

고용탄력성을 통해 살펴본 성장과 고용의 관계: 충북 사례를 중심으로*

이연호** · 이창민***

본 연구는 고용탄력성을 통하여 고용 없는 성장의 실태를 분석하고, 고용 창출 역량 확충을 위한 정책적 시사점을 도출하였다. 1989~2016년 16개 광역시·도 패널 자료를 이용하여 고용탄력성을 추정하고, 산업 간의 차이를 분석하였다. 추정모형은 패널 ARDL 공적분 모형을 이용하였으며, 시변(time varying) 계수 추정 기법을 적용해 고용 없는 성장 문제가 일시적인 현상인지 구조적인 현상인지를 판단하여 보았다. 외환위기와 글로벌 금융위기 이후의 경제구조 변화가 고용탄력성에 미친 영향을 분석하였으며, 충북을 대상으로 지역별 차이에 대한 사례 연구도 진행하였다.

추정 결과, 서비스업이 제조업보다 장단기 고용탄력성 모두 훨씬 더 높았다. 장기 고용탄력성은 서비스업이 0.5970, 제조업이 0.3838이며, 단기 고용탄력성은 각각 0.5821, 0.3742로 추정되었다. 고용 없는 성장은 1990년대 중후반 제조업과 2000년대 초중반 전체 산업에서 특히 두드러지게 나타났던 문제였다. 하지만 최근에는 일자리가 성장에 민감하게 반응하는 등 고용탄력성이 높게 나타나고 있는데, 이는 저성장 시대 성장전략을 통한 일자리 창출이 여전히 중요한 과제를 시사한다.

핵심주제어: 고용탄력성, 고용 없는 성장, 오쿤의 법칙, 패널 ARDL 공적분 모형, 구조 변화

경제학문헌목록 주제분류: E24, J21

I. 서론

1990년대 들어 성장률 저하에 따라 고용 증가의 둔화뿐 아니라 성장을 해도 고용이 증가하지 않는 고용 없는 성장(jobless growth)의 문제가 대두되었다. 고용 없는 성장은 성장의 적하 효과(trickle down)가 더 이상 유효하지 않음을 의

* 본고는 한국은행 충북 본부와의 2018년 공동연구 결과의 일부를 학술논문으로 발전시킨 것이며, 논문 내용은 한국은행의 공식적인 견해와는 무관하다. 한국고용정보원의 오윤석 연구원은 자료 수집과 정리, 모형 추정 과정에서 많은 도움을 주었다.

** 제1저자, 충북대학교 경제학과 교수, 전화: (043) 261-2215, E-mail: leeyh@chungbuk.ac.kr

*** 공동저자, 한국은행 조사역, 전화: (02) 750-6630, E-mail: cmlee@bok.or.kr

논문투고일: 2020. 1. 9 수정일: 2020. 3. 20 게재확정일: 2020. 3. 27

미하며, 소득분배를 악화시키며 이는 다시 소비와 총수요를 위축시킴으로써 성장을 침체시키는 악순환의 고리를 형성하게 된다. 그 결과 고용 없는 성장의 문제는 일자리 창출뿐 아니라, 계층 간, 지역 간, 부문 간의 균형발전과 사회 조화 및 성장잠재력 확충을 위해 시급히 해결해야 하는 과제이다.

본 연구는 고용탄력성 개념을 적용하여 고용 없는 성장의 실태와 변화를 분석하고, 고용 창출 역량을 확충하기 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 지역별·산업별 취업자 수와 지역내총생산(GRDP) 자료가 이용 가능한 1989~2016년 16개 광역시·도의 패널 자료를 이용하여 고용탄력성을 추정하고, 산업을 전 산업, 제조업, 서비스업으로 구분하여 고용탄력성의 산업 간 차이를 분석하며, 충북을 대상으로 지역 간 차이에 대한 사례 연구도 진행해 본다.

고용탄력성을 추정한 국내의 선행 연구는 많지만 최근 자료를 이용하여 고용 없는 성장의 관점에서 이 주제를 지역별·산업별로 종합 분석한 연구는 거의 없다. 심재훈(2008)은 지역별 고용탄력성을 추정하였으나 분석기간이 2006년에 그치고 있으며, 김유현(2005a; 2005ab), 홍성표(2008), 유경준 편(2011), 최창근(2011)은 산업별 고용탄력성을 추정하였으나 지역별 분석은 결여되어 있다. 최준환(2011), Apergism and Rezitis(2003), Basu and Das(2015), Palombi *et al.*(2015)은 해외 지역별 고용탄력성을 연구하였지만 산업별 분석은 수행하지 않았다.

선행 연구와 차별화되는 본고의 특징을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 본고는 고용탄력성의 두 가지 측정 방법(호탄력성, 점탄력성)을 모두 적용한다. 먼저 두 시점 간 호탄력성을 추정하여 고용탄력성의 시기별 특징을 파악한 후, 이 특징을 반영할 수 있도록 회귀분석 모형을 설정하여 점탄력성을 추정함으로써 두 고용탄력성이 일관성을 유지하게 하였다. 본고는 또한 산업별·지역별 분석을 병행하여 고용 없는 성장의 실태를 상세히 파악하고자 하였다.

둘째, 분석기간인 1989~2016년 동안 아시아 외환위기와 글로벌 금융위기 등을 비롯하여 다양한 종류의 경제적 충격과 구조 변화 요인이 있었다. 이 점을 고려하여 recursive and rolling regressions 등의 시변(time varying) 계수 추정 기법을 적용하여 고용탄력성의 시기별 변화 추이를 추적하였다.¹⁾ 또한 외환위기와 글로벌 금융위기에 따른 경제적 충격이 고용탄력성에 미치는 영향을 반영할 수 있도록 회귀분석 모형을 설정하였다.

1) 박세준·박창현·오용연(2013)과 정현상(2015)은 경기순환 국면별로 고용과 경기 간의 관계가 달라질 수 있음을 보였으나, 시변 계수에 의해 지속적인 시기별 변화 추이를 추적하지는 않았다.

셋째, 본 연구는 고용탄력성과 관련하여 중요한 논점으로 부각되어 있는 시계열의 안정성 문제와 구조 변화 문제를 충분히 감안하여 통계적 적합성과 추정 결과의 신뢰도를 제고하고자 하였다. 기본 모형으로 ARDL(autoregressive distributed lag) cointegration model을 적용하여 변수의 불안정성에 따른 가성회귀 문제를 해소하고 장단기 고용탄력성을 동시에 추정하며, 그 결과를 차분 모형과 비교함으로써 모형의 적합성과 추정 결과의 강건성(robustness)을 체크하였다. 앞서 설명하였듯이 recursive and rolling regression 기법에 의해 구조 변화 모습도 추정함으로써 분석 결과의 적합성을 제고하고자 하였다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절 산업별·시기별 호탄력성의 추정 결과를 제시하며, 제Ⅲ절은 ARDL 모형을 적용한 점탄력성의 분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅳ절에서는 주요 추정 결과를 요약하고 정책적 시사점과 미래의 연구 과제를 제시한다.

Ⅱ. 호탄력성의 추정

1. 호탄력성의 개념

고용탄력성(employment elasticity)은 고용이 생산 변화에 얼마나 민감하게 반응하는가를 나타내며 고용집약도(employment intensity)로도 불린다. 고용탄력성은 두 시점 간 호탄력성이나 회귀분석에 의해 추정된 점탄력성으로 측정할 수 있다. i 지역의 t 기 호탄력성(ε_{it})은 고용 증가율(\widehat{E}_{it})의 실질 지역내생산 증가율(\widehat{Y}_{it})에 대한 비율로 측정되며, 단기 생산과 고용 간의 관계로 해석될 수 있다.

$$\varepsilon_{it} = \widehat{E}_{it} / \widehat{Y}_{it} \quad (1)$$

본 논문은 16개 광역시·도의 패널 자료를 이용하여 고용탄력성을 추정하며, 충북의 특징을 전국과 비교 분석한다. 산업을 전 산업, 제조업, 서비스업으로 나누어 고용탄력성의 산업별 차이를 분석한다.²⁾ 표본기간은 지역별·산업별 취업자

2) 심재훈(2008), 유명명 외(2012), 강승호·하세호(2014)는 지역별 고용탄력성을 연구하였으며, 유경준 외(2004), 김용현(2005a; 2005b), 홍성표(2008), 유경준 편(2011), 최창근(2011) 등은 산업별 고용탄력성을 분석하였다.

