonemployed)가 취업자로 이행하는 확률이 상이하다는 사실을 이용하여 이른바 ‘비취업자 지수(nonemployment index)’를 작성하여 노동력 과소활용 지표로 활용하였다.

한편 노동시장 내 유휴생산능력과 추정과 관련된 국내 문헌으로는 김대일(2000), 김기호·장동구(2005), 황수경(2010; 2011), 박강우·이상우(2013) 및 정현상(2014) 등을 대표적인 사례로 제시할 수 있다.

앞서 소개한 바와 같이 김대일(2000)은 노동자의 낮은 경제활동성을 우리나라 노동공급의 중요한 특징으로 제시하면서, 전체 생산가능인구의 15%은 경제활동과 비경제활동 사이를 자주 왕래하면서 노동시장에 대한 결착도가 낮은 ‘한계적 참가자’가 차지한다는 연구 결과를 보고하였다. 김기호·장동구(2005)은 실제 고용률과 추세 고용률의 차이로 고용률갭을 정의하여 추정한 뒤, 전통적인 실업률갭과 인플레이션 설명력을 비교한 결과, 고용률갭이 보다 우월한 설명력을 보이고 있다는 분석 결과를 제시하였다. 또한 황수경(2010)은 우리나라 공식 실업률 지표의 내재적 문제점을 상세히 논증한 뒤, 미국 BLS의 U3~U6의 기준을 우리나라에 적용하여 확장실업지표의 활용 가능성을 실증적으로 검증한 바 있으며, 황수경(2011)은 우리나라 공식 실업률 통계의 한계가 근본적으로 설문 자체에 내재되어 있다고 주장하면서, 통계청의 경제활동인구조사 설문지를 ILO 표준설문에 근접하게 수정한 후, 1,200명을 대상으로 시험 조사한 결과, 공식 설문지와 비교하여 실업자가 4배 많게 분류되었음을 보고하였다. 한편 박강우·이상우(2013)는 전통적 기준의 노동시장지표와 다양한 대안적 노동시장 지표에 대한 비교를 통해, 대안적 지표가 전통적 지표에 비해 유용성이 상대적으로 높게 나타났음을 주장하였다.

마지막으로 정현상(2014)은 통계청이 2015년부터 집계하여 공식적으로 발표하고 있는 고용보조지표의 정의를 본 연구와 유사한 방식으로 2005년부터 2014년까지의 경제활동인구조사 자료에 소급 적용하여 시간관련추가취업자, 잠재경제활동인구 등을 추산하고, 이를 바탕으로 동 기간의 고용보조지표 추이를 산출하였다. 그러나 산출된 고용보조지표를 이용한 본격적인 실증분석을 시도하기보다는 그래프를 이용한 시각화에만 그쳤다는 점에서 본 연구와는 차이가 크다고 할 수 있다.

### Ⅲ. 노동시장 유휴생산능력 지표 추정

본 장에서는 실업률이나 고용률과 같은 전통적인 고용지표를 보완하여 우리나라 노동시장에서의 유휴생산능력 추정에 도움이 될 수 있는 지표를 선별하고, 이러한 지표를 고용 관련 자료에 적용함으로써 우리나라 노동시장에서의 노동력 과소활용 정도를 추정하고자 한다. 이 과정에서 본 연구는 선행연구의 연구 성과로부터 유용성이 일정 부분 확인된 것으로 평가할 수 있는 불완전취업이나 잠재실업 등을 포괄하는 보완적 고용지표와 고용률 지표의 확장에 집중하고자 한다. 이하에서는 먼저 보완적 고용지표의 정의 및 추정과정에 대해 개략적으로 살펴보고, 이를 바탕으로 실업률 개념에 기초하고 있는 유휴생산능력 지표인 고용보조지표와 그에 따른 고용보조지표값에 대해 논의한다. 그리고 이어서 보완적 고용지표를 이용하여 고용률 개념에 기반하고 있는 유휴생산능력지표인 다양한 고용률값을 소개하고 추정한다.

#### 1. 고용보조지표와 실업률 개념에 기반한 유휴생산능력 지표

주지하는 바와 같이 2015년부터 통계청은 불완전취업과 잠재실업과 같은 경계적 고용상태를 공식 고용통계에 반영하기 위해, 전자를 ‘시간관련추가취업가능자’로, 후자를 각각 ‘잠재취업자’와 ‘잠재구직자’로 분류하여 식별하고, 이를 토대로 ‘고용보조지표 1’, ‘고용보조지표 2’, ‘고용보조지표 3’을 각각 계산하여 발표하고 있다.

그러나 통계청의 공식 고용보조지표는 2015년 이후부터만 발표되고 있어 공식 지표만을 대상으로 본격적인 실증분석을 수행하기에는 시계열의 가용기간이 충분치 않다. 이러한 현실적 한계를 고려하여 본 연구는, 정현상(2014)과 유사하게 고용보조지표의 공식 정의를 2015년 이전 경제활동인구조사 원자료에 소급 적용함으로써 의미 있는 실증분석에 충분한 길이의 시계열을 확보하고자 하였다.<sup>4)</sup> 다만, 현재 통계청의 공식 고용보조지

4) 다만, 앞으로 공표될 공식 고용보조지표는 변환된 경제활동인구 조사표를 통해 집계되기 때문에, 아래에서 설명된 바와 같은 가정 없이는 소급 적용한 시계열과 직접 연결하여 사용할 수 없다.

〈표 1〉 고용보조지표 분류기준의 개요와 정의

취업자	비취업자		
	(취업 가능)	(취업 불가능)	
시간관련추가취업가능자	실업자	잠재취업자	(구직 활동 유)
	잠재구직자		(구직 활동 무)

15세 이상 인구 : , 경제활동인구 : , 비경제활동인구:

잠재경제활동인구 : 잠재취업자+잠재구직자

확장경제활동인구 : 경제활동인구+잠재경제활동인구

고용보조지표1 : (실업자+시간관련추가취업가능자) / 경제활동인구

고용보조지표2 : (실업자+잠재경제활동인구) / 확장경제활동인구

고용보조지표3 : (실업자+시간관련추가취업가능자+잠재경제활동인구) / 확장경제활동인구

표 식별을 위해 필수적인 설문 문항 중 일부가 포함되지 않은 2003년 이전 자료는 고려할 수 없었다. 한편, <표 1>은 현재 통계청 경제활동인구조사에 기초한 주요 고용지표와 고용보조지표의 분류기준 및 정의를 정리하고 있다.

경제활동인구조사는 15세 이상 생산가능인구 중 대략 6만에서 7만 수준의 표본 집단을 대상으로 조사된 결과이며, 모집단을 추정할 수 있는 가중치(weight)가 원자료와 함께 제공된다. 고용상태 식별과 관련하여 가장 상위의 범주는 경제활동인구와 비경제활동인구이며, 전자는 다시 취업자와 실업자로 구분되고, 후자는 생산가능인구 중 취업자나 실업자 어디에도 속하지 않는 경우로 정의된다. 주지하는 바와 같이 전통적인 공식 실업률은 경제활동인구 중 실업자의 비율을 정의되는데, 고용보조지표는 확장된 기준으로 실업자 또는 경제활동인구를 식별하고, 이를 바탕으로 계산된 실업률이라고 이해할 수 있다. 즉, 확장된 실업자의 범주에 취업자 중 시간관련추가취업가능자와 같은 불안전취업자를 포함할 수 있으며, 확장경제활동인구는 기존의 비경제활동인구 중 잠재적인 경제활동을 하고 있는 잠재취업자와 잠재구직자를 포함할 수 있다. 고용보조지표 1은 이 중에서 시간관련추가취업가능자만을 고려한 실업률이라고 볼 수 있으며, 고용보조지표 2는 잠재경제활동인구만을, 그리고 고용보조지표 3은 시간관련추가취업가능자와 잠재경제활동인구 모두를 고려한 확장된 실업률이라고 할 수 있다.

이와 같은 범주 구분에 따라 각각 식별하는 기준은 다음과 같다. 취업자는 조사대상 기간 중에 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자이다. 이 중에서 실제 취업시간이 35시간



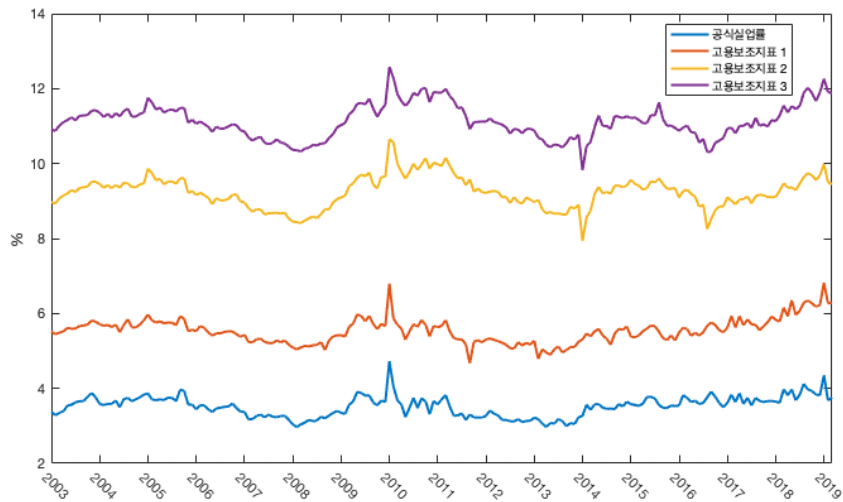
미만인면서 추가 취업을 희망하고 추가 취업이 가능한 자는 시간관련추가취업가능자로 분류된다. 시간관련추가취업가능자를 정확하게 식별하기 위해서는 추가 취업 희망 및 가능 여부를 모두 파악해야 하나, 전자는 2003년부터 이후 가용한 반면 후자는 오직 2012년부터만 가용하다. 이러한 한계로 인해, 본 논문에서는 2003년부터 2014년까지의 시간관련추가취업가능자를 추가취업희망자 중에서 추가취업가능자의 비율은 일정하다는 가정하에 추정하였으며, 이때의 비율은 2015년부터 2017년까지 통계청의 공식 추가취업희망자와 추가취업가능자의 비율을 평균하여 이용하였다.

