

공통요인 모형을 이용한 중사상 지위별 고용의 경기 탄력성 추정

이 진 ■ 이화여자대학교*
이형석 ■ 고려대학교**

<국문요약>

고용 없는 성장에 대한 논의는 학술적으로 그리고 실무적으로 많은 관심을 불러일으키고 있다. 우리는 공통요인을 포함하는 패널 모형을 이용하여 고용의 경기 탄력성을 추정하여 고용과 성장 간의 관계를 분석한다. 많은 국내 연구들이 주로 고용과 경제 성장 간의 관계를 분석해왔는데, 우리는 특히 중사상 지위별 고용에 주목하여 분석하고자 한다. 이는 취업자 자료의 움직임이 중사상 지위별로 상당히 이질적이라는 점에 비추어 의미 있는 실증 작업이다. 2010년 1월부터 2021년 2월까지의 다양한 취업자 자료와 경기 종합지수 자료를 이용하였다. 추정 결과, 임금 상용근로자만이 시차 1개월에서 1년에 이르기까지 통계적으로 유의한 추정 결과를 나타냈다. 경기 동행지수에 대해서 상용 근로자의 경기 탄력성은 약 0.48에서 0.6 정도에 이르렀고, 경기 선행지수를 사용한 경우에는 탄력성은 시차에 걸쳐 약 0.58에서 0.67까지 추정되었다. 상용 근로자의 경기 탄력성의 시간에 따른 추이를 분석한 결과 그 크기가 2020년 이후 다소 하락한 것으로 분석되었다. 또한, 동행지수를 구성하는 광공업 생산지수, 서비스업 생산지수, 소매판매액 지수를 공통요인으로 설정하여 경기 탄력성도 추정하였는데, 상용근로자의 경기 탄력성은 거의 모든 시차에서 유의한 양의 값이 추정되었다. 반면에 자영업자의 경기 탄력성은 대부분 유의하지 않아서 고용 없는 성장 가설을 지지하는 결과를 보였다. 임금 임시근로자와 일용근로자의 경우 서비스업 생산지수와 소매판매액 지수에 대하여 일부 시차에서만 유의한 결과가 추정되었다. 상용근로자의 경우에만 경기 사이클에 양의 반응을 보였다는 점은 궁극적으로 나머지 지위 근로자들과의 불평등을 악화하는 한 요인일 수 있다.

*주제어: 고용 없는 성장, 고용의 경기 탄력성, 공통요인, 경기 종합지수

* 주저자. 이화여자대학교 경제학과 교수 (E-mail: leejin@ewha.ac.kr)

** 교신저자. 고려대학교 기술경영전문대학원 부교수 (E-mail: korea2020@korea.ac.kr)

I. 서 론

고용과 성장의 관계에 관한 연구들은 경제학 문헌에서 학술적으로 그리고 실무적으로 오랜 기간 관심을 불러온 주제다. 특히 IMF(2013)가 2000년대 초반부터 본격적으로 고용 없는 성장-경제 성장률보다 현저히 낮은 고용의 증가율이라는 현상을 공식적인 논제로 제시하면서 주요국의 노동 정책을 포함하여 국제적인 관심사가 되고 있다(또한, Oner 2017). IMF(2013)는 국제화와 기술적인 진보, 정보화 시대를 맞아 주요국들에서는 경제 성장률보다 현저히 낮은 고용의 증가율이라는 현상에 주목하고 성장의 분배라는 측면에서 다양한 노동정책에 대한 제안을 제공하고 있다. 각국의 경험적인 사례들도 많이 축적되고 있는데, 특히 An, Prieto, Loungani and Mishra(2016)는 선진국과 개도국들을 대상으로 성장과 고용 간의 관계를 실증적으로 분석하였다. 이들은 국가별로 고용의 경기민감도가 매우 다르게 나타나고 있는 증거들을 다수 발견하였다. 국내 문헌에서도 고용지표의 경기 탄력성은 오래 전부터 정책적으로 주목받는 주제여서 많은 경험적인 연구들이 이루어져 왔다.

방형준(2018)은 90년대 이후 미국 경제의 역사적 경험 등을 포함하여 고용 없는 성장-경제 회복의 속도에 미치지 못하는 취업률 증가율에 대한 국내외 학계의 논의들을 정리하였다. 전술한 국내 실증 연구들은 사용한 자료와 표본 기간, 그리고 방법론에 따라서 다소 서로 다른 결과들을 제시하고 있다. 먼저 유경준, 류덕현(2012)은 1979년-2008년의 자료로부터 우리나라의 실업률과 성장률 간의 관계(Okun의 법칙)를 추정하여 유의미한 결과를 발견하였다. 최성관, 권하나(2018)는 1975년부터 2005년까지의 접속 불변 산업 연관표를 이용하여 고용의 산출에 대한 탄력성을 분석하였는데, 계량 방법론에 의존하지 않고 해당 연관표에서의 탄력성 자료를 이용하였다. 이들은 산출 증가율보다 현저히 낮은 고용 증가율을 발견하여 고용 없는 성장 가설을 상당 부분 지지하는 결과를 발견하였다. 반면에 이동진(2018)은 2000년 이후 국내 자료를 이용하여 고용지표와 실물경기 간의 관계를 시변하는 모수를 가지는 시계열 모형을 이용하여 추정하였는데, 두 변수 간에 유의미한 관계를 발견하지 못하였다. 즉, 고용의 변동성에 대한 경기요인의 기여도가 크지 않고 대신 제도 변화, 정책적인 충격 등 비 경기적인 요인들의 기여도가 클 수 있다는 점을 발견하였다.

문헌에서는 고용지표와 경기 간의 관계를 분석하는 데 있어서 고용의 특성별로 변수를 구분하여 연구한 것들도 다수 존재한다. 주목할 연구로 먼저 김준원,

신동균(2010)은 1963년부터 2008년까지의 장기간의 자료를 이용하여 임금 근로자의 지위별, 성별 경기 탄력성을 추정하여 의미 있는 결과를 발견하였다. 그러나 분석 대상 기간이 10여 년 전 것이라는 점은 참고 연구로서는 다소 제약적이다. 신석하(2016)는 2000년 이후 자료를 가지고 벡터자기회귀 모형을 이용하여 임금 근로자의 지위별로 나누어 경기 탄력성을 분석하였다. 그 결과, 임시직이 경기변동에 유의하게 반응하는 반면, 상용직은 의미 있는 영향을 받지 않음을 발견하였다. 아울러 호황기와 불황기 사이의 비대칭적인 경기 반응도도 연구하였다. 신석하(2016)의 분석은 시계열 방법론을 이용하여 임금 근로자들만 대상으로 하였다. 정현상(2017)은 2000년부터 2017년까지의 고용지표와 산업생산 자료를 이용하여 경기변동에 대한 고용 탄력성을 성별, 연령 별로 나누어 분석하였다. 그랜저 인과관계 등의 시계열 방법을 이용하여 남성과 여성 간, 그리고 연령대에 따른 비대칭적인 경기 탄력성을 발견하였다. 특히 금융위기 전후의 차이에 주목하였다. 이 연구에서는 계량 모형을 이용한 검정, 추정보다는 자료의 통계적인 분석에 다소 집중되었다. 성별 차이에 따른 비대칭적인 고용과 성장의 관계에 관한 연구로 성효용, 손수정, 홍은주(2019)가 있다. 성장과 고용 대신, 성장과 실업 간의 관계를 분석한 연구들도 다수 있는데, 최근 연구로 주목할 것은 이근영(2019)의 연구가 있다. 여기에서는 1960년대 이후의 실질 GDP와 실업률 자료를 이용하여 오쿤의 법칙을 추정하였는데 시계열 회귀 모형과 벡터자기회귀 모형을 이용하였다. 특히 성별, 연령별, 교육수준별로 성장과 실업률 간의 관계를 실증적으로 분석하였다.

본 연구는 전술한 국내 기존 연구들과 방법론을 중심으로 차별성을 가진다. 첫째, 신석하(2016), 이동진(2018), 정현상(2017)에서 사용된 벡터자기회귀(Vector Autoregression; VAR) 모형 중심의 시계열 방법론들과 달리 본 연구에서는 공통요인이 포함된 고정 효과 패널 모형(Fixed Effects Panel Model)을 분석의 틀로 사용하고자 한다. 우선 패널 모형은 계량경제학 문헌에서 여러 가지 장점이 있는 것으로 잘 알려져 있다(Wooldridge 2010). 이 장점에는 먼저 모형 설정의 차원에서 변수 누락으로 인한 편이(Bias)를 상당히 감소시킬 수 있다는 점이 있다. 또한, 패널의 2차원 자료를 사용함으로써 모수 추정량의 이론적인 장점-추정량의 모수로의 수렴 속도의 향상 등-이 존재한다. 또한 공통요인(Common Factor)을 설명 변수로 설정함으로써 실무적으로 어려운 과제이기도 한 변수 선택의 문제를 어느 정도 극복할 수 있다. 특히 모형을 구성하는 변수들이 거시경제 변수인 경우, 통상 종속 변수는 다수의 경제적인 요인에 의해서 영향을 받는 경우가 많다. 실무적으로 많은 설명 변수를 포함하는 대신에 호황기나 불황기와 같은 경

제의 공통적인 흐름을 반영하는 공통요인을 설명 변수로 설정하면 변수 선정의 애로를 상당히 줄일 수 있게 된다(Stock and Watson 2002, 2016). 최근의 이론 및 실증 패널 계량 문헌에서도 공통요인은 깊이 있게 널리 사용되고 있다(이영훈, 장혜리 2018; Bai 2004; Bai and Ng 2002; Eberhardt 2012; Kapetanios, Pesaran and Yamagata 2011; Pesaran 2006; Stock and Watson 2002, 2016; Sul 2019). 모형의 설명 또는 변수의 예측을 위해 공통요인은 정태적으로 또는 동태적으로 다양하게 설정되어 사용되고 있다.