수와 지역내생산(GRDP) 자료가 이용 가능한 1989~2016년이다.

2. 전국 호탄력성 추정 결과

1) 전 산업

전국 전 산업의 경우 1990~2016년 고용탄력성(호탄력성)의 평균은 0.36으로 추정되었다. 두 차례의 경제충격 시기(1997~1998년 아시아 외환위기와 2008~2009년 글로벌 금융위기)에 호탄력성의 변동이 심해 두 기간을 제외한 경우에도 전 기간 평균 0.36으로 동일한 수준이었다. 시기별로 보면 1990년부터 글로벌 금융위기 이전까지는 평균 0.30 내외 수준을 유지하였으나, 글로벌 금융위기 이후 2010~2016년에는 평균 0.50 수준으로 상승하였다.

2) 제조업

전국 제조업의 경우 전 기간 호탄력성의 평균은 약 0.40이며, 두 차례의 경제충격 시기를 제외하면 약 0.14로 경제충격의 영향이 매우 컸던 것으로 드러난다. 시기별로 보면 1990~1996년 외환위기 이전에는 평균 -0.13이었으며, 1999~2007년 -0.02에서 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.6으로 대폭 상승하는 등 시기별로 매우 불안정한 움직임을 보이고 있다.

3) 서비스업

전국 서비스업의 경우 전 기간 고용 호탄력성의 평균은 약 0.92이며, 두 차례 경제충격 시기를 제외하면 약 0.65로 경제충격의 영향을 크게 받았던 것으로 드러난다. 시기별로 보면 1990~1996년 외환위기 이전에는 평균 0.70에서 1999~2007년 0.61로 다소 하락하였으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.64로 소폭 상승하였다.

<표 1> 산업별 고용 호탄력성¹⁾

연도	전 산업		제조업		서비스업 ²⁾	
	전국	충북	전국	충북	전국	충북
1990	0.29	0.07	0.05	0.49	0.65	0.57
1991	0.30	0.17	0.48	0.99	0.75	0.63
1992	0.34	0.59	-0.60	-0.14	0.75	0.70
1993	0.18	0.09	-0.78	-0.61	0.81	0.33
1994	0.35	0.15	0.07	0.04	0.65	0.70
1995	0.28	0.16	0.11	0.51	0.54	0.52
1996	0.31	0.19	-0.23	0.54	0.72	0.36
1997	0.29	0.55	-0.71	1.36	0.76	0.65
1998	1.20	0.34	1.63	0.07	1.45	1.24
1999	0.16	0.02	0.14	0.03	0.42	0.28
2000	0.52	0.45	0.44	1.52	0.70	1.75
2001	0.42	0.23	-0.17	4.24	0.66	0.80
2002	0.43	0.47	-0.04	0.31	0.63	0.87
2003	-0.01	-0.79	-0.21	-5.93	0.19	2.15
2004	0.51	0.21	0.24	0.06	1.19	1.91
2005	0.15	0.00	-0.31	9.46	0.57	0.17
2006	0.32	0.12	-0.16	-0.20	0.63	0.65
2007	0.29	0.36	-0.10	0.56	0.53	-0.04
2008	0.38	-20.59	-0.18	-5.81	0.58	-0.19
2009	-0.55	0.28	6.80	1.08	7.13	0.51
2010	0.22	0.23	0.37	0.30	0.31	0.74
2011	0.59	0.35	0.31	0.13	0.81	0.71
2012	0.76	0.07	0.16	-1.06	0.80	0.48
2013	0.50	0.42	0.53	0.30	0.48	0.97
2014	0.71	1.05	1.03	0.39	0.90	1.58
2015	0.38	0.43	2.01	1.76	0.47	0.42
2016	0.31	0.12	-0.19	0.07	0.68	0.70
전 기간(1990~2016) 평균	0.36	-0.53	0.40	0.39	0.92	0.75
(1997~1998, 2008~2009년 제외) ³⁾	0.36	0.22	0.14	0.60	0.65	0.78
외환위기 이전(1990~1996)	0.29	0.20	-0.13	0.26	0.70	0.54
외환위기~글로벌 위기(1999~2007)	0.31	0.12	-0.02	1.12	0.61	0.95
글로벌 위기 이후(2010~2016)	0.50	0.38	0.60	0.27	0.64	0.80

주: 1) 고용은 통계청이 발표한 경제활동인구조사의 취업자 기준이며, 해당 산업의 취업자 수 변화율/실질 GRDP 변화율임.

2) 1992~2000년에는 '전기·가스·수도'가 서비스업에 통합되어 있었으나 비중이 작아 서비스업 전체 취업자 수의 변화에 큰 변화를 주지 못함.

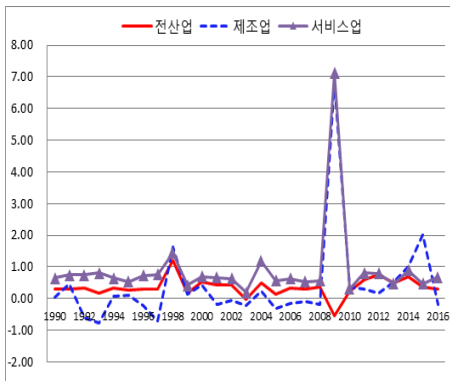
3) 아시아 외환위기(1997~1998)와 글로벌 금융위기(2008~2009)에 고용탄력성이 급변해 이 두 기간을 제외하고 평균을 계산함.

4) 제조업과 서비스업의 비교

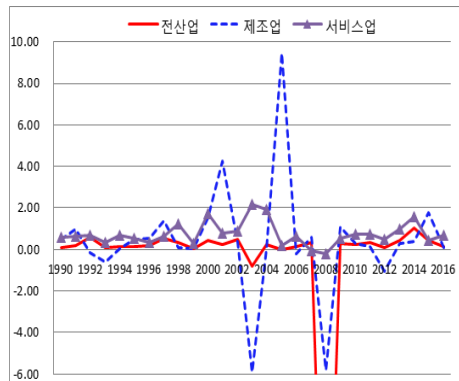
제조업과 서비스업을 비교해 보면 서비스업이 대체로 제조업보다 호탄력성이 더 높은 것으로 나타나고 있다. 두 차례의 경제충격 시기를 제외한 전 기간 서비스업 평균은 0.65이나 제조업은 0.14에 불과하며, 두 차례의 경제충격 시기를 포함하는 경우에도 서비스업 평균은 0.92로서 제조업 평균 0.40을 크게 상회한다.

<그림 1> 전국과 충북의 산업별 · 기간별 호탄력성의 추이

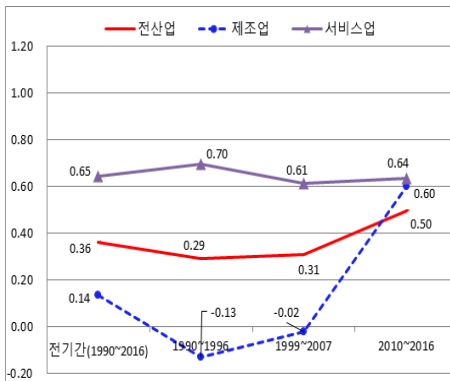
a. 전국



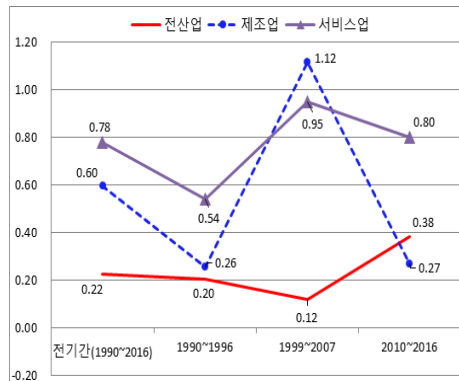
b. 충북



c. 전국 기간별 평균



d. 충북 기간별 평균



주: 아시아 외환위기(1997~1998)와 글로벌 금융위기(2008~2009)에 고용탄력성이 급변해 이 두 기간을 제외하고 기간별 평균을 계산함.