한편 잠재경제활동인구 중 잠재취업자는 비경제활동인구 중에서 지난 4주간 구직활동을 하였으나, 조사대상 기간에 취업이 가능하지 않은 자를 말한다. 이 범주는 2003년부터 현재까지 관련 설문 문항이 일관성 있게 유지되어 추정 결과 그대로 사용하였다. 반면 잠재구직자는 비경제활동인구 중에서 지난 4주간 구직활동을 하지 않았지만, 조사대상 주간에 취업을 희망하고 취업이 가능한 자를 지칭하는데, 잠재구직자의 구분 여부를 묻는 설문 문항은 2003년부터 현재까지 유사한 형태로 존재함에도 불구하고 추정 결과 공식 시계열이 발표되기 시작하는 2015년부터 자료의 불연속성이 매우 뚜렷하게 나타났다.<sup>5)</sup> 이와 같은 잠재구직자 시계열의 불연속성 문제를 회피하기 위해서 다음과 같은 우회적인 방법을 통해 잠재구직자의 규모를 추정하였다. 잠재구직자를 포함한 비경제활동인구 추이는 2003년부터 2011년까지 추세적으로 증가하는 모습을 보이다가, 2011년 이후에는 일정 수준 주변에서 변동하며 안정적 과정(stationary process)의 특징을 보여주고 있다. 이러한 특성을 반영하여, 잠재구직자의 2011년부터 2014년까지의 평균과 2015년부터 2018년까지의 평균이 일치하도록 2003년부터 2014년까지의 잠재구직자 전체적인 수준을 상향 조정하였다. 이와 같은 방식으로 일부 시계열을 보간(interpolate)한 2003년부터 최근까지의 고용 관련 자료를 기초로 하여, 실업률, 고용보조지표 및 각 고용률에 대한 값을 추정하였다.

[그림 1]은 상기한 분류기준으로 추정된 고용보조지표와 공식 실업률의 추이를 나타내고 있다. 더 포괄적인 실업자 개념에 기초하고 있는 고용보조지표가 공식 실업률에 비하여 전반적으로 더 높은 수준을 나타내고 있는 가운데, 고용보조지표 2와 고용보조지표 3은 공식 실업률이나 고용보조지표1에 비해 다소 다른 움직임을 보여주고 있는데, 이는

5) 2014년 이전에 비해 2015년의 잠재구직자는 약 100만 명 이상 증가한 것으로 나타났는데, 통계청에 문의한 결과 이는 잠재구직자로 분류하는 내부 기준이 ILO의 기준 변화에 맞춰 2015년 크게 변경된 것에 기인한 것으로 자료의 불연속성이 불가피한 것으로 판단된다.

[그림 1] 공식 실업률과 고용보조지표의 추이



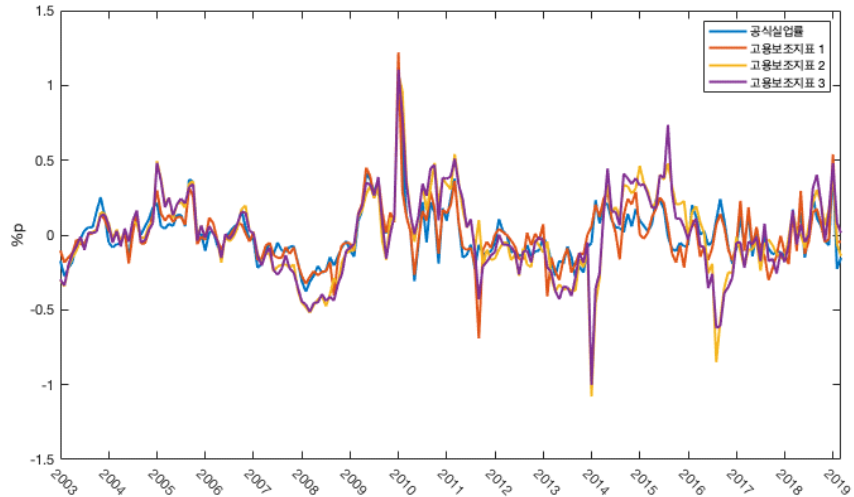
주 : 고용보조지표 1, 2 및 3에 대해서는 Census X-12를 이용하여 계절성을 제거하였음.

경제적 고용상태의 범주 중 비중이 가장 큰 잠재구직자의 포함 여부에 따른 것으로 보인다.<sup>6)</sup> 한편 통계청에서 공식적으로 발표되고 있는 고용보조지표2와 고용보조지표 3은 최근 각각 9%와 11% 내외의 수준으로 위의 그림에서보다 높게 나타나고 있는데, 이러한 차이는 앞서 언급한 바와 같이 잠재구직자 관련 내부 분류기준 변화로 인한 것으로 이해할 수 있다. 다만, 실증분석에서는 대체로 추세나 평균적인 수준이 제거되고 남은 변동 부분만을 대상으로 하는 것이 일반적이기 때문에 수준의 차이로부터 발생하는 오류는 크지 않을 것으로 판단된다.

다음의 [그림 2]는 HP(Hodrick-Prescott) 필터를 이용하여 공식 실업률과 고용보조지표의 추세를 제거한 후 변동 부분만을 추출하여 그 결과를 보여주고 있다. 원시계열과 유사하게 추세가 제거된 시계열에서도 공식 실업률과 고용보조지표 1, 그리고 고용보조지표 2와 고용보조지표 3이 서로 유사한 추이를 보여주고 있다. 한편, 다른 추세 추출기법인 BP(Band-Pass) 필터를 이용하여 실증분석을 수행하기도 하였는데, 분석 결과의 정성적인 차이는 크지 않았다. 다만, 분석 대상 기간이 짧아 가용한 시계열이 충분치 않음을

6) 예컨대, 2011년 중, 2014년 초, 그리고 2016년 중반에는 방향성이 다소 차이가 있음을 알 수 있다.

[그림 2] 공식 실업률갭과 고용보조지표갭의 추이



주 : 각 갭의 추정과정에서 추세의 제거는 HP 필터( $\lambda=14,400$ )를 이용하였음.

감안하여 관측치의 손실이 상대적으로 작은 HP 필터를 사용한 경우를 기준 분석 결과로 제시하였다.<sup>7)</sup>

## 2. 고용률 개념에 기반한 유희생산능력 지표

다음으로 본 연구는 기존 연구 결과로부터 전통적인 실업률갭에 비해 그 유용성이 상대적으로 높게 나타난 고용률갭을 이용한 다양한 유희생산능력 지표를 고려하고자 한다. 생산가능인구 대비 취업자로 정의되는 공식 고용률과 그에 입각한 고용률갭을 고려하는 것은 물론이고, 앞서 살펴본 보완적 고용지표를 고용률 개념에 적용한 가칭 ‘확장고용률’을 제안하고 이를 토대로 확장된 형태의 고용률갭도 추정할 것이다. 아울러 앞서 소개한 바와 같이, Bank of England(2014), Levin(2014) 및 Blanchflower and Levin(2015) 등에서 활용된 바 있는 형태의 고용률갭도 함께 검토하고자 한다.

먼저 공식 고용률에 입각한 고용률갭은 공식 고용률로부터 HP 필터를 이용하여 추세

7) BP 필터를 사용한 경우의 실증분석 결과는 독자의 요청이 있을 시에 제공될 수 있음을 알린다.

를 제거하는 단순한 방식으로 정의하고, 이를 ‘고용률갭 1’로 지칭하고자 한다. 한편 ‘고용률갭 2’는 Erceg and Levin(2014)이 제시한 다음과 같은 근사식을 활용하여 정의한다. 아래의 식에서  $EGAP$ ,  $LFPR$  및  $u$ 는 각각 고용률갭, 경제활동참여율 및 실업률을 나타내고,  $t$ 는 시간을 나타내는 첨자이다. 한편 각 변수에 ‘\*’이 표시된 경우는 해당 변수의 자연율(natural-rate) 수준을 나타낸다.

$$EGAP_t \simeq (1 - u_t^*)(LFPR_t - LFPR_t^*) - LFPR_t^*(u_t - u_t^*)$$

위의 식이 시사하는 바와 같이, 고용률갭은 경제활동참여율갭과 실업률갭으로 분해할 수 있으므로, 만약 적절한 방식으로 경제활동참여율갭과 실업률갭을 추정할 수 있다면, 비록 전통적인 경제활동참여율과 실업률에 의존한다고 하더라도 ‘고용률갭 1’과는 상이한 고용률갭을 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 본 논문에서는 이러한 방식으로 정의된 고용률갭을 ‘고용률갭 2’라고 지칭하고자 한다.<sup>8)</sup> 고용률갭 2를 산출하기 위해서 먼저 공식 경제활동참여율과 실업률로부터 HP 필터를 이용하여 각각의 추세를 제거하는 방식으로 각각의 갭을 산출하였으며, 이를 위의 수식에 따라 합산한 것을 고용률갭 2로 정의하였다.

한편 고용보조지표를 보완적 고용지표를 이용한 확장된 실업률로 이해한다면, 마찬가지로의 방식으로 확장된 고용률도 정의할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 시간관련추가취업가능자를 실업자로 분류하는 고용보조지표 1의 정의에 부합하는 방식으로 고용률을 다음과 같이 정의하고, 이를 ‘확장고용률’로 지칭하고자 한다.

$$\text{확장고용률} = \frac{\text{취업자} - \text{시간관련추가취업가능자}}{\text{생산가능인구}}$$

이렇게 정의된 확장고용률 개념을 토대로 두 가지의 고용률갭을 추가적으로 정의할 수 있다. 즉 ‘고용률갭 3’은 고용률갭 1과 동일하게 확장고용률에 HP필터와 같은 통계적 필터 기법을 적용하여 추세를 제거한 것으로 정의하고, ‘고용률갭 4’는 고용률갭 2와 마찬가지로 경제활동참여율갭과 실업률갭을 각각 따로 추산하여 합산하는 방식으로 정의

8) 한편 위의 식으로부터 도출할 수 있는 또 다른 흥미로운 시사점은 고용률갭과 실업률갭 사이의 상관성이 높게 유지되기 위해서는 경제활동참여율갭이 매우 낮은 수준에서 안정적으로 유지되어야 한다는 점이다. 이를 통해 경제활동참여율의 변동성이 확대된 경우에는 실업률만으로는 노동시장 내 변동을 적절하게 파악하기 어렵다는 사실을 쉽게 이해할 수 있다.

