

생산이 취업자 수에 미치는 장단기 영향의 비대칭성 분석

이 기 씬*

본고는 국내총생산이 취업자 수에 미치는 장기 및 단기 영향에 대해 분석하였다. 생산이 취업자 수에 미치는 장단기 영향의 존재 여부를 검정하고, 비대칭성이 나타나는지 검정한다. 실증 분석에는 비선형 ARDL모형을 이용한다. 한계(bound)검정법을 이용하여 생산과 취업자 수 간 장기관계인 공적분 관계를 검정하고, 검정 결과에 따라 비제약 오차수정모형을 이용해 장기 및 단기 효과를 추정한다. 분석 결과, 국내총생산은 취업자 수와 장기적 균형 관계를 가지는 것으로 나타났다. 생산이 증가(감소)할 때 장기적으로 취업자 수도 증가(감소)하고, 생산이 취업자 수에 미치는 장기적인 영향은 대칭적이다. 취업자 수에 대한 생산의 단기 효과에는 비대칭성이 발견되었다. 생산이 감소하는 경우 단기적으로 취업자가 감소하는 정도는 생산이 증가할 때 취업자 수가 증가하는 정도보다 큰 것으로 나타났다.

1. 머리말

본고는 국내총생산이 취업자 수에 미치는 장기 및 단기 영향을 분석한다. 특히, 두 변수 간 장기 및 단기 관계에 비대칭성이 존재하는지를 검정하는 것을 주목적으로 한다. 만약 생산이 증가할 때와 감소할 때 취업자 수 변화의 방향이나 크기, 속도에 차이가 있다면, 두 변수 간 관계 분석 시 이러한 특성이 고려되어야 할 것이다. 장단기 관계에 비대칭성이 존재하는 두 변수에 대해 선형성을 가정하여 분석한다면, 두 변수 간 관계를 정확히 해석하기 어려울 수 있기 때문이다. 이러한 인식하에 본고는 생산과 취업자 수 간 장기 균형 관계 존재 여부 검정 결과와 비대칭성 검정 결과에 따라 추정 모형을 선택하고, 생산이 취업자 수에 미치는 장기 및 단기 효과를 추정해 본다.

* 한국노동연구원 책임연구원(ppeum@kli.re.kr).

II. 모형 및 실증분석 결과

1. 분석 모형

이 글에서는 국내총생산과 취업자 수 간 관계를 실증 분석하기 위해 자기회귀시차분포모형(ARDL: Autoregressive Distributed Lag model)을 이용한다. ARDL모형을 이용해 국내총생산과 취업자 수 간 장기관계인 공적분 관계와 단기관계를 동시에 추정한다. 또한 장기 및 단기의 비대칭성을 명시적으로 고려함으로써 국내총생산이 취업자 수에 미치는 장기 및 단기 효과의 특성을 살펴본다. 일반적으로 국내총생산이 증가(또는 감소)하면 취업자 수는 정(+의 영향을 받는 것으로 예상된다. 이 글에서의 분석은 국내총생산이 증가할 때와 국내총생산이 감소할 때 대칭적으로 취업자 수가 변동하는지, 비대칭적으로 변동하는지 검정해 보는 것에 그 목적이 있다. 비대칭성은 생산에 대한 취업자 수 반응의 크기적 측면을 위주로 판단한다.

먼저, Schorderet(2001, 2003)과 Shin et al.(2013)의 비대칭 공적분 모형을 이용하여 국내총생산과 취업자 수 간 관계를 다음과 같이 설정한다.

$$E_t = \beta^+ G_t^+ + \beta^- G_t^- + u_t \quad (1)$$

여기서 E_t 는 취업자 수, G_t 는 실질 국내총생산을 의미한다. G_t 는 $G_t = G_0 + G_t^+ + G_t^-$ 로, 초기값(G_0)과 다음과 같이 정의되는 G_t^+ 와 G_t^- 으로 분해된다.

$$G_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta G_i^+ = \sum_{i=1}^t \text{MAX}(\Delta G_i^+, 0), \quad G_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta G_i^- = \sum_{i=1}^t \text{MIN}(\Delta G_i^-, 0) \quad (2)$$

G_t^+ 와 G_t^- 는 국내총생산의 증분 ΔG_t 가 0을 상회하는 부분과 하회하는 부분을 각각 누적하여 만들어진다. 즉, G_t^+ 와 G_t^- 는 생산이 증가(감소)하는 부분을 누적하여 만든 시계열이 되고, 이에 따라 식(1)은 국내총생산이 증가하는 시기와 감소하는 시기에 취업자 수의 반응을 나타낸다. 식(1)을 Shin et al.(2013)에 따라 비선형 ARDL모형으로 나타내면 다음과 같다¹⁾.

1) 보다 구체적인 모형 설명은 <부록>을 참조.