시기별 추이를 보면 글로벌 금융위기 이전까지는 서비스업과 제조업 간 격차

가 매우 컸으나, 그 이후 제조업의 호탄력성이 급상승해 서비스업에 근접한 수준을 보이고 있다. 서비스업과 제조업 호탄력성은 1990~1996년 각각 0.70과 -0.13, 1999~2007년 0.61과 -0.02로 격차가 매우 컸으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.64와 0.60으로 비슷한 수준에 있다.

서비스업의 경우 대체로 취업자 수가 증가하는 추세로서 호탄력성이 안정적인 추이를 보이고 있으며, 호탄력성의 급격한 변화나 음(-)의 호탄력성이 발생하는 배경에는 경제충격에 따른 GDP 변화 요인이 크게 작용하고 있다. 그러나 제조업의 경우에는 경제충격이 없던 시기에도 호탄력성이 음(-)인 기간이 종종 나타나는데 등 GDP와 취업자의 변화 간의 관계 자체가 불안정하다.

3. 충북의 호탄력성 추정 결과

1) 전 산업

충북 전 산업의 호탄력성은 1990~2016년 평균 -0.53으로 음이었으나, 두 차례 경제충격 시 변동이 심하여 이 두 기간을 제외할 경우 0.22로 대폭 상승한다. 경제충격으로 인해 전국보다 충북의 호탄력성 변화가 더 심했던 점에 비춰볼 때 외부 경제충격이 충북지역에 더 크게 작용한 것으로 해석된다. 시기별로 보면 1990~1996년에 0.20에서 1999~2007년 0.12로 하락하였으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 연평균 0.38로 상승하는 추세에 있다.

2) 제조업

충북 제조업의 경우 전 기간 호탄력성의 평균은 약 0.39이며 두 차례 경제충격 시기를 제외하면 약 0.60으로 경제충격의 영향이 컸었다. 시기별로 보면 1990~1996년 외환위기 이전에는 평균 0.26에서 1999~2007년 1.12로 급상승했으나 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.27로 대폭 하락하는 등 시기별로 기복이 매우 심하다.

3) 서비스업

충북 서비스업의 경우 호탄력성의 전 기간 평균은 약 0.75이며, 두 차례 경제

충격 시기를 제외해도 0.78로 큰 차이가 없었으며, 제조업에 비하여 호탄력성의 변화가 적었다. 시기별로 보면 1990~1996년 외환위기 이전에는 평균 0.54에서 1999~2007년 0.95로 상승했다가 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.8로 소폭 하락하고 있다.

4) 제조업과 서비스업의 비교

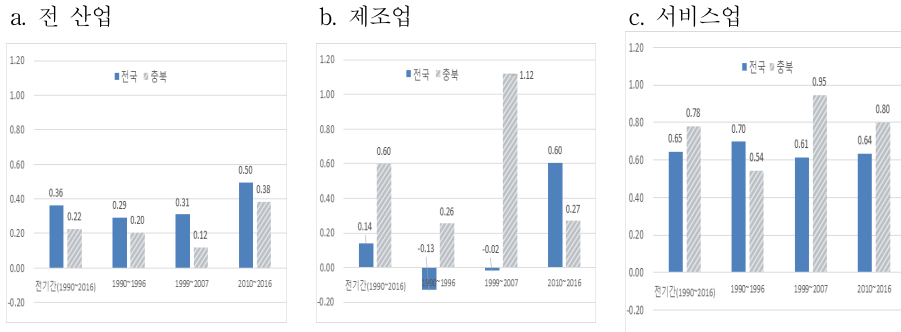
제조업과 서비스업을 비교하면 서비스업이 대체로 제조업보다 호탄력성이 더 높으며, 경제충격으로 인한 영향도 더 작은 것으로 나타난다. 두 차례의 경제충격 시기를 제외한 전 기간 서비스업 평균은 0.78이나 제조업은 0.60이며, 두 차례 경제충격 시기를 포함하는 경우 서비스업 평균은 0.75로서 제조업 평균 0.39를 크게 상회한다. 시기별로 살펴보면 서비스업과 제조업 호탄력성은 1990~1996년 0.54와 0.26, 1999~2007년 0.95와 1.12이었으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어 0.80과 0.27로 그 격차가 0.53으로 커졌다.

서비스산업은 두 차례의 경제충격에도 불구하고 호탄력성이 큰 변화 없이 안정적인 추이를 보였으나 제조업은 경제충격이 없던 시기에도 호탄력성이 음(-)인 기간이 종종 나타나는 등 불안한 모습을 보이고 있다.

5) 전국과의 비교

충북의 경우 전 산업 호탄력성은 두 차례 경제충격 시기를 제외한 전 기간 평균이 0.22로 전국(0.36)보다 낮았지만, 전국과의 격차가 1999~2007년 -0.19에서 2000년대 들어 -0.12로 줄어들었다. 충북 제조업 호탄력성은 두 차례 경제충격을 제외한 전 기간 평균이 0.6으로 전국(0.14)보다 훨씬 높았으며, 특히 1999~2007년 전국과의 격차가 +1.14에 달하였으나 2000년대 들어 +0.27로 대폭 낮아져 전국(0.6)에 오히려 크게 미달하였다. 충북의 서비스업 호탄력성은 두 차례 위기를 제외하면 평균 0.78로 전국(0.65)보다 높지만, 1999~2007년 0.95에서 2010년대 들어 0.80으로 하락하면서 전국과의 격차가 +0.34에서 +0.16으로 줄어들고 있다.

<그림 2> 전국과 충북의 산업별 · 기간별 고용 호탄력성 비교



주: 아시아 외환위기(1997~1998)와 글로벌 금융위기(2008~2009)에 고용탄력성이 급변해 이 두 기간을 제외하고 기간별 평균을 계산함.

III. 점탄력성의 추정

호탄력성은 계산이 편리하고 매기 탄력성을 측정할 수 있다는 장점이 있지만 시기별 변동이 심해 지역 간, 업종 간 비교가 어려우며 고용과 생산 간의 단기관계만 추정할 수 있고 장기 균형관계는 파악할 수 없다. 이러한 한계점을 해소하고자 오쿤의 법칙(Okun's law)을 변형한 회귀분석에 의하여 점탄력성을 추정한다(유경준 외, 2004; 유경준·류덕현, 2012; Islam and Nazara, 2000; Apergism and Rezitis, 2003; Knotek, 2007; Ball *et al.*, 2013, 2014; Anderton *et al.*, 2014).

1. 모형 설정

점탄력성의 추정 모형은 단기 고용탄력성을 추정하는 갭 모형과 차분 모형, 장기 균형관계를 추정하는 공적분 모형으로 대별할 수 있다(Kapsos, 2005).

1) 단기 모형

(1) 갭 모형

갭 모형(gap model)은 고용 갭(실제 고용-완전고용)과 산출량 갭(실제 생산-잠재 생산) 간의 관계를 다음 식으로 추정하며, 추정된 β 값이 고용탄력성으로 정

의된다.

$$\ln E_{it} - \ln E_{it}^* = \alpha + \beta (\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + e_{it} \quad (2)$$

여기서, E_{it} 는 i 지역(부문)의 t 기 고용, Y_{it} 는 i 지역(부문)의 t 기 실질생산, E_{it}^* 와 Y_{it}^* 는 각각 완전고용과 잠재 생산을 나타낸다.

