

勞 動 經 濟 論 集
第37卷 第1號, 2014. 3, pp.87~116
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

취업자 변동 단기에측을 위한 고용선행지수 작성과 활용*

박 명 수**

노동시장 위기관리 시스템의 일환으로 국내외 경제상황 변동으로 야기되는 고용변화를 사전에 감지하는 단기고용변동의 상시적 예측이 요구된다. 이를 위해 본 논문은 경기선행지수 작성방식을 준용하여 비농림 민간부문 임금근로자 변동을 단기적으로 예측하는 고용선행지수를 개발하였다. 고용선행지수는 고용수준 그 자체보다 고용 동향의 국면 및 전환 시점, 변동 속도 등 고용의 변화 방향을 조기 탐지하는 것에 중점을 두어 작성되었다. 개발된 지수에 대해 국면 전환 선행성 평가와 고용수준 변동 예측에 대한 모의실험을 통해 검증하고 활용방안을 제시한다.

- 주제어: 고용변동, 단기에측, 선행지수

I. 서론

금융위기 이후 큰 폭의 양적 완화 정책을 실시해 왔던 미국이 이제는 돈을 줄을 죄는 테이퍼링을 본격화하고 있다. 당장 우리 금융시장에는 큰 영향이 없어 보이지만 신흥국 금융시장이 요동치면서 대외 여건이 많이 작용하는 우리 경제 또한 불안한 기미를 보인다. 이는 한 예에 불과하지만 이 같은 불안요인은 우리 경제에 수시로 나타난다.

논문 접수일: 2014년 2월 15일, 논문 수정일: 2014년 3월 20일, 논문 게재확정일: 2014년 3월 23일

* 저자는 본 논문의 개선에 도움을 주신 익명의 두 분 심사위원께 깊이 감사드립니다. 논문에 남아 있는 오류는 모두 저자의 책임이다.

** 한국고용정보원 선임연구원(mspark@keis.or.kr)

미국발 금융위기 이후에는 해외로부터의 불안요인이 두드러지지만 국내적으로도 주택 시장 침체, 가계부채 증가, 베이비부머의 대량 은퇴 등 갖가지 불안요인은 언제고 경기 침체를 야기할 수 있고 고용감소로 이어질 수 있다. 근래 고용을 통한 복지가 우리 사회의 화두로 자리 잡으면서 고용시장의 변동은 더욱 관심 대상이 되었다.

그렇다면 과연 이들 요인으로 인해 고용수준은 영향을 받게 될까? 만일 영향을 받는다면 그것이 고용수준 감소로 나타나는 시점은 언제쯤이 될까? 또 고용 한파가 닥친다면 이후 다시 회복되는 시점은 언제일까? 등에 관심을 갖지 않을 수 없게 된다. 만일 이러한 의문에 대해 대답할 수 있다면 고용감소와 증가 등 변동에 대비하여 효과적인 정책 수립과 시행에 큰 역할을 할 수 있을 것이다.

노동시장 변화를 감지하고 사전에 이에 대비하여 정책을 수립하기 위해서는 단기적 고용동향 추이를 상시적으로 파악할 수 있는 기제가 필요하다. 특정 요인에 의해 고용시장이 받을 충격을 추정하는 경우에는 충격반응함수와 같은 경제 분석 도구를 활용할 수 있다. 그렇지만 특정 요인에 한정하지 않은 경제상황의 변동에 기인한 노동시장의 변동을 파악하기 위해서는 별도의 접근법이 필요하다. 본 연구는 이러한 요구를 충족시키고자 수시로 발생하는 경제적 요인에 의한 고용시장의 변동을 단기적으로 예측할 수 있는 도구로서 고용선행지수를 개발하였다.

제Ⅱ장에서는 노동시장 단기전망과 관련한 우리나라 자료 현황과 해외 사례를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 단기전망 대상이 비농림 민간부문의 임금근로자에 한정되며, 이들의 고용변동 예측을 위해서는 별도의 체계가 필요하다는 것을 제시한다. 제Ⅳ장은 고용선행지수의 작성 과정 및 결과를 제시하고 이를 검증하였다.

Ⅱ. 단기고용전망 국내 현황 및 해외 사례

1. 국내 현황

단기 노동시장 전망 요구를 충족하기 위해 국내에서 자료가 일부 수집되기는 하지만 향후 3~6개월 기간의 고용상황에 대한 전망을 상시적으로 제공하는 체계는 아직 갖추어져 있지 않다. 자료 수집을 비롯하여 국내의 단기고용전망 관련 현황은 다음과 같다.

첫째, 노동시장의 주체인 구직자와 구인자가 고용상황을 가장 잘 알고 있을 것이므로 이들의 판단, 예측 또는 계획 등을 활용하면 단기고용변동을 포착할 수 있을 것이다. 이 점에 유의하여 구인자 관점에서 한국은행(2014a), 중소기업중앙회(2013) 등이 기업 경기실사지수 작성을 위해 업체 대상으로 조사하는 인력 현황 및 구인 사정에 대한 자료를 활용할 수 있다.¹⁾ 구직자 관점에서는 한국은행(2014b)이 소비자 심리지수 작성에 활용하기 위해 소비자가 느끼는 향후 취업기회 전망을 조사한 자료를 활용할 수 있다.²⁾

구인자인 업체의 관점에서 파악하는 경기실사지수에서는 인력 필요 정도를 파악하는데 조사 대상을 일부 업종에 한정하고 전망 기간은 조사 시점 바로 다음 달에 그치고 있어 전체 고용수준의 단기변동을 파악하기에는 적절치 않다. 구직자 관점의 취업기회 전망조사는 향후 6개월을 대상으로 하고 있지만 개인적 감에 의한 정성적 인식이므로 고용변동 발생을 체계적으로 포착할 것으로 간주하기 어렵다.

둘째, 고용증가는 생산업체가 인력을 채용하는 것이므로 고용전망은 업체의 채용계획을 직접 조사 집계한다면 알 수 있을 것이다. 바로 이 점에서 활용 가능한 자료는 「직종별 사업체 노동력조사」(고용노동부, 2013)로서 전국의 사업장을 대상으로 조사 시점부터 6개월 이내의 채용계획 인원을 조사한다.³⁾ 조사 결과를 분석하였는바 단기 총인력수요에 대해 의미 있는 정보를 제시하는 것으로 파악되었다.⁴⁾ 하지만 이 조사는 매년 4월과 10월 연 2회에 한정하고 있어 고용변동을 매월 상시적으로 예측하기에는 부적합하다.

셋째, 최근 들어 한국고용정보원과 산업기술진흥원(2013)은 수출 주력업종에 한정하여 상·하반기 고용전망을 시작하였다.⁵⁾ 앞의 두 경우가 조사에 근거하는 것과 달리

-
- 1) 한국은행은 제조업과 비제조업으로 구분한 2,774개사, 전국경제인연합회는 600대 기업, 중소기업중앙회는 중소기업체 1,375개사를 대상으로 기업 경기실사지수를 작성하면서 조사 항목으로 포함하고 있다.
 - 2) 삼성경제연구소(2011)는 분기별로 소비자태도지수 작성에서 고용상황을 전망하는 항목을 조사한다.
 - 3) 상용근로자 5인 이상 전국 사업체에서 추출된 3만 2천여 개 표본사업체 대상
 - 4) 현재 인원과 채용계획 인원을 비교하여 얻어진 채용계획률은 취업자 증가율 전망치로 간주할 수 있다. 해당 조사에서 산업 전체의 채용계획률과 실제 취업자 증가율과의 상관관계는 0.78로 도출되었다. 하지만 개별 산업 차원에서는 채용계획률과 취업자 증가율이 무관한 것으로 나타났다(박명수, 2014).
 - 5) 2013년 7월에는 7개 업종에 대해 2013년 하반기 전망이, 2014년 1월에는 8개 업종에 대해 2014년 상반기 전망이 발표되었다.

이들은 인력소요 방식을 적용한 모형을 활용하여 전망치를 제시하였다. 고용보험 피보험자와 업종별 생산 통계를 활용하여 생산과 고용의 관계에서 관찰되는 취업계수, 즉 평균 노동생산성의 역수를 전망하여 향후 6개월의 고용전망치를 제시하고 있다. 하지만 이 또한 일부 업종에 한정하는데다 연 2회에 그쳐 상시적 전망체계는 되지 못한다.

2. 해외 사례

해외에서도 우리나라의 경우에서처럼 경기실사지수를 활용하여 단기 고용사정을 업종별로 파악하는 경우는 많이 있다.⁶⁾ 하지만 전체 고용사정을 체계적으로 단기 전망하는 사례는 미국, 호주, 뉴질랜드에 그치고 있다. 이들 세 나라는 모두 경기선행지수 작성방식을 준용하여 취업자 동향을 단기 예측하는 지수를 발표하고 있다.

