

An Empirical Analysis of the Effects of a Change in Market Structure on Production and Employment in the Korean Economy*

Bae-Geun Kim[†]

Abstract This paper examines the effects of a change in market structure on production and employment. Changes in market structure are captured by variations in the markup ratio, which is the degree of imperfect competition in product markets. First of all, this paper finds that the markup ratio in the Korean economy is relatively high among the OECD countries, which implies that domestic product markets are much concentrated. The paper also estimates the effects of a rise in the markup ratio on production and employment in the Korean economy by using structural vector autoregressions that can identify a permanent markup shock. The results show that a permanent rise in the markup ratio lowers both production and employment. Moreover, when the analysis is carried out for the manufacturing and service sectors, the same results can be found even at the sectoral level. The empirical findings of the paper suggest that reducing the degree of market concentration is important in raising both economic efficiency and employment.

Keywords Market structure, Markup ratio, Imperfect competition, Permanent markup shock

JEL Classification E24, E32, L16

*I am grateful to the editor and two anonymous referees for helpful comments.

[†]Associate Professor, Department of Economics, Chung-Ang University, 84 Heukseok-ro, Dongjak-gu, Seoul 156-756, Korea; *E-mail address*: kimb@cau.ac.kr; *Tel.*: +82-2-820-5490

시장구조 변화의 생산 및 고용 효과 분석*

김배근[†]

Abstract 본 연구에서는 생산물시장의 불완전경쟁 정도를 나타내는 마크업 비율(markup ratio)을 통해 시장구조 변화가 생산 및 고용에 미치는 효과를 분석한다. 우선 OECD 회원국을 대상으로 마크업 비율을 측정해 보면 한국 경제의 마크업 비율이 상대적으로 높은 수준에 있는데 이는 국내 생산물시장의 독과점 정도가 여전히 높음을 의미한다. 다음으로 영구적 마크업 충격을 식별하는 구조적 VAR 모형을 이용하여 마크업 비율 상승이 생산 및 고용에 미치는 영향을 추정해 보았다. 그 결과 마크업 비율이 영구적으로 높아질 경우 생산 및 고용은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 이러한 결과는 제조업 및 서비스업 부문 모두에서 동일하게 나타났다. 동 분석결과는 산업구조 측면에서 독과점 정도를 낮추는 정책이 한국 경제의 효율성을 제고할 뿐만 아니라 고용확대에도 기여할 수 있음을 시사한다.

Keywords 시장구조, 마크업 비율, 불완전경쟁, 영구적 마크업 충격

JEL Classification E24, E32, L16

*이 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 편집위원장님과 익명의 두 심사위원님께 감사드립니다.

[†]중앙대학교 경제학부 부교수, 156-756 서울특별시 동작구 흑석로 84; E-mail: kimbg@cau.ac.kr; Tel: (02) 820-5490

1. 머리말

한계비용 대비 가격 비율을 나타내는 마크업 비율(markup ratio)은 생산물시장의 불완전경쟁 정도를 측정하는 대표적 지표이다. 외국에서는 오래전부터 마크업 비율의 움직임과 관련하여 다양하게 연구가 이루어져 왔다. 거시경제학 분야에서는 새케인즈학과(new Keynesian) 이론이 발전하는 과정에서 마크업 비율의 변동에 대해 많은 관심을 보였다. Rotemberg and Woodford(1991, 1999)는 총수요 변동이 노동수요로 이어지는 연결고리를 밝히는 차원에서 마크업 비율의 변동에 주목하였다. 가격 경직성을 강조하는 그 후의 문헌에서도 마크업 비율 또는 동 비율의 역수인 실질한계비용은 이 학파의 중심적인 개념으로 자리잡고 있다(예로 Gali and Gertler(1999) 참조). 한편 마크업 비율은 생산물시장의 구조 변화를 연구하는 데도 널리 사용되어 왔다. 특히 무역자유화 등 세계경제의 글로벌화가 생산물시장의 구조에 미친 영향을 규명하는 연구에서 마크업 비율은 분석의 초점이 된다(Badinger, 2004; Boulhol, 2008; Sauner-Leroy, 2003). 다른 한편으로 시장구조 변화가 기업의 혁신활동 또는 생산성에 미치는 영향을 분석하는 연구에서도 마크업 비율은 시장구조를 포착하는 변수로 널리 이용된다(Okada, 2005; 김배근, 2013).

본 논문에서 살펴보고자 하는 바는 이 중 마지막의 주제와 관련되기는 하나, 시장구조 변화가 생산 및 고용에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 그동안 국내에서는 시장구조 변화가 R&D 투자나 생산성에 미치는 영향을 분석한 경우는 상당 정도 있었다. 예를 들면, 권오상·박호정(2010), 김성철(2000), 김원기·반성식(1998), 김종호(2009), 박창수·이윤재(2011), 백중희(1992), 조신·한수용·고영진(1998) 등이 이러한 연구이다. 그러나 시장구조 변화가 생산성뿐만 아니라 생산 및 고용에 미치는 영향을 종합적으로 고려한 경우는 거의 없는 것으로 보인다. 또한 기존 연구에서는 이러한 분석이 개별 산업 또는 미시적 관점을 중심으로 이루어진 반면 본 연구는 거시적 관점에서 시장구조의 문제를 다루는 점에서 기존 문헌과 크게 다르다고 할 수 있다.

우선 본 연구에서는 OECD 회원국을 대상으로 마크업 비율을 측정하여 보았다. 그 결과 한국 경제의 마크업 비율은 다른 OECD 국가의 마크업 비율에 비해 비교적 높게 나타났는데 보다 자세한 사항은 본문에서 제시하고자 한다. 이는 국내 생산물시장의 불완전경쟁 정도 또는 독과점 정도가 높음을 의미한다. 한국 경제와 같이 규모가 그리 크지 않은 경제에 있어서는 시장구조가 어느 정도 독과점 성격을 보이는 점이 불가피하다고 생각할

수도 있으나, 소규모 OECD 국가들과 비교해 보면 이들 국가에 비해서도 한국 경제의 마크업 비율은 더 높게 나타남을 알 수 있다.

마크업 비율이 높으면 자원배분에 있어 비효율성이 크다고 할 수 있는데 이는 그 경제의 생산능력에 비해 과소하게 생산이 이루어질 수 있음을 의미한다. 게다가 생산위축은 고용감소로 이어질 수 있는 등 마크업 비율이 높을 경우 그 부작용이 여러 측면에서 나타날 수 있다. 그러나 마크업 비율이 높아진다고 해서 그 효과가 모두 부정적인 것은 아니다. 앞에서 언급하였듯이 많은 연구들이 시장구조 변화가 기업의 혁신활동 또는 생산성에 미치는 영향을 살펴보았는데 이에 관해서는 크게 두 가지 견해로 나뉜다. 첫 번째는 시장구조가 완전경쟁에 가까울수록, 즉 기업 간에 경쟁이 치열할수록 혁신유인이 증가하여 생산성이 더 빠른 속도로 증가한다는 견해이고, 두 번째는 시장집중도가 어느 정도 높아져야 R&D 투자에 필요한 자금조달이 용이하고 시장여건과 관련된 불확실성을 줄일 수 있기 때문에 시장집중도 상승이 생산성 향상에 도움이 된다는 견해이다. 이러한 후자의 견해는 슈페터의 견해(Schumpeterian view)라고도 불린다. 만약 마크업 비율이 높아지더라도 생산성 증가 효과가 나타난다면 그 부정적 효과가 상쇄될 수도 있을 것이다. 따라서 마크업 비율 변동이 경제에 미치는 영향을 제대로 파악하기 위해서는 생산성 효과를 포함해서 최종적으로 생산에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다.

아울러 본 연구에서는 마크업 비율 변동에 따른 효과분석을 거시경제 전체뿐만 아니라 제조업 및 서비스업을 대상으로도 시도한다. 이러한 시도는 한국 경제의 현안과 관련하여서도 상당한 중요성을 지닌다. 경제의 서비스화가 점차 진행되는 상황에서 한국 경제의 잠재성장률을 높이기 위해서는 대형화 등을 통한 서비스업의 생산성 제고가 필요하다는 의견이 계속 제기되고 있다. 그런데 대형화는 시장집중도를 높이는 측면이 있기 때문에 정책시행에 따른 여러 가지 효과를 검토하기 위해서는 이러한 정책이 생산성뿐만 아니라 생산, 고용 등에 미치는 영향도 같이 살펴볼 필요가 있다. 마크업 비율 변동의 파급효과는 산업별로 다를 수 있기 때문에 본 연구에서와 같이 제조업 및 서비스업을 구분하여 그 효과를 측정해 보는 것은 한국 경제의 시급한 정책현안에 대해 중요한 시사점을 제공할 수 있다.

마지막으로 본 연구는 OECD 회원국을 대상으로 마크업 비율을 비교한 점에서도 나름대로 의의가 있다. 그동안 OECD 회원국 간의 생산성을 비교하는 국내 연구는 꾸준히 이루어져 왔으나, 시장구조에 초점을 두어 OECD 회원국 간의 마크업 비율을 비교한 국내 연구는 거의 없는 것으로 보인다. 이러한 상황에서 본 논문은 국내 생산물시장의 구조를 진단한 연구결과를

제시하는 점에서 정책적 시사점도 상당할 것으로 생각한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 이하에서는 우선 제2장에서 OECD 회원국을 대상으로 마크업 비율을 측정하고 비교해 본다. 다음으로 제3장에서 구조적 VAR 모형을 이용하여 마크업 비율 변동이 주요 경제변수에 미치는 영향을 측정하는 방법을 설명한 후 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제4장에서는 주요 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

2. OECD 회원국의 마크업 비율 측정

2.1. 측정방법

생산물시장의 불완전경쟁 정도를 측정하는 방법에는 여러 가지 방법이 있다. 그 중에서 몇 가지를 소개하면 우선 시장집중도 지수를 통해 그 정도를 측정하는 방법을 들 수 있다. 시장집중도 지수는 허쉬만-허핀달지수(Hirschman-Herfindahl index), 상위 k 기업집중도(CRk) 등과 같이 기업의 시장점유율이 어느 정도 집중되어 있는지를 측정하는 지수이다. 다음으로 마크업 비율을 측정하는 방법을 들 수 있다. 마크업 비율은 한계비용 대비 가격의 비율을 나타내는 것으로 완전경쟁 하에서는 이론적으로 동 비율이 1이 된다. 따라서 시장구조가 완전경쟁에 가까울수록 동 비율은 1에 가깝고 시장의 불완전경쟁 정도가 높을수록 동 비율이 1에서 크게 벗어날 수 있다. 마크업 비율을 측정하는 방법에도 여러 가지가 있을 수 있는데 거시경제 문헌에서는 마크업 비율을 측정할 때 주로 특정한 생산함수를 가정함으로써 동 비율을 측정한다. 산업조직 관련 문헌에서는 PCM(price-cost margin) 지표를 마크업 비율의 대응변수로 사용하기도 한다. 동 지표는 매출액과 가변비용의 차이를 다시 매출액 대비 비율로 나타낸 것인데 동 지표를 변환함으로써 한계비용 대비 가격 비율로 나타낼 수 있다. 통상 가변비용에는 노동비용과 중간재 비용이 반영된다.¹

¹ 통상적으로 이용되는 PCM 지표를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$PCM_t = \frac{P_t - MC_t}{P_t}$$

여기서 P_t 및 MC_t 는 각각 t기의 가격 및 한계비용을 나타낸다. 따라서 이 관계를 이용하면 한계비용 대비 가격 비율로 나타낸 마크업 비율은 $1/(1 - PCM_t)$ 와 같아진다. 그런데 평균 가변비용(AVC_t)이 한계비용과 같다는 가정을 적용하고 위 식의 분자 및 분모에 생산량(Q_t)을 곱하면 PCM 지표는 다음과 같이 변형된다.

$$PCM_t = \frac{P_t - AVC_t}{P_t} = \frac{P_t Q_t - VC_t}{P_t Q_t}$$

시장집중도 지수를 이용하여 생산물시장의 불완전경쟁 정도를 측정하는 경우에는 개별 기업의 시장점유율을 직접적으로 반영하여 그 정도를 측정하는 장점이 있으나, 대부분의 시장집중도 지수가 수입상품의 국내시장 점유율을 반영하지 않고 있고 신규 기업의 진입에 따른 잠재적 경쟁을 고려하지 못하는 단점이 있다. 이러한 점 때문에 Okada(2005) 등은 시장집중도 대신 PCM 지표를 이용하여 경쟁 정도가 생산성에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 시장집중도 지수는 공식적으로 발표되지 않는 경우가 많기 때문에 시계열 확보가 용이하지 못한 제약도 있다. 이에 비해 PCM 지표를 이용할 경우 마크업 비율 측정이 상당히 용이하다는 장점이 있다. 그러나 김배근(2013)에 따르면 한국 경제의 PCM 지표는 실질GDP와의 동일 연도 상관계수가 미약하게나마 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나는데 연간 데이터로 측정된 마크업 비율은 기존 연구에서 대체로 경기역행적(countercyclical)으로 나타나는 점에서 시계열 특성을 이용하는 분석에서는 적합성이 떨어지는 단점이 있다.

이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 생산함수에 대한 가정을 통하여 마크업 비율을 측정하고자 한다. 마크업 비율 도출을 위해 이용되는 생산함수는 고정비율 생산기술(fixed proportions production technology)이다.

$$Q_t = \min \left[\frac{M_t}{\phi_t}, \frac{F(L_t, K_t)}{1 - \phi_t} \right] \quad (1)$$

여기서 Q_t , M_t , L_t 및 K_t 는 각각 t 기의 생산량, 중간투입량, 노동투입량 및 자본투입량을 나타내고, ϕ_t 는 1단위 생산에 필요한 중간투입의 양을 의미하는데 중간투입과 관련된 생산기술을 반영하여 외생적으로 결정된다. $F(\cdot)$ 는 노동과 자본의 결합방식을 보여주는 함수인데 통상적으로 Cobb-Douglas 형태가 이용된다(즉, $F(L_t, K_t) = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha}$, A_t 는 노동 및 자본의 생산성). 이러한 생산함수 하에서 비용극소화 문제를 풀면 총비용(total cost) 함수를 구할 수 있고 이를 다시 생산량에 대해 미분하면 다음과 같은 한계비용(MC_t)을 유도할 수 있다.

$$MC_t = \phi_t P_t^m + \frac{1}{\alpha} \frac{W_t L_t}{Q_t} \quad (2)$$

여기서 P_t^m 및 W_t 는 각각 중간재 가격 및 명목임금을 나타낸다. 한계비용을 생산물가격(P_t)으로 나눈 것은 실질한계비용이 된다. 그리고 식 (1)로부터

여기서 VC_t 는 t 기의 가변비용을 나타낸다($VC_t = AVC_t \times Q_t$). 결국 동 지표는 매출액과 가변비용의 차이를 다시 매출액 대비 비율로 나타낸 것임을 알 수 있다. 한편 국민계정의 통계를 이용하는 연구에서는 $P_t Q_t$ 를 총산출로, 그리고 VC_t 는 중간투입(중간재 비용) 및 피용자보수(노동비용)의 합으로 측정하고 있다.