완전고용과 잠재 생산은 HP 필터나 Baxter and King의 band-pass 필터로 추정할 수 있으나 그 개념이 불분명하며, 추정치에 따라 고용탄력성의 추정치가 달라진다는 문제가 있다. 특히, 완전고용과 잠재 생산이 지역 간, 업종 간에 달라지므로 지역 간, 업종 간의 비교 분석에 적용하기가 어렵다는 단점이 있다.

(2) 차분 모형

차분 모형(difference model)은 고용의 1차 차분(변화율)과 생산량의 1차 차분(변화율) 간의 관계를 다음 식으로 추정하며,³⁾ 추정된 β 나 $\beta/(1-\rho)$ 를 고용탄력성으로 해석할 수 있다.⁴⁾

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

차분 모형은 완전고용과 잠재 생산을 추정할 필요가 없으며 단위근에 따른 가성회귀 문제를 해소해 주나 장기 균형관계를 파악할 수 없다는 한계점이 있다.

종속변수(고용)의 1기 과거 시차를 설명변수로 도입하면 현재뿐 아니라 과거의 생산이 금기의 고용에 미치는 영향을 반영할 수 있으며 고용조정 비용 때문에 고용조정이 시차를 두고 점진적으로 이루어진다는 점을 고려할 수 있다.

2) 장기 모형

(1) 동태적 OLS 모형

갭 모형과 차분 모형은 단기 경기변동의 고용에 대한 영향을 분석하는 모형으

3) 표본에 16개 전국 광역시·도가 모두 포함되어 있으므로 식 (3)을 고정효과모형(fixed effect model)을 적용하여 추정하였다.

4) β 는 생산증가율 1%p 변화가 고용증가율의 변화에 미치는 효과로서 탄력성과는 다르지만 이하 단기 고용탄력성으로 칭하기로 한다.

로 장기 관계를 파악할 수 없다. 장기 관계를 파악하기 위해 몇몇 선행 연구는 Stock and Watson(1993)의 동태적 OLS 모형(dynamic OLS model)을 적용하였다(김용현, 2005b; 박세준 외, 2013; 김명준·박성용, 2017; Seyfried, 2005; Knotek, 2007; Crivelli *et al.*, 2012; Ball *et al.*, 2013; Chinn *et al.*, 2013).

동태적 OLS 모형은 수준변수를 이용하며, 종속변수(고용)의 과거 시차를 설명 변수로 도입하는 모형으로서 다음 식에 고정효과모형을 적용하여 추정할 수 있다.

$$\ln E_{it} = \alpha + \rho \ln E_{it-1} + \beta \ln Y_{it} + e_{it} \quad (4)$$

동태적 OLS 모형에서 단기 고용탄력성은 t 기의 생산증가율이 t 기의 고용증가율에 미치는 단기 영향(impact effect)이며, 장기 고용탄력성은 생산증가율이 고용증가율에 미치는 장기 영향(long-term effect)으로서 아래와 같다.

$$\text{단기 고용탄력성: } e_i^S = d\ln E_{it}/d\ln Y_{it} = \beta$$

$$\text{장기 고용탄력성: } e_i^L = d\ln \bar{E}_{it}/d\ln \bar{Y}_{it} = \beta/(1-\rho)$$

동태적 OLS 모형은 축약형(reduced form)으로 변환 시 금기 고용이 금기뿐 아니라 과거의 생산에도 의존하게 된다. 따라서 이 모형은 기업이 산출량 변동을 일시적이라고 인식하여 고용조정을 하지 않거나 고용보호 규정 등과 같은 제약이 존재하여 채용과 해고가 단기에 이루어지지 않는 경우를 고려한 모형이라고 할 수 있다.

$$\ln E_{it} = \alpha/(1-\rho) + \beta \sum_{k=0}^{\infty} (\rho L)^k \ln Y_{it} + \sum_{k=0}^{\infty} (\rho L)^k e_{it} \quad (4-1)$$

동태적 패널 모형의 경우 고정효과모형과 확률효과모형 모두 일치 추정량이 되지 못하므로 일치 추정량을 얻기 위해 Arellano-Bond(1991)의 차분 고정효과모형이나 Arellano-Bover(1995), Blundell-Bond(1998)의 system GMM 모형을 적용해야 한다.

(2) ARDL 공적분 모형

앞의 동태적 OLS 모형은 추정 결과가 모형에 따라 크게 달라져 신뢰도가 낮

있다. 따라서 본고는 Pesaran and Shin(1999)과 Pesaran, Smith, and Shin(1999; 2001)의 ARDL(autoregressive distributed lag, 자기회귀 분포시차) 공적분 모형을 적용하였다.⁵⁾ ARDL 공적분 모형은 불안정한 변수와 안정적인 변수가 혼재되어 있는 경우에도 적용이 가능하며, 장단기 관계를 동시에 추정할 수 있다는 장점이 있다.

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^l \rho_k \Delta \ln E_{it-k} + \sum_{k=0}^l \beta_k \Delta \ln Y_{it-k} + (\gamma_1 \ln E_{it-1} + \gamma_2 \ln Y_{it-1}) + e_{it} \quad (5)$$

위 식에서 β_k 는 고용 변화율과 생산 변화율 간의 단기관계를 나타내는 단기 고용탄력성으로 해석할 수 있으며, 장기 균형관계($\gamma_1 \ln E_{it-1} + \gamma_2 \ln Y_{it-1} = 0$)로부터 장기 고용탄력성은 $-\gamma_2/\gamma_1$ 로 추정된다.

단기 고용탄력성: $e_i^S = \beta_0$

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

2. 자료 설명

회귀분석에는 16개 광역시·도의 1989~2016년(울산은 1998~2016년) 산업별 취업자 수와 지역내총생산(GRDP)을 이용하였다. <표 2>는 각 변수의 평균과 표준편차를 보여 주고 있다. EMP_***은 종속변수인 산업별 취업자 수이며, GDP_***은 설명변수인 산업별 실질 지역내총생산이다. 산업은 전 산업(ALL), 제조업(MAN), 서비스업(SER)으로 구분하였다.

5) 표본에는 16개 광역시·도가 모두 포함되어 있으므로 식 (5)를 고정효과모형(fixed effect model)으로 추정하였다. 시차(l)는 Schwarz 기준에 따라 1개로 결정하였으며, F 와 χ^2 검정 결과 고정 효과가 1% 수준에서 유의하였다.

<표 2> 변수의 기본 통계치

(단위: 천 명, 10억 원)

	EMP_ALL		EMP_MAN		EMP_SER		GDP_ALL		GDP_MAN		GDP_SER	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
전국	22,120	2,530	4,410	342	14,288	3,777	939,597	344,728	236,201	114,912	518,897	181,299
서울	4,849	262	846	287	3,599	548	230,447	65,810	12,565	3,491	186,108	56,654
부산	1,637	56	380	106	1,103	138	52,319	13,498	9,861	2,017	33,581	9,572
대구	1,102	106	269	34	716	125	32,069	8,084	6,383	1,714	20,918	5,837
인천	1,158	222	339	18	709	213	45,344	14,980	13,223	3,188	23,047	9,737
광주	587	100	84	13	416	92	20,117	6,579	4,328	2,332	12,440	3,880
대전	606	114	82	7	450	121	21,643	6,354	3,364	931	14,885	5,282
울산	500	51	179	18	272	41	59,047	9,328	31,949	5,840	10,461	2,046
경기	4,502	1,237	1,073	93	2,886	1,134	181,290	88,343	56,959	34,312	91,388	45,235
강원	675	31	57	12	422	81	25,346	6,142	2,415	535	15,702	4,832
충북	691	73	132	21	372	88	29,701	11,836	10,461	5,937	12,771	4,419
충남	962	117	163	54	471	148	54,825	30,573	23,248	17,789	17,104	6,610
전북	846	36	114	11	461	81	28,774	8,259	6,691	2,522	14,483	4,324
전남	987	63	95	16	461	69	46,952	13,221	14,493	6,493	15,886	4,625
경북	1,343	58	239	26	635	132	57,613	22,978	24,491	13,171	21,297	6,237
경남	1,560	125	407	73	802	118	66,904	18,966	25,748	9,072	27,136	7,081
제주	275	32	11	2	171	37	8,783	2,995	272	105	5,545	2,201

주: 1989~2016년 기간 평균과 표준편차(울산은 1998~2016년).