하고자 하는데, 이때 경제활동참여율갭과 실업률갭은 앞서 소개한 고용보조지표 상의 확장경제활동참여율과 고용보조지표 3을 이용하여 산출한다.

마지막으로 고려하는 고용률갭은 앞서 서술한 바와 같이, Bank of England(2014), Levin(2014) 및 Blanchflower and Levin(2015) 등에서 활용된 바 있는 형태의 고용률갭이다. 본 연구에서는 Levin(2014)의 방식에 따라 고용률갭을 추정하였는데, 이를 위해서는 먼저 경제활동인구 규모, 실업자의 규모 및 불완전취업자(시간관련추가취업가능자)의 규모에 대해 각각 추세를 구하고, 현재 수준과 추세 사이의 차이를 이용하여 각각의 갭을 추정한다. 예컨대 경제활동인구의 현재 규모가 추세 수준에 비해 10만 명 낮은 상황이라고 한다면, 이는 낮은 경제활동참여율로 인해 10만 명의 노동력이 과소활용되고 있다고 해석되는 것이다. 한편 시간관련추가취업가능자는 완전한 의미에서 취업자로 간주될 수 없으므로, 시간관련추가취업가능자의 평균 근로시간과 완전취업자의 평균 근로시간 사이의 차이를 감안하여 합산한다.<sup>9)</sup> 이러한 방식으로 각각에 대해 수준(level) 기준의 갭을 구하여 합산한 뒤, 이를 생산가능인구로 나눈 것으로 ‘고용률갭 5’를 정의한다.<sup>10)</sup>

〈표 2〉 고용률갭 추정 방법 개요

	추정 방법
고용률갭 1	- 공식고용률에 통계적 필터 기법을 적용하여 순환변동치를 추출
고용률갭 2	- 경제활동참여율과 실업률에 통계적 필터 기법을 적용하여 각각의 순환변동치를 추출 - 본문에 제시된 산식을 이용하여 각각의 순환변동치를 합산
고용률갭 3	- 추산한 확장고용률에 통계적 필터 기법을 적용하여 순환변동치를 추출
고용률갭 4	- 확장경제활동참여율과 고용보조지표3에 통계적 필터 기법을 적용하여 각각의 순환변동치를 추출 - 고용률갭2에서 사용한 산식을 이용하여 각각의 순환변동치를 합산
고용률갭 5	- Levin(2014)에 따라 산출

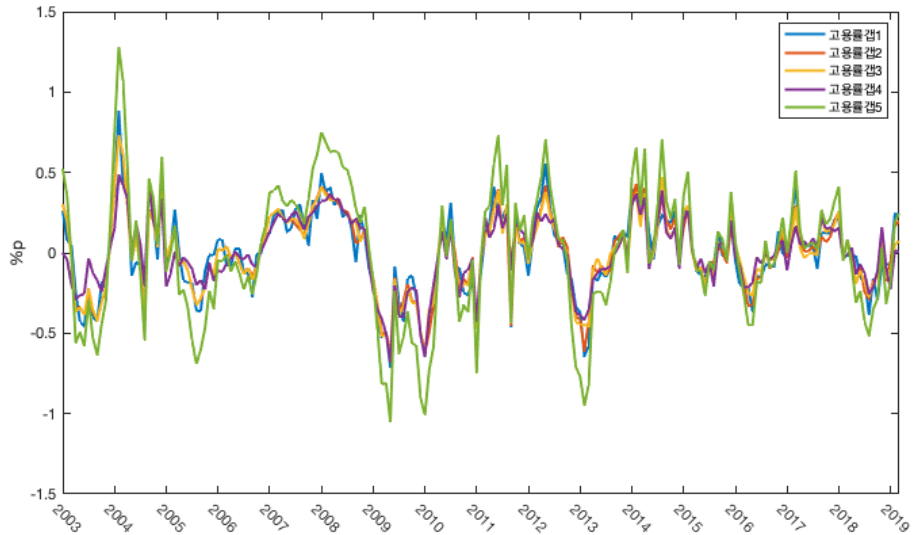
9) 이를 위해서는 시간관련추가취업가능자와 완전취업자 간 평균근로시간의 차이에 관한 정확한 추정치가 존재하여야 하나, 우리나라의 경우 해당 정보가 부재하여 불가피하게 Levin(2014)의 추정치를 사용하여 합산하였다. Levin(2014)에 따르면 시간관련추가취업가능자와 완전취업자의 평균 근로시간의 비율은 0.535로 추정되었다. 다만 최근 국내에서도 이른바 ‘전일제 환산 취업자(full-time equivalent employment)’ 추산에 대한 관심 제고로 관련 연구도 본격적으로 시작되고 있어 향후에는 보다 정확한 추정치를 사용할 수 있을 것으로 기대된다. 전일제 환산 취업자 추산 관련 연구로는 박기성·서영빈(2020)을 참조하라.

10) 도출과정에 관한 보다 구체적인 사항에 대해서는 Levin(2014)과 Blanchflower and Levin(2015)를 참고하라.

한편 경제활동참여율과 실업률의 장기추세 추정치를 잠재 경제활동참여율과 잠재실업률로 사용한 Erceg and Levin(2014) 등의 연구와는 달리 본 연구에서는 통계적 추세추출법(HP 필터)을 실제 경제활동참여율과 실업률에 적용하여 이로부터 순환변동치를 추출하고, 이를 갭으로 정의하여 사용한 것은 본 연구의 주요한 한계라고 할 수 있다. 경제활동참여율갭과 실업률갭 등을 보다 엄밀하게 추정하기 위해서는 구조 모형(structural model) 등을 이용한 자연실업률의 추정이나, 인구 추계 등을 감안한 장기경제활동참여율의 추산이 선행되어야 하나, 본 연구에서는 이를 감안하지 못하였으며, 따라서 이하에서 제시되는 분석 결과에는 이러한 한계가 존재함을 미리 밝히고자 한다.

아래의 [그림 3]은 상기한 방식으로 정의된 다양한 고용률갭의 추정 결과이다.<sup>11)</sup> 시기에 따라 다소간의 차이가 존재하지만 대체로 모든 고용률갭이 비슷한 동학을 나타내고 있음을 확인할 수 있다.

[그림 3] 고용률갭의 추이



주: 각 고용률갭의 추정과정에서 추세의 제거는 HP 필터( $\lambda=14,400$ )를 이용하였음.

11) 추정 과정에서 계절성 제거가 필요한 경우에는 Census X-12를 사용하여 계절성을 제거하였다.

## IV. 노동시장 유희생산능력 지표의 유용성 검증

이 장에서는 제Ⅲ장에서 제시한 다양한 노동시장 유희생산능력 지표의 유용성을 검증하기 위해 이를 이용한 실증분석을 시도하고, 그 결과를 바탕으로 각 지표의 정책 활용 가능성에 대해 평가하고자 한다. 이를 위해 먼저 개별 노동시장 유희생산능력 지표와 주요 거시경제 변수 사이의 시차상관구조를 분석함으로써, 각 지표의 경기변동과 관련된 동학적 특성을 개략적으로 살펴본다. 다음으로는 필립스 곡선을 이용한 인플레이션 예측력 검정 및 오쿤의 방정식 추정을 통해 각 지표가 거시경제 여건 변화와 관련된 정보를 얼마나 내포하고 있는지 비교 분석함으로써, 이를 바탕으로 향후 경제안정화 정책 수립 및 추진 과정에서의 활용 가능성을 평가한다.

### 1. 시차상관구조의 분석

다음에서 제시되고 있는 <표 3>에서 <표 6>까지는 제Ⅲ장에서 추정한 다양한 노동시장 유희생산능력 지표와 주요 거시경제지표 사이의 시차상관구조를 정리하고 있다. 시차상관구조에 대한 분석은 각 거시경제지표의 시점( $t$ )을 기준으로 18개월까지 선행과 후행하는( $t+i$ ) 유희생산능력 지표 사이의 상관계수를 월별로 계산하는 방식으로 이루어졌으나, 독자의 편리를 고려하여 이를 다시 분기별로 평균하여 제시하였다.