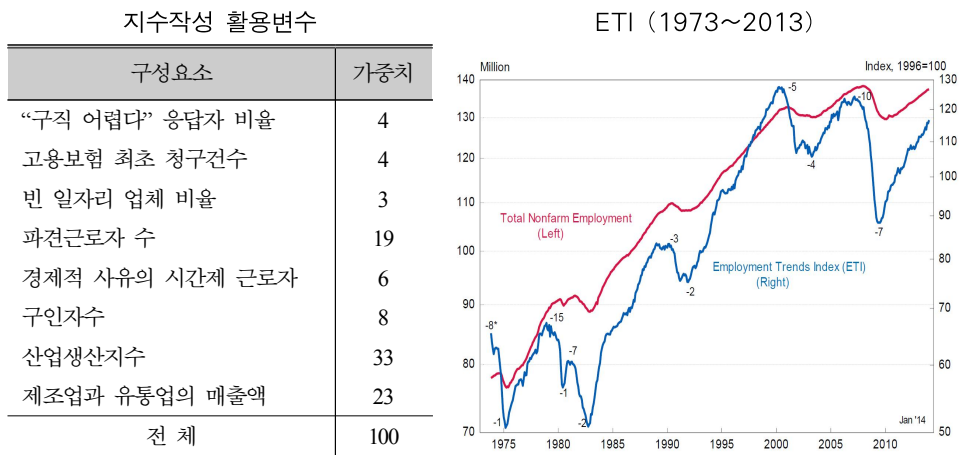
미국은 2008년 6월부터 고용동향지수(Employment Trends Index: ETI)라고 하여 매월 작성 발표하고 있다(The Conference Board, 2014). 미국 고용동향지수는 8개의 노동시장 관련 지표를 합성하여 작성한 것으로 비농림 부문 취업자 수준 변동을 사전에 예측하려는 것이다(Levanon, 2008). 호주는 고용선행지표(Leading Indicator of Employment)라고 하여 월별로 작성하여 발표한다. 호주가 작성에 활용하는 경제변수는 ① 신문 구인광고, ② D&B 고용예측지수, ③ 경기선행지수, ④ 소비자기대지수 4개이다(Australian Government, 2012) 뉴질랜드는 선행고용지표(Lead Employment Indicator)를 분기별로 작성 발표한다. 뉴질랜드의 작성 과정에는 ① 분기별 기업경기조사(고용 측면), ② 상품가격지수, ③ 이민 및 장기체류 유입인구, ④ 남부 기압 변동, ⑤ 주가지수 등 5개 변수가 활용되고 있다.

이들 나라의 지수가 실제 취업자 변동에 대해 갖는 선행성을 보면 미국은 비농림 취업자에 대해 2개월 선행, 호주는 총 취업자에 대해 9개월 선행, 뉴질랜드는 총 취업자에 대해 1분기 선행하는 것으로 평가하고 있다. 특히 뉴질랜드는 고용선행지수가 고용실적치의 변화분에 대해 67%, 고용증감 국면 전환에 대해 80% 수준의 예측력을 갖는다고 평가하였다.⁷⁾

6) 대표적인 사례로 한 민간 리쿠르팅사는 42개국 65,500명 인사담당자를 대상으로 한 설문조사를 통해 각국 주요 산업의 1분기 후 취업자 증감 전망치를 제시하고 있다(Manpower, 2013).

7) 미국은 Levanon(2008), 호주는 Australian Government(2010), 뉴질랜드는 New Zealand Department of Labour(2010), Claus and Claus(2002) 참조

(그림 1) 미국의 지수작성 활용변수와 ETI



자료: Levanon(2008).

Ⅲ. 고용전망 대상 및 전망체계의 필요성

1. 전망 대상: 비농 민간부문 임금근로자

경제의 호·불황에 따라 고용은 변동한다. 하지만 모든 취업자가 경기변동에 반응하는 것은 아니다. 경기 부침은 대부분 산업 활동에서 나타나는 현상이므로 경기변동으로 인한 취업자 변동 또한 호·불황을 갖는 산업에 종사하는 근로자에게서 발생한다. 본 연구를 통해 예측하고자 하는 대상은 산업 활동의 부침과 연관되어 발생하는 고용 변동이다. 따라서 예측의 정확성을 높이기 위해서는 경기변동과 무관한 취업자는 분석 대상에서 제외되어야 한다. 고용변동이 경기변동에 대해 갖는 관련성 정도를 알아보기 위해 전체 취업자를 산업부문별 및 종사상지위별로 구분하여 알아본다. 전체 산업은 농업·농림업, 공공부문과 이들 2개 부문을 제외한 나머지 산업, 즉 비농 민간부문의 3개 부문으로 구분하였다. 종사상지위에서는 기업주에 의해 채용되어 임금을 받고 종사하는 임금근로자와 자영업자로 통칭되는 비임금근로자로 나누었다.

〈표 1〉 산업부문별 종사상지위별 취업자 구성비(2013)

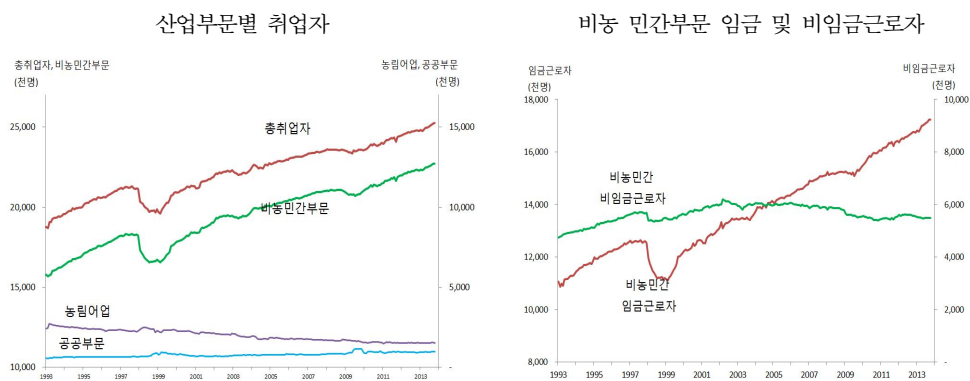
(단위: %)

	전 체	비농 민간	농림어업	공공
전 체	100.0	90.1	6.1	3.9
임금근로자	72.6	68.1	0.6	3.9
비임금근로자	27.4	21.9	5.5	-

주: 공공은 표준산업 대분류에서 공공행정 국방 및 사회보장행정을 의미.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

공공부문 취업자는 산업분류명이 보여주듯이, 중앙정부와 지방자치단체가 고용한다. 따라서 공공부문 취업자 규모는 평상시에는 경기변동과 무관하게 결정된다. 그러다가 경기가 불황 국면에 접어들면 정부는 고용시장 침체를 완화하기 위해 일시적 고용증대와 같은 정책을 시행한다.⁸⁾ 전체 취업자에서 차지하는 비중이 6.1%(2013)로 작지 않은 농림어업 취업자는 연령별로는 65세 이상 고령자가 43%(2011)에 달하고, 종사상지위별로는 자영업 등 비임금근로자가 89%(2011)를 차지한다. 이 같은 인적 속성을 갖는 농촌의 고령자에 대해 취업과 비취업을 구분하는 것이 별 의미를 갖지 못한다는 점을 고려하면 농림어업 취업자가 경기에 반응하지 않을 것임은 쉽게 짐작할 수 있다.

〔그림 2〕 산업부문별 및 종사상지위별 취업자 수 추이(1993.1~2013.10)



주: 계절조정치

8) 2008년 가을의 금융위기로 인해 전체 고용이 감소한 2009년의 경우 정부가 각종 사업을 통해 고용을 늘려서 공공부문 취업자는 일시적으로 증가하였다(박명수, 2011).

이들 두 부문을 제외한 비농 민간부문에 종사하는 취업자는 전체 취업자의 90.1%를 차지한다. 이들을 다시 임금근로자와 비임금근로자로 구분할 수 있는데 자영업주와 무급가족종사자로 구성되는 비임금근로자는 비농 민간 취업자의 21.9%를 차지한다.⁹⁾ 2000년대 들어 점차 감소세를 보이던 자영업자는 최근 들어 그 규모가 다시 늘고 있는 추세이다. 경제발전과 더불어 생산이 조직화하면서 임금근로자가 늘어나는 추세이던 것이 최근 베이비붐 세대의 은퇴와 일자리 부족이 겹치면서 생계형 창업으로 이어지게 되어 자영업자가 증가하는 것으로 판단된다.¹⁰⁾ 이러한 특성을 갖는 자영업자는 경우에 따라 고용변동의 완충효과를 보이기도 하여 이들 또한 경기변동과 무관하게 결정되는 것임을 짐작할 수 있다.

이 같은 취업자 구분이 생산 활동과 갖는 관계를 분석적 차원에서 검증하고자 Granger 인과관계를 검증하였다.

$$Y_t = \sum_{j=1}^4 \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$X = \ln(GDP_t) - \ln(GDP_{t-4})$$

$$Y = \ln(\text{취업자}_t^i) - \ln(\text{취업자}_{t-4}^i)$$

i : 분류별 취업자

$j > 0$ 인 모든 j 에 대하여 F -검정을 통해 $\alpha_j = 0$ 이라고 한다면 X 가 Y 의 Granger 원인이 아니라고 하는 귀무가설이 성립한다. Granger 인과관계에 대한 검증은 분기별 자료를 활용하였는데 안정적 시계열을 대상으로 한다는 조건이 있으므로 분석 대상 변수의 전년 동기 대비 성장률을 적용하였다.

검증 결과, 경제성장률은 비농 민간부문 임금근로자와 공공부문 종사자에만 영향을 미치는 것으로 도출되었고, 나머지 분류의 취업자 변동과는 무관한 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 경제성장률이 공공부문 종사자에 영향을 미치는 확률이 매우 높은 것으

9) 자영업주와 무급가족종사자 구성비는 82:18(통계청, 2013)이고 자영업자란 비임금근로자를 통칭하는 용어다.

10) 2012년 경우 도매 및 소매업 취업자의 42%, 숙박 및 음식점업 취업자의 42%, 운수업 취업자의 47%, 기타 개인서비스업의 44%가 자영업자로 구성되며, 이들 4개 부문에서만 전체 자영업자의 51%를 차지한다.

