2019년도 연구용역보고서

노동시장의 유휴생산능력을 고려한 통화정책의 경제효과 분석

- 2019. 8. -

이 연구는 국회예산정책처의 연구용역사업으로 수행된 것으로서, 보고서의 내용은 연구용역사업을 수행한 연구자의 개인 의견이며, 국회예산정책처의 공식 견해가 아님을 알려드립니다.

연구책임자

아주대학교 김태봉

노동시장의 유휴생산능력을 고려한 통화정책의 경제효과 분석

2019년 8월

연구책임자 김태봉 (아주대학교 경제학과)
공동연구원 이한규 (동덕여자대학교 경제학과)

이 연구는 국회예산정책처의 연구 용역사업으로
수행된 것으로서, 본 연구에서 제시된 의견이나 대안 등은
국회예산정책서의 공식의견이 아니라 본 연구진의 개인
의견임

국회예산정책처
National Assembly Budget Office

요 약

1. 분석배경

❑ 노동시장의 유휴생산능력은 거시경제 정책의 중요한 변수로 인식되고 있음에도 불구하고, 기존 거시 이론 모형은 노동시장에 대한 설명의 한계를 지님.

- ○ 금융위기 당시 미국 연준은 통화정책의 기조를 실업률 등과 같은 변수를 바탕으로 설정했던 바와 같이 거시 경제 정책에 있어서 노동시장의 유휴생산능력은 핵심적인 역할을 수행하고 있음.
- ○ 반면, 학계에서 제시된 DSGE모형은 다양한 활용도에도 불구하고 노동 시장의 외연적 척도를 식별하지 못하는 등 노동 시장의 유휴생산능력을 설명하기에는 한계점이 존재

❑ 본 보고서는 최근 학계에서 제시된 노동 시장의 마찰요인을 고려한 거시 이론 모형을 확장하여 우리나라의 통화 정책에 대한 시사점을 도출하고자 함.

- ○ 최근 문헌에서 노동 시장 내의 마찰 요인을 도입하는 두 가지의 형태 중, Gali(2011)가 제시한 노동자의 시장지배력으로 인한 비자발적 실업을 사용
- ○ 한국 경제를 상정하기 위해서 소규모 개방 경제 모형으로 확장하고, 아울러 한국의 주요 거시 경제 변수들을 활용하여 추정
- ○ 추정된 모형을 바탕으로 노동 시장의 다양한 동태 실증 분석을 수행하고, 노동시장의 유휴생산능력, 즉, 실업률갭이나 고용률갭을 총산출갭 대신 통화정책의 운용에 활용했을 때의 사회 후생 효과를 분석하고자 함.

2. 본문요약

❑ 모형의 추정 결과, 부분적으로 보완해야할 점이 존재하나 실증분석의 결과는 비교적 합당한 것으로 판단

- ○ 베이지언 기법으로 추정된 모형 내에서의 구조 모수들은 일반적으로 문헌에서 알려진 수준의 추정 결과가 나타남.
- ○ 구조 충격 요인에 대한 거시변수의 반응함수들을 통해 실업률, 고용률 등과 같은 노동시장의 유휴생산능력의 다양한 반응을 점검해 봄.
- ○ 주요 거시변수들에 대한 역사적 분해 결과, 해외 구조충격요인의 비교적 높은 기여도가 한국 경제의 높은 해외 의존도를 반영하고 있음을 시사
- ○ 다만, 추정결과 일부 이론 모형의 한계 있음을 발견
  - – 해외 인플레이션율과 같은 경우 주요 거시 변수들에 대해서 지나치게 기여도가 높다는 점이 한계
  - – 추정된 모형이 함의하는 일부 거시 변수들의 변동성이 다소 높게 나타난 점도 한계가 있음을 시사
  - – 이는 해외 변수들 간의 내생적 관계가 모형 내에서 식별되지 않은 관계로 부분적인 편의가 있다는 가능성

❑ 정책 모의실험 결과, 통화당국이 총산출갭을 보완하는 실물지표를 사용하고자 할 때는 고용률에 입각한 지표를 활용하는 것이 바람직하다는 점을 시사