먼저 <표 3>은 전산업 생산지수의 순환변동치와 다양한 노동시장 유희생산능력 지표 사이의 상관계수를 정리하고 있다. <표 3>에서 나타나고 있는 가장 두드러진 특징은 전체적으로 모든 지표가 전산업 생산지수에 대해서 후행성을 나타내고 있다는 점이며, 이는 고용지표가 대체로 경기에 후행한다는 선행연구의 결과와 부합하는 것이라고 할 수 있다. 또한 실업률에 기반한 지표의 경우 대략 2분기 후행하는 시점에서 상관계수의 절댓값이 가장 컸던 반면, 고용률에 기반한 지표의 경우에는 1분기 후행하는 시점에서 상관성이 가장 뚜렷하게 나타나, 대체로 고용률에 기반한 지표가 실업률에 기반한 지표에 비해 경기 변수와의 시차가 더 짧은 것으로 드러났다. 또한 고용률에 기반한 지표가 실

업률에 기반한 지표에 비해 전체적으로 상관계수가 높게 나타났는데, 특히 보완적 고용 지표를 활용한 고용률갭 3, 4 및 5는 상관성이 가장 높은 시점에서의 상관계수가 약 0.5에 이르는 등, 실업률 개념에 기반한 지표에 비해 뚜렷한 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

다음으로 <표 4>와 <표 5>는 각각 소비자물가지수와 근원물가지수 인플레이션과 노동시장 유희생산능력 지표 사이의 시차상관구조를 정리하고 있다. 우리나라의 경우 전월 대비 인플레이션에 대한 예측력이 높지 않다는 점을 감안하면, 두 경우 모두에서 전월 대비 인플레이션에 대해서는 어떤 지표도 의미 있는 상관성을 나타내지 못하고 있다는 사실은 자연스러운 결과라고 할 것이다. 반면 전년 동월 대비 인플레이션과 관련하여서는 시차를 1년 이내로 한정하여 본다면 각 지표 사이에 유의미한 차이가 나타나고 있는데, 가장 주목할 만한 점은 소비자물가지수와 근원물가지수 인플레이션에 대해서 모두 고용률갭 5를 중심으로 고용률갭들의 상관성이 대체로 높게 나타났다는 것이다. 특히 고용률갭 5는 상관성이 가장 높을 때의 상관계수가 0.5에 근접하거나 상회하고 있어, 해당 지표에 전년 동월 대비 기준 인플레이션에 대한 의미 있는 정보가 내포되었을 가능성을 시사한다. 반면 실업률 개념에 입각한 지표의 경우에는 소비자물가지수와 근원물가지수 인플레이션 사이에서 상관성의 차이가 비교적 크게 나타났는데, 전자에 대해서는 상관성이 거의 나타나지 않은 반면 후자에 대해서는 고용률갭과 유사한 수준의 상관성이 존재하는 것으로 드러났다. 또한 고용률 개념에 입각한 지표 사이에서는 대체로 보완적 고용 지표를 많이 반영할수록 인플레이션과의 상관성이 높게 나타나고 경향이 있는 반면, 실업률 개념에 입각한 지표에서는 그러한 경향성을 발견할 수 없다는 점도 흥미롭다. 한편 기준 물가지수에 따라 인플레이션과 노동시장 유희생산능력 지표 사이의 선행성과 후행성이 상이하게 나타났는데, 소비자물가지수 인플레이션에 대해서는 1분기가량의 후행성이 근원물가지수 인플레이션에 대해서는 1분기가량의 선행성이 존재하는 것으로 나타났다.

마지막으로 <표 6>은 명목임금 상승률과 노동시장 유희생산능력 지표 사이의 시차상관구조를 정리하고 있는데, 물가지수와와의 시차상관구조에서와 마찬가지로 전기대비 임금 상승률과의 사이에서는 어떠한 뚜렷한 상관성도 발견되지 않는다. 그러나 흥미로운 사실은 실업률에 기반한 유희생산능력 지표는 전년동기 대비 명목임금 인플레이션에 대한 선행성이 비교적 뚜렷하게 나타나고 있다는 점이다. 이는 고용률에 기반한 지표에 비하여 실업률에 기반한 지표가 임금 결정에 대해서는 보다 많은 정보를 내포한다는 의미로 해



〈표 3〉 전산업 생산지수와 노동시장 유희생산능력 지표의 시차상관계수

전산업생산지수( $Y_t$ ), 노동시장 유희생산능력지표( $X_{t+i}$ )

$i$	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
공식 실업률꺾	0.14	0.16	0.25	0.11	0.12	0.03	-0.18	-0.29	-0.41	-0.29	-0.26	-0.22	0.08
고용보조지표1꺾	0.15	0.17	0.25	0.14	0.12	0.04	-0.22	-0.30	-0.42	-0.33	-0.24	-0.18	0.06
고용보조지표2꺾	0.17	0.21	0.28	0.19	0.12	0.05	-0.13	-0.23	-0.30	-0.24	-0.22	-0.27	-0.07
고용보조지표3꺾	0.17	0.20	0.29	0.20	0.13	0.05	-0.15	-0.24	-0.32	-0.26	-0.20	-0.25	-0.08
고용률꺾 1	-0.10	-0.15	-0.21	-0.17	-0.11	0.10	0.30	0.41	0.36	0.25	0.22	0.09	-0.19
고용률꺾 2	-0.11	-0.14	-0.21	-0.18	-0.12	0.09	0.27	0.40	0.37	0.25	0.22	0.10	-0.17
고용률꺾 3	-0.19	-0.24	-0.30	-0.23	-0.09	0.11	0.33	0.46	0.47	0.34	0.25	0.08	-0.16
고용률꺾 4	-0.20	-0.24	-0.28	-0.23	-0.10	0.11	0.34	0.47	0.46	0.34	0.25	0.08	-0.17
고용률꺾 5	-0.19	-0.22	-0.27	-0.22	-0.15	0.09	0.31	0.44	0.42	0.32	0.29	0.15	-0.15

주: 1) 계절조정 전산업 생산지수를 HP 필터를 이용하여 추세를 제거한 후 사용.  
 2) 각각 18개월의 선행과 후행의 시차를 고려하여 월별 시차상관계수를 계산한 후,  $i$  분기의 시차에 해당하는 월별 시차상관계수의 평균을 계산하여 표의 각셀에 표기하였음.

석될 수 있으나, 상관계수의 부호가 통상의 거시경제이론의 예측과는 상반되게 나타나고 있으므로 추가적인 분석을 통해 그 이유를 보다 구체적으로 파악할 필요가 있을 것으로 사료된다.

지금까지의 분석 결과를 종합하면, 전체적으로 보완적 고용지표를 활용한 고용률꺾이 실업률이나 실업률에 기반한 지표에 비해 주요 거시경제 변수와의 상관성이 높게 나타났다고 할 수 있는데, 이는 고용률 개념에 입각한 유희생산능력 지표가 실업률에 입각한 지표에 비해 거시경제 여건 변화와 관련된 정보 제공의 측면에서 그 유용성을 상대적으로 높게 평가할 수 있음을 시사하는 것으로, 향후 노동시장 내 유희생산능력 측정을 위한 지표를 선정 또는 설계하는 데에 있어서 매우 유용한 시사점을 제시하고 있다고 할 것이다.

〈표 4〉 소비자물가지수 인플레이션과 노동시장 유휴생산능력 지표의 시차상관계수

소비자물가지수 인플레이션( $Y_t$ ), 노동시장 유휴생산능력지표( $X_{t+i}$ )

$i$	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
전월 대비 인플레이션													
공식실업률갭	0.11	0.03	0.08	0.06	-0.02	-0.08	-0.03	-0.01	-0.10	-0.09	0.02	0.08	0.03
고용보조지표1갭	0.13	0.05	0.07	0.05	0.00	-0.08	0.05	-0.04	-0.11	-0.11	0.01	0.09	0.07
고용보조지표2갭	0.09	0.04	0.08	0.10	0.03	-0.05	-0.03	0.00	-0.06	-0.04	0.04	0.05	-0.03
고용보조지표3갭	0.10	0.04	0.07	0.10	0.04	-0.06	0.02	-0.02	-0.07	-0.06	0.03	0.06	0.00
고용률갭1	-0.04	-0.03	-0.06	-0.12	0.02	0.06	0.02	0.06	0.14	-0.01	-0.08	-0.05	-0.13
고용률갭2	-0.05	-0.04	-0.06	-0.12	0.02	0.06	0.04	0.06	0.14	0.00	-0.08	-0.03	-0.13
고용률갭3	-0.08	-0.05	-0.04	-0.10	0.05	0.14	0.05	0.11	0.20	0.03	-0.05	-0.05	-0.14
고용률갭4	-0.09	-0.05	-0.04	-0.10	0.05	0.13	0.05	0.12	0.20	0.03	-0.05	-0.05	-0.14
고용률갭5	-0.04	-0.04	-0.05	-0.08	0.06	0.11	0.08	0.13	0.20	0.04	-0.04	-0.02	-0.12
전년 동기 대비 인플레이션													
공식실업률갭	0.24	0.27	0.25	0.19	0.08	-0.05	-0.12	-0.14	-0.14	-0.07	0.09	0.24	0.35
고용보조지표1갭	0.25	0.27	0.26	0.20	0.08	-0.06	-0.13	-0.17	-0.18	-0.10	0.07	0.24	0.35
고용보조지표2갭	0.04	0.12	0.18	0.20	0.16	0.09	0.04	0.03	0.02	0.05	0.12	0.20	0.25
고용보조지표3갭	0.06	0.14	0.19	0.21	0.17	0.08	0.03	0.00	-0.01	0.02	0.11	0.20	0.26
고용률갭1	-0.21	-0.14	-0.05	0.02	0.12	0.22	0.24	0.27	0.23	0.06	-0.14	-0.32	-0.46
고용률갭2	-0.21	-0.16	-0.06	0.00	0.11	0.21	0.23	0.27	0.24	0.09	-0.11	-0.29	-0.44
고용률갭3	-0.32	-0.22	-0.09	0.02	0.18	0.31	0.35	0.37	0.33	0.16	-0.07	-0.28	-0.45
고용률갭4	-0.32	-0.22	-0.09	0.02	0.17	0.31	0.35	0.37	0.33	0.16	-0.07	-0.28	-0.45
고용률갭5	-0.38	-0.30	-0.15	0.04	0.25	0.41	0.47	0.49	0.44	0.26	0.02	-0.21	-0.41

주: 1) 전월 대비 인플레이션율은 연율로 환산하여 사용하였음.

2) 전년 동월 대비 인플레이션과의 시차상관계수를 계산하는 경우 각각의 갭도 연간 누적갭을 계산하여 사용하였음.

3) 각각 18개월의 선행과 후행의 시차를 고려하여 월별 시차상관계수를 계산한 후,  $i$  분기의 시차에 해당하는 월별 시차상관계수의 평균을 계산하여 표의 각셀에 표기하였음.

