

## 한국의 노동소득분배율 변동의 결정요인에 대한 분석

황   훈\* · 김 성 현\*\*

### 논문 초록

본 연구는 한국의 노동소득분배율에 영향을 미치는 경기변동(business cycle)요인에 대해 분석한다. 분석을 위해 일반화된 CES 생산함수와 독점적 경쟁시장, 자본조정비용이 있는 베이지안 동태확률일반균형(Bayesian dynamic stochastic general equilibrium) 모형을 구축하고 노동소득분배율의 변동을 일으킬 수 있는 7 가지의 구조적 충격(노동 및 자본증대형 기술충격, 마크업충격, 투자충격, 선호충격, 정부지출충격, 노동공급충격)을 베이지안 방법으로 추정한다. 구축한 모형을 추정한 결과 한국의 생산요소간 대체탄력성은 0.453으로 추정되어 생산요소증대형 기술충격과 각 생산요소의 소득분배율이 서로 역의 관계를 가지는 것으로 나타난다. 분산분해 분석 결과 단기에는 노동소득분배율의 변동에 대해 마크업충격과 노동증대형 기술충격의 기여도가 큰 반면 장기에는 마크업충격의 기여도가 줄어들고 자본증대형 기술충격의 기여도가 커지는 것으로 나타난다. 역사적 분해를 통해 보면 글로벌 금융위기 이후 노동소득분배율의 변동요인으로 자본증대형 기술충격보다는 노동증대형 기술충격의 기여도가 높았던 것으로 나타난다. 본 연구의 결과는 노동소득분배에 영향을 주기 위한 기술투자 정책에 대한 시사점을 제공할 수 있다.

핵심 주제어: 노동소득분배율, 마크업, 동태확률일반균형 모형, 베이지안 추정, 분산분해  
 경제학문헌목록 주제분류: E3, D3

투고 일자: 2019. 9. 30. 심사 및 수정 일자: 2019. 12. 2. 게재 확정 일자: 2019. 12. 16.

\* 주저자, 성균관대학교 대학원 경제학과 석사과정, e-mail: hur34@skku.edu

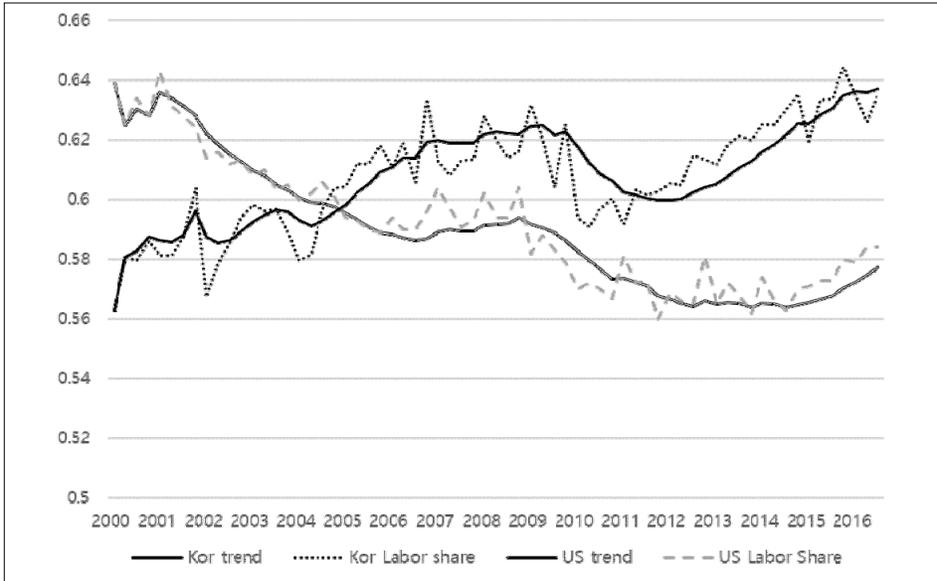
\*\* 교신저자, 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: shenrykim@skku.edu

## I. 서론

Bowley's law로 알려진 20세기 현대 경제성장 이론에서 정형화된 사실 중 하나는 노동과 자본에 대한 소득분배가 일정하다는 것이다. 하지만 실제 경제지표에서 나타나는 노동소득분배율<sup>1)</sup>은 일정하지 않다. 미국의 경우 노동소득분배율이 1980년대 이후 지속적으로 하락하는 추세를 보였고 (Figure 1) 이러한 변화를 설명하려는 다양한 연구들이 있었다(Guscina, 2006; Karabarbounis and Neiman, 2013). 국내의 경우에도 집계 방식에 따라 오차가 나타나지만 노동소득분배율이 시간에 따라 상승하거나 하락하는 모습을 보인다.<sup>2)</sup> 노동소득분배율은 단순히 노동과 자본간 소득불평등의 정도를 나타내는 것뿐 아니라 국민경제에 있어 소비증가율이나 투자에 영향을 줄 수 있다(Giandrea and Sprague, 2017; 주상영, 2015; 홍장표, 2014). 특히 저성장 국면에서 경제성장이나 금융시장 안정의 중요성 못지않게 주어진 자원이 경제주체에게 어떻게 분배 되는지는 한 나라의 거시경제상황을 판단하는 데에 중요한 척도이기 때문에 노동소득분배율의 변동요인을 규명하는 것은 거시경제에서 분배문제에 대한 분석을 하거나 정책을 입안할 때에 아주 중요하다.

- 
- 1) 노동소득분배율은 한 나라의 국민소득 중 노동소득이 차지하는 비율을 나타내는 것으로 자본과 노동의 소득분배 수준을 나타내는 지표이다.
  - 2) 노동소득분배율을 계산하는 데에 있어 자영업자의 소득을 노동소득에 포함시키는지 자본소득에 포함시키는지에 따라 추정값이 달라진다. 한국은행의 경우 자영업자의 소득을 전부 자본소득으로 처리하고 있다. OECD에서 발표하고 있는 방식의 경우 비임금 근로자의 1인당 노동소득을 임금근로자의 평균임금과 같은 것으로 가정하여 계산하고 있다. 따라서 한국은행 방식의 경우 노동소득분배율을 실제보다 낮게 추정할 수 있으며 OECD 방식의 경우 자영업 부분이 큰 한국의 상황에서 노동소득분배율을 과대 추정할 수 있다(전수민·주상영, 2014). OECD 방식의 경우 자료의 가용성으로 인해 2012년 이후의 자료를 구할 수 없어 본 연구에서는 한국은행의 방식을 사용한다. 추정방식에 따라 노동소득분배율의 레벨은 달라지지만 그 변동성은 크게 다르지 않다.

〈Figure 1〉 Labor Income Share in Korea and US<sup>3)</sup>



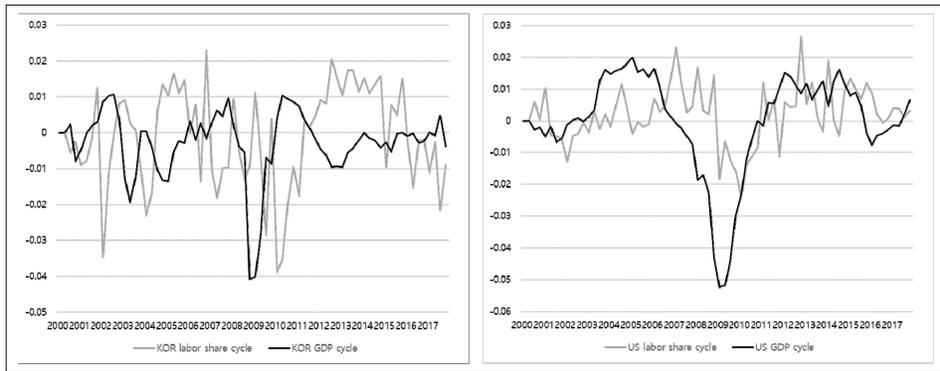
Source: U.S. Bureau of Labor Statistics, Bank of Korea, Ministry of Employment and Labor, Korea.

〈Figure 2〉는 미국과 한국의 노동소득분배율과 GDP의 단기변동을 나타낸다. 4) 미국의 경우 3%, 한국의 경우 노동소득분배율은 장기추세를 기준으로 4% 내외에서 등락을 반복하는 것으로 나타나 노동소득분배율 자체가 어떠한 경기순환의 형태를 가지고 있는 것으로 보인다. 노동소득분배율을 구성하는 거시경제변수들이 여러 가지 외생적 충격에 의한 경기변동(business cycle)을 따르기 때문에 노동소득분배율 또한 외생적인 충격에 의한 경기변동에 영향을 받을 수밖에 없다. 본 연구는 한국의 노동소득분배율의 경기변동 측면에 초점을 맞추고 그 변동요인을 분석한다. 5) 구체적으로 본 연구는 일반화된 CES 생산함수를 포함한 베이지안 동태확률일반균

- 3) 한국은행에서는 분기별 피용자보수와 요소비용국민소득을 발표하고 있지 않아 주상영(2013)의 분기별 추계방식을 사용하였다. 자세한 내용은 4장 자료 부분에 설명한다.
- 4) 노동소득분배율과 GDP의 변동정도를 관찰하기 위해 로그를 취하고 one-sided Hodrick-Prescott filter로 추세를 제거했다. 노동소득분배율과 GDP의 단순 상관관계는 한국의 경우 -0.32, 미국의 경우 0.30으로 나타난다.
- 5) 노동소득분배율이 장기적으로 증가하거나 감소하는 추세 변화에 대해서나 분배율 수치 자체가 높은지 낮은지에 대해서는 그 추세의 변화가 경제의 구조적인 변화에 주로 기인하기 때문에 본 연구에서는 다루지 않는다.

형 (Bayesian Dynamic stochastic general equilibrium, Bayesian DSGE) 모형을 구축하여 경기변동에 따른 노동소득분배율의 변동요인에 대해 분석한다. 요소소득분배에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 요인을 고려하기 위해 선호충격, 투자충격, 정부지출 충격과 같은 수요요인과 자본증대형 기술충격, 노동증대형 기술충격, 마크업충격, 노동공급 충격과 같은 공급요인 등 7개의 구조적 충격을 모형에 포함한다. 그리고 한국의 거시경제 데이터를 이용한 베이저안 추정을 통해 파라미터와 충격의 특성을 추정하고 노동소득분배율의 변동요인에 대해 분석한다.

〈Figure 2〉 Labor Income Share and GDP Fluctuations



Source: U.S Bureau of Labor Statistics, Federal Reserve Economic Data, Bank of Korea, Ministry of Employment and Labor, Korea.

구축한 모형을 추정한 결과 한국의 생산요소간 대체탄력성은 1보다 작은 것으로 추정된다. 이는 노동생산성을 증가시키는 기술진보가 오히려 노동소득분배율의 감소요인이 될 수 있음을 의미한다. 또한 분산분해 분석 결과 마크업충격과 생산요소(자본, 노동) 증대형 기술충격이 단기에 노동소득분배율을 변화시키는 기여도가 가장 큰 것으로 나타나며 장기로 갈수록 자본증대형 기술충격의 기여도가 상당부분 커지는 것으로 나타났다. 특히 생산요소증대형 기술충격의 경우 역사적 분해 분석 결과 글로벌 금융위기 이후 노동증대형 기술충격이 자본증대형 기술충격보다 노동소득분배율 변동에 대한 기여도가 커지는 것으로 나타난다. 본 연구는 미국의 노동소득분배율 하락추세와 달리 한국의 노동소득 분배율이 감소하지 않고 오히려 증가하는 추세를 보였던 것을 그동안 OECD 국가의 노동생산성을 하회하였던 한국의 상황을 고려해 볼 때 요소분배의 건전성으로 평가할 수 있는 가에 대한 시사점을 제

공한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 분석에 앞서 노동소득분배율의 변동 요인을 분석하는 기존의 연구들을 살펴보고 제Ⅲ장에서 CES 생산함수, 독점적 경쟁시장이 있는 중간재 기업과 자본조정비용 등을 포함한 DSGE 모형을 구축한다. 이어서 제Ⅳ장에서는 베이지안 추정법으로 구축한 모형을 추정하고 분산 분해 분석과 역사적 분해 분석을 통해 노동소득분배율의 각 변동요인의 기여도와 동태적 변화를 분석하고 제Ⅴ장에서는 분석한 결과를 바탕으로 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 선행연구

노동소득분배율의 변동을 설명한 기존의 연구들을 살펴보면 그 원인을 크게 세계화, 생산 요소가격의 변화, 생산요소에 대한 비대칭적 기술진보, 노동시장에서의 마찰, 생산물시장에서의 기업의 시장지배력 등으로 들고 있다. 본 장에서는 이러한 요인에 대한 기존의 연구들을 차례로 살펴본다.