[생산이 취업자 수에 미치는 효과가 장기와 단기에 모두 비대칭(비선형)을 가정]

$$\Delta E_t = \alpha + \rho E_{t-1} + \theta^+ G_{t-1}^+ + \theta^- G_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta E_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta G_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta G_{t-j}^-) + e_t \quad (3)$$

식(3)은 비제약 오차수정모형(Unrestricted Error Correction Model)으로 오차수정항 대신 설명변수의 전기 시차변수가 이용된다. Δ 는 차분 변수를 의미하고, p 와 q 는 각각 종속변수와 설명변수의 시차를 나타낸다. 분석에 이용된 변수는 자연로그 변환된 변수이므로 추정 계수는 생산에 대한 취업자 수의 탄력성을 의미한다. θ 는 수준 변수의 계수로 생산(G)에 대한 취업자 수(E)의 장기 탄력성을 의미하고, π 는 차분 변수의 계수로 생산에 대한 취업자 수의 단기탄력성을 의미한다. 생산과 취업자 수 간 관계를 이와 같이 설정하여 분석하면 생산과 취업자 수 간 장기 균형 관계(공적분 관계)가 존재하는지 검정할 수 있고, 생산이 취업자 수에 미치는 영향에 비대칭성이 존재하는지를 장기와 단기로 나누어 검정할 수 있다. $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ 또는 $\beta^- = -\theta^-/\rho$ 관계를 이용하면 장기계수를, $\sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^+$ 또는 $\sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^-$ 를 이용하면 단기효과를 산출할 수 있다.

본고에서의 분석 절차는 다음과 같다. 먼저 식(3)과 같은 비제약 오차수정모형을 OLS 추정하고, 한계검정법을 사용하여 생산과 취업자 수 간 공적분 관계를 검정한다. 모형 추정 시 시차(p, q)는 최대 시차를 4로 설정하고, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않은 차분 변수들을 차례로 제거하는 방법으로 간결한 모형을 만든다. Pesaran et al.(2001)의 한계(bound)검정법은 두 가지 방법으로 수행된다. 수준 변수 간 공적분 관계가 없다($\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$)로 설정한 결합 귀무가설을 F 검정하고, 귀무가설 $\rho = 0$ (대립가설 $\rho < 0$)을 t 검정한다. 검정에서 도출된 F 값 및 t 값이 Pesaran et al.(2001)이 제시한 상한 임계치를 초과하면 귀무가설을 기각하고, 생산과 취업자 수 간 공적분 관계가 존재한다고 판단한다.

다음 단계로, 검정 결과 변수 간 공적분 관계가 있다면 추정 결과를 이용해 생산에 대한 취업자 수의 장기 및 단기 탄력성을 도출하고, 생산이 취업자 수에 미치는 장기효과와 단기효과에 비대칭성이 나타나는지 검정한다. 생산이 취업자 수에 미치는 장기효과에 대한 비대칭성 검정은 장기 균형 관계를 나타내는 β^+ 와 β^- 가 일치하는지 검정하는 것이다. 이는 귀무가설 $H_0 : \beta^+ (= -\theta^+/\rho) = \beta^- (= -\theta^-/\rho)$ 를 통상적인 Wald 검정을 통해 검정할 수 있다. 단기효과와 비대칭성 역시 $H_0 : \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^-$ 로 설정된 귀무가설을 Wald 검정 방법으로 검정할 수 있다.

이 글의 분석은 먼저 장기 및 단기의 비대칭을 모두 가정한 모형을 사용하는 것에서 시작한

다. 장기 및 단기에 비대칭을 가정한 식(3)을 이용한 검정에서 수준 변수들 간 공적분 관계가 존재하지 않거나, 공적분 관계가 존재한다고 판정되더라도 비대칭성이 발견되지 않는 경우(즉, $\beta^+ (= -\theta^+ / \rho) = \beta^- (= -\theta^- / \rho)$), 또는 비대칭 공적분 관계가 나타나더라도 단기 효과는 대칭인 경우(즉, $\sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^-$) 등이 나타날 수 있다. 그 검정 결과에 따라 식(3)은 다음과 같이 장기 및 (또는) 단기의 비대칭성이 허용된 모형들로 수정되어 분석될 수 있다.

[생산이 취업자 수에 미치는 효과가 장기에 대칭, 단기에 비대칭(비선형)을 가정]

$$\Delta E_t = \alpha + \rho E_{t-1} + \theta G_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta E_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta G_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta G_{t-j}^-) + e_t \quad (4)$$

[생산이 취업자 수에 미치는 효과가 장기에 비대칭, 단기에 대칭을 가정]

$$\Delta E_t = \alpha + \rho E_{t-1} + \theta^+ G_{t-1}^+ + \theta^- G_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta E_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j \Delta G_{t-j} + e_t \quad (5)$$

[생산이 취업자 수에 미치는 효과가 장기와 단기에 모두 대칭을 가정]

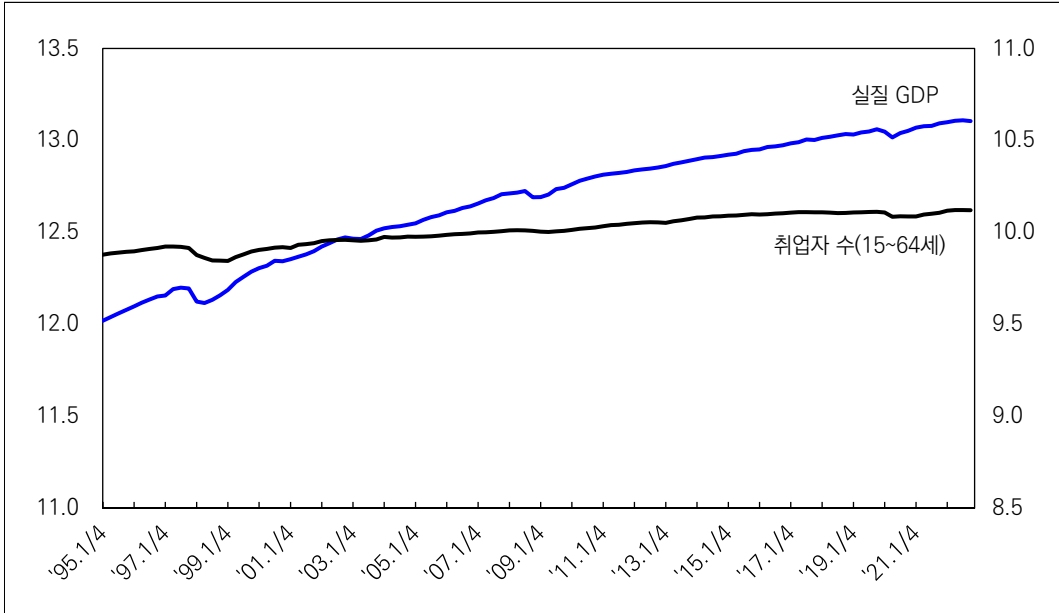
$$\Delta E_t = \alpha + \rho E_{t-1} + \theta G_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta E_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j \Delta G_{t-j} + e_t \quad (6)$$