본 연구에서는 경기지표를 하나의 공통요인으로 설정하여 근로자 지위별로 고용의 경기 탄력성을 추정하여 적절한 함의를 찾아보고자 한다. 경기의 변동은 종사상 지위별-자영업, 임금 상용, 임금 임시, 임금 일용근로자 등으로 이질적인 영향을 줄 것으로 유추되어 지위별 경기 탄력성 분석에 주목하고자 한다. 전술한 국내 문헌에서도 종사상 지위별 고용지표에 주목한 연구들은 상대적으로 드문 편이다. 아울러 고용지표는 전형적인 후행 변수(Lagging Variable)로 알려져 있다. 따라서 우리는 지위 별로 취업자 수가 후행적으로 경기에 어떠한 영향을 받는지를 분석하는 것은 실무적으로 의미 있는 작업이라고 볼 수 있다. 이를 위하여 다양한 시차를 가지는 공통요인이 포함된 고정 효과 패널 모형을 활용한다. 경제 예측 모형의 설정에 있어서 후행적인 공통요인을 사용하는 것은 널리 이용되고 있다. 따라서 본 실증분석의 결과로부터 경기지표가 종사상 지위별 취업자 변화에 미치는 영향에 대한 예측력을 살펴볼 수 있다.

본 실증분석에서는 2021년 초까지 표본 기간을 고려하여 최신의 국내 자료를 이용함으로써 전술한 기존 국내 연구들과 비교하여 상대적으로 업데이트된 정보들을 분석에 포함한다. 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 II절에서는 분석 모형과 방법론을 서술하고 III절에서는 자료 소개, 실증분석 결과를 제공한다. 특히 자료에 대한 다양한 통계적 분석도 포함하였다. 마지막으로 IV절은 결론이다.

II. 분석 모형

서론에서 제시한 취업자의 경기 탄력성을 추정하기 위한 방법론으로서 본 연구에서는 다음과 같은 공통 요인(Common Factor)을 갖는 패널 모형을 고려한다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i' F_{t-j} + e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad j \geq 1. \quad (1)$$

여기에서 종속 변수 Y_{it} 는 종사상 지위 i 의 시점 t 의 로그 취업자 수를 나타낸다. 설명 변수로는 먼저 α_i 는 고정 효과로서 시간에 따라 변화하지 않는 지위별 취업자 고유의 이질성을 반영한다. 설명 변수 F_t 는 관측 가능한 공통요인을 의미하고 F_{t-j} 는 j -개월 지연된 변수를 나타낸다. 본 연구에서는 경기지표를 공통요인으로 고려한다. 종속 변수인 취업자 지표가 경기지표에 대해서 후행성(Lagging Property)을 가지는 점을 고려한 것이다. 또한, 설명 변수를 지연변수로 설정함으로써 식(1)은 예측모형으로 해석될 수 있다(예를 들어 Stock and Watson 2016). 즉, 공통요인이 취업자 변화에 대한 예측력을 가질 수 있음을 의미한다. 공통요인의 계수는 $\beta_i = (\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Ni})'$ 로 이는 공통요인이 개별 종속 변수인 지위별 취업자 수에 미치는 영향이 서로 다르다는 것을 의미한다. 실증분석에서는 이질적인 요소 구동의 설정이 적절한지를 보기 위하여 공통 계수(Common Betas; $H_0 : \beta_i = \beta, i = 1, 2, \dots, N$)에 대한 검정을 시행한다. 설명 변수로 경기지표를 사용하고 있으므로 오차항 e_{it} 는 비 경기적인 요인(Non-cyclical components)를 포함한다고 볼 수 있다. 여기에 포함될 요인으로는 정책이나 제도의 변화, 기술 변화 등을 고려할 수 있다(이동진 2018).

공통요인을 포함한 패널 모형의 설정은 문헌에서 이론 분석이나 실증 연구들에서 널리 사용되고 있다(예: Bai and Ng 2002, 2004; Kapetanios et al. 2011; Pesaran 2006). 식 (1)에서 추가로 더미 변수와 같은 결정적 추세 항도 포함할 수 있다. 공통요인에 대한 설정은 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 하나는 공통요인을 관측되지 않는 것으로 설정하는 것인데, 이 경우에는 주로 대규모의 패널 자료들로부터 주성분 분석(Principal Component Analysis)을 통하여 소수의 공통요인을 추정한다(Bai 2002). 주성분 분석은 통계, 계량 문헌에서 널리 사용되는 방법으로 다수의 변수로부터 공분산 행렬을 극대화하는 소수의 선형 결합을 찾아내는 것이다. 이러한 방식은 차원(Dimensions)의 문제를 해결하여 모형에서 모수의 숫자를 줄여주는 주요한 장점이 있다. 그러나 이러한 방식으로 추정되는 공통요인은 여러 변수의 선형 결합으로 구성되기 때문에 경제적인 해석을 부여하기가 어렵다는 식별 상의 단점이 있다. 또한, 문헌에서는 공통요인 자체를 관측되지 않는 잠재 변수로 설정한 연구들도 있다(예를 들어 Kapetanios et al 2011; Pesaran 2006).

반면에 공통요인을 관측 가능한 것으로 가정하고 실제 시계열 데이터를 사용하면 다소의 자의성은 있으나 식별의 문제를 극복하고 명확한 경제적 해석을 할 수 있다는 장점이 있다. 이와 관련, 주목할 만한 국내 연구로는 이영훈, 장혜리(2018)가 있다. 이 연구에서는 종속 변수에 영향을 줄 것으로 기대되는 관측 가능한 소수의 공통요인을 고려하였다. 종사상 지위별 고용지표를 종속 변수로 둔 본 분석에서는 관측 가능한 경기종합지수를 공통요인으로 고려한다. 취업자의 변화는 거시경제적인 요인에 영향을 받을 것으로 기대되기 때문에 경기 종합지수를 고려하는 것은 자연스럽다. 이러한 경기지수는 여러 거시경제 데이터들의 조합으로 구성되어 있어서 공통요인의 이론적인 성질을 어느 정도 공유한다고 볼 수 있다. 즉, 경기 동행지수 또는 선행지수는 경기의 동행성과 선행성을 적절하게 반영하는 다수의 거시경제 요인들의 선형 결합으로 구축되므로 이는 하나의 공통요인의 역할을 한다고 볼 수 있다. 경기지표 이외에도 경제 성장을 나타내는 대안적인 지표의 사용도 가능하다.

식 (1)에서 각 횡단면 단위의 이질적인 고정 효과를 제거하기 위하여 다음의 차분된 형태로 이루어진 패널 모형을 고려한다.

$$\Delta Y_{it} = \beta_i' \Delta F_t + \Delta e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

여기에서 ΔY_{it} 는 지위별 취업자 증감률이 된다. 설명 변수 ΔF_t 는 공통요인의 변화 분을 나타낸다. 식 (1)의 종속변수와 설명변수들이 단위근을 가지는 프로세스인 경우에 식(2)의 차분 모형은 적절한 설정이 된다. 계수 추정을 위하여 식 (2)를 행렬식을 이용하여 간결하게 표현할 수 있다. 먼저 $\Delta Y_i = (\Delta Y_{i1}, \Delta Y_{i2}, \dots, \Delta Y_{iT})'$ 로 두고 $T \times N$ 행렬인 $\Delta Y = (\Delta Y_1, \Delta Y_2, \dots, \Delta Y_N)'$ 를 만든다. 그리고 $Z = \Delta F = (\Delta F_1, \Delta F_2, \dots, \Delta F_T)'$ 로 두면, 식 (2)의 패널 모형을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta Y = ZB' + \Delta e, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

여기서 $\Delta e = (\Delta e_1, \Delta e_2, \dots, \Delta e_N)'$, $\Delta e_i = (\Delta e_{i1}, \Delta e_{i2}, \dots, \Delta e_{iT})'$. 식 (2)의 오차 항에 대하여 고전적인 가정들을 다음과 같이 부여한다. 통상 고정