Heckscher-Ohlin 모형에 따르면 세계화에 따른 국제무역의 증가로 자본 집약적 국가의 경우 더 자본집약적 생산을 하게 되고 노동집약적 국가는 더 노동집약적 생산을 하게 된다. 따라서 세계화는 한 국가의 요소집약도에 따라 요소소득분배율을 변화시킨다. 이와 더불어 세계화는 노동절약적 기술발전을 가능하게 함으로 노동자들의 시장력을 감소시켜 노동소득분배율을 감소하는 역할을 할 것이라 보았다 (Guscina, 2006). Harrison (2005)은 세계화와 관련된 여러 요소들을 가지고 100여 개 국가의 노동소득분배율을 분석하여 무역 비중의 증가는 노동소득분배율을 감소시키며 자본통제나 정부지출의 증가는 노동소득분배율을 높이는 효과가 있음을 보였다. 즉 무역이나 자본개방의 정도가 증가할수록 노동소득분배율을 감소시킨다는 것이다.

생산요소의 가격이 노동소득분배율의 변화에 영향을 미친다는 연구로 Karabarbounis and Neiman (2013)은 미국의 지속적인 노동소득분배율감소를 기술진보에 의한 자본가격의 하락에서 찾고 있다. 생산요소인 노동과 자본이 서로 대체관계에 있을 때 (대체탄력성이 1보다 큰 경우), 자본의 상대가격 하락은 자본으로의 생산요소 대체를 증가시키고 이는 노동자에게 가는 분배 몫을 줄인다는 것이다. 하지만 상대가격의 변화가 요소분배율에 미치는 영향은 요소간 대체탄력성에 민감

하게 반응한다. 한국의 데이터를 이용한 연구들에서 설명 변수에 따라 오차를 보이지만 모두 요소간 대체탄력성을 1보다 작은 것으로 추정하고 있다(Jeong, 2015; 김성태·이상돈·조경엽·임병인, 2011). 따라서 한국의 경우에는 기술진보가 자본의 상대가격을 감소시킨다면 오히려 노동소득분배율을 증가시킬 수 있음을 의미한다.

기술진보가 노동소득분배율의 변화에 영향을 미친다는 연구는 주로 기술진보를 노동증대형 기술진보와 자본증대형 기술진보로 구분하고 있으며 기술진보의 비대칭성이 노동소득분배율의 변화를 가져온다고 본다(Acemoglu, 2003; Cantore, León-Ledesma, Mcadam, and Willman, 2014; Cantore et al., 2015; Guscina, 2006; Jeong, 2015; Karabarbounis and Neiman, 2013). 기술진보가 요소가격의 변화를 가져오고 이는 위와 마찬가지로 대체탄력성에 따라 요소소득분배율에 영향을 주게 된다.

노동조합의 교섭력이나 실질임금의 조정비용처럼 노동시장에서 발생하는 마찰을 사용하여 노동소득분배율을 설명하려는 연구들도 있다(Bentolila and Saint-Paul, 2003; Guscina, 2006; Koh and Santaullia-Llopis, 2014; 김배근, 2013). 한국의 노동소득분배율의 변동요인을 분석한 김배근(2013)에서는 생산물시장과 생산 요소시장의 불완전성의 정도가 요소소득분배율에 미치는 영향을 분석하고 있다. 분석 결과 노동조합의 교섭력과 같은 노동시장에서의 마찰이 주는 영향은 불명확한 것으로 나타나는 반면 생산물시장에서의 기업의 시장지배력이 노동소득분배율에 미치는 영향은 큰 것으로 나타났다.

기존의 연구에서는 이와 같은 요소들을 따로 분석한 반면 본 연구에서는 기존의 연구들에서 한국의 노동소득분배율에 영향을 미친다고 보인 7개의 구조적 충격(비대칭적 기술충격, 투자충격, 마크업과 노동에 대한 선호변화, 선호충격, 정부지출충격 등)을 포함한 모형을 구축하여 실제 한국의 경우에는 노동소득분배율에 이러한 충격들이 어느 정도의 기여도를 가지고 있는지를 분석한다. 이를 통해서 노동소득분배율의 변동요인의 기여도를 수요측면, 공급측면 중 어떠한 부분의 기여도가 더 큰지, 또한 노동시장과 생산물시장 중 어떠한 요인이 기여도가 큰지 등을 종합적으로 분석할 수 있다.

다음으로는 본 논문처럼 노동소득분배율이 경기변동에 따라 변화하는 것으로 인식하고 그 요인들을 DSGE 모형을 사용하여 일반균형적 관점으로 설명한 기존의 연구들을 살펴본다. 모형을 통해 노동소득분배율의 변동요인을 설명하기 위해서는

외생충격이 발생할 때 노동소득분배율이 내생적으로 조정되어야 한다. 하지만 기존의 DSGE 모형에서는 주로 생산함수를 Cobb-Douglas로 가정하기 때문에 노동소득분배율이 일정한 값을 갖게 된다. 따라서 DSGE 모형에서 노동소득분배율을 내생적으로 변화시키기 위해서는 기업의 생산함수를 일반화된 CES 생산함수로 가정해야 한다. Cantore et al. (2015)에서는 이러한 CES 생산함수를 포함한 DSGE 모형을 사용해 미국의 거시데이터를 이용한 베이지안 추정을 통해 미국의 생산요소간 대체탄력성을 추정하고 외생충격에 따른 노동시간의 변화에 대해 분석하였다. Hirakata and Koike (2018)도 이와 비슷한 일반화된 CES 생산함수가 포함된 베이지안 DSGE 모형을 사용해 분산분해분석과 역사적 분해를 통해 미국과 일본의 노동소득분배율 변동의 동태적 특징에 대해 분석하고 있다.

한국데이터를 사용한 논문의 경우 노동소득 분배율을 분석하는 데에 있어 DSGE 모형과 같은 일반균형적 방법을 통해 노동소득분배율을 분석한 연구는 거의 없고 대부분 노동소득분배율에 영향을 미칠 것으로 생각되는 특정 변수에 대한 계량적 분석에 그치고 있다. 따라서 노동소득분배율에 대한 동태적 분석을 통해 노동소득분배율 변동의 단기적, 장기적 요인에 대한 분석이나 시계열상에서 노동소득분배율의 설명요인이 변하는지 등의 다양한 연구는 아직 없는 것으로 보인다(전수민·주상영, 2018; 홍장표, 2013). 본 연구에서는 독점적 경쟁시장을 가정한 경기순환 모형을 기반으로 중간재 기업들의 생산기술을 Cantore et al. (2014, 2015)에서 사용한 일반화된 CES 함수로 가정한다. 이모형을 이용하여 한국의 데이터에 바탕을 둔 베이지안 추정법을 통해 노동소득분배율의 변동요인에 대해 분석한다. 이와 같은 일반균형 접근방법을 통해 노동소득분배율의 변동요인에 대한 상대적 기여도를 비교하고 동태적 분석을 통해 노동소득분배율의 단기적, 장기적 설명 요인을 분석하였다는 것이 본 논문의 기여점이라 할 수 있다.

### Ⅲ. 모형

본 장에서는 한국의 노동소득분배율의 변동을 설명하기 위한 DSGE 모형을 구축한다. 노동소득분배율의 동태적 변화를 설명하기 위해서는 기존의 DSGE 모형에서 주로 사용하는 Cobb-Douglas 생산함수를 사용하는 것이 적절하지 않다.<sup>6)</sup> Cobb-Douglas 생산함수는 요소분배율이 고정되어 있어 모형 내에서 경기변동에

따른 노동소득분배율의 변화를 설명할 수 없기 때문이다. 따라서 본고에서는 Cantore et al. (2014)에서 사용한 일반화된 CES 생산함수를 사용하여 중간재 기업이 CES 생산기술을 가진 것으로 가정한다.<sup>7)</sup> 그 외에 모형은 자본조정비용과 독점적 경쟁이 있는 중간재 시장을 가정한다. 경제에 영향을 주는 외생 변수로는 가계의 소비와 노동시간에 대한 선호충격, 투자에 있어서 기술진보를 반영하는 투자충격(Investment specific technology shock), 정부지출에 대한 외생충격, 생산물시장에서 중간재 기업의 마크업충격,<sup>8)</sup> 그리고 생산함수에서의 노동증대형 기술충격(Labor augmenting technology shock)과 자본증대형 기술충격(Capital augmenting technology shock) 등 총 7개의 변수를 포함한다.

## 1. 가 계

모형에서는 대표 가계가 있는 것으로 가정하며 대표 가계는 다음과 같은 효용을 극대화한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, H_t), \quad (1)$$

여기서 매 기의 효용함수는  $U(C_t, H_t) = Z_{Bt} \left\{ \log(C_t) - Z_{Lt} \frac{H_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right\}$ 로 가정한다.

- 
- 6) Acemoglu (2010)에 따르면 장기의 경우 경제는 노동증대형 기술진보만 조제하는 일반적 성장 경로를 따르는 것처럼 보이나 단기에는 노동증대형, 자본증대형 기술진보 모두가 나타나며 이것이 요소소득분배율의 변화를 야기한다고 설명하고 있다. 본 연구의 목표도 노동소득분배율이 다른 거시변수들과 마찬가지로 단기변동을 가지고 있는 것으로 인식하고 이에 비대칭적 기술충격들이 노동소득분배율에 미치는 영향을 설명하려 한다. 또한 전통적 모델에서 사용하는 Cobb-Douglas 생산함수는 요소간 대체탄력성을 1로 고정시키고 있어 오히려 현실의 요소간 대체탄력성이 비탄력적이거나 탄력적임으로 나타나는 생산요소시장에서의 대체효과를 제대로 반영하지 못한다.
- 7) Cantore et al. (2015)에서는 Smets and Wouters (2007)의 새 케인지안 DSGE 모형을 바탕으로 기업의 생산기술을 일반화된 CES 형태로 가정한 모형을 구축하였다.
- 8) 본 연구의 모형은 신축가격모형을 기본으로 하고 있기 때문에 노동시장이나 생산물시장에서 가격경직성으로 인해 발생할 수 있는 충격이 마크업이나 노동소득 분배율에 미칠 수 있는 영향 등이 어느 정도 왜곡 될 수 있다. 따라서 추후의 연구에서 이를 보완해야 할 것이다.