〈표 5〉 근원물가지수 인플레이션과 노동시장 유희생산능력 지표의 시차상관계수

근원물가지수 인플레이션( $Y_t$ ), 노동시장 유희생산능력지표( $X_{t+i}$ )

$i$	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
전월 대비 인플레이션													
공식실업률갭	0.09	0.02	-0.08	-0.12	-0.13	-0.22	-0.23	-0.13	-0.07	0.07	0.06	0.24	0.19
고용보조지표1갭	0.10	0.01	-0.08	-0.14	-0.10	-0.22	-0.17	-0.15	-0.11	0.02	0.12	0.24	0.22
고용보조지표2갭	0.03	-0.01	-0.08	-0.10	-0.13	-0.23	-0.19	-0.13	-0.09	0.00	0.05	0.15	0.11
고용보조지표3갭	0.05	-0.01	-0.09	-0.10	-0.10	-0.24	-0.16	-0.14	-0.11	-0.02	0.08	0.15	0.14
고용률갭1	-0.01	-0.01	0.08	0.02	0.14	0.21	0.20	0.08	0.01	-0.09	-0.08	-0.20	-0.19
고용률갭2	-0.01	-0.02	0.07	0.03	0.14	0.20	0.21	0.09	0.02	-0.08	-0.07	-0.18	-0.20
고용률갭3	-0.04	-0.02	0.09	0.08	0.17	0.25	0.20	0.15	0.08	-0.06	-0.13	-0.20	-0.21
고용률갭4	-0.04	-0.02	0.10	0.08	0.16	0.25	0.22	0.15	0.08	-0.06	-0.13	-0.20	-0.21
고용률갭5	-0.03	-0.03	0.08	0.05	0.17	0.27	0.28	0.16	0.08	-0.03	-0.05	-0.19	-0.20
전년 동기 대비 인플레이션													
공식실업률갭	0.06	-0.03	-0.18	-0.32	-0.42	-0.45	-0.42	-0.32	-0.12	0.12	0.35	0.52	0.58
고용보조지표1갭	0.07	-0.02	-0.16	-0.30	-0.40	-0.44	-0.42	-0.34	-0.15	0.09	0.34	0.53	0.59
고용보조지표2갭	-0.07	-0.13	-0.21	-0.29	-0.34	-0.37	-0.35	-0.28	-0.16	0.00	0.16	0.32	0.43
고용보조지표3갭	-0.06	-0.12	-0.20	-0.28	-0.34	-0.37	-0.36	-0.30	-0.18	-0.01	0.17	0.34	0.45
고용률갭1	0.03	0.12	0.24	0.34	0.42	0.43	0.38	0.29	0.11	-0.12	-0.33	-0.50	-0.60
고용률갭2	0.02	0.10	0.23	0.33	0.41	0.43	0.38	0.31	0.13	-0.09	-0.30	-0.48	-0.59
고용률갭3	-0.09	0.05	0.22	0.35	0.45	0.48	0.44	0.35	0.16	-0.08	-0.31	-0.51	-0.62
고용률갭4	-0.09	0.05	0.22	0.35	0.45	0.47	0.44	0.35	0.16	-0.08	-0.32	-0.51	-0.62
고용률갭5	-0.14	0.00	0.18	0.36	0.51	0.56	0.54	0.46	0.26	0.01	-0.24	-0.45	-0.58

주 : 1) 근원물가지수는 ‘식료품및에너지제외’ 지수를 사용하였으며, 전월대비 인플레이션율은 연율로 환산하여 사용하였음.  
 2) 전년 동월 대비 인플레이션과의 시차상관계수를 계산하는 경우 각각의 갭도 연간 누적갭을 계산하여 사용하였음.  
 3) 각각 18개월의 선행과 후행의 시차를 고려하여 월별 시차상관계수를 계산한 후,  $i$  분기의 시차에 해당하는 월별 시차상관계수의 평균을 계산하여 표의 각셀에 표기하였음.

〈표 6〉 명목임금 인플레이션과 노동시장 유희생산능력 지표의 시차상관계수

명목임금 인플레이션( $Y_t$ ), 노동시장 유희생산능력지표( $X_{t+i}$ )													
$i$	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
전월 대비 인플레이션													
공식실업률갭	0.05	0.04	0.11	0.06	0.02	-0.01	0.03	0.03	-0.01	-0.01	-0.04	0.00	-0.08
고용보조지표1갭	0.05	0.04	0.09	0.06	0.03	0.00	-0.02	0.01	0.00	0.01	-0.04	-0.01	-0.08
고용보조지표2갭	0.07	0.05	0.13	0.10	0.08	0.02	0.01	0.06	0.01	0.02	-0.06	-0.03	-0.06
고용보조지표3갭	0.07	0.05	0.12	0.10	0.08	0.01	0.00	0.05	0.00	0.03	-0.05	-0.04	-0.07
고용률갭1	-0.04	-0.09	-0.08	0.00	-0.03	-0.05	-0.13	-0.09	-0.01	-0.03	0.01	0.07	0.07
고용률갭2	-0.04	-0.09	-0.08	-0.02	-0.03	-0.05	-0.14	-0.08	-0.01	-0.04	0.00	0.07	0.07
고용률갭3	-0.01	-0.04	-0.04	0.00	-0.02	0.01	-0.02	-0.04	0.05	-0.01	0.07	0.09	0.09
고용률갭4	-0.01	-0.04	-0.04	0.00	-0.02	0.01	-0.02	-0.03	0.04	-0.01	0.06	0.09	0.09
고용률갭5	0.00	-0.05	-0.06	0.03	0.01	-0.01	-0.07	-0.04	0.04	-0.02	0.03	0.08	0.08
전년 동기 대비 인플레이션													
공식실업률갭	0.36	0.39	0.42	0.42	0.38	0.29	0.22	0.16	0.07	-0.04	-0.15	-0.24	-0.33
고용보조지표1갭	0.33	0.36	0.39	0.39	0.34	0.25	0.17	0.12	0.04	-0.04	-0.14	-0.24	-0.34
고용보조지표2갭	0.35	0.40	0.45	0.49	0.48	0.42	0.35	0.30	0.19	0.07	-0.07	-0.18	-0.29
고용보조지표3갭	0.34	0.39	0.45	0.48	0.47	0.39	0.32	0.27	0.17	0.06	-0.07	-0.19	-0.30
고용률갭1	-0.29	-0.27	-0.21	-0.17	-0.14	-0.12	-0.16	-0.09	0.02	0.12	0.22	0.27	0.30
고용률갭2	-0.30	-0.27	-0.22	-0.18	-0.15	-0.13	-0.17	-0.09	0.02	0.11	0.21	0.26	0.30
고용률갭3	-0.15	-0.11	-0.06	-0.02	0.01	0.05	0.05	0.09	0.16	0.21	0.26	0.29	0.30
고용률갭4	-0.15	-0.11	-0.06	-0.03	0.01	0.05	0.05	0.09	0.16	0.20	0.26	0.29	0.30
고용률갭5	-0.22	-0.21	-0.16	-0.07	0.00	0.04	0.05	0.06	0.08	0.11	0.16	0.22	0.27

주: 1) 명목임금은 통계청의 사업체노동력 조사 중 5인 이상 사업체 상용정액급여의 월별 평균액을 사용하였음.

2) 전년 동월 대비 인플레이션과의 시차상관계수를 계산하는 경우 각각의 갭도 연간 누적갭을 계산하여 사용하였음.

3) 각각 18개월의 선행과 후행의 시차를 고려하여 월별 시차상관계수를 계산한 후,  $i$ 분기의 시차에 해당하는 월별 시차상관계수의 평균을 계산하여 표의 각셀에 표기하였음.

## 2. 필립스 곡선을 이용한 인플레이션율 예측력 분석

앞서 시차상관계수에 대한 분석에 이어, 이하에서는 필립스 곡선을 이용하여 노동시장의 유희생산능력 지표들의 인플레이션율에 대한 예측력을 비교 분석하고자 시도하였다. 인플레이션율에 대한 표본 외(out-of-sample) 예측력 비교를 위해서는 Stock and Watson(1999)이 제시한 다음의 실증모형을 활용하였다.

$$\pi_{t+h}^h - \pi_t = \beta(u_t - \bar{u}_t) + \gamma(L)\Delta\pi_t + \epsilon_{t+h}$$

그러나 구체적인 부분에서는 Stock and Watson(1999)과 다소 상이한 부분도 존재하는데, 실증모형과 관련된 주요 사항을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 실증모형은 인플레이션율의 차분, 즉  $\Delta\pi_t$ 를 기본 변수로 이용하고 있는데, 이는 인플레이션율이 1차적분 과정(I(1) process)을 따른다는 것을 감안한 것이다. Stock and Watson(1999)에 따르면 미국의 인플레이션율이 통계학적으로 1차적분 과정이라는 사실은 여러 문헌을 통해 확인된 바 있으며, 미국과 비교하여서도 인플레이션율의 추세가 더욱 뚜렷한 우리나라의 경우에는 인플레이션율이 1차적분 과정이라고 가정하는 데 크게 무리가 없을 것으로 판단된다.<sup>12)</sup> 둘째, 예측 대상이 되는 종속변수는 전월 대비 증가율 간의 차이가 아닌 12개월 이후의 전년 동월 대비 인플레이션율( $\pi_{t+h}^h$ )과 당월의 전월 대비 인플레이션율( $\pi_t$ ) 간의 차이를 기준으로 하고 있다.<sup>13)</sup> 이는 표본자료의 관측 빈도보다 더 긴 기간의 인플레이션율을 예측하기 위함이며, 경기변동 상에서의 관계를 증점적으로 파악할 수 있는 향후 1년 정도의 예측 기간을 상정한 것이다.<sup>14)</sup> 셋째, 설명변수로 포함된 인플레이션율 차분의 시차구조, 즉  $\gamma(L)$ 는 BIC에 의해 선택되었으며, 노동시장 유희생산능력 지표의 시차구조는 박강우·이상우(2013)와 같이 예측력 비교를 위해 동시점의 변수만을 고려하였다. 넷째, 노동시장 유희생산능력 지표는 각각의 수준 변수<sup>15)</sup>뿐만 아니라, HP 필터를 이용하여 추세

12) 우리나라 인플레이션율에 대한 단위근 검정 결과, 단위근이 존재하는 것으로 나타나, 예측력 비교를 위해서 모든 모형에서 차분 변수로 통일하였다.