3. 추정 결과6)

<표 3>은 점탄력성 추정 결과를 보여 준다. 장단기 고용탄력성이 외환위기와 글로벌 금융위기의 영향을 받았을 가능성을 고려하여(ECB, 2016) 경제위기 더미

6) 식 (2-1)의 차분 모형(<부표 1> 참고)과 식 (5)의 ARDL 모형을 고정효과모형으로 추정한 결과 두 모형의 단기 고용탄력성에 큰 차이가 없었다. 또한 Pesaran, Shin, and Smith(1999)의 PMG(pooled mean group) 패널 ARDL 모형 추정 결과, 오차수정항의 계수가 유의하게 음수로 공적분이 존재하는 것으로 밝혀졌고 장기 고용탄력성도 식 (5)의 추정치와 크게 다르지 않았다. 이러한 점은 식 (5)의 ARDL 모형이 적절히 설계되었음을 시사해 주는 것이다.

(DUM_CRISIS)를 상수항, 장기 고용탄력성 관련 계수 γ_2 , 단기 고용탄력성 β_0 에 적용하였다. 모형1은 외환위기 더미(1997~1998)를, 모형2는 글로벌 금융위기 더미(2008~2009)를 적용한 것이다. 모형3은 전국과 충북 간에 고용탄력성이 차이가 있는지를 분석하기 위해 충북 더미(DUM_CHB)를 γ_2 와 β_0 에 적용하였다. 모형4는 경제위기 더미와 충북지역 더미를 적용하지 않은 경우이다.

<표 3> ARDL 모형 추정 결과

a. 전 산업

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)								
설명변수	모형1 ¹⁾		모형2 ¹⁾		모형3		모형4	
	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_CRISIS1)	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	

b. 제조업

Dependent Variable: DLOG(EMP_MAN)								
설명변수	모형1 ¹⁾		모형2 ¹⁾		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_CRISIS1)	-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 고통탄력성	0.2887		0.3874		0.3808		0.3838	
단기 고통탄력성	0.2148		0.3648		0.3814		0.3742	

c. 서비스업

Dependent Variable: DLOG(EMP_SER)								
설명변수	모형1 ¹⁾		모형2 ¹⁾		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_CRISIS1)	-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(1997~1998), 모형2는 글로벌 금융위기(2008~2009) 더미를 적용함.

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 의미함.

1) 전 산업

(1) 장기 고용탄력성

4개 모형에서 $\text{LOG}(\text{EMP_ALL}(-1))$ 과 $\text{LOG}(\text{GDP_ALL}(-1))$ 의 계수가 모두 1%

수준에서 유의하였는데, 이는 장기 균형관계가 존재함을 의미한다. 장기 고용탄력성(-LOG(GDP_ALL(-1))의 계수/LOG(EMP_ALL(-1))의 계수)은 0.32(모형1)에서 0.43(모형2)으로 추정되었으며, 모형3과 모형4에서도 모형2와 비슷한 수준(0.42)을 보였다.

모형1~모형3 모두에서 LOG(GDP_ALL(-1))에 대한 충북지역의 더미변수는 유의성이 없었는데, 이는 충북지역의 장기 고용탄력성이 전국 수준과 크게 다르지 않음을 의미하는 것이다.

모형1~모형2에서 LOG(GDP_ALL(-1))에 대한 외환위기와 글로벌 금융위기의 더미는 모두 음(-)이나 통계적 유의성은 없었다. 이는 두 차례의 경제위기가 전 산업의 장기 고용탄력성에 유의한 영향을 미치지 않았음을 의미한다.

(2) 단기 고용탄력성

단기 고용탄력성[DLOG(GDP_ALL)의 계수]은 외환위기 더미를 적용한 모형1에서는 0.23(모형1)이며, 그 외 모형2~모형4에서는 0.45~0.43 범위로 추정된다.⁷⁾ 이러한 추정 결과는 차분 모형(<부표 1>)과 크게 다르지 않은 것으로서 ARDL 모형이 적절히 설정되었음을 시사해 준다.

모형1~모형3에서 DLOG(GDP_ALL)의 계수에 대한 충북지역 더미는 5% 또는 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 음(-)이었는데, 이는 충북 전 산업의 단기 고용탄력성이 전국보다 더 낮음을 의미하는 것으로 전국과의 격차가 약 0.16(모형1), 0.24(모형2~모형3)에 달하였다.

모형1의 추정 결과 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 유의하여 외환위기와 글로벌 금융위기가 전 산업의 단기 고용탄력성에 상반된 영향을 미친 것으로 나타난다.

요약하면, 충북 전 산업의 장기 고용탄력성은 전국과 큰 차이가 없으나 단기 고용탄력성은 전국보다 낮았다. 외환위기와 글로벌 금융위기는 전 산업 장기 고용탄력성에 유의한 영향을 못주나, 단기 고용탄력성에 외환위기는 양(+), 글로벌 위기는 음(-)의 유의한 영향을 미쳤다.

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

2) 제조업

(1) 장기 고용탄력성

4개 모형에서 $\text{LOG}(\text{EMP_MAN}(-1))$ 과 $\text{LOG}(\text{GDP_MAN}(-1))$ 의 계수가 모두 1% 수준에서 유의하여 장기 균형관계가 존재하는 것으로 나타난다. 제조업 장기 고용탄력성은 모형1에서는 0.29, 모형2~모형4에서는 0.38~0.39 범위로 나타났는데, 이는 전 산업의 장기 고용탄력성(모형1 0.32, 모형2~모형4의 0.42~0.43)에 비해 다소 낮은 수준이다.

모형1~모형3 모두에서 $\text{LOG}(\text{GDP_MAN}(-1))$ 에 대한 충북지역 더미변수는 유의성이 없었는데, 이는 충북지역 제조업의 장기 고용탄력성이 전국 수준과 크게 다르지 않음을 의미한다.

모형1에서 $\text{LOG}(\text{GDP_MAN}(-1))$ 에 대한 외환위기 더미는 유의성이 없었지만 모형2에서 글로벌 금융위기의 더미는 유의하게 음(-0.0254)으로 추정되었다.

(2) 단기 고용탄력성

제조업의 단기 고용탄력성[DLOG(GDP_MAN)의 계수]은 외환위기 더미를 적용한 모형1에서는 0.21(모형1)이며, 모형2~모형4에서는 0.36~0.38의 범위로 추정되어 전 산업(모형1 0.23, 모형2~모형4 0.45~0.43)에 비해 다소 낮은 수준이었다.

모형1~모형3의 추정 결과 DLOG(GDP_MAN) 계수에 대한 충북지역 더미는 음(-)이지만 통계적 유의성이 없는데, 이는 충북 제조업 단기 고용탄력성이 전국과 크게 다르지 않음을 뜻한다.

모형1~모형2 추정 결과 DLOG(GDP_MAN)의 계수에 대한 외환위기와 글로벌 금융위기 더미는 모두 양(+)이었으며, 이 중 외환위기 더미는 1% 수준에서 유의하였다.

3) 서비스업

(1) 장기 고용탄력성

4개 모형 모두에서 $\text{LOG}(\text{EMP_SER}(-1))$ 과 $\text{LOG}(\text{GDP_SER}(-1))$ 의 계수가 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]는 모형1에서는 0.43, 모형2~모형4에서는 0.59~0.60 수준이었는데, 이는 제조업뿐 아니라

전 산업 장기 고용탄력성(모형1 0.32, 모형2~모형4 0.42, 0.43)에 비하여 매우 높은 수준이다.

모형1~모형3에서 $\text{LOG}(\text{GDP_SER}(-1))$ 에 대한 충북지역의 터미변수는 유의성이 없었는데, 이는 충북지역 서비스업의 장기 고용탄력성이 전국 수준과 크게 다르지 않음을 의미하는 것이다.