효과모형인 (1)에 대한 고전적인 가정들은 차분된 형태인 식 (2)에서 점근적으로 성립한다(Wooldridge 2010).

$$\begin{aligned}
 E(\Delta e_t | Z) &= 0, \\
 E(\Delta e_{it} \Delta e_{js}) &= \begin{cases} \sigma^2, & \text{if } i = j, t = s \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)
 \end{aligned}$$

여기에서 식(4)의 첫 줄은 강한 외생성(Strict Exogeneity)를 의미하고, 둘째 줄의 가정은 시계열 상관성이 없는 동분산성을 나타낸다. 모형 (3)에서 공통요인의 계수는 요소 구동(factor loading) 모수로도 불리는데 이에 대한 OLS 추정량은 다음과 같이 표현된다.

$$\hat{B}' = (Z'Z)^{-1}Z'\Delta Y, \quad (5)$$

실증분석 작업에서는 추정치의 통계적 유의성을 분석하기 위해서 추정치의 표본 분산 또는 표본 표준오차를 계산해야 하는데 주어진 가정으로부터 OLS 추정량의 표본 분산은 다음과 같이 계산된다.

$$\text{Var}(\hat{B}_i) = \sigma_i^2 (Z'Z)^{-1}, \quad i = 1, 2, \dots, N., \quad (6)$$

여기에서 $\hat{\sigma}_i^2 = (\Delta \hat{e}_i' \Delta \hat{e}_i) / (n - 2)$ 이고 $\Delta \hat{e}_i$ 는 차분 식 (3)으로부터의 잔차를 의미한다. 고전적 가정 중에서 동분산성을 완화하여 조건부 이분산성(conditional heteroskedasticity)을 고려할 수 있는데 다음 절, 실증분석에서는 조건부 이분산성 유무에 대한 검정을 시행하였다. 만약 검정 결과 5% 유의 수준에서 동분산성을 기각하면 이분산성에 강건한 t-통계량을 계산하여야 되고(다음 절 참조), 반면에 동분산성을 기각하지 못하면 식(6)으로부터 t-통계량을 계산한다.

마지막으로 본 실증분석에서는 식 (5)의 모수가 고정된 것이 아닌 시간의 함수가 되는 가능성을 고려하여 부표본(sub-sampling) 방법을 활용하여 모수 추정치의 시간에 따른 움직임을 추정한다.

Ⅲ. 자 료

본 실증분석에서 사용되는 모든 자료는 통계청에서 제공하는 종사상 지위별 계절 조정 취업자, 경기종합지수, 경기선행지수, 산업생산 지수의 자료다. 표본 기간은 2010년 1월부터 2021년 2월까지이다. 분석의 기간을 이렇게 정한 것은 2008년 글로벌 금융위기의 효과가 충분히 사라진 시점부터 가능한 최근의 시기까지 고려하고자 한 것이다. 표본 기간을 최근 약 12년 정도만 고려함으로써 경제의 구조적인 변화로 인한 복잡성을 최소화하였다. 2010년부터 2019년까지는 공식적으로 확인된 큰 경제 위기는 없는 반면에 2020년부터 시작된 코로나 팬데믹 위기는 표본 기간에 포함되어 있다. 먼저 종사상 지위별 취업자는 비임금 근로자와 임금 근로자의 두 개의 카테고리로 이루어진다. 이 중에서 5개의 세부 구성 요인-고용원이 있는 자영업자, 고용원이 없는 자영업자, 임금 상용 근로자, 임금 임시근로자, 임금 일용근로자-의 자료를 사용하였다. 비임금 근로자 중에서 무급여 가족 근로자는 제외하였다. 해당 취업자 수는 모두 계절 조정된 자료이며 지위별 취업자 증감률(%)을 사용하였다. 표본 기간 지위별 평균 취업자 수는 (i) 고용원이 있는 자영업자; 1,550 천명, (ii) 고용원이 없는 자영업자; 4,102 천명, (iii) 임금 상용근로자; 12,586 천명, (iv) 임금 임시근로자; 4,946 천명, (v) 임금 일용근로자; 1,559 천명이다. 임금 상용 근로자가 전체 취업자 중 약 50.9%(표본 기간 평균)를 차지하여 가장 큰 비중을 나타내고, 고용원이 있는 자영업자와 임금 일용근로자가 약 6.3%로 가장 작은 비중을 가진다. 고용원이 없는 자영업자는 전체 중 약 16.5%, 임금 임시근로자는 20%의 비중을 차지한다.

설명 변수로는 우선 경기 동행지수(2015-100)와 선행지수의 전월 비 증감률을 사용하였다. 경기 동행지수 증감률의 구성지표는 광공업 생산지수, 서비스업 생산지수, 건설 기성액, 소매판매액 지수, 내수 출하지수, 수입액, 비 농림어업 취업자 수의 전월 비 증감률(%)로 이루어진다. 선행지수는 재고 순환지표, 경제 심리지수, 기계류 내수 출하지수, 건설수주액, 코스피, 수출입 물가비율, 장단기 금리 차의 지표로 구성된다. 경기종합지수의 구성지표들은 계절 조정과 표준화 작업을 거쳐 구축되는데 상세한 지표 구성 방법은 통계청에서 제공하는 이용사용 통계정보 보고서에 상세하게 서술되어 있다.

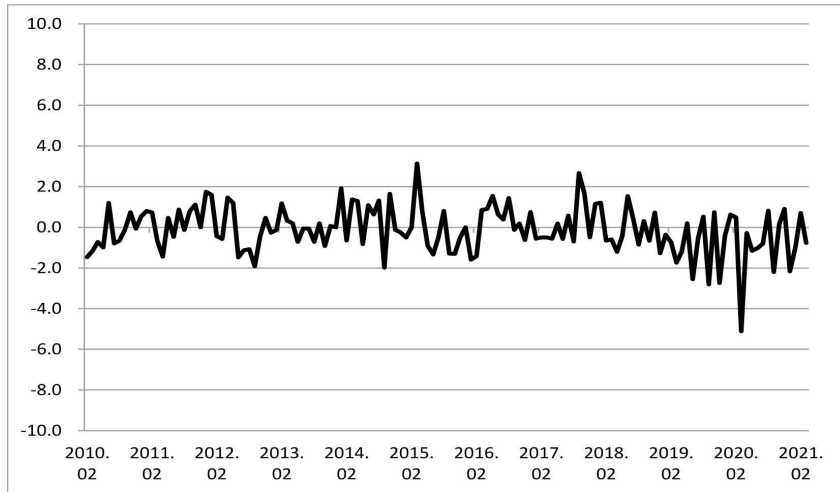
먼저 <그림 1, (1)-(5)>은 종사상 지위별 취업자의 증감률을 보여준다. 지위별 취업자 수에 대한 시간에 따른 변화의 추이에 이어 <표 1>에서는 기초적인 통

계량을 계산하여 예비적인 직관을 얻고자 한다. <표 1>은 종사상 지위별 취업자 증감률의 표본 평균과 표본 표준편차, 그리고 왜도와 첨도를 보여준다. 특히, 전체 표본 기간과 코로나 발발 이후의 기간을 구분하여 통계량을 계산하였다. 이를 정리하면 첫째, 전체 기간 내에 임금 상용 근로자 수의 평균 증가율은 0.3% 증가를 나타내었고 나머지 지위의 취업자 수 증감률은 매우 미미하게 나타났다. 둘째, 코로나 팬데믹 이후 고용원 없는 자영업자를 제외한 나머지 지위의 취업자 수의 증감률은 모두 감소하였는데 특히 임금 임시직과 임금 일용직의 취업감소 폭이 커서 약 -0.4%에 이르렀다. 임금 상용직의 경우에는 2020년 들어 증가율의 크기는 줄었으나 감소세로 바뀌지는 않은 것으로 나타났다. 셋째, 취업자 증감률의 변동성을 간단하게 표준편차를 통하여 분석해 보았다. 그 결과, 전체 표본 기간에서 임금 일용직의 증감률의 변동성이 가장 크게 나타났고 임금 임시직 증감률의 변동 폭도 그다음으로 상당히 컸다. 이러한 특징은 2020년 이후 기간에도 이어졌음을 알 수 있다. 넷째, 임시직 증감률의 첨도가 자영업자 증감률의 그것보다 더 크게 나타났고 특히 임시직의 첨도는 코로나 팬데믹 이후에 상당히 감소한 것으로 나타났다.

