

고용탄력성 결정요인의 분석을 통한 고용창출력 확충방안 : 충북지역을 중심으로

이연호¹⁾, 이창민²⁾

1) 충북대학교 경제학과 교수
2) 한국은행 충북본부 기획조사팀 조사역

< 요약 >

I. 서론

II. 호탄력성의 추정

1. 고용탄력성의 개념
2. 전국
3. 충북
4. 충북의 주요 특징

III. 점탄력성의 추정

1. 추정모형 설정
2. 점탄력성의 추정결과
3. 구조변화의 분석

IV. 고용탄력성 결정요인의 분석

1. 추정모형 설정
2. 결정요인 추정결과

V. 고용창출역량 확충을 위한 정책방안

1. 노동시장 구조
2. 산업구조
3. 기업구조
4. 지방정부 세출구조
5. 양질의 일자리 창출

부록

참고문헌

〈 요약 〉

본 연구는 고용탄력성의 실태와 변화추이 결정요인을 분석하고, 고용창출역량을 확충하기 위한 정책적 시사점을 도출하였다. 16개 광역시도의 패널 자료를 이용하여 호탄력성과 점탄력성을 추정하고, 산업 간의 고용탄력성 차이를 분석하였다. 고용탄력성의 장기 추세를 분석할 수 있도록 자료가 이용 가능한 최대치(1989~2016년)를 분석기간으로 설정하였으며, 고용탄력성의 시기별 변화 추이를 통해 고용 없는 성장의 문제가 일시적인 현상인지 구조적인 현상인지를 판단하여 보았다.

먼저 전국을 대상으로 호탄력성(고용 변화율/생산량 변화율)을 살펴보면, 전산업의 경우 2008~09년 글로벌 금융위기 이전에 평균 0.30 내외수준을 유지하였으나, 2010~16년에는 평균 0.50으로 상승하였다. 제조업의 경우 1990~96년 외환위기 이전에는 평균 -0.13, 1999~2007년 평균 -0.02에서 2010년대 0.60로 크게 상승하였다. 서비스업의 경우 외환위기 이전 평균 0.70에서 1999~2007년 0.61로 다소 하락했으나, 2010년대 들어 0.64로 소폭 상승하였다.

산업 간의 차이를 보면 서비스업이 제조업보다 호탄력성이 더 높게 나타난다. 2차례(외환위기와 글로벌 금융위기) 경제충격 시기를 제외한 전 기간 서비스업 평균은 0.65이나 제조업은 0.14에 불과하다. 시기별로 보면 글로벌 금융위기 이전에는 서비스업과 제조업 간 격차가 매우 컸으나, 글로벌 금융위기 이후에 제조업의 호탄력성이 급상승하여 서비스업에 근접한 수준을 보이고 있다.

충북의 경우, 전산업 호탄력성은 2차례 경제충격 시기를 제외한 전 기간 평균이 0.22로 전국(0.36)보다 낮았지만 2000년대 들어 격차가 줄어들고 있다. 충북 제조업 호탄력성은 2차례 경제충격을 제외한 전 기간 평균이 0.60으로 전국의 0.14보다 훨씬 높았으나 2000년대 들어 0.27로 크게 낮아져 전국의 0.60에 크게 미달하였다. 충북의 서비스업 호탄력성은 2차례 위기를 제외하면 평균 0.78로 전국(0.65)에 비하여 높지만 1999~2007년 0.95에서 2010년대 들어 0.80으로 하락하고 있다.

ARDL 공적분 모형을 통해 추정된 산업별 장기 고용탄력성은 서비스업(0.5970) > 전산업(0.4170) > 제조업(0.3838) 순이었으며, 충북지역의 장기 고용탄력성은 전국 수준과 크게 다르지 않았다. 단기 고용탄력성도 장기 고용탄력성과 마찬가지로 서비스업(0.5821) > 전산업(0.4340) > 제조업(0.3742) 순으로 큰 것으로 추정되었으며, 충북의 경우 전산업의 단기 고용탄력성이 전국에 비해 더 낮은 것으로 추정되었다.

recursive regression을 통해 장기 고용탄력성의 시간추세를 분석한 결과, 전산업은 1990년대 중반 평균 0.25에서 2016년 0.42로 상승하였다. 제조업의 경우는

1999년까지 하락하였으나, 2000년부터 지속적으로 상승해 2016년 0.38에 달하였다. 제조업의 장기 고용탄력성이 외환위기 이후 상승한 것은 고용 유연성이 증가한 것에 일부 기인하는 것으로 보인다. 서비스업의 경우 2000년대 초 0.57에 이른 후 이 수준을 유지하다가 2014년부터 완만히 상승하여 2016년 0.60에 달하였다. 서비스업의 장기 고용탄력성은 전기간에 걸쳐 제조업에 비해 훨씬 높은 수준을 지속하고 있는 가운데 비교적 안정적으로 유지되고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 노동시장, 산업구조, 기업구조, 재정정책, 거시경제구조 부문의 다양한 변수를 선정하여 고용탄력성에 유의한 영향을 미치는 요인들을 식별하고, 이 분석결과를 바탕으로 충북지역을 중심으로 고용창출역량을 강화하는 정책방안을 도출하였다.

첫째, 노동시장 부문에서 근로자 지위별 구성의 경우, 상용근로자의 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 미치나, 자영업자, 임시·일용 근로자, 무급·가족 근로자 비중은 장기 고용탄력성에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 따라서 근로자 지위를 개선하는 일은 장기 고용탄력성을 증가시키면서 양질의 일자리 창출에도 기여하는 방안이라고 하겠다. 충북의 경우 전국과 비교하면, 상용근로자 비중은 전국보다 낮지만 자영업자, 무급 및 가족 근로자비중은 전국보다 높으므로 상용근로자의 비중을 늘리는 방안을 강구할 필요가 있다.

자본집약도 요인의 경우, 1인당 실질 유형고정자산은 장기 고용탄력성에는 유의한 양(+)의 영향을 미치지만 단기 고용증가율에는 유의한 음(-)의 영향을 미쳐 그 영향이 상반된 것으로 추정되었는데, 이는 기계화나 자동화가 노동을 대체하는 효과보다 흡수하는 효과가 더 크기 때문인 것으로 해석된다.

경제활동인구 중에 남성, 고졸 및 대졸 학력자, 30~40대 근로자 비중은 장기 고용탄력성을 상승시킨다. 이 추정결과는 고졸이나 대졸 이상의 학력을 보유한 근로자의 노동시장 참여를 유인하는 방안은 고용탄력성을 확충하는 유효한 정책방안임을 시사한다. 충북의 경우 경제활동참여율과 성별 구성은 전국과 유사한 수준이지만 대졸 이상의 비중과 30~40대 근로자 비중이 전국보다 크게 낮다. 따라서 30~40대의 근로자를 지역으로 유인하는 방안과 저학력 근로자의 기본 직능 지식 및 전문 기술 등의 함양을 통한 고용의 질 향상 방안 등을 정책적으로 고려해야 한다.

경제활동참가율은 장기 고용탄력성에 부정적 영향을 주는 것으로 추정되었다. 특히 경제활동참가율의 증가가 고령은퇴자, 자영업자, 경력단절 여성에 의해 이루어지는 경우 고용탄력성이 낮아질 가능성이 있을 것으로 추론된다. 따라서 이들에 대한 직업훈련을 강화하고 고용의 질이 저하되지 않도록 근로환경, 근로시간, 근로시급 등에 대한 기준 점검, 불법적인 근로 강요 예방 및 점검을 위한 모니터링 등 고용의 질에 대한 체계적 관리 시스템을 수립하는 정책이 요망된다.

둘째, 산업구조 측면에서 서비스업은 제조업보다 장단기 고용탄력성이 모두 크며,

서비스업 비중은 전산업 장기 고용탄력성을 확충시키나 제조업 비중은 고용탄력성에 유의한 영향을 미치지 못한다. 충북경제는 양호한 성장을 보이고 있지만 성장이 고용창출력이 낮은 제조업 주도로 이루어지고 있으며, 서비스 부문 발전은 다른 지역에 비해 뒤쳐져 있다. 따라서 충북은 제조업 부문의 성장 동력을 강화함과 더불어 서비스 부문을 집중 육성해 지역경제의 지속적인 발전을 도모할 필요가 있다.

셋째, 기업 규모별 특성이 장기 고용탄력성에 미치는 영향은 제조업에서 유의한데, 이 중 중기업과 대기업 비중이 장기 고용탄력성을 증가시키는 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 제조업 부문에서 중기업과 대기업을 육성하는 방안이 고용창출력 확충에 기여할 것임을 시사해 준다. 제조업의 기업 규모별 비중을 보면 2010~2014년 평균으로 충북의 중기업과 대기업 비중이 전국보다 높아 고용탄력성에 유리한 구조를 보이고 있으나, 중기업과 대기업 유치 노력을 지속할 필요가 있다.

넷째, 지방정부 세출 중 경제개발비는 장기 고용탄력성을 상승시키나 사회개발비와 일반행정비는 유의성은 낮지만 고용탄력성을 하락시킨다. 경제개발비는 농림해양수산, 산업중소기업, 과학기술, 수송교통, 국토 및 지역개발 등으로 구성되어 있다. 충북의 경제개발비 비중은 전국 보다 높지만 세출구조를 효율화하여 이들 부문에 대한 지출비중을 계속 높게 유지할 필요가 있다.

다섯째, Recursive regression 추정결과 2010년대에 들어 제조업과 서비스업의 장기 고용탄력성이 개선되는 추세를 보이고 있다. 이는 고용없는 성장의 문제는 2000년대 초중반의 문제이며, 최근에는 낮은 경제성장과 양질의 일자리 부족이 중요한 문제로 대두되고 있음을 시사해 주는 것이다. 이러한 추정결과는 지속적인 지역경제 성장과 양질의 일자리 창출노력이 중요한 정책과제임을 시사해 준다.

I. 서론

1990년대 이후 성장률 저하에 따라 고용 증가의 하락뿐만 아니라 성장을 해도 고용이 증가하지 않는 고용 없는 성장(jobless growth)에 대한 우려가 커지고 있다. 고용 없는 성장은 성장의 적하효과(trickle down)가 유효하지 않음을 의미하며, 소득 분배의 악화를 초래하고 이는 다시 소비와 총수요를 위축시킴으로써 성장을 침체시키는 악순환의 고리를 형성하게 된다. 이에 따라 고용 없는 성장의 문제는 일자리 창출뿐만 아니라, 계층 간의 균형발전과 사회조화 및 성장잠재력 확충을 위해서도 시급히 해결해야 하는 과제이다.

본 연구는 고용창출역량을 나타내는 대표적 지표인 고용탄력성을 중심으로 고용창출역량의 실태와 변화추이, 결정요인을 분석하고, 분석결과를 바탕으로 고용창출역량을 확충하기 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

첫째, 고용탄력성의 추정 및 변화추이 분석에서는 지역별, 산업별 취업자 수와 GRDP 자료가 이용 가능한 1989~2016년 16개 광역시도의 패널 자료를 이용하여 고용탄력성을 호탄력성과 점탄력성으로 나누어 추정하고, 산업을 전산업, 제조업, 서비스업으로 구분하여 고용탄력성의 산업별 차이점을 분석한다. 둘째, 노동시장, 산업구조, 기업구조, 지방정부 재정지출, 거시경제 등 5개 부문에서 고용탄력성에 유의한 영향을 미치는 요인들을 식별해 낸다. 셋째, 고용탄력성 결정요인에 대한 분석결과를 바탕으로 이를 확충할 수 있는 정책방안을 노동정책, 산업정책, 기업정책, 지방정부 재정지출 등 다양한 부문에서 제시해 본다.

고용탄력성을 추정한 국내외 선행연구는 다수 있으나 고용 없는 성장의 원인과 그 해결방안을 제시한 연구는 많지 않다. 본 연구는 고용탄력성을 추정할 뿐 아니라 고용탄력성 결정요인에 대한 분석을 실시해 고용창출력의 제고방안을 도출하고자 한다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 특히 지역별, 산업별로 세분화된 분석을 시도함으로써 고용 없는 성장의 실태를 보다 상세히 파악하고, 노동시장, 산업구조, 기업구조, 재정지출 관련 다양한 결정요인을 포함시킴으로써 지방정부 차원에서뿐 아니라 국민경제 차원에서도 활용될 수 있는, 종합적인 고용창출력 제고 방안을 제시하고 일자리 창출을 극대화하는 효과적인 방안을 마련하는데 필요한 정보를 제공해줄 것으로 기대된다.

본 연구는 고용탄력성과 관련해 중요한 논점으로 부각되어 있는 시계열 안정성, 구조변화 문제 등을 감안한 차분 모형, ARDL(autoregressive distributed lag) cointegration model, recursive and rolling regression 기법 등을 적용하여 시계열 변수의 불안정성과 구조변화 등을 반영함으로써 학문적, 통계적 적합성과 추정결과 의 신뢰도를 제고한다.

II. 호탄력성의 추정

1. 고용탄력성(ε_{it} , employment elasticity)의 개념

고용탄력성은 고용집약도(employment intensity)라고도 불리며, 고용이 경제성장에 얼마나 민감하게 반응하는가를 나타내는 개념으로서 고용 증가율(\widehat{E}_{it})의 생산(GDP) 증가율(\widehat{Y}_{it})에 대한 비율로 측정한다.

$$\varepsilon_{it} = \widehat{E}_{it} / \widehat{Y}_{it}, \quad E_{it} \text{는 } i \text{지역(부문)의 } t \text{기 고용, } Y_{it} \text{는 } i \text{지역(부문)의 } t \text{기 실질생산}$$

고용탄력성은 두 시점 간의 호탄력성이나 회귀분석에 의해 추정된 점탄력성으로 측정할 수 있다. 본 연구는 16개 광역시도의 패널 자료를 이용하여 호탄력성과 점탄력성을 추정하며, 산업을 전산업, 제조업, 서비스업으로 나누어 고용탄력성을 추정하고 산업별 차이를 분석한다.¹⁾ 표본기간은 지역별, 산업별 취업자 수와 GRDP 자료가 이용 가능한 1989~2016년이며, 고용탄력성의 시기별 변화추이를 통하여 고용 없는 성장의 문제가 일시적인 현상인지 구조적인 현상인지를 판단하고자 한다.

2. 전국

가. 전산업

전국 전산업의 경우 1990~2016년 전 기간 고용 호탄력성의 평균은 약 0.36으로 추정되었다. 2차례의 경제충격 시기(1997~98년 외환위기와 2008~09년 글로벌 금융위기)에 호탄력성의 변동이 심해 두 기간을 제외한 경우에도 전 기간 평균 약 0.36으로 유사한 수준이었다. 시기별로 보면 1990년부터 글로벌 금융위기 이전에는 평균 0.30 내외수준을 유지하였으나, 글로벌 금융위기 이후 2010~16년 평균 0.50 수준으로 상승하였다.

나. 제조업

전국 제조업의 경우 전 기간 고용 호탄력성의 평균은 약 0.40이며, 2차례의 경제

1) 산업별 고용탄력성을 추정한 선행연구는 김용현(2005a, 2005b), 유경준 외(2004), 유경준 편(2011) 등을 들 수 있다.

충격 시기를 제외하면 약 0.14로 경제충격의 영향이 매우 컸었던 것으로 드러난다. 시기별로 보면 1990~96년 외환위기 이전에는 평균 -0.13이었으며, 1999~2007년 -0.02에서 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.60로 대폭 상승하였다.

다. 서비스업

전국 서비스업의 경우, 전 기간 고용 호탄력성의 평균은 약 0.92이며, 2차례 경제충격 시기를 제외하면 약 0.65로 경제충격의 영향을 크게 받았던 것으로 드러난다. 시기별로 보면 1990~96년 외환위기 이전에는 평균 0.70에서 1999~2007년 0.61로 다소 하락하였으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.64로 소폭 상승하였다.

라. 제조업과 서비스업의 비교

제조업과 서비스업을 비교해 보면 서비스업이 대체로 제조업보다 호탄력성이 더 높은 것으로 나타나고 있다. 2차례의 경제충격 시기를 제외한 전 기간 서비스업 평균은 0.65이나 제조업은 0.14에 불과하며, 2차례의 경제충격 시기를 포함하는 경우에도 서비스업 평균은 0.92로서 제조업의 평균 0.40을 크게 상회한다. 시기별 추이를 보면 글로벌 금융위기 이전까지는 서비스업과 제조업 간 격차가 매우 컸으나, 글로벌 금융위기 이후에 제조업의 호탄력성이 급상승하여 서비스업에 근접한 수준을 보이고 있다.

서비스업과 제조업의 호탄력성은 1990~96년 각각 0.70과 -0.13, 1999~2007년 0.61과 -0.02이었으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.64와 0.60으로 비슷한 수준을 보이고 있다. 서비스업의 경우 대체로 취업자 수가 증가하는 추세로 고용 호탄력성이 비교적 안정적인 추이를 보이고 있으며, 호탄력성의 급격한 변화나 음의 호탄력성이 발생하는 이유는 경제충격에 따른 GDP의 변화로 인한 요인이 크게 작용하는 것으로 보인다. 그러나 제조업의 경우에는 GDP와 취업자의 변화 간의 관계가 불안정하며 경제충격이 없었던 시기에도 호탄력성이 음인 기간이 종종 나타나는 등 불안정적 움직임을 보이고 있다.