모형1~모형2에서 $\text{LOG}(\text{GDP_SER}(-1))$ 에 대한 외환위기와 글로벌 금융위기의 터미는 모두 양이지만 유의성은 없었다.

(2) 단기 고용탄력성

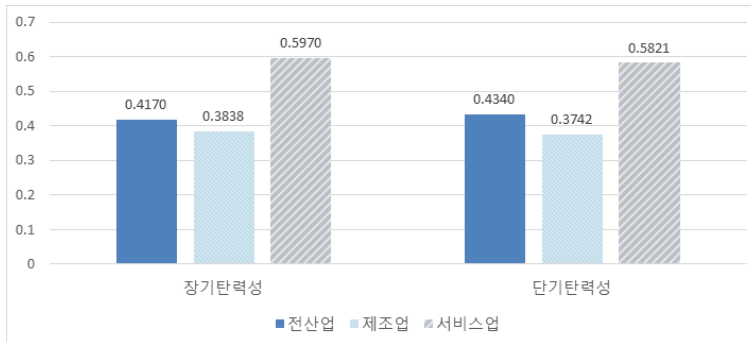
단기 고용탄력성[DLOG(GDP_SER)의 계수]은 외환위기 터미를 적용한 모형1에서는 0.24(모형1)이며, 모형2~모형4에서는 0.58~0.59로 추정되었다. 모형1~모형3의 추정 결과 DLOG(GDP_SER)의 계수에 대한 충북지역 터미는 모두 음(-)이었지만 통계적 유의성은 없었다. 모형1의 추정 결과 DLOG(GDP_ALL)의 계수에 대한 외환위기 터미는 유의하게 양(+0.60)이나, 모형2에서 글로벌 금융위기 터미는 음(-0.25)이지만 유의성은 없었다.

요약하면, 충북 서비스업의 경우 장단기 고용탄력성 모두 전국 수준과 큰 차이가 없었다. 외환위기는 장기보다 단기에 서비스업 고용탄력성을 상승시켰으나, 글로벌 금융위기는 장단기 모두 서비스업의 고용탄력성에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

4) 산업별 비교

산업별 장기 고용탄력성(모형4 기준)은 서비스업(0.5970)>전 산업(0.4170)>제조업(0.3838) 순서이었으며, 충북의 장기 고용탄력성은 전국 수준과 통계적으로 유의한 차이는 없었다. 단기 고용탄력성(모형4 기준)도 장기 고용탄력성과 마찬가지로 서비스업(0.5821)>전 산업(0.4340)>제조업(0.3742) 순으로 추정되었으며, 충북의 경우 전 산업 단기 고용탄력성이 전국에 비해 통계적으로 유의한 수준에서 더 낮은 것으로 추정되었다.

<그림 3> 전국 산업별 장단기 고용탄력성 비교



주: 산업별 ARDL 모형의 모형4 추정 결과를 바탕으로 작성함.

4. 구조 변화의 분석

분석기간 중 1997~1998년 아시아 외환위기와 2008~2009년 글로벌 금융위기 등의 구조 변화 요인이 있었고 호탄력성도 시기별 변화가 매우 컸다. 이 점을 감안해 recursive regression과 rolling regression을 적용하여 고용탄력성의 변화 추이를 추적하였다. recursive regression은 추정기간을 1년씩 순차적으로 늘려가면서 추정하는 방법이며, rolling regression은 일정한 추정구간을 설정하고 이 구간을 계속 1년씩 업데이트하여 추정하는 방법으로 추정구간은 5년 단위로 설정하였다.⁸⁾ 이러한 시변 계수 추정은 구조 변화를 감안할 뿐 아니라⁹⁾ 1990년대 이후 중요한 이슈로 부각된 ‘고용 없는 성장’ 추이를 파악할 수 있게 한다. recursive regression과 rolling regression은 ARDL 기본 모형인 모형4를 적용하였다.

8) recursive regression은 최초 1989~1995년 자료로 모형을 추정한 후, 추정기간을 1989~1996년, 1989~1997년, ..., 1989~2016년 등으로 1년씩 늘려가면서 추정한다. rolling regression은 1991~1996년, 1992~1997년, ..., 2011~2016년 등으로 5년 단위의 추정구간을 1년씩 업데이트해 간다. recursive regression에서는 표본이 하나씩 늘어남에 따라 고용탄력성 추정치가 급변동 없이(외환위기는 예외) 장기 추세로 완만히 수렴해 가는 모습을 보인다. 그 반면 rolling regression에서는 추정구간이 5년이므로 고용탄력성이 그때그때 급변동하는 불안정한 움직임을 보인다.

9) 구조 변화를 분석한 연구는 김용현(2005b), 김명준·박성용(2017), Knotek(2007) 등을 들 수 있다. 박세준·박창현·오용연(2013)과 정현상(2015)은 경기순환 국면별로 고용-경기 간의 관계가 달라질 수 있음을 보였다.

1) recursive regression 추정 결과

장기 고용탄력성을 보면, 전 산업은 1990년대 중반 0.25 내외 수준에서 완만한 증가 추세를 유지하여 2016년 0.42까지 상승하였다. 제조업의 경우 1990년대 중반부터 1999년까지 하락하였으나, 그 이후 2000년부터 지속적으로 상승하여 2016년 0.38에 달하였다. 제조업의 장기 고용탄력성이 외환위기 이후 상승하는 것은 고용 시장 내에서의 이동, 즉 고용의 유연성이 증가하였기 때문인 것으로 풀이된다. 고용의 유연성 증가로 경기 변화에 기업의 고용이 민감하게 반응한 것으로 해석된다. 즉, 자본집약적인 제조업 특성상 고용인원 유지의 중요성보다 고용비용 부담을 경기 상황에 따라 조절하는 것이 더 유리하기 때문이라고 추론된다.

서비스업의 경우 1996년 이후 2000년대 초반까지 꾸준히 상승해 0.57 수준을 유지하였으나 2010년 이후 완만히 상승하여 2016년 0.60에 이르렀다. 서비스업의 장기 고용탄력성은 전 기간에 걸쳐 제조업보다 훨씬 높은 수준을 유지하고 있다. 서비스업 고용탄력성은 안정적으로 유지되고 있는데, 이는 경기 변화나 외부충격에 대해 제조업보다 더욱 민감하게 대응할 수 있기 때문인 것으로 해석된다. 즉, 서비스업은 제조업에 비해 생산시설 비용, 기타 매물비용, 고정비용 등에 대한 부담이 상대적으로 적다.

단기 고용탄력성은 전 산업, 제조업, 서비스업 모두 외환위기 시기인 1997~1998년 급상승하였다. 그 이후 전 산업과 제조업 고용탄력성은 1990년대 후반 수준에서 큰 변화 없이 안정적으로 유지되고 있으나, 서비스업 고용탄력성은 완만한 하락세를 보여 1998년 0.69에서 2016년 0.58로 하락하였다. 단기 고용탄력성도 서비스업>전 산업>제조업 순으로 나타난다.

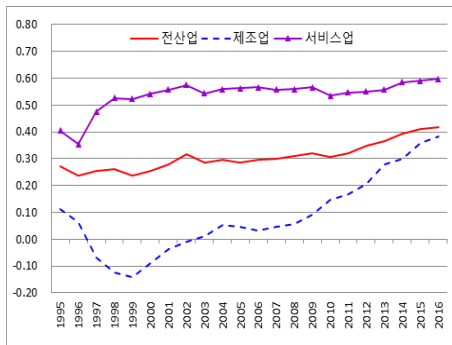
2) rolling regression 추정 결과

장기 고용탄력성을 살펴보면, 전 산업은 2002년까지 상승한 이후 2010년까지 등락을 거듭하는 불안정한 모습을 보였으나 그 이후 급상승하는 추세를 보이고 있다. 제조업의 경우 1999년 큰 폭의 감소 이후 상승, 하락을 반복하다가 2008년부터 지속적으로 상승하고 있다. 이는 금융위기 이후에 고용의 유연성이 증가하면서 기업이 경기 상황에 따라 고용을 탄력적으로 조정하였기 때문이라고 추론된다. 서비스업의 경우, 2002년까지 상승 추세를 보인 이후 2010년까지 등락하였으나 그 이후 상승 추세를 보이고 있다.