〈표 2〉 Granger 인과관계 검증^{1) 2) 3)}

		인과관계 방향	
A	B	A → B	A ← B
GDP	비농 민간 임금근로자	3.73 (0.01)**	0.70 (0.59)
	비농 민간 비임금근로자	1.38 (0.25)	1.31 (0.28)
	농림어업 취업자	1.67 (0.17)	0.81 (0.52)
	공공부문 취업자	11.36 (0.00)***	0.60 (0.66)

주: 1) 분석기간은 1993년 1분기~2013년 3분기.

2) 모두 F(4, 66)검정에 의한 것이며, 괄호 안은 확률 값(p-value)을 의미.

3) **는 5%, ***는 1%의 유의수준에서 귀무가설을 기각.

로 나타난 것이다. 이는 고용감소가 발생하게 되면 정부가 노동시장에 적극 개입함으로써 고용감소 충격을 완화하는 정책이 적극적으로 시행되었다는 것을 입증한다.¹¹⁾ 따라서 경기가 큰 폭으로 하락하는 경우에도 굳이 공공부문 고용전망치를 제시해야 한다면 정부의 정책적 대응을 포착하여 고용증대 규모를 산출하면 될 것이다.

결론적으로 산업 활동의 부침과 연관되어 발생하는 고용변동을 분석하기 위해서는 분석대상을 비농 민간부문에 종사하는 임금근로자로 범위를 한정하는 것이 효과적이라는 것을 알 수 있다. 이들이 전체 취업자에서 차지하는 비중은 68.1%(2013년)이다.

2. 전망체계의 필요성

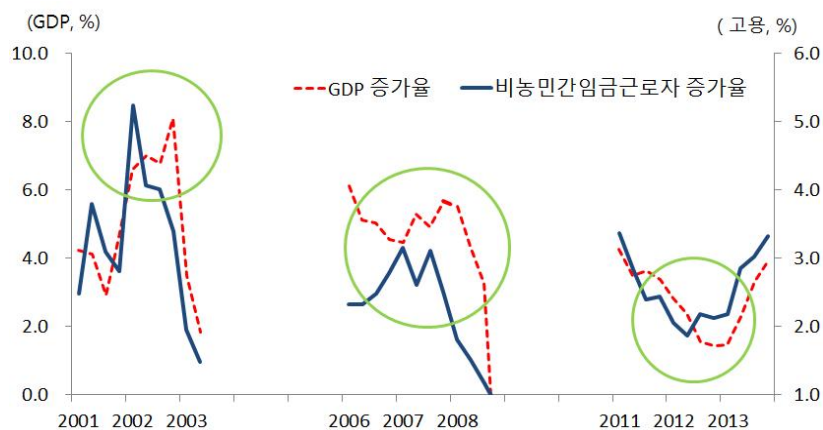
매출이 늘었다고 해서 기업이 곧 생산능력을 증대시키는 것은 아니다. 매출 증가가 일정 기간 계속되고 향후에도 꾸준히 이어질 것이라고 판단하면 기업은 비로소 인력도 더 투입하고 설비도 확장한다. 즉 매출이 증가하면 시차를 두고 고용이 늘어나는 것이다. 거시적으로는 경기가 활발해지면 시차를 두고 고용이 늘게 된다. 바로 이 때문에 고용은 생산의 파생수요라 부르며 시차를 두고서 고용이 반응하므로 고용변동에 대한 예측이 가능해진다. 즉 현재 경제상황을 관찰하고 분석하면 향후 고용동향을 예측할 수 있는 것이다.

11) GDP 증가율(Δt_j)와 공공부문 취업자 증가율(Δt) 사이의 교차상관계수를 구하면 $j=2$ 인 경우 -0.84로 가장 작았다. 이는 GDP가 감소(또는 증가)하면 2분기 후에 공공부문 취업자가 증가(또는 감소)했음을 보여준다.

다양한 측면에서 방대한 요소로 구성되는 국민경제를 분석하고 진단한 결과를 향후 나타날 고용동향과 연결 짓기 위해서는 경제활동을 구체적인 지표로 나타내는 것이 필요하다. 한 국가의 경제활동을 총체적으로 나타내기 위해 사용하는 대표적인 지표는 국내총생산(GDP)이다. 때문에 앞 절에서 분석한 Granger 인과관계 검증에서도 국내총생산 지표를 사용하였다. 그럼에도 불구하고 GDP 자료로 단기 고용동향을 상시적으로 특히 매월 예측하는 데 활용하기에는 다음과 같은 점에서 한계가 있다.

첫째 이유는 GDP 자료는 분기별로 발표되므로 매월 상시적 전망자료를 작성하기에 부적합하다. 둘째 이유는 고용동향이 GDP의 변동과 일치하지 않는 경우가 있기 때문이다. 고용은 생산의 파생수요라는 이론이 그대로 적용된다면 GDP 증가율이 오르고 (또는 내리고) 난 후 취업자 증가율이 올라가야 (또는 내려가야) 할 것이다. 하지만 [그림 3]에서 보듯이 반드시 그렇게 되지 않은 경우가 근래에도 여러 차례 관찰되었다. 2001~2002년, 2007-2008년에 취업자 증가율 하락이 GDP 증가율 하락보다 오히려 먼저 일어났고 2012-2013년에는 취업자 증가율 상승이 GDP 증가율 상승보다 먼저 발생하였다. 즉 GDP 동향만으로 취업자 변동을 예측하는 것은 오류가 있을 수 있다는 것을 보여준다. 이는 생산의 파생수요 성격을 가진 고용이 경기변동에 항상 후행하는 것만은 아니므로 고용의 행보를 정확하게 예측하기 위해서는 GDP만으로는 적절하지 않고 별도의 예측체계가 필요하다는 것을 제시한다.

(그림 3) 취업자 증가율과 GDP 증가율 추이1)



주: 1) 전년 동기 대비.

2) GDP 변동이 고용변동에 선행한다면 점선 변곡점이 실선 변곡점에 앞서 나타나야 할 것임.

IV 고용선행지수

1. 이론적 배경

수시로 변동하는 경제상황에 대해 즉시적으로 정보를 산출하거나 예측하지 못하는 상황이 노동시장 부문에서만 발생하는 것은 아니다. 수집되는 통계에 의존하여 상황을 파악하는 모든 경제 분야에서는 정보 공백이 일어날 수밖에 없다. 때문에 거시경제 차원에서는 향후 경기 국면은 물론 현재 상황에 대해서도 알려주는 선행종합지수 및 동행지수를 작성하여 그 공백을 메우고 있다. 그렇다면 거시경제에서의 경기선행지수와 마찬가지로 노동시장에서도 고용에 대해 선행지수를 만들어 그 기능을 수행할 수 있을 것이다. 제Ⅱ장에서 살펴본 해외 사례는 바로 그런 경우를 보여준다.

이 점에 착안하여 본 연구에서도 노동시장의 변화를 사전에 감지하여 반년 정도 기간에 일어날 단기적 고용변동을 예측하는 고용선행지수를 개발한다. 이때 예측 대상은 비농 민간부문 취업자에 한정하고 이들의 고용변동 파악에 더 중점을 둔다. 즉 고용수준 그 자체보다는 고용증감의 국면 전환에 대한 예측, 고용증가 및 감소 속도 등 고용의 변화 방향을 조기 탐지하는 것을 우선으로 하였다.

고용선행지수는 경기선행지수 작성방식을 준용한다. 경기선행지수는 기본적으로 시계열 접근법에 기초하여 작성되고 있다. 역사를 살펴보면 1930년대 미국의 NBER(National Bureau of Economic Research)이 중심이 되어 경기 및 경제의 사전 예측을 위한 연구를 본격적으로 시작하였다. 1938년 Burns and Mitchell이 고안한 방식은 생산, 소비, 고용, 금융, 무역, 투자 등에서 시계열을 선정하고 이들 변수를 종합하여 지수 형태로 합성하여 경기종합지수를 생성하였다. 이후 경기종합지수는 경기 호,불황 국면의 파악과 경기수준을 가늠하는 데 활용되어 왔다. 이 방식은 경제 변수가 그간 보여준 궤적을 측정하여 각 변수의 변동이 갖는 규칙성이나 또는 변수 간의 유사성으로부터 경기를 측정하고 예측할 수 있는 신호를 추출(signal extraction)함으로써 현재의 경제상황을 판단하고 가까운 장래의 경기를 예측하는 것이다.

이에 대해 ‘이론에 기초하지 않는 방식(Measurement without theory)’¹²⁾이라는 등 각종

비난에도 불구하고 이 방식은 널리 채택되어 오늘날 세계 각국은 여전히 기존 방식을 적용한 경기종합지수를 작성 발표하고 있다.¹³⁾ 우리나라도 이 방식을 준용하여 한국은행이 1972년부터 종합적 경기지표의 일종인 경기에고지표를 공표하다가 1981년 3월부터 통계청에서 경기선행지수를 매월 발표하고 있다.

하지만 이 같은 시계열 접근법이 계량경제학자로부터 비난만 받은 것은 아니다. Sargent and Sims(1977)는 Box and Jenkins(1970)가 제시한 시계열 분석기법과 선행지수 작성방식 간의 관계에 대해 “합성지수에 의한 예측은 지수를 구성하는 시계열로 이루어진 벡터 자기회귀 모형에 특정 제한을 준 것으로 볼 수 있다”고 언급하는 등 이론적 지지도 있었다.

계량경제학의 발전으로 이제는 구조방정식 기법이 활성화되었음에도 불구하고 여전히 시계열 방식으로 선행지표가 작성되고 있다는 점에서 이는 대단한 성공 사례로 인정받기도 한다(Auerbach, 1982). 성공의 이유로 선행지수의 논리가 단순하기 때문이라는 지적도 있다(Gorton, 1982). 선행지수가 알려주는 내용은 오늘 지수가 내려가면 내일 경기가 나빠진다는 것인데 사람들이 알고 싶어 하는 미래를 이것만큼 단순명료하게 설명하면서도 시계열 방식이라고 하는 그럴듯한 논리에 기반을 두고 있다는 것이다.