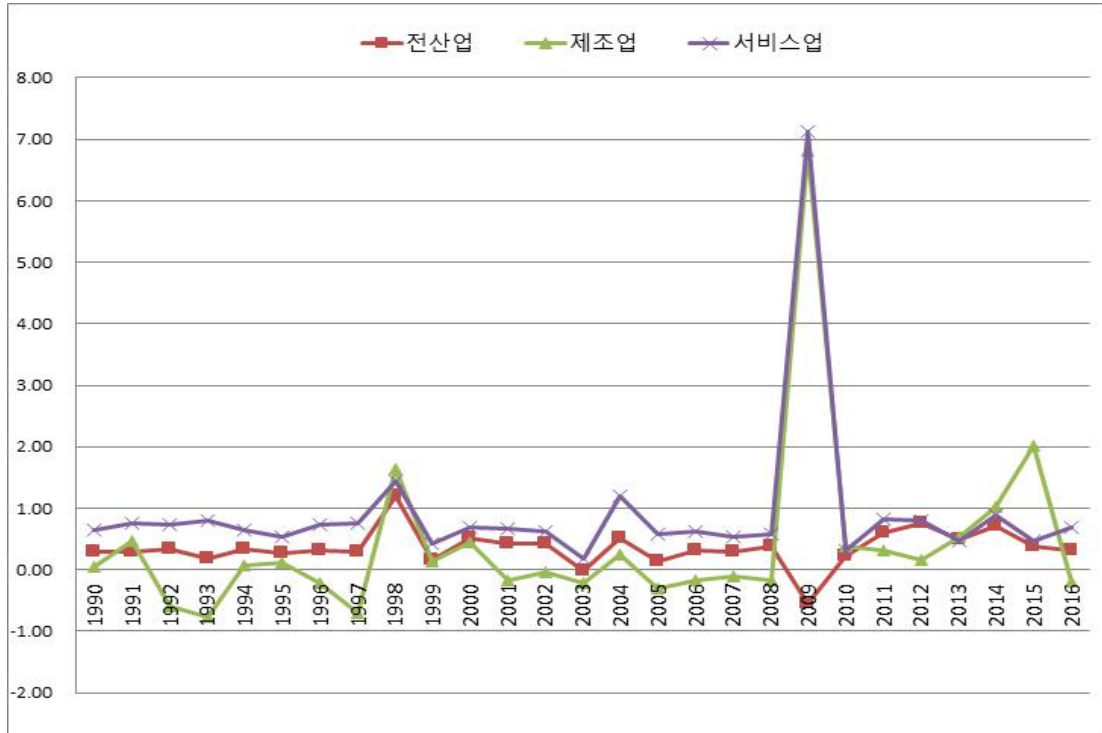
<표 1> 전국 산업별 고용 호탄력성(1990~2016년)¹⁾

연도	전산업	제조업	서비스업 ²⁾
1990	0.29	0.05	0.65
1991	0.30	0.48	0.75
1992	0.34	-0.60	0.75
1993	0.18	-0.78	0.81
1994	0.35	0.07	0.65
1995	0.28	0.11	0.54
1996	0.31	-0.23	0.72
1997	0.29	-0.71	0.76
1998	1.20	1.63	1.45
1999	0.16	0.14	0.42
2000	0.52	0.44	0.70
2001	0.42	-0.17	0.66
2002	0.43	-0.04	0.63
2003	-0.01	-0.21	0.19
2004	0.51	0.24	1.19
2005	0.15	-0.31	0.57
2006	0.32	-0.16	0.63
2007	0.29	-0.10	0.53
2008	0.38	-0.18	0.58
2009	-0.55	6.80	7.13
2010	0.22	0.37	0.31
2011	0.59	0.31	0.81
2012	0.76	0.16	0.80
2013	0.50	0.53	0.48
2014	0.71	1.03	0.90
2015	0.38	2.01	0.47
2016	0.31	-0.19	0.68
전기간 평균(90~2016)	0.36	0.40	0.92
전기간(97~98, 2008~09년 제외) ³⁾	0.36	0.14	0.65
외환위기 이전(90~96)	0.29	-0.13	0.70
외환위기~글로벌 위기(99~2007)	0.31	-0.02	0.61
글로벌 위기 이후(2010~16)	0.50	0.60	0.64

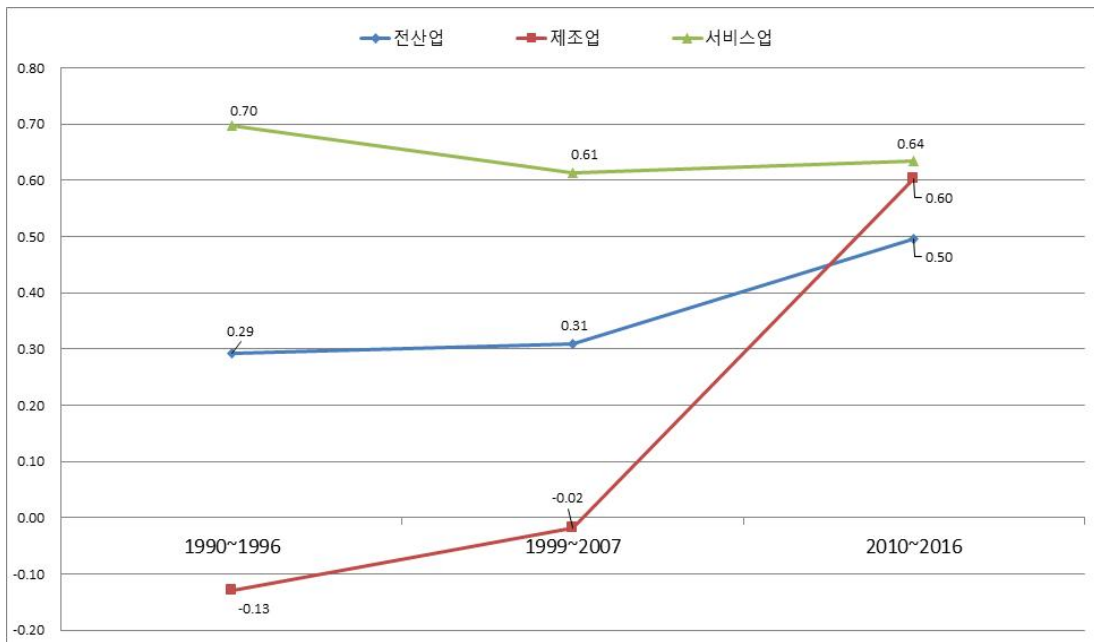
- 주: 1. 고용은 통계청이 발표한 경제활동인구조사의 취업자 기준이며, 해당 산업의 생산량의 변화율 대비 취업자의 변화율을 통해 호탄력성 산출함
 2. 1992~2000년의 “전기·가스·수도 사업” 분류가 서비스업과 같이 통합되어 조사되었으나 그 비중이 작아 서비스업의 전체 취업자 수의 변화에 큰 변화를 주지 못함
 3. 외환위기 기간(1997~98년)과 글로벌 금융위기 기간(2008~09년)에 고용탄력성이 급격히 변동해 이 두 기간을 제외하고 기간별 평균을 계산함

자료: 통계청

<그림 1> 전국 산업별 고용 호탄력성 변화(1990~2016년)



<그림 2> 경제충격 전후 전국 기간별 평균 고용 호탄력성



주: 많은 지역에서 외환위기 기간(1997~98년)과 글로벌 금융위기 기간(2008~09년) 중에 고용탄력성이 급격히 변동하여 이 두 기간을 제외하고 기간별 평균을 계산함

3. 충북

가. 전산업

충북 전산업 호탄력성은 1990~2016년 평균 -0.53으로 음으로 추정되었으나, 2차례 경제충격 시기(1997~98년 외환위기와 2008~09년 글로벌 금융위기)에는 호탄력성의 변동이 심하여 이 두 기간을 제외할 경우 0.22로 경제충격 시기를 제외하면 호탄력성이 대폭 상승한다. 경제충격으로 인한 전국 호탄력성 보다 충북 호탄력성 변화가 더 심했던 것에 비춰볼 때 외부 경제충격이 충북지역에 더 크게 작용한 것으로 해석된다. 시기별로 보면 1990~96년에 0.20에서 1999~2007년 0.12로 하락하였으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 연평균 0.38로 상승하는 추세를 보이고 있다.

나. 제조업

충북 제조업의 경우, 전 기간 호탄력성의 평균은 약 0.39이며, 2차례 경제충격 시기를 제외하면 약 0.60으로 경제충격의 영향이 컸던 것으로 드러난다. 시기별로 보면 1990~96년 외환위기 이전에는 평균 0.26에서 1999~2007년 1.12로 급상승하였으나 금융위기 이후 2010년대 들어 0.27로 대폭 하락하였다.

다. 서비스업

충북 서비스업의 경우, 호탄력성의 전 기간 평균은 약 0.75이며, 2차례 경제충격 시기를 제외하면 약 0.78로 큰 차이가 없었으며, 제조업에 비하여 호탄력성의 변화가 적은 것으로 나타난다. 시기별로 보면 1990~96년 외환위기 이전에는 평균 0.54에서 1999~2007년 0.95로 상승하였다가 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.80으로 소폭 하락하고 있다.

라. 제조업과 서비스업의 비교

제조업과 서비스업을 비교하면 서비스업이 대체로 제조업보다 호탄력성이 더 높으며, 경제충격으로 인한 영향도 더 작은 것으로 나타난다. 2차례의 경제충격 시기를 제외한 전 기간 서비스업 평균은 0.78이나 제조업은 0.60이며, 2차례 경제충격 시기를 포함하는 경우에도 서비스업 평균은 0.75로서 제조업 평균 0.39를 크게 상회한다. 그리고 서비스산업은 2차례의 경제충격으로 인한 호탄력성의 변화가 거의 없었다.

시기별 추이를 보면 외환위기 이전과 외환위기 이후부터 글로벌 금융위기 이전 서비스업과 제조업 간의 격차는 0.28, -0.17이었으나, 글로벌 금융위기 이후에 제조업의 호탄력성이 하락하면서 그 격차가 0.53으로 커졌다. 서비스업과 제조업 호탄력성은 1990~96년 0.54와 0.26, 1999~2007년 0.95와 1.12이었으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.80과 0.27로 격차가 커졌다. 충북 서비스업의 경우도 전국의 경우와 마찬가지로 호탄력성이 제조업에 비하여 상대적으로 안정적인 추이를 보이고 있다.

<표 2> 충북 산업별 고용 호탄력성(1990~2016년)¹⁾

연도	전산업	제조업	서비스업 ²⁾
1990	0.07	0.49	0.57
1991	0.17	0.99	0.63
1992	0.59	-0.14	0.70
1993	0.09	-0.61	0.33
1994	0.15	0.04	0.70
1995	0.16	0.51	0.52
1996	0.19	0.54	0.36
1997	0.55	1.36	0.65
1998	0.34	0.07	1.24
1999	0.02	0.03	0.28
2000	0.45	1.52	1.75
2001	0.23	4.24	0.80
2002	0.47	0.31	0.87
2003	-0.79	-5.93	2.15
2004	0.21	0.06	1.91
2005	0.00	9.46	0.17
2006	0.12	-0.20	0.65
2007	0.36	0.56	-0.04
2008	-20.59	-5.81	-0.19
2009	0.28	1.08	0.51
2010	0.23	0.30	0.74
2011	0.35	0.13	0.71
2012	0.07	-1.06	0.48
2013	0.42	0.30	0.97
2014	1.05	0.39	1.58
2015	0.43	1.76	0.42
2016	0.12	0.07	0.70
전기간 평균(90~2016)	-0.53	0.39	0.75
전기간(97~98, 2008~09년 제외) ³⁾	0.22	0.60	0.78
외환위기 이전(90~96)	0.20	0.26	0.54
외환위기~글로벌 위기(99~2007)	0.12	1.12	0.95
글로벌 위기 이후(2010~16)	0.38	0.27	0.80

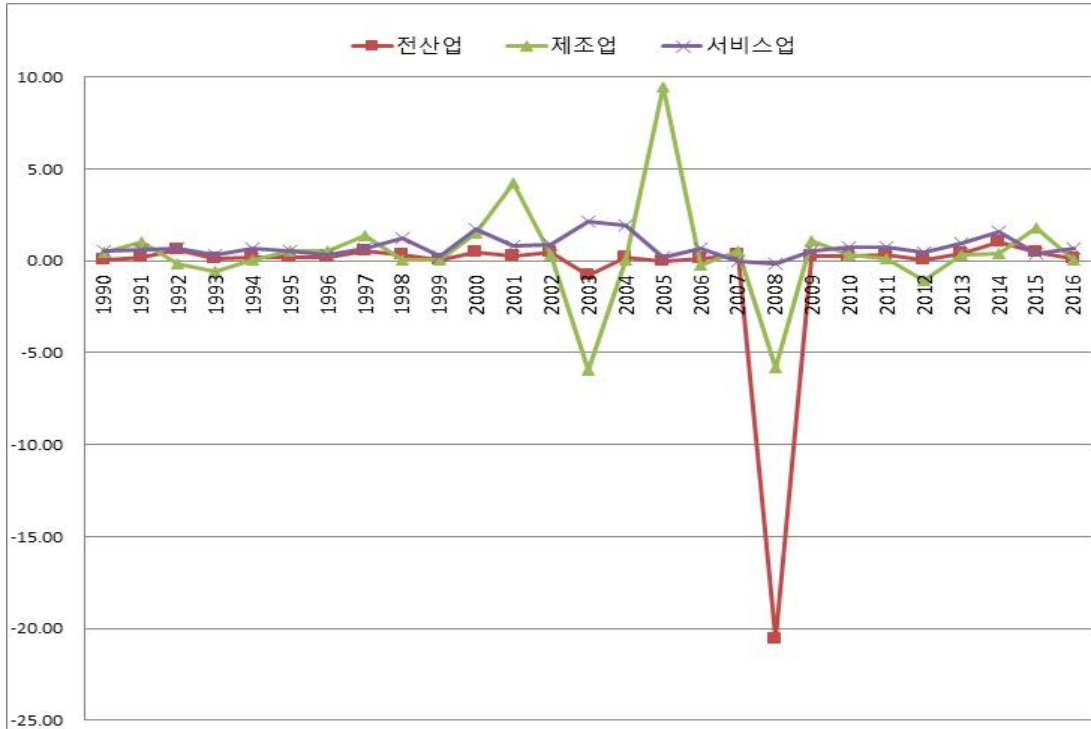
주: 1. 고용은 통계청이 발표한 경제활동인구조사의 취업자 기준이며, 해당 산업의 생산량의 변화율 대비 취업자의 변화율을 통해 호탄력성 산출함

2. 1992~2000년의 “전기·가스·수도 사업” 분류가 서비스업과 같이 통합되어 조사되었으나 그 비중이 작아 서비스업의 전체 취업자 수의 변화에 큰 변화를 주지 못함

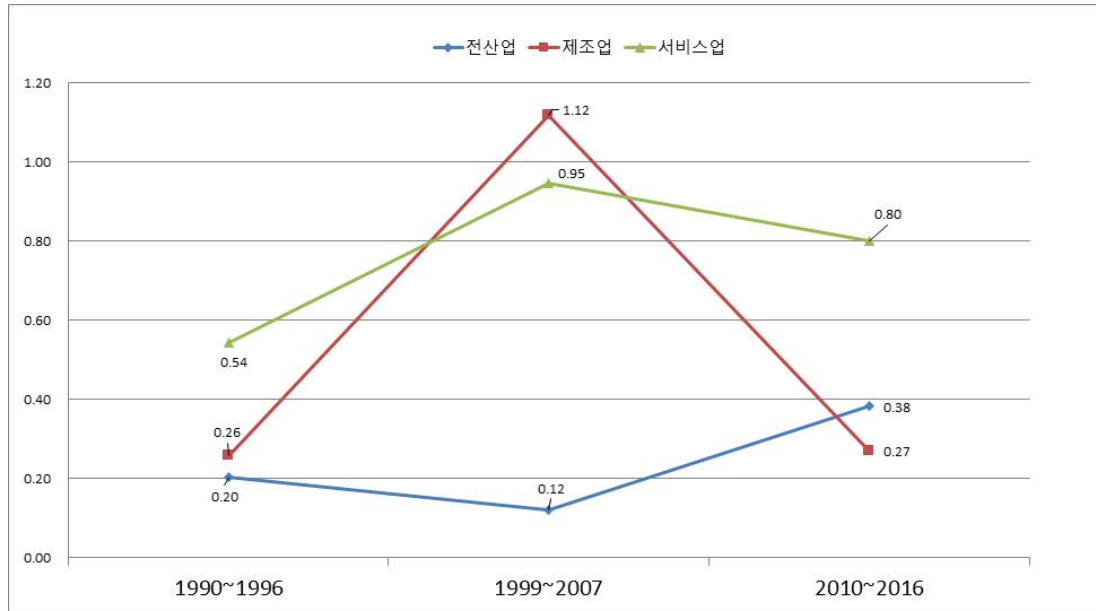
3. 외환위기 기간(1997~98년)과 글로벌 금융위기 기간(2008~09년)에 고용탄력성이 급격히 변동해 이 두 기간을 제외하고 기간별 평균을 계산함

자료: 통계청

<그림 3> 충북 산업별 고용 호탄력성 변화(1990~2016년)



<그림 4> 경제충격 전후 충북 기간별 평균 고용 호탄력성



주: 많은 지역에서 외환위기 기간(1997~98년)과 글로벌 금융위기 기간(2008~09년) 중에 고용탄력성이 급격히 변동하여 이 두 기간을 제외하고 기간별 평균을 계산함

서비스업의 경우 호탄력성의 급격한 변화나 음의 호탄력성이 발생하는 이유는 경제충격에 따른 GDP 변화로 인한 요인이 크게 작용하는 것으로 보이나, 제조업의 경우 GDP와 취업자의 변화 간의 관계가 서비스산업에 비해 일정치 않으며 경제충격이 없었던 시기에도 호탄력성이 음인 기간이 종종 나타나는 등 불안정적 움직임을 보이고 있다.

4. 충북의 주요 특징

2차례의 경제충격인 1997~98년 외환위기와 2008~09년 글로벌 금융위기의 전후 시계열 상의 특징을 보면, 전국의 고용 호탄력성의 경우, 1998년 외환위기로 인해 전산업, 제조업, 서비스업 모두 GDP가 큰 폭으로 감소하고 고용자 수도 감소하여 두 지표의 음의 효과로 인하여 고용 호탄력성이 양수였으며 1997년에 비해 대폭 증가한다.

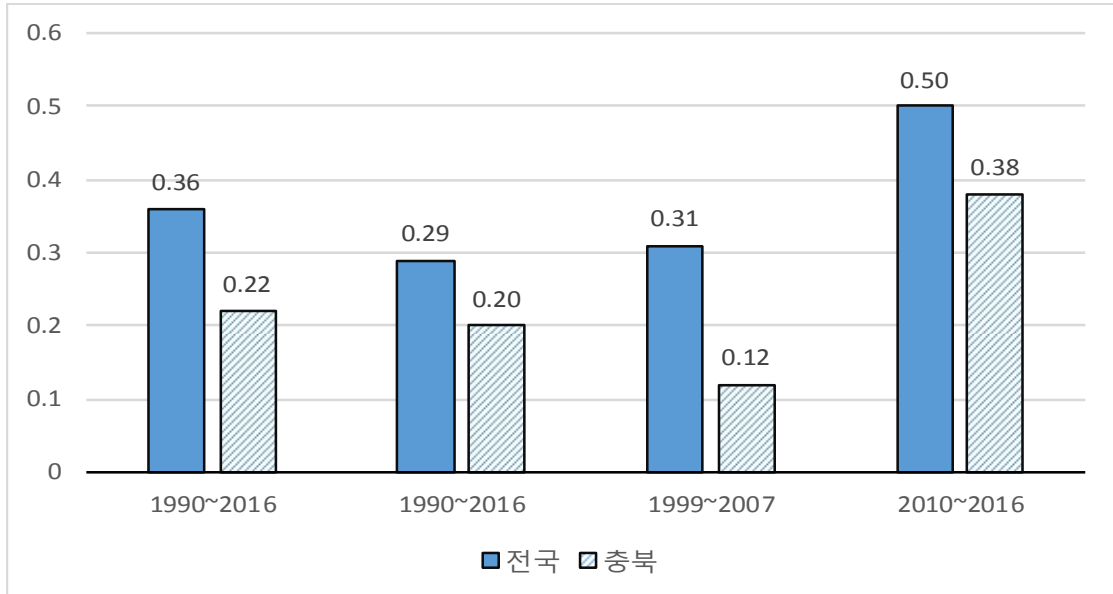
글로벌 금융위기의 경우, 외환위기와는 달리 2009년 전산업 GDP는 증가한 반면 고용자 수는 감소하여 음의 탄력성을 보였으며 글로벌 금융위기 이후 GDP와 고용자의 동반 상승으로 양의 호탄력성을 보이는 가운데 소폭 등락을 거듭하고 있다.