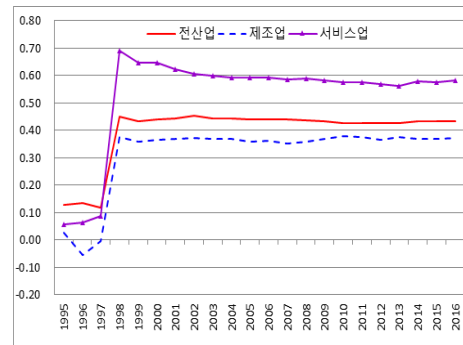
단기 고용탄력성의 경우, 전 산업은 외환위기 시 급격히 상승한 이후 글로벌 금융위기까지 하락하였으나 그 이후 상승 추세를 유지하고 있다. 제조업의 경우, 글로벌 금융위기 시 대폭 상승한 후 하락하였으나 2012년 이후 다시 급상승 추세를 보이고 있다. 서비스업은 전 산업 및 제조업보다 높은 단기 고용탄력성을 보였으나 2003년 이후 지속적인 하락으로 2009년부터 제조업보다 낮게 유지되고 있다.

<그림 4> 산업별 장단기 고용탄력성 변화 추이: recursive regression

a. 장기



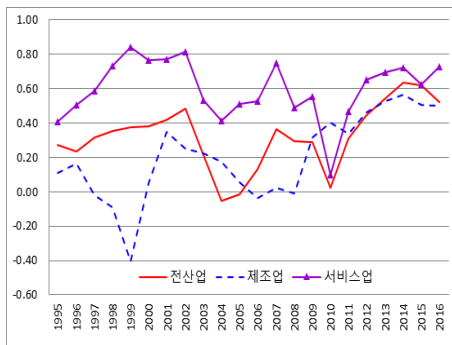
b. 단기



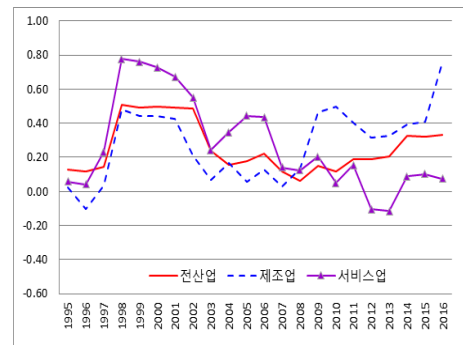
주: ARDL의 모형4를 추정한 결과이며, 연도는 표본에 포함된 추정기간의 마지막 연도를 의미함.

<그림 5> 산업별 장단기 고용탄력성 변화 추이: rolling regression

a. 장기



b. 단기



주: ARDL의 모형4를 추정한 결과이며, 연도는 표본에 포함된 추정기간의 마지막 연도를 의미함.

IV. 결론: 요약 및 시사점

본 연구는 16개 광역시·도의 1989~2016년 패널 자료를 이용하여 고용탄력성을 추정하고, 산업 간의 차이를 분석하였다. 추정 모형은 패널 ARDL 모형을 이용하였으며, recursive and rolling regressions을 적용해 고용탄력성의 시기별 추이를 추적하여 고용 없는 성장의 문제가 일시적인 현상인지 구조적인 현상인지를 판단하여 보았다. 외환위기와 글로벌 금융위기 이후의 경제구조 변화가 고용탄력성에 미친 영향도 분석하였으며, 충북을 대상으로 지역별 차이에 대한 사례 연구도 진행하여 보았다.

먼저 호탄력성(고용 변화율/생산 변화율)을 보면, 전 산업의 경우 2008~2009년 글로벌 금융위기 이전에 평균 0.30 내외 수준을 유지하였으나, 2010~2016년에는 평균 0.50으로 상승하였다. 제조업의 경우 1990~1996년 외환위기 이전에는 평균 -0.13, 1999~2007년 평균 -0.02에서 2010년대 0.60으로 크게 상승하였다. 서비스업의 경우 외환위기 이전 평균 0.70에서 1999~2007년 0.61로 다소 하락했으나, 2010년대 들어 0.64로 소폭 상승하였다.

산업 간 차이를 보면 노동집약적인 서비스업이 자본집약적인 제조업보다 호탄력성이 더 높다. 두 차례 경제충격(외환위기와 글로벌 금융위기)을 제외한 전 기간 서비스업의 호탄력성은 평균 0.65이나 제조업은 0.14에 그쳤다. 시기별로 보면 글로벌 금융위기 이전에는 서비스업과 제조업 간의 격차가 매우 컸으나, 글로벌 금융위기 이후 제조업의 호탄력성이 급상승하여 그 격차가 줄었다.

ARDL 모형 추정 결과, 서비스업은 제조업보다 장단기 고용탄력성 모두 훨씬 더 높은 것으로 추정되었다. 장기 고용탄력성은 서비스업이 0.5970, 제조업이 0.3838이며, 단기 고용탄력성은 각각 0.5821, 0.3742로 추정되었다(모형4 기준). 이 추정 결과는 안정적 일자리 창출을 위해서 제조업 부문의 성장 동력을 강화하는 것 이상으로 서비스 부문을 집중적으로 육성할 필요가 있음을 시사한다.

Recursive and rolling regression 추정 결과, 1990년대 중후반 제조업과 2000년대 초중반 제조업과 서비스업을 비롯한 전 산업에서 장기 고용탄력성이 하락하였으나, 글로벌 금융위기 이후 2010년대 들어서 제조업, 서비스업 및 전 산업의 장기 고용탄력성이 상승하는 추세로 반전되었다. 이 점은 고용 없는 성장은 1990년대 중후반 제조업과 2000년대 초중반 전 산업에서 특히 두드러졌음을 시사한다. 낮은 성장률과 고용흡수력의 둔화로 특징 지워지는 고용 없는 성장 시대의

일자리 대책은 양질의 일자리 창출과 지속성 확보에 초점을 맞추고, 이를 위한 교육훈련과 인적 자원 축적의 기회를 확대하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

두 차례 경제충격의 영향을 추정한 결과, 외환위기는 장기에는 유의한 영향을 주지 못했으나 단기에는 전 산업, 제조업, 서비스업의 고용탄력성을 상승시킨 것으로 나타났다. 이와 대조적으로 글로벌 금융위기는 단기 전 산업과 장기 제조업의 고용탄력성을 하락시킨 것으로 나타났다. 이런 차이는 두 차례의 위기가 생산 감소와 이에 대한 고용조정에 비대칭적인 영향을 미쳤기 때문에 나타난 결과로 풀이된다. 즉, 외환위기 시 경제의 불확실성과 노동시장의 유연성이 대폭 증가해 생산 감소에 비해 고용 감소가 매우 컸으며, 그 결과 단기 고용탄력성이 상승하는 결과를 초래한 것으로 추론된다. 그 반면 글로벌 금융위기 시에는 생산이 소폭 증가했음에도 불구하고 글로벌 경제의 불확실성 때문에 고용은 대폭 감소하였다.

충북의 경우 전 산업의 장기 고용탄력성은 전국과 큰 차이가 없으나 단기 고용탄력성은 전국에 비해 낮았다. 특히, 2010년대 초반 들어 전국의 제조업과 서비스업 및 전 산업의 고용탄력성은 상승하고 있는데 반해, 충북의 제조업과 서비스업은 고용탄력성이 하락하는 상반된 모습을 보이고 있다. 특히, 충북 주력산업인 제조업에서 단기 고용탄력성 하락이 두드러지게 나타나고 있어 충북은 제조업의 고용 창출 역량을 확충하는 노력을 강화할 필요가 있다.