2. 분석 자료

모형 추정에 이용된 자료는 1995년 1분기부터 2022년 4분기까지의 분기별 자료이다. 취업자는 15~64세 취업자 수, 국내총생산은 실질 국내총생산을 이용한다. 제조업과 서비스업으로 구분해 생산이 산업별 취업자 수에 미치는 영향도 추가로 분석한다. 산업별 취업자는 1995년부터 1999년은 표준산업분류 6~7차, 2000~2003년 8차, 2004~2012년 9차, 2013년 이후는 10차를 기준으로, 제조업 및 서비스업(가구내고용(T) 및 국제기구(U) 제외)의 15~64세 취업자 수를 이용한다. 취업자 수는 통계청 계절조정 자료가 1999년 이후부터 존재하므로 분석 대상 기간에 대해 X-12-ARIMA로 계절조정하여 사용하였다. 실질 국내총생산은 한국은행 계절조정 자료이며, 모든 변수는 자연로그 변환 후 모형 추정에 이용하였다.

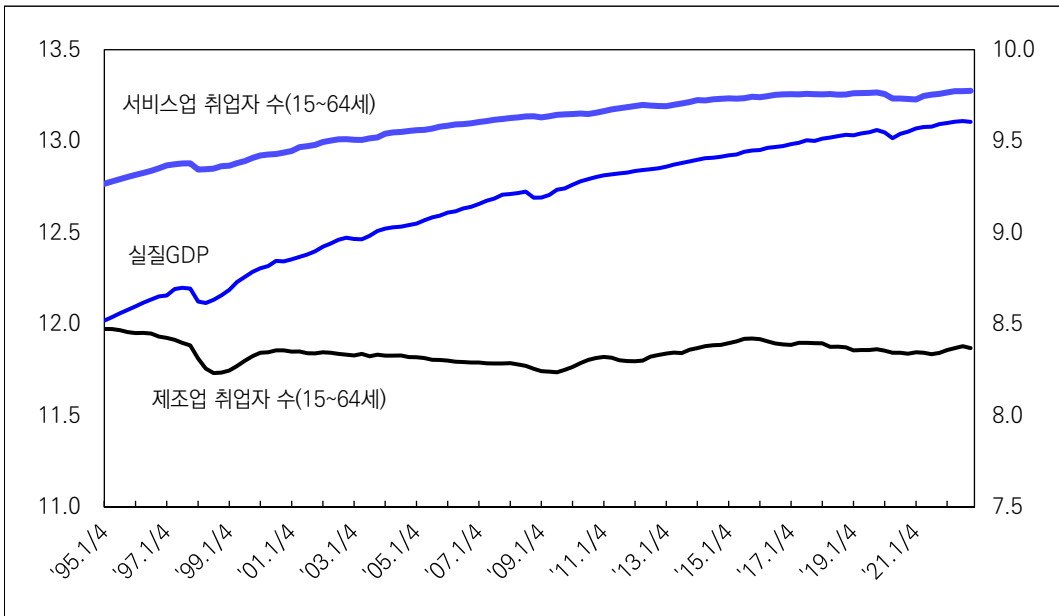
분석에 앞서, 변수들의 단위근 검정을 실시하였다. 한계검정법은 $I(1)$ 시계열이나 $I(0)$ 시계열인가와 상관없이 공적분 검정이 가능하지만 2차 적분된 시계열, 즉 2차 차분되어야 정상시계열이 되는 $I(2)$ 시계열은 포함하지 못하는 제약이 있다. ADF(Augmented Dicky-Fuller)단위근 검정 결과, 분석에 사용된 변수 중 $I(2)$ 시계열은 없음을 확인하였다.

[그림 1] 국내총생산과 취업자 수 추이(1995년 1분기~2022년 4분기)



주: 실질GDP와 취업자 수는 자연로그값.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」; 한국은행, 「국민계정」, 각 연도.

[그림 2] 국내총생산과 제조업 및 서비스업 취업자 수 추이(1995년 1분기~2022년 4분기)



주: 실질GDP와 산업별 취업자 수는 자연로그값.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」; 한국은행, 「국민계정」, 각 연도.