선행지수는 사람들이 쉽게 이해할 수 있다는 특성을 갖기도 하지만 작성하는 것도 비교적 쉬운 편이다. 구조방정식 모형에서와는 달리 선행지수를 작성하는 데는 사람들의 경제적 행위를 야기하는 원인에 대해 사전 가정이 필요치 않다. 대신에 경제변수에 내재된 신호를 파악하는 통계적 기법에만 의존하며 이들 신호를 모아서 경제활동의 전환점 예측에 활용하면 된다. 근래 들어 첨단 분석기법이 개발되면서 훨씬 정교화(精緻化)된 방식이 제시되기도 하지만 기본 개념에서는 여전히 동일하다.¹⁴⁾

2. 작성과정

경기선행지수 작성방식을 준용하여 고용선행지수를 작성한다. 경기선행지수의 경우는 경기변동을 포착할 수 있는 경제지표를 선정하여 합성하는 데 비해 고용선행지수는 비농민 간 임금근로자 고용변동을 예측하기에 유효한 정보를 갖는 일련의 구성 지표를

12) Koopmans(1947).

13) 일반적으로 경기종합지수는 선행, 동행 및 후행지수로 구성이 된다.

14) Stock and Watson(1992)은 확률모형을 이용하여 여러 경제변수에 내재된 미관측 단일요소를 추출하고 이를 선행지수 작성에 활용하는 방식을 제시하였다.

선정하는 데서 차이가 있다. 이들 경제지표를 가공하고 종합하여 선행지수로 만드는 과정은 경기선행지수를 작성하는 것과 동일하다. 고용선행지수의 작성과정을 요약하면 다음과 같다.

- 1단계 구성 지표 가공 : ① 비경기적 요인 제거, ② 단위 통일화
 2단계 구성 지표 선정 : ③ 고용변동 국면을 포착하는 선행 시계열 선정
 3단계 지수 작성 : ④ 표준화, ⑤ 가중치 부여하여 합성
 4단계 지수 가공 : ⑥ 진폭 조정, ⑦ 추세 조정

〈1단계〉 구성 지표 가공: 비경기적 요인 제거 및 단위 통일

선정된 구성 지표를 활용하여 이후 선행지수를 작성하는 방식은 경기선행지수 작성 방식을 준용하였다. 경기선행지수 작성과정은 각 나라마다 변수 표준화, 진폭 조정 등 세분화된 과정에서 일부 차이가 있지만 거의 표준화된 방식이 적용된다.¹⁵⁾

계절변동 및 불규칙변동 요인 제거

먼저 선정된 각 경제변수를 가공한다. 경제시계열(\widehat{X}_t)은 시간에 따라 변화하는 관측치로서 해당 변수의 추이를 장기적으로 지배하는 추세변동(T_t), 팽창과 위축의 순환요인(C_t), 12개월의 주기를 가지고 반복되는 계절요인(S_t), 일정한 규칙성을 발견할 수 없는 불규칙변동(I_t)으로 구성된다고 일반적으로 가정된다.

$$\widehat{X}_t = T_t \times C_t \times S_t \times I_t \quad (2)$$

경제사회를 둘러싼 충격이 주는 영향에 의해 경제활동이 증감을 반복하지만 그 근간에는 장기적으로 지배하는 경향이 내재되어 있다고 상정할 수 있는 것이 추세요인(T_t)이다. 추세요인은 급격한 충격에 의한 영향이 없는 한 장기간 지속되는 특성을 가진다. 추세의 의한 경제활동의 상승 또는 하락 현상은 인구의 증가, 새로운 자원의 개발, 자본재의 증가, 기술의 개발, 교육수준의 향상, 노동자의 숙련도 향상, 경영기법의 향상

15) 김신호(1998) 참조.

등과 같은 요인에 의해 이루어진다. 순환요인(C_t)은 경제활동의 팽창과 위축이라는 불규칙적이며 반복적인 변화를 의미한다. 계절요인(S_t)은 12개월의 주기를 가지고 반복되는 경제활동의 변화를 뜻한다. 이러한 변화는 계절의 변화, 공휴일의 반복, 설날·추석과 같은 명절의 반복 등의 요인에 의해 발생한다. 불규칙변동(I_t)은 일정한 규칙성을 발견할 수 없는 변동으로 천재지변, 전쟁, 질병 등과 같이 예상할 수 없는 우연적 요인에 의해 발생하는 변동을 모두 가리킨다. 불규칙변동이 미치는 영향은 때로는 미미하기도 하고 때로는 큰 영향을 주기도 한다.

지수 작성에서는 계절변동과 불규칙변동의 비경기적 요인을 제거한 $X_t = T_t \times C_t$ 을 활용하였다. 즉 비경기적 요인을 제거하고 경제 내부의 요인에 의해 발생하는 순수 변동분에 대해서만 분석대상으로 하였다. 시계열 자료에서 계절변동과 불규칙변동을 제거하기 위해서는 계절조정 과정을 적용하는데, 본 연구에서 계절조정은 미국 상무부 센서스국에서 개발한 X-12-ARIMA를 적용하였다. 계절변동요인 조정 시에는 우리나라 고용 상황을 반영하기 위해 명절 효과와 영업일수 효과를 고려하였다.¹⁶⁾

구성 지표 간 동일 기준이 되도록 단위 변환

경기적 요소만으로 구성된 여러 시계열에 대해서는 각 시계열, 즉 구성 지표 간 가감승제가 가능하도록 단위를 증감률 또는 순환변동치 등으로 통일하는 과정을 거친다. 이는 각 경제변수가 수준을 나타내는지 증감률인지 또는 차이를 나타내는지 등 변수의 성격에 따라 조정방법을 달리 적용한다.

$$\text{수준인 경우} \quad Y_{jt} = \frac{X_{jt} - X_{jt-1}}{(X_{jt} + X_{jt-1})/2} \times 100 \quad (3)$$

$$\text{증감률인 경우} \quad Y_{jt} = (X_{jt} - X_{jt-1}) \times 100$$

$$\text{차이인 경우} \quad Y_{jt} = X_{jt}$$

16) 통계청에서 계절조정을 위해 활용하는 것과 동일한 X-12 ARIMA 방식 및 계절조정인자를 적용하였다.

〈2단계〉 구성 지표 선정

통계학에서 두 변수 간의 관계를 분석할 때 흔히 상관계수를 따진다. 하지만 상관계수는 변동 폭, 기간 등이 혼합된 통계량이고, 두 변수에 동시에 나타날 수 있는 특성의 큰 변동이 공분산을 지배할 수 있다. 따라서 고용선행지수 작성에 적절한 구성변수를 찾을 때는 두 변수 간의 상관관계를 선정기준으로 삼을 수 없다. 고용 추이의 국면 전환을 효과적이되 선제적으로 포착하는 변수를 선정할 수 있어야 한다.

수많은 경제변수 중에서 고용선행지수 작성에 활용할 변수를 추려내는 기준으로 가장 중시한 것은 고용변동에 대한 선행성 여부다. 선행성은 두 측면에서 의미를 갖는다. 첫째는 해당 변수가 변동하는 방향이 향후에 관찰되는 고용수준의 변동 방향과 일치하는 것이다. 둘째는 변동 방향이 서로 일치하되 해당 변수의 방향 전환이 고용변수의 방향 전환 이전 시점에 앞서 발생해야 한다. 이 두 가지를 판단 기준으로 삼기 위해 다음과 같은 선행성 도출 산식을 적용하였다.¹⁷⁾

$$C_{\text{고용}jk} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(\Delta \text{고용}_t \times \Delta Y_{jt-k}) + (1 - \Delta \text{고용}_t) \times (1 - \Delta Y_{jt-k})] \quad (4)$$

$\Delta \text{고용}_t$: (고용증가) ≥ 0 이면 1, 아니면 0

ΔY_{jt-k} : (k시점 이전 변수 j 증가) ≥ 0 이면 1, 아니면 0

위 식을 설명하면 다음과 같다. ΔY_{jt-k} 는 t-k 시점에 관찰되는 변수 j의 증감이고 증가하면 1, 감소하면 0 값을 부여한다. $\Delta \text{고용}_t$ 는 t 시점의 고용증감을 의미하고, 증가하면 1, 감소하면 0 값을 부여한다. t-k 시점에서 j 변수가 증가(또는 감소)하고 k 기간 이후 t 시점에서 고용이 증가(또는 감소)하면 1×1로 1이 된다. 만일 j 변수가 증가(또는 감소)했는데 이후 고용이 감소(또는 증가)하면 1×0 (또는 0×1)이 되어 0이 된다. 이를 t=1에서 T까지 각 시점에서 계산하는데 고용과 k개월 이전의 변수 j의 증감 방향이 모든 시점에서 완전히 일치하면 합계가 T가 되며 두 변수의 증감 방향이 완전히 서로 반대이면 0 값을 갖는다. 따라서 선행성($C_{\text{고용}jk}$)는 최댓값 1과 최솟값 0 사이의 값으로 도출된다.

17) 뉴질랜드가 이 같은 방식으로 구성변수를 선정한다(Claus & Claus, 2002).

<표 3> 고용선행지수 구성 변수¹⁾

구성 지표	활용 기간	선행성($C_{고용\ jk}^{2)}$)
제조업 가동률지수	1993. 1~	0.56
내수 출하지수	1993. 1~	0.72
소매판매액지수	1995. 1~	0.68
신규 구인자수	1995. 7~	0.69
서비스업 생산지수	2000. 1~	0.79

주 1) 원계열에 X-12 ARIMA 방식을 적용하여 T(추세)+C(순환) 요인만 추출.
 2) k=8, 즉 8개월 선행 시점에서 도출된 값.