$\phi_t = M_t/Q_t$ 임을 알 수 있다. 마크업 비율은 실질한계비용의 역수이므로 결국 동 비율은 다음의 식과 같아진다.

$$\frac{P_t}{MC_t} = \left[\frac{P_t^m M_t}{P_t Q_t} + \frac{1}{\alpha} \frac{W_t L_t}{P_t Q_t} \right]^{-1} \quad (3)$$

국민계정의 통계를 이용하여 마크업 비율을 계산할 때 보통 $P_t Q_t$ 는 총산출액, $P_t^m M_t$ 는 중간투입액, 그리고 $W_t L_t$ 는 피용자보수액으로 측정된다.

OECD에서 발표하는 STAN 데이터베이스를 이용하면 회원국들의 마크업 비율을 쉽게 계산할 수 있다. 보다 구체적으로는 제3차 개정 국제표준산업분류에 의한 2008년 STAN 산업별 자료(STAN Industry Rev. 3, 2008)가 이용되었다. 현재 제4차 개정 국제표준산업분류에 의한 STAN 산업별 자료(STAN Industry Rev. 4)도 제공되고 있으나 이 자료에는 아직 상당수 회원국의 통계가 구비되지 않은 상태이다. 그래서 가급적 많은 회원국을 비교대상으로 하기 위해 2008년 STAN 산업별 자료를 선택하였다. 마크업 비율 측정과 관련된 몇 가지 세부 사항은 다음과 같다. 우선 간접세 변동은 시장가격 기준으로 측정되는 총산출액에 영향을 미치게 되고, 이는 다시 마크업 비율에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 영향을 제거하기 위해서는 간접세를 총산출액에서 공제해 줄 필요가 있다. STAN 데이터베이스를 보면 순기타생산세(other taxes less subsidies on production) 자료가 나오는데 총산출액에서 이 금액을 차감하면 간접세가 공제된 총산출액이 된다. 식 (3)의 $P_t Q_t$ 를 측정하기 위해서는 바로 이 수치를 사용하면 된다. 둘째, 식 (3)에 포함되어 있는 α 의 값을 선정할 필요가 있다. 이 논문에서는 Kim and Ahn(2008), Khan and Kim(2013) 등 선행연구에서와 같이 $\alpha = 2/3$ 로 설정하였다. 셋째, 산업의 포괄범위에 관한 사항이다. 경제 전체의 마크업 비율을 측정할 때 농림어업 및 공공행정·국방·사회보장 부문을 제외한 비농림 민간부문(nonfarm business sector) 기준으로 마크업 비율을 측정하는 경우가 많다. 그런데 Khan and Kim(2013)에서 보는 바와 같이 국제유가 등 국제원자재가격의 등락에 크게 영향을 받는 광업 부문의 경우 국내 시장의 독과점 정도와 관계없이 마크업 비율이 큰 폭 변동할 수 있다. 특히 OECD 회원국 중 석유를 생산하는 캐나다, 멕시코, 노르웨이, 영국 등은 국제유가 변동에 마크업 비율이 크게 영향을 받을 수 있다. 이 점을 고려하여 본 연구에서는 농림어업 및 공공행정·국방·사회보장 부문뿐만 아니라 광업 부문까지 제외하여 경제 전체의 마크업 비율을 측정하고자 한다. 다만, 광업 부문의 자료가 제공되지 않는 프랑스, 아이슬란드 및 포르투갈의 경우 비농림 민간부문 기준으로 마크업 비율을 측정하였다. 이들 국가의 경우 세계 석유생

산에서 차지하는 비중은 극미하므로 광업 부문을 포함하더라도 큰 무리는 없는 것으로 판단된다.

현재 OECD 회원국은 총 34개국인데 이 중 칠레와 터키의 자료는 STAN 데이터베이스에 포함되어 있지 않다. STAN 데이터베이스에 포함되어 있더라도 오스트레일리아의 경우 총산출 및 중간투입 자료는 이용가능하지 않고, 스위스의 경우 피용자보수 자료가 제공되지 않는다. 그래서 오스트레일리아와 스위스도 대상국가에서 제외하였다. 한편 캐나다의 경우 순기타생산세 자료가 제공되지 않아 총산출액 자체를 $P_t Q_t$ 를 측정하기 위해 사용하였다. 또한 일본의 경우 순기타생산세 자료가 제공되고 있기는 하나, 부문별로는 공공행정·국방·사회보장 부문에 대한 순기타생산세 자료가 이용가능하지 않다. 동 자료가 있는 다른 회원국의 경우 순기타생산세 규모가 0이거나 작은 경우가 많아 일본의 공공행정·국방·사회보장 부문에 대한 순기타생산세 규모를 0으로 간주하였다. 한편 한국의 경우 한국은행이 발표하는 국민계정을 이용해서도 마크업 비율을 측정할 수 있는데 OECD STAN 데이터베이스와 한국은행 국민계정 자료를 모두 이용하여 계산해 본 결과 두 가지 방법이 동일한 것으로 나타났다.

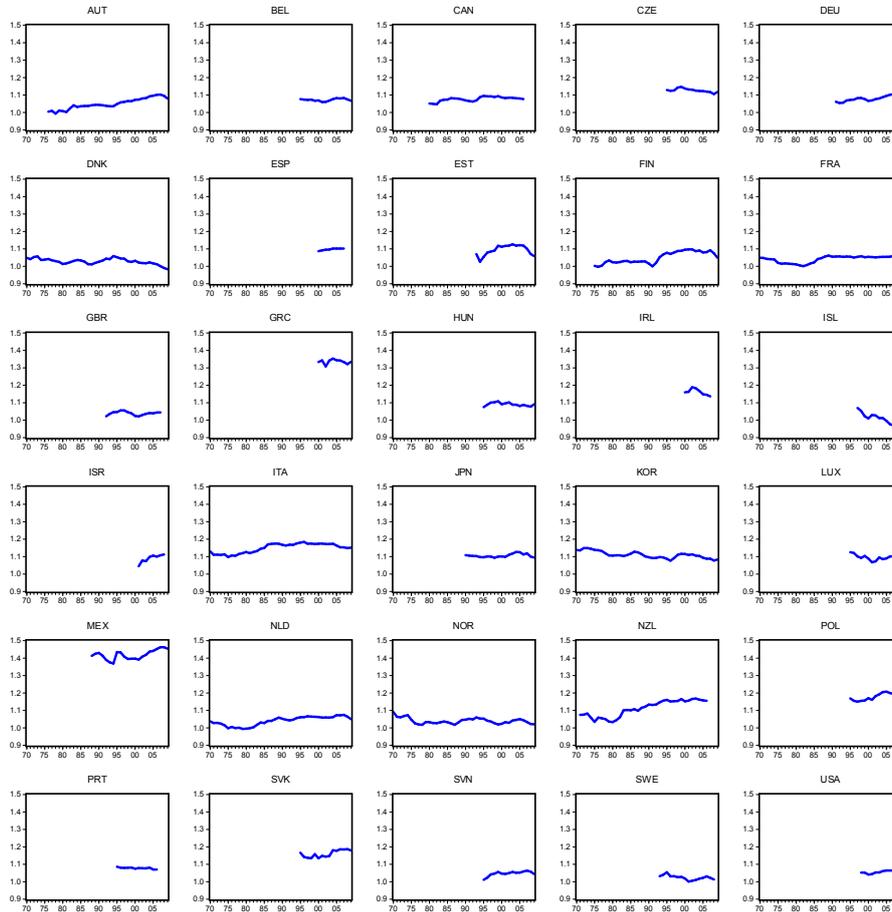
2.2. 측정결과

이하에서는 OECD 회원국 중 칠레, 터키, 오스트레일리아 및 스위스를 제외한 총 30개국에 대한 마크업 비율 측정결과를 비교하고자 한다.

〈그림 1〉에는 30개 OECD 회원국의 마크업 비율 추이가 나타나 있다. 그림에서 보듯이 국가별로 마크업 비율 측정이 가능한 기간이 상당히 다르고, 시간의 흐름에 따른 추세도 나라마다 상이하다. 예를 들면 비교적 장기 시계열이 이용가능한 나라 중에서 한국(KOR), 덴마크(DNK) 등은 1970년대 이후 마크업 비율이 대체로 낮아진 것으로 나타났다. 반면 오스트리아(AUT), 핀란드(FIN), 뉴질랜드(NZL) 등은 1970년대 이후 마크업 비율이 대체로 높아진 것으로 나타났다. 수직축의 크기는 모든 국가가 동일하도록 조정되었기 때문에 이 그림을 통해서 보면 그리스(GRC), 멕시코(MEX) 등은 마크업 비율이 매우 높음을 알 수 있다.

30개 회원국의 마크업 비율이 모두 이용가능한 2001년 이후의 마크업 비율만을 보다 구체적으로 비교해 보기 위해 국가별 마크업 비율을 〈표 1〉에 정리하였다. 다만 2001년 이후에도 2006년까지는 모든 국가의 마크업 비율 측정이 가능하나, 2007년~2009년 중에는 국가별로 자료 이용가능성이 상이하다. 아울러 기간 중 평균 마크업 비율을 계산하여 보았는데 〈표 1〉의 우측에서 두 번째 및 세 번째 열은 이를 나타낸다. 기간 중 평균은 두

그림 1: OECD 회원국의 마크업 비율 추이



주: 국가별 약어는 다음과 같음.

AUT: 오스트리아, BEL: 벨기에, CAN: 캐나다, CZE: 체코, DEU: 독일,
 DNK: 덴마크, ESP: 스페인, EST: 에스토니아, FIN: 핀란드, FRA: 프랑
 스, GBR: 영국, GRC: 그리스, HUN: 헝가리, IRL: 아일랜드, ISL: 아이
 슬랜드, ISR: 이스라엘, ITA: 이탈리아, JPN: 일본, KOR: 한국, LUX:
 룩셈부르크, MEX: 멕시코, NLD: 네덜란드, NOR: 노르웨이, NZL: 뉴
 질랜드, POL: 폴란드, PRT: 포르투갈, SVK: 슬로바키아, SVN: 슬로베
 니아, SWE: 스웨덴, USA: 미국

표 1: 2001년 이후 OECD 회원국의 마크업 비율

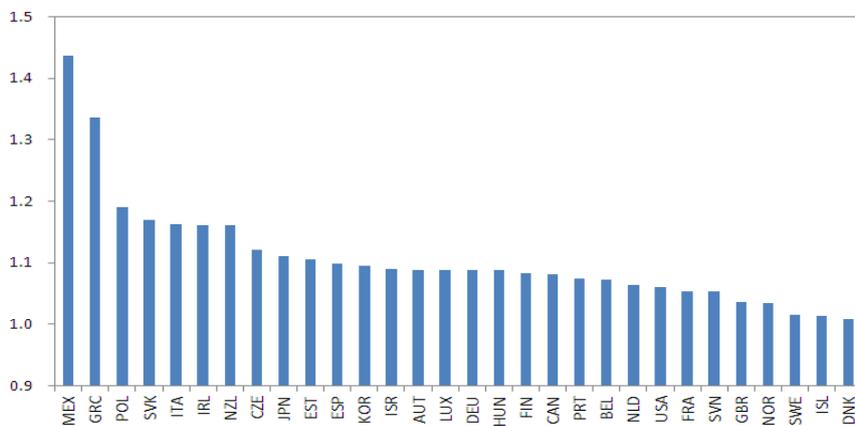
	마크업 비율					기간중 평균				GDP	
	2001	2003	2005	2007	2009	2001-2009		2001-2006		2009	
AUT	1.074	1.082	1.096	1.102	1.079	1.089	[14]	1.087	[15]	328.4	[16]
BEL	1.060	1.068	1.082	1.083	1.067	1.072	[21]	1.071	[21]	398.4	[13]
CAN	1.082	1.084	1.080	1.081	[19]	1.081	[19]	1,302.9	[9]
CZE	1.131	1.125	1.122	1.117	1.118	1.121	[8]	1.125	[8]	271.5	[17]
DEU	1.069	1.079	1.095	1.104	..	1.088	[16]	1.085	[17]	2,945.3	[3]
DNK	1.021	1.018	1.016	1.000	0.983	1.009	[30]	1.018	[28]	213.3	[20]
ESP	1.091	1.096	1.102	1.101	..	1.098	[11]	1.098	[12]	1,481.3	[8]
EST	1.116	1.126	1.121	1.100	1.058	1.105	[10]	1.120	[9]	26.7	[29]
FIN	1.096	1.086	1.079	1.092	1.049	1.083	[18]	1.088	[14]	191.5	[23]
FRA	1.053	1.053	1.054	1.058	..	1.054	[24]	1.053	[24]	2,198.7	[4]
GBR	1.021	1.036	1.039	1.044	..	1.036	[26]	1.035	[27]	2,169.1	[5]
GRC	1.342	1.341	1.344	1.333	1.334	1.335	[2]	1.338	[2]	332.6	[15]
HUN	1.095	1.088	1.081	1.081	1.091	1.088	[17]	1.090	[13]	204.9	[21]
IRL	1.162	1.183	1.148	1.136	..	1.161	[6]	1.166	[5]	182.6	[24]
ISL	1.029	1.012	0.996	0.969	1.074	1.013	[29]	1.008	[30]	12.0	[30]
ISR	1.045	1.074	1.105	1.107	..	1.090	[13]	1.083	[18]	203.6	[22]
ITA	1.174	1.171	1.163	1.153	1.151	1.162	[5]	1.168	[4]	1,957.4	[6]
JPN	1.097	1.118	1.124	1.118	1.094	1.111	[9]	1.114	[10]	4,081.1	[2]
KOR	1.109	1.105	1.093	1.087	1.083	1.095	[12]	1.102	[11]	1,295.3	[10]
LUX	1.067	1.095	1.090	1.102	1.085	1.089	[15]	1.085	[16]	39.4	[28]
MEX	1.391	1.418	1.441	1.463	1.454	1.436	[1]	1.425	[1]	1,621.7	[7]
NLD	1.058	1.058	1.072	1.074	1.050	1.063	[22]	1.063	[22]	683.9	[12]
NOR	1.033	1.041	1.050	1.034	1.020	1.035	[27]	1.040	[26]	267.0	[19]
NZL	1.156	1.167	1.157	1.160	[7]	1.160	[7]	130.0	[25]
POL	1.160	1.192	1.207	1.194	..	1.190	[3]	1.191	[3]	723.8	[11]
PRT	1.078	1.076	1.070	1.075	[20]	1.075	[20]	267.1	[18]
SVK	1.148	1.148	1.177	1.184	1.179	1.170	[4]	1.164	[6]	123.3	[26]
SVN	1.044	1.056	1.052	1.063	1.043	1.053	[25]	1.052	[25]	55.2	[27]
SWE	1.001	1.010	1.022	1.022	..	1.015	[28]	1.014	[29]	349.7	[14]
USA	1.044	1.053	1.064	1.063	1.077	1.060	[23]	1.056	[23]	14,417.9	[1]

주: 국가별 약어는 (그림 1)의 주석에 제시되어 있음. GDP는 명목 기준이고, 단위는 십억달러임. 기간중 평균 난에 있는 []내의 숫자는 30개 OECD 회원국 중 마크업 비율이 높은 순서이고, GDP 난에 있는 []내의 숫자는 30개 OECD 회원국 중 GDP 규모가 큰 순서임.