충북의 경우도 전국과 마찬가지로 1998년 외환위기 시 전산업, 제조업, 서비스업 모두 GDP와 고용자가 동반 감소하였으나 호탄력성의 변화는 크지 않았으며 2008년 글로벌 금융위기 시, 전산업과 제조업 GDP는 하락한 반면 고용은 크게 늘어 전산업과 제조업의 호탄력성이 각각 -20.6과 -5.8로 크게 하락하였다.

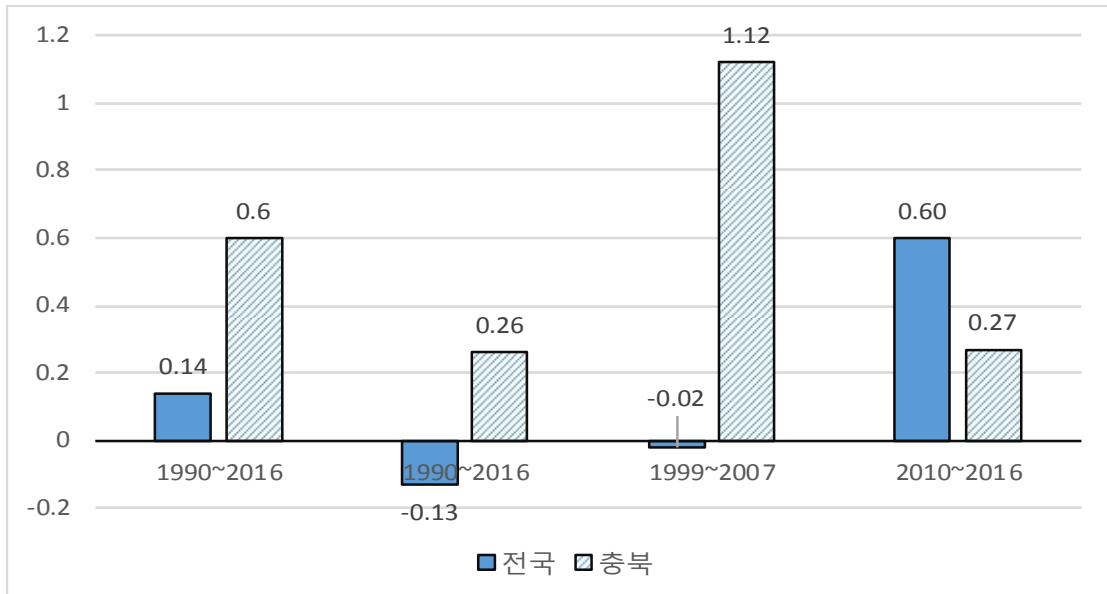
전산업 및 제조업과는 대조적으로 서비스업의 생산은 늘었지만 고용이 감소하여 호탄력성이 음으로 나타났으며 2008년 글로벌 금융위기 이후, 고용 호탄력성은 일반적인 추세로 회복한 이후 2014년 취업자의 대폭 증가로 인해 호탄력성이 글로벌 금융위기 이후 가장 높은 수치를 보인 후, 완만히 감소하고 있다.

<그림 5> 전국과 충북의 산업별·기간별 고용 호탄력성 비교

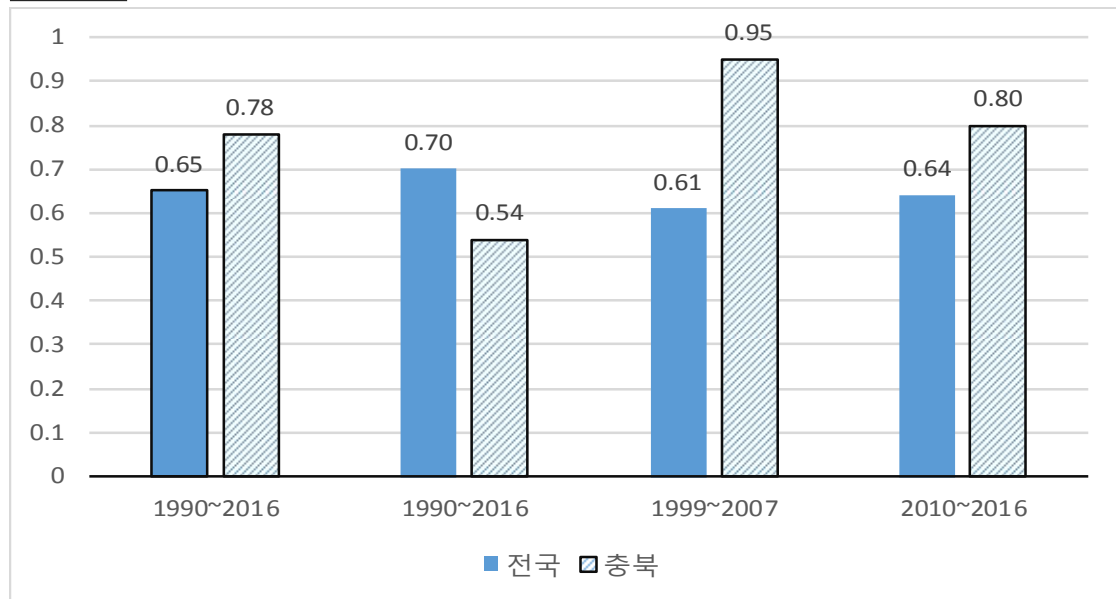
(a) 전산업



(b) 제조업



(c) 서비스업



주: 많은 지역에서 외환위기 기간(1997~98년)과 글로벌 금융위기 기간(2008~09년) 중에 고용탄력성이 급격히 변동하여 이 두 기간을 제외하고 기간별 평균을 계산함

III. 점탄력성의 추정

호탄력성은 계산이 편리하고 매기 고용탄력성을 측정할 수 있다는 장점이 있지만 시기별 변동이 심해 지역 간, 업종 간 비교에 한계가 있으며 단기 고용탄력성만 추정할 수 있고 장기 균형관계는 파악할 수 없다. 이 점을 고려하여 회귀분석에 의하여 점탄력성을 추정하고자 한다(Islam and Nazara, 2000; Islam, 2004).

1. 추정모형 설정

점탄력성은 오쿤의 법칙(Okun's law)과 마찬가지로 갭모형, 차분모형, 동태적 모형과 공적분 모형으로 나누어진다(Knotek, 2007).

가. 갭모형(gap model)

갭모형은 고용 갭(실제 고용 - 완전고용, E_t^*)과 산출량 갭(실제 생산 - 잠재 생산, Y_t^*) 간의 관계를 아래 식으로 추정하며, 추정된 β 값이 고용탄력성으로 정의된다.

$$\ln E_{it} - \ln E_{it}^* = \alpha + \beta (\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + e_{it} \quad (1)$$

완전고용과 잠재 GDP의 추정에는 HP 필터나 Baxter and King의 band-pass 필터 등을 적용해 추정할 수 있으나, 완전고용과 잠재 GDP의 개념이 불분명하며 그 추정치에 따라 고용탄력성의 추정치가 달라진다는 문제점이 있다. 특히 완전고용과 잠재 생산이 지역 간, 업종 간에 달라지므로 지역 간, 업종 간 비교분석에는 적용하기가 어렵다는 단점이 있다.

나. 차분 모형(difference model)

차분 모형은 고용의 1차 차분(변화율)과 생산량의 1차 차분(변화율) 간의 관계를 아래 식에 의해 추정하며, 추정된 β 값을 고용탄력성으로 해석할 수 있다.²⁾

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha + \rho \Delta \ln E_{it-1} + \beta \Delta \ln Y_{it} + e_{it} \quad (2)$$

2) β 는 생산량 증가율 1%p 상승이 고용 증가율의 변화에 미치는 효과로서 탄력성과는 다르지만 이하 단기 고용탄력성으로 칭하기로 한다.

차분모형은 완전고용과 잠재 생산을 추정하지 않아도 되며, 단위근에 따른 가성회귀 문제를 해소해 주나 장기 균형관계를 파악할 수 없다는 한계점이 있다.

고용조정 비용 때문에 고용조정이 시차를 두고 점진적으로 이루어질 수 있다는 점을 고려하여 종속변수(고용)의 1기 과거 시차를 설명변수로 도입하였다. 종속변수의 1기 과거 시차를 설명변수로 도입하면 현재와 과거의 생산이 금기의 고용에 미치는 영향을 누적적으로 반영할 수 있다.

표본에 16개 전국 광역시도가 모두 포함되어 있으므로 식 (2)를 고정효과모형(fixed effect model)을 적용하여 추정한다.³⁾

$$\Delta \ln E_{it} = \sum_{i=1}^{16} \alpha_i D_i + \rho_1 \Delta \ln E_{it-1} + \beta \Delta \ln Y_{it} + e_{it} \quad (2-1)$$

단, $i = 1, \dots, 16$ 은 16개 지역, $t = 1, \dots, T$ 은 기간

다. 동태적 모형(dynamic model)

차분 모형과 캡모형은 단기 경기변동의 영향을 분석하는 모형으로서 장기관계를 파악할 수 없다는 한계점이 있다. 따라서 장단기 관계를 파악하기 위하여 많은 선행연구는 수준변수를 이용한 동태적 모형을 이용한다. 동태적 모형을 적용한 선행연구는 김명준·박성용(2017), 한국은행(2013), 김용현(2005b)와 KSeifried(2005), Knotek(2007), Crivelli, Furceri, and Toujas-Berbaté(2012), Ball, Leigh and Loungani(2013), Chinn, Ferrara and Mignon(2013) 등이 있다.

동태적 모형은 수준변수를 이용하며, 종속변수(고용)의 과거 시차를 설명변수로 도입하는 모형으로서 아래 식에 고정효과모형을 적용하여 추정할 수 있다.

$$\ln E_{it} = \alpha + \rho \ln E_{it-1} + \beta \ln Y_{it} + e_{it} \quad (3)$$

동태적 모형은 변수가 단위근을 지니고 있는 경우에도 OLS 추정치가 super-consistent하며, 장단기 관계를 동시에 파악할 수 있다는 장점이 있다. 동태적 모형의 장단기 고용탄력성은 아래와 같이 구해진다.

- 단기 고용탄력성: $e_i^S = \beta$
- 장기 고용탄력성: $e_i^L = \beta / (1 - \rho)$

3) 고용탄력성의 지역별 차이는 생산량 변화율($\Delta \ln Y_{it}$)의 계수에 지역별 더미(D_i)를 적용하면 분석이 가능하다.

동태적 모형은 축약형(reduced form)으로 전환 시 금기의 고용이 금기뿐 아니라 과거의 생산에도 의존하게 된다. 따라서 이 모형은 기업이 산출량 갭 변동을 일시적이라고 인식할 경우 고용조정을 하지 않거나 고용보호규정 등과 같은 제약이 존재하여 채용과 해고가 단기간에 이루어지지 않는 효과 등을 고려한 모형이라고 할 수 있다.

$$\ln E_{it} = \alpha / (1 - \rho) + \beta \sum_{k=0}^{\infty} (\rho L)^k \ln Y_{it} + \sum_{k=0}^{\infty} (\rho L)^k e_{it}$$

동태적 패널모형을 추정할 경우 고정효과모형과 확률효과모형 모두 일치 추정량(consistent estimator)이 되지 못한다는 문제점이 있다. 따라서 일치추정량을 얻기 위해 Arellano-Bond(1991)의 차분 고정효과모형이나 Arellano-Bover(1995), Blundell-Bond(1998)의 system GMM을 적용해야 한다.

라. ARDL 공적분 모형

앞의 동태적 모형을 적용해 고용탄력성을 추정해 본 결과, 추정결과가 모형의 설정에 따라 크게 달라지는 등 신뢰성이 취약하였다. 따라서 동태적 모형의 대안으로서 Pesaran and Shin(1999)과 Pesaran, Smith and Shin(2001) 등이 제안한 ARDL(autoregressive distributed lag, 자기회귀 분포 시차) 공적분 모형을 적용하였다.

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^l \rho_k \Delta \ln E_{it-k} + \sum_{k=0}^l \beta_k \Delta \ln Y_{it-k} + (\gamma_1 \ln E_{it-1} + \gamma_2 \ln Y_{it-1}) + e_{it} \quad (4)$$

위 식에서 β_k 는 고용 변화율과 생산량 변화율 간의 단기 관계를 나타내며, 장기 균형관계는 $(\gamma_1 \ln E_{it-1} + \gamma_2 \ln Y_{it-1})$ 에 의해 파악될 수 있다.

- 단기 고용탄력성: $e_i^S = \beta_0$
- 장기 고용탄력성: $e_i^L = -\gamma_2 / \gamma_1$

ARDL 모형은 단위근을 지니는 불안정적인 변수와 안정적인 변수가 혼합되어 있는 경우에도 적용이 가능하다. ARDL 모형은 또한 장단기 관계를 동시에 추정할 수 있다는 장점이 있는데, ARDL 모형에서 추정된 단기 관계를 앞의 차분 모형에서 추정된 단기 관계와 비교 평가하여 모형의 신뢰도를 점검할 수 있다.

표본에는 16개 전국 광역시도가 모두 포함되어 있으므로 식 (4)의 상수항에 고정효과(fixed effect model)를 적용한 식 (4-1)을 추정한다.4)

$$\Delta \ln E_{it} = \sum_{i=1}^{16} \alpha_i D_i + \rho_1 \Delta \ln E_{it-1} + \beta_0 \Delta \ln Y_{it} + \beta_1 \Delta \ln Y_{it-1} + (\gamma_1 \ln E_{it-1} + \gamma_2 \ln Y_{it-1}) + e_{it} \quad (4-1)$$

2. 점탄력성의 추정결과

식 (2-1)의 차분 모형과 식 (4-1)의 ARDL 모형을 고정효과모형으로 추정한 결과 두 모형의 단기 고용탄력성 추정결과에 큰 차이가 없었는데, 이는 ARDL 모형이 적절히 설계되었음을 시사해 주는 것이다. 이하에서는 ARDL 모형을 중심으로 주요 추정결과를 설명하고자 한다(차분 모형의 추정결과는 부록 참조).⁵⁾

가. 전산업

식 (4-1)의 ARDL 모형에서 장기와 단기 고용탄력성이 외환위기와 글로벌 금융위기의 영향을 받았을 가능성을 감안하기 위하여 2개의 경제위기 더미(DUM_CRISIS)를 각각 LOG(GDP_ALL(-1))과 DLOG(GDP_ALL)의 계수에 적용하였다. 모형1은 외환위기 더미를, 모형2는 글로벌 금융위기 더미를 적용한 것이다. 모형3은 전국과 충북지역 간 장단기 고용탄력성이 차이가 있는지를 분석하기 위하여 충북지역 더미를 LOG(GDP_ALL(-1))과 DLOG(GDP_ALL)의 계수에 적용하였다. 모형4는 경제위기 더미와 충북지역 더미를 적용하지 않은 경우이다.⁶⁾

(1) 장기 고용탄력성

4개 모형 모두에서 LOG(EMP_ALL(-1))과 LOG(GDP_ALL(-1))의 계수가 모두 1% 수준에서 유의하였는데, 이는 장기 균형관계가 유의하게 존재함을 의미한다. 장기 고용탄력성[-LOG(GDP_ALL(-1))의 계수/LOG(EMP_ALL(-1))의 계수]은 0.32(모형1)에서 0.43(모형2)에 이르는 것으로 추정되었으며, 모형3~4에서도 모형2와 비슷한 수준(0.42)을 보였다.

모형1~3 모두에서 LOG(GDP_ALL(-1))에 대한 충북지역의 더미변수는 유의성이 없었는데, 이는 충북지역의 장기 고용탄력성이 전국 수준과 크게 다르지 않음을 의미하는 것이다.

4) 식 (4-1)에서 시차 개수는 Schwarz 기준에 의거해 1개로 결정하였다. 식 (4-1)에서 단기 영향을 나타내는 계수 β_0 과 장기 고용탄력성의 계수 γ_2 에 지역 더미(D_i)를 적용하면 지역 간의 장단기 고용탄력성의 차이를 분석할 수 있다.

5) 고정효과모형의 적절성에 대한 F와 χ^2 검정 결과 차분 모형과 ARDL 모형 모두 고정효과가 1% 수준에서 유의한 것으로 검정되었다.

6) 제조업과 서비스업의 추정모형도 전산업과 동일한 방식으로 설정한다.

모형1~2에서 LOG(GDP_ALL(-1))에 대한 외환위기와 글로벌 금융위기의 더미는 모두 음(-)이지만, 통계적 유의성은 없었다. 이는 두 차례의 경제위기가 전 산업의 장기 고용탄력성에 유의한 영향을 미치지 않았음을 의미한다.

