Lead Article

고용의 경기동조성 제고를 위한 고용지표 개발

서재용* · 이동원** · 장용성*** · 홍재화****

대표적인 고용지표로 사용되는 경제활동인구조사의 취업자수와 평균근로시간이 실제로 생산에 투입되는 노동량을 보여주는 데 한계를 갖고 있을 가능성을 제기하고, 이를 보완하기 위한 고용지표를 제안한다. 첫째, 경제활동인구조사는 "사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자"를 취업자로 분류하고 있다. 이러한 일시 휴직자들을 (미국과 마찬가지로) 취업자에서 제외할 경우 생산활동 중단이 심했던 코로나 이후 기간에 대해, 고용과 GDP의 상관계수는 0.7에서 0.83으로 증가하며 고용의 GDP에 대한 탄력성(오쿤의 계수)은 0.6에서 0.98로 무려 63% 증가한다. 둘째, 우리나라의 경우 월별근로시간을 매월 15일이 속한 주에 일한 시간을 기준으로 계산하는데 해당 주에 음력 명절, 대체휴일, 선거 등이 겹치는 경우, 공식통계는 심각한 불규칙성을 내포한다. 보간법을 이용해 이 같은 불규칙성을 보정할 경우 총근로시간과 GDP의 상관계수는 공식통계대비 0.53에서 0.69로 높아졌다.

JEL Classification: E24, J01, J20, J22
핵심 주제어: 고용지표, 일시휴직자, 명절효과, 경기동조성, 오쿤의 계수

* 교신저자, 한국은행 경제연구원 거시경제연구실 부연구위원
(E-mail: sjy6383@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5328)
** 한국은행 경제연구원 미시경제연구실장 (E-mail: dolee@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5404)
*** 한국은행 금융통화위원, 서울대학교 경제학부 교수
(E-mail: yohg@snu.ac.kr, Tel: +82-2-759-5503)
**** 서울대학교 경제학부 교수 (E-mail: jayhong@snu.ac.kr, Tel: +82-2-880-6389)

좋은 코멘트를 해주신 편집위원과 익명의 심사자들에게 감사드린다. 본 연구는 한국은행의 재정지원(제4저자) 및 교육부와 한국연구재단의 지원(2023S1A5A2A03083296)을 받아 수행된 연구이다. 이 연구내용은 집필자 개인 의견이며 한국은행의 공식 견해와는 무관함을 밝힌다.

논문 투고일: 2024.5.24, 논문 수정일: 2024.8.8, 게재 확정일: 2024.9.30

I. 서론

고용과 생산의 관계는 거시경제 모형 및 정책수립에 매우 중요한 기초 정보 중 하나다. 코로나 이전 기간(1990년부터 2019년) 중 우리나라 고용률의 GDP 대비 변동성은 0.38로서 같은 기간 미국의 0.59의 2/3 수준에 그쳐 미국에 비해 고용의 변화가 매우 작은 것으로 알려져 있다 (이준석, 장용성, 최영두, 2022). 특히, 2008년 글로벌 금융위기와 2020년 코로나 시기와 같이 생산활동이 매우 저조했던 시기에도 우리나라 고용률의 최대 낙폭은 고점 대비 2%포인트에 불과하였다[1]. 이러한 점은 고용률과 같은 공식 고용지표가 노동시장에서 실제 생산에 투입되는 노동량을 보여주는 측면에서 한계를 갖고 있을 가능성을 보여준다. 고용지표를 타 부문 또는 직장으로 이동 가능한 유휴노동력(slack)의 규모나 전체 노동자의 구매력 수준을 가늠하기 위한 목적으로 활용하는 경우에는 고용지표 자체만으로 의미가 있겠으나, 동시에 고용지표가 실제 생산에 투입되는 노동량을 잘 보여주지 못할 경우에는 이와 같은 문제점을 보완하는 대안지표 또한 필요하다고 할 수 있다.

본 연구는 고용상황을 나타내는 공식지표로 자주 사용되는 경제활동인구조사의 취업자수와 평균근로시간이 실제로 생산에 투입되는 노동의 양을 보여주는데 한계를 갖고 있을 가능성을 지적하고, 이를 보완한 지표를 제안한다. 첫째, 경제활동인구조사에서 취업자로 분류하고 있는 "사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자"는 실제로 생산활동에 참여하지 않고 있음을 고려하여 취업자에서 제외한다. 둘째, 경제활동인구조사의 월별근로시간은 매월 15일이 속한 주의 근로시간을 기준으로 계산하는데, 해당 주에 음력명절, 대체휴일, 선거 등이 겹치는 경우 심각한 불규칙성이 발생한다. 이러한 불규칙성을 보정하는 방법을 제안한다. 고용기준 조정과 불규칙성 보정을 통해 문제점을 보완한 고용지표를 사용하는 경우 고용과 생산의 상관관계가 높아짐을 보여준다.

첫째, 고용기준 조정은 특히 생산활동의 변동이 컸던 코로나 기간에 큰 영향을 미친다. 일시 휴직자를 고용에서 제외할 경우 코로나 이후 기간에 대해 (2020년 1분기에서 2023년 2분기까지) 고용과 GDP의 상관계수가 0.7(공식지표 기준)에서 0.83으로 상승하고 고용의 GDP에 대한 탄력성(오쿤의 계수)도 0.6에서 0.98

1) 예를 들어, 미국의 경우 코로나 기간 중 고용률이 10% 포인트 하락했고 실업률은 11% 포인트 증가해 고용의 변동이 매우 작았던 우리나라와 크게 대비된다.

로 무려 63% 상승한다.[2] 둘째, 음력명절, 대체휴일, 선거 등에 따른 불규칙성을 보간법을 활용하여 근로시간을 보정한 총근로시간의 경우, GDP와의 상관계수가 공식지표대비 0.53에서 0.69로 증가했다.

보정된 노동지표를 활용해 본 연구는 3가지 추가적 분석을 제시한다. 첫째, 본 논문이 제안한 보정 방법과 사업체노동력조사에 기반한 평균근로시간을 결합하여 보다 정확한 총노동시간을 시산했다. 이렇게 계산한 총노동시간은 경제활동인구조사상의 총노동시간과 비슷한 추세를 보였다. 둘째, 보정된 고용지표를 활용하여 거시경제 모형에서 실물 부문과 명목 부문을 연결하는 중요한 고리인 필립스 곡선을 다시 추정했다. 보정된 고용지표를 사용할 경우, 고용의 변동성 및 동조성이 증가해 필립스곡선의 물가상승률 대비 희생비율(sacrfice ratio)이 소폭 증가한다. 셋째, 보정된 고용지표와 종사상 지위별 평균임금을 결합해 각 시점에 생산에 투입된 총유효노동력(efficiency unit of labor) 시계열을 계산했다. 총유효노동력은 고용의 양뿐 아니라 질을 반영한 지표로서 일반적인 고용통계와는 차별화된다. 대개 총유효노동력은 (노동의 양만 반영하는) 공식지표 대비 경기변동상 변동폭이 다소 감소하는데 이는 잘 알려진 바와 같이 구성의 효과(composition effect) 때문이다. 경기 불황 시에는 평균적으로 임금이 낮은 근로자가 직장을 잃을 확률이 높으며, 호황 시에는 신규 고용되는 근로자의 평균임금이 기존 근로자의 평균임금보다 낮다. 따라서 평균임금을 가중치로 사용하는 총유효노동력은 단순한 취업자 수나 시간을 측정하는 공식지표보다 변동성이 작아진다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 선행 연구를 살펴본다. 제3장에서는 공식고용지표로 자주 사용되는 경제활동인구조사의 취업자 분류의 문제점과 평균근로시간의 불규칙성을 보정하는 방법을 제안한다. 제4장에서는 이러한 문제점을 보정할 경우 고용과 생산의 동조성에 미치는 영향을 살펴본다. 제5장에서는 보정지표의 다양한 활용 가능성과 정책적 시사점을 논의한다. 제6장은 분석 결과의 요약이다.

2) 본 연구에서 오쿤의 계수는 고용자 수의 순환 성분을 GDP의 순환 성분에 회귀분석한(OLS) 계수 값으로서 GDP 변동에 대비한 고용의 탄성계수를 의미하며, 순환변동치 내지는 순환 성분은 (계절 조정된 분기별 자료의 로그값)에 HP 필터(1600)로 추세를 제거한 수치를 사용한다.

Ⅱ. 선행 연구

고용의 경기 동조성 약화 현상 및 시간에 따른 필립스 곡선 기울기 변화는 이준석, 장용성, 최영두(2022)에서 지적된 바 있다. 신관호(2022)는 한국은행의 목적조항에 고용 안정을 포함하는 것에 반대하는 근거로 실업률의 미약한 경기 동조성을 제시한 바 있다. 고용의 경기 동조성 약화는 우리나라에만 국한된 현상은 아니며, Jaimovich and Siu (2020) 등이 미국 고용의 경기 동조성 약화 현상에 대한 원인 중 하나로 IT 기술의 노동력 대체 가설을 제시한 바 있다.

고용의 동조성 약화는 경제의 기술적 구조적인 변화 (예를 들어, IT의 단순 노동력 대체 등)에 기인한 것일 수 있지만, 앞서 언급한 것처럼, 우리나라의 경우 공식 고용 통계지표 자체가 갖는 문제점도 내포하고 있는 것으로 보인다. 첫째, 일시 휴직자의 고용 분류 기준에 대한 국내 선행 연구로서 송상윤, 배기원(2022)은 사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직을 고용의 질에 반영한 지표를 계산하였다. 이 연구는 본 논문처럼 일시휴직자를 실업자로 분류하지는 않고 가중치를 1보다 작은 고용형태로 취급해 고용의 질에 반영하였다. 해외 선행 연구로서 Bothlho et al. (2020)은 유로존의 고용 변동이 미국보다 훨씬 작게 나타난 이유로 근로시간 단축제도(short-time work scheme)와 일시해고(temporary lay-off)를 통한 고용 유지와 실업률 억제 정책을 언급하며, 이를 제외할 경우 실업률이 공식통계보다 훨씬 더 높을 수 있었음을 언급한 바 있다.

둘째, 한국의 특성을 고려한 국내 경제 통계의 일반적인 계절 조정에 관한 선행 연구로 이긍희(1998, 2000) 등이 있고, 사업체 노동력 조사의 계절 조정에 대한 선행 연구로 이긍희(2004) 등이 있지만, 경제활동인구조사의 근로 시간 계절 조정에 대한 연구는 황선웅(2020)이 유일하다. 경제활동인구조사는 근로 시간에 대한 공식적인 계절 조정 시계열을 발표하지 않고 있다. 이는 추측컨대 매월 15일이 포함되는 한 주만을 대상으로 하는 경제활동인구조사의 조사 특성상 월 전체에 대한 조사를 기반으로 하는 다른 경제 통계들과 같은 계절 조정 방식을 사용하기에 어려움이 있기 때문일 것으로 보인다. 특히 우리나라의 경우 음력 명절, 선거 등은 휴일이 조사 연도와 조사 주에 따라 매우 불규칙하게 겹치게 되며, 연휴가 주간 근로시간에 미치는 영향이 크기 때문에 시계열의 불규칙성이 과다하게 발생할 가능성이 매우 높다. 황선웅(2020)은 경제활동인구조사의 조사 주와 휴일이 겹치는 경우를 특정한 후 X-13-A-S에 내장된 Holiday Regressor

를 적용하여 계절 조정한 결과를 제시하였다. 그러나 우리나라의 경우 주 5일제의 단계적인 도입으로 인해 공휴일과 토요일이 겹치는 경우의 휴일 효과가 일정하지 않기에 토요일과 겹치는 공휴일 효과의 크기를 다소 자의적으로 설정해야 하였다.

또한, 주간 통계의 경우 휴일 하루가 미치는 영향이 월간의 경우보다 통계에 미치는 영향이 매우 크다. 따라서 휴일의 효과를 정확히 측정하여 제거하지 못할 경우 상당한 불규칙성이 남아있을 가능성이 클 것이다. 일반적으로 휴일 조정에 사용되는 Holiday Regressor 방식은 시계열 전체에서 고정된 효과를 가정하므로 휴일의 효과가 시간에 따라 다르게 나타나거나 공휴일이 근로시간에 미치는 효과가 요일에 따라 다르게 나타날 경우 그 유용성이 현저히 떨어진다. 우리나라와 같이 공휴일의 요일이 불규칙적으로 나타나거나 토요휴무, 대체휴일 등으로 휴일 효과가 시계열에서 고정되어 있지 않은 경우에는 황선웅(2020)에서처럼 고정효과를 가정한 Holiday Regressor를 적용하더라도 여전히 불규칙한 변동이 남는 것으로 보인다. 따라서 본 논문에서는 보간법을 이용한 의한 휴일효과 보정 방법을 제시한다.[3)]

미국 노동통계국(BLS), 영국 통계청(ONS), 호주 통계청(ABS), 캐나다 통계청(Statistics Canada) 등에서도 주간 근로 시간 조사에 기반한 통계가 자주 사용되며, 원자료와 더불어 계절 조정을 시행한 시계열도 발표하고 있다.[4)] 대부분 국가에서 황선웅(2020)과 같이 Holiday Regressor를 사용해 계절 조정하는데, 휴일 조정 결과의 적절성에 대해서는 자세히 평가하고 있지 않다. 캐나다의 경우 자영업자를 제외한 근로자에 대해서는 설문조사를 통해 휴일로 인해 줄어든 근로 시간을 직접적으로 조사한 뒤 이를 다시 더하는 방식으로 조정하고, 자영업자는 Holiday Regressor를 통해 계절 조정한다. 미국의 경우 2010년부터 Current Population Survey (CPS)의 조사에 기반한 근로 시간의 계절 조정 시계열을 발표하고 있는데, CPS는 매월 12일을 포함하는 주를 대상으로 근로 시간을 조사한다. 노동통계국(BLS)은 조사 주에 불규칙하게 겹치는 휴일인 Good Friday, Labor Day, Columbus Day, Veterans Day에 대하여 X-13-A-S의 Holiday Regressor를 적용한다.[5)] 하지만, 해당 휴일들은 Veterans Day를 제

3) 황선웅(2020)과 본 논문이 제시하는 방법에 따른 보다 자세한 결과 비교는 부록 A 참조.

4) 각각의 보정 방법에 대해서는 Tiller and Evans (2010), Palmer and Hughes (2008), Australian Bureau of Statistics (2020), Statistics Canada (2020), 황선웅(2020) 참조.

5) Tiller and Evans (2010) 참조.

외하면 모두 특정 요일(대개 월요일)로 정해지기에 요일에 따른 불규칙성이 작다.[6] 또한, 이들 나라는 일찍이 주 5일제가 실시되어 주 5일제가 순차적으로 도입된 우리나라에 비해 휴일 효과의 크기도 시계열 상에서 안정적인 것으로 알려져 있다.