가지 기준으로 계산하였다. 첫 번째는 2001년~2009년 중 국가별로 이용가능한 모든 연도의 마크업 비율을 이용하여 기간 중 평균을 계산한 것이고, 두 번째는 마크업 비율이 공통적으로 이용가능한 2001년~2006년을 대상으로 기간 중 평균을 계산한 것이다. 이 두 열에 있는 []내의 숫자는 30개 OECD 회원국 중 마크업 비율이 높은 순서이다. 한국(KOR)은 이들 국가 중에서 마크업 비율이 2001년~2009년 평균 기준으로 보면 12번째, 2001년~2006년 평균 기준으로 보면 11번째로 높은 것으로 나타났다.

국가별 마크업 비율의 순위를 보다 뚜렷하게 나타내기 위해 2001년~2009년 중 평균 마크업 비율을 <그림 2>로 나타내었다. 그림에서 보면 스웨덴(SWE), 아이슬란드(ISL) 및 덴마크(DNK)는 마크업 비율이 2% 이내로, OECD 30개 회원국 중에서 가장 낮은 것으로 나타났다. 이들 중 마크업 비율이 가장 높은 나라는 멕시코(MEX)와 그리스(GRC)로 둘 비율이 30%를 초과하는 것으로 나타났다. 한국(KOR)의 경우 둘 비율이 10% 내외로 스페인(ESP)과 대체로 비슷한 수준을 보였다. 멕시코 및 그리스에 이어 폴란드(POL), 슬로바키아(SVK), 이탈리아(ITA), 아일랜드(IRL), 뉴질랜드(NZL), 체코(CZE), 일본(JPN), 그리고 에스토니아(EST)도 한국보다 마크업 비율이 높은 나라에 속한다.

그림 2: OECD 회원국의 마크업 비율 순위(2001년~2009년 평균 기준)

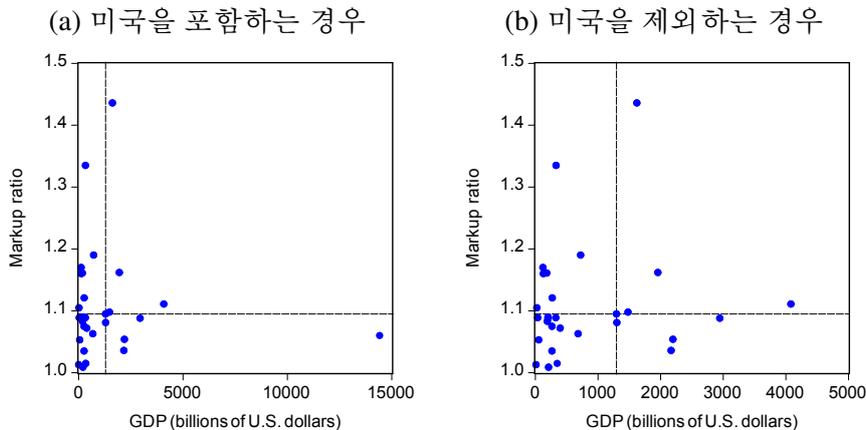


이러한 국제비교를 통해 보면 한국 경제의 마크업 비율은 상대적으로 높은 수준이므로 생산물시장의 경쟁을 촉진하여 마크업 비율을 더욱 낮출 필요가 있다고 생각한다. 그런데 미국과 같이 경제규모가 큰 나라의 경우

산업내 진입을 늘리는 등 경쟁을 촉진하여 마크업 비율을 인하하기가 용이하지만 한국과 같이 경제규모가 그리 크지 않은 경우 어느 정도의 시장집중이 불가피하다는 주장이 있을 수 있다. 그러나 OECD 회원국의 경제규모와 마크업 비율을 비교해보면 두 변수 사이에 큰 관련성이 없을 뿐만 아니라 한국 경제보다 규모가 작음에도 불구하고 마크업 비율이 더 낮은 나라가 상당수 있음을 알 수 있다.

〈표 1〉의 마지막 열에는 미 달러화 기준으로 환산한 30개 OECD 회원국의 2009년 GDP(명목 기준으로 단위는 십억달러) 및 GDP 규모의 순위가 제시되어 있다. 이들 국가 중에서 GDP 규모가 가장 큰 나라는 미국이다. 미국의 2009년 GDP는 14조 4,179억달러이다. 미국에 이어 GDP 규모가 큰 나라는 일본(4조 811억달러), 독일(2조 9,453억달러) 등이다. 한국의 2009년 GDP는 1조 2,953억달러로 30개 OECD 회원국 중에서는 10위에 해당하는 규모이다.

그림 3: OECD 회원국의 GDP 규모 및 마크업 비율



주: GDP는 2009년 기준, 마크업 비율은 2001년~2009년 평균 기준임. 점선으로 나타낸 수직선은 한국의 GDP 수준(1,295.3십억달러)을, 점선으로 나타낸 수평선은 한국의 마크업 비율 수준(1.095)을 표시한 것임.

다음으로 <그림 3>은 OECD 회원국의 GDP와 마크업 비율을 동시에 보여주고 있다. 이 그림에서 점선으로 표시된 수직선은 한국의 GDP 수준(1,295.3십억달러)을, 점선으로 표시된 수평선은 한국의 마크업 비율 수준(1.095)을 나타낸 것이다. 패널 (a)는 30개국의 GDP와 마크업 비율을 모두 표시한 것인데 여기서 가장 우측에 있는 점이 미국 경제에 해당한다. 이 패널에서 보듯이 미국을 제외하면 OECD 대부분의 국가들이 경제규모가 그리 크지는 않다고 할 수 있다. 패널 (b)는 OECD 회원국의 GDP 규모를 보다 자세히 보기 위해 미국을 제외한 29개국 기준으로 두 변수 간의 관계를 다시 나타낸 것이다. 미국 경제의 포함 여부와는 상관없이 <그림 3>은 GDP 규모와 마크업 비율 사이에는 큰 관련성이 없음을 보여준다. 또한 한국보다 경제규모가 작음에도 불구하고 마크업 비율은 한국보다 더 낮은 경우가 많다는 점에 주목할 필요가 있다. 이와 관련하여 유럽 국가의 경우 공동시장이 형성되어 있기 때문에 마크업 비율이 한국보다 낮다는 반론이 있을 수 있다. 그러나 이러한 주장은 다음과 같은 점에서 설득력이 낮은 것으로 보인다. 첫째, 유럽 국가들 사이에 공동시장 형성이 본격화된 것은 1980년대 중반 이후이다.² 그런데 <그림 1>에서 보듯이 오스트리아, 덴마크, 핀란드, 네덜란드 및 노르웨이의 경우 1980년대 중반 이전에도 마크업 비율이 10%를 크게 밑도는 수준을 보였다. 둘째, 1980년대 중반 이후에 오스트리아 및 핀란드의 마크업 비율은 오히려 상승하였다. 셋째, 공동시장 형성에도 불구하고 이탈리아의 마크업 비율(2001년~2009년 평균 기준 16.2%)은 한국보다 상당히 높은 수준을 유지하고 있다. 이런 점에서 각국의 독자적인 산업정책 등이 마크업 비율에 크게 영향을 미칠 수 있음을 짐작할 수 있으며 한국 경제의 경우도 국내 생산물시장의 경쟁을 촉진한다면 마크업 비율이 더욱 낮아질 여지가 큰 것으로 판단한다.

3. 마크업 비율 변동의 파급효과

3.1. 방법론

앞 장에서 한국 경제의 마크업 비율이 30개 OECD 회원국 중에서 상대적으로 높은 것으로 나타났는데 이 장에서는 마크업 비율 상승이 노동생산성, 생산, 고용 등에 미치는 영향을 한국 경제를 대상으로 분석하기로 한다.

²1986년에 마련된 Single European Act는 공동시장에 참여하는 국가들은 무역 및 금융거래를 가로막는 각종 장벽을 1992년말까지 철폐하도록 권고하였다.

이를 위해 본 연구에서 이용하는 방법론은 영구적 마크업 충격(permanent markup shock)을 식별할 수 있는 구조적 VAR 모형이다. 동 방법은 Kim(2010)에서 제시된 것으로 영구적 마크업 충격이 경기변동에 미치는 영향뿐만 아니라 시장구조 변화의 효과를 분석하는 데도 유용하게 이용될 수 있다. 새케인즈학파를 중심으로 경기변동에서 마크업 비율 변동의 역할을 조명하기 시작한 이후에도 마크업 비율은 경기변동 주기에서 등락이 있을 뿐 장기적으로 대체로 안정적인(stationary) 움직임을 보이는 것으로 생각하였다. 그러나 Kim(2010)의 경우 미국 및 유럽 여러 국가의 실제 마크업 비율 변동을 보면 마크업 비율이 불안정적(nonstationary) 시계열일 가능성이 높은 것으로 보았다. 이는 장기에 있어 마크업 비율 수준이 달라질 수 있음을, 또는 생산물시장의 불완전경쟁 정도가 시간이 흐름에 따라 변동할 수 있음을 의미한다. Kim(2010)은 장기에 있어 마크업 비율을 변동시키는 요인을 영구적 마크업 충격으로 정의하였는데 동 충격으로 마크업 비율이 상승하는 것은 생산물시장의 불완전경쟁이 심화됨을 또는 시장집중도가 높아지는 것으로 해석할 수 있고, 동 충격으로 마크업 비율이 하락하는 것은 생산물시장의 불완전경쟁 정도가 완화됨을 또는 시장집중도가 낮아지는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 영구적 마크업 충격의 효과를 파악함으로써 시장구조 변화가 거시경제에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 미국 경제의 비농림 민간부문 마크업 비율은 1980년대 이후 지속적으로 상승하였는데 이 연구에서는 이러한 현상이 레이건 행정부 이후의 규제완화정책이 오히려 시장집중도를 높인 데 기인할 수 있다고 보았다.

Kim(2010)에서 제시된 구조적 VAR 모형의 두 가지 식별조건은 다음과 같다.

식별조건 1. 장기에 있어 영구적 마크업 충격만 마크업 비율에 영향을 미칠 수 있다.

식별조건 2. 장기에 있어 영구적 마크업 충격 및 기술충격만 실질임금에 영향을 미칠 수 있다.

식별조건 1은 Kim(2010)에 의해 처음으로 제안된 것이고, 식별조건 2는 Gali(1999)의 제안을 영구적 마크업 충격이 있는 상황에서 수정한 것이다. Gali(1999)는 경제가 균제성장경로(balanced growth path) 상에 있을 때에는 장기적으로 노동생산성에 영향을 미칠 수 있는 요인으로는 기술충격밖에 없다는 통상적인 경제성장모형의 결과를 이용하여 구조적 VAR 모형의 식별조건을 도출하였다. Francis and Ramey(2005)는 Gali(1999)의 식별조건을 실질임금에 적용해도 된다고 하였다. 이 경우 경제가 균제성장경로 상에 있을 때 장기적으로 실질임금에 영향을 미칠 수 있는 요인으로는 기술충격밖

에 없다는 형태의 변형된 식별조건을 적용하면 된다. Kim(2010)은 마크업 비율이 불안정적 시계열일 경우에는 기술충격뿐만 아니라 영구적 마크업 충격도 노동생산성 또는 실질임금에 영구적인 영향을 미칠 수 있다는 점을 통상적인 경제성장모형을 이용하여 보였다.

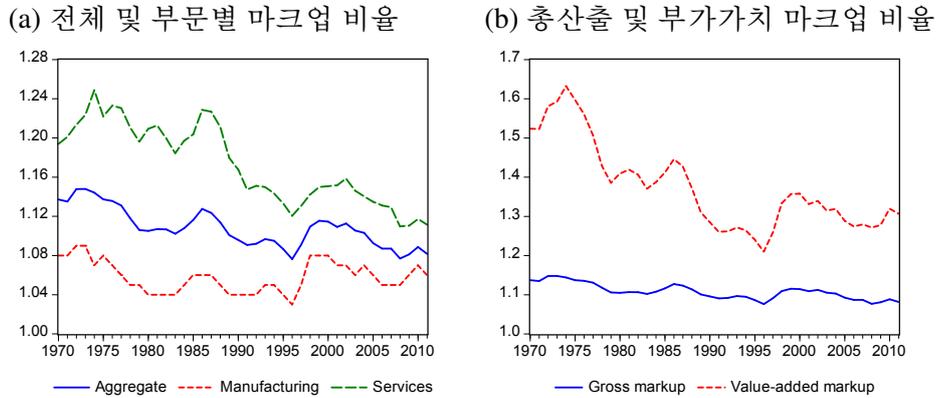
본 연구에서는 위의 두 가지 식별조건 중 첫 번째 식별조건만 이용하여 분석을 진행하고자 한다. 이는 두 번째 식별조건을 적용하기 위해 필요한 관측치의 수가 너무 부족하기 때문이다. Gali(1999)가 언급하였듯이 두 번째 식별조건을 적용하기 위해서는 경제가 균제성장경로 상에 있어야 하는데 선행연구에 따르면 한국 경제의 경우 균제성장경로에 진입한 시기는 1990년대 이후 또는 외환위기 이후로 추정된다.³ 본 연구에서의 실증분석은 연간 자료로만 수행이 가능한데 두 번째 식별조건을 적용하게 되면 분석가능 기간이 지나치게 짧아지게 된다.