변수 j의 선행성($C_{고용\ jk}^{2}$)을 도출할 때 선행 시점 k는 고용선행지수 활용 목적에 따라 예측 기간, 즉 선행 개월 수를 선택하면 된다. 본 연구에서는 고용선행지수의 예측 범위를 현재 시점에서 반년 이후인 6개월로 잠정하였다. 그런데 검토 대상이 되는 대부분의 거시경제변수는 현재 시점에서 2개월 이전 시점의 통계치가 입수 가능하므로 현재로부터 6개월 이후까지 예측하는 선행지수를 만들기 위해서는 k=8이 되어야 한다. 즉 8개월 선행성이 높은 변수를 구성 지표로 선정하게 되었다. 선정된 구성 지표의 선행성 수준은 <표 3>에 제시되었다.

선행성이 월등한 변수라도 1-2개에 한정하지 않고 최종적으로 여러 변수를 선정하였는데 이유는 한두 개에 국한할 때 발생할 수 있는 위험을 분산하고자 한 때문이다. 우리나라 통계자료 수집이 짧은 역사에서 발전해 왔기 때문에 자료 입수 여부는 시점에 따라 달라진다. 따라서 최종 선정된 구성변수에는 포함되었지만 과거에는 일부 변수가 수집되지 않은 경우도 있다. 그렇지만 선정된 변수를 활용하여 지수를 만들고 이를 분석대상 전 기간에 적용하여 지수의 성능을 검증하고자 하였다. 따라서 변수가 입수되지 않은 기간에 대해서는 입수 가능한 변수로만 구성하여 지수를 작성하였다. 1993.1-1994.12 기간은 제조업 가동률지수와 내수 출하지수 2개로 구성하고, 1995.1-1995.6 기간은 두 변수에 소매 판매액지수가 추가된 3개로 구성하고, 1995.7-1999.12 기간은 세 변수에 신규 구인자 수가 추가된 4개로 구성하고, 2000.1 이후에는 서비스업 생산지수를 포함한 5개 변수로 구성하였다.

〈3단계〉 구성 지표의 표준화와 가중치 부여

변수는 각각의 특성에 따라 서로 다른 변동 폭을 갖는다. 이를 그대로 합성할 경우 진폭이 큰 특정 시계열에 의해 합성된 지수의 움직임이 좌우될 수 있다. 이러한 현상을 방지하기 위하여 모든 구성 변수의 변동 폭이 평균적으로 같아지도록 조정하는 과정이 필요한데 이것이 구성 지표의 표준화 과정이다. 이렇게 하면 종합지수 작성과정에 기여하는 정도가 구성 지표 간에 서로 평균적으로 같아지게 된다.

표준화를 위해서는 추세와 순환요인이 포함된 시계열 증감률의 절대치 평균이 구성 변수 모두 같아지도록 한다. 본 연구에서 적용한 표준화방법은 구성 지표의 대칭변화율(또는 전월 대비 증감률)을 과거 전체 기간의 절대치 평균으로 나누었다. 표준화과정을 거친 개별 구성 변수의 표준화 증감률의 절대치 평균이 1이 된다. 즉 증감률의 절대치를 진폭으로 보아 전체 기간 평균 크기가 구성 지표 모두 1이 되도록 조정하는 것이다.¹⁸⁾ 그 과정은 다음과 같다.

$$Z_{jt} = Y_{jt} \times S_j \quad (5)$$

이때 S_j 는 구성 지표의 표준화 인자를 의미하는 것으로, 각 시계열(Y_{jt})에 이를 적용함으로써 표준화된 지표 Z_{jt} 가 생성된다. S_j 는 다음 과정을 거쳐 도출된다.

$$SD_j = \frac{\sum_{t=2}^T |Y_{jt}|}{T-1}, \quad B_j = \frac{1}{SD_j}, \quad S_j = \frac{B_j}{\sum_{j=1}^N B_j} \quad (6)$$

SD_j : 대칭변화율의 표준편차

S_j : 구성 지표의 표준화 인자

N : 구성 지표 수

이제 각 구성변수가 고용변동에 대해 갖는 영향력을 반영한 가중치를 부여하여 구성

18) 구성지표의 표준화시 절대치평균(Absolute Mean)방법과 표준편차(Standard Deviation)를 이용하는 방법이 있는데, 두 방법을 시도해본 바 결과에는 큰 영향이 없어 본 연구에서는 표준편차를 적용하였다.

지표를 합성하여 단일지표를 생성한다. 구성 지표에 가중치를 부여하는 최초의 기법은 Moore and Shiskin(1967)에 의해 고안된 평점체계(Scoring System)이다. 이들은 각 변수에 대해 ① 경기변동 차원에서 경제적 중요성, ② 통계적 타당성, ③ 과거 경기변동과의 일치성, ④ 경기변동과의 일관성, ⑤ 원활성, ⑥ 최근 자료 입수가능성을 평가하여 점수를 부여하고 가장 높은 점수를 받은 변수를 구성지수에 포함시켰다. 평점체계의 기본 개념은 구성변수가 이제까지 보여준 예측 도구로서의 성능을 다양한 관점에서 평가하여 보다 좋은 변수를 선택하는 것이다. 그리고 이들 지표가 갖는 평점을 모두 합산하고 합계에서 차지하는 각 변수의 평점 비중만큼 가중치를 주는 것이다.

하지만 연구자마다 Moore and Shiskin이 제시한 바와는 다른 측면에서 평가할 수 있고, 또 변수에 대한 평가 자체가 주관적이라는 점이 지적되었다(Spencer, 1968). 게다가 종합지수를 작성하는 과정에서는 평점을 높게 받은 지표로만 구성하다 보니 지표 간의 가중치 차이가 막상 별 의미를 갖지 못하게 되었다. 평점체계에 의한 가중치 부여가 지수 작성에 실질적으로는 영향을 미치지 않다 보니 동일 가중치를 부여하는 것과 차이가 없는 것으로 나타난다. 이로 인해 우리나라를 비롯한 해외에서는 경기종합지수 작성에서 구성 지표별로 가중치를 부여하지 않고 있는 것이 현실이다(김대호, 2001).¹⁹⁾

본 연구에서는 변수에 내재된 선행성($C_{고용jk}$)의 크기를 고려하여 가중치를 부여하였다.²⁰⁾ 한 변수가 다른 변수에 비해 고용변동을 결정하는 영향력이 좀 더 클 수 있다는 것을 고려한 것으로 종합지수 도출 과정에서 해당 변수가 좀 더 많은 영향력을 행사할 수 있도록 하였다. 영향력, 즉 가중치는 Moore and Shikin(1967) 평점체계의 기본 개념을 살려 선행성 정도를 고려하였다. 가중치(ω_j)는 선행성을 판정할 때 적용한 식 (4)에서 구한 $C_{고용jk}$ 값에 기초하여 각 선행성을 표준화하여 사용하였다.

$$\omega_j = \frac{C_{고용jk}}{\sum_{j=1}^N C_{고용jk}} \quad \omega_j: \text{가중치} \quad N: \text{구성지표 수} \quad (7)$$

19) 개별 구성 지표에 가중치를 부여하여야 보다 나은 종합지수가 만들어질 수 있으며, 이때 가중치 도출은 주 성분분석에 의하면 된다는 주장이 제기되었다(Boschan and Banerji, 1990).

20) 가중치를 부여하지 않은, 즉 동일 가중치를 부여한 경우의 고용선행지수를 <부록>에 제시하였다. 두 지수가 매우 비슷한 궤적을 보이고 있어 본 연구에서도 가중치 부여 여부가 지수에 별 영향을 미치지 못함을 보여준다.

〈표 4〉 기간별 가중치

구성 지표	활용 기간	1993.1~1994.12	1995.1~1995.6	1995.7~1999.12	2000. 1 이후
제조업 가동률지수	1993. 1~	0.44	0.29	0.21	0.16
내수 출하지수	1993. 1~	0.56	0.37	0.27	0.21
소매 판매액지수	1995. 1~	-	0.35	0.26	0.20
신규 구인자 수	1995. 7~	-	-	0.26	0.20
서비스업 생산지수	2000. 1~	-	-	-	0.23
(가중치 합계)		1.00	1.00	1.00	1.00

구성변수에 따라 활용가능 기간이 달라지므로 구성변수의 가중치 또한 <표 4>에서 보듯이 기간에 따라 다르게 부여하였다. 1993.1-1994.12 기간은 제조업 가동률지수와 내수 출하지수 2개 변수만 활용가능하므로 두 변수에 대해서만 식 (7)을 적용하여 두 변수의 가중치가 1이 되도록 하였다. 2000.1 이후 기간은 서비스업 생산지수를 포함한 5개 변수 모두에 대해 가중치를 도출하여 적용하였다.