여기서  $\beta$ 는 할인인자,  $\gamma$ 는 노동공급탄력성의 역수(inverse of Frisch elasticity of labor)를 나타내며  $C_t$ ,  $H_t$ ,  $Z_{Bt}$ ,  $Z_{Lt}$ 는 각각 소비, 노동공급시간, 소비자의 한계 효용에 영향을 미치는 선호충격(preference shock), 노동시간의 한계효용에 영향을 미치는 노동공급충격(Labor supply shock)이다. 선호충격과 노동공급충격은 다음과 같은 AR(1) 프로세스를 따른다고 가정한다.

$$\widehat{Z}_{Bt} = \rho_{Z_B} \widehat{Z}_{Bt-1} + \varepsilon_t^{Z_{Bt}} \sim (0, \sigma^2_{Z_B}) \quad (2)$$

$$\widehat{Z}_{Lt} = \rho_{Z_L} \widehat{Z}_{Lt-1} + \varepsilon_t^{Z_{Lt}} \sim (0, \sigma^2_{Z_L}) \quad (3)$$

대표 가계가 직면하는 예산제약식은 다음과 같다.

$$R_t^{-1}b_t + C_t + I_t + T_t = b_{t-1} + w_t H_t + r_t^K K_{t-1} + \Pi_t \quad (4)$$

여기서  $b_t$ 는 채권,  $I_t$ 는 투자,  $T_t$ 는 세금(lump-sum tax),  $w_t$ 는 임금,  $R_t$ 은 이자율,  $r_t^K$ 는 자본임대료,  $\Pi_t$ 는 기업에서 발생하는 이윤의 배당에 해당한다.

자본조정비용이 반영된 자본축적식은 다음과 같다.

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + ZI_t \left[ 1 - \frac{\phi}{2} \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] \quad (5)$$

여기서  $\delta$ 는 감가상각률(depreciation rate),  $\phi$ 는 자본조정계수, 그리고  $Z$ 는 투자 충격을 나타내며 다음과 같은 AR(1) 프로세스를 따르는 것으로 가정한다.

$$\widehat{Z} = \rho_{Z_I} \widehat{Z}_{-1} + \varepsilon_t^{Z_I} \sim (0, \sigma^2_{Z_I}) \quad (6)$$

대표가계의 최적화문제를 풀면 다음과 같은 일계조건을 도출할 수 있다.

$$U_{C,t} = Z_{Bt} C_t^{-1} = \lambda_t \quad (7)$$

$$U_{H,t} = -Z_{Bt}Z_{Lt}\gamma H_t^\gamma = w_t U_{C,t} \quad (8)$$

$$R_t^{-1}\lambda_t = E_t\beta\lambda_{t+1} \quad (9)$$

$$Q_t = r^{K_t}\lambda_t + E_t\beta\lambda_{t+1}Q_{t+1}(1-\delta) \quad (10)$$

$$\lambda_t = \lambda_t Q_t Z \left[ 1 - \frac{\phi}{2}(X_t - 1)^2 - \phi X_t(X_t - 1) \right] + E_t\beta\phi\lambda_{t+1}Z_{t+1}X_{t+1}^2(X_{t+1} - 1) \quad (11)$$

이때  $\lambda_t$ 는 예산제약식의 라그랑지 승수,  $Q_t$ 는 토빈 q(Tobin's q)를 의미한다.  $\frac{I_t}{I_{t-1}}$ 는 계산의 편의를 위해  $X_t$ 로 나타낸다.

## 2. 기업과 정부

최종재 생산기업은 중간재  $Y_{j,t}$ 를 투입하여 최종재를 생산한다. 최종재 생산기업은 다음과 같은 생산기술을 따른다.

$$Y_t = \left( \int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\zeta_t-1}{\zeta_t}} dj \right)^{\frac{\zeta_t}{\zeta_t-1}} \quad (12)$$

여기서 최종재 생산기업의 마크업은  $\mu_t = \frac{\zeta_t}{\zeta_t-1} = \bar{\mu}e^{\widehat{Z}_t}$ 을 따른다.

$Y_t$ 는 최종재,  $\zeta_t$ 는 중간재에 대한 수요의 가격탄력성을 나타내며 이는 중간재의 대체가능정도와 중간재기업의 가격설정에 대한 독점력을 의미한다. 따라서  $\mu_t$ 는 마크업을 의미한다. 마크업은  $\widehat{Z}_{Pt}$ 라는 마크업 충격이 있으며 다음과 같은 AR(1) 프로세스를 따르는 것으로 가정한다.

$$\widehat{Z}_{Pt} = \rho_{Z_p}\widehat{Z}_{Pt-1} + \varepsilon_t^{Z_p} \sim (0, \sigma_{Z_p}^2) \quad (13)$$

최종재 생산기업은 주어진 시장가격과 중간재 가격 하에서 중간재 투입량을 선택

하여 이윤을 극대화하게 된다. 독점적 경쟁시장에서 각 중간재 생산기업  $j$ 는 다음 식과 같은 일반화된 CES 생산기술을 가진 생산함수를 가진다.<sup>9)</sup>

$$Y_{j,t} = Y_j \left[ \alpha \left( \frac{K_{j,t-1}}{K_j} Z_{Kt} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) \left( \frac{H_{j,t}}{H_j} Z_{Ht} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} - \chi \quad (14)$$

여기서  $Y_{j,t}$ ,  $H_{j,t}$ ,  $K_{j,t}$ 는 각각 중간재 기업  $j$ 의 생산물, 투입된 노동시간, 자본을 의미하며  $\sigma$ 는 노동과 자본의 요소간 대체탄력성이다.  $\chi$ 는 고정비용으로 정상 상태(steady state)에서 중간재 기업의 진입과 퇴출이 일어나지 않도록 하는 무이윤 조건(zero profit condition)을 만족하는 값으로 설정한다.  $Z_{Kt}$ ,  $Z_{Ht}$ 는 각각 자본증대형 기술충격과 노동증대형 기술충격을 의미한다. 기술충격은 모두 AR(1) 프로세스를 따르는 것으로 가정한다.

$$\widehat{Z}_{Ht} = \rho_{Z_H} \widehat{Z}_{Ht-1} + \varepsilon_t^{Z_H} \sim (0, \sigma_{Z_H}^2) \quad (15)$$

$$\widehat{Z}_{Kt} = \rho_{Z_K} \widehat{Z}_{Kt-1} + \varepsilon_t^{Z_K} \sim (0, \sigma_{Z_K}^2) \quad (16)$$

각 중간재 생산 기업  $j$ 는 주어진 생산함수 하에서 다음과 같은 이윤을 극대화한다.

$$\Pi_{j,t} = \frac{P_{j,t}}{P_t} Y_{j,t} - r^{K_t} K_{j,t-1} - w_t H_{j,t} \quad (17)$$

모든 중간재 기업이 동일한 방식으로 행동한다고 가정하면 대칭균형조건은 다음이 된다.

$$K_{j,t} = K_t, H_{j,t} = H_t, Y_{j,t} = Y_t, P_{j,t} = P_t = 1, \forall j \quad (18)$$

9) 일반화 되지 않은 CES 생산함수를 모형에 사용할 경우 정상상태가 고정되지 않는 문제점이 발생한다. 이에 본 논문에서는 Cantore et al. (2014)와 마찬가지로 정상상태에서의 요소분배율을 재파라미터화(reparameterization) 하여 고정된 일반화된 CES 생산함수를 사용한다.

중간재 기업의 이윤극대화 문제를 통해서 최적  $w_t$ 와  $r^{K_t}$ 를 구하면 다음과 같다.

$$w_t = \frac{1}{\mu_t}(1-\alpha)\left(\frac{Y_t}{H_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}}\left(Z_{Ht}\left(\frac{Y_0}{H_0}\right)\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (19)$$

$$r^{K_t} = \frac{1}{\mu_t}\alpha\left(\frac{Y_t}{K_{t-1}}\right)^{\frac{1}{\sigma}}\left(Z_{Kt}\left(\frac{Y_0}{K_0}\right)\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (20)$$

이윤극대화 문제의 일계조건을 이용하여 정상상태에서의 무이윤조건을 만족시키는  $\chi$ 의 값을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Pi &= Y - wH - r^K K - \chi = Y - (1-\alpha)\frac{1}{\mu} Y - \alpha\frac{1}{\mu} Y - \chi \\ &= \left(1 - \frac{1}{\mu}\right)Y - \chi = 0 \\ \therefore \chi &= \frac{1}{\zeta} Y \end{aligned} \quad (21)$$

정부의 예산제약식은 다음과 같이 균형재정을 만족하는 것으로 가정한다.

$$R_t^{-1}b_t + T_t = b_{t-1} + G_t \quad (22)$$

여기서 정부지출은  $G_t = Ge^{\widehat{Z}_{Gt}}$ 로 가정한다.

외생적인 정부지출<sup>10)</sup>은 아래와 같은 AR(1) 프로세스를 따르는 것으로 가정한다.

$$\widehat{Z}_{Gt} = \rho_{Z_G}\widehat{Z}_{Gt-1} + \varepsilon_t^{Z_G} \sim (0, \sigma_{Z_G}^2) \quad (23)$$

10) 개방경제에서 외생적 정부지출은 사실상 순수출을 포함한다.

### 3. 시장청산조건과 노동소득분배율

가계의 예산제약식과 정부의 예산제약식을 통해 다음과 같은 시장청산조건을 구할 수 있다.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (24)$$

본 논문의 모형에서 노동소득분배율( $LS_t$ )은 다음과 같이 정의된다.

$$LS_t = \frac{w_t H_t}{Y_t} = (1 - \alpha) \frac{1}{\mu_t} \left( \frac{Y_t}{H_t} \right)^{\frac{1}{\sigma} - 1} \left( Z_{Ht} \left( \frac{Y_0}{H_0} \right) \right)^{\frac{\sigma - 1}{\sigma}} \quad (25)$$

노동소득분배율의 변화를 분석하기 위해서  $LS_t$ 의 로그선형근사식을 구해보면 다음과 같다.<sup>11)</sup>

$$\widehat{LS}_t = -\widehat{\mu}_t + \frac{\sigma - 1}{\sigma} (\widehat{H}_t - \widehat{Y}_t + \widehat{Z}_{Ht}) \quad (26)$$

식 (26)에 따르면 각 기술충격이 노동소득분배율에 미치는 영향은 생산 요소의 대체탄력성인  $\sigma$ 가 어떤 값을 가지는지에 따라 다르게 나타남을 알 수 있다.<sup>12)</sup> 예로, 생산요소간 대체탄력성이 낮은 경우에는( $\sigma < 1$ ) 양(+ )의 노동증대형 기술충격이 발생하여도 노동으로의 대체가 많이 이루어지지 않아 오히려 노동소득분배율을 감소시키게 된다. 따라서 한 나라의 기술진보에 따른 노동소득분배율의 변화를 결정하는 데에 있어 생산요소간 대체탄력성의 값이 아주 중요한 역할을 하게 된다.

11)  $\widehat{X}_t = \log\left(\frac{X_t}{\bar{X}}\right)$ 로 정의한다.

12) Cobb-Douglas 생산함수의 경우  $\sigma$ 가 항상 1로 고정되어 있어 노동소득분배율은 마크업충격을 제외한 다른 변수들의 영향을 받지 않게 된다. 따라서 실제 거시경제 변수들에 영향을 미치는 여러 가지 충격들이 노동소득분배율에 미치는 영향을 분석할 수 없다.