식별조건 1을 적용한 국내 연구로는 김배근(2013)을 들 수 있는데 이 연구에서는 마크업 비율을 불완전경쟁 정도를 측정하는 지표로 이용하면서 마크업 비율의 영구적 변동, 즉 시장구조 변화가 노동생산성에 미치는 영향을 분석하였다. 머리말에서 언급하였듯이 많은 연구들이 시장구조 변화가 기업의 혁신활동 또는 생산성에 미치는 영향을 살펴보았는데 이에 관해서는 크게 두 가지 견해가 있다. 첫 번째 견해는 시장구조가 완전경쟁에 가까울수록 혁신유인이 증가하여 생산성이 더 빠른 속도로 증가한다고 보는 것이고, 두 번째 견해는 시장집중도가 어느 정도 높아져야 R&D 투자에 필요한 자금조달이 용이한 점 등으로 시장집중도 상승이 생산성 향상에 도움이 된다고 보는 슈페터의 견해(Schumpeterian view)이다. 김배근(2013)의 연구결과에서는 마크업 비율이 영구적으로 상승할 때 초기 몇 년 동안은 노동생산성이 감소하나 그 후 노동생산성이 증가하는 것으로 나타나 장기적으로 보면 한국 경제의 경우 슈페터의 견해가 어느 정도 타당한 것으로 보인다. 그러나 이 연구에서는 마크업 비율 상승이 노동생산성에 미치는 영향만을 분석하였다는 한계가 있다. 본 연구에서는 마크업 비율이 영구적으로 상승할 때 노동생산성에 미치는 영향뿐만 아니라 생산 및 고용에 미치는 영향까지 포괄적으로 살펴봄과 아울러 경제 전체뿐만 아니라 제조업 및 서비스업을 대상으로도 동일한 분석을 진행하는 점에서 전자의 연구와 차이가 있다.

식별조건 1이 타당하기 위해서는 먼저 마크업 비율이 불안정적 시계열임을 보일 필요가 있다. 2장에서 OECD STAN 데이터베이스를 이용하여 마크업 비율을 추계하였을 때 한국 경제의 마크업 비율은 1970년부터

³ 예를 들면 Kim and Kim(2010)을 참고할 수 있다.

그림 4: 한국 경제의 전체 및 부문별 마크업 비율 추이



2009년까지 측정이 가능했다. 그런데 한국은행이 발표하는 국민계정을 별도로 이용하면 2011년까지 마크업 비율 계산이 가능한 이점이 있다. 앞서 밝혔듯이 OECD STAN 데이터베이스와 한국은행 국민계정 중 어느 통계를 이용하는지에 관계없이 마크업 비율 측정 결과는 동일하다. <그림 4>는 한국은행 국민계정의 '경제활동별 국내총부가가치와 요소소득' 표와 식 (3)을 이용하여 측정한 마크업 비율을 보여준다. 우선 패널 (a)는 농림어업, 광업 및 공공행정·국방·사회보장의 3개 부문을 제외한 경제 전체(편의상 이하에서는 이를 경제 전체라 지칭)의 마크업 비율과 제조업 및 서비스업의 마크업 비율을 보여준다.⁴ 경제 전체의 마크업 비율(실선)은 어느 정도의 등락을 보였지만 1970년대 이후 꾸준히 낮아졌다. 제조업 부문의 마크업 비율(점선)은 1970년대 이후 대체로 낮아졌다가 1997~1998년 기간중 크게 높아졌다. 2000년대 들어서는 동 부문의 마크업 비율이 다시 낮아지다가 2009~2010년 기간중 다시 높아졌다. 서비스업 부문의 마크업 비율(대쉬로 표시된 선)은 1970년대 초 1.20에서 2011년 1.11까지 상당히 큰 폭으로 낮아졌다. 그러나 동 부문의 마크업 비율은 제조업 부문의 마크업 비율에 비해서는 여전히 높은 수준을 보이고 있다.

<표 2>는 경제 전체 및 부문별 마크업 비율(로그값 기준)에 대한 단위근 검정 결과를 보여준다. 표에서 보듯이 경제 전체 및 서비스업 부문 마크업

⁴서비스업의 마크업 비율 측정시 공공행정·국방·사회보장 부문은 제외되었고, 순수 서비스업 외에 전기·가스·수도사업과 건설업은 포함되었다.

표 2: 마크업 비율에 대한 단위근 검정결과

	ADF 검정	PP 검정	KPSS 검정
경제 전체 마크업 비율	-1.848 [1]	-1.515 [3]	0.600** [5]
제조업 마크업 비율	-2.753* [1]	-2.311 [4]	0.162 [4]
서비스업 마크업 비율	-0.472 [0]	-0.640 [2]	0.713** [5]

주: 검정통계량은 ADF 및 PP 검정의 경우 t-통계량을 의미하며 KPSS 검정의 경우 LM-통계량을 나타냄. *, ** 및 ***은 각각 10%, 5% 및 1% 유의 수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함. []내의 숫자는 최적시차를 표시하는데 최적시차는 ADF 검정의 경우 SIC(Schwarz Information Criterion)에 의해, PP 및 KPSS 검정의 경우 Newey-West 자동시차선정방법(automatic bandwidth)에 의해 선정되었음. 아울러 PP 및 KPSS 검정의 경우 오차항의 장기분산(long-run variance)을 추정하기 위해 Bartlett kernel이 사용되었음.

비율은 검정방법에 관계없이 단위근을 가질 가능성이 매우 높은 것으로 나타났다. ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정 모두 마크업 비율이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하지 못하였으며, KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정의 경우 마크업 비율이 안정적 시계열이라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타났다. 제조업 부문 마크업 비율의 경우 검정방법에 따라 그 결과가 다소 달리 나왔다. KPSS 검정의 경우 안정적 시계열이라는 귀무가설을 기각하지 못하였다. ADF 검정의 경우 단지 10% 유의수준 하에서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하였으나 PP 검정의 경우 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 경제 전체 및 서비스업 부문의 경우 마크업 비율이 불안정적 시계열일 가능성이 매우 높으므로 식별조건 1을 적용하는 데 아무 문제가 없다. 제조업 부문의 경우 단위근 검정결과에 상당한 불확실성이 있는 것이 사실이다. 그런데 마크업 충격 발생 후 마크업 비율이 원래 수준으로 복귀하려는 성향이 강한지, 영구적으로 변동하려는 성향이 강한지를 살펴보면 동 변수의 시계열 특성을 어느 정도 파악할 수도 있는데 뒤에서 보겠지만 제조업 부문의 경우 마크업 충격 발생 후 10년이 지나도 마크업 비율이 뚜렷이 상승하는 것으로 나타난다. 이 점에서 제조업 부문 마크업 비율에 식별조건 1을 적용해도 큰 무리는 없는 것으로 보인다.

한편 지금까지 설명한 마크업 비율은 총산출에 대한 마크업 비율(이하

총산출 마크업 비율)을 측정하는 것인데 영구적 마크업 충격에 대한 식별방법을 최초로 제시한 Kim(2010)에서는 부가가치 산출에 대한 마크업 비율(이하 부가가치 마크업 비율)에 초점을 맞추어 영구적 마크업 충격을 식별하였다. 그런데 부가가치 마크업 비율의 경우 기업이 직면하는 총산출 마크업 비율뿐만 아니라 총산출 대비 중간투입 비중에 의해서도 영향을 받는 것으로 알려져 있다(Rotemberg and Woodford, 1993). 식 (1)에서 노동과 자본의 결합방식을 보여주는 생산함수 $F(\cdot)$ 가 Cobb-Douglas 형태($F(L_t, K_t) = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha}$)일 경우 부가가치 마크업 비율은 $(1/\alpha) \times (\text{피용자보수/명목 부가가치})$ 와 같아진다.⁵ 이 때 부가가치 마크업 비율과 총산출 마크업 비율 사이에는 다음과 같은 관계가 있다.⁶

$$\mu_t^v = \frac{1 - S_t^m}{(1/\mu_t) - S_t^m} \quad (4)$$

여기서 μ_t^v 는 부가가치 마크업 비율, μ_t 는 총산출 마크업 비율, 그리고 S_t^m 는 총산출 대비 중간투입 비중을 나타낸다. 위 식에 따르면 부가가치 마크업 비율은 총산출 마크업 비율이 상승하거나 총산출 대비 중간투입 비중이 높아질 때 상승함을 알 수 있다. 만약 국제유가 등 국제원자재 가격이 급등할 때 전체 생산비용에서 차지하는 원자재 비용의 비중이 높아질 수 있는데 이 경우 부가가치 마크업 비율도 동시에 상승할 수 있다.

농림어업, 광업 및 공공행정·국방·사회보장의 3개 부문을 제외한 경제 전체의 부가가치 마크업 비율을 측정하는 것이 <그림 4> 패널 (b)의 점선에 해당하는 부분이다. 그림에서 보듯이 부가가치 마크업 비율의 수준이 총산출 마크업 비율에 비해 훨씬 높은 점은 주지의 사실이다. 그럼에도 불구하고 부가가치 마크업 비율이 오르내리는 모습은 총산출 마크업 비율과 비슷하다 할 수 있다.

<표 3>은 부가가치 마크업 비율 변동($\Delta \ln \mu_t^v$)이 총산출 마크업 비율 변동($\Delta \ln \mu_t$) 외에 국제유가 변동($\Delta \ln P_t^o$)에도 실제 영향을 받는지를 회귀분석을 통해 확인해 본 결과이다. 표에서 회귀분석 모형 1은 국제유가 변동이 포함되지 않은 추정식이고, 회귀분석 모형 2는 국제유가 변동이 포함된 추정식이다. 이에서 보듯이 국제유가 변동을 포함하지 않을 때에도 부가가치 마크업 비율의 변동은 총산출 마크업 비율 변동과 유사한 움직임을 보이는

⁵총산출 마크업 비율을 측정할 때와 마찬가지로 부가가치 마크업 비율을 측정할 때에도 명목 부가가치 총액에서 순기타생산세를 공제하여야 한다. 따라서 본 논문에서 명목 부가가치는 순기타생산세를 공제한 기준으로 사용하고자 한다.

⁶식 (4)의 자세한 도출과정에 대해서는 Khan and Kim(2013)을 참고하기 바란다.

표 3: 부가가치 마크업 비율의 변동요인

	상수항	$\Delta \ln \mu_t$	$\Delta \ln P_t^o$	수정 R^2	DW
회귀분석 모형 1	0.000 (0.002) [0.023]	3.100 (0.248) [12.483]	-	0.795	1.260
회귀분석 모형 2	-0.002 (0.001) [-1.207]	3.526 (0.215) [16.380]	0.024 (0.005) [4.901]	0.871	1.380

주: 추정대상 기간은 1971년~2011년임. 국제유가는 브렌트유의 1배럴당 가격 기준임. ()내는 표준오차, []내는 t-값을 나타냄.

것으로 나타난다. 그러나 국제유가 변동을 포함하였을 경우 부가가치 마크업 비율 변동은 국제유가 변동에도 뚜렷하게 영향을 받는 점을 알 수 있다. 본 연구에서는 시장구조 변화와 관련되는 마크업 충격을 식별하는 것이 관건인데 만약 부가가치 마크업 비율을 기준으로 영구적 마크업 충격을 식별하게 되면 시장구조 변화와 관련이 없는 국제유가 변동에 의해서도 마크업 비율이 영구적으로 변동하는 것으로 나타날 것이다. 이 점에서 총산출 마크업 비율을 기준으로 영구적 마크업 충격을 식별하는 본 연구의 접근방법은 Kim(2010)의 접근방법에 비해 시장구조 변화를 포착함에 있어 보다 나은 방법이라 할 수 있다.

3.2. 기준모형에 의한 실증분석 결과

이하에서는 구조적 VAR 모형을 이용하여 시장구조 변화, 즉 영구적 마크업 충격이 노동생산성, 생산, 고용 등에 미치는 효과를 충격반응함수를 통해 계측하고자 한다. 동 분석을 위해서는 1970년 이후의 연간 자료를 이용해야 하는데 시계열이 대규모 표본이 아닌 점을 고려하여 VAR 모형의 변수 수가 3개 또는 4개 정도인 소규모 VAR 모형을 이용하고자 한다. 영구적 마크업 충격 식별을 위해서는 마크업 비율 변동률이 반드시 포함되어야 한다. 또한 반드시 필요한 것은 아니지만 명목변수를 대표하는 변수로서 물가상승률을 포함시키는 것을 고려할 수 있다. 영구적 마크업 충격이 노동생산성, 생산 및 고용에 미치는 영향을 살펴보는 것이 분석목적이므로 이들 변수도 포함되어야 한다. 그러나 관측치 수 제약으로 대규모 VAR 모형을

구성하기 어려운 점에서 노동생산성, 산출 및 고용 증가율 중에서 순차적으로 하나씩 포함시키기로 한다. 따라서 실증분석을 위한 기준모형으로는 아래와 같은 3변수 VAR 모형을 선택하였다. 이 모형을 구조적 이동평균 표현법(structural moving average representation)을 이용해 표시하면 다음과 같다.

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln(P_t/MC_t) \\ \Delta \ln(X_t) \\ \Delta \ln(P_t) \end{pmatrix} = C(L) u_t \quad (5)$$

여기서 우선 P_t/MC_t 는 마크업 비율을 나타내고 P_t 는 물가수준을 나타낸다. 그리고 X_t 는 노동생산성, 산출 또는 고용을 나타낸다. $C(L)$ 은 행렬 시차다항식이고(matrix lag polynomial), u_t 는 직교화된 구조적 충격들로 구성된 열벡터를 나타낸다. 이 열벡터의 첫 번째 구성요소가 영구적 마크업 충격이 된다. 다른 구조적 충격들은 별도로 식별을 시도하지 않으므로 이 열벡터의 다른 구성요소에 대해서는 경제적 의미를 부여할 필요가 없다. 아울러 식 (5)의 모형은 경제 전체에 적용할 뿐만 아니라 제조업 또는 서비스업 부분의 변수들로 구성된 모형에도 동일하게 적용된다.

앞서 논의한 바와 같이 영구적 마크업 충격을 식별하기 위해서는 ‘장기에 있어 영구적 마크업 충격만 마크업 비율에 영향을 미칠 수 있다.’라는 제약을 이용한다. 이는 식 (5)로부터 구할 수 있는 장기승수행렬(long-run multiplier matrix)의 형태가 아래와 같음을 의미한다.

$$C(1) = \begin{pmatrix} * & 0 & 0 \\ * & * & * \\ * & * & * \end{pmatrix} \quad (6)$$

이 행렬에서 첫 번째 행의 0은 영구적 마크업 충격 이외의 다른 충격은 장기에 있어 마크업 비율에 영향을 미치지 못함을 나타낸다. 이러한 제약을 반영하여 VAR 모형을 추정하는 것은 먼저 식 (5)를 자기회귀 표현법 (autoregressive representation) 형태로 전환한 후 Shapiro and Watson(1988), Fisher(2006) 등에 제시된 방법에 따라 이루어진다.