<표 3> 전산업 ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)								
	모형1 ¹⁾		모형2 ¹⁾		모형3		모형4	
Variable	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.9455***	8.45	0.7668***	6.48	0.7785***	6.56	0.7875***	6.58
DUM_CRISIS ¹⁾	0.0602	0.85	0.0575	0.79	-	-	-	-
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.1148***	-10.6	-0.1206***	-10.33	-0.1210***	-10.3	-0.1219***	-10.3
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0370***	8.36	0.0515***	11.68	0.0511***	11.7	0.0508***	11.8
DUM_CRISIS×LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	-0.0045	-1.10	-0.0030	-0.73	-	-	-	-
DUM_CHB×LOG(GDP_ALL(-1))	-0.0026	-0.28	-0.0073	-0.73	-0.0074	-0.73	-	-
DLOG(EMP_ALL(-1))	-0.0514	-1.30	-0.0224	-0.53	-0.0270	-0.63	-0.0265	-0.62
DLOG(GDP_ALL)	0.2277***	7.00	0.4538***	22.66	0.4479***	22.6	0.4340***	22.4
DUM_CRISIS×DLOG(GDP_ALL) ¹⁾	0.3099***	7.64	-0.3407**	-2.44	-	-	-	-
DUM_CHB×DLOG(GDP_ALL)	-0.1625**	-2.14	-0.2353***	-2.93	-0.2360***	-2.92	-	-
DLOG(GDP_ALL(-1))	0.1214***	5.32	0.1201***	4.89	0.1204***	4.88	0.1209***	4.86
Adjusted R ² /DW	0.71	1.72	0.67	1.76	0.66	1.76	0.68	1.78
장기 고용탄력성	0.3227		0.4266		0.4225		0.4170	
단기 고용탄력성	0.2277		0.4538		0.4479		0.4340	
충북 단기 영향	0.0652		0.2185		0.2118		-	

- 주: 1. 모형1은 아시아 외환위기(1997~98년), 모형2는 글로벌 금융위기(2008~09년) 더미를 적용
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수이며, 산출 변화율이 고용 변화율에 미치는 단기 고용탄력성은 $\text{DLOG}(\text{GDP_ALL})$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

(2) 단기 고용탄력성

단기 고용탄력성[DLOG(GDP_ALL)의 계수]은 외환위기 더미를 적용한 모형1에서는 0.23(모형1)이며, 그 외 모형2~4에서는 0.45~0.43 범위로 추정된다. 이러한 추정결과는 차분 모형(부표 1)과 크게 다르지 않은 것으로서 ARDL 모형이 적절히 설정되었음을 시사해 준다.

7) DLOG(GDP_ALL)의 계수는 생산량 증가율의 1%p 상승이 고용 증가율의 변화에 미치는 영향으로서 엄밀하게는 탄력성은 아니지만 편의상 탄력성이라 칭함.

모형1~3의 추정결과 $DLOG(GDP_ALL)$ 의 계수에 대한 충북지역 더미는 5% 또는 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 음(-)이었고 이는 충북 전산업의 단기 고용탄력성이 전국에 비해 더 낮음을 의미하는 것으로 전국과의 격차가 약 0.16(모형1), 0.24(모형2~3)에 달하는 것으로 추정된다. 이러한 ARDL 모형의 단기 탄력성 추정 결과는 차분 모형의 모형1~2와 일치하는 결과로 ARDL 모형이 적절히 설정되었음을 시사해 준다.

모형1의 추정결과 $DLOG(GDP_ALL)$ 의 계수에 대한 외환위기 더미의 계수는 양(+0.31)이나 모형2에서 글로벌 금융위기 더미의 계수는 음(-0.34)이며, 두 계수가 모두 통계적으로 유의하였으며 이는 외환위기와 글로벌 금융위기가 전산업의 단기 고용탄력성에 미치는 영향은 상반되는 것으로 나타난다. 이러한 추정결과는 또한 차분 모형(모형1과 모형2)의 추정결과(+0.34, -0.32)와 큰 차이가 없다.

나. 제조업

추정모형은 전산업과 동일한 방식으로 상수항에 16개 지역 더미를 적용하여 고정효과모형을 추정하고, 경제위기 더미와 충북 더미를 단기 및 장기 탄력성 계수에 적용한 4개 모형을 설정하였다.⁸⁾

(1) 장기 고용탄력성

4개 모형 모두에서 $LOG(EMP_MAN(-1))$ 과 $LOG(GDP_MAN(-1))$ 의 계수가 모두 1% 수준에서 유의하여 장기 균형관계가 존재하는 것으로 나타난다. 제조업 장기 고용탄력성[- $LOG(GDP_MAN(-1))$ 의 계수/ $LOG(EMP_MAN(-1))$ 의 계수]은 모형1에서는 0.29로 추정되었으며, 모형2~4에서는 0.38~0.39 범위로 나타나며 이는 전산업의 장기 고용탄력성(모형1 0.32, 모형2~4의 0.42~0.43)에 비해 다소 낮은 수준이다.

모형1~3 모두에서 $LOG(GDP_MAN(-1))$ 에 대한 충북지역의 더미변수는 유의성이 없었는데, 이는 충북지역 제조업의 장기 고용탄력성이 전국 수준과 크게 다르지 않음을 의미하는 것이다.

모형1에서 $LOG(GDP_MAN(-1))$ 에 대한 외환위기 더미는 유의성이 없었는데 반해, 모형2에서 글로벌 금융위기의 더미는 유의하게 음(-0.025)으로 나타나는데 이는 외환위기와 달리 글로벌 금융위기는 제조업의 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 미쳤음을 의미한다. 이는 <그림 1>에서 확인할 수 있듯이 글로벌 금융위기 시 외환위기 시 보다 제조업의 호탄력성이 훨씬 더 높게 상승한 결과인 것으로 풀이된다.

8) 고정효과모형의 적절성에 대한 F 와 χ^2 검정 결과 고정효과가 1% 수준에서 유의한 것으로 추정된다.

<표 4> 제조업 ARDL모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_MAN)								
Variable	모형1		모형2		모형3		모형4	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.6485**	2.36	0.5467*	1.92	0.5760**	2.03	0.5708**	2.05
DUM_CRISIS ¹⁾	-0.1380	-0.80	0.4025**	2.42	-	-	-	-
LOG(EMP_MAN(-1))	-0.0879***	-4.13	-0.0993***	-4.49	-0.1004***	-4.59	-0.1001***	-4.64
LOG(GDP_MAN(-1))	0.0254***	2.94	0.0395***	4.52	0.0382***	4.42	0.0384***	4.66
DUM_CRISIS×LOG(GDP_MAN(-1)) ¹⁾	0.0043	0.38	-0.0254**	-2.49	-	-	-	-
DUM_CHB×LOG(GDP_MAN(-1))	-0.0023	-0.09	0.00001	0.00	0.0013	0.05	-	-
DLOG(EMP_MAN(-1))	0.0509	1.04	0.1091**	2.21	0.1064	2.15	0.1068**	2.16
DLOG(GDP_MAN)	0.2148***	3.77	0.3648***	7.95	0.3814***	8.55	0.3742***	8.65
DUM_CRISIS×DLOG(GDP_MAN) ¹⁾	0.2411***	2.64	0.1777	0.90	-	-	-	-
DUM_CHB×DLOG(GDP_MAN)	-0.2019	-1.10	-0.1295	-0.69	-0.1391	-0.74	-	-
DLOG(GDP_MAN(-1))	0.1031**	2.45	0.0876**	2.03	0.0925**	2.13	0.0921**	2.12
Adjusted R ² /DW	0.28	2.03	0.28	2.03	0.23	2.00	0.23	2.00
장기 고용탄력성	0.2887		0.3874		0.3808		0.3838	
단기 고용탄력성	0.2148		0.3648		0.3814		0.3742	

- 주: 1. 모형1은 아시아 외환위기(1997~98년), 모형2는 글로벌 금융위기(2008~09년) 더미를 적용
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수이며, 산출 변화율이 고용 변화율에 미치는 단기 고용탄력성은 $\text{DLOG}(\text{GDP_ALL})$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

(2) 단기 고용탄력성

단기 고용탄력성[DLOG(GDP_MAN)의 계수]은 외환위기 더미를 적용한 모형1에서는 0.21(모형1)이며, 모형2~4에서는 0.36~0.38의 범위로 추정되어 차분 모형과 크게 다르지 않았다(부록). 제조업의 단기 고용탄력성은 전산업(모형1 0.23, 모형2~4 0.45~0.43)에 비해 다소 낮은 수준이다.

모형1~3의 추정결과 DLOG(GDP_MAN)의 계수에 대한 충북지역 더미는 모두 음(-)이었지만 통계적 유의성은 없었다. 이러한 ARDL 모형의 단기 탄력성 추정결과는 차분 모형(부표 2)의 모형1~2와 일치하는 결과로서 충북 제조업의 단기 고용탄력성이 전국 수준과 크게 다르지 않음을 시사한다.

모형1~2 추정결과 DLOG(GDP_MAN)의 계수에 대한 외환위기와 글로벌 금융위기 더미는 각각 +0.24, +0.18로 추정되었으며, 이 중 외환위기 더미는 1% 수준에서 유의하였는데, 이러한 추정결과는 차분 모형(모형1과 모형2)의 추정결과와 일치한다.

경제위기 더미 변수에 대한 차분 모형과 ARDL 모형의 추정결과에 따르면 글로벌 금융위기는 제조업의 장기 고용탄력성을 상승시킨 반면, 외환위기는 장기보다는 단기에 고용탄력성을 상승시킨 것으로 나타난다.

다. 서비스업

추정모형은 전산업 및 제조업과 동일한 방식으로 고정효과모형을 추정하고, 경제위기 더미와 충북 더미를 단기 및 장기 탄력성 계수에 적용한 4개 모형을 설정하였다.⁹⁾

(1) 장기 고용탄력성

4개 모형 모두에서 $\text{LOG}(\text{EMP_SER}(-1))$ 과 $\text{LOG}(\text{GDP_SER}(-1))$ 의 계수가 모두 1% 수준에서 유의하여 장기 균형관계가 존재하는 것으로 나타난다. 서비스업의 장기 고용탄력성[- $\text{LOG}(\text{GDP_SER}(-1))$ 의 계수/ $\text{LOG}(\text{EMP_SER}(-1))$ 의 계수]은 모형1에서는 0.43으로 추정되었으며, 모형2~4에서는 0.59~0.60 수준으로 나타났는데, 이는 제조업뿐 아니라 전산업 장기 고용탄력성(모형1 0.32, 모형2~4 0.42, 0.43)에 비하여 매우 높은 수준이다.

모형1~3 모두에서 $\text{LOG}(\text{GDP_SER}(-1))$ 에 대한 충북지역의 더미변수는 유의성이 없었는데, 이는 충북지역 서비스업의 장기 고용탄력성이 전국 수준과 크게 다르지 않음을 의미하는 것이다.

모형1~2에서 $\text{LOG}(\text{GDP_SER}(-1))$ 에 대한 외환위기와 글로벌 금융위기의 더미는 모두 양이었지만 유의성은 없었다. 즉 외환위기와 글로벌 금융위기는 서비스업의 장기 고용탄력성에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타난다.

(2) 단기 고용탄력성

단기 고용탄력성[D $\text{LOG}(\text{GDP_SER})$ 의 계수]은 외환위기 더미를 적용한 모형1에서는 0.24(모형1)이며, 모형2~4에서는 0.58~0.59로 추정되어 차분 모형(부표 3)과 비슷한데, 이는 제조업뿐 아니라 전산업(모형1 0.23, 모형2~4 0.45~0.43)에 비해 높은 수준이다.

모형1~3의 추정결과 D $\text{LOG}(\text{GDP_SER})$ 의 계수에 대한 충북지역 더미는 모두 음(-)이었지만 통계적 유의성은 없었다.

ARDL 모형의 단기 탄력성 추정결과는 차분 모형의 모형2~3과 일치하는 결과로 충북 서비스업의 단기 고용탄력성이 전국 수준과 크게 다르지 않음을 시사한다.

9) 고정효과모형의 적절성에 대한 F 와 χ^2 검정 결과 고정효과가 1% 수준에서 유의한 것으로 추정되었다.

모형1의 추정결과 DLOG(GDP_ALL)의 계수에 대한 외환위기 더미는 유의하게 양(+0.60)이나, 모형2에서 글로벌 금융위기 더미는 음(-0.25)이며 유의성은 없었다. 외환위기와 글로벌 금융위기가 서비스업 단기 고용탄력성에 미치는 영향이 상반된 것으로 나타났는데, 이는 차분 모형(모형1과 모형2)의 추정결과와 큰 차이가 없다.

경제위기 더미 변수에 대한 차분 모형과 ARDL 모형의 추정결과 외환위기는 장기보다 단기에 서비스업의 고용탄력성을 상승시켰으며, 글로벌 금융위기는 장기와 단기 모두 고용탄력성에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

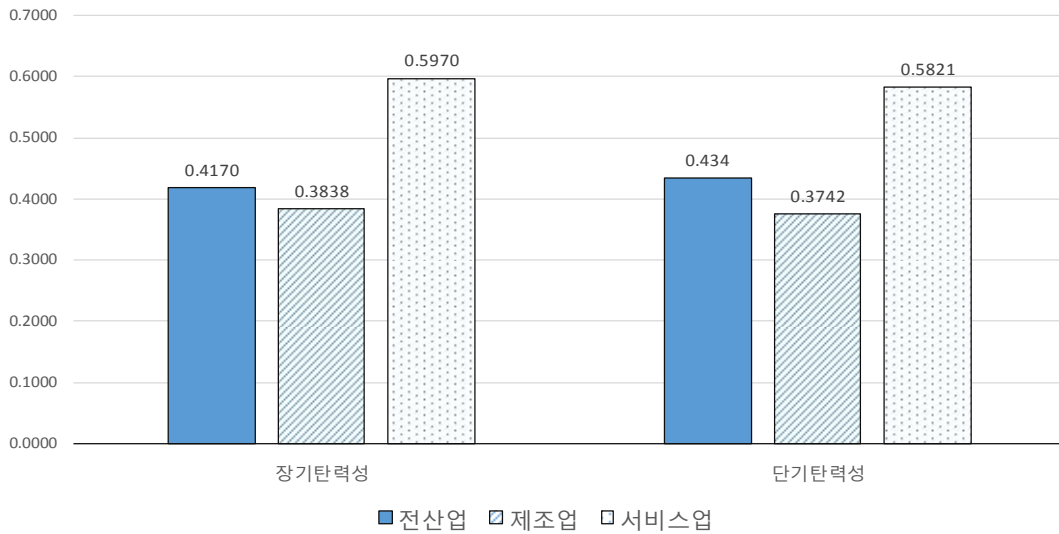
<표 5> 서비스업 ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_SER)								
Variable	모형		모형2		모형3		모형4	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.8113***	8.16	0.5468***	5.57	0.5482***	5.63	0.5433***	5.59
DUM_CRISIS ¹⁾	-0.0534	-0.58	0.0040	0.04	-	-	-	-
LOG(EMP_SER(-1))	-0.1325***	-6.10	-0.1641***	-7.26	-0.1654***	-7.36	-0.1652***	-7.36
LOG(GDP_SER(-1))	0.0565***	3.65	0.0966***	6.32	0.0975***	6.42	0.0986***	6.51
DUM_CRISIS×LOG(GDP_SER(-1)) ¹⁾	0.0015	0.26	0.0002	0.04	-	-	-	-
DUM_CHB×LOG(GDP_SER(-1))	0.0200	1.14	0.0160	0.86	-	0.86	-	-
DLOG(EMP_SER(-1))	0.0979**	2.20	0.0808*	1.71	0.0813*	1.72	0.0854*	1.82
DLOG(GDP_SER)	0.2354***	3.77	0.5883***	14.10	0.5841***	14.16	0.5821***	14.36
DUM_CRISIS×DLOG(GDP_SER) ¹⁾	0.6013***	7.12	-0.2507	-0.64	-	-	-	-
DUM_CHB×DLOG(GDP_SER)	-0.0063	-0.03	-0.0700	-0.32	-0.0709	-0.32	-	-
DLOG(GDP_SER(-1))	-0.0145	-0.34	-0.0021	-0.05	-0.0025	-0.06	-0.0042	-0.09
Adjusted R ² /DW	0.57	1.96	0.57	1.96	0.51	2.00	0.51	2.00
장기 고용탄력성	0.4269		0.5883		0.5895		0.5970	
단기 고용탄력성	0.2354		0.5883		0.5841		0.5821	

- 주: 1. 모형1은 아시아 외환위기(1997~98년), 모형2는 글로벌 금융위기(2008~09년) 더미를 적용
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수이며, 산출 변화율이 고용 변화율에 미치는 단기 고용탄력성은 $\text{DLOG}(\text{GDP_ALL})$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

ARDL 공적분 모형을 통해 추정된 산업별 장기 고용탄력성은 서비스업(0.5970) > 전산업(0.4170) > 제조업(0.3838) 순이었으며, 충북의 장기 고용탄력성은 전국 수준과 통계적으로 유의한 차이는 없었다(그림 6). 단기 고용탄력성도 장기 고용탄력성과 마찬가지로 서비스업(0.5821) > 전산업(0.4340) > 제조업(0.3742) 순으로 추정되었으며, 충북의 경우 전산업의 단기 고용탄력성이 전국에 비해 통계적으로 유의한 수준에서 더 낮은 것으로 추정되었다.

<그림 6> 산업별 장단기 고용탄력성 비교



주: 산업별 ARDL의 모형4의 추정결과를 바탕으로 작성

3. 구조변화의 분석

표본기간 중 1997~98년의 동아시아 외환위기와 2008~09년의 글로벌 금융위기 등 구조변화 요인이 있었으며, 호탄력성 추정결과 시기별로 탄력성의 변화가 매우 컸었다. 이 점을 감안하여 recursive regression과 rolling regression을 적용해 시간에 따라 고용탄력성이 계속 변화하는 추이를 파악해 본다. recursive regression은 추정기간을 1개씩 순차적으로 늘려가면서 추정하는 방법이며, rolling regression은 일정한 추정구간을 설정하고 이 구간을 계속 1개씩 이동시키면서 추정하는 방법이다. rolling regression은 경기순환주기가 평균 49개월이라는 점을 고려해 추정구간을 5년 단위로 설정하였다.

이러한 시변(time varying) 계수 추정방법은 구조변화를 감안할 뿐만 아니라 1990년대 이후 중요한 이슈로 부각되고 있는 고용 없는 성장 추이를 파악할 수 있게 한다.¹⁰⁾ recursive regression과 rolling regression은 ARDL 기본모형인 모형4를 적용하였다.