#### IV. 실증분석

본장에서는 한국의 데이터를 이용하여 위에서 구축한 모형의 파라미터 값과 충격의 특성을 베이저안 추정방법을 통해 구하고 분산분해(variance decomposition)와 역사적 분해(historical decomposition)를 통해 각 충격들이 노동소득분배율에 미치는 기여도에 대해서 분석한다. 베이저안 추정에 앞서 Cantore et al. (2015), Hirakata and Koike(2018), Smets and Wouters(2003, 2007) 등의 기존의 연구를 따라 위에서 구축한 모형을 정상상태(steady state) 부근에서 로그 선형화(log-linearization)하여 선형 방정식 체계로 전환한다.<sup>13)</sup> 분석에는 DYNARE 4.5.7 version을 이용하고 Monte-Carlo Markov Chain Metropolis-Hastings(MCMC-MH) 알고리즘을 적용하여 파라미터들에 대한 사후분포를 추정하고 그 특징에 대해 분석한다.<sup>14)</sup>

##### 1. 데이터

베이저안 추정을 위해서 7가지 거시 변수(한국의 국내총생산, 소비, 투자, 노동시간, 무담보 콜금리, 노동소득분배율)의 2000년 1분기부터 2017년 4분기까지 총 72분기의 데이터를 사용한다.

$$data_t = [y_t, c_t, i_t, h_t, ls_t, R_t]$$

소비, 투자, 정부지출은 한국은행 경제통계시스템 국민소득계정의 분기 자료를 이용한다. 모든 데이터는 계절성이 제거된 실질자료를 이용한다. 소비는 가계의 최종소비지출 가운데 비내구재와 서비스지출로 한정하고 투자의 경우 총자본형성에 국민계정 소비지출에서 추출한 내구재와 준내구재 지출을 포함시킨다. 국내총생산은 모형이 폐쇄경제를 가정하고 있기 때문에 소비와 투자에 정부의 최종소비지출을 합하여 구한다. 이자율과 노동소득분배율을 제외한 모든 변수들은 1인당 변수로 바

13) 로그 선형화 한 식은 <별첨 B>에서 자세히 설명한다.

14) 베이저안 추정을 위해 3가지 마르코프 체인 각각 500,000의 드로잉을 하여 처음 25%의 표본은 제외한다. 각 체인의 경우 acceptance ratio는 32.5846%, 31.4836, 32.7224%로 나타난다.

퀴주기 위해 15세 이상 인구수로 각각 나뉜다. 노동시간은 고용노동부 노동통계 자료의 5인 이상 사업장 분기별 월평균 근로시간을 분기별 근로일수의 차이를 보정해 주기 위해 월평균 근로일 수로 나누어 일평균 노동시간을 구하고 총 노동시간을 계산한 후 Smets and Wouters (2007) 를 따라 2010년 1분기 평균 노동시간으로 나누어 2010년 1분기를 기준으로 하는 노동시간 지수를 생성하여 사용한다. 이자율은 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 무담보 콜금리의 분기별 데이터를 이용한다.

노동소득분배율은 한국은행에서 분기별 데이터를 발표하고 있지 않기 때문에 주상영 (2013) 의 분기별 노동소득분배율 생성 방식을 이용한다. 우선 고용노동부의 노동통계를 이용해 분기별 노동자 수와 평균 통상임금을 곱하여 총 임금을 계산하고 이를 연도별 총 임금으로 나누어 각 분기별 비중을 구하고 피용자 보수의 분기별 비중이 총 임금의 분기별 비중과 같을 것이라 가정하여 분기별 피용자보수를 구한다. 요소비용국민소득<sup>15)</sup>의 경우 분기별 국민총소득(GNI) 과 같은 비중을 가지는 것으로 가정하여 분기별 요소비용국민소득을 계산한다.<sup>16)</sup> 마지막으로 분기별 피용자보수를 분기별 요소비용국민소득으로 나누어 분기별 노동소득분배율을 구한다. 베이지안 추정을 위해 각 변수들은 Hodrick-Prescott (HP) filter로 추세를 제거한 뒤 로그선형변환을 한다.

## 2. 파라미터 및 사전분포 설정과 사후분포 추정

추정에 앞서 일부 파라미터의 경우 캘리브레이션을 통해 그 값을 설정한다. <Table 1>에 있는 것처럼 할인인자  $\beta$ 의 경우 0.9925로, 감가상각률  $\delta$ 는 연 10%를 가정하여 분기별 값인 0.025로 설정하고 정상상태에서의 총산출량 대비 정부지출  $g_y$ 는 2000년 1분기에서 2017년 4분기 동안 각 분기의 GDP대비 정부지출 값의 평균값인 0.15로 설정한다. 중간재기업의 수요 가격탄력성은 Cantore et al. (2015)를 따라 7로 설정하여 정상상태에서의 마크업률이 약 14%가 되게 설정한다.

15) 본 논문의 이론모형의 정상상태에서 자본의 실질임대료는 실질이자율과 감가상각률의 합과 같아진다. 따라서 노동소득분배율의 분모부분에 고정자본소모 또한 포함되어야 하나 한국은행 방식의 피용자보수와 영업잉여, 국외 순수취 요소소득만을 포함하고 있다.

16) 전년도 4/4분기와 다음연도 1/4분기 사이에 데이터가 급격히 변동하는 현상을 해결하기 위해 분기별 비중은 계절성을 제거한 데이터를 이용하여 구하였다.

〈Table 1〉 Calibrated Parameters

Description	Value
$\beta$ Discount factor	0.9925
$\delta$ Depreciation rate	0.025
$\zeta$ Price elasticity of demand for intermediate goods	7
$g_y$ Government spending share in the steady state	0.15

사전적 분포(Prior distribution)의 경우 충격의 지속성(persistence)을 나타내는 파라미터들과 정상상태하의 자본의 요소소득분배율인  $\alpha$ , 노동시간  $h$  모두 0과 1사이의 값을 가지기 때문에 베타분포로 설정한다. 각 구조적 충격의 표준오차는 역감마분포를 가정하고 그 외 노동공급탄력성의 역수인  $\gamma$ , 생산요소간 대체탄력성  $\sigma$ , 투자조정계수  $\phi$ 에 대해서는 감마분포를 가정한다. 특히 정상상태의 노동시간  $h$ 의 사전적 평균은 샘플 기간 중 일평균 노동시간을 계산하여 노동시간 평균인 0.35로,  $\alpha$ 의 사전적 평균은 샘플 기간 중 한국의 자본소득분배율의 평균을 구하여 0.4로 설정한다. 투자조정계수  $\phi$ 와 노동공급탄력성의 역수  $\gamma$ 는 Smets and Wouters(2003)를 따라 사전적 평균값을 각각 4와 2로 설정한다. 생산요소간 대체탄력성  $\sigma$ 은 Cobb-Douglas 생산함수에서 1의 값을 가지기 때문에 사전적 평균을 1로 설정한다. 베이저안 추정으로 구한 파라미터들의 사전적 분포와 사후적 분포는 〈Table 2〉와 〈Table 3〉에 나타나 있다.<sup>17)</sup>

추정결과를 살펴보면 사후분포는 대체로 일반화된 CES 생산함수를 포함한 베이저안 DSGE 모형 추정을 시도한 Cantore et al. (2015), Hirakata and Koike(2018)와 일부 사전분포를 따른 Smets and Wouters(2003)의 결과에서 크게 벗어나지 않는다. 특징을 살펴보면 구조적 충격의 지속성을 나타내는 파라미터 값들은 소비에 대한 선호충격( $\rho_{ZB}$ )과 투자충격( $\rho_{ZI}$ )을 제외하고는 충격의 지속성이 상당히 높은 것으로 추정되고 일반적으로 거시변수 중에서 투자는 변동성이 큰 반면 일시적인 충격에 의한 영향을 많이 받는다는 점을 고려하면 이를 잘 반영하고 있는 것으로 해석할 수 있다(남광희, 2017). 정상상태에서 노동시간  $h$ 는 샘플 기간 노동시간 평균인 0.35와 거의 같은 값을 가지며 자본소득분배율은 0.33으로 사전적 평균인 0.4보다 조금 낮게 측정되지만 우리나라의 노동소득분배율이 측정방법에 따라 60에서

17) 사전적 분포와 사후적 분포의 형태에 대해서는 〈별첨 A〉 참고.

70퍼센트 대<sup>18)</sup>로 추정되는 점을 고려했을 때 데이터를 잘 반영하고 있는 것으로 나타난다. 다만  $\gamma$ 의 경우 0.3968로 추정되는데 이를 노동공급탄력성으로 환산하면 2.52가 되어 기존연구들의 노동공급탄력성보다 비교적 높게 측정된다. 마지막으로  $\sigma$ 는 0.453으로 추정되어 생산요소간 대체탄력성이 1보다 작은 것으로 나타난다. 이는 Jeong (2015), 김성태 외 (2011) 등 한국의 생산요소간 대체탄력성을 1보다 작은 것으로 추정한 기존의 연구결과들과 비슷한 결과이다. 따라서 한국의 경우 요소 증대형 기술충격이 요소분배율의 변동에 미치는 효과가 생산요소간 대체탄력성이 1보다 크다고 한 연구결과와는 반대로 나타날 것임을 알 수 있다.<sup>19)</sup>

(Table 2) Prior and Posterior Distribution of Shock Processes

Descriptions	Prior distribution			Posterior distribution		
	Distr.	Mean	St. Dev.	Mode	Mean	95% interval
$\sigma_{Z_K}$ SE. Capital aug. tech	Inv. Gamma	0.1	2	1.3584	1.3509	[0.7747, 1.9957]
$\sigma_{Z_P}$ SE. Markup	Inv. Gamma	0.1	2	0.9897	1.0168	[0.714, 1.4445]
$\sigma_{Z_H}$ SE. Labor aug. tech.	Inv. Gamma	0.1	2	2.8883	2.9174	[2.3854, 3.4931]
$\sigma_{Z_I}$ SE. IST	Inv. Gamma	0.1	2	11.8581	12.369	[9.1436, 15.8072]
$\sigma_{Z_B}$ SE. Preference	Inv. Gamma	0.1	2	0.0428	0.0856	[0.0181, 0.3129]
$\sigma_G$ SE. Gov. spending	Inv. Gamma	0.1	2	2.6647	2.6515	[2.2099, 3.1212]
$\sigma_{Z_L}$ SE. Labor supply	Inv. Gamma	0.1	2	1.7294	1.8123	[1.4273, 2.2491]
$\rho_{Z_K}$ Capital aug. tech	Beta	0.5	0.2	0.9499	0.9474	[0.9061, 0.9922]
$\rho_{Z_P}$ Markup	Beta	0.5	0.2	0.8314	0.7793	[0.6379, 0.9274]
$\rho_{Z_H}$ Labor aug. tech	Beta	0.5	0.2	0.9575	0.9228	[0.8584, 0.9772]
$\rho_{Z_I}$ IST	Beta	0.5	0.2	0.2979	0.2935	[0.231, 0.3542]
$\rho_{Z_B}$ Preference	Beta	0.5	0.2	0.6101	0.5896	[0.2395, 0.9212]
$\rho_G$ Gov. spending	Beta	0.5	0.2	0.9883	0.9328	[0.754, 0.9991]
$\rho_{Z_L}$ Labor supply	Beta	0.5	0.2	0.9349	0.9107	[0.8229, 0.9932]

Note: SE denotes standard error and IST denotes investment specific shock.

18) OECD 방식의 경우 75.5% (OECD 방식은 데이터 가용의 문제로 2000년에서 2012년 데이터를 기준).

19) 예를 들어, Karabarbounis and Neiman (2014)에서는 미국의 경우  $\sigma=1.25$ 로 추정하였다.