3. 실증분석 결과

〈표 1〉은 생산이 취업자 수에 미치는 장기적인 영향과 단기 영향에 모두 비대칭을 가정(식(3))한 모형의 추정 결과를 요약하고 있다. 먼저 수준변수들(E, G^+, G^-) 간 장기 균형 관계가 존재하는지 확인한다. 식(3)에는 생산 변수가 양의 시계열과 음의 시계열로 구분되어 있다. 따라서 국내총생산(G_t)과 취업자 수(E_t) 간 공적분 관계를 분석하는 대신 취업자 수(E_t)와 국내총생산(G_t)의 증가 부분의 누적합(G_t^+)과 감소 부분의 누적합(G_t^-) 간 공적분 관계를 분석하게 된다. 생산이 증가할 때와 감소할 때 취업자 수와의 공적분 관계가 다를 수 있음을 가정한 것이다. 공적분 관계에 관한 한계 검정($H_0 : \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$, “공적분 관계가 존재하지 않음”)의 F 통계량 값(F_{pss})은 4.265이다. 이는 Pesaran et al.(2001)이 제시한 10% 수준의 상한 임계치 4.14보

〈표 1〉 전산업 취업자 수와 실질GDP 간 관계 분석 결과(장기 및 단기의 비대칭을 가정)

종속변수($\Delta \ln E_t$)		추정계수
상수항		0.760 (1.731)
장기(공적분) 관계	$\ln E_{t-1}$	-0.077 (-1.739)
	$\ln G_{t-1}^+$	0.020 (1.326)
	$\ln G_{t-1}^-$	0.011 (0.211)
단기 영향	$\Delta \ln G_t^+$	0.169 (2.842) ***
	$\Delta \ln G_{t-1}^+$	0.168 (2.824) ***
	$\Delta \ln G_t^-$	0.435 (8.130) ***
	$\Delta \ln G_{t-1}^-$	0.180 (3.192) ***
	$\Delta \ln G_{t-2}^-$	0.169 (3.255) ***
	$\Delta \ln G_{t-3}^-$	0.152 (2.988) ***
장기계수	L_G^+	0.257 ***
	L_G^-	0.143
공적분 검정	F_{pss}	4.265 *
	t_{BDM}	-1.739

주: 1) () 안은 t값을 나타내며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준하에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

2) L_G^+ 와 L_G^- 는 장기계수로 $L_G^+ = -\theta^+ / \rho$, $L_G^- = -\theta^- / \rho$ 를 의미함.

3) F_{pss} , t_{BDM} 는 각각 F 통계량, t 통계량 값이며, F_{pss} 는 $H_0 : \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ 을 귀무가설로 하는 통계량, t_{BDM} 는 $H : \rho = 0$ 을 귀무가설로 하는 통계량임.

4) Pesaran et al(2001)이 제시한 임계치는 〈부록 3〉의 $k = 2$ 인 경우 참고 바람.

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」; 한국은행, 「국민계정」, 각 연도.

다 크다. F 검정의 귀무가설을 기각하는 경우에도 공적분 관계 유무에 대한 판단을 위해서는 추가적으로 ρ 에 대한 t 검정($H: \rho = 0$)이 필요하다. ρ 에 대한 t 통계량(t_{BDM}) 값은 -1.472로 Pesaran et al.(2001)이 제시한 10% 수준의 임계치를 하회한다. 생산이 취업자 수에 미치는 장기적 영향이 비대칭적이라는 가정하에서는 취업자 수와 생산의 양의 시계열, 음의 시계열은 공적분 관계, 즉 장기 균형 관계가 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다.

이같은 추정결과를 고려하여, 국내총생산이 취업자 수에 미치는 장기 영향은 대칭적이고, 단기에는 비대칭적인 효과를 가지는 것을 가정한 모형(식(4))을 추정하였다(표 2 참조). 먼저, 생산과 취업자 수 간 공적분 관계 검정 통계량($F_{ps,s}$)은 6.432로 Pesaran et al.(2001)이 제시한 5% 수준에서의 상한 임계치 5.73을 상회한다. ρ 에 대한 t 통계량(t_{BDM}) 값도 -3.111로 10% 수준에서의 상한 임계치를 상회한다. 따라서 국내총생산과 취업자 수 간 공적분 관계가 존재하는 것으로 결론지을 수 있다. 분석 결과를 바탕으로 도출된 장기계수(L_G)는 0.269로 1% 수준하에서 통계적으로 유의하다.

생산이 취업자 수에 미치는 단기 영향에 대한 검정 결과를 보면, 생산이 증가할 때와 감소할 때 취업자 수의 단기 탄력성을 의미하는 $\Delta \ln G^+$ 또는 $\Delta \ln G^-$ 의 계수들은 모두 1% 유의수준하에서 통계적으로 유의하다. 생산이 증가할 때와 감소할 때 취업자 수에 미치는 단기적 영향이 통계적으로 대칭적인지 검정($H_0: \pi_0^+ + \pi_1^+ = \pi_0^- + \pi_1^- + \pi_2^- + \pi_3^-$)한 결과를 보면, 단기 비대칭성 검정 통계량(W_{SR})이 15.740으로 1% 수준에서 유의하다. 즉, 생산이 증가할 때와 감소할 때 취업자 수에 미치는 단기 영향은 비대칭적이다.