Ⅲ. 경제활동인구조사의 고용 및 근로시간

1. 취업자/실업자 분류의 차이

국제적으로 고용의 기준은 대부분의 국가들이 국제노동기구(International Labor Organization: ILO)가 국제노동학술대회(International Conference of Labor Statistics)에서 정한 기준을 따르지만, 나라별로 다소 차이가 있다. 고용의 일차적 기준은 조사 기간 중 1시간 이상 일하는 것이나 조사 기간 중 일시 휴직 중이거나 근로시간조정(shift work, flextime, compensatory leave for overtime 등) 사유에 해당하는 경우 나라에 따라 취업 또는 실업의 분류가 상이하다. 질병이나 부상, 휴가, 법에 정해진 육아 휴직의 경우 취업자로 분류하고 있는 반면, 교육, 노사분규, 경기 둔화(temporary lay-off, slack work etc.) 등으로 인한 일시 휴직자는 보수를 받았는가, 휴무 기간이 어느 정도인가에 따라 추가로 달리 구분한다. 기간이 정해지지 않은 해고(lay-off)의 경우 같은 직장에 복직할 수 있다는 보증이 없는 경우 실업자로 분류하고, 향후 같은 직장에 복직할 경우 취업자로 분류한다.[7]

본 연구가 관심을 갖는 경기 둔화에 의한 일시 휴직의 분류 방법 또한 나라마다 큰 차이를 보인다. 미국은 일시해고(temporary lay-off)의 경우 구직활동을 하지 않더라도 실업자로 처리한다.[8] 유럽은(Eurostat기준), 2020년까지는 일시적 해고 시 3개월 이내에 직장에 돌아올 보증이 있거나 고용주로부터 50% 이상의 임금을 받으면 취업자로 처리하였으나, 코로나로 인해 급증한 일시적 해고는 분류 기준상의 어려움이 있어 2021년부터는 3개월 이내에 돌아올 것으로 예측

6) 각각 부활절 직전의 금요일, 9월의 첫 번째 월요일, 10월의 두 번째 월요일, 11월 11일이다.

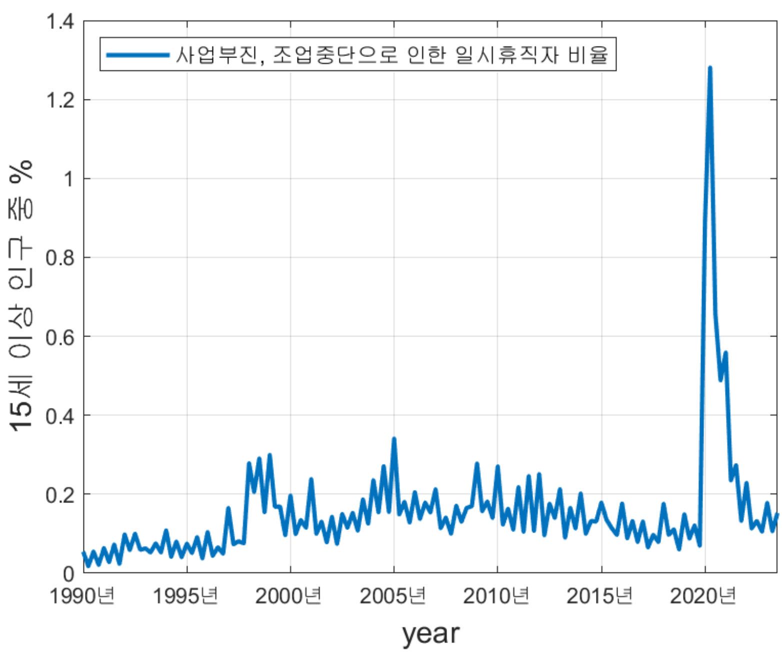
7) International Labor Organization, “ICLS-19 Resolution I: Resolution concerning statistics of work, employment and labour underutilization”. (2013) 29.(a),(b),(c), 31.(g)

8) U.S. Bureau of Labor Statistics, “CPS Concept and Definitions.”, Accessed November 4, 2023. https://www.bls.gov/cps/definitions.htm.

되는 경우에만 취업자로 처리하고 있다.[9]

우리나라는 미국이나 유럽에 비해 취업자 분류 기준이 상당히 너그러운 편이다. 사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자는 유급일 경우 휴직 기간에 상관없이 취업자로 분류한다. 무급일 경우에도 복귀가 확실하면 복귀 예상 기간과 관계없이 무급 휴직 기간이 6개월 미만이면 모두 취업자로 분류된다.[10] 그림 1은 경제활동인구조사 마이크로데이터로 계산한 우리나라의 15세 이상 인구 중 사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자의 비율이다. 사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자는 코로나 위기 이전에는 0.1~0.2% 수준을 유지했지만, 코로나19 기간 동안 (분기별 기준으로) 무려 1.28%까지 상승했다.[11] 코로나19 기간 동안에 특히 이러한 일시 휴직자가 급증한 배경에 대해서는 다양한 설명이 가

〈Figure 1〉 Temporary Leave due to Business Downturn or Suspension



Note: Monthly data, calculated from Economically Active Population Survey (EAPS) micro dataset.

9) Eurostat, “EU labour force survey - correction for breaks in time series.”, Accessed November 4, 2023. https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_labour_force_survey_-_correction_for_breaks_in_time_series#Comparability_over_time_-_correction_of_breaks_in_time_series.

10) 『경제활동인구조사』 통계정보보고서 2023. 9.

11) 월별 기준으로는 2020년 4월에 최대 2.2%까지 상승하였다.

능하겠지만, 한국에서는 코로나 기간 폐업 혹은 고용계약 종료 대신 휴업과 일시 휴직을 장려하는 고용유지지원제도가 적극적으로 시행되었고 유럽에서도 코로나 기간 일시 휴직을 통하여 고용 계약을 유지하는 정책이 실시된 바 있다.[12] 본 연구는 생산에 실제로 투입된 고용을 측정하기 위해 미국과 마찬가지로 사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자를 실업자로 재분류한 고용지표를 계산해 보기로 한다.

2. 평균근로시간 주간 조사에서 발생하는 불규칙성

흔히 노동량은 고용과 평균근로시간이라는 두 가지 마진 (extensive and intensive margins)에 의해 결정된다. 앞 절에서는 고용 분류 방법에 따른 노동 측정에서 발생하는 차이를 제기했고, 이 절에서는 평균노동시간 측정 시 발생하는 문제점 내지 한계를 살펴본다. 평균근로시간을 측정하는 여러 통계자료 중 사업체노동력조사는 우리나라에서 고용의 큰 비중을 차지하는 자영업자를 포함하지 않고 있을 뿐 아니라 잦은 조사 기준 변경으로 일관성 있는 장기 시계열을 얻기 어렵다.[13] 또한, 고용형태별 근로실태조사는 연중 8월에 한 번만 시행하기 때문에 단기적 또는 경기순환 변동에 대한 정보를 얻기 힘들다.

이에 반해 경제활동인구조사의 경우 자영업자를 포함하고 있으며 1990년 이후로는 조사 기준의 변경이 거의 없다는 장점이 있으나, 해당 월 전체 근로시간을 직접 조사하는 것이 아니라 매월 15일을 포함한 주의 주당 근로시간을 기준으로 해당 월의 근로시간을 측정한다는 점에서 음력 명절이나 선거일이 해당 주에 불규칙적으로 포함되는 경우 문제가 발생한다. 황선웅(2020)은 경제활동인구조사의 이러한 문제점을 최초로 지적한 바 있다. 경제활동인구조사가 매월 15일을 포함하는 1주간을 대상으로 근로시간을 측정하는 데 따른 문제점을 보다 구체적으로 살펴보자. 첫째, 실제 조사일이 매년 다르다. 둘째, 음력 명절이 불규칙하게 조사 기준 주에 포함될 수 있다. 셋째, 조사 주에 선거일이 겹치는 경우가 있다. 넷째, 조사 주에 광복절, 제헌절 등이 포함되는데 해당 공휴일이 주중 또는 주말에 해당하는지 여부, 주말과 겹칠 경우 대체휴일이 시행되었는지 여부가 일정하지 않다. 이와 같은 특별 이벤트들이 상당히 불규칙적으로 발생하기 때문에 통상적인 월별 계절조정 방법으로 불규칙성이 제거되지 않는다.

---

12) 김유빈, 외.(2021), Bothlho et al. (2020) 참조.

13) 2008년 이전에는 상용 근로자만 조사 범위에 포함되었고, 조사대상 사업체 기준 인원도 계속 바뀌어 왔다.

〈Table 1〉 Events Overlapping with the Survey Weeks

월 (공휴일)	연도
1월 (설날)	2023년(토)
2월 (설날)	2007년(토) 2010년 2013년
4월 (총선)	2000년 2004년 2016년 2020년
5월 (부처님오신날)	1994년 1997년 2008년 2013년
6월 (지방선거)	2002년 2018년
7월 (제헌절, 2008년 폐지)	1990년 1991년 1992년 1993년(토) 1996년 1997년(토) 1998년 1999년 2001년 2002년 2003년 2004년(토) 2007년
8월 (광복절)	1990년 1991년 1992년(토) 1994년 1995년 1996년 1997년 1998년(토) 2000년 2001년 2002년 2003년 2005년 2006년 2007년 2008년 2009년(토) 2011년 2012년 2013년 2014년 2015년 2016년 2017년 2018년 2019년 2020년(토) 2021년(월, 대체휴일) 2022년 2023년
9월 (추석)	2005년(토) 2008년 2011년(2일) 2022년(월, 대체휴일)
10월 (한글날)	2021년(월, 대체휴일) 2022년(월, 대체휴일)
12월 (대선)	1992년 1997년

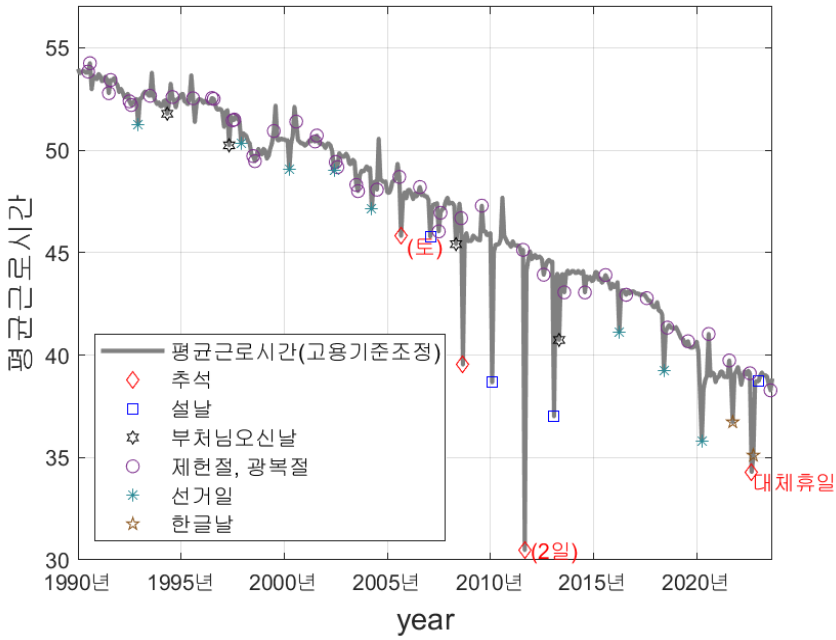
Source: Hwang (2020), extended to September 2023 by the authors.

표 1은 1990년 이후 위에서 언급한 특별 이벤트가 경제활동인구조사 주간과 겹친 시기들을 정리한 것으로서 상당히 많은 관측치에서 불규칙성이 발생할 가능성을 보여준다.

그림 2는 Ⅲ.1절에서 설명한 바와 같이 일시적 해고자를 실업자로 분류하는 고용기준을 조정한 후 경제활동인구조사의 평균근로시간을 통상적인 계절 조정을 시행한 것으로서, 조사 기간에 표 1의 불규칙한 이벤트가 겹친 경우를 기호로 표기했다. 통상적인 계절 조정을 거친 후에도 위에 언급한 이벤트가 발생한 기간에는 평균근로시간이 매우 불규칙한 모습을 보이고 있음을 알 수 있다.

국내에서는 아직 경제활동인구조사의 이러한 문제점들을 보정한 계절 조정 시계열을 공식적으로 제공하고 있지 않고 있으며, 이러한 불규칙성을 해결하기 위한 유일한 시도인 황선웅(2020)은 조사 주와 공휴일/명절/선거일이 겹치는 경우 X-13-A-S 내의 “Holiday Regressor”를 적용하여 불규칙한 휴일효과를 상당부분 제거할 수 있었다. 하지만 주 5일제의 단계적인 적용으로 인해 공휴일과 토요일이 겹치는 경우의 휴일효과의 크기가 시간에 따라 일정하지 않아 (고정된 효

〈Figure 2〉 Average Working Hours in EAPS



Notes: 1) Monthly data, seasonally adjusted without pre-adjustment from Economically Active Population Survey(EAPS) micro data.
2) Average working hours is calculated excluding temporary leave due to business downturn or suspension.

과를 가정한) Holiday Regressor만으로는 불규칙성이 모두 제거되지 않는다. 따라서 황선웅(2020)은 토요일과 겹치는 공휴일 효과의 크기를 다소 자의적으로 설정해야 하였다. 또한, 조사 특성상 휴일이 해당하는 요일이 조사시점에 따라 다르게 나타날 수 있어 공휴일이 해당하는 요일, 공휴일 자체의 시계열 상 효과 변동 등으로 인해 고정효과를 가정하는 Holiday Regressor 방식은 불규칙한 변동을 완전히 제거하지 못하고 있는 것으로 보인다.[14]

본 연구에서는 이러한 한계를 보완하기 위해 조사 주에 공휴일이 겹칠 경우 결측치로 처리하고 해당 관측치를 보간(interpolate)하는 방법을 사용하였다. 이 방법을 사용하는 경우 조사 주와 공휴일이 겹친 주의 정보를 전혀 사용하지 않는다는 단점이 있다. 다만 본 연구에서 사용된 샘플기간 중 16%의 관측치가(1990년 1월부터 2023년 9월까지의 405개 조사 월 중 65개 관측치) 이에 해당되며

14) 황선웅(2020)은 휴일이 토요일과 겹치는 경우의 효과를 휴일이 평일에 겹칠 때 대비 2003년 0.5로 시작하여 2013년에 0.25까지 선형으로 감소한다고 가정하였다. 황선웅(2020) 방법을 사용한 결과는 부록 A 그림 14-(a) 참조.

월별 관측치를 보간하는 것은 일반적으로 상정하는 경기변동 주기(6개월에서 8년)와는 무관하거나 영향이 적을 것으로 판단된다. 본 연구의 결측치 처리 후 보간하는 방법과 황선웅(2020)의 고정 휴일효과 제거 방법을 사용했을 경우를 비교해 보면 황선웅(2020) 방법을 적용한 후에도 공휴일에 간헐적으로 나타나던 불규칙한 변동은 제거되는 반면 그 외의 월에서는 수치의 차이가 크지 않아 보간에 따른 정보 왜곡은 크지 않은 것으로 판단된다.[15)]

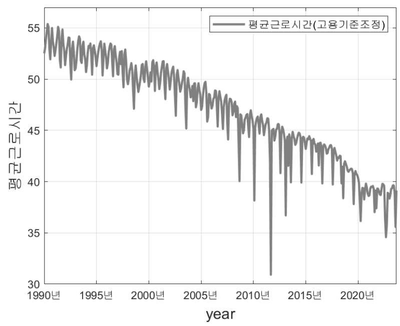
결측치 보간 시 새로 발생하는 문제점은 계절성이다. 우선, 단순한 보간은 계절성을 제대로 고려할 수 없다. 계절 조정을 한 뒤에 보간하는 방법도 있으나 본 연구에서 제기한 이벤트들에 의한 불규칙한 변동으로 인해 계절조정에 왜곡을 가져올 수 있다.[16)] 이러한 문제를 극복하기 위해 본 논문에서는 Gomez and Maravall (1994), Gomez, Maravall and Pena (1999)의 방법을 사용하여 결측치를 보간한다. 계절 조정의 대표적인 방법인 X-13-A-S나 TRAMO-SEATS 모두 사전 조정 단계에서 Seasonal RegARIMA 모형을 사용하는데, RegARIMA 모형은 시계열 주변 데이터를 통하여 결측치를 추정하는 방식으로 보간이 가능하고, 이 과정에서 계절성 또한 반영하여 보간을 할 수 있다는 장점이 있다. Gomez and Maravall (1994)은 Skipping Approach를 통하여 결측치를 보간하는 방법을 제시하였고, Gomez, Maravall and Pena (1999)는 이와 이론적으로 동일한 결과를 가지는 Additive Outlier approach를 제시하였는데, 여기에서는 더 직관적인 의미를 가지는 Skipping Approach를 기준으로 설명한다.