〈Table 3〉 Prior and Posterior Distribution of Model Parameters

Descriptions	Prior distribution			Posterior distribution		
	Distr.	Mean	St. Dev.	Mode	Mean	95% interval
$h$ Hours in the s. s.	Beta	0.35	0.1	0.3348	0.3507	[0.162, 0.5475]
$\gamma$ Inverse Frisch elasticity of labor	Gamma	2	0.75	0.3968	0.4665	[0.1885, 0.7789]
$\sigma$ Elasticity of substitution	Gamma	1	1	0.453	0.4684	[0.3291, 0.6134]
$\alpha$ Capital share in the s. s	Beta	0.4	0.05	0.3238	0.3261	[0.2333, 0.4202]
$\phi$ Investment adjustment cost	Gamma	4	0.5	4.0345	4.0251	[3.0818, 5.0179]

### 3. 충격반응 분석

본 절에서는 노동소득분배율의 변동요인에 대한 분산분해 분석에 앞서 모형 안에서 각 구조적 충격들이 주요 내생변수와 노동소득분배율에 미치는 효과와 경로를 파악하기 위해서 충격반응 분석을 실시한다. 〈Figure 3〉은 베이지안 추정으로 구한 파라미터의 사후적 평균을 모델에 대입하여 도출해낸 충격반응함수이다. 회색영역 구간은 사후분포의 95퍼센트 구간을 나타낸다. 왼쪽 상단부터  $y_t$ 는 총 산출량,  $c_t$ 는 소비,  $i_t$ 는 투자,  $n_t$ 는 노동투입시간,  $r_{kt}$ 는 자본임대가격,  $k_t$ 는 자본량,  $w_t$ 는 실질 임금,  $l_{st}$ 는 노동소득분배율을 의미하며, 각 변수가 각각의 충격(one standard deviation increase)에 어떻게 반응하는지를 보여준다. 세로축은 퍼센티지 포인트이고 가로축은 40분기까지의 시간을 나타낸다.

분석결과 각 거시변수들의 충격반응은 Smets and Wouters(2003)에서의 신축가격을 가정한 연구결과와 대체로 일치하고 있다. 앞 절에서도 언급했듯이 각 변수의 반응에 제일 큰 영향을 주는 생산요소의 대체탄력성은 1보다 작은 0.453으로 추정되었고 이는 전체적인 반응함수의 방향에 큰 영향을 준다. 첫 번째 패널은 양(+)의 노동증대형 기술충격이 미치는 충격반응함수이다. 이 경우 노동투입시간은 요소간 대체가 비탄력적이기 때문에 증가한 기술력으로 인해 오히려 줄어들게 된다. 또한 효율극대화를 하는 가계는 늘어난 기술력으로 인해 일을 적게 하고 이에 따라 증가하는 효용을 선호하게 된다(대체효과). 이 두 가지 요인으로 인해 노동투입시간은 줄어든다(첫 기에 약 0.8% 감소). 반면 투자는 양의 기술충격으로 인해 당기에 2% 이상 증가하여 자본소득을 증대시킨다. 임금은 줄어든 노동시간으로 인해 증가

하지만 줄어든 노동시간의 영향을 압도하지 못하고 따라서 전체적인 노동소득분배율은 감소한다(첫 기에 약 0.7% 감소). 시간이 지남에 따라 감소했던 노동투입시간은 증가하여 정상상태로 돌아오고 따라서 노동소득분배율도 약 20분기 이후에는 이전 상태로 회복됨을 알 수 있다. 소비와 생산은 양의 기술충격으로 인해 모두 증가한다.

두 번째 패널은 양(+)<sup>2</sup>의 자본증대형 기술충격이 발생할 경우에 대한 충격반응함수를 보여준다. 이 경우 노동증대형 기술충격의 경우와는 달리 노동소득분배율이 증가하게 된다(첫 기에 약 0.4% 가량). 위에서 본 노동증대형 기술증가는 노동투입시간을 감소시켰지만 자본증대형 기술증가는 이와는 달리 투자를 미미하지만 증가시킨다(첫 기 0.2% 증가). 노동투입시간과는 달리 자본은 효용에 미치는 영향이 없고(대체효과 없음) 이번기의 생산은 지난기의 자본의 함수이고 또한 자본축적에는 자본조정비용이 있으므로 늘어난 생산성에 따라 투자가 줄어들지는 않는다. 반면 늘어난 생산성으로 인해 노동투입시간은 증가한다(첫 기 0.1% 증가). 노동소득분배율은 늘어난 노동투입시간과 임금으로 인해 첫 기에 약 0.4% 증가한다. 소비와 생산은 위와 마찬가지로 증가한다. 시간이 지남에 따라 노동투입시간은 정상상태로 감소하고 따라서 노동소득분배율도 감소한다.

세 번째 패널은 양(+)<sup>3</sup>의 마크업 충격이 발생하는 경우를 보여준다. 양의 마크업 충격으로 개별 기업의 시장지배력이 증가하는 경우 기업은 생산량을 줄이는 동시에 가격결정력을 행사할 수 있기 때문에 식 (19)와 (20)에서 볼 수 있듯이 임금과 임대가격을 감소시킨다. 따라서 생산량의 감소는 노동시간, 투자, 소비 등도 전부 감소시킨다. 식 (26)에 따르면 양의 마크업충격은 노동소득분배율에 부의 영향을 직접적으로 미친다. 첫 기의 노동소득분배율은 약 0.8% 감소하고 시간이 지남에 따라 빠른 속도로 정상상태로 회복한다.

네 번째 패널은 양(+)<sup>4</sup>의 선호충격이 발생할 경우를 보여준다. 선호충격은 효용함수에 직접 영향을 주므로 소비와 노동시간이 제일 크게 반응한다. 양의 선호충격으로 소비는 증가하고 이는 노동시간의 한계편익을 감소시켜 노동투입시간을 감소시키게 된다. 하지만 그 영향은 0.01% 정도로 미미하다. 또한 생산함수에는 영향을 주지 않으므로 투자도 거의 변화하지 않고 노동시간 감소분을 임금상승이 커버하여 노동소득분배율은 거의 변화하지 않는다.

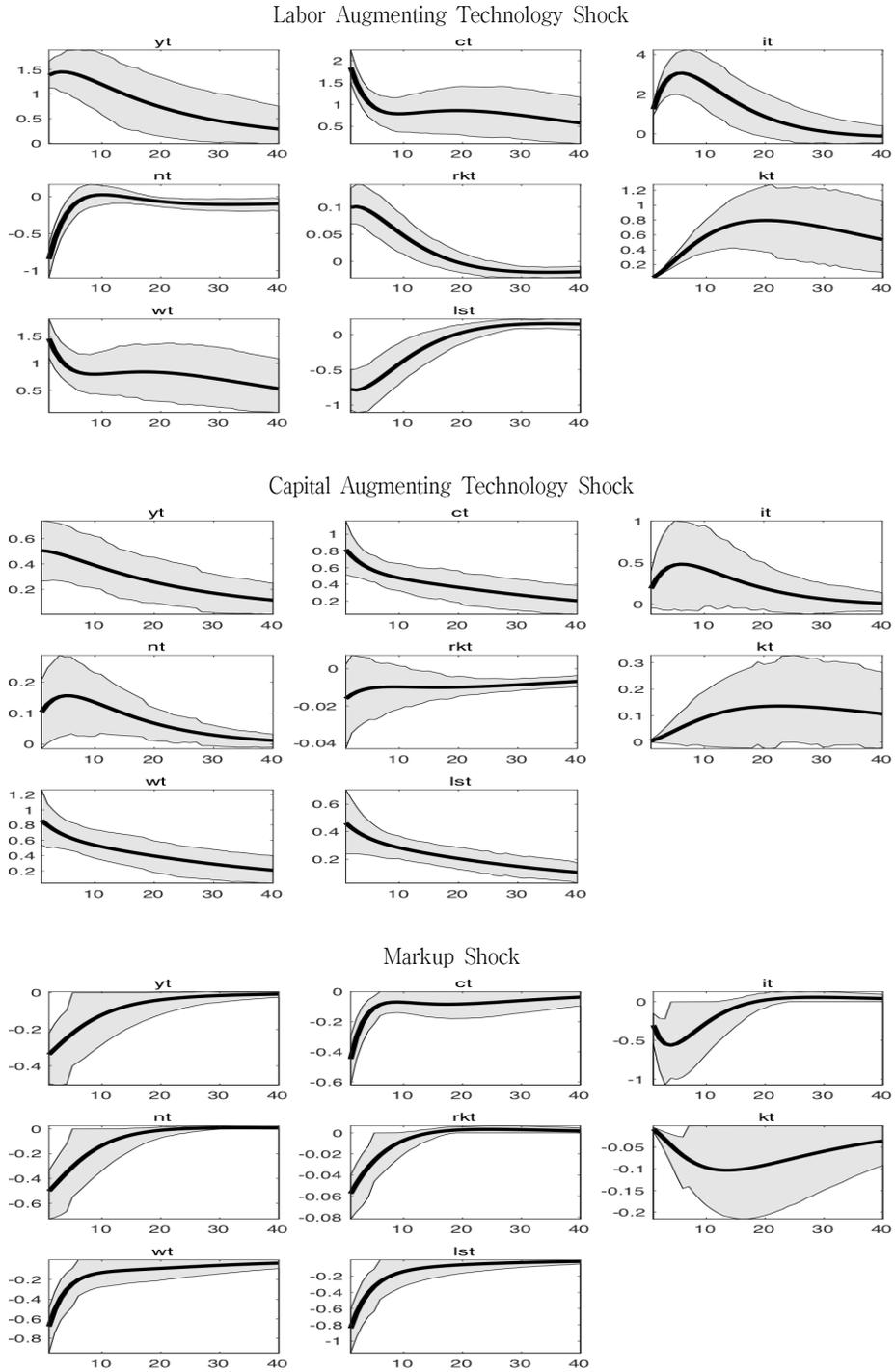
다섯 번째 패널은 양(+)<sup>5</sup>의 투자충격이 발생할 경우를 보여준다. 투자충격은

AR(1) 파라미터가 0.3 정도로 지속성이 거의 없다. 따라서 충격의 영향은 오래 지속되지 않는다. 우선 양의 투자충격은 투자에 가장 큰 영향을 미친다(첫 기에 2.8% 가량 증가). 따라서 자본소득은 늘어나게 되고 늘어난 노동시간에도 불구하고(첫 기에 0.6% 증가) 노동소득분배율은 단기에 감소한다(첫 기에 약 0.2% 감소). 하지만 충격이 짧은 영향을 주므로 2-3기 안에 노동소득분배율은 정상상태로 돌아오고 시간이 지남에 따라 자본임대료는 감소하는 한편 감소했던 실질임금이 증가하여 노동소득분배율은 상승하게 된다.

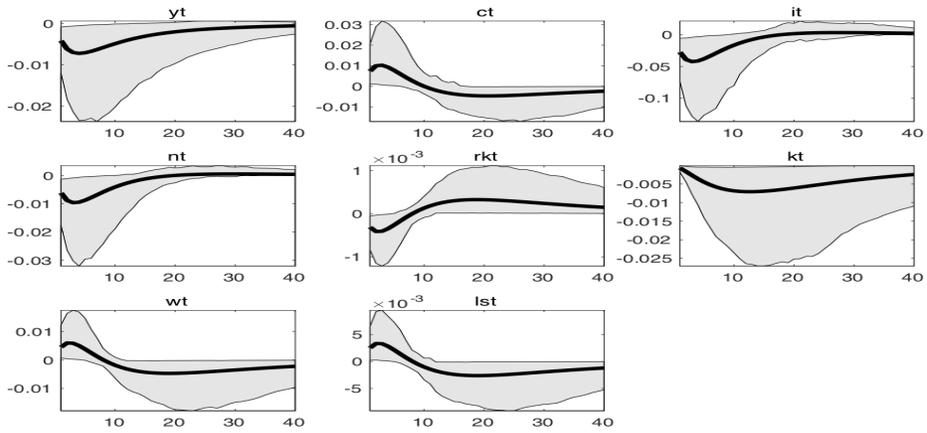
여섯 번째 패널은 양(+)의 정부지출충격의 경우를 보여준다. 정부지출충격의 경우 AR(1) 파라미터가 0.99로 지속성이 아주 높아 충격반응함수가 40기안에 기존의 정상상태로 돌아오지 않음을 알 수 있다. 본 모델에서 정부지출은 가계의 효용이나 기업의 생산에 전혀 영향을 주지 않고 경제에서 사라지는 것으로 설정되어 있다. 따라서 늘어난 정부지출은 가계의 세금인상으로 충당해야 하고 이는 소비를 감소시키고 노동시간을 증가시키는 구축효과를 발생시킨다(첫 기 소비 0.35% 감소, 노동시간 0.3% 증가). 노동시간은 증가하나 임금의 하락과 더불어 자본임대료는 증가하여 노동소득분배율은 단기에 약 0.1% 가량 감소하고 이는 시간이 지남에 따라 기존의 정상상태로 천천히 회복한다.