이상의 분석 결과를 종합해 보면 다음과 같다. 국내총생산은 증가할 때와 감소할 때 단기적으로 취업자 수에 비대칭적인 영향을 미치면서, 장기적으로는 대칭적인 영향을 주는 것으로 보인다. 생산이 1% 증가(감소)하면 취업자 수는 장기적으로 약 0.27% 증가(감소)한다. 단기적으로는 생산이 증가할 때보다 생산이 감소할 때 취업자 수에 더 큰 영향을 미친다. 즉, 생산이 증가할 때 단기적으로 취업자 수가 증가하는 크기보다 생산이 감소할 때 취업자 수가 감소하는 크기가 크다. 생산이 증가할 때 취업자 수에 미치는 단기 영향은 0.337($\pi_0^+ + \pi_1^+ = 0.337$), 생산이 감소할 때 취업자 수에 미치는 단기 영향은 0.930($\pi_0^- + \pi_1^- + \pi_2^- + \pi_3^- = 0.930$)이다. 생산이 1% 증가하면 취업자는 단기적으로 약 0.34% 증가하고, 생산이 1% 감소하면 취업자는 단기적으로 약 0.93% 감소한다.

생산이 취업자 수에 미치는 장기 및 단기 효과는 산업별로 그 특징이 다를 수 있으므로 제조업과 서비스업으로 구분해 분석해 본다. 생산이 제조업 취업자 수에 미치는 영향에 대해 장기 및 단기 모두 비대칭을 가정한 모형 추정 결과가 <표 3>의 좌측에 있다. 생산과 제조업 취업자 수 간 공적분 존재 여부 검정 결과를 보면 $F_{ps,s}$ 값이 5.939로 5% 수준에서 Pesaran et al.(2001)

〈표 2〉 전산업 취업자 수와 실질GDP 간 관계 분석 결과(장기 대칭, 단기 비대칭을 가정)

종속변수($\Delta \ln E_t$)		추정계수
상수항		0.563 (2.900) ***
장기(공적분) 관계	$\ln E_{t-1}$	-0.085 (-3.111)
	$\ln G_{t-1}$	0.023 (3.448) ***
단기 영향	$\Delta \ln G_t^+$	0.170 (2.875) ***
	$\Delta \ln G_{t-1}^+$	0.167 (2.829) ***
	$\Delta \ln G_t^-$	0.439 (8.597) ***
	$\Delta \ln G_{t-1}^-$	0.175 (3.394) ***
	$\Delta \ln G_{t-2}^-$	0.166 (3.339) ***
	$\Delta \ln G_{t-3}^-$	0.150 (3.006) ***
장기계수	L_G	0.269 ***
공적분 검정	F_{ps}	6.432 **
	t_{BDM}	-3.111 *
단기 영향에 대한 검정 (Wald test)	$\pi_0^+ + \pi_1^+ = 0$	17.147 ***
	$\pi_0^- + \pi_1^- + \pi_2^- + \pi_3^- = 0$	89.088 ***
	단기 비대칭성 검정 W_{SR}	15.740 ***

주 : 1) () 안은 t값을 나타내며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준하에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.
 2) L_G 는 장기계수로 $L_G = -\theta/\rho$ 를 의미함.
 3) F_{ps} , t_{BDM} 는 각각 F통계량, t통계량 값이며, F_{ps} 는 $H_0 : \rho = \theta = 0$ 을 귀무가설로 하는 통계량, t_{BDM} 는 $H : \rho = 0$ 을 귀무가설로 하는 통계량임.
 4) Pesaran et al(2001)이 제시한 임계치는 〈부록 3〉의 $k=1$ 인 경우 참고 바람.
 5) 자기상관검정(Breusch-Godfrey LM test)의 p값은 0.638, 이분산 검정(White test)의 p값은 0.344
 자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 한국은행, 「국민계정」, 각 연도.

이 제시한 상한 임계치를 상회하나 t검정에서 귀무가설을 기각할 수 없었다. 생산과 제조업 취업자 수는 비대칭적인 장기 균형 관계를 가진다고 볼 수 없다. 생산이 제조업 취업자 수에 미치는 영향이 장기에는 대칭적이며, 단기 효과는 비대칭임을 가정한 모형 추정 결과가 〈표 3〉의 우측에 나타나 있다. 분석 결과를 보면, 변수 간 공적분 관계를 검정하는 통계량인 F_{ps} 가 8.780로 1% 수준에서 통계적으로 유의하고, t_{BDM} 통계량 값도 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 생산과 제조업 취업자 수는 장기적으로 대칭적인 균형 관계를 가진다. 또한 생산이 제조업 취업자 수에 미치는 단기적인 영향을 보면 단기 비대칭성을 검정하는 통계량(W_{SR}) 값이 5% 수준하에서 유의한 것으로 나타났다. 종합해 보면, 생산은 제조업 취업자 수에 단기적으로는 비대칭적인 영향을 미치고, 장기적으로는 제조업 취업자에 대칭적인 영향을 준다. 장기계수 값

〈표 3〉 제조업 취업자 수와 실질GDP 간 관계 분석 결과

장기 비대칭, 단기 비대칭 가정			장기 대칭, 단기 비대칭 가정		
종속변수 ($\Delta \ln E_M$)		추정계수	종속변수 ($\Delta \ln E_M$)		추정계수
상수항		0.322 (2.161)**	상수항		0.307 (2.459)**
장기(공적분) 관계	$\ln E_{M,t-1}$	-0.039 (-2.225)	장기(공적분) 관계	$\ln E_{M,t-1}$	-0.046 (-3.351)
	$\ln G_{t-1}^+$	0.002 (0.325)		$\ln G_{t-1}$	0.006 (2.083)**
	$\ln G_{t-1}^-$	-0.027 (-0.494)			
단기 영향	$\Delta \ln G_t^+$	0.279 (2.498)**	단기 영향	$\Delta \ln G_t^+$	0.289 (2.620)**
	$\Delta \ln G_t^-$	0.650 (6.565)***		$\Delta \ln G_t^-$	0.662 (6.822)***
시차 종속변수		$\Delta \ln E_{M,t-1}$	시차 종속변수		$\Delta \ln E_{M,t-1}$
		0.514 (8.605)***			0.515 (8.640)***
장기계수	L_G^+	0.056	장기계수	L_G	0.128*
	L_G^-	-0.689			
공적분 검정	F_{ps}	5.939**	공적분 검정	F_{ps}	8.780***
	t_{BDM}	-2.225		t_{BDM}	-3.351**
단기 비대칭성 검정		W_{SR}	단기 비대칭성 검정		W_{SR}
		4.805**			4.878**