식 (7)의 가중치로 표준화된 지표를 평균하여 단일 수치화함으로써 종합지수(I_{jt})를 생성한다.

$$I_{jt} = \sum_{j=1}^N (\omega_j \times Z_{jt}) \quad \sum_{j=1}^N \omega_j = 1 \quad \omega_j: \text{가중치} \quad (8)$$

〈4단계〉 진폭 및 추세 조정

생성된 종합지수의 진폭이 고용수준의 진폭과 비슷하도록 조정한다. 조정은 고용지표의 동향 판단 및 예측을 위한 것이다. 방식은 지수 작성 기간 전체의 선행지수 월평균 증감률이 고용수준 월평균 성장률과 같아지도록 하는 방법으로 조정한다. 이 경우 고용수준 월평균 성장률은 선행지수 최초 작성 연도와 최근 연도의 월평균 고용수준의 기하 평균으로 산출하게 된다.

$$I_t^* = I_t \times \frac{\sum |Y_{고용,t}|}{\sum |Z_{jt}|} \quad Y_{고용} : \text{비농 민간 임금근로자 증감률} \quad (9)$$

끝으로 조정된 종합지수를 증감률 형태를 갖는 평균값을 누적하는 방법으로 표준화된 고용선행지수(ETI_t)를 도출한다.

$$ETI_t = ETI_{t-1} \times \frac{200 + I_t^*}{200 - I_t^*} \quad (10)$$

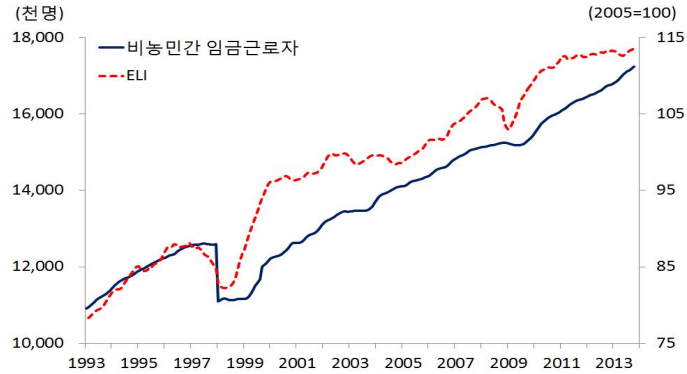
3. 작성 결과

도출된 고용선행지수를 2005=100이 되도록 조정하여 지난 20년간 비농 민간부문 임금근로자 추이를 비교한 것을 [그림 4]에 제시하였다. 고용선행지수를 작성하는 목적은 고용변화를 사전에 감지하려는 것이므로 이제 본 연구를 통해 개발된 고용선행지수가 애초의 의도를 충족시키는지 확인하는 과정이 필요하다.

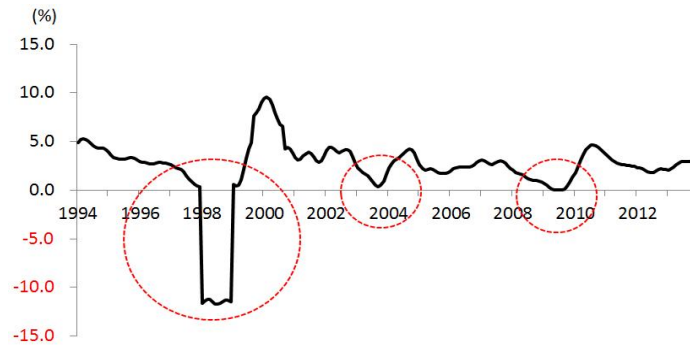
[그림 4]에서 알 수 있듯이 지난 20년간 우리나라 고용은 두세 번의 부침을 제외하고는 취업자가 줄곧 늘어만 왔다. 이처럼 증가 추이가 지배하는 상황에서는 고용변동이 갖는 호,불황을 뚜렷이 골라내기가 쉽지 않다. 이런 경우 고용선행지수가 국면 전환과 전환 시점을 제대로 포착하는지에 대해 자칫해서는 주관적인 판단에 흐를 수 있다. 이를 피하고 가급적 객관적인 동의를 얻어낼 수 있는 평가를 내리기 위해 본 연구에서는 고용위기, 즉 고용변동이 크게 발생했다고 많은 사람이 동의할 수 있는 상황만을 골라내어 고용선행지수의 성과를 평가한다. 노동시장의 위기상황을 구분하는 객관적인 정의는 없으므로 단순히 전년 동월 대비 취업자 증가율이 마이너스이거나 또는 0 수준에 근접한 상태를 위기상황으로 구분한다. 1990년 이후 현재까지 우리나라 고용시장에서 비농 민간부문의 임금근로자가 전년 동월 대비 감소하거나 거의 증가를 보이지 않은 경우는 1997년 외환위기, 2003년 카드대란, 그리고 2008년 금융위기 등 세 번 발생하였다.²¹⁾ 이들 세 번의 위기상황에서 고용선행지수가 갖는 예측력을 알아보자.

21) 2003년 카드대란의 경우 총 취업자는 마이너스 증가율을 뚜렷이 보였지만 비농 민간 임금근로자에 한정하고 계절조정후 불규칙변동을 제외하면 작게나마 플러스값을 갖는 것으로 나타났다

〔그림 4〕 비농 민간부문 임금근로자와 고용선행지수(ELI) 추이(1993.1~2013.10)



〔그림 5〕 비농 민간부문 임금근로자 증가율

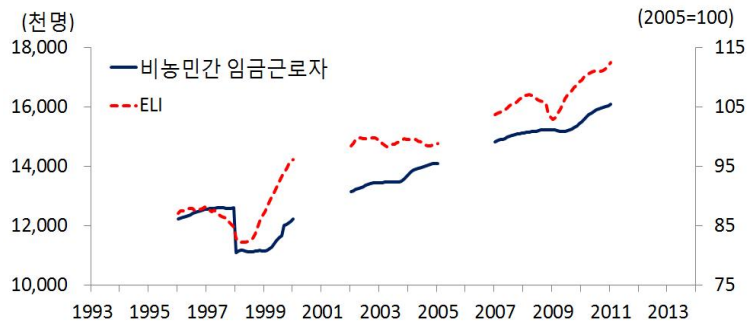


주: [추세+순환변동] 값의 전년 동월 대비 증가율.

우리나라의 경우처럼 인구증가와 경제성장이 맞물려 있는 상황에서는 고용수준에 기본적으로 상승 추세가 내장되어 있다. [그림 4]에서 세 번의 위기 경우만을 골라서 보여주는 것이 [그림 6]인데 이처럼 선행지수 자체만으로는 고용수준의 상승 속도만 파악할 수 있고 국면 파악을 판독하기가 쉽지 않다.

이를 극복하기 위해 경기종합지수 경우에는 종합지수 전년 동월비 또는 순환변동치와 같은 보조지표를 작성하여 경기 국면 및 전환점을 파악하는 활용하고 있다. 이를 참고하여 본 연구도 고용선행지수의 순환변동을 도출하여 비농 민간 임금근로 실적치 추이와 비교하였다.

(그림 6) 비농 민간부문 임금근로자와 고용선행지수(ELI) 추이(1993.1~2013.10)



순환변동 추출은 두 가지 방법을 시도하였다. 첫째는 고용선행지수와 비농 민간 임금근로자의 전년 동월비를 사용하는 것이다. 둘째는 계절조정된 시계열에서 필터링(filtering) 기법을 적용하여 추세치를 분리 제거함으로써 순환변동을 도출하는 것이다. 필터링 방법으로는 가장 보편적으로 사용되는 HP필터를 적용하였다.²²⁾ 두 결과를 비교한 결과 전년 동월비 값을 사용한 것이 국면 전환을 파악하는 데 훨씬 용이하였다. HP필터를 통한 순환변동 결과는 <부록>에 제시하였다.²³⁾

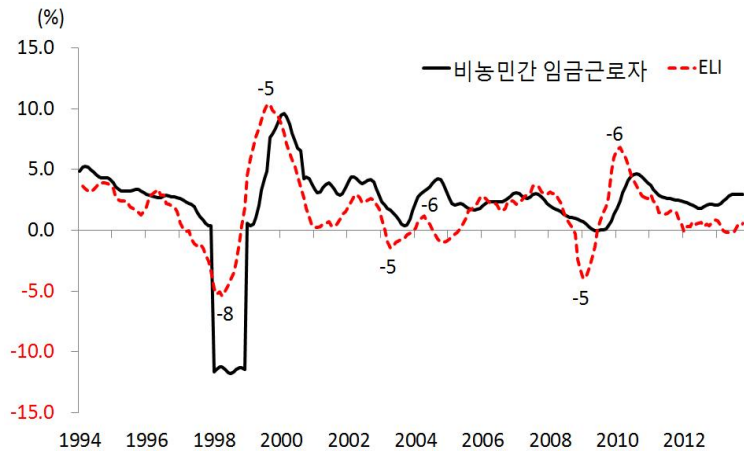
[그림 7]의 전년 동월비 활용 순환변동을 활용하여 세 번의 고용위기 경우에 고용변동의 국면 전환에 대한 예측, 고용의 변화 방향을 조기 탐지하는 데 고용선행지수의 성능을 분석해 보자. 순환변동치를 사용하여 고용선행지수의 궤적을 각 위기에 접어들기 바로 직전의 정점, 위기에 빠진 이후 도달한 저점을 찾아보았다. 그리고 비농 민간 임금근로자 고용수준이 위기에 접어들기 바로 직전의 정점과 위기에 빠진 이후 도달한 저점을 비교 분석한 결과 3개 위기상황에서 고용이 위기에 접어들기 바로 전의 정점에 대해서는 예측력을 찾기가 어려웠다. 위기 직전 정점을 예측하지 못한 이유는 외환위기와 금융위기가 국내 경제상황 악화로 인해 발생한 것이 아니라 해외로부터의 돌발 상황에 의해 촉발되었기 때문에 국내 경제사정을 나타내는 구성변수로는 예측이 전혀 불가능했던 것으로 판단된다. 카드대란 또한 국내 경기적 상황으로 인한 것보다는 국내 카드사들의 카드 발급과 관련한 특수 사정으로 인한 것이었다.

22) 또는 국면이동평균법, 구간통과 필터 등을 적용할 수 있다.

23) HP필터에서는 추세선의 평활화 정도를 조절하는 인자인 λ 를 결정하여야 하는데, 월별 시계열에서 가장 표준적으로 사용하는 129,600을 대입하였다.