기초 통계량에 이어서 종사상 지위별 취업자 증감률 간의 교차 상관관계를 계산하여 지위별 동행성(co-movement) 정도를 파악해 보고자 한다. 결과는 <표 2>와 같다. 전반적으로 지위별 취업자 변화의 상관관계는 매우 낮아서 취업자 변화가 종사상 지위별로 상당히 이질적인 움직임을 보여주고 있다는 점을 알 수 있다. 예외적으로 어느 정도의 동행성이 보이는 쌍은 임시근로자 취업자 증감률과 일용근로자 취업자 증감률 간의 상관관계로서(약 0.346) 이 두 변수는 어느 정도 동행하는 움직임을 보인다. 반면에 고용원 있는 자영업자 취업자 증감률과 고용원 없는 자영업자 취업자 증감률 사이에도 -0.2 정도의 음의 상관관계가 발견되었다. 임금 상용근로자 취업자 증감률은 다른 지위의 취업자 증감률과의 상관관계가 전반적으로 매우 낮게 나타났다. 아울러 코로나 팬데믹 기간의 상관관계는 <표 2> 각 셀의 괄호 안에 표시된 값이다. 특히 이 기간에는 고용원이 있는 자영업자와 임시직 및 일용직 간의 상관관계가 많이 증가하였다. 임시직과 일용직 사이의 상관관계도 상당히 증가하였음을 알 수 있다.

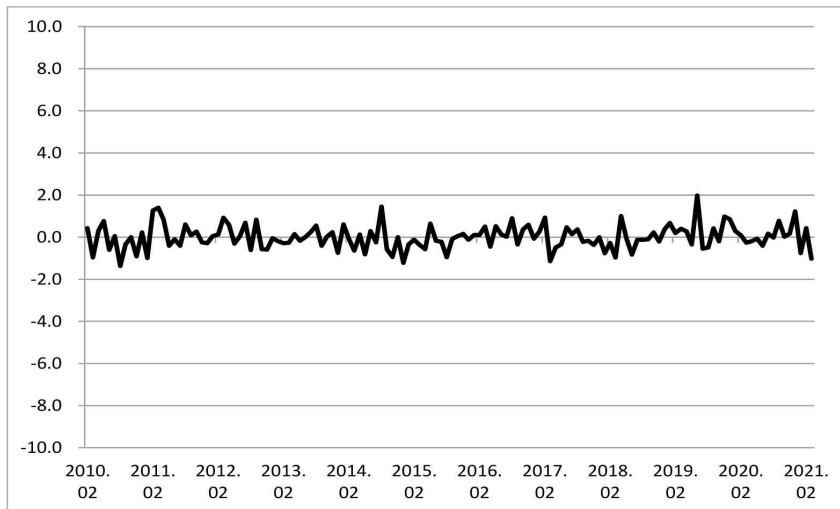
<그림 1> 종사상 지위별 취업자(계절조정) 증감율(%): 2010.2-2021.2

(1) 고용원이 있는 자영업자 증감률(%)



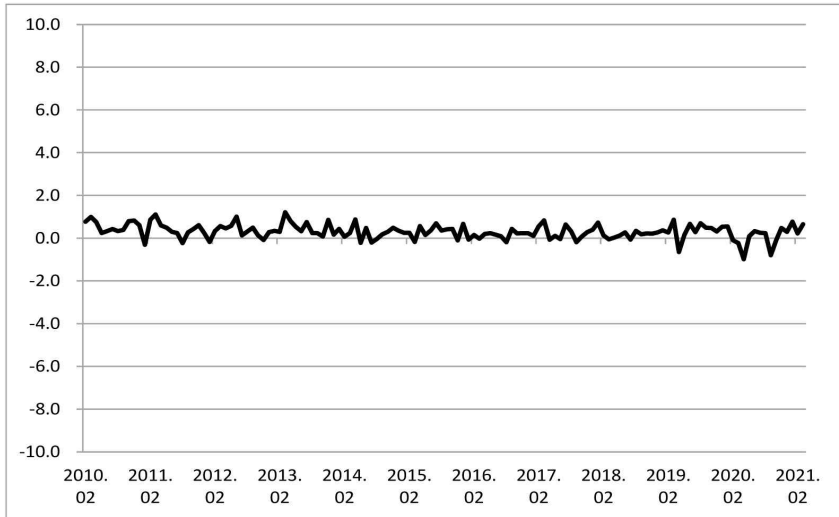
자료: 통계청, 종사상 지위별 계절조정 취업자.

(2) 고용원이 없는 자영업자 증감률(%)



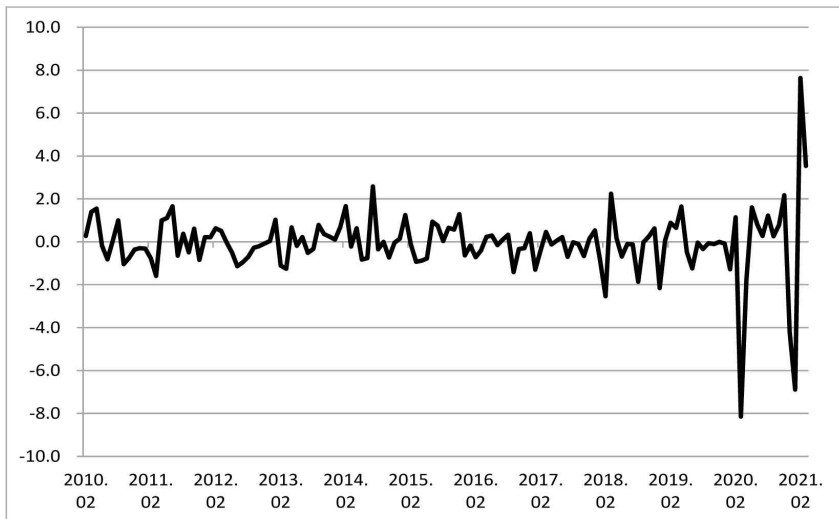
자료: 통계청, 종사상 지위별 계절조정 취업자.

(3) 임금 상용근로자 수 증감률(%)



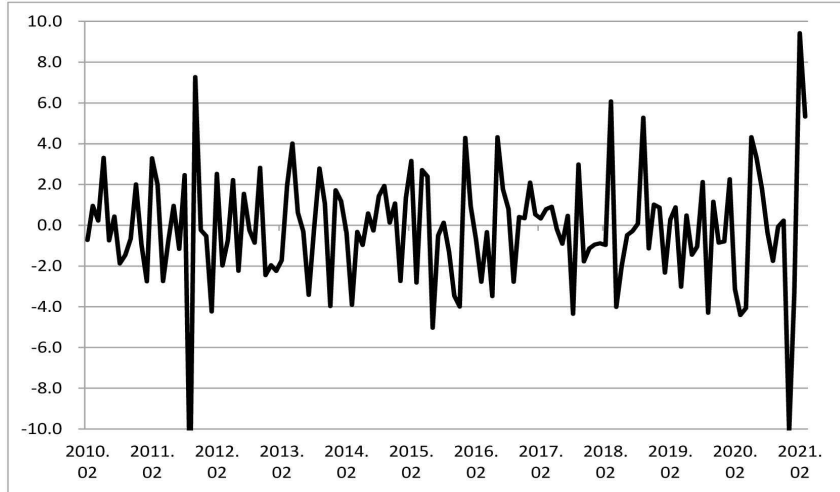
자료: 통계청, 종사상 지위별 계절조정 취업자.

(4) 임금 임시근로자 수 증감률(%)



자료: 통계청, 종사상 지위별 계절조정 취업자.

(5) 임금 일용근로자 수 증감률(%)



자료: 통계청, 종사상 지위별 계절조정 취업자.

<표 1> 종사상 지위별 취업자 증감률 기초 통계량

종사상 지위	고용원 있는 자영업자	고용원 없는 자영업자	임금 상용근로자	임금 임시근로자	임금 일용근로자
평균: 전체	-0.13	0.01	0.30	-0.08	-0.22
평균: 코로나 팬데믹	-0.72	0.10	0.07	-0.46	-0.42
표준편차: 전체	1.16	0.58	0.35	1.47	2.83
표준편차: 코로나 팬데믹	1.64	0.49	0.49	3.95	4.70
왜도: 전체	-0.46	0.38	-0.40	-0.87	-0.46
왜도: 코로나 팬데믹	-1.56	0.21	-1.06	-0.43	-0.07
첨도: 전체	2.02	0.58	1.52	13.50	3.71
첨도: 코로나 팬데믹	3.27	0.88	0.85	0.89	0.62

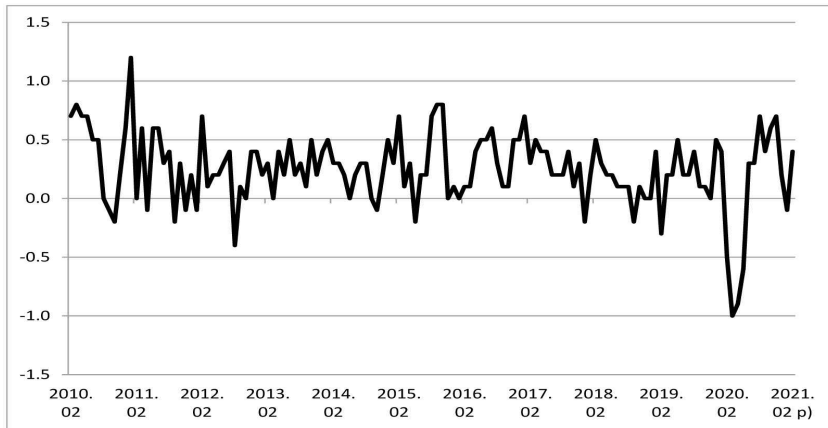
주1) 코로나 팬데믹은 2020.1-2021.2월의 기간으로 설정.