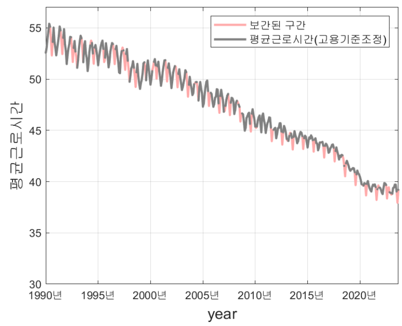
보정 과정은 세 단계로 이루어진다. (1) 결측치를 제외한 상태에서 ARIMA모형을 추정한다. (2) 우도함수(likelihood)가 가장 높게 나오도록 결측치를 보간(Kalman Smoothing) 한다. 대개 시계열의 극단적인 변화가 없을 때 우도가 가장 높으므로 결측치 전후의 추정된 변화분이 결측치에 균등하게 분배되는 경향이 있도록 보간이 이루어진다. 이때 일반적인 Seasonal ARIMA모형이 계절성을 포함하는 월별 변동을 간직하므로 보간 과정에서도 이러한 월별 변동을 반영하여 보간한다. (3) 계절조정 필터를 통해 계절성을 제거한다.[17)]

15) 보다 자세한 비교는 부록 A 그림 14-(a), (b) 참조
16) 일반적인 계절 조정 방식은 이상치(outlier)를 최대한 탐색하여 계절 조정 필터에서 제외하지만, 여전히 그림 2와 같이 휴일과 겹치지 않는 시점에도 (동그라미가 없는 시점에도) 평균보다 높은 방향으로 불규칙한 변동이 있는 것을 확인할 수 있다. 이와 같은 현상이 발생하는 이유는 휴일이 포함되어 근로 시간이 크게 감소하는 경우 이 효과의 일부를 해당 월의 계절성으로 파악하기 때문에 휴일이 포함되지 않은 다른 연도의 같은 월의 자료는 근로 시간을 더 증가시키는 방식으로 계절 조정이 되어야 하기 때문이다.
17) 계절 조정 과정에 대한 더 자세한 설명은 부록 B 참조.

〈Figure 3〉 Average Working Hours before and after Interpolation

(a) Average Working Hours (b) Interpolated Average Working Hours





Notes: 1) Monthly data, series in Figures are not seasonally adjusted.
2) Average working hours is calculated excluding temporary leave due to business downturn or suspension.

그림 3-(a)는 앞서 Ⅲ.1에서 설명한 일시적 휴직을 실업으로 분류하는 고용기준조정을 적용한 후에 계산한 경제활동인구 조사상 평균근로시간이다. 그림 3-(b)는 이 평균근로시간에서 (표 1에 열거한) 불규칙 이벤트를 결측치로 간주한 후 보간한 시계열이다. 불규칙 변동이 거의 없어졌으나 계절성은 여전히 반영된 것을 확인할 수 있다.

Ⅳ. 경제활동인구조사 시계열 보정

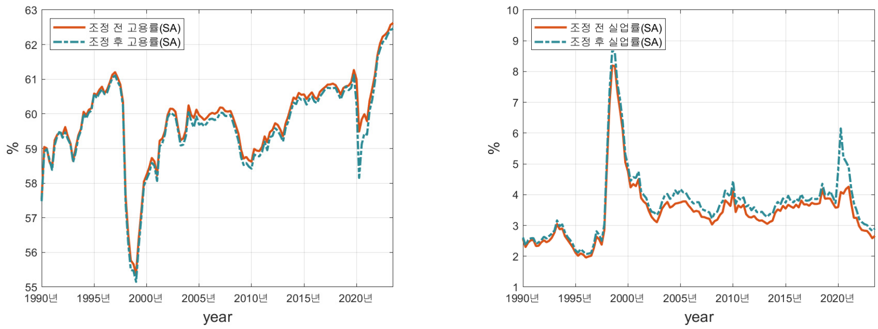
앞서 설명한 조정 방식을 사용하여 경제활동인구조사의 고용 및 평균근로시간 시계열(1990년 1월부터 2023년 9월)을 보정한 결과를 살펴보자.

1. 고용 기준 변경 결과에 따른 고용률 및 실업률

그림 1이 보여주듯이, 사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자는 코로나 위기 이전에는 15세 이상 인구 중 0.1% 수준에 그쳤지만, 코로나 위기 동안 분기별 기준으로 1.28%까지 상승했다. 그림 4-(a)는 이러한 일시 휴직자를 실업자로 재분류하는 고용기준을 적용하는 경우의 고용률을 비교하여 보여준다. 2020년 이전 기간에는 두 시계열이 큰 차이를 보이지 않고 있으나 코로나 위기 기간 중 최대 낙폭을 보인 기간인 2019년 4분기에서 2020년 2분기 사이에 공식고용

〈Figure 4〉 Adjusted Employment and Unemployment Rates

(a) Adjusted Employment Rate (b) Adjusted Unemployment Rate



Notes: 1) Quarterly Data, series in Figures are calculated and seasonally adjusted from EAPS micro dataset by authors.
2) The unemployment classification before 1999 used a 1-week job search criterion, unlike the current 4-week standard.

률의 감소 폭은 1.8%포인트인데 반해 일시 휴직자를 고용에서 제외하면 고용률이 3%포인트나 감소하는 것으로 나타난다.

그림 4-(b)는 해당 일시휴직자의 고용 기준 변경 전과 후의 실업률을 비교한다.[18] 같은 기간 (2019년 4분기에서 2020년 2분기 사이) 공식 실업률이 3.6%에서 4.1%로 0.5%포인트 증가했으나 일시 휴직자들을 실업자로 분류할 경우 실업률이 무려 2.1%포인트 이상 추가로 증가해 이들을 포함한 실업률은 6.2%에 이르러 해당 기간 중 고용의 심각성을 훨씬 잘 반영한다.[19]

2. 평균근로시간 보정 결과

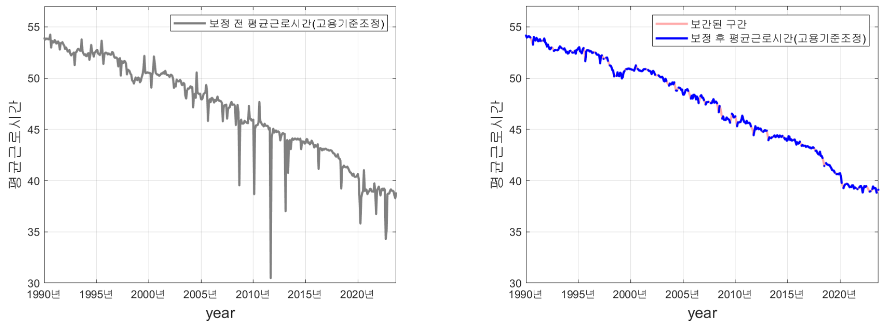
월별 평균근로시간의 경우 경제활동인구조사 주에 휴일(공휴일, 명절, 선거 등) 이 발생한 65개의 자료를 결측치로 취급하고 주변 값을 사용해 보간한 후 계절 조정한다. 그림 5-(a)는 이같은 보정없이 계절 조정한 평균근로시간의 시계열이며 그림 5-(b)는 위에 앞서 Ⅲ.2절에서 소개한 보간과정(그림 3-(b) 참조)을 거친 후 계절 조정한 시계열로서 주간 조사로 인한 불규칙 변동들이 대부분 제거

18) 통계청이 고용률과 실업률의 계절 조정치를 1999년 이전 기간에는 제공하지 않기 때문에 저자가 직접 계절조정을 시행하였다. 다만, 1999년 이전 실업률은 구직 기간 기준이 1주로서 현행 방식(4주)과 다르다.

19) 월별 기준으로는 고용률 감소 폭은 2020년 1월에서 2020년 4월까지 2.37%포인트 감소에서 고용 기준 조정 시 4.37%포인트 감소로 증가하고 실업률 증가 폭은 0.35%포인트 증가에서 3.21%포인트 증가로 증가한다.

〈Figure 5〉 Comparison of Working Hours before and after Adjustment

(a) Seasonally Adjusted Average Working Hours without Adjustment (b) Seasonally Adjusted Average Working Hours with Adjustment



Notes: 1) Monthly Data, series in Figures are calculated and seasonally adjusted from EAPS micro dataset by authors.
2) Average working hours is calculated excluding temporary leave due to business downturn or suspension.

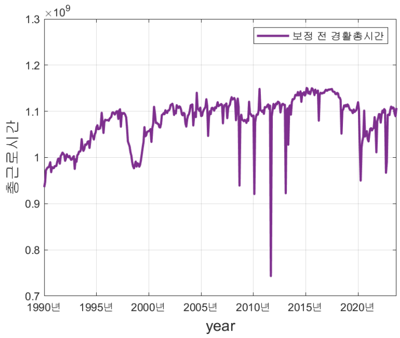
되었음을 확인할 수 있다. 이렇게 불규칙한 변동을 보정하면 보정 전과 달리 1998년, 2008년, 2020년등의 주요 불황기간에만 평균근로시간이 두드러지게 하락하는 것을 쉽게 확인할 수 있다. 부록 A는 본 연구가 제안한 불규칙성 조정 방식과 기타 다른 방법에 의한 조정 결과를 자세히 비교하고 있으며, 본 연구가 제안한 방식이 기타 다른 방법에 따른 조정보다 더 적은 불규칙 변동과 더 높은 경기 동조성을 가짐을 보여준다.

그림 6-(a)와 그림 6-(b)는 각각 그림 5-(a)과 5-(b)의 시계열에 일시 휴직자를 취업자에서 제외한 고용기준을 적용해 계산한 취업자 수를 곱해서 구한 총노동투입시간이다.[20] 보정 전 보였던 불규칙 변동이 대부분 제거되어 총노동투입시간 또한 주요 불황기에 두드러지게 감소하는 것을 확인할 수 있다. 특히 주목할 점은 코로나 시기동안의 (실제 생산에 투입된) 총 노동투입시간의 하락 폭이 1997-1998년 외환위기 시기의 하락폭에 버금가는 수준이었다는 것을 알 수 있다.

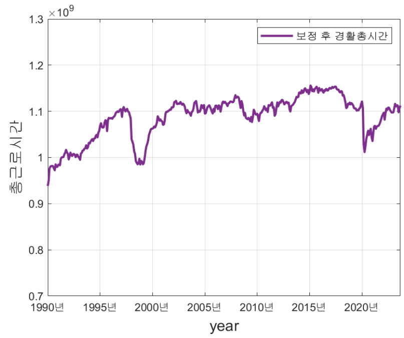
20) 고용과 근로 시간을 각각 계절 조정한 후 곱한 간접법으로 계절 조정됨. 부록 B 참조.

〈Figure 6〉 Comparison of Total Hour before and after Adjustment

(a) Total Labor Input Hour without Adjustment



(b) Total Labor Input Hour with Adjustment



Notes: 1) Monthly Data, series in Figures are calculated and seasonally adjusted from EAPS micro dataset by the authors.
2) Each series represents the product of employment and average working hours. Temporary leave due to business downturns or suspensions is excluded from the calculations of both employment and average working hours.
3) Employment and average working hours are first seasonally adjusted and then multiplied.

3. 보정된 지표를 활용한 고용과 생산의 동조성 분석

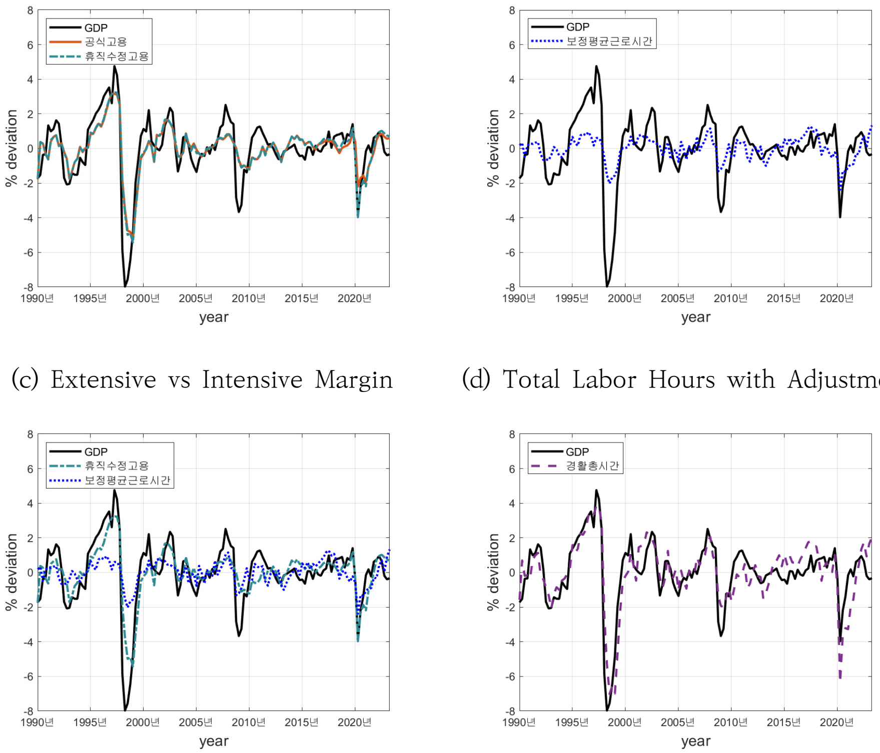
고용과 생산은 거시 경제 모형과 분석에 있어 가장 중요한 변수라고 할 수 있다. 이 절에서는 본 연구가 제시한 보정 방법이 고용과 GDP 간의 상관계수 및 고용의 GDP에 대한 탄력성(오쿤의 계수)에 어떤 영향을 미치는지 살펴보자. GDP의 순환변동치로는 한국은행의 분기별 계절 조정 실질 GDP에 로그를 취한 뒤 Hodrick-Prescott 필터($\lambda = 1600$)를 적용하여 추출한 순환 성분을 사용한다. 고용지표는 총 4가지를 사용한다: (1) 경제활동인구조사의 고용기준 조정 전 공식 취업자 수, (2) 일시휴직자를 제외한 고용기준 조정된 취업자 수, (3) 고용기준 조정된 취업자 대상으로 공휴일 보정한 평균근로시간, (4) 고용기준 조정된 취업자 수에 보정된 평균근로시간을 곱한 총노동투입시간. 이들 4가지 고용지표에 대한 순환변동치(지표의 로그값을 Hodrick-Prescott 필터($\lambda = 1600$)를 적용하여 추출한 순환 성분)도 같은 방법으로 계산한다.