마크업 비율 이외에 추가적으로 VAR 모형에 등장하는 변수의 시계열은 다음과 같이 구축하였다. 산출(Y_t/N_t)은 인구 1인당 실질GDP(연쇄가중 평균 기준)로, 고용(E_t/N_t)은 인구 대비 취업자수로 측정하였다. 노동생산성(Y_t/L_t)은 실질GDP를 노동투입으로 나누되, 노동투입은 다시 근로자 1인당 월평균 노동시간에 취업자수를 곱하여 측정하였다. 마지막으로 물가수준(P_t)은 GDP 디플레이터로 측정하였다. 이때 실질GDP와 GDP 디플

레이터는 한국은행 국민계정의 자료를, 근로자 1인당 월평균 노동시간은 노동부에서 발표하는 상용근로자 10인 이상 사업체를 대상으로 조사한 자료를, 그리고 취업자수는 통계청의 경제활동인구 조사자료를 이용하였다. 인구수는 경제활동인구 조사자료의 15세 이상 비농가인구로 측정하였다. 마크업 비율 측정시 경제 전체는 농림어업, 광업 및 공공행정·국방·사회보장을 제외한 부문을 대상으로 하였다. 또한 서비스업에는 순수 서비스업 외에 전기·가스·수도사업 및 건설업이 포함된 반면 공공행정·국방·사회보장 부문이 제외되었다. 노동생산성, 산출 및 고용을 측정할 때에도 부문 분류는 동일한 것이 바람직하다. 그러나 공공행정·국방·사회보장 부문의 경우 1970년부터 근로자 1인당 노동시간 자료를 구하는 것이 어렵다. 이러한 이유로 때문에 노동생산성을 측정할 때 경제 전체는 농림어업 및 광업만을 제외한 부문을 대상으로 하였고, 서비스업에는 순수 서비스업 외에 전기·가스·수도사업 및 건설업뿐만 아니라 공공행정·국방·사회보장 부문도 포함되었다. 노동생산성 측정과 맞물려 있는 산출 및 고용도 이 기준으로 부문 분류를 하였고, 실질GDP와의 연계성을 고려하여 GDP 디플레이터도 동일한 기준으로 부문 분류를 하였다. 한편 AIC(Akaike information criterion) 및 SIC(Schwarz information criterion) 기준에 의할 경우 최적시차는 1 또는 2로 나타났는데,⁷ 연간 자료를 이용하는 VAR 모형의 경우 시차항 수를 대체로 1로 설정하는 관행과 관측치 수의 제약을 고려하여 시차항 수는 1로 설정하였다. 마지막으로 추정대상 기간은 1972년부터 2011년까지이다.

기준모형에 의한 충격반응함수 추정결과는 <그림 5>부터 <그림 7>에 걸쳐 제시되어 있다. 각각의 그림에서 패널 (a)부터 패널 (c)까지가 기준모형에 의한 추정결과이다. 패널 (a)는 두 번째 변수가 노동생산성 증가율인 경우, 패널 (b)는 두 번째가 변수가 산출 증가율인 경우, 그리고 패널 (c)는 두 번째 변수가 고용 증가율인 경우이다. 모든 충격반응함수는 경제 전체 또는 각 부문에 대한 영구적 마크업 충격이 표준편차 크기만큼 발생할 때 관련 변수들의 반응을 표시한 것이다. 그림에서 실선은 점추정치를 표시하고, 음영으로 표시된 구간은 68% 신뢰구간을 의미한다. 신뢰구간은 200회의 임의추출을 통한 bootstrap 방법에 의해 계산되었다. VAR 모형으로 충격반응함수를 추정할 때 대체로 신뢰구간이 넓게 나오는 점을 감안하여

⁷ 예를 들면 마크업 비율 변동률, 노동생산성 증가율 및 물가상승률로 구성된 경제 전체에 대한 VAR 모형의 경우 시차항 수에 따른 AIC 및 SIC 통계량은 다음과 같다.

시차항 수	1	2	3	4
AIC	-16.271	-16.296	-16.087	-15.910
SIC	-15.748	-15.382	-14.781	-14.212

본 연구에서는 전통적 신뢰구간 대신 Sims and Zha(1999)에서와 같이 68% 기준을 적용하였다. 한편 수평축은 충격 발생 후 경과된 연수를 표시한다. 수직축은 물가상승률 변수를 제외하고는 퍼센트 변동을 나타낸다. 물가상승률의 경우 수직축 단위는 퍼센트 포인트이다.

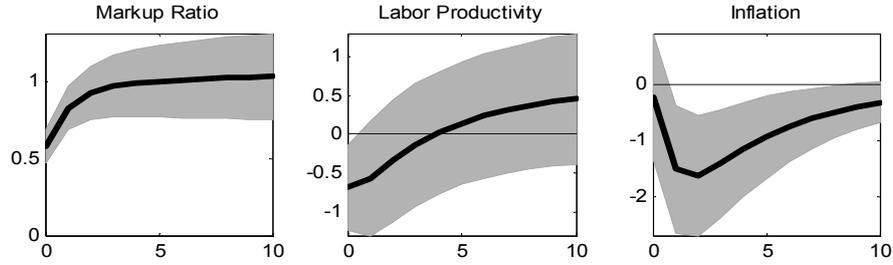
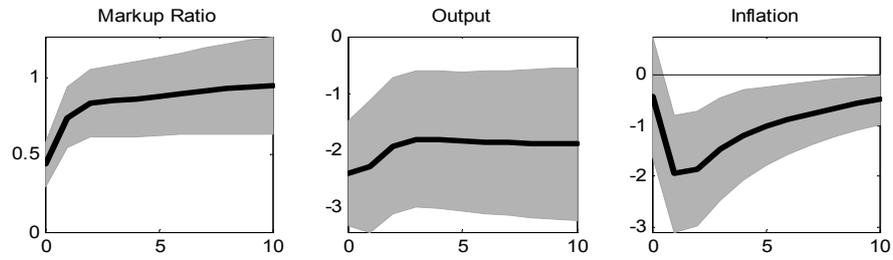
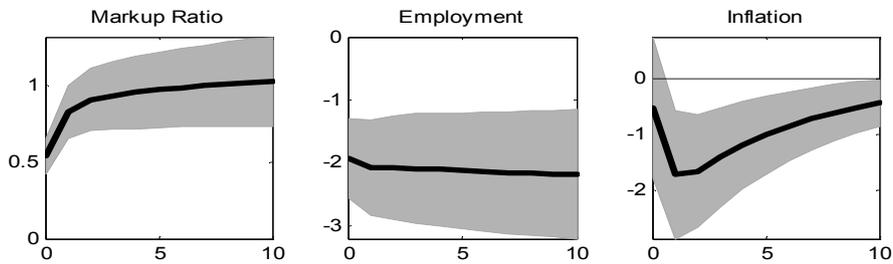
먼저 (그림 5)의 패널 (a), (b), (c)에 나타나 있는 충격반응함수를 보면 경제 전체의 마크업 비율이 영구적으로 상승하는 충격이 발생할 때 실제 마크업 비율은 서서히 상승하여 장기적으로 새로운 수준에 도달하였다. 물가상승률은 하락하였다가 점차 원래 물가상승률 수준으로 복귀하는 것으로 나타났다. 영구적 마크업 충격 발생 후 노동생산성은 단기적으로는 감소하였으나 시간이 지나면서 증가하는 모습이 나타났다. 이는 김배근 (2013)에서 제시된 것과 동일한 결과이다. 반면 패널 (b)와 패널 (c)에서 보듯이 산출과 고용은 장단기에 관계없이 감소하는 것으로 나타났다. 산출 감소폭은 시간이 지나면서 다소 축소되었는데 이는 노동생산성 증가효과에 기인하는 것으로 보인다. 그러나 장기에 있어서 노동생산성이 증가함에도 불구하고 산출이 감소하는 것은 시장집중도 상승에 따른 고용 감소효과가 더 크기 때문인 것으로 풀이된다.

(그림 6)은 제조업 부문에 대해 영구적 마크업 충격이 발생한 경우이다. 동 부문의 마크업 비율 및 물가상승률은 앞에서와 비슷하게 반응하는 것으로 나타났다. 동 분석에서 특징적인 점은 제조업 부문의 노동생산성이 경제 전체에 대한 경우와 달리 초기부터 증가하는 점이다. 그러나 산출 및 고용의 경우 장단기에 관계없이 감소하였다.

(그림 7)에 제시되어 있는 서비스업 부문에 대한 영구적 마크업 충격의 파급효과를 보면 동 부문의 마크업 비율 및 물가상승률도 경제 전체 및 제조업 부문의 경우와 대체로 비슷하게 반응하는 것으로 나타났다. 그러나 노동생산성은 점추정치인 경우 소폭 감소하는 것으로 나타났으나, 통계적 유의성 측면에서 보면 크게 영향을 받지 않는다고 볼 수 있다. 이에 비해 산출과 고용은 뚜렷하게 감소하는 것으로 나타났다.

요컨대 마크업 비율이 영구적으로 상승한다는 것은 생산물시장의 독과점 정도가 더욱 심화됨을 의미한다. 이러한 시장집중도 상승은 기업의 혁신활동과 노동생산성 증가로 이어질 수 있는데 경제 전체의 경우 이러한 효과가 서서히 나타났으나 제조업 부문의 경우 동 효과가 바로 나타났다. 서비스업의 경우 시장집중도 상승에 따른 노동생산성 증가효과는 미미한 것으로 보인다. 그러나 노동생산성에 미치는 영향과는 달리 시장집중도 상승은 부문에 관계없이 산출 및 고용 감소를 초래하는 것으로 나타났다.

그림 5: 영구적 마크업 충격의 파급효과: 경제 전체

(a) 기준모형: $X_t =$ 노동생산성(b) 기준모형: $X_t =$ 산출(c) 기준모형: $X_t =$ 고용

(d) 강건성 분석: 산출 및 고용 효과

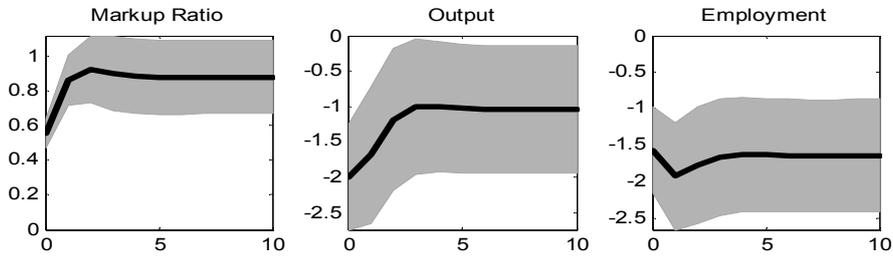
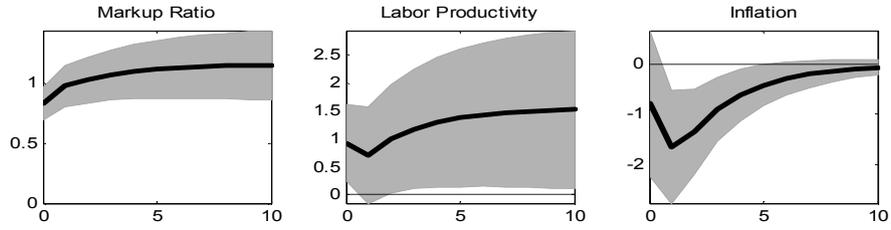
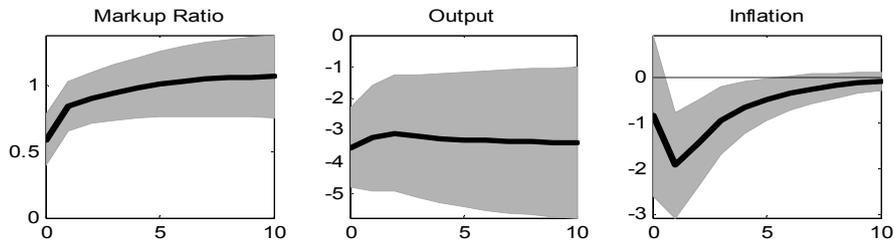