주: 1) () 안은 t값을 나타내며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

2) L_G , L_G^+ , L_G^- 는 장기계수로 각각 $L_G = -\theta/\rho$, $L_G^+ = -\theta^+/\rho$, $L_G^- = -\theta^-/\rho$ 를 의미함.

3) F_{ps} , t_{BDM} 는 각각 F통계량, t통계량 값

4) Pesaran et al.(2001)이 제시한 임계치는 표 3의 좌측에 제시된 모형의 경우 <부록 3>의 $k=2$ 를, 표 3의 우측에 제시된 모형의 경우 <부록 3>의 $k=1$ 을 참고 바람.

5) 우측에 제시된 모형의 자기상관검정(Breusch-Godfrey LM test)의 p값은 0.119, 이분산 검정(White test)의 p값은 0.711

6) E_M 은 제조업 취업자 수를 의미함.

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 한국은행, 「국민계정」, 각 연도.

은 0.128로 생산이 1% 증가(감소)하면 장기적으로 제조업 취업자는 약 0.13% 증가(감소)한다. 제조업 취업자 수는 단기적으로는 생산이 감소할 때 더 크게 반응한다. 생산이 1% 증가하면 제조업 취업자 수는 단기적으로 약 0.29% 증가하지만, 생산이 1% 감소하는 경우에는 약 0.66% 감소한다.

〈표 4〉는 생산이 서비스업 취업자 수에 미치는 장기 및 단기의 영향을 분석한 결과이다. 생산이 서비스업 취업자에 미치는 장기 영향 및 단기 효과에 비대칭을 가정하고 추정한 결과(표 4의 좌측)를 보면, F_{ps} 통계량 값이 14.207로 1% 수준에서 유의하나 추가적인 t검정 통계량이 -3.132로 Pesaran et al.(2001)이 제시한 임계치(-3.21)를 하회한다. 이는 생산의 양의 시계열과 음의 시계열, 그리고 서비스업 취업자 수 간 공적분 관계가 성립하지 않음을 의미한다. 생산이 서비스업에 미치는 장기적 영향이 대칭적임을 가정한 분석(표 4의 우측)에서는 생산과 서비스

〈표 4〉 서비스업 취업자 수와 실질GDP 간 관계 분석 결과

장기 비대칭, 단기 비대칭 가정			장기 대칭, 단기 비대칭 가정		
종속변수($\Delta \ln E_t S_t$)		추정계수	종속변수($\Delta \ln E_t S_t$)		추정계수
상수항		0.877 (3.173)***	상수항		0.430 (4.066)***
장기(공적분) 관계	$\ln E_t S_{t-1}$	-0.093 (-3.132)	장기(공적분) 관계	$\ln E_t S_{t-1}$	-0.084 (-3.037)
	$\ln G_{t-1}^+$	0.029 (1.991)**		$\ln G_{t-1}$	0.030 (2.351)*
	$\ln G_{t-1}^-$	-0.003 (-0.082)			
단기 영향	$\Delta \ln G_{t-2}^+$	-0.113 (-1.672)*	단기 영향	$\Delta \ln G_t^-$	0.577 (10.316)***
	$\Delta \ln G_t^-$	0.574 (9.839)***		$\Delta \ln G_{t-1}^-$	0.132 (2.363)**
	$\Delta \ln G_{t-1}^-$	0.162 (2.711)***			
	$\Delta \ln G_{t-2}^-$	0.132 (2.092)**			
장기계수	L_G^+	0.309***	장기계수	L_G	0.358***
	L_G^-	-0.030			
공적분 검정	F_{pss}	14.207***	공적분 검정	F_{pss}	22.187***
	t_{BDM}	-3.132		t_{BDM}	-3.037*
단기 영향에 대한 검정 (Wald test)	$\pi_0^- + \pi_1^- + \pi_2^- = 0$	73.957***	단기 영향에 대한 검정 (Wald test)	$\pi_0^- + \pi_1^- = 0$	92.883***
	단기 비대칭성 검정 W_{SR}	46.503***			

주: 1) () 안은 t값을 나타내며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준하에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

2) L_G , L_G^+ , L_G^- 는 장기계수로 각각 $L_G = -\theta/\rho$, $L_G^+ = -\theta^+/\rho$, $L_G^- = -\theta^-/\rho$ 를 의미함.

3) F_{pss} , t_{BDM} 는 각각 F통계량, t통계량 값

4) Pesaran et al(2001)이 제시한 임계치는 표 4의 좌측에 제시된 모형의 경우 <부록 3>의 $k=2$ 를, 표 4의 우측에 제시된 모형의 경우 <부록 3>의 $k=1$ 을 참고 바람.

5) 우측에 제시된 모형의 자기상관검정(Breusch-Godfrey LM test)의 p값은 0.761, 이분산 검정(White test)의 p값은 0.338

6) E_S는 서비스업 취업자 수를 의미함.