그림 7-(a)는 고용기준 조정 전후 고용과 GDP의 순환성분들을 비교하여 그린 것으로서 2020년 코로나 시점에 낙폭이 크게 증가하는 것을 확인할 수 있다. 그

〈Figure 7〉 Business Cycle and Adjusted Labor Statistics

(a) Employment with Adjustment (b) Working Hours with Adjustment

(c) Extensive vs Intensive Margin (d) Total Labor Hours with Adjustment



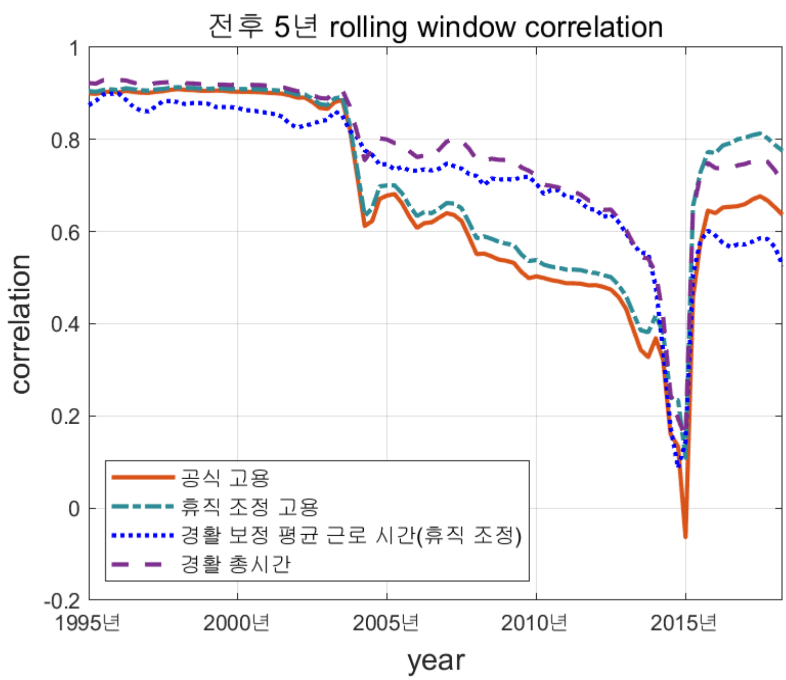
Note: Quarterly data, cycle component after applying the HP filter (λ=1600).

림 7-(b)는 일시 휴직자를 제외하는 고용 기준을 적용한 뒤 휴일 효과를 보정한 평균근로시간과 GDP를 비교한 것이다. 그림 7-(c)는 보정된 노동의 두 마진 (고용기준이 조정된 취업자 수와 휴일효과가 보정된 평균근로시간)으로서 1998년 외환 위기까지는 취업자 수의 변동성이 평균근로시간의 변동성보다 크게 나타났으나 2000년 이후로는 두 마진의 변동성이 거의 엇비슷해지는 것으로 보여주고 있다. 그림 7-(d)는 총노동투입량(고용기준이 조정된 취업자 수*보정된 평균근로시간)으로서, 보정 후 두 마진 (extensive 와 intensive margin)을 함께 고려한 총노동투입은 GDP와 변동성이 거의 비슷해지는 것을 확인할 수 있다.

이제 고용과 생산의 동조성을 구체적인 수치로 살펴보자. 우선 각 노동 지표와 GDP의 순환 성분들간의 상관계수를 10년 단위로 계산해 보았다. 그림 8에 따르면, 공식 고용 지표(주황색 실선)와 GDP의 상관계수는 98년 외환 위기가 10년 단위 분석기간으로부터 빠지게 되는 2004년을 기점으로 0.9에서 0.6으로 크게

감소했다. 일시 휴직자를 취업자에서 제외하는 고용기준을 적용하면(녹색 점선) 고용과 생산의 상관관계가 공식고용지표를 사용할 때보다 약간 높게 나타나는 것을 확인하였다. 특히 코로나 이후기간에는 보정 후 고용지표의 GDP와의 상관계수는 0.8로서 공식고용지표를 이용한 0.65보다 훨씬 높다. 취업자 수와 평균 근로시간 모두 보정한 총근로시간(보라색 굵은 점선)의 경우 GDP와의 동조성이 가장 크며 특히 2004년 이후기간에 대해서는 총근로시간의 GDP와의 상관계수가 공식고용지표 대비 0.53에서 0.69로 크게 증가한다.[21),22)]

〈Figure 8〉 Correlation between GDP and Labor Statistics



Notes: 1) Each point represents the correlation with GDP over a 10-year period centered on that quarter.
2) Correlations are calculated with quarterly cycle components after applying the HP filter (λ=1600).

21) 그림 8의 2004년 1분기 이후 경활 총시간과 공식 고용의 상관계수의 단순 평균 값을 비교한 것임.

22) 그림 8에서 2015년 전후로 상관관계가 크게 약화되는 것은, 2015년 전후가 포함하는 구간이 금융위기가 끝나가는 2010년 1분기 ~ 코로나 위기가 시작되는 2020년 1분기로 이 시기 경기 변동의 크기 자체가 매우 적기 때문으로 보인다.

이제 노동시장과 생산시장 간의 연계 정도를 나타내는 오쿤의 계수를 살펴보자. 오쿤의 계수는 고용의 GDP에 대한 탄력성으로서 아래와 같은 회귀식을 사용해 추정할 수 있다.[23] 즉, 생산이 추세대비 1% 증가할 때 고용은 추세대비 β% 변화하는 것으로 해석한다.

$$\widehat{Labor}_t = c + \beta^* \widehat{GDP}_t + \epsilon_t \tag{1}$$

그림 9는 각 시점에서 전후 5년을 포함하는 자료를 이용해 추정한 (rolling window regression) 오쿤의 계수를 그린 것이다. 우선 공식고용지표의 GDP에 대한 탄력성은 1990년대 0.6에서 시작해 외환위기 기간이 추정기간에서 제외되는 2004년 부터는 0.33 내외로 하락한 후 2008년에 이르면 0.22까지 하락한다. 코로나 기간이 포함되는 2015년 이후 오쿤의 계수는 다시 높아지기 시작해 2018년에 이르면 0.54로 증가한다.

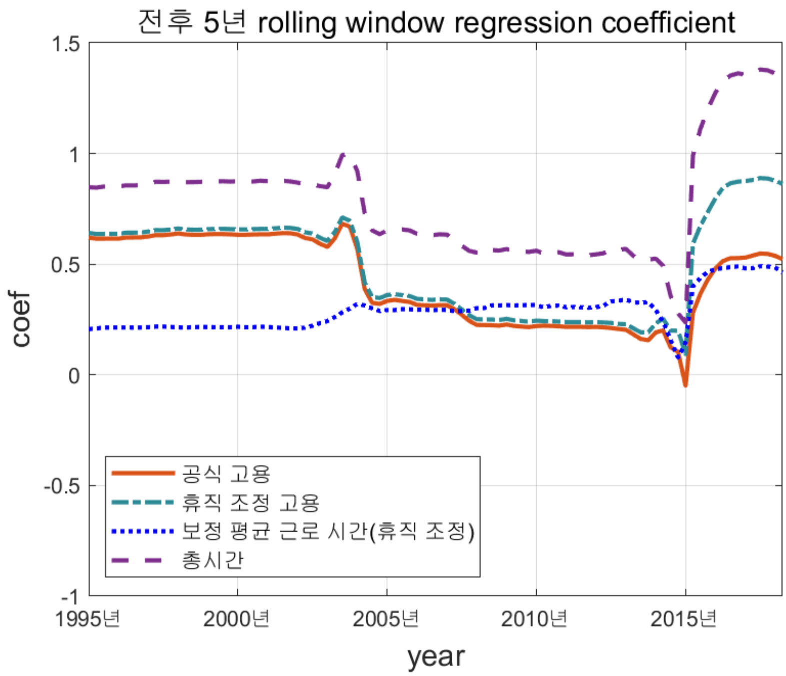
일시 휴직자를 취업자에서 제외한 조정 고용지표는 2015년까지는 공식고용지표와 큰 차이를 보이지 않지만 코로나 기간이 포함되기 시작하면서 크게 증가해 2018년에는 0.88에 이르러 고용 기준 수정 시 고용의 GDP에 대한 탄력성이 공식지표보다 약 63% 증가한다.[24]

평균 노동시간을 고용지표로 사용할 때 오쿤의 계수는 1990년대 0.21에서 출발해 외환위기가 제외되는 2005년경 기점으로 다소 증가해 2008년 이후에는 고용보다 탄력성이 더 커진다. 이는 추측컨대 노동시장에서 고용의 경직성이 증가해 intensive margin인 노동시간을 통한 조정에 더 의존하는 것으로 보여진다. 코로나 기간이 추정에 포함되기 시작하는 2015년부터는 오쿤의 계수가 더 상승해 2018년에는 0.48에 이른다. 노동의 두 마진을 모두 포함한 총 노동시간을 사용한 오쿤의 계수는 1990년대 0.85를 시작으로 감소하기 시작해 2004년에는 0.65까지 하락하고 2008년에는 0.55에 이르고, 코로나가 포함되는 2015년을 기점으로는 크게 다시 증가하여 2018년에는 1.36에 이른다.

23) $\hat{x}_t$는 x_t의 순환변동치로서 HP필터로 추세를 제거한 후 남은 로그 순환 성분을 의미함.

24) 코로나 기간(2020년 1분기에서 2023년 2분기)만 살펴보면 오쿤의 계수는 공식고용지표를 사용했을 때 0.6이며 수정된 고용지표를 사용하면 0.98에 이른다.

〈Figure 9〉 Labor Statistics Elasticity to GDP (Okun's Coefficient)



Notes: 1) Each point represents the regression coefficient of GDP over a 10-year period centered on that quarter.
2) Regression coefficients are calculated with quarterly cycle components after applying the HP filter (λ=1600).

V. 추가 분석

경제활동인구조사의 한계점을 보완하기 위하여 (1) 일시 휴직자의 일부를 취업자에서 제외한 고용지표와 (2) 불규칙한 휴일효과를 보정한 평균근로시간을 계산하고 이러한 보정이 노동의 생산과의 상관계수 및 생산에 대한 탄력성에 상당히 큰 영향을 준다는 것을 보였다. 본 장에서는 새로운 고용지표를 활용하여 5가지 추가 분석 제시함으로서 새롭게 보정된 고용지표가 다양한 경제분석에 이용될 수 있음을 보인다.

첫째, 사업체노동력조사 자료를 경제활동인구조사에 결합하여 보다 정확한 총근로시간을 시산한다. 사업체노동력조사는 해당 월의 전체 근로시간을 측정하기 때문에 경제활동인구조사가 가지고 있는 문제점(15일이 포함된 주를 기준으로 근로시간을 계산)으로부터 자유롭다. 그러나 사업체노동력조사는 자영업자를 포

함하지 못한다는 단점이 있다. 자영업자의 비중이 큰 우리 경제의 현실을 감안하면 자영업자를 제외하는 것은 경제 전체의 고용상황을 제대로 반영하기 어려울 수 있다. 두 자료가 지닌 각각의 장점을 결합하여 보다 정확한 총노동시간을 시산한다. 두 번째 추가 분석으로는 보정된 노동지표가 필립스곡선에 어떤 영향을 주는지 살펴보도록 한다. 세 번째 추가 분석은 노동의 질을 반영한 총유효노동시간 시산이다. 넷째, 통계청이 제공하는 고용보조지표와 보정된 실업률을 비교한다. 다섯째, 보정된 고용 및 근로시간이 고용의 후행성 (GDP와의 시차 상관계수)에 미치는 영향을 살펴본다. 본문에서는 앞의 세 가지 분석 결과만 다루고 마지막 두 개의 추가 분석은 부록 C와 부록 D를 참고하기 바란다.

1. 사업체노동력조사를 활용한 평균근로시간 시산

경제활동인구조사와 달리 사업체노동력조사는 (15일이 포함된 주가 아닌) 월간 근로시간을 측정한다. 하지만 사업체 노동력조사는 자영업자를 포함하지 못한다는 단점이 있으며, 조사의 대상이 되는 사업체 또한 시간에 따라 달라져 왔다.[25] 두 자료의 장점을 활용하기 위해 (1) 사업체노동력조사의 월별근로시간과 (2) 경제활동조사의 자영업자와 상용근로자의 수의 비율을 결합하여 경제전체의 평균근로시간을 계산한다. 구체적으로 아래 식을 사용해서 계산한다.[26]

$$\text{경제전체의평균 근로시간} = (\text{경제활동 조사의 상용근로자 비율})^* \\ (\text{사업체노동력 조사의 상용근로자 근로시간}) + \sum_{i=2}^{6}(\text{경활 종사상 지위별 비율}_i{}^* \\ \text{경활 상용 근로자 대비 근로시간비율}_i{}^* \text{사업체 상용 근로자 근로시간}) \qquad (2)$$

이와 같은 시산을 위해서는 우선 경제활동인구조사의 종사상 지위별 근로시간의 상용근로자 대비 비율을 활용해야 하지만 이 비율 역시 명절, 휴일에 따른 불

25) 1999년 3월 이전까지는 상용 근로자 10인 이상, 1999년 3월 ~ 2008년 2월까지는 상용근로자 5인 이상, 2008년 3월 ~ 2010년 12월까지는 상용근로자 1인 이상, 2011년 1월 이후는 종사자 1인 이상의 기업을 대상으로 조사가 이루어져 왔으며, 상용 근로자의 정의 또한 2002년 1월 고용계약기간 1개월에서 1년 이상으로 변경되었다. 2011년 이후 조사 기준이 상용근로자에서 종사자로 변경됨에 따라 기업체 규모에 일관적인 기준을 적용할 수 없어 본 논문에서는 항상 조사된 전체 기업체 기준의 상용 근로자 평균근로시간 데이터를 사용하며, OECD에 제공되는 전체 근로시간 또한 이러한 방식으로 산출된다.

26) 아래 식의 상용 근로자를 제외한 종사상 지위(i)는 각각 임시근로자($i=2$), 일용근로자($i=3$), 고용원이 있는 자영업자($i=4$), 고용원이 없는 자영업자($i=5$), 무급 가족 종사자($i=6$)이다.

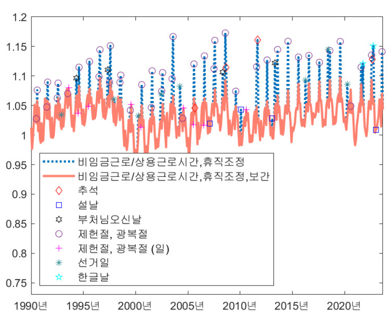
규칙성을 포함할 것으로 예상된다.27) 상용근로자와 달리 자영업자의 경우 불규칙한 휴일(대체공휴일, 음력 명절, 선거일)에도 일하는 시간이 상당할 것으로 예상되며 어느 요일(주중, 주말)에 위와 같은 휴일 이벤트가 발생하는가에 따라 근로시간에 미치는 영향이 다를 것으로 예상된다.

그림 10-(a)는 상용근로자와 비임금 근로자의 근로시간 비율이다. 점선은 원자료를 바탕으로 그린 것이고, 실선은 앞서 Ⅳ.2.에서 제안한 보간 방법을 이용해 각 종사상 지위별 평균근로시간을 보간한 뒤 비율을 계산한 것이다. 비임금 근로자의 상용근로자 대비 근로 시간의 비율이 불규칙한 휴일이 발생한 시기에 크게 증가함을 확인할 수 있다.28) 그러므로, 불규칙 휴일의 문제점을 보정하지 않은 상태에서 월별근로 시간을 시산하면 총 근로시간 시계열에 상당한 불규칙성이 포함될 것이라 예상할 수 있다.29)

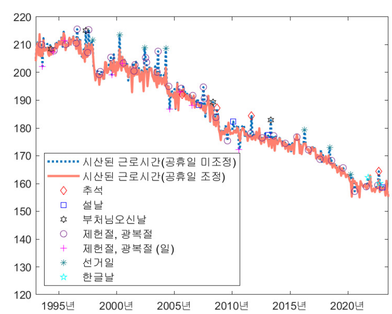
본 절에서는 사업체노동력조사의 1993년 1월부터 2023년 7월까지의 자료에

〈Figure 10〉 Average Working Hours from LFSE Data

(a) Ratio of Working Hours: Non-Wage to Regular Workers



(b) Comparison of Average Working Hours before and after Adjustment



Notes: 1) Working Hour Ratios are calculated and interpolated from EAPS by the authors.
2) Figure (b) is calculated using working hours of regular workers in Labor Force Survey at Establishments (LFSE) and working hours ratio in EAPS

27) 경기 변동에 대해 종사상 지위별 근로 시간 비율이 안정적이라면 연간 평균을 사용할 수 있으나 그림 10-(a)에 따르면 이 비율은 상당한 변동성을 가지고 있음을 알 수 있다.