가. recursive regression 추정결과

장기 고용탄력성을 살펴보면, 전산업은 1990년대 중반 0.25 내외수준에서 완만히 증가하는 추세를 유지하여 2016년 0.42 수준까지 상승하였다(그림 7). 제조업의 경우

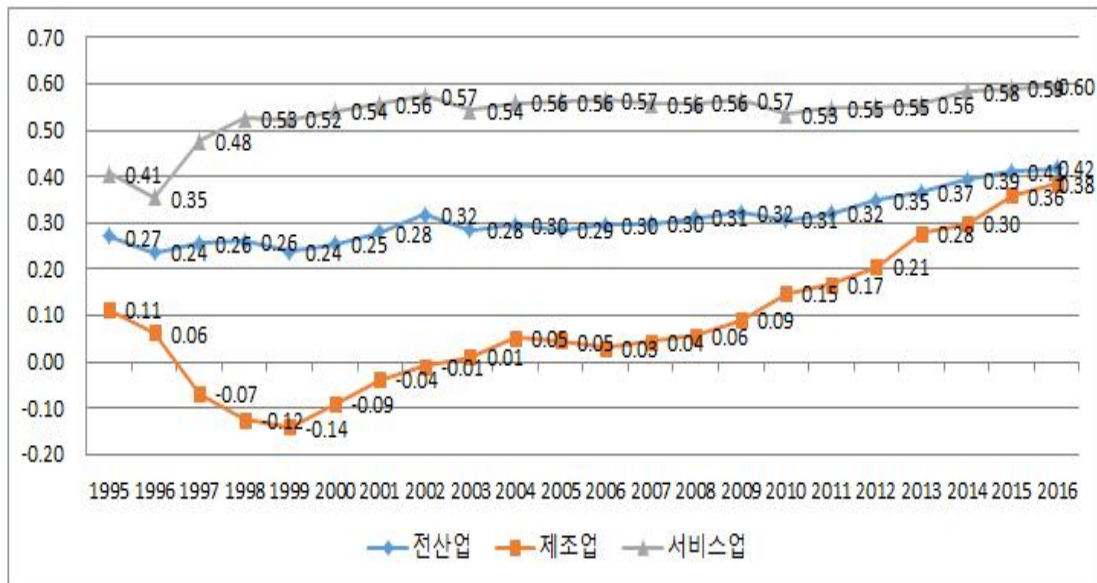
10) 구조변화 문제를 연구한 연구는 김용현(2005b), 김명준·박성용(2017), Knotek(2007), 박세준·박창현·오용연(2013) 등이 있다.

1990년대 중반부터 1999년까지 하락하였으나, 그 이후 2000년부터 지속적으로 상승하는 모습을 보여 2016년 0.38에 달하였다. 제조업의 장기 고용탄력성이 외환위기 이후 상승하는 것은 고용시장 내에서의 이동, 즉 고용의 유연성이 증가한 것에 일부 기인하는 것으로 보인다. 고용의 유연성 상승으로 경기변화에 기업의 고용이 민감하게 반응한 것으로 해석된다. 즉 자본집약적인 제조업의 특성상 고용인원 유지의 중요성보다는 고용비용의 부담을 경기상황에 따라 조절하는 것이 더 유리하기 때문이라고 추론된다.

서비스업의 경우 1996년 이후 2000년대 초반까지 꾸준히 상승해 0.57에 이른 후 계속 이 수준을 유지하였으나 2014년부터 완만히 상승해 2016년 0.60에 달하였다. 서비스업의 장기 고용탄력성은 전기간에 걸쳐 제조업보다 훨씬 높은 수준을 유지하고 있다. 서비스업의 경우 전체적으로 안정적인 고용탄력성을 유지하고 있는데, 이는 서비스업은 제조업에 비해 생산시설 비용, 기타 매몰비용, 고정비용 등에 대한 부담이 상대적으로 적은 데 기인하는 것으로 보인다.

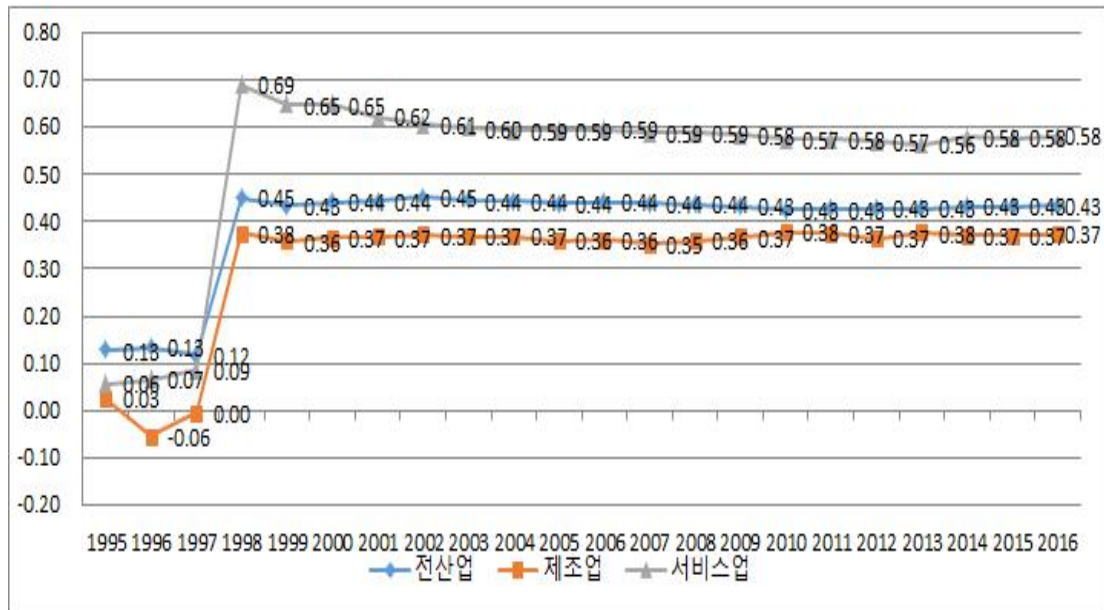
단기 고용탄력성은 전산업, 제조업, 서비스업 모두 외환위기 시기인 1997~98년 급격히 상승하였으며 그 이후 전산업과 제조업의 고용탄력성은 1990년대 후반 수준에서 큰 변화 없이 안정적인 수준을 유지하고 있으나, 서비스업의 고용탄력성은 완만한 하락추세를 보여 1998년 0.69에서 2016년 0.58로 하락하였다. 단기 고용탄력성도 서비스업 > 전산업 > 제조업 순으로 나타난다(그림 8).

<그림 7> 산업별 장기 고용탄력성 비교: recursive regression



주: 산업별 ARDL의 모형4의 추정결과를 바탕으로 추정한 것이며, 연도는 표본에 포함된 추정기간의 마지막 연도를 의미함

<그림 8> 산업별 단기 고용탄력성 비교: recursive regression



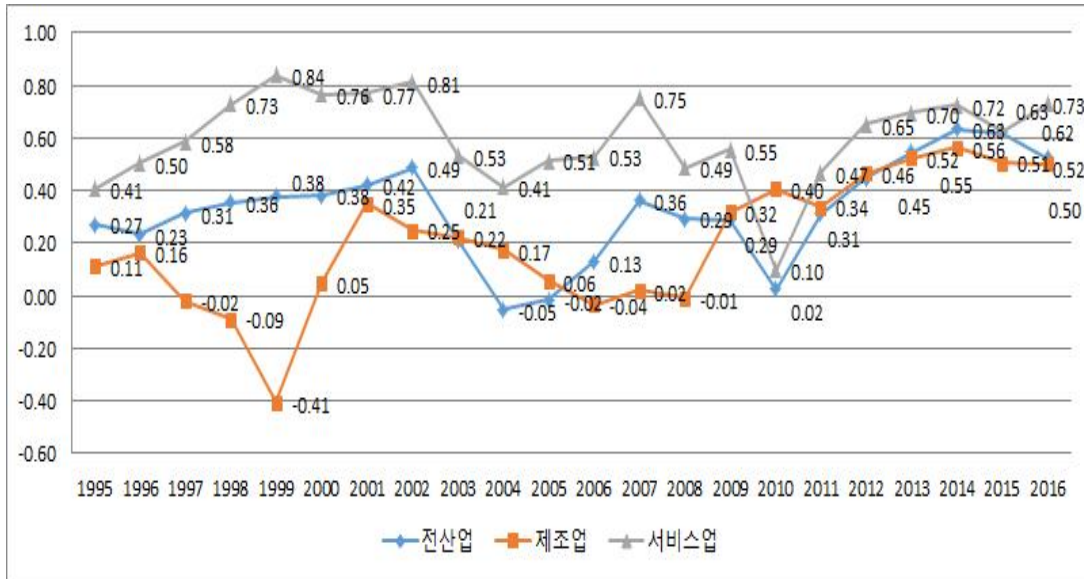
주: 산업별 ARDL의 모형4의 추정결과를 바탕으로 추정한 것이며, 연도는 표본에 포함된 추정기간의 마지막 연도를 의미함

나. rolling regression 추정결과

장기 고용탄력성을 살펴보면, 전산업은 2002년까지 상승을 하다 그 이후 하락한 후 2010년까지 불안정한 모습을 보였으나, 2010년(0.02) 이후 급상승하는 추세를 유지하고 있다. 제조업의 경우, 1999년 큰 폭의 감소 이후 2001년까지의 상승, 2008년까지의 하락 시기를 거친 이후 지속적으로 상승하는 모습을 보이고 있다. 서비스업의 경우, 2002년까지 상승한 이후 연도별로 기복은 있으나 2010년까지 하락 추세를 유지하다가 그 이후 다시 상승하는 추세에 있다. 장기 고용탄력성은 글로벌 금융위기 기간인 2009~11년을 제외하면 전반적으로 서비스업이 제조업에 비해 높은 것으로 나타난다.

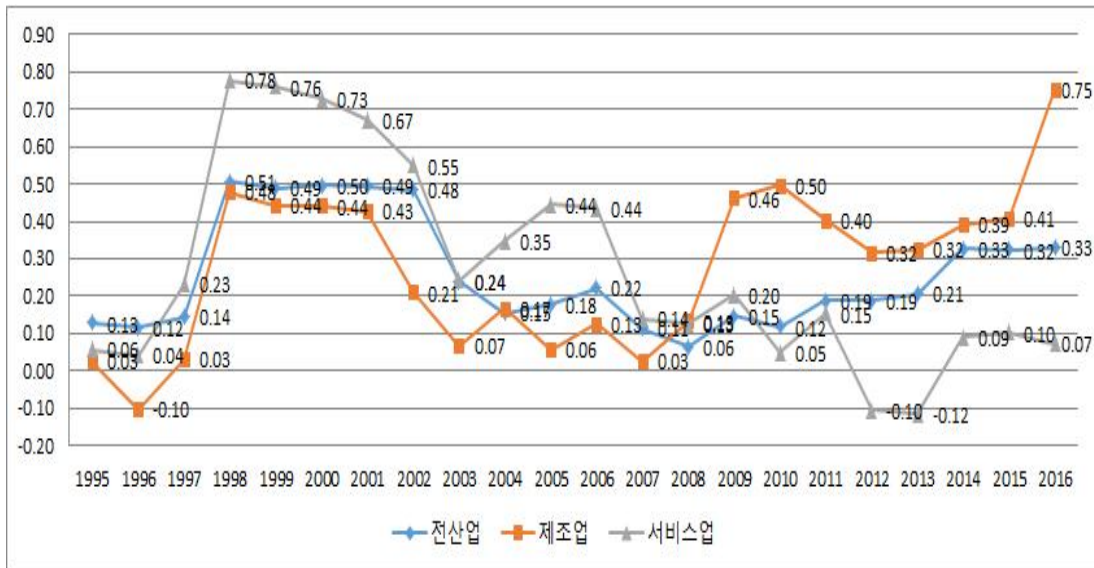
단기 고용탄력성을 살펴보면, 전산업, 제조업, 서비스업 모두 외환위기 시 급격한 상승세를 보인 이후 2003년까지 큰 폭으로 하락하는 모습을 보였으며, 2010년대 들어 다시 상승하는 추세를 보이고 있다. 전산업의 경우에 글로벌 금융위기 이후 2013년까지 하락하다 그 이후 상승추세로 반전된 모습을 보이고 있다. 제조업의 경우, 글로벌 금융위기 시 큰 폭으로 상승한 이후 하락추세를 보였으나 2016년에 큰 폭으로 상승하였다. 서비스업의 경우, 전산업 및 제조업보다 높은 단기 탄력성을 보였으나 2003년 이후에 지속적인 하락으로 2010년부터 제조업보다 단기 탄력성이 낮게 유지되고 있다.

<그림 9> 산업별 장기 고용탄력성 비교: rolling regression



주: 산업별 ARDL의 모형4의 추정결과를 바탕으로 추정한 것이며, 연도는 표본에 포함된 추정기간의 마지막 연도를 의미함

<그림 10> 산업별 단기 고용탄력성 비교: rolling regression



주: 산업별 ARDL의 모형4의 추정결과를 바탕으로 추정한 것이며, 연도는 표본에 포함된 추정기간의 마지막 연도를 의미함

IV. 고용탄력성 결정요인의 분석

고용창출역량을 제고하기 위해서는 성장률의 제고와 더불어 고용탄력성에 영향을 미치는 구조적 요인을 식별하고, 이를 개선할 필요가 있다. 이를 위해 어떤 구조적 요인이 고용 및 고용탄력성에 유의한 영향이 미치는지를 실증 분석하였다. 구조적 요인은 노동시장, 산업구조, 거시경제, 기업특성, 지방정부 지출 등 5개 부문에 걸쳐 다양한 요인들을 고려하였다.

1. 추정모형 설정

고용탄력성 결정요인의 분석은 고용탄력성 추정식을 이용하는 패널모형과 별도의 고용탄력성 결정모형을 이용하는 2가지 방법을 고려할 수 있다.

가. 고용탄력성 추정식을 이용하는 패널모형

오쿤의 법칙은 고용이 단기 경기변동, 즉 총수요에 의하여 결정된다는 점을 전제로 하나, 고용은 경기변동 요인 외에 노동시장, 산업구조, 경제구조, 정부재정정책 등 구조적 요인에 의해서도 많은 영향을 받는다. 이 점을 감안해 고용탄력성 추정식에 GDP 이외에 고용에 영향을 미치는 다른 구조요인들을 설명변수로 도입한다.

식 (4-1)의 고정효과 패널모형(ARDL)을 기본모형으로 설정하고, 여기에 GDP 이외의 구조요인(x_{ijt})을 설명변수로 추가한 것이 식 (5)이다.

$$\Delta \ln E_{it} = \sum_{i=1}^{16} \alpha_i D_i + \rho_1 \Delta \ln E_{i,t-1} + \beta_0 \Delta \ln Y_{it} + \beta_1 \Delta \ln Y_{i,t-1} + (\gamma_1 \ln E_{i,t-1} + \gamma_2 \ln Y_{i,t-1} + \sum_j \gamma_{2j} x_{ijt-1} \ln Y_{i,t-1}) + \sum_j \delta_j x_{ijt} + e_{it} \quad (5)$$

- 단기 고용탄력성: β_0
- 장기 고용탄력성: $-\gamma_2/\gamma_1$
- 구조요인의 영향 감안 시 장기 고용탄력성: $-(\gamma_2 + \gamma_{2j})/\gamma_1$
- 구조요인이 고용 증가율에 미치는 단기 영향: δ_j

구조요인들은 고용에 직접적으로 영향을 미칠 수도 있으며, 고용탄력성에 대한 영향을 통하여 간접적인 경로로 영향을 미칠 수 있다. 구조요인이 고용에 미치는 직

접적인 영향을 통제할 때 고용탄력성이 어떤 영향을 받는지를 분석하기 위하여 식 (5)에 다양한 구조요인을 별도의 설명변수($\delta_j x_{ijt}$)로 도입하였다(심재훈, 2008; Banerji, Lin, and Saksonovs, 2015). 여기서 δ_j 는 구조요인 x_{ijt} 의 1단위 증가가 고용 증가율에 미치는 단기 직접적인 영향으로 해석될 수 있다.

한편, 구조요인들이 장기 고용탄력성에 미치는 영향은 구조요인들을 생산량과의 교차항(interaction term, $\gamma_{2j} x_{ijt-1} \ln Y_{it-1}$)으로 도입하여 분석하였다.¹¹⁾ 이 경우 장기 고용탄력성은 $-\gamma_2/\gamma_1$ 로 구해지며, 구조요인 x_{ijt-1} 의 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $-(\gamma_2 + \gamma_{2j})/\gamma_1$ 가 된다. 식 (5)에서는 구조요인이 미치는 영향이 지역별로 동일하다고 가정하였으나, 필요한 경우 지역 더미를 추가하여 지역별 차이를 분석할 수 있다.

나. 별도의 고용탄력성 결정모형을 이용하는 방법

지역별 장기 고용탄력성을 종속변수로 하고, 이에 영향을 미치는 구조요인들을 설명변수로 도입하는 고용탄력성 결정모형을 설정할 수 있다(Crivelli, Furceri, and Toujas-Berbate, 2012; Ait Ali, Ghazi, and Msadfa, 2017).¹²⁾

$$e_i^L = \alpha + \sum_j \theta_j \bar{x}_{ij} + e_i \quad (6)$$

단, e_i^L 는 i지역의 고용탄력성, $\bar{x}_{ij} = \sum_{t=1}^T x_{ijt}/T$ 로서 구조요인의 기간 중 평균

종속변수가 참값이 아니라 추정된 값이므로 잔차항에 이분산이 존재할 수 있으며 OLS 추정치는 표준오차가 커져 비효율적인(inefficient) 추정량이 된다. 이러한 이분산 문제를 해소하고 효율적 추정치를 얻기 위해 보통 가중최소자승법(WLS)을 적용한다.

2. 결정요인 추정결과

고용탄력성 결정요인을 직접 분석한 연구는 많지 않지만, 고용 결정요인에 대한 이론과 실증분석 결과 및 자료의 이용 가능성 등을 고려하여 결정요인을 선정하였다. 결정요인으로 노동시장, 산업구조, 기업구조, 재정정책 등을 고려하며, 지방정부 수준에서 실행이 가능한 정책과 관련된 요인을 선택하였다. 추정모형은 각 결정요인이 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 미치는 영향을 고려하는 (식 5)를 이용하였다.

- 11) 구조요인의 단기 고용탄력성에 대한 영향은 구조요인과 $\Delta \ln Y_{it}$ 의 교차항을 추가해 분석할 수 있다.
- 12) 지역별 장기 고용탄력성 추정결과, 고용탄력성이 통계적으로 유의한 수준에서 0인 것으로 추정되는 지역이 다수 있으며, 고용탄력성이 0이 아닌 지역들 간에도 지역별 차이가 유의하게 존재한다고 보기 어려운 경우가 있어 지역별 장기 고용탄력성 결정모형은 적용하기가 어려웠다. 이에 따라 본 연구는 고용탄력성 추정식을 이용하는 패널모형을 적용해 고용탄력성 결정요인을 분석하였다.

가. 노동시장 요인

노동수요와 관련된 요인으로 근로자 지위별 구성비와 자본집약도(근로자 1인당 유형고정자산)을 고려하였다.