- ○ 지난 기의 총산출갭을 활용한 통화정책 준칙이 금 기의 노동시장 지표를 활용한 경우보다 높은 사회후생 수준이 제시됨.
- ○ 한편, 노동시장 지표 간에는 고용률을 활용한 통화정책 준칙이 실업률에 비해서 사회 후생 측면에서 월등한 것으로 드러남.
- ○ 모의실험 결과에 대한 원인에 대한 분석은 아직 이루어지지 않았으며, 앞선 실증 분석에서 제시된 한계점을 고려하여 이론 모형의 보완과 함께 재검토되어야할 것으로 사료

차 례

I. 서론

1. 검토배경 ····· 1
2. 보고서의 내용과 구성 ····· 2

II. 기존연구

1. 노동시장의 마찰요인과 거시경제모형 ····· 4
2. 노동시장 유휴생산능력 지표 ····· 5
3. 관련 국내문헌 ····· 6

III. 모형

1. 모형의 개괄 ····· 9
2. 가계부문 ····· 10
3. 기업부문 ····· 18
   가. 최종 소비재와 최종 투자재 생산 기업 ····· 18
   나. 최종 국내재 생산 기업 ····· 19
   다. 중간재 생산 기업 ····· 20
   라. 수입재 생산 기업 ····· 22
   마. 수출재 생산 기업 ····· 23
3. 통화당국과 정부 ····· 25
4. 집계화 및 국제수지 ····· 26

IV. 모형의 추정 및 실증분석

1. 표본 자료 ····· 29
2. 추정 방법과 추정 결과 ····· 32
3. 주요 거시변수들의 충격반응함수 ····· 39
4. 구조충격요인의 잔차와 역사적 분해 ····· 43
5. 실증분석 소결 ····· 48

V. 모형의 모의실험

1. 모의정책 실험의 개요 ····· 49
2. 사회후생 척도 및 모의실험 ····· 50
3. 모의정책 실험 결과 ····· 52

VI. 맺음말

참고문헌 ····· 58
부록 A ····· 60
부록 B ····· 66

표 차례

[표 1] ····· 29
[표 2] ····· 31
[표 3] ····· 34
[표 4] ····· 42
[표 5] ····· 44
[표 6] ····· 52
[표 7] ····· 55

그림 차례

[그림 1] ····· 36
[그림 2] ····· 37
[그림 3] ····· 38
[그림 4] ····· 40
[그림 5] ····· 41
[그림 6] ····· 44
[그림 7] ····· 46
[그림 8] ····· 46
[그림 9] ····· 47
[그림 10] ····· 47

I. 서론

1. 검토배경

엄밀한 미시적 기초와 명목가격 경직성 (nominal rigidity)을 특징으로 하는 새케인지안 (New Keynesian) 확률적 일반균형모형 (dynamic stochastic general equilibrium, DSGE)은 개발 직후부터 경제전망이나 경제정책 효과 분석 등 다양한 거시경제분석에 활용되어 왔으며, 중앙은행 등 정책기관 뿐만 아니라 학계에서도 핵심적인 거시경제 분석 도구로서 유용성을 인정받아 왔다.

그러나 그간의 긍정적인 평가에도 불구하고, 다른 한편에는 새케인지언 DSGE 모형의 한계를 지적하는 비판도 존재한다. 그 중 새케인지언 DSGE 모형이 상정하고 있는 노동시장이 비현실적이라는 지적은 가장 중대한 비판으로 인식되어왔다. 현실의 노동시장의 경우에 노동공급 변동의 상당 부분은 실업자나 취업자 수의 변화와 같이 외연적 척도 (extensive margin)를 통해 나타나는데 반해, 표준적인 새케인지언 DSGE 모형에서 노동공급의 변동은 오직 노동시간의 변동과 같은 내포적 척도 (intensive margin)을 통해서만 나타나게 된다. 그 결과 대표적인 노동시장 관련 변수인 실업률 등은 모형 내에서 정의되지 않으며, 따라서 노동시장에 대한 본격적인 분석도 불가능하다.