28) 그림 10-(a)에서 보라색 동그라미(○)는 제헌절, 광복절이 일요일과 겹치지 않는 경우를 나타내고, 분홍색 플러스(+)는 제헌절, 광복절이 일요일에 겹치는 경우를 표시하는데, 휴일 효과가 있는 경우 (보라색 동그라미)보다 휴일효과가 없다고 할 수 있는 경우(분홍색 플러스)보다 체계적으로 비율이 더 높은 것을 확인할 수 있다.

29) 본 논문의 주된 목표가 노동시간과 경기변동과의 체계적 관계성을 확인하는 것이므로 연도별로 불규칙하게 존재하는 휴일 효과가 제거된 일관적인 시산 방법을 사용하는 것이 합리적이라 판단한다.

대하여 조사대상 상용근로자 모두를 포함하여 반영하였다. 이는 OECD에서 제공하는 통계치와 동일한 방법이며 다만, 사업체노동력조사의 조사대상 기준이 근로자 수에 따라 여러 차례 변경됨에 따라 시기별로 표본대상이 다를 수 있다는 점은 유의하여야 할 것이다.

그림 10-(b)는 사업체노동력조사의 상용근로자 근로시간을 경제활동인구조사의 종사상 지위별 근로시간 비율(휴일 보간 전후)을 결합하여 시산한 월평균 근로시간을 나타낸다.[30] 그림 10-(a)와 일관적으로, 휴일의 관측치를 보간하지 않은 원 시계열을 활용하여 시산한 경우 휴일이 겹치는 기간에 근로시간이 특히 증가하는 반면, 조사 대상 제헌절, 광복절이 일요일인 경우에는 계절 조정 필터의 영향으로 근로시간이 특히 감소하는 모습을 보이는 것을 확인할 수 있다.[31] 경제활동인구조사의 불규칙 공휴일을 보간하여 보정한 종사상 지위별 근로 시간 비율을 적용한 경우 이러한 불규칙한 변동이 상당 부분 제거되는 것을 확인할 수 있다.

그림 11-(a)의 점선과 실선은 각각 그림 10-(b)의 공휴일 조정 전후 시산한 근로시간 시계열을 사용하여 상관계수를 계산한 것이다. 시산한 근로시간과 여기에 경제활동인구조사의 고용 기준이 조정된 취업자 수를 곱한 총 시간 모두 공휴일 조정 후 상관관계가 더 높아지는 것을 확인할 수 있다. 공휴일을 보정한 후 시산한 사업체노동력조사의 근로시간은 경제활동인구조사를 기반으로 한 경우와 비교할 때 추세적 변화는 비슷한 모습을 보이지만(그림 11-(b)). 변동성에 있어서는 경제활동인구조사를 토대로 한 경우보다 크게 나타난다 (그림 11-(c)).[32] 또한 추세를 제거한 순환 변동치를 이용했을 때 보정된 두 시계열의 GDP와의 상관관계는 거의 비슷했다 (그림 11-(d)).

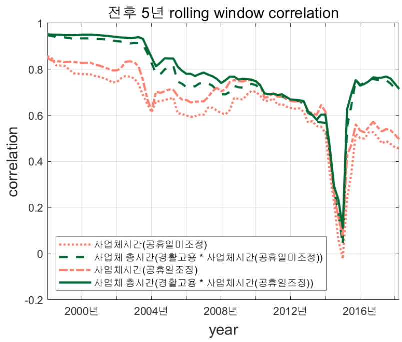
30) 2008년 3월 이전의 사업체노동력조사는 상용근로자의 근로시간만 조사하였으며 시계열의 일관성을 위해 전 기간에 걸쳐 사업체노동력조사의 상용근로자 근로시간과 경제활동인구조사의 상용근로자 근로시간 대비 타 종사상 지위 근로시간 비율, 취업자 비율을 활용 시산하였다. 계절 조정은 한국은행의 BOK-X-12-ARIMA를 사용하였다.

31) 제헌절, 광복절에 시산된 근로시간이 비임금 근로자의 근로시간 비율 증가에 의해 증가하므로 이를 계절성이나 휴일 효과로 파악할 경우 그러한 효과가 없는 일요일이나 효과가 적은 주 5일제 시행 이후 토요일에는(2009년, 2020년) 시산된 근로시간이 불규칙하게 감소한다.

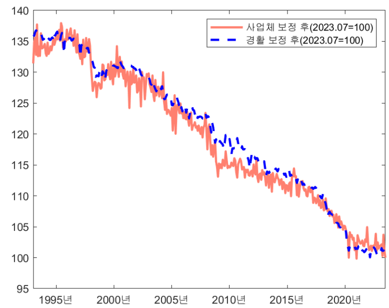
32) 두 조사 자료가 동시에 데이터가 존재하는 1993년 1월부터 2023년 7월까지 경제활동인구조사의 순환 성분의 표준 편차는 0.77%이지만 사업체노동력조사의 순환 성분의 표준 편차는 1.27%이다.

〈Figure 11〉 Labor Statistics from EAPS and LFSE Data

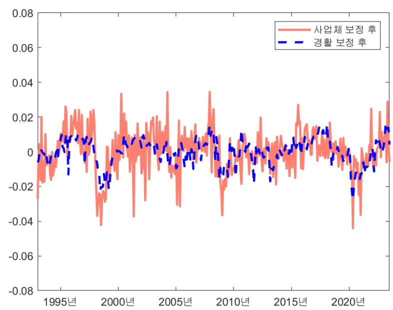
(a) Correlation with GDP:
LFSE before and after Adjustment



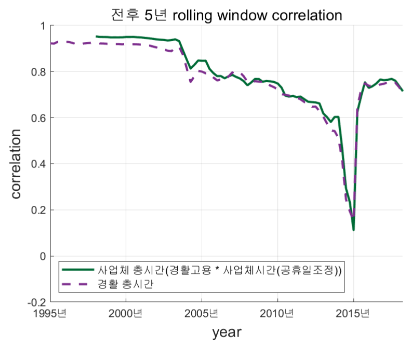
(b) Average Working Hours:
EAPS vs LFSE



(c) Average Working Hours Cycle:
EAPS vs LFSE



(d) Correlation with GDP:
EAPS vs LFSE



Notes: 1) Each point in Figures (a) and (d) represents the correlation with GDP over a 10-year period centered on that quarter.
2) Cycle component in Figure (c) is monthly data and calculated using HP filter (λ=129600).

2. 필립스곡선 분석

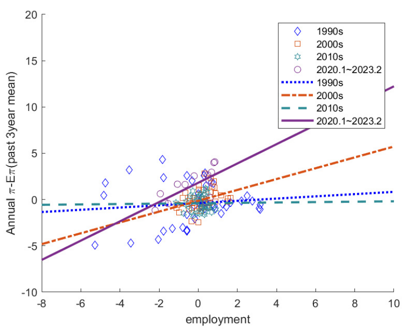
필립스곡선은 거시경제 모형에서 실물부문과 명목부문을 연결하는 중요한 고리다. 이 절에서는 새로운 고용지표가 필립스곡선에 어떠한 변화를 주는지 살펴본다. 필립스곡선의 위치는 기대 인플레이션에 따라 크게 변하므로, 추정시 기대 인플레이션 부분을 조정한 예상치 못한 인플레이션(=실제 인플레이션-기대 인플레이션)을 사용해야 한다. 기대 인플레이션은 단순한 backward looking adaptive expectation을 가정하고 직전 3개년의 평균 인플레이션을 사용했다. 실물부문을 나타내는 지표로는 다음 4가지를 사용했다: (1) 경제활동인구조사상

공식 취업자 수, (2) 경제활동인구조사의 임시 휴직자 고용기준 조정 후 취업자 수, (3) 경제활동인구조사에서 휴직과 불규칙 공휴일을 보정하여 구한 총노동시간, (4) GDP. 모든 시계열은 계절 조정 후 HP 필터를 통해 추세를 제거한 순환 성분이다.

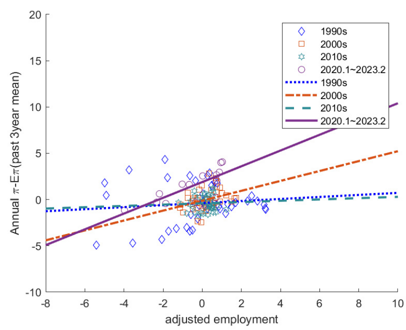
그림 12-(a)는 경제활동인구조사의 공식취업자수를 사용했을 경우의 필립스 곡선이다. 기대인플레이션 및 공급측 충격에 따른 단기 필립스곡선의 이동을 감안해 10년 단위로 필립스 곡선의 기울기를 OLS를 이용해 추정한 회귀선을 함께 그렸다. (OLS 추정치는 표 2를 참조) 1990년대에서 2010년대까지 기간을 보면 필립스 곡선의 기울기가 기간에 따라 매우 완만하거나 심지어 반대의 부호를 보여 전통적인 필립스 곡선이 사라졌다는 기존의 연구 결과를 확인할 수 있다. 코로나 기간이 포함된 2020년대 (2023년 3월까지, 보라색)에는 기울기가 커지며

〈Figure 12〉 Philips Curve Comparison

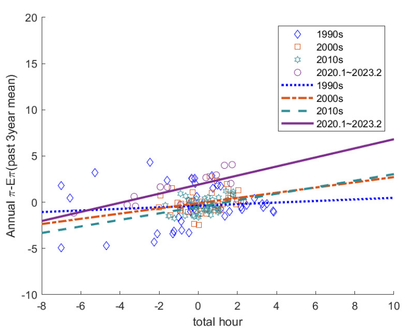
(a) Philips Curve: Official Employment



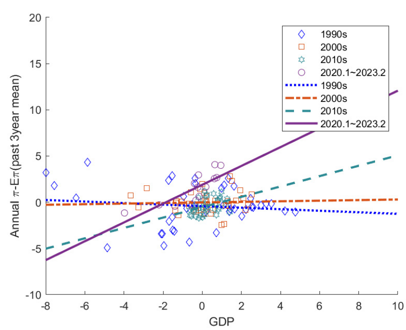
(b) Philips Curve: Adjusted Employment



(c) Philips Curve: Total Labor Hours



(d) Philips Curve: GDP



Note: Y axis is current annual inflation minus previous 3-year average inflation

〈Table 2〉 Slope of Philips Curves using Each Statistic

실물지표 변수 / 기간	1990년대	2000년대	2010년대	2020.1~2023.2
취업자 수(공식)	0.121(0.173)	0.586(0.252)*	0.021(0.302)	1.042(0.311)*
고용 기준 조정 취업자 수	0.11(0.169)	0.535(0.243)*	0.07(0.273)	0.852(0.196)*
총 노동 투입 시간	0.086(0.13)	0.282(0.154)	0.354(0.142)*	0.492(0.133)*
GDP	-0.083(0.12)	0.032(0.803)	0.561(0.218)*	1.019(0.224)*

Notes: 1) Numbers outside the parentheses represent the regression coefficients of the Phillips Curve, while the numbers inside the parentheses are the standard errors.
2) An asterisk (*) indicates statistical significance at the 5% level.

필립스 곡선이 “정상”으로 돌아온 것 또한 확인할 수 있다. 고용기준을 조정한 취업자수를 사용한 그림 12-(b)에도 이같은 패턴에 큰 변화는 없으나 고용기준 조정한 취업자 수가 경기에 보다 민감하게 움직이기 때문에 필립스곡선의 기울기는 조금 더 완만해진다 (특히 2020년대). 그림 12-(c)는 총노동투입을 사용한 것으로 전체적으로 기울기가 더욱 완만해지는데, 이는 총 노동투입이 노동의 두 마진을 모두 반영하기 때문에 노동지표의 변동성이 커지기 때문이다. 따라서 희생비율(sacrifice ratio, 인플레이션을 낮추기 위해 감수해야 하는 고용 감소폭)은 더 커진다. 특히 2020년대의 경우 공식고용지표를 사용한 필립스 곡선에 비해 보정한 노동지표를 사용할 경우 그 기울기가 절반으로 감소한다. (1.042 vs 0.492). 그림 12-(d)는 고용 대신 GDP를 실물지표로 사용한 것으로서 필립스 곡선의 기울기가 통계적으로 유의한 시기와 기울기 추정값이 변하는 패턴에 있어 그림 12-(c)의 보정된 총근로시간을 사용한 경우와 가장 유사하다.

3. 고용의 질을 반영한 지표

일반적인 고용지표는 취업자 수 또는 근로시간을 측정하기 때문에 일자리 내지는 실제 투입되는 노동의 질이 반영되지 않는다. 각 시점에서 경제가 창출해낸 고용의 성과를 평가할 때 새로 만들어진 일자리의 질을 반영하는 것이 더 바람직할 것이다. 아울러 개별 근로자가 실제로 생산에 기여하는 정도는 그 노동자의 생산성 및 노동강도에 따라 다르다고 볼 수 있다. 따라서 실제로 투입되는 유효노동의 양은 단순한 취업자 수나 평균근로시간으로 측정하는 것과는 상당히 다

를 수 있다. 이 절에서는 노동의 질을 반영한 고용지표를 계산하고 질을 반영한 지표를 사용할 경우 기존 지표와 얼마나 다른 특성을 나타내는지 살펴본다.

노동의 질을 측정하는 것은 매우 어려운 문제다. 노동의 질 또한 항상 고정된 것이 아니라 시간에 따라 변하기 때문에 매우 정밀한 패널데이터를 활용하는 것이 효과적이겠지만, 본 절에서는 성별, 연령별, 교육 집단별 평균임금을 노동의 질의 대리 변수로 가정하고 이를 가중치로 사용한 노동 총량 시계열을 구성하고 분석한다. 성별, 연령별, 교육 집단별 노동의 질이 시간이 변해도 (그 집단의 해당기간의 평균임금 수준으로) 일정하다는 것을 암묵적으로 가정한다.

개별 집단의 근로시간과 평균임금은 매년 8월 실시되는 경제활동인구조사의 근로형태별 부가조사를 활용하여 임금근로자의 집단별 평균임금과 평균근로시간을 계산하여 사용한다. 분석 기간은 이들 자료가 존재하는 2001년부터 2022년까지로 한정한다. 노동의 질을 반영하는 가중치는 각 노동자의 지난 3개월 평균소득을 근로시간으로 나눈 값의 집단별 평균으로서, 50~55세 남성 대졸자 평균을 기준으로 정규화하였다. 집단의 구분은 성별, 연령별(25세 이하, 25~29, 30~34, 35~39, 40~44, 45~49, 50~54, 55~59, 60~64, 65세 이상으로 총 10개), 교육 수준별 (고졸 이하, 전문대졸, 대졸, 대학원 졸 이상 총 4개)로 총 80(=2×10×4)개의 세부집단으로 구분하였다. 이들 집단의 가중치를 연도별로 구한 후 이들을 단순평균 낸 값을 해당 집단의 노동의 질을 반영하는 가중치로 사용한다.