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 한국은행, 「국민계정」, 각 연도.

업 취업자 수 사이에 장기적 균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. F_{pss} 통계량 값이 1% 수준에서, t_{BDM} 통계량 값이 10% 수준에서 Pesaran et al.(2001)이 제시한 임계치를 상회한다. 분석 결과에서 도출된 장기계수는 0.358로 생산이 1% 증가(감소)하면 서비스업 취업자는 약 0.36% 증가(감소)하는 것으로 나타났다. 생산은 단기적으로는 생산이 감소할 때 서비스업 취업자 수에 영향을 미친다. 생산이 증가하는 경우에 단기 효과는 통계적으로 유의하지 않았으며, 생산이 1% 감소하면 서비스업 취업자 수는 약 0.71% 감소한다. 생산과 제조업 취업자 수, 생산과 서비스업 취업자 수 분석 결과를 정리해 보면, 생산이 1% 증가(감소)하는 경우 제조업 취업자 수와

서비스업 취업자 수는 장기적으로 각각 약 0.13%, 약 0.36% 증가(감소)한다. 생산이 변동할 때 제조업 및 서비스업 취업자 수에 미치는 단기적 영향은 모두 생산이 감소하는 경우 더 크게 나타난다. 제조업 취업자 수는 생산이 1% 증가하면 단기적으로 약 0.29% 증가하나, 생산이 1% 감소하면 약 0.66% 감소한다. 단기적으로 생산의 증가는 서비스업 취업자 수에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고, 생산이 감소하는 경우에만 영향을 미친다. 생산이 1% 감소할 때 서비스업 생산은 단기적으로 약 0.71% 감소한다.

III. 맺음말

본고는 생산이 취업자 수에 미치는 장기 및 단기 효과에 대해 분석하였다. 특히, 생산이 취업자 수에 미치는 장단기 효과에 비대칭성이 존재하는지를 중점적으로 검정하였다. 분석에는 장단기 영향을 동시에 분석할 수 있는 ARDL모형을 기반으로 변수 간 장기 관계의 비대칭성을 도입한 비선형 ARDL모형을 이용하였다. 생산과 취업자 수 사이의 공적분 존재 여부 검정은 한계(bound)검정법을 이용하여 검정하였고, 공적분 관계 및 비대칭성 존재 여부에 따라 비제약 오차수정모형을 통해 생산이 취업자 수에 미치는 장기 및 단기 영향을 추정하였다.

분석 결과, 국내총생산과 취업자 수는 장기적으로 대칭적인 균형 관계를 가지는 것으로 나타났다. 한편, 생산이 변동할 때 취업자 수에 미치는 단기효과는 비대칭성이 존재하였다. 생산이 감소하는 경우 단기적으로 취업자 수가 감소하는 정도가 생산이 증가하는 경우에 취업자가 증가하는 정도보다 크다. 취업자를 산업별로 구분하여 분석한 결과에서도 생산은 제조업 취업자 또는 서비스업 취업자 수와 공적분(장기균형) 관계를 가지는 것으로 나타났고, 비대칭성은 발견되지 않았다. 단기적으로는 생산이 증가하는 경우보다 생산이 감소하는 경우 제조업 및 서비스업 취업자 수가 더 크게 반응하는 것으로 나타난다.

생산과 취업자 수 간 관계는 미시적, 거시적 경제 이론하에 다양한 통계방법론을 통해 분석할 수 있다. 본고는 그중에서도 생산에 대한 취업자 수의 반응 정도가 생산이 증가할 때와 감소할 때 다를 수 있음을 가정하고 검정하고자 하였다. 변수 간 관계를 분석할 때 비대칭성 고려 여부에 따라 분석 결과는 다소 차이가 발생할 수 있다. 노동시장 변수와 거시 변수 사이도 선형적 관계만 존재하는 것은 아닐 것이므로, 변수 간 관계에 비대칭성 존재 가능성을 확인하고 이를 적절히 고려한다면 보다 풍부한 정보를 얻을 수 있을 것으로 보인다. **KLI**

[참고문헌]

Shin et al.(2013), “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework”.

Schorderet, Y.(2001), “Revisiting Okun's Law: An hysteretic perspective,” Mimeo, University of California San Diego.

Pesaran et al.(2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, pp.289~326.

〈부록 1〉

본고는 생산과 취업자 수 간 장단기 관계 분석을 위해 단기와 장기(공적분) 관계의 비대칭성을 모두 고려하여 모형 설정 오류를 줄일 수 있는 Shin et al.(2013)의 모형을 이용하였다. Shin et al.(2013)은 장기 균형 관계의 비대칭성을 도입한 Schorderet(2001)의 방법론에 Pesaran and Shin(1998), Pesaran et al.(2001)의 ARDL모형을 결합한 비선형 ARDL(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag model) 모형을 제안하였다. Schorderet(2001, 2003), Shin et al. (2013) 등의 모형을 요약하면 다음과 같다.

x_t, y_t 를 각각 설명변수와 종속변수라 하자. Schorderet(2001, 2003)은 설명 변수를 하락 변동과 상승 변동의 누적합으로 분해하여 변수 간 비대칭 공적분 관계를 설정한다.

$$x_t = \beta^+ y_t^+ + \beta^- y_t^- + u_t \tag{i}$$

$$\Delta x_t = v_t$$

여기서, x_t, y_t 는 모두 단위근을 갖는 $I(1)$ 변수로 가정한다. $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ 이며, x_t^+, x_t^- 는 다음과 같이 각각 x_t 의 증가분의 누적합과 감소분의 누적합으로 정의된다.