13) 전월 대비 인플레이션은 모두 연율 기준(annualized rate)으로 환산하여 사용하였다.

14) 보다 짧은 주기의 예측은 통상적으로 원유가격 등 다른 관측치를 이용한 전망모형들이 존재하며, 보다 긴 주기의 예측은 장기 성장과 관련된 전망 모형들이 존재한다. 필립스 곡선의 경우는 통상적으로 경기변동 주기상의 관계를 설정하는 것이므로 1년 정도 주기의 예측을 상정하고 있다.

〈표 7〉 소비자물가지수 기준 인플레이션율에 대한 예측 비교

	수준변수		갭변수	
	RMSE	D-M	RMSE	D-M
None	1.2645	-	1.2645	-
공식실업률	1.2156	3.4120***	1.2314	2.1706**
고용보조지표1	1.2298	3.0957***	1.2336	2.0544**
고용보조지표2	1.2687	-2.0869	1.2419	1.7234**
고용보조지표3	1.2703	-2.0437	1.2420	1.7948**
고용률	1.2657	-0.2346	-	-
고용률갭1	-	-	1.2164	2.9365***
고용률갭2	-	-	1.2052	3.1086***
고용률갭3	-	-	1.2049	3.4139***
고용률갭4	-	-	1.1913	3.5523***
고용률갭5	-	-	1.1845	3.3948***

주: 1) \*,\*\*,\*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

2) RMSE는 표본 외 기준이며 대상기간은 2008년1월부터 2014년12월까지임.

3) D-M 검정의 귀무가설은 '각 모형의 평균자승예측오차 기준 예측력이 자기회귀모형의 예측력과 동일하다'임.

4) None은 자기회귀모형임.

를 제거한 갭 변수( $u_t - \bar{u}_t$ )로도 이용하였다. 미국의 경우에는 NAIRU가 여러 문헌을 통해 비교적 안정적인 것으로 확인되어 Stock and Watson(1999)에서와 같이 수준 변수만으로도 충분하였으나, 우리나라의 경우에는 각각의 지표에 장기적인 추세가 존재할 가능성이 높아 갭 변수도 비교 대상에 포함하였다. 마지막으로, 인플레이션율은 소비자물가지수, 근원물가지수(식료품및에너지제외지수) 및 명목임금에 대해 각각 따로 분석하였다.

예측력에 대한 비교분석은 표본 외 평균자승오차근(root mean squared error, 이하 RMSE)과 Diebold -Mariano 검정을 통해 수행되었다. 먼저 표본 외 평균자승오차근은 분석 기간 중 2008년 1월부터 2014년 12월까지를 표본 외 예측 기간으로 설정하여 계산하였다.<sup>15)</sup> 그리고 Diebold-Mariano(이하 D-M) 검정을 통해 노동시장 유휴생산능력 지표를 포함하지 않는 단순한 자기회귀모형에 비해서 해당 지표를 포함하는 경우에 인플레이션

15) 수준변수를 이용한 경우에는  $\bar{u}_t$  를 상수로 보고 회귀항에 상수항을 포함하였다.

16) 분석 기간이 충분히 길지 않은 상황을 감안하여 표본 외 예측기간을 설정하였다.

예측력이 얼마나 유의미하게 개선되는지를 비교하였다.<sup>17)</sup>

다음의 <표 7>, <표 8> 및 <표 9>은 각 인플레이션율에 대해서 각각의 경우에 표본 외 평균자승오차근과 D-M 통계량의 추정 결과를 정리한 것이다. 일반적으로 평균자승오차근은 낮을수록 예측력이 높음을 의미하고, D-M 통계량은 양의 값을 가질 때 해당 유희생산능력 지표를 활용한 모형이 자기회귀모형에 비해서 상대적으로 예측력이 우월함을 의미하는 것으로, 각각의 통계적 유의성은 별표로 따로 표시하였다.

<표 7>은 소비자물가지수 인플레이션율에 대한 예측력 비교를 보여주고 있다. 수준 변수로 고려하는 경우에는 공식 실업률과 비교하여 RMSE 기준으로 인플레이션에 대한 예측력이 뚜렷하게 개선되는 것으로 나타나는 유희생산능력 지표는 없는 것으로 보인다. 다만, 자기회귀모형과 비교하여서는 공식 실업률과 더불어 고용보조지표 1의 경우에 비교적 유의미하게 예측력이 개선되는 것으로 나타났다. 반면 겹 변수로 고려하는 경우에는 모든 유희생산능력 지표에서 RMSE 기준으로 인플레이션에 대한 예측력이 공식 실업률에 비해 개선되는 것으로 드러났을 뿐만 아니라, 고용률겹을 활용한 모든 모형들은 자기회귀모형과의 차이도 매우 유의미한 것으로 나타났다. 요컨대, 노동시장 유희생산능력 지표에 기반한 겹 변수들이 대체로 인플레이션 예측력 제고에 기여할 수 있는 것으로 나타나는 가운데, 특히 보완적 고용지표를 활용한 확장된 개념의 고용률겹을 활용하는 경우에 예측력 제고의 효과가 가장 뚜렷한 것으로 드러났다.

한편 소비자물가지수는 원자재 가격(commodity price) 등과 같은 공급 측 요인에 의한 변동이 존재하기 때문에 노동시장의 유희생산능력 지표와 같은 실물경제변수만으로 설명하기 어려운 측면이 있다. 이러한 공급 측 요인에 의한 교란 효과를 제거하고 유희생산능력 지표의 순수한 예측력을 파악하기 위해서는 소비자물가지수가 아닌 근원물가지수 인플레이션율로 구성된 필립스 곡선을 고려해볼 수 있다.

다음의 <표 8>은 예상과는 달리 노동시장 유희생산능력 지표의 근원물가지수 인플레이션율에 대한 예측력이 소비자물가지수 인플레이션율 예측력과 비교하여 통계적 유의성이 전반적으로 낮음을 시사하고 있다.<sup>18)</sup> 특히, 수준 변수를 이용한 실업률 관련 지표

17) 여기서 자기회귀모형은 설명변수들이 인플레이션율 차분의 시차 변수들로만 구성된 모형(nested model)을 말한다. RMSE로만 예측력을 비교했을 때, 통계적 유의성을 판단할 수 없기 때문에, 예측력에 있어서 상대적인 우월성을 비교하기 위해서 D-M 검정을 수행하였다.

18) 근원물가지수 기준 인플레이션율을 예측하는 경우에 표본 외 평균자승오차근은 소비자물가지수 기준 인플레이션율을 예측하는 경우와 비교하여 전반적으로 낮게 나타나고 있는데, 이는 근원물가지수의 변동성이 소비자물가지수에 비해서 낮은 특성에 기인하는 것으로 판단된다.

들의 경우 자기회귀모형에 비해서도 오히려 예측력이 낮은 것으로 나타났으며, 갭 변수를 활용한 경우에도 거의 모든 지표가 예측력이 개선되었다고 보기 어려운 통계량을 제시하고 있다. 이와 같은 결과를 표준적인 거시경제이론으로 설명하기는 쉽지 않으나, 선행 실증연구에서도 유사한 결과가 나타난 바 있어, 본 연구만의 문제는 아닌 것으로 사료된다. 예컨대 Stock and Watson(1999)은 소비자물가지수 인플레이션을 예측 시 원유가격지수와 같은 공급 요인 변수를 추가하는 경우에 표본 내 설명력은 높아지나 표본 외 예측력은 오히려 떨어질 수 있음을 시사하는 분석 결과를 제시하였으며, 박강우·이상우(2013)는 근원물가지수 인플레이션 예측 시 실업률이나 고용률 이용에 따른 예측력 제고 효과가 소비자물가지수 인플레이션 예측 시와 비교하여 크지 않았음을 보고한 바 있다.<sup>19)</sup>

〈표 8〉 근원물가지수 기준 인플레이션율에 대한 예측 비교

	수준변수		갭변수	
	RMSE	D-M	RMSE	D-M
None	0.8062	-	0.8062	-
공식실업률	0.8109	-0.4456	0.8095	-0.6177
고용보조지표1	0.8112	-0.6483	0.8061	1.0912
고용보조지표2	0.8175	-0.8579	0.8109	-0.7945
고용보조지표3	0.8163	-0.9164	0.8093	-1.0566
고용률	0.8010	0.4632	-	-
고용률갭1	-	-	0.7982	0.5758
고용률갭2	-	-	0.7989	0.5185
고용률갭3	-	-	0.8041	0.1753
고용률갭4	-	-	0.8061	0.0140
고용률갭5	-	-	0.8077	-0.1568

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

2) RMSE는 표본 외 기준이며 대상기간은 2008년1월부터 2014년12월까지임.

3) D-M 검정의 귀무가설은 '각 모형의 평균자승예측오차 기준 예측력이 자기회귀모형의 예측력과 동일하다'임.

4) None은 자기회귀모형임.

19) 박강우·이상우(2013)는 본 논문과 달리 GDP갭 또는 동행지수순환변동치와 같은 실물경제활동지표를 이용한 경우 근원물가지수 기준 인플레이션에 대한 예측력이 개선된다는 결과를 보고하고 있으나, 이러한 차이는 본 논문과 분석기간 및 분석대상의 측면에서 상이한 데서 기인한 것으로 사료된다.