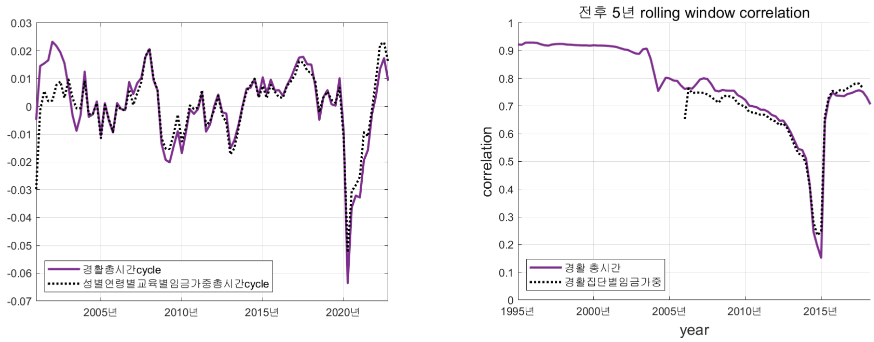
그림 13-(a)는 노동의 질을 반영한 지표와 공식 노동 지표를 비교한 것이다.[33] 초반 부분을 제외하면 두 시계열이 아주 큰 차이를 보이지는 않는다. 노동의 질을 반영할 때 변동성이 약간 감소하는 것은 불황 시 미숙련 노동자가 직장을 잃을 확률이 높으며 호황 시 신규 진입하는 노동자가 기존 근로자 대비 임금이 낮기 때문이다(소위 말하는 counter-cyclical composition effect). 그림 13-(b)를 보면 노동의 질을 반영한 지표와 GDP와의 동조성 또한 노동의 질을 반영을 하지 않은 지표 대비 조금 작게 추정되는데 이 또한 같은 이유(counter-cyclical composition effect)로 설명될 수 있다.

33) 고용 기준과 휴일은 두 지표 모두 조정된 상태이다.

〈Figure 13〉 Indicator Adjusted for Labor Quality

(a) Total Labor Input Adjusted for Labor Quality

(b) Correlation with GDP adjusted for Labor Quality



Notes: 1) Labor quality is adjusted using the average hourly wage for each stratum.
2) Each point in Figure (b) represents the correlation with GDP over a 10-year period centered on that quarter.

Ⅵ. 결론

본 논문은 공식고용지표로 자주 사용되는 경제활동인구조사의 취업자 수와 평균근로시간이 실제로 생산에 투입되는 노동의 양을 완전히 반영하지 못할 가능성을 지적하고, 이를 보완한 지표를 제안하였다. 첫째, 경제활동인구조사에서 취업자로 분류되는 “사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자”는 생산에 고용된 노동에서 제외한다. 둘째, 경제활동인구조사의 월별근로시간(매월 15일이 속한 주의 근로시간 기준)이 갖는 불규칙성(음력 명절, 대체휴일 유무, 선거 등)을 보정한다.

고용 기준을 조정할 경우 생산활동의 변동이 심했던 코로나 이후 기간에 대해 고용과 GDP의 상관계수가 0.7에서 0.83으로 상승했다. 같은 기간에 대해 고용의 GDP에 대한 탄력성(오쿤의 계수)도 63% 증가하였다. 불규칙한 이벤트로 발생한 노동시간을 보정해 산출한 총근로시간과 GDP의 상관계수는 2000년 이후 기간에 대해 공식고용지표 대비 0.53에서 0.68로 증가했다. 이는 외환위기 이후 노동 투입의 변동에서 노동시간 변화가 차지하는 비중이 더 높아진 노동시장 변화에 기인한 것으로 보인다.

본 논문에서는 경제활동인구조사의 경우 해당 주에 불규칙적인 이벤트가 겹칠 경우 발생하는 문제를 보완해 고용상황을 보다 잘 반영하는 지표 개선 방안을 제

안하였다. 그러나 경제활동인구조사 자체를 음력 명절, 선거 등의 영향이 최소화되도록 개선하는 것이 더 근본적인 해결책이라고 생각된다. 예를 들어, 휴일이나 명절이 겹치는 경우 적극적으로 조사 주를 확대하거나 변경하는 것을 고려하는 것도 하나의 대안이 될 수 있을 것으로 보인다.[34]

〈참고문헌〉

경제활동인구조사(공공용). (2023). [Data set]. https://doi.org/10.23333/P.101004.001

김유빈, 강신혁, 김도형, 김지운, 우석진, 최광성, and 최충. "코로나19 위기 시 고용유지지원제도의 고용효과." 고용노동부, 한국노동연구원, 2021.

송상윤, 배기원. "우리나라의 고용의 질 평가" BOK이슈노트 22, (2022)

신관호. "한국은행의 목적조항에 고용안정을 추가하는 것이 바람직할까?" 한국경제의 분석 28, no. 2 (2022): 51-97.

이긍희. "한국경제시계열의 계절조정방법 (X-12-ARIMA 법을 중심으로)." 경제분석 4, no. 1 (1998): 205-242.

이긍희. "한국형 계절변동조정 프로그램 BOK-X-12-ARIMA." 응용통계연구 13, no. 2 (2000): 225-236.

이긍희,『매월노동통계 계절변동조정 연구』, 노동부 연구용역보고서, 한국통계학회. (2004)

이준석, 장용성, and 최영두. "생산, 고용, 물가 관계의 변화." 경제학연구 70, no. 1 (2022): 33-51.

통계청,『경제활동인구조사』통계정보보고서 2023. 9.

황선웅. "경제활동인구조사 주당 노동시간 자료의 계절성 분석" 산업연구(JIET) 4, no.2 (2020) : 104-134.

Australian Bureau of Statistics. “Labour Force, Australia Methodology”, Latest Release, June 2024 (2024)

Botelho, Vasco, Agostino Consolo, and António Dias da Silva. "A preliminary assessment of the impact of the COVID-19 pandemic on the euro area Labor market", *ECB Economic Bulletin*, Issue 5 (2020)

Carrillo-Tudela, Carlos, and Ludo Visschers. "Unemployment and Endogenous Reallocation over the Business Cycle." Econometrica 91, no. 3 (2023): 1119-53.

Eurostat, “EU labour force survey - correction for breaks in time series.”,

34) 2002년 이전에는 임시 지침에 따라 경제활동인구조사와 명절이 겹칠 경우 조사 주를 변경했다. 2013년부터는 조사 주에 3일 이상 공휴일이 겹치는 경우에만 변경하도록 지침화 되었다(황선웅, 2020).

Accessed November 4, 2023.
https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_labour_force_survey_-_correction_for_breaks_in_time_series#Comparability_over_time_-_correction_of_breaks_in_time_series.

Gómez, Víctor, and Agustín Maravall. "Estimation, Prediction, and Interpolation for Nonstationary Series with the Kalman Filter." *Journal of the American Statistical Association* 89, no. 426 (1994): 611-24.

Gómez, Víctor, Agustín Maravall, and Daniel Peña. "Missing Observations in ARIMA Models: Skipping Approach versus Additive Outlier Approach." *Journal of Econometrics* 88, no. 2 (1999): 341-63.

ILO, "ICLS-19 Resolution I: Resolution concerning statistics of work, employment and labour underutilization". (2013)

Mercan, Yusuf, Benjamin Schoefer, and Petr Sedláček. "A Congestion Theory of Unemployment Fluctuations." *American Economic Journal: Macroeconomics* 16, no. 1 (2024): 238-85.

Nir Jaimovich, Henry E. Siu. "Job Polarization and Jobless Recoveries." *The Review of Economics and Statistics* 102, no. 1 (2020): 129-47.

Palmer, Nicholas, and Matthew Hughes. "Labour Force Survey: Reweighting and Seasonal Adjustment Review 2008." *Economic & Labour Market Review* 2, no. 6 (2008): 33-42.

Statistics Canada, "Guide to the Labour Force Survey 2020". (2020)

Tiller, Richard B., and Thomas D. Evans. "Methodology for seasonally adjusting national household labor force series with revisions for 2010." *CPS Survey Methods Publications* (2010).

United Nations Economic Commission for Europe, "Practical Guide to Seasonal Adjustment with JDemetra+". (2020)

U.S. Bureau of Labor Statistics, "CPS Concept and Definitions.", Accessed November 4, 2023. https://www.bls.gov/cps/definitions.htm.

부록 A. 평균 근로 시간 보정 방법 비교

본 연구에서는 음력 명절, 대체휴일 등으로 발생하는 불규칙성을 보정 하기 위하여 보간 방법을 사용하였다. 일반적으로 사용되는 Holiday Regressor를 사용하지 않은 이유는 다음과 같다. Holiday Regressor의 경우 시계열 전체에서 일정한 효과를 가정하는데, 우리나라의 경우 주 5일제의 단계적인 도입으로 인해 공휴일과 토요일이 겹치는 경우의 휴일 효과가 시간에 따라 다르다. 또한 공휴일이 발생하는 요일도 일정하지 않다. 황선웅(2020)의 경우 휴일이 토요일과 겹치는 경우의 효과를 휴일이 평일에 겹칠 때 대비 2003년 0.5로 시작하여 2013년에 0.25까지 선형으로 감소한다고 가정하였지만 이러한 숫자에 대한 특별한 근거를 제시하고 있지는 않다.

또한, 주간 통계의 경우 휴일 하루가 미치는 영향은 월간 통계보다 훨씬 크다. 따라서 휴일효과를 정확하게 측정하여 제거하지 못할 경우 상당한 변동성이 남아있을 가능성이 있다. Holiday Regressor 방식은 시계열 전체에서 고정된 효과를 가정하므로 휴일의 효과가 시간에 따라 변할 경우 불규칙성이 상당히 남아있을 가능성이 크다.

그림 14-(a)는 일반적인 Holiday Regressor를 사용하여 공휴일 효과를 보정한 황선웅(2020)의 방법을 적용한 시계열과 본 논문의 보간법을 적용한 시계열을 비교한다.[35] Holiday Regressor는 시계열 전체에서 각 공휴일의 효과가 고정된 것으로 가정하지만 불규칙 이벤트의 특성에 따라 그 효과가 상당히 불규칙해 여전히 많은 불규칙 변동이 남아있는 것으로 보인다.[36]

그림 14-(b)는 황선웅(2020)의 방법으로 계산된 시계열과 본 연구가 사용한 보간법의 결과로 나온 시계열의 GDP와의 상관관계를 비교한 것이다. 근로시간의 경우 보간법을 사용했을 때 확실히 GDP와 더 높은 상관관계를 가지는 것으로 보이고, 총 시간의 경우에도 약간 더 높은 상관관계를 가지는 것으로 보인다.

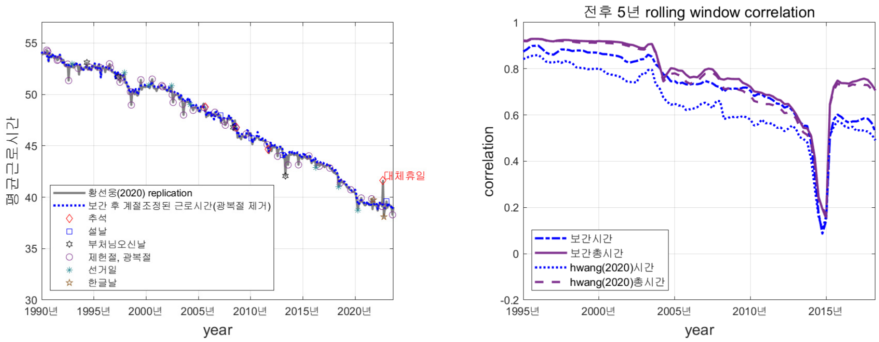
---

35) 황선웅(2020)은 2019년까지의 시계열만 생성하였지만 같은 방법으로 2023년 9월까지 연장하였다. 2020년까지는 한글날이 없었지만 2021년, 2022년에 조사 주와 겹치기 때문에 변수가 하나 추가되었다.

36) 1992년 8월과 1998년 8월의 광복절은 토요일이고, 여기서 아래로 불규칙한 변동이 있는 것은 자의적으로 가정된 토요일의 효과가 충분하지 않아서인 것으로 보인다. 그리고, 대체휴일의 효과는 본 휴일 효과보다 작은 것으로 보인다. 또한, 공휴일이 평일 중 어느 요일과 겹치는지에 영향을 받는 것으로 보인다. 대체로 목요일, 금요일과 공휴일이 겹칠 경우, 더 강한 휴일 효과가 있는 것으로 보이고, 시간에 따라 공휴일의 효과도 다소 변하는 것으로 보인다.

〈Figure 14〉 Comparison to Hwang (2020)

(a) Average Working Hours Series (b) Correlation wirh GDP



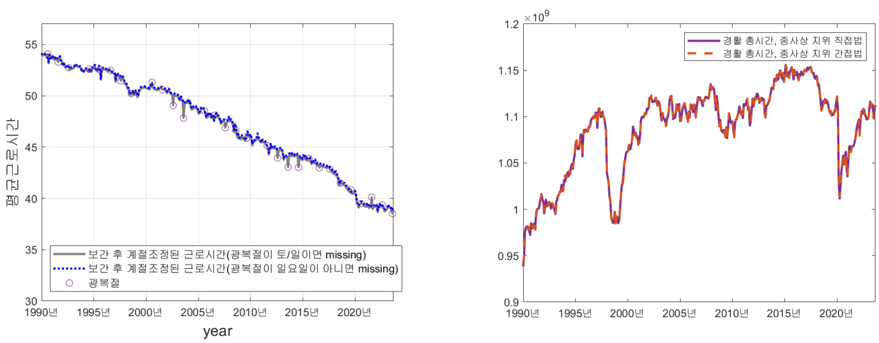
Note: Hwang(2020) replicate is extended to 2023.9 by authors using X-13-A-S.

한편 광복절은 거의 항상 조사 주와 겹치기 때문에 광복절이 주말에 겹치는 경우만 결측치로 취급하고 평일에 겹치는 경우는 계절성으로 취급하여 time-varying seasonal filter가 보정하기를 기대할 수도 있다. 그러나 실제로 광복절을 제거하지 않은 뒤 그림 15-(a)와 같이 비교하면 광복절 효과는 (해당 요일이 해마다 다를 수 있기에) 여전히 상당한 불규칙성을 내포하는 것으로 보인다. 따라서 본 논문은 광복절이 일요일이 아니면 전부 결측치로 처리하였다.

끝으로 본 연구는 종사상 지위를 구분하지 않은 상태인 전체 시계열을 기준으로 보정을 하였는데 이를 종사상 지위별로 나누어 보간, 계절 조정을 한 뒤

〈Figure 15〉 Comparison Based on Different Specification

(a) Handling of Liberation Day (b) Direct vs Indirect Method by Employment Status



Note: The indirect method shown in Figure (b) involves separately seasonally adjusting six employment status categories and then summing the results.

전체 시계열로 집계하더라도 그림 15-(b)에서 볼 수 있듯 두 방법 간에 결과에 있어 큰 차이가 없었다.[37)]

부록 B. 계절 조정 세부 사항

이 절에서는 보간법 및 계절 조정 방법을 보다 자세히 설명한다. 본 논문에서는 RegARIMA 모형에서 결측치를 추정하는 보간법을 사용하였다. 일반적인 Seasonal RegARIMA 모형은 월별 변동 (또는 분기별 변동)의 변화를 시계열의 구성 요소로 가진다. 계절성을 가지는 시계열의 월별 변동은 경기 변동과 계절성을 모두 포함하게 되는데, 보간된 시계열 또한 주변의 경기 변동, 계절성과 일관적이도록 결측치를 추정하게 된다. 직관적인 예시는 다음과 같다.

가상의 시계열에서 월별 변동이 1월과 2월 사이에 0.5% 증가하고, 2월과 3월 사이에는 1% 감소하는 규칙적 패턴을 보인다고 가정하자. 이와 같은 월별 변동은 계절성을 포함하게 되고, 1월~3월의 관측치 중 다른 추가적인 요인이 없다면 1월과 3월 사이에 해당 시계열의 값은 0.5% 감소할 것이다. 이제 2월이 결측치라고 가정하자. 2월의 값은 1월보다 0.5% 증가된 값으로 추정하는 것이 합리적이다. 하지만 2월이 결측치인 상황에서 3월의 관측치가 1월보다 1% 감소된 값을 보였다고 가정하자. 이 경우 1월과 3월 사이에는 계절적인 (규칙적인) 요소 외에 0.5% 감소라는 추가적인 변동이 생겼다는 의미가 되고, 이러한 추가적 변동을 1월과 2월 그리고 2월과 3월에 어떻게 배분할지 결정해야 한다. 이때, 시계열 상의 우도가 가장 높은 방향으로 보간을 하게 되고, 시계열 모형의 regular component가 없다고 가정한다면 추가적인 변화분을 2월과 3월에 절반씩 배분하는 방식으로 결측치를 보간한다.[38)]

37) 본문에서도 총 시간 자체는 취업자 수와 근로 시간을 따로 계절 조정하여 곱하는 간접법으로 작성되었다.