마지막으로 양(+)의 노동공급충격은 노동공급에 대한 비효용(disutility)의 증가를 의미한다. 따라서 충격은 노동시간을 직접적으로 감소시키고(첫 기 0.8% 감소) 낮은 대체탄력성으로 인해 자본으로의 생산요소 대체가 안 되고 투자 또한 줄어들게 된다(첫 기 0.5% 감소). 줄어든 노동시간과 투자는 생산을 감소시키고 가계의 소비 또한 줄어든다. 하지만 노동공급의 감소가 실질임금을 증가시켜(첫 기 0.6% 상승) 노동소득분배율은 증가하게 된다(첫 기 0.3% 상승). 하지만 장기적으로 노동소득분배율은 감소한다.

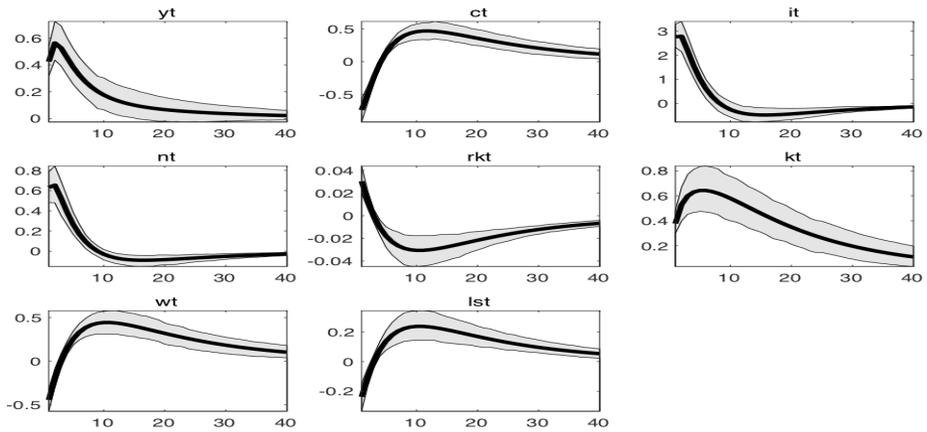
〈Figure 3〉 Impulse Response Functions



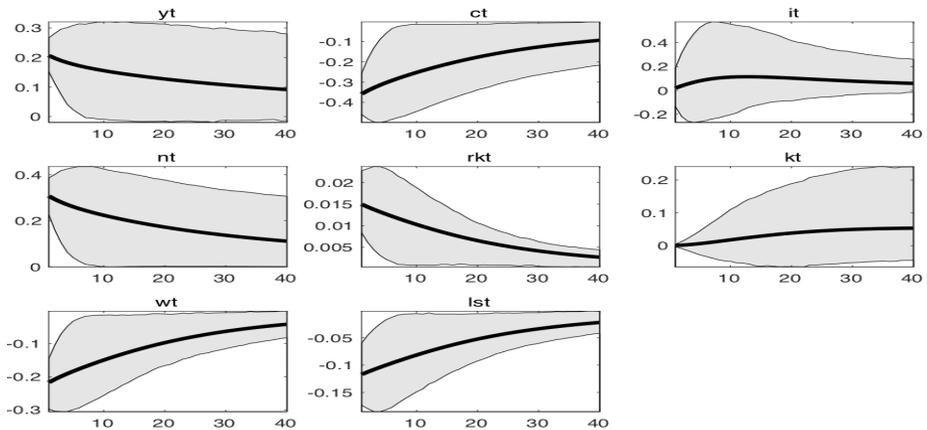
Preference Shock

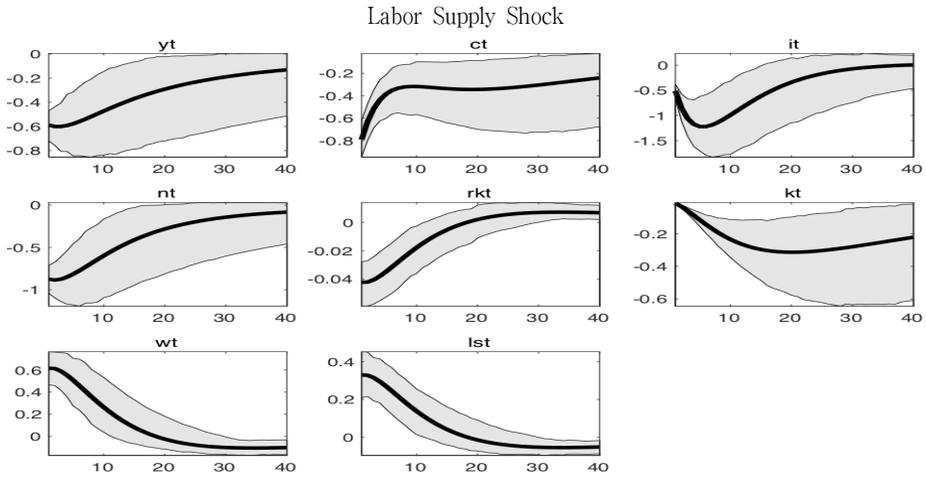


Investment Specific Technology Shock



Government Spending Shock





Note: The grey shaded areas are 95 percent posterior intervals.

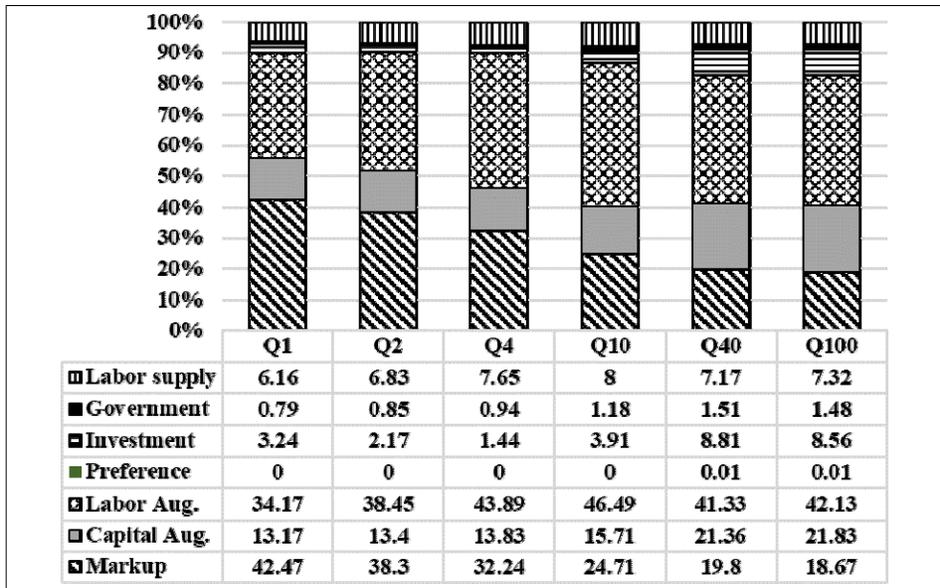
#### 4. 분산분해 분석

본 절에서는 각 구조적 충격들이 노동소득분배율의 예측오차분산에 미치는 기여도를 비교하기 위해 분산분해 분석을 실시한다. 각 충격의 특성은 표 2와 3에 나타난 베이지안 추정방법으로 구한 값들을 사용한다. 시간에 따라 충격들이 미치는 기여도가 변하는 것을 분석하기 위해 시계를 1분기, 2분기, 1년과 같은 단기부터 2.5년(중기), 10년, 25년(장기) 등으로 구분해서 분석한다.

〈Figure 4〉를 보면 단기와 중기에는 마크업 충격과 노동증대형 기술충격이 노동소득분배율 변화에 기여하는 정도가 가장 큰 것으로 나타나고 있다. 1분기에 마크업 충격의 기여도가 42.47퍼센트를 차지하는 반면 시간이 지남에 따라 기여도가 점차 감소해 25년(100분기) 후에는 18.67퍼센트 까지 떨어지게 된다. 반면 생산성에 영향을 미치는 노동증대형 기술충격과 자본증대형 기술충격은 단기에 비해 장기에 그 기여도가 증가하여 40분기 이후에는 자본증대형 기술충격의 기여도가 마크업 충격의 기여도를 상회하게 된다. 노동 및 자본증대형 기술충격과 마크업 충격을 제외한 다른 충격들은 모든 기간에서 10퍼센트에 미치지 못하는 설명력을 보이는 것으로 나타난다. 각 구조적 충격을 수요측면과 공급측면으로 구분해 볼 때, 마크업 충격, 노동 및 자본증대형 기술충격, 노동공급충격은 공급측면에 해당하고 그 외의 정부지출충격, 선호충격, 투자충격은 수요측면으로 분류 할 수 있다. 종합해 볼

때, 한국의 노동소득분배율의 변동에는 수요측면보다는 공급측면의 충격들이 더 높은 기여도를 가지는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 한국의 노동소득분배율에 영향을 미치는 요소 중 노동시장에서의 마찰은 효과가 불명확하며 생산물시장에서 기업의 시장지배력이 미치는 영향이 더 크다는 김배근(2013)의 연구와 어느 정도 일치하고 있다.

〈Figure 4〉 Variance Decomposition of Labor Income Share



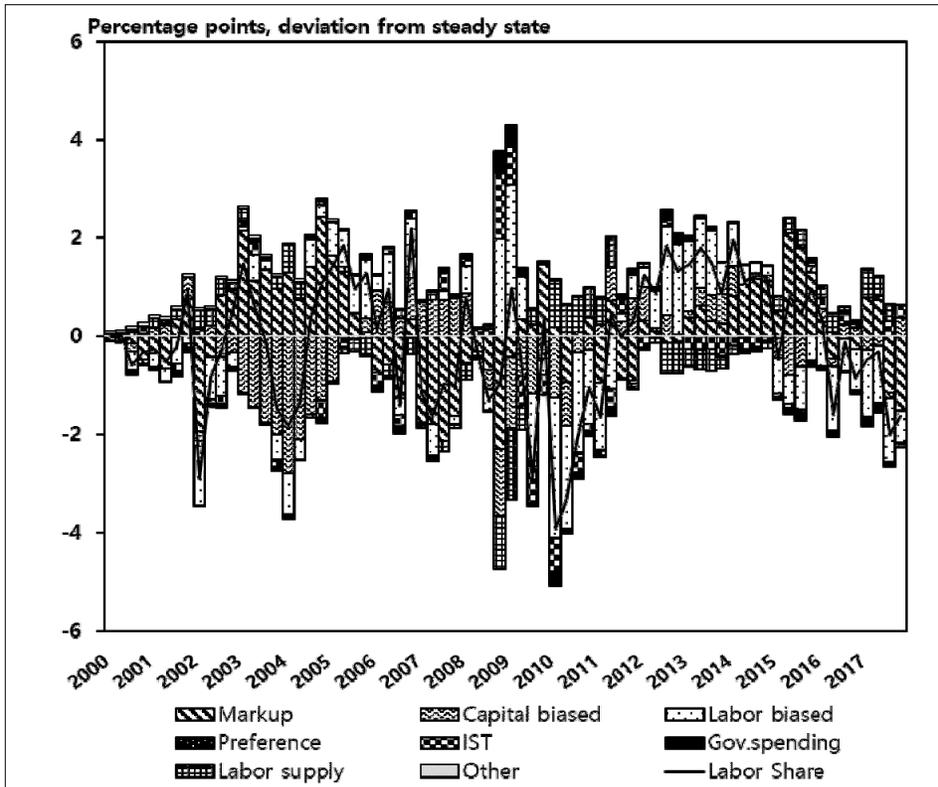
### 5. 역사적 분해

다음으로 2000년부터 2017년까지 실제 노동소득분배율의 변동에 구조적 충격들이 어떠한 영향을 미쳤는지를 알아보기 위하여 역사적 분해(historical decomposition)를 실시한다. 역사적 분해는 노동소득분배율이 시계열에 따라 균제상태로부터 이탈하는 정도를 각 구조충격의 기여도로 분석한 것이다. 〈Figure 5〉에 따르면 분산분해 분석에서 보였듯이 노동소득분배율의 변동에 있어 전반적으로 마크업충격, 노동증대형 기술충격, 자본증대형 기술충격 등의 기여분이 비교적 큰 것으로 나타나며 나머지 정부지출충격, 선호충격, 노동공급충격, 투자충격 등은 비교적 기여도가 낮게 나타난다. 다만 예외적으로 어떤 특정 구간들에서 노동공급충격과 투자충격의

경우 기여도가 커지는 모습을 보인다.