<표 2> 종사상 지위별 취업자 증감률의 상관관계: 전체 기간(코로나 팬데믹)

구 분	고용원 있는 자영업자	고용원 없는 자영업자	임금 상용근로자	임금 임시근로자	임금 일용근로자
고용원 있는 자영업자		-0.219 (-0.012)	0.011 (0.284)	-0.242 (0.688)	0.157 (0.448)
고용원 없는 자영업자			0.045 (-0.156)	-0.001 (0.255)	-0.054 (-0.186)
임금 상용근로자				-0.053 (-0.002)	0.127 (0.233)
임금 임시근로자					0.346 (0.749)

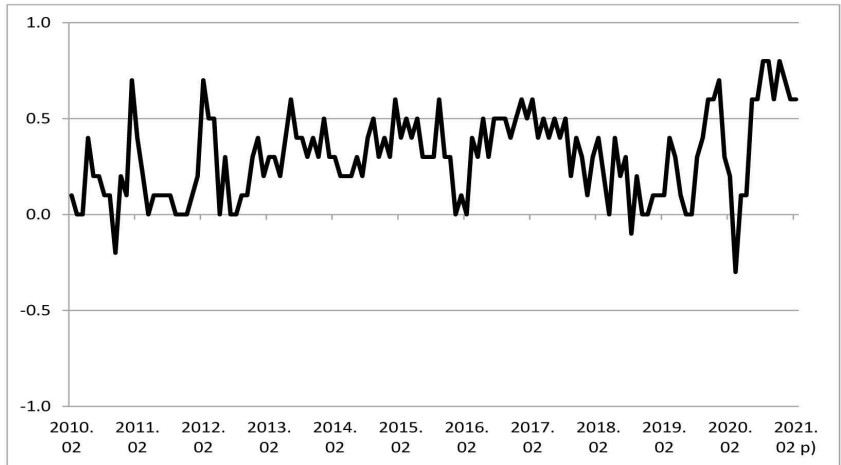
다음으로 공통요인의 대리 변수로 사용하는 경기 종합지수에 대한 추세는 <그림 2>, <그림 3>과 같다. 이는 각각 동행지수와 선행지수의 전월 비 증감률을 나타낸다. 고용지표의 후행성을 고려하여 경기후행지수는 별도로 포함하지 않았다. 표본 기간의 동행지수와 선행지수 사이의 상관관계는 0.398로 상당히 높은 편이다. 이는 두 지수를 동시에 회귀 모형에 포함하는 경우에는 다중 공선성의 문제를 일으킬 가능성이 있음을 의미한다. 따라서 실증분석에서는 경기지표는 하나씩 포함하여 분석하였다. 표본 기간 동행지수의 증감률이 선행지수의 증감률보다 더 큰 변동 폭을 보이는 것을 알 수 있다. 또한, 두 지수 모두 2020년 코로나 팬데믹으로 인하여 상당 폭 하락을 경험한 것을 알 수 있다. 본 실증분석에서는 동행지수와 선행지수 각각에 대한 고용의 경기 탄력성을 추정하여 차이점을 찾아보고자 한다.

<그림 2> 경기 동행지수 전월 비 증감률(%): 2010.2-2021.2



자료: 통계청. 경기 동행지수(2015=100).

<그림 3> 경기 선행지수 전월 비 증감률(%): 2010.2-2021.2



자료: 통계청, 경기 선행지수(2015=100).

IV. 실증분석 결과

먼저 경기 동행지수를 공통요인으로 설정하여 패널 모형 (2)를 추정하여 얻은 각 종사자 지위별 경기 탄력성은 <표 3>과 같다. 전술하였듯이 고용의 경기 탄력성은 경기지표 증감률 변화에 대한 취업자 수 증감률의 변화로 정의된다. 고용의 후행성을 고려하여 계수 추정을 위한 공통요인의 시차는 1개월에서 12개월까지 고려하여 추정하였다. 이러한 시차 설정은 다소 자의적이어서 본 고에서는 시행하지 않았으나 별도의 강건성 검사를 고려해 볼 수 있다. <표 3>의 추정 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 고려한 모든 시차에서 임금 상용 근로자의 경기 탄력성만이 통계적으로 매우 유의하게 추정되었다. 시차 1개월에서 1년에 이르기까지 추정된 상용 근로자의 경기 탄력성은 약 0.48에서 0.6 정도에 이르렀다. 특히 시차 2개월과 12개월에서의 탄력성 추정치가 다른 시차의 탄력성보다 다소 더 크게 나타났는데, 이에 대한 이유는 별도의 분석이 필요할 것으로 보인다. 또한, 공통요인을 지연변수로 설정하였으므로 패널 모형은 예측모형으로 해석될 수 있는데, 경기 동행지수의 변화는 1개월에서 1년까지 상용근로자의 취업자 변화에 대한 예측력을 가진다고 해석할 수 있다. 반면에 자영업자의 경우에는 많은 경우에 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 임시근로자의 경우에는 2개월과 1년의

시차에서 유의한 음의 효과가 나타났고, 임금 일용근로자의 경우에는 시차 1개월에서 유의한 음의 효과가 추정되었다. 임시근로자와 일용근로자의 경우에 나타난 일부 음의 탄력성은 경기지표 상승에 따라 시차를 두고 해당 지위 취업자 수가 감소했다는 것으로 해석할 수 있는데, 인접한 시차에서는 통계적 유의성이 떨어진다. 따라서 임금 상용근로자의 경우에만 경기에 대한 유의한 반응이 명확하게 나타났고 다른 지위 취업자의 경우에는 경기 민감도가 유의미하지 않았다. 특히 자영업자의 비중이 높은 우리나라의 경우에 자영업의 경기 탄력성이 유의미하지 않다는 점은 자영업 부문이 고용 없는 성장의 주요한 요인 중 하나일 가능성이 있다는 점을 의미한다. 추정 결과에 의하면 자영업자의 경우에는 고용원 없는 자영업자의 시차 6개월의 경우만 제외하고 모두 유의하지 않았다. 한 가지 경우에 유의성을 가지는 것에 대한 특별한 의미를 부여하기는 어렵다.

정리하면, 경기지표는 상용근로자의 취업자 변화에만 예측력을 가지고 다른 지위의 취업자 변화에는 예측력이 거의 없거나 현저히 떨어진다고 해석할 수 있다. 다른 지위 근로자의 경우에는 비 경기적인 요인(Non-cyclical components)에 의해 영향을 받을 것으로 유추되는데, 이는 고용지표와 실물경기 간의 유의하지 않은 실증적 연구를 제공한 이동진(2018)의 연구결과를 어느 정도 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다. 이동진(2018)은 정책적인 변화, 제도 변화 등 비 경기적인 요인의 고용변화에 대한 기여도가 크다는 것을 발견하여 고용의 경기 탄력성이 유의하지 않은 것에 대한 가능한 설명을 제공한다.

추정치의 통계적 유의성을 분석하기 위하여 별도로 잔차에 대한 조건부 이분산성을 검정하였다. 즉, 잔차의 제곱 프로세스를 종속 변수로 두고 설명 변수에는 공통요인의 시차 변수들을 포함하여 회귀하는 방법을 사용하였다. 귀무가설인 동분산성은 설명 변수의 계수들이 모두 0이라는 것을 의미한다. 예를 들어 설명 변수로 선형의 공통요인을 지연변수 3개까지 포함한 경우, F-통계량의 값은 각 종사자 지위별로 0.2에서 4.1 정도로 계산되었는데, 자유도 3에서 5% 임계값은 7.8로서 검정 통계량의 값이 임계값을 넘지 못하였다. 지연변수들을 다양하게 포함하여도 질적으로 유사한 결과를 얻었다. 아울러, 제곱 변수 등의 비선형 항을 포함한 경우에서도 귀무가설은 여전히 기각되지 않았다. 따라서 본 분석에서는 전술한 방법론에서 제시한 것과 같이 동분산성을 가정하여 t-통계량을 구하였다. 본 분석에서는 별도의 작업으로 조건부 이분산성에 강건한 방법인 화이트 추정량(White estimator)을 이용하여 표본 분산과 t-통계량도 구하였다. 화이트 추정방법으로 구한 t-통계량은 전반적으로 동분산 t-통계량과 대체로 크게 다르지 않은 결과를 보였다. 즉, 통계적인 유의성의 판단이 달라질 만큼 큰 차이를

보인 경우가 거의 없었음을 의미한다.¹⁾

다음으로 각 요소 구동 계수(공통요인의 계수)가 같은 것인지에 대한 검정을 시행하였다. 즉, 귀무가설을 $H_0 : \beta_i = \beta, i = 1, 2, \dots, 5$ 에 대하여 월드 통계량(Wald Test)을 계산하였다. 여기에서 제약의 개수는 4개이고 귀무가설 하에 월드 통계량은 점근적으로 카이제곱 분포를 가진다. 카이제곱 분포로부터 얻은 5% 임계값은 9.49다. 각 시차마다 검정 통계량은 12.3(j=1), 23.48(j=2), 19.53(j=3), 24.15(j=6), 26.33(j=12)로 계산되어 귀무가설을 모든 시차에서 일관되게 상당히 강하게 기각하였다. 검정 결과로부터 이는 공통요인의 지위별 고용에 대한 영향(요소 구동)을 이질적으로 고려한 모형 설정을 정당화하는 결과로 해석된다.