'오쿤의 법칙'이 시사하는 바와 같이 실업률이나 경제활동참여율 등의 노동시장 관련 지표는 전통적으로 전반적인 거시경제 상황을 판단하는데 유용한 변수로 인지되어 왔다. 또한 글로벌 금융위기 이후 미국 연준이 통화정책 기조 변화의 전제 조건으로 실업률 기준을 제시한 사례에서 보여지듯이, 고용 관련 변수는 통화정책 등 거시경제정책 운용에 있어서 핵심 변수의 역할을 수행하여 왔다.[1] 이러한 견지에서 노동시장 관련 변수를 적절히 내생화할 수 없는 기존의 새케인지언 DSGE 모형의 한계는 분명하다.

이러한 한계를 극복하기 위해 최근 학계를 중심으로 노동시장에 일정한 마찰요인을 도입하여 노동시장의 동학을 좀 더 현실적으로 모형화할 수 있도록 거시경제모형을 구축하고자 하는 시도가 다양하게 이루어져 왔다. 이러한 일련의 시도는 노동시장 내 마찰요인으로 무엇을 고려하는냐에 따라 크게 두 가지로 대별될 수 있다. 첫째는 Mortensen and Pissarides (1994)를 따라 구직활동 과정에 내재된 구직자와 구인자 사이의 탐색과 매칭 (search and matching) 문제에 주

1) 글로벌 금융위기 이후 미국 연준의 forward guidance에서 노동시장 관련 변수의 역할에 대해서는 Campbell et al. (2012)를 참조.

목한다. 또 다른 시도는 Erceg, Henderson and Levin (2000)을 따라 Galí (2011b)와 Casares (2010) 등이 정교화한 접근 방식으로 독점적 노동공급에 따른 시장지배력 (market power)에 주목한다. 즉, 노동공급자가 노동조합의 집합적 교섭 (collective bargaining)을 통해 노동시장에서 시장지배력을 확보하게 되면 임금설정 과정에 마크업(mark-up)이 나타나고, 그 결과로 비자발적 실업 (involuntary unemployment)이 발생할 수 있다는 것이다. 이러한 거시경제학계의 이론적 성과를 바탕으로 이후에는 노동시장 내 대표적인 마찰요인을 표준적인 새케인지언 DSGE 모형에 도입하고, 이를 바탕으로 노동시장을 포함한 거시경제 분석에 활용하고자 하는 시도가 다양하게 이루어져 왔다. Galí, Smets and Wouters (2011)나 Kim and Lee (2016) 등이 그 대표적인 사례라 할 것이다.

한편 글로벌 금융위기의 회복과정에서 나타난 가장 흥미로운 사실 중의 하나는 공식 실업률과 주요 거시변수 사이의 상관성이 이전과 비교하여 크게 하락하였다는 점이다. 이로 인해 이전까지 대표적인 노동시장 유휴생산능력 (labor market slack) 지표로 인식되어왔던 실업률의 유효성에 대해 의문이 제기되었으며, 실업률을 대체할 수 있는 대안적 노동시장 유휴생산능력 지표에 대한 모색이 진행되어왔다. 그 결과 경제활동참여율 변동으로 인한 착시로부터 상대적으로 자유로울 수 있는 고용률이 노동시장 유휴생산능력 지표로서 보다 우월하다는 사실이 확인되었으며, 취업자, 실업자 및 비경제활동인구로 구성된 전통적인 고용분류 기준으로는 포착하기 어려운 불완전취업 (underemployment)이나 잠재실업 (hidden unemployment) 등의 경계적(marginal) 고용 상태를 보다 적극적으로 반영할 수 있도록 고용지표를 개선할 필요가 있음이 지적되었다.