마지막으로 <표 9>는 명목임금 인플레이션에 대한 노동시장 유희생산능력 지표의 예측력 비교를 시도한 결과이다. 주지하는 바와 같이 임금은 물가에 비해 노동시장 여건 변화에 더 밀접하게 관련되어 있으므로, 소비자물가지수 기준의 인플레이션 예측의 경우와 비교하여 평균자승오차근이 대체로 작게 추정된 것은 자연스러운 결과라고 할 수 있다. 그러나 자기회귀모형 대비 예측력 제고의 측면에서 살펴보면, 대체로 실업률 기반 지표의 예측력 제고 효과는 어느 정도 확인되는 반면, 고용률 기반 지표의 예측력 제고 효과는 제한적인 것으로 나타났다. 수준 변수를 고려하는 경우에는 공식 실업률과 고용보조지표 1과 3의 예측력 제고 효과가 두드러진 가운데, 고용률도 제한적인 수준에서 예측력 제고 효과가 나타난 반면, 갭 변수를 고려하는 경우에는 어떤 지표도 자기회귀모형에 비하여 예측력을 일정한 유의수준에서 높이지는 못하는 것으로 드러났다.

<표 9> 명목임금 기준 인플레이션율에 대한 예측 비교

	수준변수		갭변수	
	RMSE	D-M	RMSE	D-M
None	0.9544	-	0.9544	-
공식실업률	0.8604	2.1559**	0.9363	0.8393
고용보조지표1	0.8405	2.4301***	0.9381	0.7064
고용보조지표2	0.9115	1.5036	0.9264	1.0942
고용보조지표3	0.8978	1.3852*	0.9285	1.0119
고용률	0.9572	-0.3129	-	-
고용률갭1	-	-	0.9659	-1.2601
고용률갭2	-	-	0.9666	-1.0619
고용률갭3	-	-	0.9670	-1.0420
고용률갭4	-	-	0.9669	-1.0112
고용률갭5	-	-	0.9622	-1.2665

- 주: 1) \*,\*\*,\*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미  
 2) RMSE는 표본 외 기준이며 대상기간은 2008년1월부터 2014년12월까지임.  
 3) D-M 검정의 귀무가설은 '각 모형의 평균자승예측오차 기준 예측력이 자기회귀모형의 예측력과 동일하다'임.  
 4) None은 자기회귀모형임.

지금까지 노동시장 유희생산능력 지표의 인플레이션 예측력에 대한 비교 분석을 수행한 결과, 앞서의 시차상관구조에 대한 분석과는 달리 보완적 고용지표를 활용하거나, 또는 고용률에 기반한 지표가 반드시 자기회귀모형이나 또는 전통적인 공식 실업률을 고려하는 경우와 비교하여 인플레이션에 대한 예측력을 일관성 있게 제고시키지는 못한 것으로 드러났다. 다만, 소비자물가지수 인플레이션을 예측하는 경우에는 고용률갭과 같은 보완적 고용지표를 활용한 고용률 기반 지표의 예측력 개선 효과가 여타 지표와 비교하여 뚜렷한 것으로 드러났다. 이는 잠재경제활동인구나 시간관련추가취업자와 같은 경계적 고용상태를 반영한 확장된 형태의 고용률 지표가 인플레이션 예측에 있어 유의미한 정보를 내포함을 시사하는 것으로, 현재 우리나라의 통화정책이 물가안정 목표를 소비자물가지수 인플레이션 기준으로 설정하고 있음을 감안하면, 이들 지표를 보완적 실물지표로서 보다 적극적으로 활용한다면 보다 효율적인 통화정책의 수립 및 추진에 크게 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

### 3. 오쿤의 방정식 검정

이하에서는 고용보조지표나 고용률에 기반한 유희생산능력 지표가 공식 실업률과 비교하여 총산출갭에 대하여 추가적인 설명력을 갖고 있는지를 오쿤의 방정식 추정을 통해 검정하고자 한다. 고용보조지표 또는 고용률갭의 상대적인 설명력 검정은 Davidson and MacKinnon(1981)의 J 검정을 기준으로 수행되었는데, 구체적인 추정과정은 다음과 같다. 먼저 아래에서 제시된 방정식을 추정하는데,  $u_t$ 는 공식 실업률,  $X_t$ 는 고용보조지표 또는 고용률, 그리고  $Ygap_t$ 은 총산출갭을 의미하며, 위에 막대가 표시된 변수는 해당 변수의 자연율 수준을 나타낸다.<sup>20)</sup>

$$Ygap_t^u = a_1 + \gamma_1(u_t - \bar{u}_t)$$

$$Ygap_t^X = a_2 + \gamma_2(X_t - \bar{X}_t)$$

첫 번째 단계에서는 우선 총산출갭에 대해서 개별적인 지표로만 회귀방정식을 추정하

20) 총산출갭의 추정에는 전산업 생산지수와 광공업생산지수가 각각 사용되었으며, 모든 갭 변수는 HP 필터를 이용하여 추정하였다.

여, 적합값(fitted value),  $\widehat{Ygap}_t^X$ 와  $\widehat{Ygap}_t^u$ 을 추정한다. 두 번째 단계에서는 이 적합값을 설명변수로 추가하여 아래의 회귀방정식과 같이 추정하면 공식 실업률 대비 다른 지표들의 설명력을 검정할 수 있게 된다. 우선 첫 번째 단계에서 추정된 고용보조지표갭이나 고용률갭에 의한 계수값,  $\gamma_2$ 의 통계적 유의성을 살펴보고, 그다음 계수값  $\lambda_1$ 와  $\lambda_2$ 의 통계적 유의성을 확인하여 각각의 유희생산능력 지표들이 공식 실업률에 비하여 상대적으로 높은 설명력이 있는지를 검정하는 것으로 요약될 수 있다. 즉,  $\lambda_1$ 은 공식 실업률로 설명되지 않는 총산출의 경기변동 부분이 다른 대안지표에 의해 설명될 수 있는지를 보여주는 계수값이라면,  $\lambda_2$ 은 공식 실업률에 의한 설명 없이도 대안지표로만 총산출의 경기변동을 온전하게 설명할 수 있는지 여부를 보여준다. 요컨대,  $\gamma_2$ 와  $\lambda_1$ 의 통계적 유의수준이 높고,  $\lambda_2$ 의 통계적 유의수준이 낮으면, 총산출갭에 대한 고용보조지표나 고용률갭의 설명력이 공식 실업률에 비해서 높을 뿐만 아니라, 대안지표로 식별된 오쿤의 법칙에 대한 강건성이 확보된다고 볼 수 있다.

$$\begin{aligned} Ygap_t &= c_1 + \beta_1(u_t - \bar{u}_t) + \lambda_1 \widehat{Ygap}_t^X \\ Ygap_t &= c_2 + \beta_2(X_t - \bar{X}_t) + \lambda_2 \widehat{Ygap}_t^u \end{aligned}$$

<표 10>은 전산업 생산지수 기준 총산출갭에 대한 설명력을 검정한 결과이다. 고용보조지표 2와 고용보조지표 3을 제외한 모든 노동시장 유희생산능력 지표가 공식 실업률에 비하여 설명력이 높게 나타났다. 또한 <표 11>에서 확인할 수 있는 바와 같이, 광공업생산지수 기준의 총산출갭에 대해서도 실업률 기반 고용보조지표들의 설명력은 공식 실업률과 비교하여 유의미한 차이를 나타내지 않은 반면, 고용률 기반 지표의 설명력은 마찬가지로 공식 실업률에 비하여 월등히 높은 것으로 나타났다.

이 같은 분석 결과는 앞서 시차상관계수에 대한 분석 결과와 일치하는 것으로, 이를 보다 엄밀한 통계 검정 방법으로 확인했다고 볼 수 있다. 즉, 노동시장의 유희생산능력 지표 중 보완적 고용지표를 활용한 고용률 지표가 실물경제의 여건 변화를 가장 잘 반영한다고 평가할 수 있으며, 이는 해당 지표가 전통적인 GDP갭과 더불어 보완적인 실물경제 지표로서 매우 유용할 수 있음을 시사한다고 할 수 있다.

〈표 10〉 전산업 생산지수갭

	$H_0 : \gamma_1 = 0$	$H_0 : \gamma_2 = 0$	$H_0 : \lambda_1 = 0$	$H_0 : \lambda_2 = 0$
공식실업률	-1.4822 <sup>***</sup> (-2.3647)	-	-	-
고용보조지표1	-	-1.8323 <sup>***</sup> (-3.1245)	1.5351 <sup>**</sup> (2.1866)	-0.7862 (-0.8565)
고용보조지표2	-	-0.8790 <sup>**</sup> (-2.1198)	-0.4456 (0.6866)	0.7245 (1.2418)
고용보조지표3	-	-1.0396 <sup>**</sup> (-2.5413)	0.6807 (1.2398)	0.4914 (0.8347)
고용률갭1	-	1.8462 <sup>***</sup> (4.2980)	0.9188 <sup>***</sup> (3.6277)	0.3635 (0.8149)
고용률갭2	-	1.8118 <sup>***</sup> (3.9384)	0.9015 <sup>**</sup> (3.2099)	0.3763 (0.8243)
고용률갭3	-	2.0512 <sup>***</sup> (4.4236)	0.9384 <sup>***</sup> (3.7205)	0.2531 (0.5550)
고용률갭4	-	2.3400 <sup>***</sup> (4.4984)	0.9440 <sup>***</sup> (3.7994)	0.2321 (0.5089)
고용률갭5	-	1.0891 <sup>***</sup> (4.0750)	0.9118 <sup>***</sup> (3.3550)	0.3460 (0.7591)

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

2) 괄호안은 t-통계량을 의미함.

3) 분석기간은 2003년1월부터 2014년12월까지임.