특징적인 구간을 살펴보면 2000년대 초반부터 중반까지는 양의 마크업 충격과 음의 자본증대형 기술충격이 가장 큰 비중을 차지하고 있지만 글로벌 금융위기 이후 침체기인 2008년 4분기를 기점으로서는 대체로 노동증대형 기술충격이 자본증대형 기술충격보다 높은 비중을 차지하고 있다. 또한 2008년 4분기와 2009년 1분기의 경우 다른 기간들에 비해 투자충격과 노동공급충격이 노동소득분배율에 큰 비중을 차지하게 되는데, 이는 글로벌 금융위기로 인해 투자에 대해 부(-)의 충격이 온 한편 노동시장에 있어 노동자들의 노동에 대한 비효용의 증가로 설명 할 수 있다.

〈Figure 5〉 Historical Decomposition of Labor Income Share



일반적으로 노동소득분배율의 증가는 가계의 소비와 투자를 촉진시킨다는 점에서 분배측면에서 국민경제의 건전성을 판단할 때 바람직한 것으로 평가한다. 하지만 2010년 이후 특히 유럽발 금융위기가 발생한 구간에서 한국의 노동소득분배율은

자본증대형 기술진보보다 부(-)의 노동증대형 기술충격에 의해 일어난 것 같은 모습을 보이고 있다. 충격반응분석을 통해 알 수 있듯이 요소간 대체탄력성이 1보다 작은 상황에서는 부(-)의 노동증대형 기술충격이 노동소득분배율을 증가시킨 것이고 따라서 2010년 이후 노동소득분배율의 증가는 노동생산성 및 기술 저하로 인한 것으로 해석할 수 있다.

## V. 결론

최근 들어 정치권이나 학계에서 노동소득분배율을 여러 정책의 지표나 평가수단으로 보고 있다. 노동소득분배율의 올바른 측정방법에 대한 논의도 활발하고 노동소득분배율을 늘리는 정책이 경제 불평등을 해소하는 정책으로 인식되기도 한다. 하지만 노동소득분배율에 영향을 미치는 정책들을 설계하고 실행하기에 앞서 과연 노동소득분배율이 어떠한 경제충격에 대해 어떻게 반응하는가를 알아보는 우선되어야 한다. 따라서 본고에서는 여러 가지 경기변동요인들이 우리나라 노동소득분배율에 미치는 영향을 자본조정비용과 독점적 경쟁이 있는 일반화된 CES 생산함수를 포함한 DSGE 모형을 구축하고 베이지안 추정을 통해서 분석한다.

분석결과 우리나라의 생산요소간 대체탄력성은 1보다 작은 0.453로 추정되어 기술의 요소편향적인 충격이 올 경우 그 충격과 반대되는 방향으로 요소소득분배율이 변화함을 알 수 있다. 예로, 노동특화형 기술진보가 오히려 노동소득분배율을 하락시킬 수 있다는 것이다. 또한 노동소득분배율에 영향을 미치는 요소들에 대해 분산분해분석을 한 결과 자본, 노동편향적인 기술충격들과 마크업 충격이 노동소득분배율 변동에 가장 큰 비중을 차지함을 보였다. 한편 2010년 이후에는 노동소득분배율의 변동이 자본증대형 기술충격보다는 노동증대형 기술충격에 의해 설명되고 있는 것으로 나타난다. 생산요소간 대체탄력성이 비탄력적인 상황에서 노동소득분배율의 증가가 노동증대형 기술충격으로 설명된다는 것은 노동소득분배율의 상승이 노동생산성의 하락에 의해 일어나고 있다는 것을 의미한다.

이러한 결과는 최근 한국의 실질임금 상승률이 노동생산성의 성장률을 하회하고 있는가에 대한 논란<sup>20)</sup>에 대한 해답에 하나의 실마리가 될 수 있다는 점에서 주목할

20) 김유선(2018), 박정수(2019) 참조.

만하다. 모형에 따르면, 2010년대 노동소득분배율이 지속적으로 하락하는 듯한 추세를 보인 미국<sup>21)</sup>과 달리 한국 노동소득분배율의 일시적 개선은 이 기간 중 노동증대형 기술진보가 더디어서 나타난 현상으로 볼 수 있다. 이는 노동소득분배율의 개선이 실은 노동생산성이 자본생산성보다 상대적으로 더디게 향상되어 나타난 결과로 볼 수 있다는 점에서 장기적인 관점에서는 반갑지 않은 현상일 수도 있다. 실제 한국 노동생산성이 OECD 중 최하위 권으로 지적되고 있는 상황은 한국의 잠재성장률에 대한 영향뿐 아니라 추후 분배측면에서의 문제가 될 수 있기 때문이다. 추후 4차 산업혁명의 발달로 인공지능이나 컴퓨터로 노동력의 대체가 가능해짐에 따라 요소간의 대체가 쉬워지게 될 때 지금의 낮은 노동생산성은 점차 성장 동력뿐 아니라 노동소득분배율 하락에 큰 영향을 미치게 될 것이다.

본 연구는 신축가격을 가정하고 노동시장에서의 마찰이 없는 폐쇄경제를 가정하고 있다. 따라서 소규모 개방경제의 특성을 지니고 있는 한국경제에서 환율변동이나 국제유가 변동, 또한 선행 연구들에서 지적하고 있는 세계화가 노동소득분배율에 미치는 영향을 분석할 수 없으며 신축가격을 가정함으로 노동시장과 생산물시장에서 발생하는 가격 경직성의 영향을 제대로 반영하기 힘들다는 한계가 있다. 따라서 추후 한국의 노동소득분배율의 변동을 규명하기 위한 연구에서는 이를 보완해야 할 것이다.

## ■ 참고 문헌

1. 김배근, “노동소득분배율 측정 및 결정요인에 관한 연구,” 한국은행 『經濟分析』, 제19권 제3호, 2013, pp. 389-418.  
(Translated in English) Kim, Bae-Geun, “What Explains Movements in the Labor Income Share in the Korean Economy?” *Economic Analysis (Quarterly)*, Vol. 19, No. 3, 2013, pp. 1-48.
2. 김성태 · 이상돈 · 조경엽 · 임병인, “한국의 산업별 생산의 대체탄력성 추정,” 『응용경제』, 제

21) <그림 1>을 참조할것.

13권 제3호, 2011, pp.99-122.

(Translated in English) Kim, Sung Tai, Sang Don Lee, Kyeong Lyeob Cho, and Byung In Lim, "An Estimation of the Production Elasticity of Substitution in 28 Korean Industries," *Korea Review of Applied Economics*, Vol. 13, No. 4, 2011, pp.99-122.

3. 김유선. "한국의 노동생산성과 실질임금 추이," 『KLSI 이슈페이퍼』, 2018.

(Translated in English) Kim, Yoo-Sun, "The Trend of Labor Productivity and Real Wages in Korea," *KLSI Issue Paper*, No. 108, 2018.

4. 남광희, "명목적, 실질적 마찰요인을 고려한 동태확률일반균형모형을 이용한 경기변동의 실증분석," 『산업경제연구』, 제30권 제2호, 2017, pp.331-358.

(Translated in English) Nam, Kwanghee, "On the Business Cycle of a DSGE Model with Nominal and Real Rigidities," *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 30, No. 2, 2017, pp.331-358.

5. 박정수, "한국경제의 노동생산성과 임금," 『한국경제포럼』, 제12권 제1호, 2019, pp.81-112.

(Translated in English) Park, Jungsoo, "Labor Productivity and Wage in Korean Economy," *The Korean Economic Forum*, Vol. 12, No. 1, 2019, pp.81-112.

6. 전수민 · 주상영, "노동소득분배율의 측정," 『사회경제평론』, 제43권, 2014, pp.31-65.

(Translated in English) Jeon, Su Min and Sangyong Joo, "Measuring Labor Income Share for Korea," *The Review of Social & Economics Studies*, No. 43, 2014, pp.31-65.

7. \_\_\_\_\_, "산업별 노동소득분배율의 결정요인," 『사회경제평론』, 제56권, 2018, pp.39-69.

(Translated in English) Jeon, Su Min and Sangyong Joo, "The Determinants of Industrial Labor Income Shares for Korea." *The Review of Social & Economics Studies*, No. 56, 2018, pp.39-69.

8. 주상영, "노동소득분배율 변동이 내수에 미치는 영향," 『경제발전연구』, 제19권, 2013, pp.151-182.

(Translated in English) Joo, Sangyong, "The Effects of Labor Income Shares on Domestic Demand," *Journal of Korean Economic Development*, Vol. 19, No. 2, 2013, pp.151-182.

9. \_\_\_\_\_, "노동소득분배율과 소비," 『노동리뷰』, 제129호, 2015, pp.65-75.

(Translated in English) Joo, Sangyong, "Wage Share and Consumption," *Monthly Labor Review*, No. 129, 2015, pp.65-75.

10. 홍장표, "노동시장에 대한 경제학적 접근: 한국 제조업에서의 노동소득분배율 변동요인 분석," 『산업노동연구』, 제19권 제1호, 2013, pp.1-34.

(Translated in English) Hong, Jang-Pyo, "An Analysis of Movements in the Labor Share of Income in the Korean Manufacturing Industries," *Korean Journal of Labor Studies*, Vol. 19, No. 1, 2013, pp.1-34.