2. 보고서의 내용과 구성

본 보고서는 이러한 거시경제학계의 최근 연구 동향을 반영하여 우리나라 거시경제를 노동시장과 통화정책을 중심으로 분석하고자 한다. 이를 위해 본 보고서는 먼저 우리나라의 거시경제구조와 노동시장의 특징을 적절히 반영할 수 있는 새케인지언 DSGE 모형을 설정하였다. 실업률 등 주요 노동시장 관련 변수를 내생화하기 위해서 Galí (2011b) 등을 따라 노동공급이 독점적 경쟁의 형태로 이루어진다고 가정하였는데, 그 결과 임금설정 과정에서 마크업 (mark-up)이 나타나게 되고, 이로 인해 불가피하게 비자발적 실업이 발생한다. 한편 소규모 개방경제의 특징이 두드러진 우리 경제의 구조적 특성을 반영하여 기존 모형을 소규모 개방경제 모형으로 확장하였다.[2)]

2) Kim and Lee (2016)과는 달리 교역재와 비교역재 부문을 따로 구분하지 않았지만, 모형 내에 자본

다음으로는 설정된 모형을 우리나라 거시경제 분석에 활용하기 위해 모형 내 주요 모수와 외생변수의 확률과정을 우리나라의 주요 거시경제 시계열을 이용하여 추정하였다. 추정 방법론은 관련 연구에서 널리 활용되고 있는 베이지언 추정법 (Bayesian estimation method)을 활용하였다. 13개의 거시 변수들에 대한 표본 자료들을 이용하여 제시된 모형을 추정하고, 충격반응함수와 추정된 모형이 함의하는 변동성 예측 등의 모의실험과 더불어, 구조충격요인의 역사적 분해를 수행하였다.

마지막으로 노동시장 유휴생산능력 지표와 통화정책에 관한 정책적 시사점 도출을 위해 추정된 모형을 이용하여 모의정책실험 (policy experiment)을 시도하였다. 즉 주요국 정책금리 결정 과정에서 활용되고 있다고 알려진 총생산갭 대신에 실업률갭이나 고용률갭과 같은 노동시장 유휴생산능력 지표가 사용되는 경우를 상정하고, 각 경우의 사회후생 수준을 계산하였다. 그리고 이를 총생산갭을 사용한 경우의 사회후생 수준과 비교함으로써, 통화정책 운용 시에 노동시장 유휴생산능력 지표를 활용함으로써 기대할 수 있는 사회후생 상의 개선 효과를 검토하고자 하였다. 다만 총생산갭을 사용하는 경우에는 총생산갭 추정의 어려움을 고려하여, 전기의 총생산갭이 정책금리 결정에 반영된다고 가정하였다. 한편 사회후생 수준의 비교를 위해서는 모형의 해(solution)을 1차 근사 (first-order approximation)하는 것만으로는 충분치 않다는 점을 고려하여, 2차 근사 (second-order approximation)의 방법론을 적용하였다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2절에서는 노동시장과 통화정책과 관련된 국내외 관련 연구를 소개한다. 다음으로 제3절에서는 본 연구에서 사용된 이론모형의 구성요소를 구체적으로 기술하고, 제4절에서는 추정 방법 및 추정 결과와 더불어 한국 경제에 대한 실증분석을 제시한다. 마지막으로 제5절에서는 전 절에서 추정된 모형을 이용하여 가상의 정책실험을 수행하고 그 결과를 보고한다. 마지막으로 결론에서는 본 연구의 주요 분석결과를 요약하고, 이로부터 도출될 수 있는 정책적 시사점에 대하여 논의할 것이다.

을 명시적으로 도입하고 인플레이션 지수화(indexation)을 고려하는 등 전반적으로 모형의 구조를 보다 현실적으로 개선하였다.

II. 기존 연구

1. 노동시장의 마찰요인과 거시경제모형

Christiano, Eichenbaum and Evans (2005)와 Smets and Wouters (2005) 이후, 새케인지안 DSGE 모형은 경제전망이나 경제정책 효과 분석 등 다양한 거시경제분석에 활용되어 왔으며, 중앙은행 등 정책기관 뿐만 아니라 학계에서도 핵심적인 거시경제 분석 도구로서 그 유용성을 인정받아 왔다. 그러나 새케인지안 DSGE 모형의 이러한 성공에도 불구하고, 이 모형이 암묵적으로 상정하고 있는 노동시장은 실업 현상이 존재하지 않는 등 비현실적이라는 비판이 제기되어 왔다.