다음으로 <표 4>는 경기선행지수를 공통요인으로 정하여 추정한 결과이다. 앞선 <표 3>의 결과와 마찬가지로 임금 상용근로자의 경우에만 탄력성 추정치가 모든 시차에 대해서 유의하였다. 추정 계수의 크기는 1개월에서 1년의 시차에 걸쳐서 약 0.58에서 0.67에 이른다. 시차별로 유사한 추정치를 가지나 특히 시차 1개월과 3개월에서 탄력성 추정치가 다소 크게 나타났다. 특히 선행지수를 사용한 경우는 앞선 경기 동행지수를 사용한 경우의 탄력성 추정치보다 다소 더 큰 것이다. 그러나 두 지수 간의 임금 상용근로자의 경기 탄력성의 차이가 크지 않아서 특별한 의미를 부여하지는 않는다. 또한, 자영업자는 모든 시차에서 유의하지 않았으며 임시, 일용근로자의 계수 추정치도 대체로 유의하지 않았다. 임금 일용근로자의 경기 탄력성만이 시차 12개월에서만 유하게 나타났다. 그러나 이 또한 인접한 시차에서는 유의성이 떨어져서 큰 의미를 부여하기는 어렵다. 공통의 베타를 가지는지에 대한 검정 결과는 앞선 동행지수를 사용한 경우와 질적으로 유사하게 나타났다, 즉, 5% 유의 수준에서 공통의 베타 가설을 강하게 기각하는 결과를 얻었다, 이에 관한 검정 결과는 따로 보고하지 않는다.

동행지수와 선행지수를 사용한 추정 결과로부터 임금 상용근로자의 경기 탄력성만이 통계적으로 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 나머지 종사상 지위의 근로자들-특히 자영업자-은 유의하지 않은 경기 탄력성을 보임으로써 고용 없는 성장 가설의 가능성을 어느 정도 지지하는 결과를 보인다. 이에 대한 더욱 깊이있는 향후 연구가 필요할 것이다. 자영업 부문의 추정 결과는 국내외에서 큰 논제로 부각한 고용 없는 성장의 흐름이 국내 자료에서도 확인된 것으로 볼 수 있다. 자영업의 비중이 높은 우리나라의 경우에 자영업의 경기 탄력성

1) 화이트 추정 방법에 의한 결과는 본 논문에서는 따로 보고하지 않는다. 저자 요청 시 결과를 제공할 수 있다.

이 유의하지 않다는 추정 결과는 고용 없는 성장의 가능성과 맞물려서 경제 정책적인 차원에서 시사점이 있다. 종사상 지위별로 이러한 이질적인 경기 민감도는 궁극적으로 상용근로자와 여타 지위 근로자들 간의 불평등을 초래하는 주요한 원인 중 하나일 것으로 유추된다(IMF 2013).

<표 3> 종사상 지위별 고용 경기 탄력성 추정 결과
 설명 변수=경기 동행지수(증가율)

종속 변수 (증가율)	고용원 있는 자영업자 (1,314천명)	고용원 없는 자영업자 (4,225천명)	임금 상용근로자 (14,549천명)	임금 임시근로자 (4,419천명)	임금 일용근로자 (1,207천명)
시차					
1	0.031 (0.12)	0.178 (1.43)	0.501*** (5.61)	0.194 (0.60)	-1.11* (-1.82)
2	-0.055 (-0.22)	0.116 (0.93)	0.564*** (6.65)	-0.555* (-1.74)	-0.709 (-1.15)
3	-0.227 (-0.90)	0.162 (1.31)	0.49*** (5.59)	-0.453 (-1.42)	-0.893 (-1.44)
6	0.01 (0.04)	-0.232* (-1.84)	0.477*** (5.24)	-0.149 (-0.45)	-0.611 (-0.95)
12	0.063 (0.22)	-0.23 (-0.17)	0.598*** (6.55)	-0.687* (-1.91)	-0.698 (-0.99)

주1) 괄호 안은 t-통계량 값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 주2) 시차는 공통요인의 후행 시차 j를 의미함.
 주3) 각 종속 변수 아래 괄호 안의 값은 2020년 12월 기준 해당 취업자 수를 나타냄.

<표 4> 종사상 지위별 고용 경기 탄력성 추정 결과
 설명 변수=경기 선행지수(증가율)

종속 변수 (증가율)	고용원 있는 자영업자	고용원 없는 자영업자	임금 상용근로자	임금 임시근로자	임금 일용근로자
시차					
1	-0.169 (-0.62)	0.171 (1.06)	0.668*** (7.36)	-0.159 (-0.46)	-0.490 (-0.73)
2	-0.124 (-0.45)	0.141 (1.04)	0.644*** (7.05)	-0.251 (-0.72)	-0.714 (-1.06)
3	-0.476 (-1.71)	0.094 (0.68)	0.669*** (7.37)	-0.494 (-1.39)	-0.567 (-0.82)
6	-0.318 (-1.08)	-0.108 (-0.74)	0.623*** (6.23)	-0.402 (-1.07)	-0.756 (-1.04)
12	-0.068 (-0.22)	-0.087 (-0.58)	0.583*** (5.52)	-0.491 (-1.22)	-1.658** (-2.16)

주1) 괄호 안은 t-통계량 값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 주2) 시차는 공통요인의 후행 시차 j를 의미함.

다음으로 경기 동행지수를 구성하는 특정한 구성지표를 선정하여 이를 공통요인으로 하여 추정한 결과다. 이러한 분석을 한 이유는 경기 동행지수를 구성하는 특정 지표에 대한 경기 탄력성을 구해보고 서로 다른 지수에 대하여 차별적인 결과가 발견되는지를 보기 위한 것이다. 본 분석에서는 광공업 생산지수 증가율, 서비스업 생산지수 증가율, 소매판매액 지수 증가율, 세 가지를 선택하여 이를 공통요인으로 고려하였다. 이 구성지표들은 제조업과 서비스업의 업황을 반영하는 것이다. 참고로 세 지수 간의 상관관계를 계산해 보면, (i) 광공업 생산지수 증가율과 서비스업 생산지수 증가율 간의 상관관계는 0.288, (ii) 광공업 생산지수 증가율과 소매판매 지수 증가율 간의 상관관계는 -0.01, (iii) (i) 서비스업 생산지수 증가율과 소매판매 지수 증가율 간의 상관관계는 0.348이다. 서비스업 생산지수와 소매판매 사이에는 높은 상관성이 있고, 반면에 광공업 생산과 소매판매는 상관관계가 거의 없다.

먼저 <표 5>는 광공업 생산지수 증가율에 대한 고용의 경기 탄력성 추정 결과다. 결과에 의하면, 오직 임금 상용근로자의 경우에만 시차 2개월에서 1년에 이르기까지 유의한 추정 결과가 발견되었다. 이어서 <표 6>은 서비스업 생산지수 증가율에 대한 경기 탄력성 추정 결과인데 <표 5>와 다소 차별적인 결과를 보여준다. 먼저 임금 상용근로자의 추정된 경기 탄력성은 광공업 생산지수를 사용한 경우보다 훨씬 크게 나타났다. 그 크기는 시차에 걸쳐 대략 0.2에서 0.4에 이르렀다. 또한, 이번 경우에는 시차 1개월에서 고용원 없는 자영업자의 경기 탄력성이 유의한 양의 값으로 추정되었다. 아울러 임시근로자는 시차 6개월, 1년에서 유의한 음의 값이 추정되었다. 시차 6개월-1년에 걸친 유의한 음의 관계로부터 취업자의 다른 지위로의 이동 가능성을 고려해 볼 수도 있는데 이에 대한 깊이 있는 분석은 본 연구에서의 방법론으로는 한계가 있다. 추후, 이에 관한 추가 연구가 필요할 것으로 보인다.