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^+ = \sum_{i=1}^t \text{MAX}(\Delta x_i^+, 0), \quad x_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^- = \sum_{i=1}^t \text{MIN}(\Delta x_i^-, 0)$$

식(1)은 약내생성 문제(weak endogeneity)와 계열 상관(serial correlation)이 제거되지 않아 OLS추정량이 초일치성(Super-consistent)를 지나 점근적 분포가 정규분포를 따르지 않게 된다. 계열 상관과 내생성이 제거되지 않으면 가설 검정을 수행하기 어렵고, 특히 소표본일 경우 추정치의 신뢰성이 낮아지는 문제가 발생한다. 이에 Shin et al.(2013)은 식 (i)을 Pesaran and Shin(1998)과 Pesaran et al(2001)의 선형ARDL 모형에 결합하여 다음과 같은 비선형 ARDL 모형을 제시하였다.

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \epsilon_t$$

여기서 ϕ 는 자기회귀(autoregressive)계수이며, θ_j^+, θ_j^- 는 비대칭 시차분포 계수, ϵ_t 는 독립
 항등분포(iid(0, σ_ϵ))를 따른다.

이를 오차수정모형(error correction form)으로 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \epsilon_t \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (ii)$$

여기서 $\xi_t = y_t - \beta^+ x_t^+ - \beta^- x_t^-$ 는 비선형 오차수정항으로, $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ 와 $\beta^- = -\theta^-/\rho$ 는 비
 대칭 장기계수를 의미한다. Shin et al.(2013)은 식(ii)의 추정에서 설명변수와 오차항 간 상
 관관계 발생 가능성을 해결하기 위해 다음과 같은 방법을 이용한다.

Δx_t 가 다음과 같은 과정에 따라 생성된다고 가정한다.

$$\Delta x_t = \sum_{j=1}^{q-1} \Lambda_j \Delta x_{t-j} + v_t$$

여기서, $v_t \sim iid(0, \Sigma_v)$ 를 따른다. 식(ii)의 오차항 ϵ_t 는 다음과 같이 v_t 로 표현될 수 있다.

$$\epsilon_t = \omega v_t + e_t = \omega (\Delta x_t - \sum_{j=1}^{q-1} \Lambda_j \Delta x_{t-j}) + e_t \quad (iii)$$

이때, e_t 와 v_t 는 서로 독립이다.

식(iii)을 식(ii)에 대입하여 정리하면

$$\Delta y_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + e_t \quad (iv)$$

단, $\pi_0^+ = \theta_0^+ + \omega$, $\pi_0^- = \theta_0^- + \omega$, $\pi_j^+ = \varphi_j^+ - \omega \Lambda_j$, $\pi_j^- = \varphi_j^- - \omega \Lambda_j$ for $j = 1, \dots, q-1$

가 된다. 식(iv)는 설명변수와 오차항이 서로 독립적이므로 OLS로 계수들을 추정해 낼
 수 있다.

〈부록 2〉

〈ADF(Augmented Dicky-Fuller)단위근 검정 결과〉

변수	수준변수		1차 차분변수	
	상수항	상수항, 시간추세	상수항	상수항, 시간추세
G	-2.0651	-1.5719	-7.2307***	-7.5294***
G^+	-3.5591***	-1.4910	-6.7655***	-7.8150***
G^-	-1.7258	-2.5652	-8.9430***	-8.9334***
E	-0.7162	-2.8733	-6.1674***	-6.1499***
E_M	-3.3775**	-3.4314*	-5.2755***	-5.3853***
E_S	-2.7171*	-1.3252	-7.2110***	-7.7635***

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준하에서 유의함을 의미함.

〈부록 3〉

한계검정법으로 공적분 관계를 검정하기 위해서는 t 검정 또는 F 검정을 시행해야 하는데, 모형 내에 불안정 시계열이 포함되어 있기 때문에 t 검정 통계량과 F 검정 통계량이 표준적인 t 분포와 F 분포를 따르지 않는다는 문제점이 발생한다. Pesaran et al.(2001)은 이 같은 경우에 사용할 수 있는 임계치를 제시하였다. 아래 표에서 $I(0)$ 열은 변수들이 순수한 $I(0)$ 인 경우로 하한 임계치이며, $I(1)$ 열은 변수들이 모두 $I(1)$ 시계열인 경우로 상한 임계치이다. 본고의 분석에서는 이에 따라 검정 통계량이 상계 임계치를 상회하면 공적분 관계가 있는 것으로 판단하였다.

〈한계검정(bounds test)의 F 통계량 임계치〉

k	0.10		0.05		0.01	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
1	4.04	4.78	4.94	5.73	6.84	7.84
2	3.17	4.14	3.79	4.85	5.15	6.36

자료 : Pesaran et al(2001) 「Bounds testing approaches to the analysis of level relationships」, Table C I (iii) Case III : Unrestricted intercept and no trend

〈한계검정(bounds test)의 t 통계량 임계치〉

k	0.10		0.05		0.01	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
1	-2.57	-2.91	-2.86	-3.22	-3.43	-3.82
2	-2.57	-3.21	-2.86	-3.53	-3.43	-4.10

자료 : Pesaran et al(2001) 「Bounds testing approaches to the analysis of level relationships」, Table C II (iii) Case III : Unrestricted intercept and no trend