〈표 11〉 공공업생산지수갭

	$H_0 : \gamma_1 = 0$	$H_0 : \gamma_2 = 0$	$H_0 : \lambda_1 = 0$	$H_0 : \lambda_2 = 0$
공식실업률	- 2.0744 <sup>***</sup> (-1.4687)	- 1.4822 <sup>***</sup> (-2.3647)	-	-
고용보조지표1	-	- 2.3514 <sup>*</sup> (-1.7654)	1.2389 (0.9954)	- 0.3220 (-0.2157)
고용보조지표2	-	- 0.8732 (-0.9339)	- 0.1483 (-0.1006)	1.0651 (1.1325)
고용보조지표3	-	- 1.0641 (-1.1494)	0.2168 (0.1787)	0.8815 (0.9263)
고용률갭1	-	4.4819 <sup>***</sup> (4.7120)	1.0307 <sup>***</sup> (4.4550)	- 0.2384 (-0.3373)
고용률갭2	-	4.3963 <sup>***</sup> (4.3094)	1.0368 <sup>***</sup> (4.0338)	- 0.2438 (-0.3366)
고용률갭3	-	4.6888 <sup>***</sup> (4.5379)	1.0555 <sup>***</sup> (4.2924)	- 0.3722 (-0.5125)
고용률갭4	-	5.5119 <sup>***</sup> (4.7718)	1.0659 <sup>***</sup> (4.5525)	- 0.4593 (-0.6349)
고용률갭5	-	2.5060 <sup>***</sup> (4.2086)	1.0340 <sup>***</sup> (3.9245)	- 0.2193 (-0.3018)

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.  
 2) 괄호 안은 t-통계량을 의미함.  
 3) 분석 기간은 2003년 1월부터 2014년 12월까지임.

## VI. 결론 및 시사점

주지하는 바와 같이 실업률과 그에 기반한 실업률갭은 그동안 노동시장 유희생산능력 추정과 관련하여 가장 널리 활용되어왔던 지표라고 할 수 있으나, 글로벌 금융위기를 거치면서 이러한 실업률 또는 실업률갭이 노동시장 내 유희생산능력을 정확하게 측정할 수 있을지에 대해 의문을 표시하는 주장이 지속적으로 제기되어왔다. 이렇듯 전통적인 실업률의 노동시장 내 유희생산능력 지표로서의 유용성에 대해 의문이 제기되면서, 기존 실

업률 지표의 유용성 하락의 원인을 분석하고 이를 토대로 기존의 실업률 지표를 보완하는 대안지표를 개발하고자 하는 시도가 학계는 물론이고 정책당국 모두에서 다양하게 진행되어왔다.

본 연구는 이러한 국내외 연구 성과를 바탕으로 실업률이나 고용률과 같은 전통적인 고용지표를 보완하여 우리나라 노동시장에서의 유희생산능력 추정에 도움이 될 수 있는 지표를 선별하고, 이러한 지표를 관련 자료에 적용함으로써 우리나라 노동시장에서의 노동력 과소활용 정도를 추정하고자 하였다. 특히 본 연구는 2015년부터 통계청에서 잠재경제활동참여자나 시간관련추가취업가능자 등 경계적 고용상태를 식별 및 집계하여 공식적으로 발표하고 있는 고용보조지표의 활용 가능성에 대해 집중적으로 살펴보고자 하였다. 이를 위해 먼저 통계청이 발표하고 있는 고용보조지표의 정의를 2003년부터 2014년까지 경제활동인구조사 원자료에 소급 적용하여 해당 기간 동안의 고용보조지표를 각각 추산한 후, 이렇게 추정된 고용보조지표와 이를 활용한 노동시장 유희생산능력 지표에 대해 간단한 실증분석을 시도하고, 그 결과를 바탕으로 각 지표의 정책 활용 가능성에 대해 평가하고자 하였다.

본 논문의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 시차상관계수 분석 결과 전체적으로 보완적 고용지표를 활용한 고용률갭이 실업률이나 실업률에 기반한 지표에 비해 주요 거시경제 변수와의 상관성이 높게 나타났다. 둘째, 인플레이션 예측력과 관련하여서는 어떤 지표도 전체적으로 인플레이션에 대한 예측력을 일관성 있게 제고시키지는 못한 것으로 드러났으나, 소비자물가지수 인플레이션에 대해서는 보완적 고용지표를 활용한 고용률 기반 지표의 예측력 개선 효과가 여타 지표와 비교하여 뚜렷한 것으로 드러났다. 셋째, 시차상관구조 분석에서와 마찬가지로 총산출갭에 대한 설명력은 고용률 기반 지표가 실업률 기반 지표에 비해 높은 것으로 추정되었다.

요컨대, 실증분석 결과는 정도의 차이는 있으나 전체적으로 보완적 고용지표를 활용하는 고용률 기반 유희생산능력 지표가 여타 유희생산능력 지표에 비해 거시경제 여건 변화와 관련된 정보 제공의 측면에서 그 유용성을 상대적으로 높게 평가할 수 있음을 시사한다고 할 수 있다. 특히 해당 지표가 소비자물가지수 인플레이션이나 총산출갭 등과의 연관성이 여타 지표에 비해 비교적 뚜렷하게 나타나고 있음을 감안하면, 해당 지표를 전통적인 GDP갭과 더불어 보완적인 실물경제 지표로 활용할 경우 통화정책을 포함한 경제안정화 정책의 효율적인 수립 및 추진에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

한편 논문을 마무리하기에 앞서 본 논문이 가지고 있는 분석상의 한계 또한 다시 한

변 강조될 필요가 있다. 첫째, 앞서 상술했 바와 같이 본 논문의 실증분석 결과는 불완전하게 추정된 고용보조지표에 크게 의존하고 있음을 감안하여 평가될 필요가 있다. 즉 시간관련추가취업가능자나 잠재구직자의 자료상의 불연속성으로 인해서 다소 강한 가정을 취하여 시계열을 연장하는 것이 불가피하였으며, 그럼에도 불구하고 분석대상 기간은 2003년에서 2014년까지로 국한시킬 수밖에 없었다. 이러한 측면에서 고용보조지표나 고용보조지표를 이용한 노동시장 유희생산능력 지표의 유용성에 대한 온전한 평가는 고용보조지표의 시계열이 본격적인 실증분석을 허용하는 수준으로 연장되는 시점까지 유보하는 것이 바람직할 것으로 사료된다.

둘째, 실업률갭이나 고용률갭을 추정하는 과정에서 구조 모형 등 보다 엄밀한 접근 방법을 채택한 관련 선행 연구와는 달리 본 연구에서는 통계적 추세추출법만을 사용하여 순환변동치를 추출하고, 이를 갭으로 정의하여 사용한 것은 본 연구의 또 다른 주요한 한계라고 지적할 수 있다.

## 참고문헌

- 김대일. 「한계적 경제활동참가자와 실업」. 『한국경제의 분석』 6권 1호, pp. 1-57, 한국금융연구원, 2000.
- 김용현. 「유사실업률 추이를 통한 실업률 수준 평가」. 『월간 노동리뷰』 2005년 1월호, pp. 35-44, 한국노동연구원, 2005.
- 김기호·장동구. 「고용률의 의미와 유용성 분석」. 『경제분석』 11권 2호, pp. 106-135, 한국은행.
- 박강우·이상우. 「고용 및 노동시장지표의 유용성: 고용지표와 인플레이션간의 관계를 중심으로」, 『BOK 경제연구』 2013-24, 한국은행, 2013.
- 박기성·서영빈. 「전일제 환산 취업자 추정 및 분석」, 『KERI Brief』 20-2, 한국경제연구원, 2020.
- 정현상. 「노동통계의 국제기준 개정과 고용보조지표」, 『월간 노동리뷰』 2014년 12월호, pp. 42-55, 한국노동연구원, 2014.

- 황수경. 「잠재실업의 구조와 규모」. 『월간 노동리뷰』 2009년 4월호, pp. 17-31, 한국노동연구원, 2009.
- 황수경. 「실업률 측정의 문제점과 보완적 실업지표 연구」, 『노동경제논집』 33권 3호, pp. 89-127, 2010.
- 황수경. 「실업 및 잠재실업의 측정에 관한 연구」, 『정책연구시리즈』 2011-03, 한국개발연구원, 2011.
- Bank of England, *Inflation Report May 2014* (2014), Bank of England.
- Blanchflower, D. G. and A. T. Levin, “Labor Market Slack and Monetary Policy.” *NBER Working Paper #21094* (2015), National Bureau of Economic Research.
- Bosler, C., M. C. Daly and F. Nechio, “Mixed Signals: Labor Markets and Monetary Policy.” *FRBSF Economic Letter 2014-36* (2014), Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Davidson, R. and J. G. MacKinnon, “Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypothesis.” *Econometrica* 49 (1981): 781-793.
- Erceg, C. J. and A. T. Levin, “Labor Force Participation and Monetary Policy in the Wake of the Great Recession.” *Journal of Money, Credit and Banking* 46 (2) (2014): 3-49.
- Galí, J., “Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework.” Princeton University Press, 2018.
- Hornstein, A., M. Kudlyak, and F. Lange, “Measuring Resource Utilization in the Labor Market.” *Economic Quarterly* 100 (1) (2014): 1-21, Federal Reserve Board of Richmond.
- Levin, A. T., “The Design and Communication of Systematic Monetary Policy Strategies.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 49 (2014): 52-69.



Stock, J. H. and M. W. Watson, "Forecasting Inflation." *Journal of Monetary Economics* 44 (1999): 293-335.

Van Zandweghe, W., "Interpreting the Recent Decline in Labor Force Participation." *Economic Review First Quarter 2012* (2012): 5-34, Federal Reserve Bank of Kansas City.

## Empirical Analysis on Labor Market Slackness and Monetary Policy Implications in Korea

Tae Bong Kim · Hangyu Lee

After the global financial crisis, doubts have been raised about the usefulness of traditional unemployment rate for the labor market slackness, hence, this study provides alternative indicators that can help estimate the labor market slackness in Korea, and investigates the degree of biasness of traditional indices of Korean labor market. In particular, this study intends to focus on the possibility of employing the labor underutilization index officially announced by Statistics Korea (KOSIS) from 2015. To do this, we first define the labor underutilization indices from 2003 to 2014 by applying current definitions of labor underutilization indices retrospectively to these periods. Based on these indices, the empirical analysis shows that the employment gap using labor underutilization indices is highly correlated with total output gap, and has significantly improved the performance of forecasting inflation rate compared to other labor market slackness indicators.

Keywords: labor market slackness, underutilization index, employment rate gap