다음으로 소매판매액 지수를 공통요인으로 정하여 추정한 결과는 <표 7>과 같다. 소매판매액 지수를 사용한 결과는 앞선 광공업 지수, 서비스업 생산지수를 사용한 결과와 상당히 다르게 나타났다. 우선 시차 1개월에서 고용원 없는 자영업자, 임금 상용근로자, 임시근로자의 경우에서 추정치가 유의하게 나타났는데, 특히, 시차 1개월에서 임금 임시근로자의 경기 탄력성이 약 0.4 정도로 가장 크게 나타났다. 임금 상용근로자와 고용원 없는 자영업자의 경기 탄력성은 0.1 정도로 추정되었다. 1개월을 넘는 여타 시차에서도 임금 상용근로자의 탄력성은 유의하게 추정되었다. 반면에 임시근로자와 일용근로자의 경우에는 일부 시차에서 음의 계수가 매우 유의하게 추정되었다. 임시근로자는 시차 3개월, 12개월에

서, 일용근로자는 시차 6개월, 12개월에서 음의 탄력성이 추정되었고 추정치는 상당히 유의하게 발견되었다. 이에 대한 하나의 가능한 해석으로는 다른 종사상 지위(예를 들어 상용근로자)로의 전이 가능성이 있다. 취업자 이동을 동태적으로 다루는 심도 있는 분석 방법이 추후 필요할 것이다.

아울러 선행지수를 구성하는 지표 중에서 경제 심리지수, 코스피, 장단기 금리 차를 대상으로도 분석하였다. 경제 심리지수의 경우에는 전반적으로 유의하지 않았고, 코스피의 경우에는 임금 근로자의 경우에만 1개월, 6개월에서 유의한 추정치를 얻었는데 크기는 다소 작게 나타났다. 장단기 금리 차의 경우에도 임금 근로자의 탄력성만이 일부 시차에서만 유의하게 나타났다. 추정 결과는 별도로 보고하지 않으며 저자에 요청 시 제공할 수 있다. 아울러 대표적인 산출 지수인 산업생산지수 증감률을 공통요인으로 두고 추정하였는데, 앞선 <표 3>-<표 7>의 경우와 비교하여 전반적으로 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 산업생산지수를 사용한 경우는 따로 보고하지 않는다.

<표 5> 종사상 지위별 고용 경기 탄력성 추정 결과
 설명 변수=광공업 생산지수(증가율)

종속 변수	고용원 있는 자영업자	고용원 없는 자영업자	임금 상용근로자	임금 임시근로자	임금 일용근로자
시차					
1	0.075 (0.64)	0.119** (2.08)	0.064 (1.41)	0.099 (0.67)	-0.338 (-1.19)
2	0.035 (0.30)	0.008 (0.14)	0.129*** (2.92)	-0.147 (-0.98)	-0.298 (-1.04)
3	-0.018 (-0.15)	0.018 (0.31)	0.143*** (3.28)	-0.216 (-1.45)	-0.107 (-0.37)
6	-0.06 (-0.49)	-0.037 (-0.61)	0.084* (1.81)	0.138 (0.89)	0.372 (1.24)
12	0.022 (0.15)	0.005 (0.07)	0.182*** (3.44)	-0.195 (-1.03)	0.159 (0.43)

주1) 괄호 안은 t-통계량 값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

주2) 시차는 공통요인의 후행 시차 j를 의미함.

<표 6> 종사상 지위별 고용 경기 탄력성 추정 결과
 설명 변수=서비스업 생산지수(증가율)

종속 변수	고용원 있는 자영업자	고용원 없는 자영업자	임금 상용근로자	임금 임시근로자	임금 일용근로자
시차					
1	0.099 (0.51)	0.189** (1.97)	0.337*** (4.72)	0.111 (0.44)	-0.343 (-0.72)
2	-0.107 (-0.55)	0.081 (0.84)	0.214*** (2.91)	-0.235 (-0.95)	-0.465 (-0.97)
3	-0.065 (-0.33)	0.131 (1.36)	0.135* (1.80)	-0.105 (-0.42)	-0.696 (-1.45)
6	-0.264 (-1.34)	-0.114 (-1.18)	0.238*** (3.24)	-0.468* (-1.87)	-0.50 (-1.03)
12	-0.003 (-0.01)	0.085 (0.64)	0.421*** (4.28)	-0.767** (-2.16)	-1.08 (-1.56)

주1) 괄호 안은 t-통계량 값이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 주2) 시차는 공통요인의 후행 시차 j를 의미함.

<표 7> 종사상 지위별 고용 경기 탄력성 추정 결과
 설명 변수=소매판매액 지수(증가율)

종속 변수	고용원 있는 자영업자	고용원 없는 자영업자	임금 상용근로자	임금 임시근로자	임금 일용근로자
시차					
1	-0.037 (-0.33)	0.105* (1.87)	0.146*** (3.36)	0.411*** (2.91)	0.348 (1.25)
2	0.042 (0.37)	0.033 (0.59)	0.138*** (3.23)	-0.071 (-0.49)	-0.067 (-0.24)
3	-0.027 (-0.24)	0.092 (1.63)	0.071 (1.62)	-0.309** (-2.16)	-0.216 (-0.77)
6	-0.118 (-1.02)	0.003 (0.05)	0.086* (1.94)	-0.10 (-0.68)	-0.884*** (-3.20)
12	-0.149 (-1.05)	0.035 (0.53)	0.138*** (2.69)	-0.517*** (-2.95)	-0.814*** (-2.38)

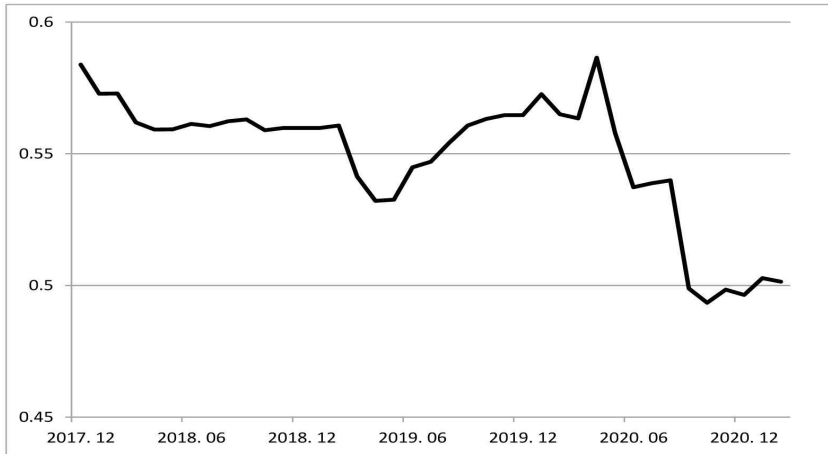
주1) 괄호 안은 t-통계량 값이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 주2) 시차는 공통요인의 후행 시차 j를 의미함.

이상의 결과에서 거의 모든 시차에서 일관되게 유의하게 추정된 것은 임금 상용근로자의 경기 탄력성이다. 우리는 이 경우에 대하여 한 걸음 더 들어가서 경기 탄력성의 시간에 따른 추이를 구해보고자 한다. 변수 간의 관계를 시간에

따른 함수로 설정하여 분석하는 방법으로는 경제학 문헌에서는 시변 모수 (Time-varying Parameter) 방식, 부드러운 전이 모형, 부표본 방식 등이 존재한다. 본 실증분석에서는 상대적으로 간단한 부표본(subsamples)을 사용하는 반복적 추정방법을 사용하기로 한다. 즉, 자료의 일정 부분(전체 표본 대비 일정 비율)으로 초기 추정을 하고 자료를 하나씩 업데이트하면서 추정을 반복하여 추정 계수의 추이를 얻는 방법이다. 부표본과 전체 표본의 크기를 각각 B 와 T 라고 두는 경우, 표본 크기 T 가 증가함에 따라 $B \rightarrow \infty$, $B/T \rightarrow 0$ 이라는 약한 조건만 만족되면, 부표본을 이용한 통계적 추론(예를 들어 추정량의 일치성)은 정당화된다(Politis, Romano and Wolf 1999). 아울러 부표본 방법은 실무적으로도 간단하게 수행할 수 있는 장점이 있다.

먼저 첫 번째 관측치부터 2017년 12월까지의 자료만으로 상용근로자의 경기 탄력성 계수를 추정하고 전술한 방식대로 자료를 하나씩 추가하면서 추정을 반복한다. <그림 4>는 이런 방식으로 얻어진 경기 탄력성 추정치의 시간에 따른 추이다. 후행 시차는 1로 두었고 이 경우의 고정 계수 추정치는 0.5 정도다(<표 2> 참조). <그림 4>를 보면 추정 계수는 2008년에서 2019년까지 대략 0.55 정도에서 안정적으로 유지되다가 2020년 1분기에 일시적으로 상승하고, 그 후 2020년 중순 이후 다소 급격하게 하락하여 2020년 하반기에 0.48-0.5 수준으로 떨어지는 모습을 알 수 있다. 2020년 중순은 전 세계적으로 코로나 팬데믹의 위기에 본격적으로 진입한 시기인데 이때부터 경기 탄력성이 상당히 감소한 것으로 나타났다. 즉, 2020년 이후 상용근로자의 경기 탄력성은 10여 년 전보다 줄어들었음을 알 수 있다. 경기 선행지수를 사용한 때도 동행지수를 이용한 경우와 질적으로 상당히 유사한 결과를 나타낸다. 선행지수에 대한 경기 탄력성 추정치도 2019년까지 안정적으로 0.8 수준에서 움직이다가 2020년 중반부터 다소 가파르게 감소하는 경향을 보였다. 동행지수의 경우와 유사하여 이에 대한 추이 결과는 별도로 보고하지는 않는다. 상용근로자의 추정된 경기 탄력성은 2019년까지 상당히 안정적인 추이를 보이다가 2020년 중순 이후에 많이 하락하는 형태를 보인다. 참고로 김준원, 신동균(2010)은 2008년까지의 자료를 이용한 분석에서 고용의 경기 탄력성이 2000년 이후 증가하는 경향을 발견하였다. 그러나 본 분석에 의하면 상용 근로자의 경기 탄력성은 2020년 이후 상당 폭 감소한 것이 발견되었다. 초기 중점을 2017년 말이 아닌 근처의 다른 시점을 선택한 경우에도 질적으로 유사한 결과를 얻었다. 물론 본 분석에서 사용된 자료는 2021년 2월까지인데, 앞으로 추가로 더 많은 자료가 축적되어 이를 이용한 분석으로부터 경기 탄력성의 추이를 살펴보는 것은 의미 있는 작업이 될 것이다.