38) Regular component는 아래의 구체적인 설명에서 p, q의 AR, MA에 의한 성분을 의미하고 이 성분들은 경기 변동의 패턴에 대한 추가적인 정보를 포함할 가능성이 있다. (예를 들어 이번 달에 경기 변동이 일어난 다음 월에는 그 크기가 작아진다, 혹은 반대로 움직인다와 같은 경우). 이 경우, missing observation의 예측치 또한 직관적인 설명처럼 변동을 절반씩 배분하는 것이 아닌 이러한 패턴을 반영하여 보간 하게 된다. 그러나 경기 변동이 매우 규칙적인 모습을 따르지 않는다면 이와 같은 regular component의 영향은 0에 가깝게 추정되고, 실제로 본 논문의 근로시간 시계열에서 추정한 (차분 후의) ARMA모형의 계수 추정치를 MA로 변환하였을 경우 이번 월의 innovation이 다음 월들에 미치는 영향은 1달~4달 뒤 -0.0995, -0.1826, -0.0908, -0.0284 정도로 매우 작아 위의 직관적인 설명에서 크게 벗어나지 않는다 (4달 이후는 seasonal component가 들어오는 12~16달 뒤를 제외하면 0에 가까움. seasonal MA의 계수는 -0.7161로 이는 월별 변동이 1년 뒤 대부분 원래대로 돌아오는 것을 의미함). 따라서 결과적으로 계절 조정 후 시계열이 정확히

Skipping Approach를 기반으로 좀 더 구체적으로 설명해 보자. 통상적으로 계절성을 가지는 시계열은 다음과 같은 형태의 ARIMA 모형으로 설정된다.

$$\phi(B)\Phi(B^s)\delta(B)\Delta(B^s)(z(t)-y'(t)\beta)=\theta(B)\Theta(B^s)a(t) \tag{3}$$

여기서 B는 lag operator, $\phi(B)\Phi(B^s)$는 각각 regular, seasonal AR coefficients, $\delta(B)\Delta(B^s)$는 각각 정상성(stationarity)을 복원하기 위한 regular, seasonal difference term, $\theta(B)\Theta(B^s)$는 regular seasonal MA coefficients를 포함하는 polynomial operator이다. 여기서 B^s는 1년 내 관측 횟수에 따라 lag가 주어지는 항이며 (월간 데이터의 경우 s=12), $z(t)$는 상태 변수(state vector) (보간의 맥락에서는 관측의 대상이 되는 통계치를 의미한다), $y'(t)$는 ARIMA모형을 따르는 확률과정에 더해 추가적으로 시계열에 영향을 미치는 변수 (예를 들어 Holiday Regressor를 사용할 경우에는 휴일에 더미 변수)를 나타내고, β는 그 변수의 효과, 마지막으로 $a(t)$는 시계열의 innovation term을 의미한다. 통상적으로 regular term과 seasonal term을 나누어 각각 AR polynomial의 lag 길이는 p,P, difference term의 차분 횟수는 d,D, MA polynomial의 lag 길이는 q,Q이라 표기할 때, regular와 seasonal ARIMA component를 나누어 $(pdq)(PDQ)_{12}$와 같이 표기한다, 예를 들어 $(211)(011)_{12}$의 경우

$$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2)(1-B)(1-B^{12})(z(t)-y'(t)\beta)=(1-\theta B)(1-\Theta B^{12})a(t) \tag{4}$$

와 같은 형태의 ARIMA 모형을 의미한다. 즉, 계절성을 포함하는 월별 변동의 연도별 변화가 ARMA 모형을 따른다.

보간 과정은 통상적인 Kalman Filter의 state space representation을 통해 이루어지는데, 관측의 대상이 되는 통계치(와 미래의 예상치)를 상태 변수로 가지고 이 상태 변수는 일정한 ARIMA 모형에 의한 transition을 따른다고 가정한다. 그리고 이 상태 변수의 첫 번째 성분인 관측의 대상이 되는 통계치가 관측이 된 시점에는 그대로 노이즈 없이 측정되고 결측치일 경우에는 실제 관측의 대

결측치 주변의 중간이 되는 것은 아니지만, 그림 5-(b)와 같이 계절 조정 후 부드러운 모습으로 보간이 되게 된다. 직관적인 설명에서 계절성이 일정하다는 것은 예시를 위한 설명일 뿐 실제로는 계절성이 변화하더라도 ARIMA 모형이 월별 변동에 대한 정보를 가지고 있으므로 시계열에서 이를 반영하여 보간이 된다.

상이 되는 통계치와 전혀 상관없이 노이즈만 관측된다고 가정한다.[39] 이렇게 실행된 Kalman Filter는 전형적인 Kalman Filter와 동일한 구조를 가지므로 Kalman Filter의 전형적인 특성을 공유하는데, 실제 데이터(state)가 (관측될 경우) ARIMA 모형을 따르고, ARIMA 모형의 파라미터와 초기 값이 알려져 있고, innovation이 정규 분포를 따를 경우, Kalman Smoothing을 통해 주변 관측치로부터 추정한 결측치에 대한 추정값(관측될 경우의 통계치에 대한 추정값)은 실제 통계치(state)에 대해 최소한의 평균 제곱 오차를 가지고, 알려지지 않은 ARIMA 모형의 파라미터는 maximum likelihood estimator를 통해 추정되게 된다.[40]

다만 실제 데이터의 시계열이 엄격하게 하나의 ARIMA 모형을 따른다고 생각하기는 힘들고, 그게 사실이라고 하더라도 이 보간 방법이 가지는 오차의 수준은 시계열 자체의 특성에 따라 크게 영향을 받게 된다. 구체적으로, 시계열 자체가 persistent한 특성을 가지고 개별 innovation이 시계열의 변동에 기여하는 부분이 적을수록 주변의 관측치가 결측치에 대해 정보를 많이 가지고 있으므로 보간된 관측치의 오차가 상대적으로 더 적게 된다. 예를 들어 white noise의 경우 주변 관측치들이 결측치에 대한 정보를 전혀 가지고 있지 않으므로 보간을 하는 의미가 없고, 개별 innovation이 없이 주어진 초기 trend를 따르는 시계열이라면 결측치가 있더라도 전혀 손실되는 정보가 없이 정확한 값을 복원할 수 있을 것이다. 또한 결측치가 시계열에 어떤 식으로 배치되는지에 의해서도 영향을 받게 되는데, 예를 들어 시계열의 양 끝에 있는 경우 참고할 정보가 매우 적어지므로 오차가 더 커지게 되고, 또한 연속적으로 결측치가 관측될 경우에도 오차가 더 커지게 된다.

근로 시간의 시계열은 그림 5-(b)와 같이 휴일을 제외하면 부드러운 특성을 가지므로 근로 시간 시계열에 보간을 적용했을 때 휴일이 존재하지 않았을 경우의 데이터와의 오차가 크지 않을 것이라고 예측할 수 있지만, 구체적으로 오차의

39) 본 논문에서 휴일과 겹치는 경우를 결측치라고 가정한 후 보간하는 것은 휴일이 없을 때의 관측치를 관측의 대상이 되는 통계치(state)로 설정한 뒤, 휴일이 겹치는 경우에 관측된 관측치가 휴일이 없을 경우의 관측치에 대해 정보를 주지 않는다고 가정하는 것과 같다. 이 같은 방법은 관측치의 노이즈가 굉장히 크다고 가정한 후, 이 관측치를 배제하고 휴일이 없을 경우의 관측치를 주변의 관측치로부터 추정하는 것과 같은 의미를 가진다.

40) 본 논문의 시계열을 포함하여 일반적으로 계절성을 가지는 시계열은 nonstationary process이지만 Gomez and Maravall (1994)은 차분의 길이에 따라 초기의 관측치들을 분리하고 이후 관측치들에 대한 초기 값을 분리한 관측치들에 기반해 적절하게 설정할 경우 이후의 시계열에 대한 Kalman Filter는 일반적인 stationary process와 비슷하게 취급할 수 있음을 보였다.

크기를 확인해보기 위해서 그림 3-(b)의 보간된 시계열에서 휴일이 겹치지 않는 실제 관측치가 존재하는 부분을 임의로 결측치로 만든 뒤 보간하여 실제 관측치와 비교해 보는 방식으로 보간 방법이 실제 데이터와 어느 정도의 오차를 가지는지 살펴보자.[41] 임의로 결측치로 만드는 관측치는 처음과 끝 관측치, 그리고 보간된 월과 그 주변 한 달을 제외한 244개의 관측치 중 본 논문에서 보간한 개수에 해당하는 65개의 관측치를 랜덤하게 선택한다.[42]

그림 16-(a)는 위에서 설명한 것과 같이 임의의 관측치를 결측치로 만든 뒤 보간한 100개의 시계열을 표시한 것이고 그림 16-(b)는 이를 계절 조정한 것이다. 평균근로시간(고용기준조정)은 그림 3-(b)의 보간된 시계열이고 Simulation 100은 이 시계열에서 임의로 244개의 관측치 중 65개의 관측치를 결측치로 바꾼 후 보간한 100개의 시계열들을 겹쳐서 그린 것, 그리고 Simulation 평균은 이 시계열들의 평균이다. 평균적으로는 임의로 결측치로 만든 후 시행한 보간이 원 시계열을 거의 벗어나지 않는다는 것을 확인할 수 있으며, 극단적인 경우에도 보간이 시계열을 크게 벗어나지 않는다는 것을 확인할 수 있다. 평균적으로, 무작위하게 결측치로 취급된 후 보간된 65개의 관측치의 원래 데이터와의 오차는 계절 조정 전에는 0.32%, 계절 조정 후에는 0.26%이다.[43]

그림 16-(c)는 위 simulation 결과들을 분기별로 합한 뒤 HP filter를 적용한 것이고 그림 16-(d)는 이를 본문과 같은 방식으로 GDP와의 rolling window correlation을 계산한 것이다. cycle component 역시 보간이 크게 데이터를 변형시키지 않는 것을 확인할 수 있고, correlation의 경우에도 대부분의 경우 원래의 값에서 크게 벗어나지 않는 것을 확인할 수 있다.[44]

---

41) 즉, 주변의 휴일이 없는 경우의 관측치로부터 추정한 관측치가 실제 휴일이 없는 경우의 관측치와 어느 정도의 오차를 갖는지 살펴본다.

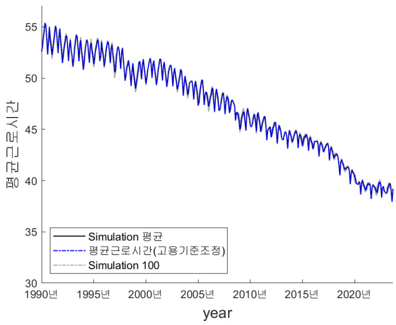
42) 첫 번째와 마지막 관측치가 결측치가 될 경우 보간할 수 없으므로 제외, 기존 결측치를 보간한 부분은 다시 결측치로 만든 뒤 보간할 경우 거의 동일한 결과가 나올 것이므로 제외, 기존 결측치 주변 한 달은 기존에 보간한 결측치가 정보를 줄 가능성이 있으므로 제외한다. 그림 3-(b)의 보간된 시계열을 기준으로 하는 것은 그림 2의 원 시계열의 경우 시계열 자체가 휴일이 있는 경우의 관측치를 포함하므로 시계열 모형에 교란을 주기 때문이고, 보간을 하지 않고 기존의 65개 결측치에 결측치를 65개 추가하여 130개로 만드는 것은 시계열 모형의 추정과 보간을 65개 결측치만 존재하는 경우보다 어렵게 만들기 때문이다. 이러한 방식이 아니라 기존의 65개 결측치에서 첫 관측치와 마지막 관측치를 제외한 기존 관측치를 하나씩 결측치로 만들어 66개의 결측치를 가지는 338개의 시계열을 생성하여 비교하더라도 추가한 결측치와 원래 데이터와의 오차는 계절 조정 전 0.36%, 계절 조정 후 0.29%로 아래의 결과와 크게 차이 나지 않는다. 다만 이 경우 보간 방법이 correlation에 어느 정도의 영향을 미치는지에 대해서는 확인할 수 없다.

43) 100* | log(보간된관측치) − log(원래관측치) | . 직접적인 비교는 적절하지 않을 수 있지만, 그림 14-(a)에서 황선웅(2020)과 보간 된 시계열의 보간 된 관측치에서의 오차는 1.1%이다.

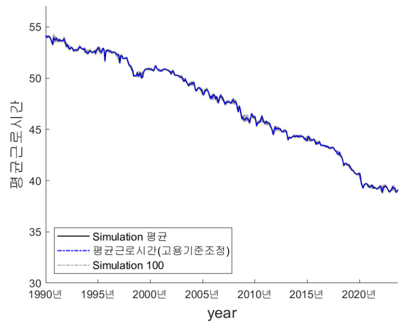
44) Correlation은 평균적으로 결측치를 만든 뒤 보간하였을 때 원래의 시계열보다 아주 약간 (-0.005, 그림 16-(d)의 구간 단순 평균의 차이) 떨어지게 되는데, 근로 시간이 GDP에 대한

〈Figure 16〉 Missing Data Simulation

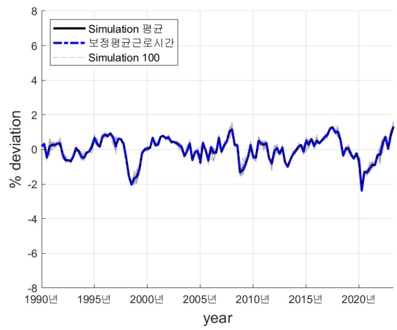
(a) Simulation Interpolation



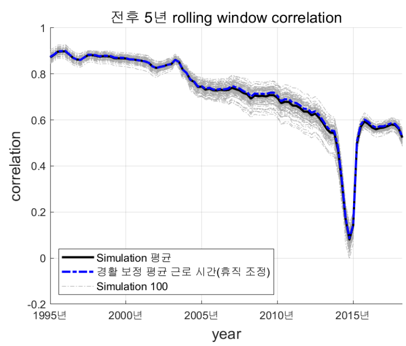
(b) Seasonally Adjusted Simulation Interpolation



(c) Simulation Cycle



(d) Simulation Correlation



Notes: 1) Sixty-five observations were randomly altered to missing, excluding the originally missing observations and the one month before and after each of the original missing observations.
2) The ARIMA model is randomly selected, so it may differ for each simulation.

이와 같은 보간 방법은 TRAMO-SEATS에 내장되어 있으며 X-13-A-S 또한 유사한 방법을 사용하고 있다. 본 논문에서는 벨기에 중앙은행(National bank of Belgium)과 Eurostat에서 X-13-A-S와 TRAMO-SEATS를 동시에 지원하고, 더 편리하게 사용하기 위해 만든 소프트웨어인 Jdemetra+를 사용하여 결측치의 보간과 계절 조정을 진행하였다. Jdemetra+는 TRAMO-SEATS 내부의 수정된 Additive Outlier 방법을 사용하지만, 본문에서 설명한 Skipping Approach와 동등한 결과를 가짐이 알려져 있다.[45] 기본적으로

정보를 포함하고 있을 때 이 정보를 소실하게 되므로 correlation이 떨어지는 것이라 생각할 수 있다. 따라서 만약 휴일에 영향을 받지 않는 관측치를 직접적으로 얻을 수 있을 경우 근로 시간과 GDP의 correlation은 평균적으로는 아주 약간 더 높을 것이라 기대할 수 있을 것이다.