(1) 근로자 지위별 구성

근로자 지위는 상용근로자, 비임금 근로자(자영업자), 임시·일용 근로자, 무급 및 가족 근로자로 나누고, 근로자 지위별 구성비의 영향을 추정하였다.¹³⁾ 전산업을 대상으로 근로자 지위별 구성비(RATIO_***)가 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 미치는 직접적 영향을 추정한 결과가 <표 6>이다.

상용근로자 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 미치나, 단기 고용 증가율에는 직접적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 자영업자 비중은 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율 모두에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 임시·일용근로자 비중도 자영업자 비중과 마찬가지로 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율 모두에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 무급 및 가족 근로자 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 단기 고용 증가율에는 직접적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

(2) 자본집약도

정보통신 기술 발달에 따른 자동화(노동절약적 기술진보)가 고용탄력성과 고용에 미치는 직접적인 영향을 고려하기 위해 자본집약도(1인당 유형고정자산, K/L)를 설명변수로 도입하였다.¹⁴⁾ 제조업 유형고정자산을 CPI로 나누고, 이를 다시 제조업의 취업자 수로 나누어 1인당 실질 유형고정자산을 구하여 설명변수(K/L_MAN)로 적용하였다.

제조업을 대상으로 한 <표 7>의 추정결과를 보면, 1인당 유형고정자산은 장기 고용탄력성에는 유의한 양(+)의 영향을 미치지만, 단기 고용 증가율에는 유의한 음(-)의 영향을 미치는 등 고용에 대한 영향이 상반된 것으로 나타난다. 장기 고용탄력성에 대한 영향이 양(+)의 효과로 나타난 이유는 기계화나 자동화가 노동을 대체하는 효과보다 흡수하는 효과가 더 크기 때문에 나타난 결과로 해석될 수 있다.¹⁵⁾

13) 고용보호, 직업교육(조준모·조동훈, 2014; 장효진, 2017)도 고용탄력성에 영향을 미칠 수 있으나 자료의 부재로 본 연구의 분석에서 제외한다.

14) 평균임금 대비 최저임금 비율, tax wedge(기업의 근로자 고용비용 - 근로자가 지급받는 임금), 실업보험(취업의 기회비용), 직업훈련, 노동조합의 단체교섭권 등도 고용탄력성에 영향을 미칠 수 있으나 자료가 부재하여 분석에서 제외한다.

15) 이 점을 확인하기 위해서는 유형고정자산이 기계화나 자동화 수준을 적절히 대표하는지에 대한 심도 있는 연구가 필요한 것으로 판단된다.

<표 6> 노동수요 요인(근로자 지위별) ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)								
Variable	상용 근로자 비중		자영업자 비중		임시·일용 근로자 비중		무급 및 가족 근로자 비중	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.8965***	7.29	0.9376***	6.90	0.8075***	6.48	0.8088***	6.21
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.1223***	-10.50	-0.1218***	-10.43	-0.1279***	-10.65	-0.1209***	-9.08
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0436***	9.09	0.0447***	8.28	0.0556***	11.51	0.0491***	5.67
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	0.0066**	2.02	-0.0091	-1.58	-0.0030	-0.82	-0.0175**	-2.13
DLOG(EMP_ALL(-1))	-0.0423	-0.97	-0.0457	-1.06	-0.0365	-0.85	-0.0317	-0.73
DLOG(GDP_ALL)	0.4361***	21.92	0.4259***	21.37	0.4358***	22.57	0.4497***	20.88
DLOG(GDP_ALL(-1))	0.1291***	5.23	0.1218***	4.92	0.1255***	5.01	0.1211***	4.87
RATIO_*** ¹⁾	-0.0535	-0.93	0.0006	0.01	-0.0194	-0.31	0.2564*	1.80
Adjusted R ² /DW	0.67	1.78	0.67	1.80	0.66	1.78	0.66	1.79
장기 고용탄력성	0.3569		0.3672		0.4344		0.4061	
구조요인의 영향 감안	0.4108		0.2924		0.4112		0.2614	

- 주: 1. RATIO_***는 전체 취업자에서 상용근로자, 자영업자, 임시·일용근로자, 무급·가족 근로자가 차지하는 비중을 순서대로 지칭함
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인의 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $[(-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)) \text{ 계수} + \text{RATIO_***}(-1) \times \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))) \text{ 계수}] / \text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

<표 7> 노동수요 요인(유형고정자산) ARDL 모형 추정결과 - 제조업

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)		
Variable	계수	t-값
C	0.9260**	2.44
LOG(EMP_MAN(-1))	-0.1472***	-4.64
LOG(GDP_MAN(-1))	0.0513***	2.87
K/L_MAN(-1) × LOG(GDP_MAN(-1))	0.0001***	10.06
DLOG(EMP_MAN(-1))	-0.0061	-0.11
DLOG(GDP_MAN)	0.2805***	4.31
DLOG(GDP_MAN(-1))	0.1403**	2.27
K/L_MAN	-0.0024***	-8.16
Adjusted R ² /DW	0.49	1.97
장기 고용탄력성	0.3484	
구조요인의 영향 감안	0.3494	

- 주: 1. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인의 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $[(-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)) \text{ 계수} + \text{RATIO_***}(-1) \times \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))) \text{ 계수}] / \text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 의 계수를 지칭함
 2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

나. 노동공급 요인

노동공급 요인으로 경제활동참가율, 성별·연령대별·학력별 경제활동인구 구조 등을 설명변수로 고려하였다.

(1) 경제활동참가율

전산업을 대상으로 경제활동참가율이 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 미치는 직접적 영향을 추정한 결과가 <표 8>이다. 경제활동참가율은 구조요인의 영향을 감안한 장기 고용탄력성에 유의한 음(-)의 영향을 미치나, 단기 고용 증가율에는 직접적으로 유의한 양(+)의 영향으로 미친다. 이는 경제활동참가율의 증가는 고용의 증대로 이어지지만 장기적으로 일자리에 대한 경쟁 상승, 고용 질의 상대적 저하 등의 문제로 고용탄력성에는 부정적인 영향을 주는 것으로 풀이된다.

경제활동인구의 성별 비중이 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 미치는 영향을 보면 남성과 여성의 비중이 상이한 것으로 나타난다. 남성 구성비는 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 미치나, 단기 고용 증가율에는 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 그 반면에 여성 구성비는 장기 고용탄력성에 유의한 음(-)의 영향을 미치지만, 단기 고용 증가율에는 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

<표 8> 노동공급 요인(경제활동참가율과 성별 구조) ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)						
Variable	경제활동참가율		남성 구성비		여성 구성비	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	-1.0538***	-16.16	0.3299***	3.48	-0.2532***	-3.32
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.0140***	-5.16	-0.0108***	83.00	-0.0132***	-3.70
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0778***	18.16	-0.0199***	-3.11	0.0288***	5.61
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	-0.1032***	-17.97	0.0454***	4.95	-0.0454***	-4.66
DLOG(EMP_ALL(-1))	0.2535***	7.12	0.1567***	3.23	0.1887***	3.88
DLOG(GDP_ALL)	0.3339***	19.01	0.3925***	17.53	0.3911***	17.19
DLOG(GDP_ALL(-1))	-0.0302	-1.40	0.0350	1.24	0.0223	0.79
RATIO_*** ¹⁾	1.6099***	16.08	-0.5235***	-3.29	0.6109***	3.58
Adjusted R ² /DW	0.74	1.48	0.54	1.70	0.53	1.71
장기 고용탄력성	5.5658		-1.8516		2.1838	
구조요인의 영향 감안	-1.8136		2.3674		-1.2616	

- 주: 1. RATIO_***는 전체 경제활동참가율, 경제활동인구에서 남성과 여성이 차지하는 비중을 순서대로 지칭함
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인의 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $[(-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)) \text{ 계수} + \text{RATIO_***}(-1) * \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)))]$ 계수/ $\text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

경제활동인구의 연령대별 구성비(RATIO_***)가 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 미치는 직접적 영향을 추정한 결과, 연령대별로 영향이 상이한 것으로 드러났다(표 9).

10~20대의 경제활동 인구 비중은 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에서 모두 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 30~40대의 경제활동인구 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 주나 단기 고용 증가율에는 유의한 음(-)의 영향을 주는 것으로 추정되었다. 그 반면, 50~60의 경제활동인구 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 음(-)의 영향을 주며, 단기 고용 증가율에는 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

이러한 추정결과는 30~40대의 경제활동참여는 장기적으로 고용창출력을 향상시키는데 도움이 되나 50~60대의 경제활동참여는 직접 고용을 증가시키나 상대적으로 약조건의 고용도 수용하므로 장기 고용탄력성을 저하시키는 것으로 해석된다.

<표 9> 노동공급 요인(경제활동인구의 연령별 구조) ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)						
Variable	10~20대 비중		30~40대 비중		50~60대 비중	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	-0.0441	-1.13	0.1525**	1.99	-0.0785**	-2.28
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.0223***	-5.10	-0.0134***	-3.75	-0.0209***	-5.35
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0186***	4.42	-0.0037	-0.63	0.0217***	6.30
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	0.0035	0.54	0.0265***	3.37	-0.0191***	-2.80
DLOG(EMP_ALL(-1))	0.1830***	3.70	0.1221**	2.52	0.1416***	2.89
DLOG(GDP_ALL)	0.4161***	18.18	0.4307***	19.98	0.4268***	19.39
DLOG(GDP_ALL(-1))	0.0069	0.24	0.0592**	2.07	0.0351	1.25
RATIO_*** ¹⁾	0.0289	0.24	-0.2955**	-2.19	0.2531**	2.10
Adjusted R ² /DW	0.51	1.72	0.55	1.68	0.54	1.70
장기 고용탄력성	0.8350		-0.272		1.0378	
구조요인의 영향 감안	0.9910		1.7037		0.1221	

- 주: 1. RATIO_***는 경제활동인구에서 10~20대, 30~40대, 50~60대의 경제활동인구가 차지하는 비중을 순서대로 지칭함
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인의 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $[(-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)) \text{ 계수} + \text{RATIO_***}(-1) \times \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)) \text{ 계수}) / \text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1)) \text{의 계수}]$ 를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

전산업을 대상으로 경제활동인구의 학력 비중(RATIO_***)이 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 미치는 직접적 영향을 추정한 결과, 학력별 구성비의 영향이 상이한 것으로 나타났다(표 10).

초졸과 중졸의 경제활동 인구 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 단기 고용 증가율은 증가시키지만 유의성은 낮은 것으로 나타났다. 그 반면, 고졸과 대졸의 경제활동 인구 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 주지만, 단기 고용 증가율에는 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 고졸이나 대졸 등 일정 수준 이상의 학력을 소유한 근로자의 노동시장 참여 증가는 고용탄력성의 확충을 견인함을 시사해 준다.

<표 10> 노동공급 요인(경제활동인구의 학력별 구조) ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)						
	초중졸 비중		고졸 비중		대졸 비중	
Variable	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.0317	0.91	0.0355**	0.0355	0.0662*	1.78
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.0070**	-2.01	-0.0125***	-0.0125	-0.0091**	-2.50
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0046	1.34	0.0044	0.0044	0.0017	0.47
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	-0.0114**	-2.25	0.0095*	0.0095	0.0125**	2.35
DLOG(EMP_ALL(-1))	0.0837*	1.69	0.1244**	0.1244	0.1574***	3.26
DLOG(GDP_ALL)	0.4391***	20.69	0.4235***	0.4235	0.4353***	19.41
DLOG(GDP_ALL(-1))	0.1003***	3.45	0.0460	0.0460	0.0674**	2.29
RATIO_*** ¹⁾	0.1152	1.25	-0.0452	-0.0452	-0.1429	-1.53
Adjusted R ² /DW	0.58	1.73	0.54	1.71	0.54	1.74
장기 고용탄력성	0.6650		0.3546		0.1861	
구조요인의 영향 감안	-0.9695		1.1216		1.5642	

주: 1. RATIO_***는 경제활동인구에서 초+중졸, 고졸, 대졸 인구가 차지하는 비중을 순서대로 지칭함
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인의 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $[(-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)) \text{ 계수} + \text{RATIO_***}(-1) \times \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)))] \text{ 계수} / \text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

(2) 산업구조 요인

산업구조 요인으로 제조업과 서비스업의 비중을 고려하였다. 제조업은 자본집약적, 서비스업은 노동집약적인 산업으로 각 산업이 고용창출에 미치는 영향이 상이

할 수 있다(김용현, 2005b; Kapsos, 2005). 제조업과 서비스업의 비중이 고용 및 고용탄력성에 미치는 영향을 통하여 어떤 부문의 성장이 고용창출에 더 크게 기여하는가를 평가하였으며 각 산업의 비중은 산업별 취업자 수 기준을 적용하였다.

추정결과 제조업 비중은 전산업의 장기 고용탄력성에 유의한 영향을 미치지 못하나, 단기 고용 증가율에는 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 서비스업 비중은 전산업의 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 미치지만 단기 고용 증가율에는 유의한 음(-)의 영향을 주는 것으로 추정되었다.

<표 11> 산업구조 요인 ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)				
Variable	제조업 비중		서비스업 비중	
	계수	t-값	계수	t-값
C	0.5832***	4.44	0.7674***	5.16
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.1101***	-9.11	-0.1332***	-10.88
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0521***	12.18	0.0650***	6.46
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	-0.0029	-0.58	0.0106**	2.57
DLOG(EMP_ALL(-1))	-0.0583	-1.34	-0.0264	-0.62
DLOG(GDP_ALL)	0.4221***	20.78	0.4305***	22.45
DLOG(GDP_ALL(-1))	0.1171***	4.75	0.0978***	3.90
RATIO_*** ¹⁾	0.1595*	1.66	-0.2986***	-3.84
Adjusted R ² /DW	0.69	1.79	0.69	1.77
장기 고용탄력성	0.4735		0.4879	
구조요인의 영향 감안	0.4467		0.5673	

주: 1. RATIO_***는 각각 제조업과 서비스업 비중(고용 기준)을 순서대로 지칭함

2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $[(-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)) \text{ 계수} + \text{RATIO_***}(-1) * \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)))] \text{ 계수} / \text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 의 계수를 지칭함

3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

다. 거시경제구조 요인

경제발전 수준에 따라 고용 탄력성이 달라지는가를 추정하기 위하여 1인당 실질 소득을 설명변수로 고려하였다. 또한 무역과 자본시장 개방도의 영향을 분석하기 위해 수출/GDP 비율, FDI 유입/GDP 비율 등을 고려할 수 있는데(Bruno et al.,

2001), 이 중 자료가 이용 가능한 수출 비중을 설명변수로 도입하였다.¹⁶⁾

<표 12>의 추정결과를 보면, 수출/GDP 비중은 전산업 장기 고용탄력성에 양(+)의 효과를 미치지만 통계적 유의성은 낮았으며, 단기 고용 증가율에 음(-)의 효과를 보이나 유의성은 없었다. 1인당 실질 GDP의 경우는 전산업의 장기 고용탄력성에 유의하게 양(+)의 영향을 미치며, 단기 고용 증가율에는 유의한 음(-)의 효과를 주는 것으로 나타났다.

<표 12> 거시경제 요인 ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)				
Variable	수출/GDP 비중		1인당 실질 GDP	
	계수	t-값	계수	t-값
C	0.7660**	3.33	0.7632***	5.45
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.1338***	-5.34	-0.1275***	-8.69
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0618***	5.95	0.0570***	4.53
MACRO_***(-1) × LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	0.0000	0.06	0.0003**	2.66
DLOG(EMP_ALL(-1))	0.0479	0.83	-0.0318	-0.72
DLOG(GDP_ALL)	0.2158***	5.13	0.5381***	11.70
DLOG(GDP_ALL(-1))	0.0483	1.15	0.1231***	4.93
MACRO_*** ¹⁾	-0.0018	-0.17	-0.0060**	-2.49
Adjusted R ² /DW	0.39	2.21	0.68	1.80
장기 고용탄력성	0.4618		0.4473	
구조요인의 영향 감안	0.4620		0.4498	

- 주: 1. MACRO_***는 각각 수출/GDP 비중, 1인당 실질 GDP를 순서대로 지칭함
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $[(-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)) \text{ 계수} + \text{MACRO_***}(-1) \times \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1)))] \text{ 계수} / \text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

16) CPI 상승률 및 GRDP 성장률의 변동성 등 물가와 경제활동의 불확실성은 기업 투자와 민간 소비에 영향을 미침으로써 고용에 영향을 미칠 수 있다(정현상, 2015). 그러나 표준편차나 변동계수와 같은 변동성 지표는 시계열 자료로 추계할 수 없기 때문에 패널모형에 적용할 수 없다. GARCH 모형에 의해 시계열 변동성 지표를 추계할 수 있지만 추정모형에 따라 변동성 추정결과가 달라지는 문제가 있어 분석에서 제외한다.

라. 기업특성 요인

선행연구에 의하면 규모가 작거나(Gibrat 법칙), 업력이 짧은(Javonavic 법칙) 기업일수록 성장성과 고용창출 역량이 크다(김영준·손종철, 2015; 현대경제연구원 2017). 대기업은 사업 관련 서비스 부문을 내부화하는 반면 중소기업, 창업기업은 사업 서비스를 외부시장에 의존하는 시장 서비스화를 촉진시켜 고용창출 역량이 대기업보다 크다(김영준·손종철, 2015).

전산업, 제조업, 서비스업을 대상으로 각 업종에서 소상공인, 소기업, 중기업 및 대기업 사업체 수의 비중(RATIO_***)이 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 미치는 직접적 영향을 추정하였다.

(1) 전산업

전산업에서 소상공인, 소기업, 중기업, 대기업 사업체수 비중(RATIO_***)이 장기 고용탄력성 및 단기 고용 증가율에 미치는 직접적 영향을 추정한 결과가 <표 13(a)>이다. 기업 규모별 비중이 장기 고용탄력성에 미치는 영향은 기업 규모별로 상이하지만 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나며 다만 소상공인과 소기업의 비중은 단기 고용 증가율에 직접적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

(2) 제조업

제조업의 경우 중기업과 대기업 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 미치지만, 소상공인과 소기업 비중은 유의한 영향을 미치지 못하였다. 한편 소기업과 대기업의 비중은 단기 고용 증가율에 직접적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

(3) 서비스업

서비스업에서 기업 규모별 비중은 장기 고용탄력성에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 소상공인 비중은 단기 고용 증가율에 직접적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이 같이 기업 규모별 영향이 다르게 나타난 것은 규모별 취업 계층 및 연령 등의 특징이 다르고, 특히 우리나라 노동시장에서 대기업이나 중견기업이 선호되면서 고용탄력성 유발효과가 큰 특징을 반영하고 있는 것으로 평가된다.