그림 6: 영구적 마크업 충격의 파급효과: 제조업 부문

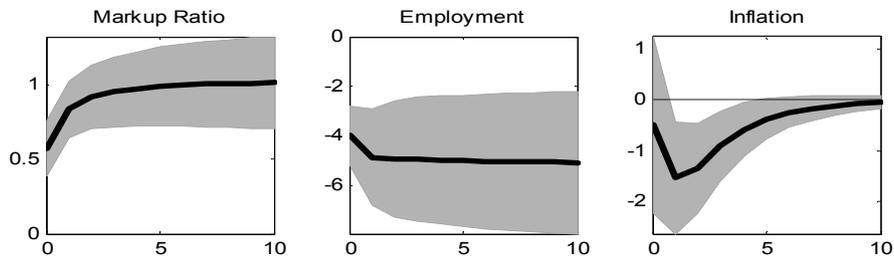
(a) 기준모형: $X_t =$ 노동생산성



(b) 기준모형: $X_t =$ 산출



(c) 기준모형: $X_t =$ 고용



(d) 강건성 분석: 산출 및 고용 효과

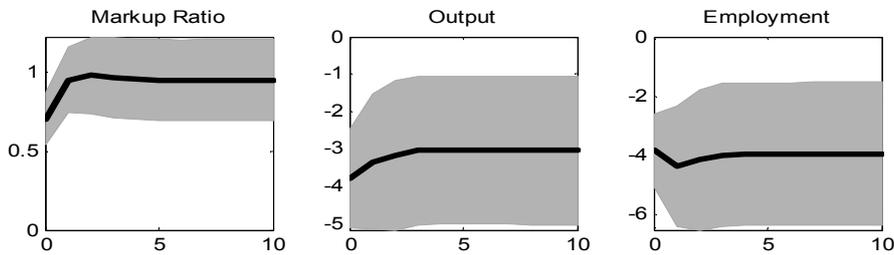
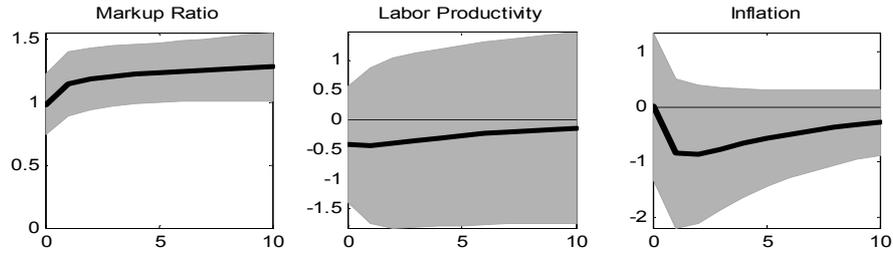
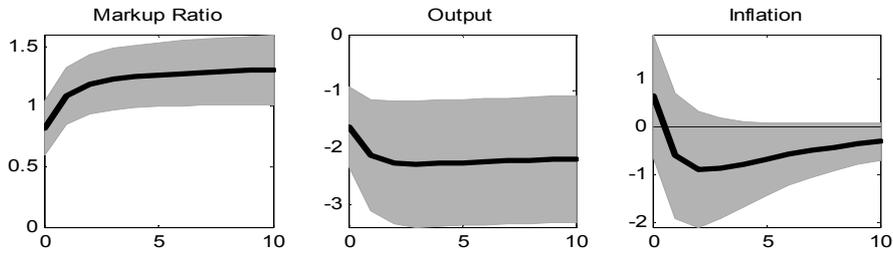
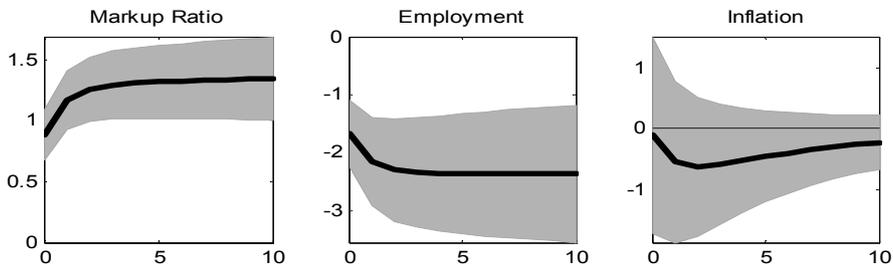
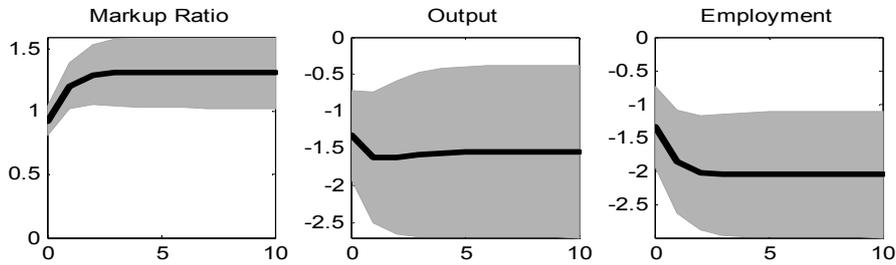


그림 7: 영구적 마크업 충격의 파급효과: 서비스업 부문

(a) 기준모형: $X_t =$ 노동생산성(b) 기준모형: $X_t =$ 산출(c) 기준모형: $X_t =$ 고용

(d) 강건성 분석: 산출 및 고용 효과



3.3. 강건성 분석

앞의 기준모형에서는 노동생산성, 산출 및 고용의 증가율, 즉 로그차분 변수가 각각 모형에 포함된다. 그런데 변수들 간의 상호작용이 있을 수 있으므로 이들 변수를 동시에 VAR 모형에 포함시키는 형태로 모형설정을 달리 해볼 필요성도 제기된다. 또한 명목변수를 대표하는 물가상승률을 모형에 포함시켰는데 이 변수를 제외하면 실증분석 결과가 어떻게 달라질지 확인해 볼 필요도 있다.

이러한 분석을 진행할 때에는 모형설정 오류 가능성에 주의하여야 한다. 만약 수준 변수들 사이에 공적분 관계가 존재할 경우 이들 변수의 차분으로 구성된 VAR 모형을 추정하면 설정오류가 발생하게 된다. 왜냐하면 이 경우 VAR 표현법이 존재하지 않고 대신 VECM 표현법이 존재하기 때문이다. 본 연구의 예를 통해서 보면 노동생산성 증가율($\Delta \ln(Y_t/L_t)$)과 산출 증가율($\Delta \ln(Y_t/N_t)$)이 동시에 포함되는 경우 설정오류가 나타날 가능성이 있다. 우선 아래 두 변수의 선형결합을 살펴보자.

$$-\ln(Y_t/L_t) + \ln(Y_t/N_t) = \ln(L_t/N_t)$$

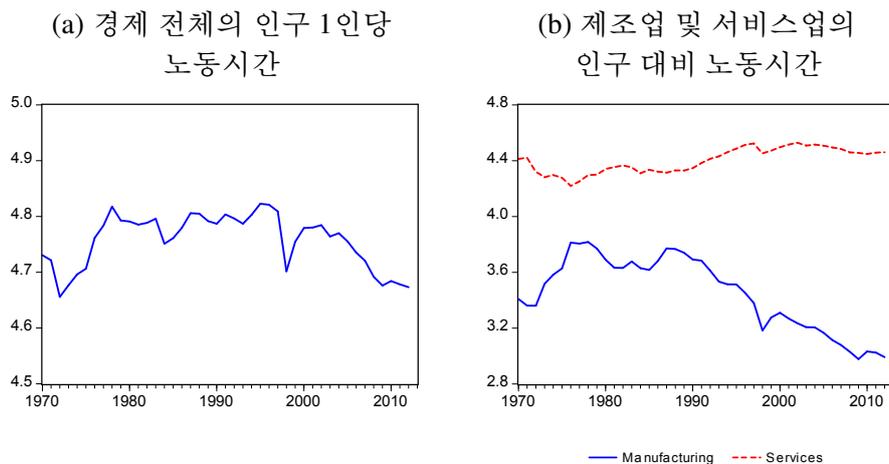
여기서 L_t/N_t 는 인구 1인당 노동시간(per capita hours)을 나타낸다. 만약 동변수(로그값 기준)가 안정적 시계열이라면 이는 $\ln(Y_t/L_t)$ 와 $\ln(Y_t/N_t)$ 사이에 공적분 관계가 존재함을 의미하기 때문에 이 두 변수의 차분을 동시에 VAR 모형에 포함시키게 되면 설정오류가 발생하게 된다. 미국 경제에서 동변수가 안정적 시계열인지, 불안정적 시계열인지를 놓고 많은 공방이 있었음은 주지의 사실이다. 한국 경제의 경우에는 이에 대한 논의가 많지 않으나, 김배근(2012)에 따르면 분기 데이터를 이용하여 동변수에 대해 단위근 검정을 실시하면 동변수가 안정적 시계열일 가능성이 상당히 높은 것으로 나타난다. 본 논문에서는 연간 데이터를 이용하여 동변수에 단위근이 있는지를 다시 검정해 보았는데 검정방법에 따라 상충되는 결과가 나왔다.⁸

우선 <그림 8>은 경제 전체의 인구 1인당 노동시간과 제조업 및 서비스업의 인구 대비 노동시간의 추이를 보여준다. 패널 (a)에 나타나 있듯이 경제 전체의 인구 1인당 노동시간이 뚜렷한 상향 또는 하향 추세를 보이지는 않음을 알 수 있다. 동변수는 1970년대 초반에 낮은 수준을 보였으나

⁸ 김배근(2012)의 경우에는 농림어업을 제외한 전체 산업 기준으로 인구 1인당 노동시간을 측정하는데 비해 본 논문에서는 농림어업 및 광업을 제외한 전체 산업 기준으로 인구 1인당 노동시간을 측정하였다. 그러나 광업 부문이 전체에 미치는 영향은 매우 작기 때문에 이러한 차이로 단위근 검정결과가 달라질 것으로 보이지는 않는다.

그 후 대체로 안정된 모습을 보였다. 다만 2000년대 들어서 동 변수는 상당 정도 하락세를 보이고 있다. 패널 (b)의 실선은 제조업 부문의 노동투입을 15세 이상 비농가인구로 나눈 것이고, 점선은 서비스업 부문의 노동투입을 15세 이상 비농가인구로 나눈 것이다. 이 그림에서는 제조업 부문의 인구 대비 노동투입이 감소하고 대신 서비스업 부문의 인구 대비 노동투입이 꾸준히 증가하고 있는 점이 잘 나타나 있다. 여기서 쟁점사항이 되는 것은 경제 전체의 인구 1인당 노동시간이 안정적 시계열인지 여부이다. 동 변수(로그값 기준)에 대해 단위근 검정을 실시해보면 ADF 검정 및 PP 검정의 경우 단위근이 있다는 귀무가설을 모든 전통적 유의수준 하에서 기각할 수가 없는 것으로 나타난 반면 KPSS 검정의 경우 동 변수가 안정적 시계열이라는 귀무가설을 모든 전통적 유의수준 하에서 기각할 수가 없는 것으로 나타났다.⁹ 이렇듯 검정방법에 따라 결과가 상당히 달라지기 때문에 동 변수의 시계열 특성과 관련하여 불확실성이 매우 크다고 할 수 있다.

그림 8: 경제 전체 및 부문별 노동시간



⁹ 경제 전체의 인구 1인당 노동시간(로그값 기준)에 대한 단위근 검정결과는 아래와 같다. 검정통계량은 ADF 및 PP 검정의 경우 t-통계량을 의미하며 KPSS 검정의 경우 LM-통계량을 나타낸다. []내의 숫자는 최적시차를 표시한다. 기타 사항은 (표 2)의 주석에 제시된 것과 동일하다.

ADF 검정	PP 검정	KPSS 검정
-1.580 [0]	-1.646 [1]	0.227 [4]

따라서 이하에서는 인구 1인당 노동시간이 안정적 시계열일 가능성과 불안정적 시계열일 가능성을 모두 염두에 두고 강건성 분석을 진행하고자 한다. 우선 물가상승률을 제외하되, 인구 1인당 노동시간이 안정적 시계열일 가능성에 대비하여 산출 증가율 및 고용 증가율만 VAR 모형에 포함시키고 노동생산성 증가율은 VAR 모형에 포함시키지 않는 방안을 생각해 보았다.

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln(P_t/MC_t) \\ \Delta \ln(Y_t/N_t) \\ \Delta \ln(E_t/N_t) \end{pmatrix} = C(L) u_t \quad (7)$$

이 방안에 의한 강건성 분석도 경제 전체, 제조업 부문 및 서비스업 부문에 대해 각각 실시하였다. <그림 5>, <그림 6> 및 <그림 7>의 패널 (d)에 각각 제시되어 있는 것이 그 결과이다. 이들 그림에서 보듯이 산출 및 고용 증가율을 동시에 포함시키고 물가상승률을 제외하더라도 그 결과는 거의 비슷한 것으로 나타났다.

다음으로 인구 1인당 노동시간이 불안정적 시계열이라고 가정하고 강건성 분석을 진행하였다. 이 경우에는 노동생산성, 산출 및 고용 증가율을 모두 VAR 모형에 포함시켜도 설정오류가 발생하지 않는다. 따라서 아래와 같은 4변수 VAR 모형을 추가적으로 고려한다.¹⁰

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln(P_t/MC_t) \\ \Delta \ln(Y_t/L_t) \\ \Delta \ln(Y_t/N_t) \\ \Delta \ln(E_t/N_t) \end{pmatrix} = C(L) u_t \quad (8)$$

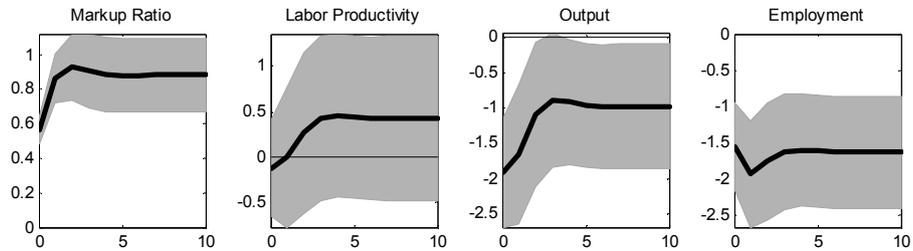
동 방안에 의한 강건성 점검도 경제 전체, 제조업 부문 및 서비스업 부문에 대해 각각 실시하였고, 그 결과는 <그림 9>에 제시되어 있다. 이러한 설정에 의할 경우 앞에서의 추정결과와 다소 다른 것은 노동생산성의 반응이다. 패널 (a)에서 경제 전체에 대한 영구적 마크업 충격이 발생한 경우를 보면 초기에 노동생산성이 감소하는 효과가 거의 사라졌고, 패널 (c)에서 서비스업 부문에 대한 경우를 보면 노동생산성의 반응이 <그림 7>의 패널 (a)에서와 달리 시간이 지나면서 근소하게 양(+)으로 바뀌는 것으로 나타났다. 그러나 이들 충격반응함수는 통계적 유의성이 낮았다. 노동생산성에 미치는 영향과는 달리 산출 및 고용에 미치는 영향의 경우 기준모형 및 4변수 VAR 모형의 추정결과가 크게 차이가 나지 않았다.

¹⁰4변수 VAR 모형에 식별조건 1을 적용하게 되면 식 (6)에 나타나 있는 장기승수행렬 (4×4)의 1행은 첫 번째 원소를 제외하고는 모두 0인 형태가 된다.

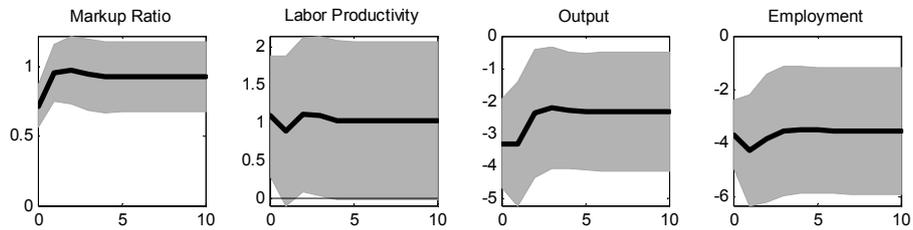
결론적으로 변수 조합, 인구 1인당 노동시간의 시계열 특성 등을 고려하여 모형설정을 달리 하더라도 마크업 비율이 영구적으로 상승하는 경우 생산 및 고용은 뚜렷하게 감소함을 알 수 있다. 또한 이러한 결과는 경제 전체를 대상으로 하든, 산업을 제조업과 서비스업으로 나누어 각 부문을 중심으로 분석을 하든 비슷한 것으로 나타났다.