<그림 4> 임금 상용근로자의 경기 탄력성 추정치의 시간 추이



주) 부표본에 근거한 반복적 추정방법으로 구함.

V. 결 론

우리는 공통요인을 포함하는 패널 모형을 이용하여 종사상 지위별로 고용의 경기 탄력성을 추정하여 고용과 성장 간의 관계를 분석한다. 이는 취업자 자료의 움직임이 종사상 지위별로 상당히 이질적이라는 점에 비추어 의미 있는 실증 작업이다. 기존 문헌에서는 지위별 경기 탄력성에 관한 연구들이 상대적으로 많지 않아서 본 연구는 최근의 자료를 이용하여 이 점에 집중하고자 한다. 2010년 1월부터 2021년 2월까지의 지위별 취업자 자료와 경기 종합지수 자료를 이용하였다. 추정 결과, 임금 상용근로자만이 시차 1개월에서 1년에 이르기까지 통계적으로 유의한 추정 결과를 나타냈다. 경기 동행지수에 대해서 상용 근로자의 경기 탄력성은 약 0.48에서 0.6 정도에 이르렀고, 경기 선행지수를 사용한 경우에는 탄력성은 시차에 걸쳐 약 0.58에서 0.67까지 추정되었다. 상용 근로자의 경기 탄력성의 시간에 따른 추이를 분석한 결과 그 크기가 2020년 이후 최근에 다소 하락한 것으로 분석되었다. 추가로 동행지수를 구성하는 광공업 생산지수, 서비스업 생산지수, 소매판매액 지수를 공통요인으로 설정하여 경기 탄력성도 추정하였다. 상용근로자의 경기 탄력성은 거의 모든 시차에서 유의한 양의 값이 추정되었다. 반면에 임금 임시근로자와 일용근로자의 경우 서비스업 생산지수와

소매판매액 지수에 대하여 일부 시차에서만 음의 탄력성이 유의하게 추정되었고 대부분 유의하지 않았다. 아울러 자영업자의 경기 탄력성도 대부분 유의하지 않았는데 이는 고용 없는 성장이라는 가능성을 어느 정도 지지하는 결과를 보인다. 상용근로자만이 유의한 양의 경기 탄력성을 가진다는 점은 궁극적으로 여타 지위 근로자와의 불평등을 초래하는 한 요인이 될 것이다. 본 분석은 탄력성 추정치를 얻는 것에 집중하고 있어서 지위별 취업자의 동태적인 이동을 분석하는데에는 한계가 있다. 이 부분에 관한 추가 연구는 의미 있을 것이다. 아울러 본 실증분석에서는 2021년 2월까지의 자료를 사용한 것으로 앞으로 추가로 더 많은 자료가 축적되어 이를 이용한 경기 탄력성 추정치의 추이를 살펴보는 것은 의미 있는 작업이 될 것으로 예상된다.

참고문헌

국문 자료

- 김준원, 신동균. 2010. “고용의 경기탄력성 연구.” 『한국경제연구』 28(2), 67-92.
- 방형준. 2018. “고용 없는 성장.” 『국제노동브리프』 16(7), 35-42.
- 성효용, 손수정, 홍은주. 2019. “경기변동의 고용효과 연구.” 『여성경제연구』 16(1), 92-108.
- 신석하. 2016. “경기변동에 대한 기업의 고용조정 실증분석: 종사상 지위별 차이.” 『경영컨설팅연구』 16(4), 55-62.
- 유경준, 류덕현. 2012. “오쿤의 법칙(Okun’s law)에 대한 재해석.” 『노동경제논집』 35(1), 89-109.
- 이근영. 2019. “경제성장은 실업률을 얼마나 낮추는가?” 『국제경제연구』 25(2), 51-82.
- 이동진. 2018. “고용상황과 실물경기간 관계 변화 분석.” 『시장경제연구』 48(1), 43-85.
- 이영훈, 장혜리. 2018. “다중공통요인 모형을 이용한 생산성 결정요인 분석.” 『한국경제연구』 36(2), 5-44.
- 정현상. 2017. “경기변동과 성별, 연령별 취업자 수 변화.” 『노동리뷰』 4, 126-137.
- 최성관, 권하나. 2018. “한국의 산업별 중-장기 고용탄력성 연구-1975-2005년 집속불변산업연관표의 이용.” 『한일경상논집』 78, 31-51.
- 통계청. 2020. 이용자용 통계정보보고서_경기종합지수.
- 통계청. 2021. 이용자용 통계정보보고서_경기종합지수.
- 한국은행. 2020. 금융안정보고서(12월).
- 한국은행. 2021. 금융안정보고서(6월).

영문 자료

- An, Zidong, Prieto, Nathalie, Loungani, Prakash and Mishra, Saurabh. 2016. “Does growth create jobs? Evidence for advanced and developing economies.” *IMF Research Bulletin* Sep(003).
- Bai, Jushan. 2004. “Estimating cross-section common stochastic trends in

- nonstationary panel data." *Journal of Econometrics* 122(1), 137-183.
- _____ and Ng, Serena. 2002. "Determining the number of factors in approximate factor models." *Econometrica* 70(1), 191-221.
- Eberhardt, Markus. 2012. "Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes." *The Stata Journal* 12(1), 61-71.
- International Monetary Fund. 2013. "Jobs and Growth: Analytical and Operational Considerations for the Fund." *Policy Papers* March 14.
- Kapetanios, George, Pesaran, Hashem and Yamagata, Takashi. 2011. "Panels with non-stationary multifactor error structures." *Journal of econometrics* 160(2), 326-348.
- Oner, Ceyda. 2017. "Unemployment: The Curse of Joblessness." *Back to Basics: Economic Concepts Explained* 32.
- Pesaran, Hashem M. 2006. "Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure." *Econometrica* 74(4), 967-1012.
- Politis, Dimitris, Romano, Joseph and Wolf, Michael. 1999. *Subsampling*. Springer Science and Business Media.
- Stock, James and Watson, Mark. 2002. "Macroeconomic forecasting using diffusion indexes." *Journal of Business & Economic Statistics* 20(2), 147-162.
- _____. 2016. "Dynamic factor models, factor-augmented vector autoregressions, and structural vector autoregressions in macroeconomics." in *Handbook of macroeconomics*, 415-525. Elsevier.
- Sul, Donggyu. 2019. *Panel data econometrics: Common factor analysis for empirical researchers*. Routledge.
- Wooldridge, J. M. 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Abstract

Estimating cyclical elasticity of employment by status of workers using common factor models

Jin Lee ■ Ewha Womans University

Hyung-Seog Lee ■ Korea University

Arguments of jobless growth have drawn a lot of attention in both academic and practical areas. We use panel models with common factors to estimate the cyclical elasticity of employment and analyze the relationship between employment and growth. While a lot of previous studies have mainly focused on relationship between growth and employment, we particularly focus on the relations by status of workers. This empirical approach makes sense in the sense that the behavior of employment data is found to be heterogeneous across different working status. We make use of data of various employment types and of composite index of business indicators during January, 2010 and February, 2021. It is found that regular workers, unlike other types of workers, show significant cyclical elasticity during one month and one year. The estimated elasticity of regular workers amount to between 0.48 and 0.6 in the case of coincidental index and about 0.58 to 0.67 in the case of leading index. Also regular workers elasticity tend to rather go down since the year of 2020. We also estimate the cyclical elasticity using industrial production index, index of services, retail sales index as candidates for common factors, where the elasticity of regular workers are found to be significantly positive at all lags. On the other hand, self employers' cyclical elasticity turn out to be insignificant, which support the hypothesis of jobless growth. Non-regular and daily workers show some significant elasticity only at several lags when index of services and retail sales index have been used. Thus only regular workers are found to

positively respond to macroeconomic cycles, which may eventually worsen inequality against other types of workers.

Key Words: Jobless Growth, Cyclical Elasticity of Employment, Common Factor Model, Composite Index of Business Indicators