<표 13> 기업규모 요인 ARDL 모형 추정결과

(a) 전산업

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)								
	소상공인 비중		소기업 비중		중기업 비중		대기업 비중	
Variable	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.6275***	2.64	0.4005**	2.22	0.4380	2.51	0.3624*	1.88
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.1181***	-6.90	-0.1170***	-6.93	-0.1197	-7.01	-0.1141***	-6.74
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0609***	8.40	0.0546***	6.10	0.0694	9.25	0.0686***	9.21
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	-0.0046	-0.52	0.0076	1.08	-0.0055	-0.78	0.0893	1.58
DLOG(EMP_ALL(-1))	-0.0529	-1.01	-0.0394	-0.78	-0.0395	-0.79	-0.0609	-1.16
DLOG(GDP_ALL)	0.4500***	22.22	0.4616***	23.67	0.4646	23.72	0.4577***	24.17
DLOG(GDP_ALL(-1))	0.1132***	4.05	0.1136***	4.12	0.1126	4.08	0.1118***	3.98
RATIO_*** ¹⁾	0.0012**	0.02	0.1230*	1.97	-0.3521	-1.69	-0.4698	-0.47
Adjusted R ² /DW	0.69	2.03	0.70	2.08	0.70	2.07	0.69	2.05
장기 고통탄력성	0.5156		0.4670		0.5800		0.6008	
구조요인의 영향 감안	0.4765		0.5319		0.5340		1.3837	

- 주: 1. RATIO_***는 업종별 전체 사업체에서 소상공인, 소기업, 중기업, 대기업이 차지하는 비중을 순서대로 지칭함
 2. 장기 고통탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인 영향 감안 시 장기 고통탄력성은 $[-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수 + $\text{RATIO_***}(-1) \times \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수] / $\text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

(b) 제조업

Dependent Variable: DLOG(EMP_MAN)								
	소상공인 비중		소기업 비중		중기업 비중		대기업 비중	
Variable	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	1.6118***	2.76	2.8361***	2.76	1.0090***	2.72	0.5828*	1.66
LOG(EMP_MAN(-1))	-0.1869***	-6.22	-0.1840***	-6.53	-0.1777***	-6.35	-0.1434***	-5.34
LOG(GDP_MAN(-1))	0.0819***	2.96	0.0943***	3.57	0.0652***	5.01	0.0695***	5.87
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_MAN(-1)) ¹⁾	-0.0337	-1.07	-0.0309	-1.61	0.0361*	1.88	0.1118*	1.71
DLOG(EMP_MAN(-1))	0.0685	1.28	0.0697	1.30	0.0675	1.26	0.0511	0.93
DLOG(GDP_MAN)	0.4017***	8.55	0.4069***	8.87	0.4080***	8.86	0.4285***	9.29
DLOG(GDP_MAN(-1))	0.0913*	1.90	0.0899*	1.89	0.0884*	1.85	0.0917*	1.91
RATIO_*** ¹⁾	-0.3058	-0.58	-1.7361**	-2.08	1.3482	1.55	-1.4229*	-1.75
Adjusted R ² /DW	0.33	2.05	0.34	2.07	0.33	2.07	0.3	2.08
장기 고통탄력성	0.4283		0.5125		0.3672		0.4849	
구조요인의 영향 감안	0.2578		0.3446		0.5762		1.2650	

(c) 서비스업

Dependent Variable: DLOG(EMP_SER)								
Variable	소상공인 비중		소기업 비중		중기업 비중		대기업 비중	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.9524**	2.36	0.3850	0.99	0.4015***	2.60	0.2610	1.44
LOG(EMP_SER(-1))	-0.1968***	-6.62	-0.2012***	-6.72	-0.2033***	-6.76	-0.2134***	-7.01
LOG(GDP_SER(-1))	0.1021***	4.00	0.1244***	5.24	0.1373***	6.57	0.1531***	6.65
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_SER(-1)) ¹⁾	0.0231	1.56	0.0088	0.77	-0.0097	-0.89	0.0799	1.15
DLOG(EMP_SER(-1))	0.0797	1.49	0.0854	1.60	0.0868*	1.63	0.0884*	1.65
DLOG(GDP_SER)	0.5658***	12.74	0.6000***	14.60	0.6015***	14.70	0.5944***	14.85
DLOG(GDP_SER(-1))	0.0018	0.04	0.0042	0.08	0.0025	0.05	-0.0129	-0.26
RATIO_*** ¹⁾	-0.4420*	-1.72	0.0568	0.18	-0.0800	-0.30	0.2160	0.18
Adjusted R ² /DW	0.50	2.10	0.49	2.09	0.49	2.09	0.50	2.08
장기 고용탄력성	0.5186		0.6185		0.6756		0.6281	
구조요인의 영향 감안	0.6361		0.6624		0.7175		1.0920	

마. 재정정책 요인

정부지출 증가는 민간투자 구축 및 생산성 저하(Afonso and Furceri, 2009), 민간 부문의 신규 노동인구 흡수 역량 저하, 조세를 통한 총수요와 노동수요 감소(Daveri and Tabellini, 2000), 고용 감소를 초래한다(Feldman, 2000). 그 반면 생산적 투자지출은 공공자본으로 민간부문의 생산성을 증가시켜 투자와 고용을 촉진한다(Barro, 1981).

이러한 선행연구 결과를 바탕으로 지방정부의 세출 구조를 설명변수로 도입하였다.¹⁷⁾ 연도별 지방정부 일반회계의 세출 분류기준이 시기별로 상이하여 공통항목으로 구분이 가능한 1996~2012년의 기준으로 통일하였다(표 14).

세출 항목별 비중(RATIO_***)이 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 미치는 직접적 영향을 추정한 결과가 <표 15>이다. 일반행정비 비중은 장기 고용탄력성과 단기 고용 증가율에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 사회개발비 비중은 장기 고용탄력성에는 유의한 영향을 미치지 못하지만, 단기 고용 증가율에는 직접적으로 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 추정되었다. 그 반면 경제개발 비중의 경우, 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나며, 단기 고용 증가율에는 유의한 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 경제개발 관련 세출증대는 단기적으로 재정 부담, 고용 악화 등의 문제점이 있을 수 있으나, 장기적으로 고용창출력 증대의 긍정적인 효과를 이끌어 낼 수 있음을 시사해 준다.

17) 이외에 기업유치, 투자유치를 위한 재정지원 등을 고려할 수 있으나(국회예산처, 2010) 자료의 제약으로 분석에서 제외한다.

<표 14> 지방정부 세출항목별 분류기준

1985~1995	1996~2012	2008~2018
의회비 일반행정	일반행정	일반공공행정
민방위	민방위	공공질서 및 안전
사회복지 문화 및 체육 공익사업	사회개발	사회복지 문화 및 관광 교육, 보건, 환경보호
산업경제 지역개발	경제개발	농림해양수산, 산업중소기업, 과학기술 수송교통, 국토 및 지역개발
자원 및 기타	자원 및 기타	기타 + 예비비

주: 1996~2012년의 분류기준으로 통일하여 일반행정, 사회개발, 경제개발 세출항목을 적용
 자료: 지방재정365, <http://lofin.mois.go.kr>

<표 15> 재정정책 요인 ARDL 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)						
Variable	일반행정비 비중		사회개발비 비중		경제개발비 비중	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.7923***	6.66	0.8608***	6.51	0.7692***	5.33
LOG(EMP_ALL(-1))	-0.1179***	-9.96	-0.1264***	-10.40	-0.1201***	-10.03
LOG(GDP_ALL(-1))	0.0479***	10.64	0.0496***	11.08	0.0504***	10.21
RATIO_***(-1) × LOG(GDP_ALL(-1)) ¹⁾	-0.0019	-1.22	-0.0009	-0.70	0.0029**	2.07
DLOG(EMP_ALL(-1))	-0.0469	-1.08	-0.0374	-0.87	-0.0299	-0.70
DLOG(GDP_ALL)	0.4296***	22.23	0.4292***	21.92	0.4359***	22.36
DLOG(GDP_ALL(-1))	0.1276***	5.14	0.1272***	5.10	0.1195***	4.81
RATIO_*** ¹⁾	-0.0287	-1.05	0.0455**	2.06	-0.0487*	-1.92
Adjusted R ² /DW	0.66	1.80	0.66	1.78	0.66	1.80
장기 고용탄력성	0.4063		0.3919		0.4197	
구조요인의 영향 감안	0.3905		0.3847		0.4442	

주: 1. RATIO_***는 전체 지방정부 세출에서 일반행정비, 사회개발비, 경제개발비가 차지하는 비중을 순서대로 지칭함
 2. 장기 고용탄력성은 $-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수/ $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수, 구조요인 영향 감안 시 장기 고용탄력성은 $[-\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수 + $\text{RATIO_***}(-1) \times \text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 계수]/ $\text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 의 계수를 지칭함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

V. 고용창출역량 확충을 위한 정책방안

시기별 단기 고용탄력성 추정결과 2010년대 들어 전국의 경우 제조업과 서비스업 모두 2000년대에 비해 고용탄력성이 상승하고 있으나, 충북의 경우는 제조업과 서비스업 모두 고용탄력성이 하락하는 상반된 모습을 보이고 있으며, 특히 제조업에서 단기 고용탄력성 하락이 두드러지게 나타나고 있다. 따라서 충북경제는 고용창출력을 확충하고 양질의 일자리를 창출하는 노력을 강화할 필요가 있다.

고용탄력성 결정요인에 대한 분석결과를 바탕으로 장기 고용탄력성에 유의한 영향을 미치는 구조적 요인들을 식별하고, 유의한 요인을 중심으로 고용창출력을 제고하여 일자리 창출효과를 확충하는 정책방안을 도출해 본다. 지방정부 차원에서뿐 아니라 국민경제 전체 차원에서도 활용될 수 있는 고용창출역량 확충방안을 제시하며, 노동시장 관련 정책뿐 아니라 산업, 기업, 지방정부 재정지출 등 종합적인 정책방안을 제시한다.

1. 노동시장 구조

고용탄력성 결정요인 분석결과, 상용근로자 비중은 장기 고용탄력성에 유의한 양(+)의 영향을 미치나, 자영업자 비중, 임시·일용 근로자, 무급 및 가족 근로자 비중은 장기 고용탄력성에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 따라서 근로자의 지위를 개선하는 일은 장기 고용탄력성을 증가시킬 뿐 아니라 양질의 일자리 창출에도 기여하는 방안이라고 할 수 있다. 노동수요자인 기업이나 사업주에게는 단기적으로 부담이 될 수 있으나 상용근로자의 비중 증가를 위한 정규직 전환과 고용안정성을 제고시키는 정책이 필요하며, 기업이나 사업주의 단기적 부담을 완화시킬 수 있는 정책이 함께 시행되면 경제에 미치는 부작용을 상쇄할 수 있을 것으로 판단된다. 특히 충북의 경우 전국과 비교하면, 대체로 상용근로자 비중은 전국보다 낮지만 자영업자, 무급 및 가족 근로자비중은 전국보다 높으므로(부표 4 참조) 상용근로자의 비중을 늘리는 방안을 강구할 필요가 있다.

경제활동참가율은 단기 고용 증가율은 상승시킬 수 있으나 장기적으로 일자리에 대한 경쟁 상승, 고용 질의 상대적 저하 등의 문제로 고용탄력성에는 부정적인 영향을 주는 것으로 나타난다. 특히 경제활동참가율의 증가가 고령은퇴자, 자영업자, 경력단절 여성 등에 의해 이루어지는 경우 고용은 증가하지만 고용탄력성은 낮아질 가능성이 있을 것으로 추론된다. 따라서 이들에 대한 직업훈련 등을 강화하고 고용의 질이 저하되지 않도록 근로환경, 근로시간, 근로시급 등에 대한 기준 점검, 불법적인 근로 강요 예방 및 점검을 위한 모니터링 등 고용의 질에 대한 체계적 관리

시스템을 수립하는 정책이 요망된다.

경제활동인구 중 남성, 고졸 및 대졸 학력자, 30~40대 근로자 비중은 장기 고용탄력성을 상승시킨다. 이러한 추정결과는 고졸이나 대졸 등 일정 수준 이상의 학력을 소유한 근로자의 노동시장 참여를 유인하는 방안은 장기 고용탄력성을 확충하는 유효한 정책방안임을 시사해 준다. 30~40대의 경제활동참여는 장기적으로 고용창출력을 향상시키나 50~60대의 경제활동참여는 고용 증가율은 향상시키나 상대적으로 악조건의 고용도 수용하므로 장기 고용탄력성은 저하시키는 것으로 해석된다.

충북의 경우 경제활동참여율은 60%대로 전국과 유사한 수준이며, 성별 경제활동참여율도 남성 약 58~9%, 여성 약 41~2%대로 유사한 수준이다. 그 반면에 학력별 경제활동인구 비중의 경우, 고용탄력성에 양(+)의 효과를 주는 대졸 이상의 비중이 전국보다 크게 낮다(부표 5). 2010~2014년 대졸 이상 경제활동인구 비중이 충북은 평균 32.9%, 전국이 41.0%로 큰 차이를 보였다. 또한 장기 고용탄력성에 양(+)의 효과를 미치는 30~40대 근로자 비중이 충북이 전국보다 낮으며, 음(-)의 효과를 주는 50~60대 근로자 비중은 전국보다 높게 나타났다. 2010~2014년 30~40대 경제활동인구 비중이 충북은 평균 47.5%, 전국은 49.9%였으며 50~60대 비중은 충북은 37.2%, 전국은 33.8%이었다(부표 6).

이처럼 충북의 경우, 고용탄력성에 양(+)의 효과를 주는 경제활동인구 특성이 전국 평균에 비해 낮게 나타나고 있어 이에 따른 정책적 보완이 필요하다. 30~40대의 근로자를 지역 내 정착 또는 유지시킬 수 있는 방안과 저학력 근로자의 기본 직업 지식 및 전문 기술 등의 함양을 통한 고용의 질 향상 방안 등을 정책적으로 고려해야 한다.

2. 산업구조

서비스업은 제조업에 비해 장기 고용탄력성과 단기 고용탄력성 모두 훨씬 더 큰 것으로 드러났다. 장기 고용탄력성은 서비스업이 0.5970, 제조업이 0.3838이며, 단기 고용탄력성은 서비스업이 0.5821, 제조업이 0.3742로 추정되었다. 또한 고용 기준으로 볼 때 서비스업의 비중은 전산업의 장기 고용탄력성을 확충시키지만, 제조업 비중은 고용탄력성에 유의한 영향을 미치지 못한다.

충북경제는 다른 지역에 비하여 상대적으로 양호한 성장률을 시현하고 있지만, 성장이 고용창출력이 상대적으로 낮은 제조업 주도로 이루어지고 있으며, 서비스 부문의 발전은 다른 지역에 비해 뒤쳐져 있다. 충북의 제조업 비중은 2010~2016년 평균 41.5%로서 전국의 28.5%에 비해 압도적으로 높은 반면에 서비스업의 비중은 충북은 40.4%로 전국의 54.2%에 비해 크게 낮다(부표 7 참조). 시기별 단기 고용탄력성 추정결과 전국은 제조업과 서비스업 모두 고용탄력성이 상승하고 있으나, 충

북은 제조업과 서비스업 모두 고용탄력성이 하락하는 상반된 모습을 보이고 있다. 따라서 충북은 제조업 부문의 성장 동력을 강화함과 더불어 서비스 부문을 집중 육성해 지역경제의 지속적이고 안정적인 발전을 도모할 필요가 있다.

3. 기업구조

기업 규모별 특성이 장기 고용탄력성에 미치는 영향은 제조업에서 유의하게 나타났는데, 이 중 중기업과 대기업 비중이 장기 고용탄력성을 증가시키는 것으로 추정되었는데, 이러한 추정결과는 제조업 부문에서 중기업이나 대기업을 육성하는 방안은 고용창출력 확충에 기여할 것임을 시사해 준다. 제조업의 기업 규모별 비중을 보면 2010~2014년 평균으로 중기업의 경우 충북은 3.2%, 전국은 1.5%이며, 대기업의 경우 충북은 0.3%, 전국은 0.1%로서 고용탄력성에 유리한 구조를 보이고 있으나, 중기업, 대기업 유치 노력을 지속할 필요가 있다.

4. 지방정부 세출구조

지방정부 세출 중 경제개발비는 장기 고용탄력성을 증가시키지만 사회개발비와 일반행정비는 통계적 유의성은 낮지만 장기 고용탄력성을 하락시키는 것으로 나타났다. 경제개발비는 농림해양수산, 산업중소기업, 과학기술, 수송교통, 국토 및 지역개발 등으로 구성되어 있다. 지방정부 세출중 경제개발비에 대한 비중을 보면, 충북의 경제개발비 비중은 전국의 경제개발비 비중보다 전반적으로 높게 나타나지만 세출구조를 효율화하여 이들 부문에 대한 지출비중을 계속 높게 유지할 필요가 있다 (부표 8).

5. 양질의 일자리 창출

Recursive and rolling regression 추정결과, 2010년대 들어 제조업과 서비스업의 장기 고용탄력성이 개선되는 추세를 보이고 있다. 이는 고용없는 성장의 문제는 2000년대 초중반의 문제이며, 최근에는 낮은 경제성장률과 양질의 일자리 부족이 중요한 문제로 대두되고 있음을 시사해 주는 것이다. 이러한 추정결과는 지속적인 지역경제 성장과 양질의 일자리 창출노력이 중요한 정책과제임을 시사해 준다.

부 록

점탄력성의 차분모형 추정결과

1) 전산업

식 (2-1)의 고정효과모형을 추정하되, 경제위기 더미(DUM_CRISIS)를 단기 고용탄력성의 계수에 적용하였다. 호탄력성의 추정결과 1997~98년 외환위기와 2008~09년의 글로벌 금융위기 시 탄력성이 급변동한 점을 고려해 경제위기 더미를 상수항과 전산업 생산량(로그)의 1차 차분인 $DLOG(GDP_ALL)$ 의 계수에 적용하였다(모형1~2). 모형1은 외환위기 더미, 모형2는 글로벌 금융위기 더미를 적용한 모형이다. 또한 전국과 충북지역 간 단기 고용탄력성이 차이가 있는지를 검토하기 위하여 충북지역 더미(DUM_CHB)를 $DLOG(GDP_ALL)$ 의 계수에 적용하였으며(모형1~3) 모형4는 경제위기 더미와 충북지역 더미를 적용하지 않은 경우이다.

생산 변화율이 고용 변화율에 미치는 단기 영향[$DLOG(GDP_ALL)$ 의 계수로서 이하 단기 고용탄력성으로 지칭]은 외환위기 더미를 적용한 모형1에서는 0.21(모형1)이며, 그 외 모형2~4에서는 모형1 보다 더 높은 0.43~0.41 범위로 추정되었다(부표 1).