그림 9: 강건성 분석: 4변수 VAR 모형

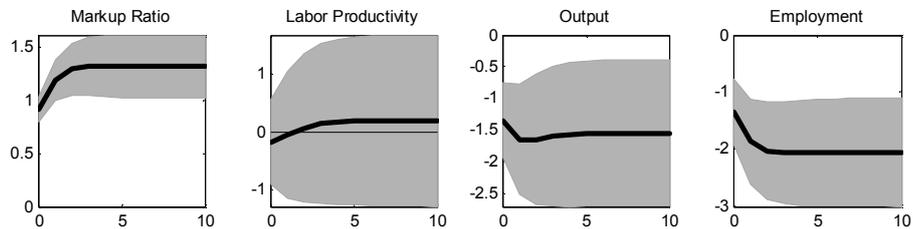
(a) 경제 전체



(b) 제조업 부문



(c) 서비스업 부문



3.4. 물가의 반응에 관한 추가 논의

영구적 마크업 충격에 대한 물가의 반응은 통상적으로 알려진 마크업 충격에 대한 반응과 상당히 다르다. 지금까지 마크업 충격은 국제유가 상승과 같은 비용상승 충격으로 많이 인식되었는데 이러한 충격이 있을 경우에는 물가가 상승한다고 보는 것이 대체적인 견해이다. 그런데 앞에서 설명한 바와 같이 본 연구에서는 총산출에 대한 마크업 비율을 측정함으로써 국제유가 상승 등 원자재비용 상승이 영구적 마크업 충격으로 포착되지 않도록 하였다. Kim(2010)이 제시한 이론 모형에 따르면 영구적 마크업 충격은 산업내 기업 수의 변동에 의해 발생한다. 이에 대한 예로는 산업구조 조정을 들 수 있을 것이다. 즉, 산업구조 조정으로 산업내 기업 수가 감소할 때 잔존하는 기업의 시장지배력은 더욱 강화될 것이다. 기업의 퇴출이 늘어나면 단기적으로는 불황이 초래된다고 볼 수 있는데 이 경우 물가가 하락하는 것이 직관에 부합한다. 이 점에서 본 연구에서 다루고 있는 영구적 마크업 충격은 비용상승 충격과는 다른 점에 유의할 필요가 있다. 새케인즈 학파 이론의 틀 내에서 이러한 분석결과와 가장 유사한 것으로 Bilbiie et al.(2007, p. 326)이 제시한 규제완화 충격(deregulation shock)에 대한 과급효과를 들 수 있다. 이들은 진입 및 제품종류(product variety)를 도입한 모형을 통해 경기변동에 대한 시사점을 살펴보았는데 이들의 모형에서 규제완화는 진입비용의 하락을 통해 반영된다. 이들이 제시한 충격반응함수에 따르면 규제완화 충격이 발생할 때 신규 기업의 진입이 늘어나고 마크업 비율이 하락하며 물가는 상승하는 것으로 나타난다. 따라서 이와 반대방향의 충격, 즉 진입규제를 강화하는 충격이 발생하면 기업 퇴출이 늘고 마크업 비율이 상승하며 물가는 하락하는 모습이 나타날 것인데 이는 본 연구의 실증분석 결과와 비슷하다.

마크업 비율은 관측이 되지 않는 변수이기 때문에 동 비율을 측정함에 있어 불확실성이 크다. 이러한 측정오류가 영구적 마크업 충격에 대한 물가의 반응을 왜곡시켰을 것이라는 우려도 제기될 수 있다. 또한 Kim(2010)의 연구결과에 따르면 미국 경제를 대상으로 할 경우 마크업 비율이 영구적으로 상승하는 충격이 발생할 때 초기에 물가가 상승하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 영구적 마크업 충격에 대한 물가의 반응이 한국과 미국에 있어서 왜 다른지 의문을 불러일으킨다.

이러한 점들을 살펴보기 위해 우선 관련 미국 자료를 입수하였다. Kim(2010)에서 이용된 자료는 미 노동통계국(Bureau of Labor Statistics)에서 발표하는 생산성 및 비용 관련 지수(productivity and costs indexes,

표 4: 주요 변수 사이의 교차상관 관계

		$j = -2$	$j = -1$	$j = 0$	$j = 1$	$j = 2$
한 국	(GDP_t, μ_{t+j})	0.321	0.088	-0.209	-0.301	-0.081
	(GDP_t, μ_{t+j}^v)	0.264	-0.082	-0.359	-0.326	-0.179
	(GDP_t, P_{t+j})	0.384	0.310	0.292	0.529	0.556
	(μ_t, P_{t+j})	-0.097	-0.139	-0.148	-0.285	-0.194
	(μ_t^v, P_{t+j})	-0.200	-0.188	-0.108	-0.269	-0.225
미 국	(GDP_t, μ_{t+j}^v)	0.150	0.323	0.086	-0.553	-0.199
	(GDP_t, P_{t+j})	-0.017	-0.223	-0.274	-0.001	0.167
	(μ_t^v, P_{t+j})	-0.013	-0.013	-0.096	-0.194	-0.110

주: (X_t, Y_{t+j}) 는 변수 X 의 t 기 변동률과 변수 Y 의 $t+j$ 기 변동률 사이의 상관관계수임. GDP 는 실질GDP, μ 는 총산출 마크업 비율, μ^v 는 부가가치 마크업 비율, 그리고 P 는 물가수준을 나타냄. 한국의 경우 분석대상 기간이 1971년~2011년이고, 미국의 경우 분석대상 기간이 1960년~2013년임.

1992=100)이다. 보다 구체적으로는 1960년 1/4분기~2005년 4/4분기 기간 중 비농림 민간 부문(nonfarm business sector)에 대한 지수가 이용되었다. 현재 노동통계국에서 제공하는 동일한 자료는 2009=100 기준으로 표시되어 있는데 이 자료를 2013년까지 연장하여 보았다. 미국의 경우 마크업 비율은 부가가치 기준으로만 측정하고자 한다. 경제분석국(Bureau of Economic Analysis)에서 발표하는 산업별 자료를 이용하면 총산출 마크업 비율을 측정할 수 있으나 이에 필요한 통계는 1987년부터 입수가 가능하다. 따라서 총산출 마크업 비율은 시계열의 길이가 충분하지 않아 제외시켰다. 한국과 마찬가지로 부가가치 마크업 비율은 노동소득분배율과 반비례하는 형태로 측정하였는데 이 지표가 학계에서 논의하고 있는 대표적 마크업 비율인 점은 주지의 사실이다. 물가상승률은 GDP 디플레이터를 이용하여 계산하였다.¹¹

한국의 경우 마크업 비율은 연간 자료로만 입수할 수 있기 때문에 먼저 (표 4)에서는 주요 변수 간의 교차상관계수를 연간 자료를 이용하여 계산하여 보았다. 이 표에서 보듯이 한국의 경우 마크업 비율은 부가가치 기준

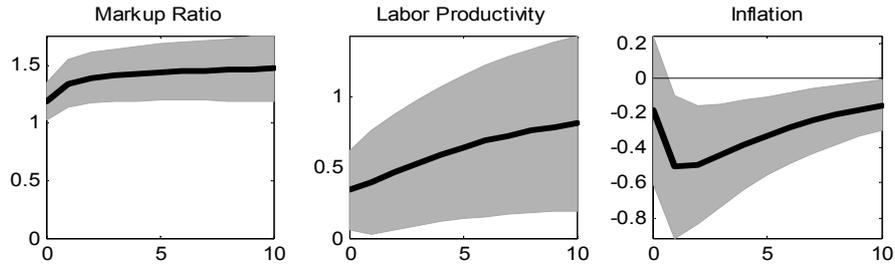
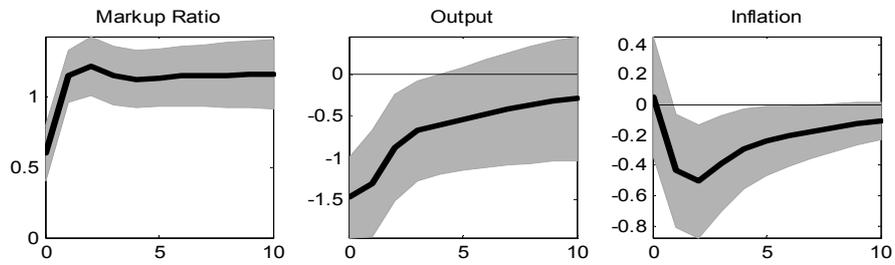
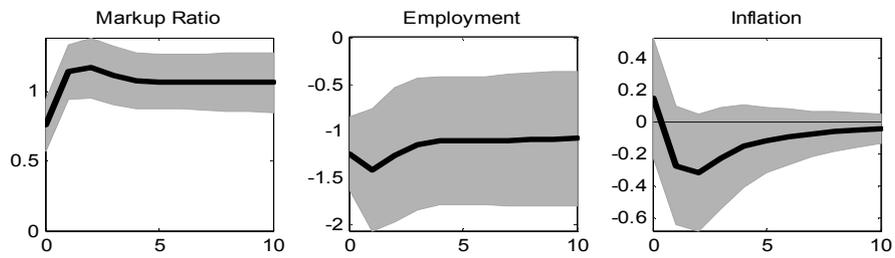
¹¹ 미 노동통계국 자료에서 이 물가지수는 implicit price deflator로 명명되어 있다.

이든 총산출 기준이든 상관없이 경기역행적(countercyclical)인 것으로 나타난다. 이에 비해 미국의 경우 마크업 비율 변동률은 실질GDP 증가율과의 동일 연도 상관관계수가 미약하게 (+)이고, 1년 후의 상관관계수는 큰 폭(-)인 것으로 나타난다. Rotemberg and Woodford(1991, 1999)는 대표적 마크업 비율 지표가 경기역행적인 것으로 나타나지 않는 것은 일반관리직 노동(overhead labor), 초과근로 수당(overtime premium), 고용조정비용 등의 요인이 반영되지 않은 데 기인할 수 있다고 보고 이러한 요인들은 반영한 마크업 비율 지표가 더 바람직하다고 주장하였다. 마크업 비율이 경기역행적인 것이 현실적으로 타당하다는 관점에서 본다면 오히려 한국의 경우는 마크업 비율의 경기역행성이 비교적 뚜렷하므로 미국과 같은 조정의 필요성이 크지 않다고 볼 수도 있다. 김배근(2013)의 경우 일반관리직 노동(overhead labor)을 생산함수에 반영하여 마크업 비율을 측정하거나 생산함수에 대한 가정이 필요 없는 PCM 지표를 이용하더라도 마크업 비율이 영구적으로 상승하는 충격이 발생할 때 물가가 하락하는 결과가 나타난 점에서도 한국 경제의 경우 측정오류 때문에 영구적 마크업 충격에 대한 물가의 반응이 달라졌을 가능성은 높지 않은 것으로 보인다.

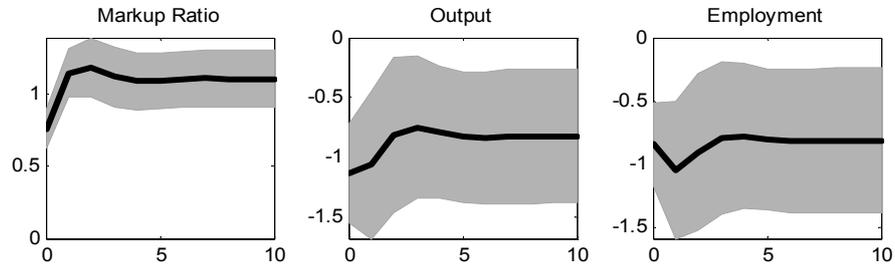
다음으로 물가상승률의 경기순환성도 한국과 미국 간에 차이가 있다. 한국의 경우 물가상승률은 경기순행적(procyclical)인 것으로 나타난다. 반면 미국의 경우 물가상승률은 경기역행적인 것으로 나타나고, 2년이 지나야 실질GDP 증가율과의 상관관계가 (+)로 전환된다. 한편 마크업 비율 변동률과 물가상승률 간의 상관관계는 양국 간에 큰 차이가 나지 않았다. 마크업 비율 및 물가상승률의 경기순환성이 양국 간에 크게 다른 점은 양국의 경제적 특성이 어느 정도 다를 수 있음을 시사한다. 즉, 각종 충격의 파급과정이 다를 수 있고, 경기변동을 야기하는 주요 요인이 상이할 수도 있다.

그러나 주요 변수의 경기순환성이 양국 간에 차이가 남에도 불구하고 연간 자료를 이용하여 영구적 마크업 충격의 파급효과를 추정해 보면 노동생산성의 반응을 제외하면 양국의 결과가 비슷한 것으로 나타난다. <그림 10>의 패널 (a)부터 패널 (c)까지는 식 (5)에 있는 기준모형을 미국 경제의 연간 자료를 이용하여 추정한 결과이다. 미국 경제에 있어서 마크업 비율이 영구적으로 상승할 때 노동생산성이 빠른 속도로 증가하는 점은 한국의 경우와는 다른 것으로 주목할 만한 사항이다. 반면 산출 및 고용이 감소하고 물가가 하락하는 점은 한국과 비슷하다. VAR 모형의 두 번째 변수가 고용일 때에는 충격 발생 시점에 물가가 소폭 상승하는 것으로 나타났으나 추정결과가 통계적으로 유의하지는 않다. <그림 10>의 패널 (d)는 식 (7)에 있는 모형을 추정한 결과인데 마크업 비율이 영구적으로 상승할 때 산

그림 10: 영구적 마크업 충격의 파급효과: 미국 경제

(a) 기준모형: $X_t =$ 노동생산성(b) 기준모형: $X_t =$ 산출(c) 기준모형: $X_t =$ 고용

(d) 강건성 분석: 산출 및 고용 효과



출과 고용은 감소하는 것으로 나타난다. 패널 (b)에 있는 기준모형에 대한 결과와 비교하면 산출의 장기적 감소폭은 더 큰 것으로 추정되었다.

이어서 Kim(2010)에서와 동일한 방법으로 미국 경제의 분기 자료를 이용하여 영구적 마크업 충격의 파급효과를 재추정해 보았다. 추정기간은 1960년 1/4분기~2013년 4/4분기로 Kim(2010)에서의 추정기간(1960년 1/4분기~2005년 4/4분기)을 더 연장한 것이다. VAR 모형에 포함된 변수는 마크업 비율 변동률, 실질임금 상승률, 산출 증가율, 물가상승률 및 연방기금금리(FFR)이다. 그 결과는 부록의 〈그림 A-1〉에 나타나 있는데 이 그림의 충격반응함수는 Kim(2010)에서 제시된 충격반응함수와 비슷하다. 이 중 물가의 반응을 보면 앞에서 언급하였듯이 충격발생 시점에 물가는 상승하는 것으로 나타난다. 그러나 물가의 이러한 반응은 지속적이지 않고 충격발생 시점을 제외하면 물가는 하락하는 경향이 뚜렷하다.