이에 비해 고용위기 상황이 지속되다가 저점을 찍고 다시 회복하는 시점은 안정적으로 포착하는 것을 [그림 7]과 <표 5>가 보여준다. 외환위기와 금융위기 경우에는 선행지수가 8개월 앞서, 카드대란과 금융위기 경우는 선행지수가 5개월 앞서 포착한 것으로 나타났다. 고용위기의 저점에서 벗어나고 고용수준이 반등하여 점차 호황기로 접어들어 정점에 도달했다가 다시 꺾이는 국면에 대해서는 세 번의 고용위기 경우 모두 5-6개월 선행하여 포착하였다. 이를 확대 해석하면 만일 고용시장이 위기로 접어드는 경우가 해외로부터의 요인이 아닌 국내 경제상황의 악화에 의한 것이라면 고용선행지수가 충분히 앞선 시점에서 포착할 수 있을 것이라고 상정할 수 있다.

(그림 7) 비농 민간부문 임금근로자와 고용선행지수 순환변동치(전년동월비)



주: 그림 안의 수치는 ELI가 고용변동에 선행하는 개월 수.

<표 5> 순환변동치 저점과 정점

구분		저점	선행 개월수	정점	선행 개월수
외환위기	ELI	1998. 4	-8	1999. 9	-5
	고용	1998.12		2000. 2	
카드대란	ELI	2003. 4	-5	2004. 3	-6
	고용	2003. 9		2004. 9	
금융위기	ELI	2009. 1	-5	2010. 2	-6
	고용	2009. 6		2010. 8	

주: 고용은 비농 민간부문 임금근로자를 가리킴.

4. 선행지수 활용한 단기 예측

고용선행지수를 개발한 애초의 목적은 고용동향의 국면 전환과 전환 시점, 변동 속도 등 고용의 변화 방향을 조기 탐지하는 것이었다. 앞 절의 작성과 평가를 통해 선행지수가 고용변동의 국면 전환을 충분히 선행적으로 예측하여 애초의 의도에 부응하였다는 것을 알 수 있다. 이제 향후 전개될 고용수준 변동을 단순 전망하는 수준에서 더 나아가 고용선행지수를 활용하여 구체적으로 단기의 고용수준을 전망하는 방안을 찾아보았다. 이를 위해 지수를 활용하여 고용수준의 단기 예측을 위한 방정식을 추정하고 그 예측력을 검증하였다. 방정식은 식 (11)로 설정하였고, 추정 결과는 <표 6>에 제시되었다.

$$\Delta E_t = \alpha + \sum_{j=0}^1 \beta_j \Delta ELL_{t-8-j} + \epsilon_t \tag{11}$$

$\Delta E_t = (E_t - E_{t-12}) / E_{t-12}$ E_t : 시점 t 의 고용수준
 $\Delta ELL_t = ELL_t - ELL_{t-12}$ ELL_t : 시점 t 의 고용선행지수

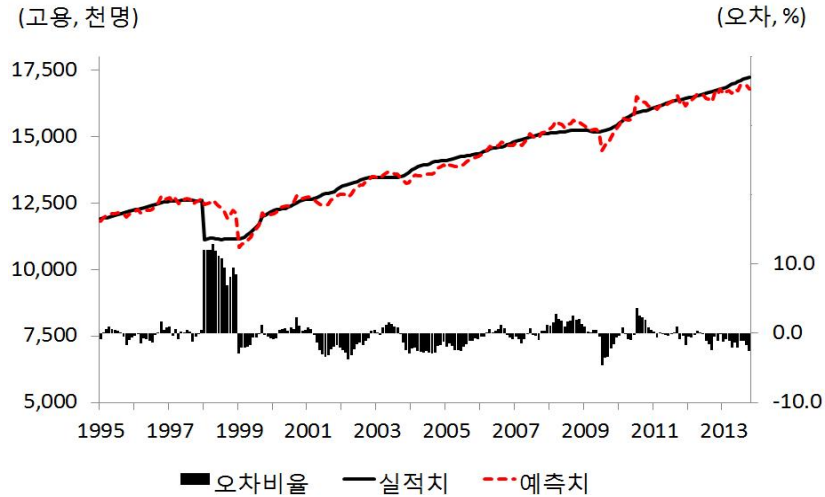
먼저 고용선행지수가 고용변동 방향 결정에 대해 갖는 설명력을 알아보기 위해 추정식을 설정한 A와 B의 경우를 보자. 고용변동에 대해 8개월 앞선 선행지수의 변동은 유의미한 것으로 파악되었다. 실적치 발표 이전 8개월과 9개월의 2개 시점의 선행지수를 설명변수로 한 경우 서로 반대 방향으로 움직이지만 8개월 전 지수의 설명력이 보다 더 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 추정식 B에서 2개 변수의 크기의 합이 추정식 A의 1개 변수 크기와 비슷하게 도출되어 선행지수의 설명력은 안정적인 것으로 판단된다.

<표 6> 고용선행지수를 활용한 고용변동 추정식

	상수	ΔELL_{t-8}	ΔELL_{t-9}	$\overline{R^2}$
추정식 A	0.703 (0.00)	0.801 (0.00)	-	0.39
추정식 B	0.782 (0.00)	2.524 (0.00)	-1.756 (0.00)	0.46

주: 1) 관찰치 개수: 226(1995. 1~2013. 10).
 2) 괄호 안은 P-값.

〔그림 7〕 비농 민간 임금근로자 고용 실적치, 예측치 및 예측오차 비율



- 주: 1) 오차(%) = (예측치-실적치)/ 실적치.
 2) 실적치 발표 8개월 이전 시점의 자료를 활용한 예측치.

이제 추정식 B를 이용하여 고용변동을 예측하고 실적치와 비교함으로써 추정식의 예측력을 평가하였다. 평가과정은 다음과 같다. 예를 들어 2011년 7월 시점에서 6개월 후인 2012년 1월(ΔE_t)의 고용변동을 예측한다고 가정하자. 2011년 7월 현재 입수가능한 통계자료는 2개월 전인 5월분까지이므로 이들 자료를 활용하여 선행지수 ΔELL_{t-9} (4월)과 ΔELL_{t-8} (5월)를 작성할 수 있다. 이를 추정식 B에 대입하면 ΔE_t 가 구해진다. ΔE_t 는 2012년 1월 나타날 것으로 예측된 전년 동월 대비 증가율이므로 ΔE_t 에 2011년 1월 고용수준 실적치를 대입하면 2012년 1월 고용수준 예측치가 도출된다. 즉 2012년 1월 예측치는 2011년 4-5월 자료를 활용한 것이므로 8개월 이전 자료에 기반을 둔 것이다. 이러한 방식으로 1995년 1월-2013년 10월 기간의 예측치를 도출하고 사후에 관찰된 실적치와 비교한 것을 [그림 8]에 제시하였다.

이제 추정식 B에 근거하여 만들어진 예측치가 과연 쓸 만한 것인지 평가하는 것이 필요하다. 평가는 일정 기간 동안 만든 예측치와 실적치 사이의 평균절대오차(MAE)를 기준으로 하였다

$$MAE = \sum_t \left| \frac{\text{예측치}_t - \text{실적치}_t}{\text{실적치}_t} \right|, \quad (12)$$

평가결과 위 추정식을 활용하여 예측치를 생성할 경우 실적치와의 차이가 1995년 1월-2013년 10월, 즉 1995년 1월-2013년 10월 각 시점에 대해 6개월 전에 만들어진 예측치와 실적치의 절대오차에 대한 평균절대오차는 1.7%이다. <표 7>은 2013년 10월 이전 최근 10년 기간에 대해서는 1.3%, 최근 5년은 1.1%의 평균절대오차를 보인 것으로 판명되었다.

<표 7> 기간별 평균절대오차

기간	전체 기간(1995.1~2013.10)	최근 10년(2003.11~2013.10)	최근 5년(2008.11~2013.10)
MAE	1.7%	1.3%	1.1%

이 같은 오차 수준을 가진 예측치에 대해 연구자가 허용할 만한 수준인지는 본 연구만으로는 판단하는 것은 옳지 않다. 뭔가 다른 방식을 통해 만들어진 예측치가 갖는 오차 수준과 비교하여 평가해야 할 것이다. 하지만 우리나라에서 고용수준에 대해 단기예측이 본 연구 외에는 없어 다른 예측치가 없는 실정으로 비교할 대상이 없다.²⁴⁾ 때문에 본 연구에서는 예측치가 수용할 만한 수준인지 직관적인 판단을 할 수 있도록 단순히 평균절대오차를 제시하는 것으로 대신한다.

V. 결론 및 향후 과제

예측, 특히 단기예측은 돌발적인 국내외 상황변동에 영향을 받기 때문에 정확하게 맞춘다는 것은 결코 쉽지 않은 과제다. 또 금방 실적치가 구해지기 때문에 맞고 틀림이 상대적으로 단기간에 확인되고 틀릴 경우 비난을 감수해야 한다. 이 때문에 단기예

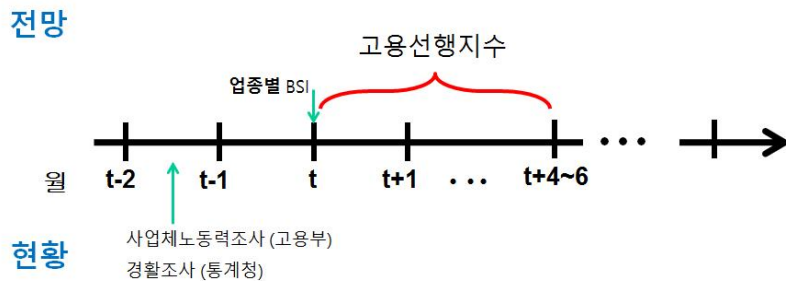
24) 이를 위해 본 저자가 직접 단순시계열 방식이나 VAR 등의 모형을 작성하고 예측치를 생성하여 비교해 볼 수 있겠으나 자의적일 수 있다는 점 때문에 시도하지 않았다.