본고는 장단기 고용탄력성을 다양한 방법으로 추정하였으나, 고용탄력성에 영향을 미치는 요인을 규명하지는 못하였다. 노동시장, 인구구조, 산업구조, 기업구조, 지방정부 지출구조 등 다양한 부문에서 고용탄력성에 유의한 영향을 미치는 요인을 식별하고, 이 요인을 중심으로 고용 창출 역량을 확충하는 정책방안을 도출하는 것은 유용한 미래의 연구 과제가 될 것이라고 판단된다.

참 고 문 헌

- 강승호·하세호, “강원도 문화·관광산업의 고용창출력 분석,” 『한국도시지리학회지』 17(3), 2014, 141~154.
- 김명준·박성용, “시변계수모형을 적용한 한국의 실업률과 산출량과의 관계에 대한 연구: 남성과 여성에 대한 분석을 중심으로,” 『여성경제연구』 14(1), 2017, 25~41.

- 김용현, “취업계수와 고용탄성치를 통해 본 우리 산업의 고용창출능력,” 『노동리뷰』 제2월호, 한국노동연구원, 2005a, 23~36.
- _____, “고용 없는 성장(Jobless Growth) 현실인가?,” 『노동정책연구』 5(3), 2005b, 35~62.
- 박세준 · 박창현 · 오용연, “경기-고용간 관계 변화의 구조적 요인진단과 정책적 시사점,” 『BOK 이슈노트』, No. 2013-8, 한국은행, 2013.
- 심재훈, “지역별 고용탄력성 추정 및 추세분석,” 『고용이슈』, 2008. 12, 149~167.
- 유경준 · 류덕현, “오쿤의 법칙(Okun's law)에 대한 재해석,” 『노동경제논집』 35(1), 2012, 89~109.
- 유경준 외, 『한국경제 구조 변화와 고용창출』, 연구보고서 2004-05, 한국개발연구원, 2004.
- 유경준 편, 『성장과 고용의 선순환 구축을 위한 패러다임 전환(I) - 고용창출을 위한 주요 정책과제 -』, 연구보고서 2011-02, 한국개발연구원, 2011.
- 유영명 · 김형빈 · 주수현, “부산지역 고용구조 변동과 업종별 고용창출능력 분석,” 『지방정부연구』 16(1), 2012, 89~102.
- 정현상, “제조업 경기변동과 고용,” 『노동리뷰』, 한국노동연구원, 2015. 4, 67~78.
- 최준환, “중국 권역별 경제성장률과 실업의 관계에 관한 연구 - 오쿤의 법칙을 중심으로 -,” 『중국연구』 70, 2017, 491~515.
- 최창곤, “Industrial Difference in Employment Effect of Economic Growth,” 『경제연구』 29(4), 2011, 175~187.
- 통계청, 경제활동인구조사(<http://kosis.kr/index/index.do>).
- _____, 지역내총생산(<http://kosis.kr/index/index.do>).
- 홍성표, “경기불확실성이 제조업과 서비스업 노동수요에 미치는 영향,” 『경제연구』 26(4), 2008, 89~108.
- Anderton, Robert, Ted Aranki, Boele Bonthuis, and Valerie Jarvis, “Disaggregating Okun's Law: Decomposing the Impact of the Expenditure Components of GDP on Euro Area Unemployment,” *ECB Working Paper* 1747, 2014.
- Apergison, Nicholas and Anthony Rezitis, “An Examination of Okun's Law: Evidence from Regional Areas in Greece,” *Applied Economics*, 35, 2003, 1147~1151.
- Ball Laurence, Daniel Leigh, and Prakash Loungani, “Okun's Law: Fit at 50?,”

IMF Working Paper, WP/13/10, 2013.

Ball, Laurence, João Tovar Jalles, and Prakash Loungani, “Do Forecasters Believe in Okun’s Law? An Assessment of Unemployment and Output Forecasts,” *IMF Working Paper*, WP/14/24, 2014.

Basu, Deepankar and Debarshi Das, “Employment Elasticity in India and the U.S., 1977–2011: A Sectoral Decomposition Analysis,” Working Paper, Department of Economic, University of Massachusetts Amherst, 2015.

Chinn, Menzie D., Laurent Ferrara, and Valérie Mignon, “Post-Recession US Employment through the Lens of a Non-Linear Okun’s Law,” *NBER Working Paper*, National Bureau of Economic Research, 2013.

Crivelli, Ernesto, Davide Furceri, and Joël Toujas-Bernaté, “Can Policies Affect Employment Intensity of Growth? A Cross-Country Analysis,” *IMF Working Paper*, 12-218, 2012.

European Central Bank, “The Employment–GDP Relationship since the Crisis,” *European Central Bank Economic Bulletin Issue*, 6, 2016, 53~71.

Islam, Iyanatul and Hasil Nazara, “Estimating Employment Elasticity for the Indonesian Economy,” *International Labour Office*, Jakarta Indonesia, 2000.

Kapsos, Steven, “The Employment Intensity of Growth: Trends and Macroeconomic Determinants,” *Employment Strategy Papers*, International Labour Office, 2005.

Knotek, S. Edward II, “How Useful is Okun’s Law?,” *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2007, 73~103.

Palombi, Silvia, Roger Permana, and Christophe Tavéra, “Regional Growth and Unemployment in the Medium Run: Asymmetric Cointegrated Okun’s Law for UK Regions,” *Applied Economics Letters*, 47(57), 2015, 6228~6238.

Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin, “An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis,” in S. Strom, A. Holly, and P. Diamond, (Eds.), *Centennial Volume of Ragnar Frish*, Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, and Richard J. Smith, “Pooled Mean

Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels,” *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 1999, 621~634.

_____, “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships,” *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 2001, 289~326.

Seyfried, William, “Examining the Relationship Between Employment and Economic Growth in the Ten Largest States,” *Southwestern Economic Review*, 32, 2005, 13~24.

Stock, James H. and Mark Watson, “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems,” *Econometrica*, 61, 1993, 783~820.

<부표 1> 점탄력성 차분 모형 추정 결과

a. 전 산업

Dependent Variable: DLOG(EMP_ALL)								
설명변수	모형1 ¹⁾		모형2 ¹⁾		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	

b. 제조업

Dependent Variable: DLOG(EMP_MAN)								
설명변수	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_CRISIS ¹⁾	-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	

c. 서비스업

Dependent Variable: DLOG(EMP_SER)								
설명변수	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_CRISIS ¹⁾	-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(1997~1998), 모형2는 글로벌 금융위기(2008~2009) 더미를 적용함.

2) 변수 앞의 D는 해당 변수의 1차 차분을 의미함.

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

[Abstract]

The Relationship between Growth and Employment Examined through Employment Elasticity: Focusing on the Chungbuk Province*

Yeonho Lee** · Chang Min Lee***

This study analyzes the status of jobless growth based on employment elasticity and derives policy implications for expanding job creation capacity. Employment elasticity and its differences between industries were estimated with panel ARDL cointegration model applied to 16 metropolitan data from 1989 to 2016. The paper investigates whether the jobless growth problem is temporary or structural by applying time varying coefficients estimation. The study takes into account the effects of structural breaks in the aftermath of the Asian financial crisis and the global financial crisis on employment elasticity.

Estimates show that service sector has far higher employment elasticity than manufacturing sector. The long-term employment elasticity was estimated to be 0.5970 for the service sector and 0.3838 for the manufacturing sector. Jobless growth is found to be a temporary problem in the manufacturing sector in the mid-to-late 1990s and in the entire industries in the early to mid-2000s. In recent years, however, employment elasticity has been rising, suggesting that job creation through growth strategies is still important in the era of low growth.

* This paper is based on the joint research with the Bank of Korea Chungbuk Branch in 2018 and is not related to the official view of the Bank of Korea.

** First Author, Professor, Department of Economics, Chungbuk National University, Tel: +82-43-261-2215, E-mail: leeyh@chungbuk.ac.kr

*** Coauthor, Bank of Korea, Tel: +82-2-750-6630, E-mail: cmlee@bok.or.kr

Keywords: employment elasticity, jobless growth, Okun's law, panel ARDL
cointegration model, structural break

JEL Classification: E24, J21