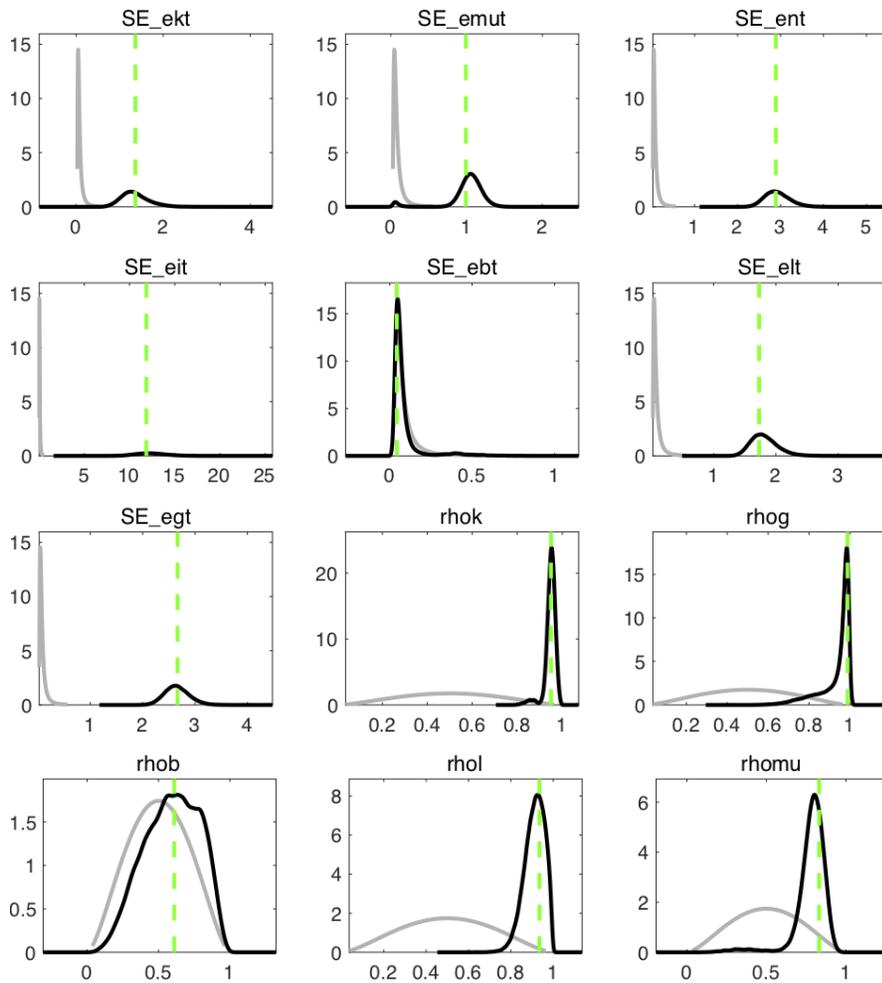
11. \_\_\_\_\_, "한국의 노동소득분배율 변동이 총수요에 미치는 영향," 『사회경제평론』, 제43권, 2014, pp.101-138.

(Translated in English) Hong, Jang-Pyo, "The Effect of Changes in the Labor Share of Income on the Aggregate Demand in Korea: Application for Wage-led Growth Model,"

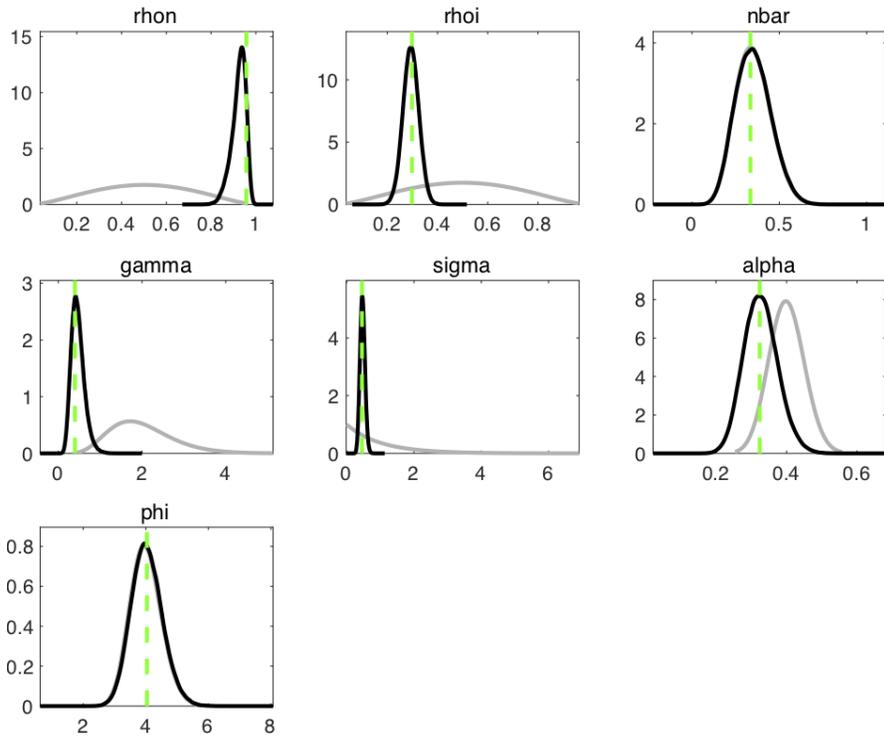
- The Review of Social & Economics Studies*, No. 43, 2014, pp.101-138.
12. Acemoglu, D., "Labor and Capital Augmenting Technical Change," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, No. 1, 2003, pp.1-37.
  13. Bentolila, S. and G. Saint-Paul, "Explaining Movements in the Labor Share," *The B. E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 3, No. 1, 2003, pp.1-33.
  14. Cantore, C., M. León-Ledesma, P. McAdam, and A. Willman, "Shocking Stuff: Technology, Hours, and Factor Substitution," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 12, No. 1, 2014, pp.108-128.
  15. Cantore, C., P. Levine, J. Pearlman, and B. Yang, "CES Technology and Business Cycle Fluctuations," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 61, 2015, pp.133-151.
  16. Giandrea, M. D. and S. A. Sprague, "Estimating the US Labor Share," *Monthly Labor Review*, U.S. Bureau of Labor Statistics, 2017, <https://doi.org/10.21916/mlr.2017.7>.
  17. Guscina, A., "Effects of Globalization on Labor's Share in National Income," *IMF Working Papers* 06(294), 2006, <https://doi.org/10.5089/9781451865547.001>.
  18. Harrison, A., "Has Globalization Eroded Labor's Share? Some Cross-country Evidence," *MPRA Paper*. 2005, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/39649>.
  19. Hirakata, N. and Y. Koike, "The Labor Share, Capital-Labor Substitution, and Factor Augmenting Technologies," *Bank of Japan Working Paper*, 2018.
  20. Jeong, D., "Estimating the Elasticity of Substitution between Labor and Capital in Korea: Implications for Labor Share," *KDI Policy Study*, 22, 2015.
  21. Karabarbounis, L. and B. Neiman, "The Global Decline of the Labor Share," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 1, 2013, pp.61-103.
  22. Koh, D. and R. Santaeullia-Llopis, "The Shape of the Aggregate Production Function over the Business Cycle and its Implications for the Labor Market," *Working Paper*, Washington University in St. Louis and University of Arkansas. 2014. DOI:10.2139/ssrn.2505283.
  23. Smets, F. and R. Wouters, "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, No. 1, 2003, pp.1123-1175.
  24. Smets, F. and R. Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, 2007, pp.586-606.

별첨 A. Prior and Posterior distribution

(Figure A.1) Prior and Posterior distribution<sup>22)</sup>



22) Graphs indicate in turn standard errors of capital augmenting technology shock, markup shock, labor augmenting technology shock, investment specific technology shock, preference shock, labor supply shock, and government spending shock; Persistence of capital augmenting technology shock, government spending shock, preference shock, labor supply shock, markup shock, labor augmenting technology shock, investment specific technology shock; and  $h, \gamma, \sigma, \alpha, \phi$ .



## 별첨 B. Linearized First-order Conditions

$$y_t^{obs} = \hat{y}_t \quad (1)$$

$$c_t^{obs} = \hat{c}_t \quad (2)$$

$$h_t^{obs} = \hat{h}_t \quad (3)$$

$$i_t^{obs} = \hat{i}_t \quad (4)$$

$$R_t^{obs} = \hat{r}_t \quad (5)$$

$$l_s^{obs} = \hat{l}_s \quad (6)$$

$$\hat{\lambda}_t = \hat{Z}B_t - \hat{c}_t \quad (7)$$

$$\hat{\lambda}_t = \hat{r}_t \frac{1}{R} + \hat{\lambda}_{t+1} \quad (8)$$

$$\hat{\lambda}_t + \hat{w}_t = \hat{Z}B_t + \hat{Z}L_t + \hat{h}_t \gamma \quad (9)$$

$$\hat{r}_t + R \hat{q}_t = \hat{r}_{t+1}^k + (1 - \delta) \hat{q}_{t+1} \quad (10)$$

$$\hat{k}_t = (1 - \delta) \hat{k}_{t-1} + \delta (\hat{i}_t + \hat{Z}I_t) \quad (11)$$

$$\hat{i}_t \left(1 + \frac{1}{R}\right) = \frac{1}{\phi} (\hat{q}_t + \hat{Z}I_t) + \hat{i}_{t-1} + \frac{1}{R} \hat{i}_{t+1} \quad (12)$$

$$y_t^w = (1 - \alpha) (\hat{h}_t + \hat{Z}H_t) + \alpha (\hat{k}_{t-1} + \hat{Z}K_t) \quad (13)$$

$$\hat{w}_t = (-\hat{Z}P_t) + \hat{Z}H_t \frac{\sigma - 1}{\sigma} + \frac{1}{\sigma} (y_t^w - \hat{h}_t) \quad (14)$$

$$\frac{1}{r^k} \hat{r}_t^k = (-\hat{Z}P_t) + \hat{Z}K_t \frac{\sigma - 1}{\sigma} + \frac{1}{\sigma} (y_t^w - \hat{k}_{t-1}) \quad (15)$$

$$\hat{y}_t = \hat{c}_t c_y + \hat{i}_t i_y + g_y \hat{g}_t \quad (16)$$

$$y_t^w = \hat{y}_t \quad (17)$$

$$\hat{l}_s = \alpha (\hat{h}_t + \hat{w}_t) - \hat{Z}P_t - \alpha \left( \hat{k}_{t-1} + \frac{\hat{r}_t^k}{r^k} \right) \quad (18)$$

$$\hat{Z}P_t = \rho_{ZP} \hat{Z}P_{t-1} + \varepsilon_{ZP_t} \quad (19)$$

$$\hat{Z}K_t = \rho_{ZK} \hat{Z}K_{t-1} + \varepsilon_{ZK_t} \quad (20)$$

$$\hat{Z}H_t = \rho_{ZH} \hat{Z}H_{t-1} + \varepsilon_{ZH_t} \quad (21)$$

$$\hat{Z}I_t = \rho_{ZI} \hat{Z}I_{t-1} + \varepsilon_{ZI_t} \quad (22)$$

$$\hat{g}_t = \rho_G \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_{G_t} \quad (23)$$

$$\hat{Z}B_t = \rho_{ZB} \hat{Z}B_{t-1} + \varepsilon_{ZB_t} \quad (24)$$

$$\hat{Z}L_t = \rho_{ZL} \hat{Z}L_{t-1} + \varepsilon_{ZL_t} \quad (25)$$

## Analyzing Determinants of Labor Income Share Fluctuations in Korea

Hul Hwang\* · Sunghyun Kim\*\*

### Abstract

This study analyzes business cycle factors that affect the labor income share in Korea. For the analysis, we employ a Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model with generalized CES production function, monopolistic competition, and investment adjustment costs. We include 7 exogenous shocks in the model (labor augmenting productivity shock, capital augmenting productivity shock, markup shock, investment specific technology shock, preference shock, labor supply shock, government spending shock). The Bayesian estimation shows that the elasticity of substitution between production factors is 0.453, implying that the factor augmenting productivity shock and the factor income share have a negative relationship. Variance decomposition reveals that the markup and labor augmenting technology shocks are more important in explaining the short-run dynamics of labor income share, while the capital augmenting technology shock becomes more prevalent in the long run. Historical decomposition shows that the labor augmenting technology shock has been more effective in affecting labor income share than the capital augmenting technology shock since the global financial crisis. These results can provide policy implications on technology promotion that can affect the labor income share more effectively.

**Key Words:** labor income share, markup, DSGE model, Bayesian estimation, variance decomposition

**JEL Classification:** E3, D3

---

*Received: Sept. 30, 2019. Revised: Dec. 2, 2019. Accepted: Dec. 16, 2019.*

\* First Author, Graduate Student, Department of Economics, Sungkyunkwan University, 25-2, Sungkyunkwan-ro, Jongno-gu, Seoul 03063, Korea, e-mail: hur34@skku.edu

\*\* Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, 25-2, Sungkyunkwan-ro, Jongno-gu, Seoul 03063, Korea, Phone: +82-2-740-1564, e-mail: shenrykim@skku.edu