TRAMO-SEATS와 Jdemetra+에서 지원하는 결측치의 보간 방법이 위와 같은 방법들이기 때문에 계절 조정과 결측치 보간이 동시에 필요할 경우 이러한 방법들은 광범위하게 사용되며, 이러한 방법을 사용한 최근 논문으로는 Carrillo-Tudela and Visschers (2023), Mercan, Schoefer, and Sedláček (2024) 등이 있다.

계절 조정 모형의 자동 선택은 Jdemetra+의 X-13-A-S 기본 설정인 rsa4c에서 US Census Bureau X-13-A-S의 기본 설정에 맞추어 transitory change outlier를 허용하지 않도록 변경하여 자동 선택하였다.[46] 자동 탐색 된 모형과 Q 통계량으로 측정한 계절 조정의 품질은 표 3과 같다.[47]

표 3에서 확인할 수 있듯, 계절 조정 품질(irregular component의 비중과 추정된 계절성의 안정성 등)을 평가하는 Q 통계량은 모두 1 미만으로 일반적인 허용 범위 안에 있다. 계절 조정 후 시계열의 잔여 계절성을 검정하는 F 통계량 또한 10% 수준에서 유의하지 않다.

〈Table 3〉 Seasonal Adjustment Model and Quality

	ARIMA model	Q stat	Q-M2 stat	F stat
고용 기준 변경 취업자 수	$(311)(011)_{12}$	0.503	0.155	0.4726
평균 근로 시간	$(211)(011)_{12}$	0.411	0.45	0.3825

45) Additive Outlier 방법에서는 결측치에 임의의 숫자를 할당한 뒤 ARIMA모형에서 해당 observation들에 각각 더미 변수를 설정하고, maximum likelihood로 모형의 파라미터들과 더미 변수의 계수를 추정한 후, 추정된 더미 변수의 계수들을 임의로 할당된 결측치의 값에서 제하여 interpolation의 값으로 설정한다. 이 방법은 결국 maximum likelihood를 추정하는 과정에서 계수를 제한 시계열이 가장 덜 극단적인 innovation을 가지는 더미 변수의 계수를 추정하게 되기 때문에 ARIMA 파라미터가 동일할 경우 위에서 설명한 skipping method와 동일한 결과를 얻게 되지만, ARIMA모형의 파라미터들을 더미 변수의 계수와 한꺼번에 추정하게 되기 때문에 maximum likelihood function과 이를 통한 추정 결과에 일정한 왜곡을 가하게 된다 (구체적으로, ARIMA 모형의 파라미터 추정 과정에서 결측치가 각 파라미터 값에 최적화 된 상태로 관측되었다고 가정하고 구성한 likelihood를 최대화하게 된다). Gomez, Maravall and Pena (1999)는 이러한 maximum likelihood function의 왜곡을 보정하기 위한 방법을 제시한 뒤 보정한 Additive Outlier 방법에 의한 결과가 위에서 설명한 Skipping Approach의 결과와 이론적으로 동일함을 보였다 (수치적으로는 다른 알고리즘이기에 다를 수 있음, 특히 local maximum에 빠질 경우).

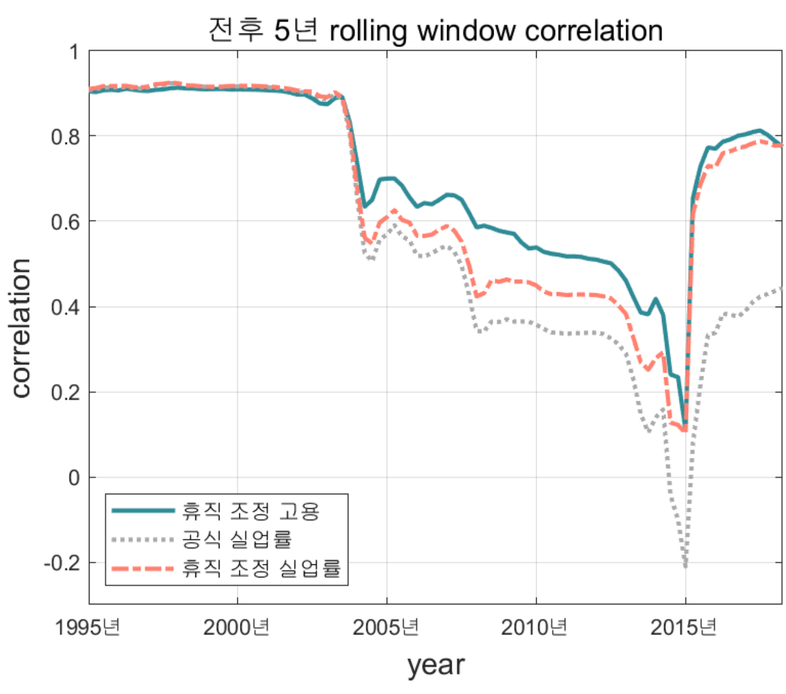
46) transitory change outlier를 허용하더라도 시계열 상의 변화는 거의 없다.

47) 계절조정시 시계열은 로그 변환하지 않는 모형이 선택되었다.

부록 C. 보정된 실업률과 통계청의 고용 보조 지표와의 비교

본연구가 제안한 보정 방법에 의해 계산된 실업률과 통계청이 제공하는 고용 보조지표를 비교한다. 그림 17은 실업률과 GDP와의 상관관계를 비교하여 보여 준다. 앞서 보고한 고용과의 용이한 비교를 위해 실업률의 경우 음수를 취한 후 상관계수의 계산했다. 보정의 결과 실업률과 GDP의 상관관계가 커지는 모습을 보이며 특히 코로나 기간에 이러한 효과가 두드러진다.48)

〈Figure 17〉 Correlation between Unemployment Rate and GDP



Notes: 1) Each point represents the correlation with GDP over a 10-year period centered on that quarter.
2) Correlations are calculated with quarterly cycle components after applying the HP filter (λ=1600).

48) 월별 실업률을 분기별로 평균한 후 로그를 취해 HP filter를 적용하여 분기별 실업률의 순환변동치를 계산했다. 1999년 이전에는 통계청에서 공식 실업률의 계정 조절 계열을 제공하지 않으므로 전체 구간에서 직접 계절 조정하였다.

추가적으로 통계청에서 2015년부터 발표하고 있는 실업에 관한 세 가지 보조지표와 비교해 보자. 각 고용보조지표들은 경제활동인구조사의 보조 설문 응답 결과에 따라 정의된다.

- 고용보조지표1(%) = (시간관련추가취업가능자+실업자)÷경제활동인구×100
- 고용보조지표2(%) = (실업자+잠재경제활동인구)÷확장경제활동인구×100
- 고용보조지표3(%) = (시간관련추가취업가능자+실업자+잠재경제활동인구)÷확장경제활동인구×100

여기서 시간관련추가취업가능자는 실제 취업시간이 36시간 미만이면서, 추가 취업을 희망하고 추가 취업이 가능한 자, 잠재경제활동인구는 비경제활동인구 중에서 지난 4주간 구직활동을 하였으나, 조사대상 주간에 취업이 가능하지 않은 자인 잠재 취업 가능자와 비경제활동인구 중에서 지난 4주간 구직활동을 하지 않았지만 조사대상 주간에 취업을 희망하고 취업이 가능한 자인 잠재구직자의 합, 확장경제활동인구는 경제활동인구와 잠재경제활동인구의 합을 의미한다.

고용보조지표는 2015년 1월부터 발표되고 있어 10년 단위의 상관관계를 보는 것은 불가능하므로 2015년 1분기에서 2023년 2분기의 자료를 이용해 GDP와의 상관관계를 계산한 결과를 <표 4>에 정리했다.[49] 아래 표에서 확인할 수 있듯, 휴직자 조정 후 실업률의 GDP와의 상관관계는 공식지표뿐 아니라 고용보조지표보다 높았다.

〈Table 4〉 Correlation between and GDP Labor Statistics

	고용보조지표1	고용보조지표2	고용보조지표3	실업률	휴직조정실업률	총근로시간
상관관계	0.604	0.402	0.506	0.488	0.805	0.719

Notes: Correlations are calculated for the 2015.1q ~ 2023.2q.

49) 각 보조지표를 분기별로 평균낸 후 로그를 취해 HP filter를 적용해 순환변동치를 계산했으며 보조지표의 경우 통계청의 계절 조정된 지표를 사용하였다.

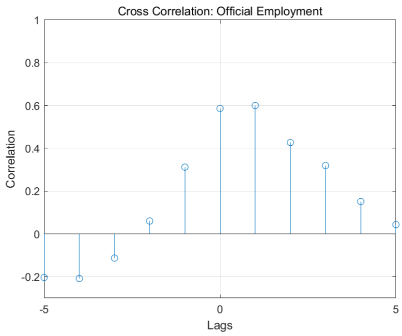
부록 D. 시차상관계수

그림 18은 상관계수 값이 감소하기 시작하는 2000년 1분기부터 2023년 2분기까지의 GDP와의 시차 상관계수를 표시한 것이다.[50] 그림 18-(a)는 사업 부진, 조업 중단으로 인한 일시 휴직자를 조정하지 않은 공식 고용자 수의 상관계수이다. 동차 상관계수보다 고용에 대하여 한 분기 늦은 시차를 두고 계산했을 때 오히려 상관계수가 높게 나타나며 경기변동 과정에서 고용이 생산보다 느리게 시차를 움직이는 것을 확인할 수 있다. 일시 휴업자를 고용에서 제외할 경우(그림 18-(b))에는 동차 상관계수가 약간 높아진다. 그림 18-(c)의 휴일을 조정하지 않은 상태로 계절 조정한 평균 근로시간의 경우 경기 동조성이 굉장히 낮은 모습을 보이며 그림 18-(d)의 휴일을 조정한 평균 근로시간의 경우 경기 동조성이 크게 증가하고 고용과 달리 경기 후행적인 모습을 보이지 않는 것을 확인할 수 있다. 그림 18-(e)의 총 근로시간은 공식 고용에 휴일을 조정하지 않은 평균 근로시간을 곱한 것으로 역시 경기 동조성이 낮으며, 그림 18-(f)의 조정한 총 근로시간은 경기 동조성이 가장 높고 경기에 후행하는 특성이 줄어든다.

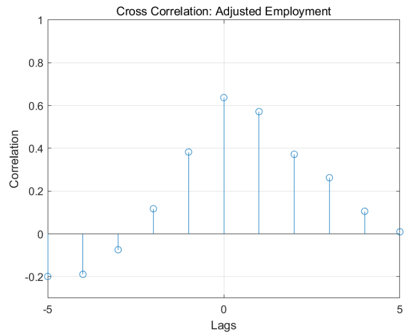
50) 외환위기 기간을 포함할 경우 조정 시계열의 동차 상관계수의 순위는 동일하지만 모두 상관계수가 높게 나와 서로 잘 구분되지 않는다. 각 상관계수는 모두 로그를 적용한 후 HP filter를 적용한 순환 성분 간 상관계수이다.

〈Figure 18〉 Cross-Correlation between Labor Statistics and GDP

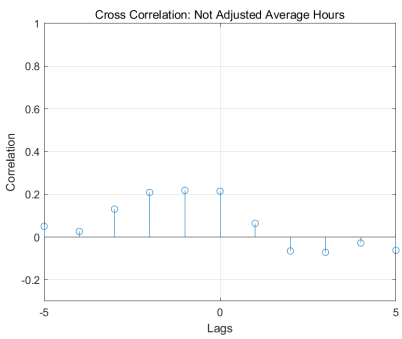
(a) Cross-Correlation: Official Employment



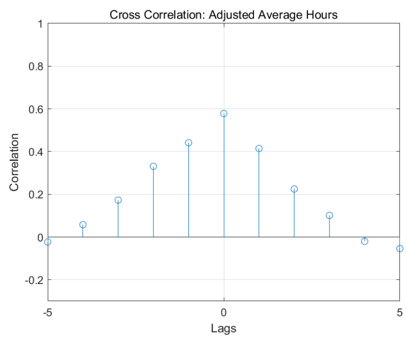
(a) Cross-Correlation: Adjusted Employment



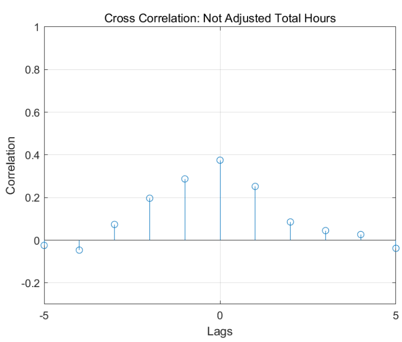
(a) Cross-Correlation: Non-adjusted Average Working Hours



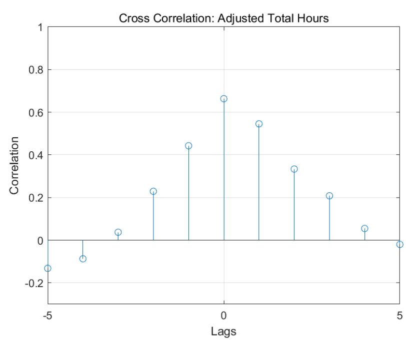
(a) Cross-Correlation: Adjusted Average Working Hours



(a) Cross-Correlation: Non-adjusted Total Labor Hours



(a) Cross-Correlation: Adjusted Total Labor Hours



Note: Cross-correlations are calculated for the period from Q1 2000 to Q2 2023.

Improving the Cyclical Property of the Employment Measures

Jaeyoung Seo*, Dongweon Lee**, Yongsung Chang***, Jay H. Hong****

The official measures of employment and average working hours from the Economically Active Population Survey, commonly used as key employment indicators, may have limitations in accurately reflecting the actual labor input in production. To address this, alternative employment indicators are proposed. First, the Economically Active Population Survey classifies “temporary leave due to business downturn or suspension” as employed. Excluding these temporarily inactive workers from the employed category (as done in the United States) increases the correlation coefficient between employment and GDP from 0.7 to 0.83 for the period following the COVID-19 pandemic, when production activities were severely disrupted. This re-classification also increases the elasticity of employment to GDP (the so-called Okun's coefficient) by 63%, from 0.6 to 0.98. Second, the official measure of average monthly working hours are calculated based on the hours worked in the week containing the

* Corresponding author, Economic Research Institute, Bank of Korea
(E-mail: sjy6383@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5328)
** Economic Research Institute, Bank of Korea
(E-mail: dolee@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5404)
*** Monetary Policy Board, Bank of Korea, and Department of Economics, Seoul National University
(E-mail: yohg@snu.ac.kr , Tel: +82-2-880-6362)
**** Department of Economics, Seoul National University
(E-mail: jayhong@snu.ac.kr, Tel: +82-2-880-6389)

We would like to thank the editors and anonymous reviewers for their valuable comments. This paper was written with financial support from the Bank of Korea (fourth author) and was also supported by the the Ministry of Education and the National Research Foundation of Korea (2023S1A5A2A03083296). The views expressed herein are those of the authors and do not necessarily reflect the official views of the Bank of Korea. When reporting or citing this paper, the authors' names should always be explicitly stated.

Received: 24 May 2024, Received in revised form: 8 August 2024,
Accepted: 30 September 2024

15th day of each month. This method introduces significant irregularities when the week coincides with lunar holidays, substitute holidays, elections, etc. Adjusting for these irregularities using interpolation techniques increases the correlation coefficient between total working hours and GDP from 0.53 to 0.69 compared to the official statistics.

JEL Classification Number: E24, J01, J20, J22

Keywords: Employment Measures, Cyclicality of Employment, Temporary Leaves, Holiday Effects, Okun's Coefficient