한편 동 VAR 모형에 이용된 마크업 비율은 부가가치 기준으로 측정된 것이므로 국제유가 변동에 영향을 받을 가능성이 있다. 이와 관련된 연구로서 Khan and Kim(2013)을 들 수 있는데 이 연구는 캐나다 경제를 대상으로 영구적 마크업 충격의 파급효과를 분석하였다. 동 연구에서는 부가가치 마크업 비율을 이용하였는데 본 논문과 동일한 제약을 일차적으로 적용한 결과 마크업 비율이 영구적으로 상승할 때 물가가 최초에는 상승하였다가 그 후 하락하는 모습을 발견하였다. 이어서 동 연구는 부가가치 마크업 비율 변동에는 유가 충격과 진정한 영구적 마크업 충격이 섞여 있을 가능성이 있기 때문에 이 둘을 분리할 필요가 있다고 보았다. 두 가지 충격을 분리한 결과 동 연구에서는 유가가 상승하는 경우에는 물가가 뚜렷하게 상승하는 반면 유가 변동이 아닌 다른 요인에 의해 마크업 비율이 영구적으로 상승하는 경우에는 물가가 하락하는 점을 발견하였다.

미국 경제의 경우 유가 충격이 진정한 마크업 충격에 대한 충격반응함수를 어느 정도 왜곡시키고 있는지를 점검해 보았다. 그 결과는 부록의 〈그림 A-2〉에 제시되어 있는데 패널 (a)는 유가 충격에 대한 변수들의 반응을, 그리고 패널 (b)는 비유가 마크업 충격(non-oil markup shock)에 대한 변수들의 반응을 보여준다. 패널 (a)에서 보듯이 유가 충격 발생시 물가는 바로 상승하는 것으로, 그리고 마크업 비율은 영구적으로 변동하는 점을 알 수 있다. 이 점에서 미국 경제에 있어서도 국제유가 변동은 부가가치 마크업 비율에 영구적인 영향을 미치는 것으로 보인다. 그런데 패널 (b)에서 비유가 마크업 충격에 대한 변수들의 반응을 보면 〈그림 A-1〉에서 본 충격반응함수와 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 이는 유가 충격이 영구적 마크업 충격에 일부 섞여 있다 하더라도 미국 경제에 있어서는 유가 충격

이 진정한 마크업 충격을 왜곡시키는 정도가 그리 크지 않음을 보여준다. 결론적으로 분기 자료를 이용한 VAR 모형의 추정결과 마크업 비율이 영구적으로 상승하는 충격이 발생할 때 충격발생 시점에 물가는 상승하는 것으로 나타나기는 하나, 물가의 이러한 반응은 지속적이지 않고 충격발생 시점을 제외하면 물가가 하락하는 경향이 뚜렷하다. 이 점에서 충격발생 시점의 다소 불확실한 추정결과를 근거로 한국과 미국에 있어서 영구적 마크업 충격에 대한 물가의 반응이 다르다고 단정하기는 어려울 것이다. 오히려 마크업 비율이 영구적으로 상승할 때 시간이 지나면 양국 모두에서 물가가 하락하는 경향이 더 뚜렷하다 할 수 있다. 다만, 분기 자료를 이용하는 경우 나타나는 물가의 초기 반응에 대해 본 논문에서 더 다루기는 용이하지 않으므로 앞으로 이에 대해 보다 많은 이론적·실증적 연구가 필요한 것으로 생각한다.

4. 맺음말

본 연구에서는 먼저 30개 OECD 회원국을 대상으로 생산물시장의 불완전경쟁 정도를 나타내는 마크업 비율을 측정·비교한 후 마크업 비율의 영구적 변동이 노동생산성, 생산, 고용 등에 미치는 영향을 규명하였다.

한국 경제의 마크업 비율은 30개 OECD 회원국 중에서 2001년~2009년 평균 기준으로는 12번째, 2001년~2006년 평균 기준으로는 11번째로 높은 것으로 나타났다. 한국 경제의 마크업 비율이 1970년대에 비해서는 꾸준히 낮아진 것은 사실이나 여전히 주요국에 비해서는 높음을 알 수 있다.

영구적 마크업 충격을 식별할 수 있는 구조적 VAR 모형을 통해 살펴본 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 마크업 비율이 영구적으로 상승할 때 제조업 부분의 노동생산성은 바로 증가하는 반면 서비스업 부분의 노동생산성은 큰 영향을 받지 않았다. 경제 전체적으로 보면 노동생산성은 어느 정도 시간이 지나야 뚜렷한 증가효과가 나타났다. 둘째, 마크업 비율이 영구적으로 상승하면 생산과 고용은 장단기에 관계없이 뚜렷하게 감소하는 것으로 분석되었다. 이러한 분석결과는 경제 전체를 대상으로 하든, 제조업 또는 서비스업 부문을 대상으로 하든 비슷한 것으로 나타났다.

본 논문의 연구결과는 한국 경제의 현안과 관련하여서 시사하는 바가 클 것으로 생각한다. 우선 본 논문의 분석결과는 산업구조 측면에서 독과점 정도를 낮추는 정책이 한국 경제의 효율성을 제고할 뿐만 아니라 고용확대에도 기여할 수 있음을 시사한다. 그런데 최근 규제완화에 대한 정책적 우선순위가 높아지고 있는 상황에서 규제완화가 더 많은 일자리를 창출할

것이라는 주장이 제기되고 있다. 그러나 1980년대 이후 미국 경제의 사례에서 보듯이 규제완화가 반드시 생산물시장의 경쟁을 더 치열하게 만든다고 볼 수는 없다. 규제완화가 신규 기업의 진입을 활성화하는 방향으로 추진되면 바람직하겠으나, 동 정책이 대기업의 시장집중도를 높이는 방향으로 작용할 경우 오히려 생산과 고용이 감소할 수 있음에 유의할 필요가 있다.

아울러 현재 한국 경제는 성장잠재력 제고의 일환으로 서비스업 생산성 제고가 절실한 상황이다. 서비스업 생산성 제고를 위해 대형화 방안 등이 제기되고 있으나 대형화가 자칫 서비스 산업의 시장집중도를 높일 가능성도 있다. 앞서 보았듯이 한국 경제의 마크업 비율은 특히 서비스업 부문에서 크게 높은 수준이다. 이 점에서 생산성 제고 방안을 마련할 때 시장집중도에 미치는 영향까지 고려하는 등 세심한 검토가 필요하다. 그렇지 않을 경우 서비스업의 생산과 고용이 크게 위축되는 부작용이 초래될 수 있다.

본 논문은 산업조직 분야와 거시경제 분야를 결합한 시도이다. 본 연구에서는 세부자료의 제약으로 서비스업 전체를 대상으로 분석을 진행한 한계가 있다. 서비스업도 성격이 상당히 다른 산업들로 구성되어 있기 때문에 마크업 비율 변동의 효과는 세부 산업별로 다를 수 있다. 따라서 앞으로 서비스업에 대한 세부 자료를 구축함과 아울러 이러한 분석을 진행하는 것은 매우 뜻깊은 연구과제가 될 것으로 보인다.

참고문헌

- 권오상·박호정 (2010). 발전부문의 불완전경쟁과 생산성 변화, 자원·환경경제연구 19 (1), 3-21.
- 김배근 (2012). 기술혁신은 고용없는 성장을 야기하는가? 경제학연구 60 (3), 5-54.
- 김배근 (2013). 시장구조와 노동생산성: SVAR 모형을 이용한 동태적 분석, 생산성논집 27 (3), 167-192.
- 김성철 (2000). 과점구조하 기술혁신과 시장성과의 관련성에 관한 연구, 국제경제연구 6 (1), 181-200.
- 김원기·반성식 (1998). 기업규모 및 시장지배력이 연구개발투자 활동에 미치는 영향에 관한 연구, 재무관리연구 15 (2), 23-53.

- 김중호 (2009). 한국 물류산업의 생산성 결정요인: 시장지배력과 기업구조를 중심으로, 국제지역연구 13 (1), 123-143.
- 박창수·이윤재 (2011). 우리나라 중소기업의 생산성 성과와 그 결정요인: 정부의 정책자금 지원과 시장구조를 중심으로, 중소기업연구 33 (2), 133-149.
- 백종희 (1992). 식품가공산업의 시장집중과 생산성에 관한 계량분석, 농업정책연구 19 (2), 93-104.
- 조신·한수용·고영진 (1998). 통신서비스산업에서의 경영체제의 변화, 경쟁 및 생산성, 정보통신정책연구 5 (1·2), 65-93.
- Badinger, H. (2004). Do we really know that the EU's single market programme has fostered competition? Testing for a decrease in markup ratios in EU industries, Euroapinstitut Working Paper 55.
- Bilbiie, F., F. Ghironi, and M. Melitz (2007). Monetary policy and business cycles with endogenous entry and product variety, NBER Macroeconomics Annual, 299-353.
- Boulhol, H. (2008). The convergence of price-cost margins, Open Economies Review 19, 221-240.
- Fisher, J. (2006). The dynamic effects of neutral and investment-specific technology shocks, Journal of Political Economy 114 (3), 413-451.
- Francis, N., and V. Ramey (2005). Is the technology-driven real business cycle hypothesis dead? Shocks and aggregate fluctuations revisited, Journal of Monetary Economics 52, 1379-1399.
- Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations? American Economic Review 89, 249-271.
- Gali, J., and M. Gertler (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis, Journal of Monetary Economics 44, 195-222.
- Khan, H., and B. Kim (2013). Markups and oil prices in Canada, Economic Modelling 30, 799-813.

- Kim, B. (2010). Identifying a permanent markup shock and its implications for macroeconomic dynamics, *Journal of Economic Dynamics and Control* 34 (8), 1471-1491.
- Kim, B., and B. Ahn (2008). An assessment of the new Keynesian Phillips curve in the Korean economy, *Quarterly Economic Analysis* 14 (3), 85-134.
- Kim, B., and K. Kim (2010). The role of manufacturing-specific technology in determining the composition of hours worked in Korea, *Global Economic Review* 39 (2), 197-214.
- Okada, Y. (2005). Competition and productivity in Japanese manufacturing industries, *Journal of the Japanese and International Economies* 19, 586-616.
- Rotemberg, J., and M. Woodford (1991). Markups and the business cycle, in *NBER Macroeconomics Annual*, 63-129, eds., O. Blanchard and S. Fischer, MIT Press.
- Rotemberg, J., and M. Woodford (1993). Dynamic general equilibrium models with imperfectly competitive product markets, NBER Working Paper 4502.
- Rotemberg, J., and M. Woodford (1999). The cyclical behavior of prices and costs, in *Handbook of Macroeconomics*, 1051-1135, eds., J. Taylor and M. Woodford, North-Holland.
- Sauner-Leroy, J. (2003). The impact of the implementation of the single market programme on productive efficiency and on mark-ups in the European Union manufacturing industry, *European Economy Economic Papers* 192.
- Shapiro, M., and M. Watson (1988). Sources of business cycle fluctuations, in *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 3, 111-148, ed., S. Fischer, MIT Press.
- Sims, C., and T. Zha (1999). Error bands for impulse responses, *Econometrica* 67 (5), 1113-1155.

부록: 미국 경제의 분기 자료를 이용한 실증분석

그림 A-1: 미국 경제에 있어서 영구적 마크업 충격의 과급효과:
유가 충격을 분리하지 않은 경우

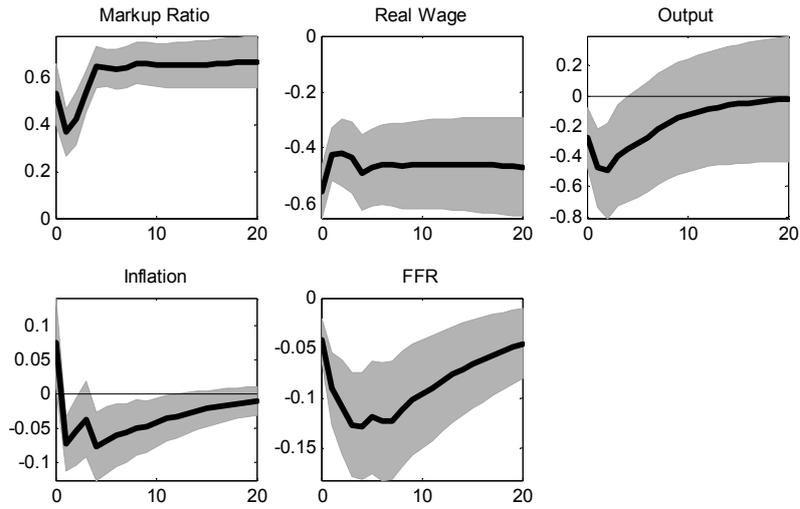
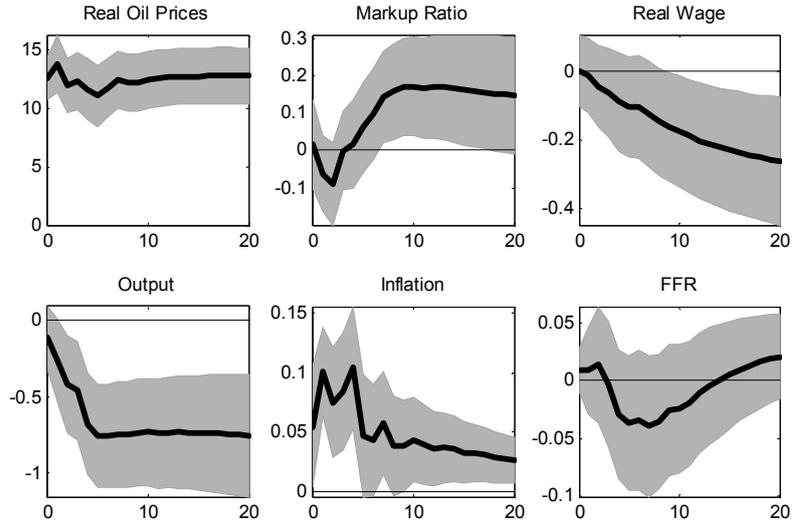


그림 A-2: 미국 경제에 있어서 영구적 마크업 충격의 파급효과:
유가 충격을 분리한 경우

(a) 유가 충격에 대한 반응



(b) 비유가 마크업 충격에 대한 반응