모형1~3의 추정결과 충북지역 더미는 모두 음(-)이었으며, 1% 또는 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 충북 전산업의 단기 고용탄력성이 전국에 비해 더 낮음을 의미하는 것으로 전국과의 격차가 약 0.19(모형1)에서 0.25(모형2~3)에 달하는 것으로 나타났다.

$DLOG(GDP_ALL)$ 의 계수에 대한 외환위기의 더미(모형1)는 양(+)이었지만 글로벌 금융위기의 더미(모형2)는 음(-)이며 유의한 것으로 추정되어, 두 차례의 위기의 영향이 상반된 것으로 나타났다. 이는 외환위기 기간에는 생산 감소율에 비해 고용이 상대적으로 더 높은 비율로 감소하여 고용탄력성이 양의 값으로 높게 나타난 반면, 글로벌 금융위기 시에는 외환위기와는 달리 생산은 증가하였지만 고용이 감소하여 음의 탄력성을 보였기 때문이다(그림 1).

2) 제조업

추정모형은 전산업과 동일한 방식으로 상수항에 16개 지역 더미를 적용하여 고정효과모형을 추정하고, 경제위기 더미와 충북 더미를 단기 및 장기 탄력성 계수에 적용한 4개 모형을 설정하였다.

생산 변화율이 고용 변화율에 미치는 단기 영향[$DLOG(GDP_MAN)$ 의 계수로서

이하 단기 탄력성으로 지칭]은 외환위기 더미를 적용한 모형1에서는 0.18(모형1)이며, 그 외의 모형2~4에서는 0.35(모형2와 모형4), 0.42(모형3)로 추정되었다(부표 2).

모형1~3 추정결과 충북지역 더미는 경제위기 더미를 적용한 모형1~2에서 모두 음(-)이지만 유의성은 없었으며 그 반면 경제위기 더미를 뺀 모형3의 경우는 1% 수준에서 유의하게 음(-0.25)으로 추정되어 모형에 따라 유의성이 다소 다르게 나타났다.

DLOG(GDP_MAN)의 계수에 대한 외환위기 더미는 양(+0.27)이며 유의성이 높았고(모형1), 글로벌 금융위기 더미도 양(+)이지만 유의성은 낮았다.

3) 서비스업

추정모형은 전산업 및 제조업과 동일한 방식으로 고정효과모형을 추정하고, 경제위기 더미와 충북 더미를 단기 및 장기 탄력성 계수에 적용한 4개 모형을 설정하였다.

생산 변화율이 고용 변화율에 미치는 단기 영향[DLOG(GDP_SER)의 계수]은 외환위기 더미를 적용한 모형1에서는 0.42(모형1)이며, 모형2~4에서는 0.61~0.62의 값으로 추정되었다(부표 3).

모형1~3의 추정결과 충북지역 더미는 모두 음(-)이지만 모형1에서만 유의하였고, 모형2~3에서는 유의성이 없는 등 모형에 따라 유의성이 다소 다르게 나타났다.

DLOG(GDP_SER)의 계수에 대한 외환위기 더미는 양(+0.47)이며 유의성이 높았지만 글로벌 금융위기 더미는 음(-)이며 유의성이 낮았다.

<부표 1> 전산업 차분 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)								
Variable	모형1		모형2		모형3		모형4	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.0051***	2.76	-0.0071***	-4.48	-0.0062***	-4.16	-0.0065***	-4.32
DUM_CRISIS ¹⁾	-0.0208***	-5.24	0.0087**	1.97	-	-	-	-
DLOG(EMP_ALL(-1))	0.1186***	3.61	0.1409***	3.92	0.1357***	3.77	0.1381***	3.80
DLOG(GDP_ALL)	0.2102***	6.85	0.4304***	19.40	0.4210***	19.33	0.4067***	19.06
DUM_CRISIS×DLOG(GDP_ALL) ¹⁾	0.3395***	8.00	-0.3187*	-1.94	-	-	-	-
DUM_CHB×DLOG(GDP_ALL)	-0.1860**	-2.25	-0.2495***	-2.79	-0.2490***	-2.77	-	-
Adjusted R ² /DW	0.62	1.87	0.54	1.79	0.54	1.81	0.55	1.83

주: 1. 모형1은 아시아 외환위기(1997~98년), 모형2는 글로벌 금융위기(2008~09년) 더미를 적용

2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

<부표 2> 제조업 차분 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_MAN)								
Variable	모형1 ¹⁾		모형2 ¹⁾		모형3		모형4	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.0004	0.09	-0.0163***	-3.57	-0.0062***	-4.16	-0.0162***	-3.79
DUM_CRISIS1)	-0.0842***	-5.86	0.0081	0.58	-	-	-	-
DLOG(EMP_MAN(-1))	0.0546	1.19	0.1153**	2.44	0.1367***	3.77	0.1150**	2.45
DLOG(GDP_MAN)	0.1824***	3.30	0.3532***	7.61	0.4210***	19.33	0.3516***	8.07
DUM_CRISIS×DLOG(GDP_MAN) ¹⁾	0.2672***	2.87	0.2327	1.13	-	-	-	-
DUM_CHB×DLOG(GDP_MAN)	-0.2056	-1.12	-0.1321	-0.69	-0.2490***	-2.77	-	-
Adjusted R ² /DW	0.24	2.11	0.15	2.04	0.54	1.81	0.15	2.04

주: 1. 모형1은 아시아 외환위기(1997~98년), 모형2는 글로벌 금융위기(2008~09년) 더미를 적용

2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

<부표 3> 서비스업 차분 모형 추정결과

Dependent Variable: DLOG(EMP_SER)								
Variable	모형1 ¹⁾		모형2 ¹⁾		모형3		모형4	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
C	0.0079***	2.99	-0.0006	-0.24	-0.0001	-0.05	-0.0004	-0.16
DUM_CRISIS1)	-0.0184***	-3.38	0.0125	1.20	-	-	-	-
DLOG(EMP_SER(-1))	0.1277***	3.37	0.0760**	1.99	0.0761**	1.99	0.0773**	2.02
DLOG(GDP_SER)	0.4222***	8.56	0.6226***	15.92	0.6163***	16.05	0.6085***	16.19
DUM_CRISIS×DLOG(GDP_SER) ¹⁾	0.4684***	5.84	-0.4614	-1.11	-	-	-	-
DUM_CHB×DLOG(GDP_SER)	-0.1101***	-0.61	-0.1855	-0.99	-0.1862	-0.99	-	-
Adjusted R ² /DW	0.49	2.04	0.44	2.04	0.44	2.05	0.44	2.05

주: 1. 모형1은 아시아 외환위기(1997~98년), 모형2는 글로벌 금융위기(2008~09년) 더미를 적용

2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

기타 부표

<부표 4> 2010~2016년 근로자 지위별 비중 평균

(단위: %)

구분	총 근로자	자영업자	무급 및 가족 근로자	상용근로자	임시·일용 근로자
전국	100%	22.4%	4.8%	46.3%	26.4%
충북	100%	24.6%	7.1%	44.2%	24.1%

주: 2010~2016년의 각 연도별, 근로자 지위별 근로자 비중이 큰 변화 없이 일정하여 전체 인구를 합계하여 평균함
 자료: 통계청

<부표 5> 2010~2014년 학력별 경제활동인구 비중 평균

(단위: %)

구분	총 경제활동인구	초졸	중졸	고졸	대졸이상
전국	100%	9.8%	9.3%	39.8%	41.0%
충북	100%	15.5%	10.3%	41.3%	32.9%

주: 2010~2014년의 각 연도별, 학력별 경제활동인구 비중이 큰 변화 없이 일정하여 전체 인구를 합계하여 평균함
 자료: 통계청

<부표 6> 2010~2014년 연령별 경제활동인구 비중 평균

(단위: %)

구분	총 경제활동인구	10~20대	30~40대	50~60대
전국	100%	16.3%	49.9%	33.8%
충북	100%	15.3%	47.5%	37.2%

주: 2010~2014년의 각 연도별, 연령별 경제활동인구 비중이 큰 변화 없이 일정하여 전체 인구를 합계하여 평균함
 자료: 통계청

<부표 7> 2010~2016년 산업별 비중 평균

(단위: %)

구분	제조업 비중	서비스업 비중
전국	28.5%	54.2%
충북	41.5%	40.4%

주: 2010~2016년의 각 연도별 산업 비중이 큰 변화 없이 일정하여 전체 GDP를 합계하여 평균함
 자료: 통계청

<부표 8> 지방정부 세출구조

(단위: %)

구분	일반행정비 비중	민방위비 비중	사회개발비 비중	경제개발비 비중	지원 및 기타 비중
전국	11.3%	2.1%	48.2%	24.5%	13.9%
충북	7.9%	4.2%	44.1%	30.0%	13.9%

주: 2010~2016년의 각 연도별, 제출항목별 비중이 큰 변화폭이 없어 전체 지출을 합계하여 평균함
 자료: 지방재정365

참고문헌

- 장승호·하세호, “강원도 문화·관광산업의 고용창출력 분석”, 『한국도시지리학회지』, 제17권 3호, 2014, 141-154면.
- 국회예산처, “일자리정책의 현황과 과제”, 국회예산처 일자리 정책연구보고서, 2010.
- 권혜자·윤석천·안정화·공정승·연보라, “제조업 고용변동분석”, 한국고용정보원 기본연구 2015-20, 2015.
- 김명준·박성용, “시변계수모형을 적용한 한국의 실업률과 산출량과의 관계에 대한 연구: 남성과 여성에 대한 분석을 중심으로”, 『여성경제연구』, 제14집 제1호, 2017, 25-41면.
- 김영준·손종칠, “우리나라 기업 특성별 성장성 및 고용창출 효과 분석”, 『한국 경제의 분석』, 제21권 제2호, 2015, 183-242면.
- 김용현, “취업계수와 고용탄성치를 통해 본 우리 산업의 고용창출능력”, 『노동리뷰』, 제2월호, 2005a, 23-36면.
- _____, “‘고용없는 성장(Jobless Growth)’ 현실인가?”, 『노동정책연구』, 제5권 제3호, 2005b, 35-62면.
- 박세준·박창현·오용연, “경기-고용간 관계 변화의 구조적 요인진단과 정책적 시사점”. 『BOK 이슈노트』, No. 2013-8, 한국은행, 2013.
- 박훈, “제조업의 고용구조 변화와 일자리 창출 정책방향”, 『KIET 산업경제』, 2013년 1월호, 2013, 17-26면.
- 심재훈, “지역별 고용탄력성 추정 및 추세분석”, 『고용이슈』, 2008년 12월, 2008, 149-167면.
- 유경준 편, 『성장과 고용의 선순환 구축을 위한 패러다임 전환(I) -고용창출을 위한 주요 정책과제-』, 연구보고서 2011-02, 한국개발연구원, 2011.
- 유경준 외, 『한국경제 구조변화와 고용창출』, 연구보고서 2004-05, 한국개발연구원, 2004.
- 유경준·류덕현, “오쿤의 법칙(Okun’s law)에 대한 재해석”, 『노동경제논집』, 제35권 제1호, 2012, 89-109면.
- 유영명·김형빈·주수현, “부산지역 고용구조 변동과 업종별 고용창출능력 분석”, 『지방정부 연구』, 제16권 제1호, 2012, 89-102면.
- 이선경, “고용탄력성의 성별차이와 성차별”, 『산업경제연구』, 제18권 제4호, 2005, 1587-1605면.
- 이선경·최창곤, “The Effect of Capital Accumulation on Job Creation : Positive or Negative?”, 『경제연구』, 제34권 제3호, 2016, 21-39면.
- 장효진, “노동시장정책이 청년의 고용성장에 미치는 효과 분석: 고용보호, 직업교육, 적극적인 노동시장정책을 중심으로”, 『한국행정학보』, 제51권 제3호, 2017, 325-358면.
- 정선영, “인구구조 변화가 고용에 미치는 영향”, 『BOK 이슈노트』, No. 2013-15, 한국은행, 2013.
- 정현상, “제조업 경기변동과 고용”, 『노동리뷰』, 2005년 4월호, 2015, 67-78면.
- 조준모·조동훈, “선진국 고용정책의 일자리 창출 효과 연구”, 고용노동부 학술연구보고서, 2014.

- 최창곤, “노동시장과 고용탄력성: 경제성장과 고용”, 『응용경제』, 제12권 제3호, 2010, 83-105면.
- 최창곤, “Industrial Difference in Employment Effect of Economic Growth”, 『경제연구』, 제29권 제4호, 2011, 175-187면.
- 최준환, “중국 권역별 경제성장과 실업의 관계에 관한 연구 -오쿤의 법칙을 중심으로 -”, 『중국연구』, 제70권, 2017, 491-515면.
- 현대경제연구원, “경제의 고용창출력 약화, 그 해법은?- 기업특성별 취업계수 비교과 시사점”, 『경제주평』, 통권 763호, 2017.
- 홍성표, “경기불확실성이 제조업과 서비스업 노동수요에 미치는 영향”, 『경제연구』, 제26권 제4호, 2008, 89-108면.
- Ait Ali, Abdelaaziz (2017), Tayeb Ghazi, and Yassine Msadfa, “Manufacturing Employment Elasticity and Its Drivers in Developing and Emerging Countries: Focus on Sub-Saharan Africa,” *OCP Policy Center Research Paper* RP-17/03.
- Anderton, Robert, Ted Aranki, Boele Bonthuis and Valerie Jarvis (2014), “Disaggregating Okun’s Law: Decomposing the Impact of the Expenditure Components of GDP on Euro Area Unemployment,” *ECB Working Paper* 1747.
- Apergis, Nicholas, and Anthony Rezitis (2003), “An examination of Okun’s law: Evidence from Regional Areas in Greece,” *Applied Economics*, 35, pp.1147-1151
- Banerji, Angana (2015), “Jobless in Europe,” *Finance & Development*, pp.26-28.
- Banerji, Angana, Huidan Lin, and Sergejs Saksonovs (2015), “Youth Unemployment in Advanced Europe: Okun’s Law and Beyond,” *IMF Working Paper*, WP/15/5, IMF.
- Behar, Alberto (2015), “Comparing the Employment-Output Elasticities of Expatriates and Nationals in the Gulf Cooperation Council,” *IMF Working Paper*, WP/15/191, IMF.
- Ball Laurence, Daniel Leigh, and Prakash Loungani (2013), “Okun’s Law: Fit at 50?,” *IMF Working Paper*, WP/13/10, IMF.
- Ball, Laurence, João Tovar Jalles, and Prakash Loungani (2014), “Do Forecasters Believe in Okun’s Law? An Assessment of Unemployment and Output Forecasts,” *IMF Working Paper*, WP/14/24, IMF.
- Basu, Deepankar and Debarshi Das (2015), “Employment Elasticity in India and the U.S., 1977-2011: A Sectoral Decomposition Analysis,” *Working Paper*, Department of Economic, University of Massachusetts Amherst.
- Caballero, Ricardo J. and Mohamad L. Hammour (1997), “Jobless Growth : Appropriability, Factor Substitution, and Unemployment,” *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research.
- Chinn, Menzie D., Laurent Ferrara, and Valérie Mignon (2013), “Post-Recession US Employment through the Lens of a Non-Linear,” *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research.

- Crivelli, Ernesto, Davide Furceri and Joël Toujas-Bernaté (2012), "Can Policies Affect Employment Intensity of Growth? A Cross-Country Analysis," *IMF Working Paper* 12-218.
- Dunsch, Sophie (2017), "Age- and Gender-Specific Unemployment and Okun's Law in CEE Countries," *Eastern European Economics*, 55, pp.377-393.
- European Central Bank (2016), "The Employment-GDP Relationship since the Crisis," *European Central Bank Economic Bulletin Issue*, No. 6, pp.53-71.
- Furceri, E., D. Crivelli and J. Toujas-Bernaté (2012), "Can Policies Affect Employment Intensity of Growth? A Cross-Country Analysis," *IMF Working Paper*, WP/12/218, IMF.
- Hoffmann, Florian and Thomas Lemieux (2014), "Unemployment in the Great Recession: A Comparison of Germany, Canada and the United States," *Nber Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research.
- Islam, Iyanatul, and Hasil Nazara (2000), "Estimating Employment Elasticity for the Indonesian Economy," *International Labour Office*, Jakarta Indonesia.
- Islam, R. (2004), "The Nexus of Economic Growth, Employment and Poverty Reduction: An Empirical Analysis," *Recovery and Reconstruction Department*, Geneva, ILO.
- Jaimovich, Nir, and Henry E. Siu (2012), "The Trend Is the Cycle: Job Polarization and Jobless Recoveries," *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research.
- Kapsos, Steven (2005), "The Employment Intensity of Growth: Trends and Macroeconomic Determinants," *Employment Strategy Papers*, International Labour Office.
- Knotek, S. Edward II (2007), "How Useful is Okun's Law?," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp.73-103.
- Manning, Christopher, Mohammad Raden Purnagunawan, and Rahma Iryanti (2013), "Using Employment Elasticities in Analysis of Employment Trends in Indonesia," United States Agency for International Development.
- Marconi, Gabriele, Miroslav Beblavý, and Ilaria Maselli (2016), "Age effects in Okun's Law with Different Indicators of Unemployment," *Applied Economics Letters*, Vol. 23, No. 8, pp.580-583.
- Onaran, Ozlem (2008), "Jobless Growth in the Central and East European Countries: A Country-Specific Panel Data Analysis of the Manufacturing Industry," *Eastern European Economics*, Vol. 46, pp.90-115.
- Palombi, Silvia, and Roger Permana, Christophe Tavéra (2015), "Regional Growth and Unemployment in the Medium Run: Asymmetric Cointegrated Okun's Law for UK Regions," *Applied Economics Letters*, Vol. 47, No. 57, pp.6228-6238.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, Richard J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16.

- Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis," in Strom, S., Holly, A., Diamond, P. (Eds.), *Centennial Volume of Ragnar Frish*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Seyfried, William (2005), "Examining the Relationship Between Employment and Economic in the Ten Largest States," *Southwestern Economic Review*, Vol. 32, pp.13-24.
- Stock, James H. and Mark Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61, pp.783-820.
- Tachibanaki, Toshiaki (1987), "Labour Market Flexibility in Japan in Comparison with Europe and the U.S.," *European Economic Review*, Volume 31, Issue 3, pp.647-678.
- Thomas, Jayan Jose (2013), "Explaining the 'Jobless' Growth in Indian Manufacturing," *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 18, No. 4, pp.673-692.