측은 필요성에도 불구하고 좀처럼 시도되지 않고 있다. 근래 들어 고용을 통한 복지를 추구하는 우리 사회에서 고용시장의 변동은 항상 관심대상이지만 갈수록 국내외 경기 불안요인으로 경기침체와 고용감소가 언제고 일어날 수 있는 상황이 되었다. 때문에 노동시장 변화를 감지하고 사전에 이에 대비하여 정책을 수립하기 위해서는 단기예측에 내재된 위험 부담에도 불구하고 고용동향 추이를 상시적으로 예측할 수 있는 도구가 필요하다. 본 연구는 이러한 요구를 충족시키고자 고용시장 변동을 단기적으로 예측할 수 있는 도구로서 활용할 수 있는 고용선행지수를 개발하였다.

본 연구에서 제시된 고용선행지수는 기존의 통계치 또는 전망치가 다루지 않고 있는 현재 시점에서 향후 반년까지의 기간에 대한 고용변동을 예측가능하게 한다. 정책적으로 고용선행지수는 단기간에 발생할 수 있는 고용시장의 충격을 예측하여 대비할 수 있는 예측 기능을 갖는다. 또 업체 및 구직자에게는 곧 전개될 고용시장 상황을 알려줌으로써 효율적인 채용대책과 구직활동을 유도한다는 점 등에서도 의미를 갖는다.

이러한 취지에서 고용선행지수를 작성하였지만 예측력을 높이기 위해서는 앞으로도 꾸준히 수정 보완해 나가야 할 것이다. 당장에도 고려해야 할 몇몇 이슈는 추후과제로

(그림 8) 기존 고용관련 통계 조사 시점과 고용선행지수 전망 기간



꾸준히 수정 보완해 나가야 할 것이다. 당장에도 고려해야 할 몇몇 이슈는 추후과제로 미루었다. 선행지수 개발과정의 기법과 관련하여 구성 지표에 부여하는 가중치를 근래 들어 제기된 주 성분분석 등의 방식을 통해 도출하고 그로 인해 더 나은 선행지수가 만들어지는가를 판단하는 것이 필요하다. 또한 선행지수의 성능을 평가하는 데 다른 예측치가 없어 단순히 실적치와의 차이인 평균절대오차를 구하여 제시하였지만 선행지수가 다른 것에 비해 우월한 예측지표임을 입증하려면 여타 방식이나 시도를 통해 얻

어진 예측치와 비교해야 할 것이다. 경제 및 노동시장의 시대적 상황을 반영하고 구성 지표에서 예측력을 높이기 위한 변수의 추가 및 대체, 또 선행지수 산출 모형의 보완 등은 꾸준히 지속되어야 할 향후 과제이다.

참고문헌

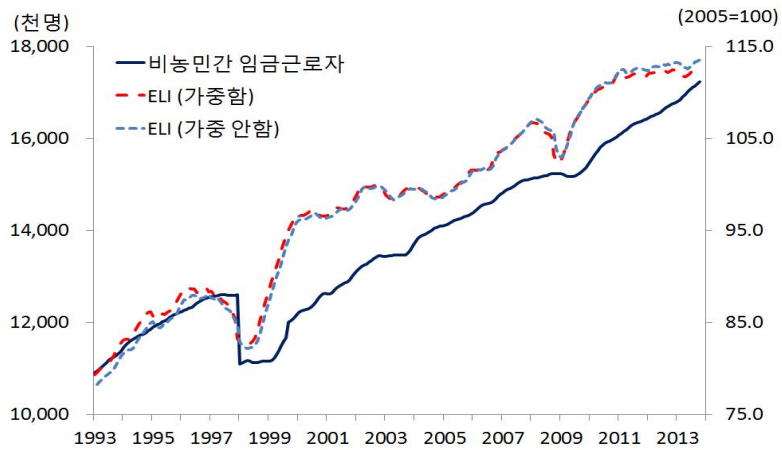
- 고용노동부. 『직종별 사업체노동력조사』. 2013.
- 김대호. 「경기국면 식별 향상을 위한 경기종합지수 작성기법에 관한 연구」. 『통계분석 연구』 6권 2호 (2001. 가을): 25-53.
- 김신호. 「경기종합지수 작성방법의 비교 연구」. 『통계분석연구』 3권 1호 (1998. 봄): 21-60.
- 박명수. 「최근 글로벌 경기침체의 우려와 고용정책 시사점」. 『고용이슈』 4권 5호 (2011. 9): 3-27.
- _____. 『2013 하반기 주요업종 일자리 전망 작성 보고서』. 서울: 한국고용정보원, 2014 출간 예정.
- 삼성경제연구소. 『소비자태도조사 2011년 1/4분기』. 119호. 2011.2.15.
- 중소기업중앙회 조사통계팀. 『월간 중소기업경기전망조사 보고서 (2013. 12. 동향 및 2014. 1. 전망)』. (2013. 12.)
- 통계청. 『경기종합지수 ISSN 2005-2472』. <http://kosis.kr/ups>, 2011.
- _____. 「경제활동인구조사」 원자료.
- 한국고용정보원 · 한국산업기술진흥원. 『2013 하반기 주요업종 일자리전망』. 2013. 7.
- 한국은행. 『2014년 1월 기업경기실사지수(BSI) 및 경제심리지수(ESI)』, 공보 2014-01-26 호 (2014. 1. 28).
- _____. 『2014년 1월 소비자동향조사 결과』, 공보 2014-1-28호 (2014. 1. 27)
- Australian Government. “DEEWR Monthly Leading Indicator of Employment.” Department of Education, Employment and Workplace Relations (December 2013)
- Auerbach, Alan J. “The Index of Leading Indicators: ‘Measurement without Theory’, Thirty-Five Years Later.” *The Review of Economics and Statistics* 64 (4)

(November 1982): 589-595.

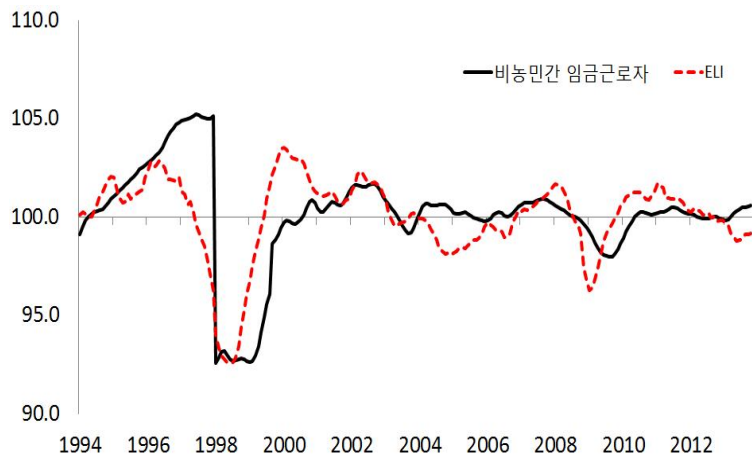
- Box, G. F. P., and G. M. Jenkins. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden Day, 1970.
- Claus, E. and I. Claus. "How Many Jobs? A leading indicator model of New Zealand employment." New Zealand Treasury Working Paper 02/13 (June 2002)
- The Conference Board. "Conference Board Employment Trends Index™ (ETI) Increases in January." Release #5725, (February 2014)
- Gorton, G. "Forecasting With the Index of Leading Indicators." in Federal Reserve Bank of Philadelphia, *Business Review* (1982): 15-27.
- Koopmans, T. "Measurement without Theory." *Review of Economics and Statistics* 29 (August 1947): 161-172.
- Levanon, Guy. "The Conference Board Employment Trends Index(ETI)." The Conference Board, 2008.
- Manpowe., "Manpower Employment Outlook Survey Global." A Manpower Research Report, 2013.
- Moore, G. and J. Shiskin. "An Explicit Scoring System for Business Cycle Indicators." in *Indicators of Business Expansions and Contractions*. edited by G. Moore and J. Shiskin, pp.8-28. NBER:UMI, 1967.
- New Zealand Department of Labour. "The Leading Indicator of Employment Background and Methodology." newzealand.govt.nz (May 2010)
- Sargent, T. and C. Sims. "Business Cycle Modeling without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory." in *New Methods in Business Cycle Research: Proceedings from a Conference.*" edited by C. Sims et al., pp.45-109. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977.
- Spencer, M. H. "Scoring System for Business Cycle Indicators: A Review Article," *The Journal of Business* 41 (January 1968): 68-70.
- Stock, J. H. and M. W. Watson. "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators," in *Leading Economic Indicators New Approaches and Forecasting Records*. edited by K. Lahiri and G. H. Moore, pp.63-89. Cambridge: Cambridge University Press, 1992.

[부 록]

1. 가중치 부여 유무에 의한 선행지수 비교



2. 비농 민간부문 임금근로자와 고용선행지수 순환변동치(HP필터)



abstract

Make and Use of Leading Indicator for Short-term Forecasting Employment Fluctuations

Myungsoo Park

Forecasting of short-term employment fluctuations provides a useful tool for policy makers in risk managing the labor market. Following the process of producing the composite leading indicator for macro economy, the paper develops the employment leading indicator(ELI) for the purpose of short-term forecasting non-farm payroll employment in private sectors. ELI focuses on early detecting the point of time and the speed in phase change of employment level.

Keywords: employment fluctuations, short-term forecasting, leading indicator