이러한 비판에 대응하여 최근에는 노동시장에 일정한 마찰요인을 도입하여 노동시장의 동학을 좀 더 현실적으로 모형화함으로써 새케인지언 DSGE 모형을 개선하고자 하는 다양한 시도가 이루어져 왔다. 서론에서 상술한 바와 같이 관련 문헌은 노동시장 내 어떤 마찰요인을 도입하는냐에 따라 크게 두 가지로 구분할 수 있는데, Mortensen and Pissarides (1994)를 따라 구직자와 구인자 사이의 탐색과 매칭 문제를 강조한 연구가 있는 반면, 다른 연구는 Erceg, Henderson and Levin (2000)을 따라 독점적 노동공급의 결과로 나타나는 임금결정 과정에서의 노동공급자의 시장지배력을 강조한다. Gertler, Sala and Trigari (2008)와 Trigari (2009)가 전자의 흐름을 대표하는 연구라고 할 수 있으며, Casares (2010), Galí (2011a), Galí, Smets and Wouters (2011) 및 Casares, Moreno and Vazquez (2014)는 후자의 흐름을 대표하는 문헌이라고 할 수 있다.

한편 일부 연구는 단순히 노동시장 마찰요인을 새케인지언 DSGE 모형에 도입하는 것에 그치지 않고, 노동시장 내 마찰요인이 존재하는 경우에 대한 최적 통화정책 준칙을 도출하는 등 통화정책에 대한 함의를 분석하고자 시도하였다. Faia (2008), Faia (2009), Blanchard and Galí

(2010) 및 Thomas (2008) 등은 노동시장 내에 탐색 및 매칭의 마찰요인이 존재할 때 최적 통화정책 준칙에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하였으며, Galí (2011b)와 Rhee and Song (2014)는 각각 폐쇄경제와 소규모 개방경제를 대상으로 노동공급자의 임금결정 과정에서 시장지배력을 행사할 수 있는 경우에 최적통화정책준칙이 어떻게 변화하는지 분석한 바 있다.

2. 노동시장 유휴생산능력 지표

가장 대표적인 노동시장 유휴생산능력 지표라고 할 수 있는 실업률이 노동시장 내 노동력의 과소활용 정도를 정확하게 측정할 수 있는 지 여부에 대해서는 오래전부터 의문이 제기되어 왔다. 그러나 글로벌 금융위기에 따른 경기침체로부터 회복하는 과정에서 나타난 이른바 '고용없는 회복(jobless recovery)'의 경험은 실업률에만 의존하여서는 노동시장 내 유휴생산능력의 정도를 정확하게 측정하기 어렵다는 사실을 다시 한 번 부각시키는 계기로 작용하였다.

이러한 맥락에서 최근 많은 연구가 노동시장 내 유휴생산능력 지표로서 실업률의 유용성이 저하하였음을 시사하는 분석결과를 보고하고 있다는 점은 매우 흥미롭다. Knotek (2007)은 2000년대 들어 '오쿤의 법칙'으로 요약되는 실업률과 총생산 사이의 상관성이 과거에 비해 크게 약화되었음을 시사하는 분석 결과를 제시한 바 있으며, Hornstein, Kudlyak and Lange (2014)와 Blanchflower and Levin (2015)은 글로벌 금융위기에 따른 경제 침체로부터 미국 경제가 회복되는 과정에서 나타난 실업률과 명목임금 상승률 사이의 괴리는 실업률에만 의존할 경우 노동시장의 여건 변화를 적절하게 포착하기 어렵다는 점을 보여주는 사례로 지적하면서, 대안적 보조지표의 활용 필요성을 주장한 바 있다.

한편 실업률의 유용성 하락의 주요 원인으로 지목되었던 경제활동참여율의 변동에 대한 흥미로운 분석 결과도 최근 다수 제시되었다. 먼저 Zandweghe (2012)는 2007년에서 2011년 사이 미국 노동시장에서 나타난 경제활동참여율 하락(약 1.9%p)의 절반은 인구구조 변화 등에 따른

장기추세로 설명될 수 있으나, 나머지 절반은 경기 침체 지속에 따른 경기변동 효과로 설명될 수 있음을 주장하였다. 또한 Erceg and Levin (2014)도 실증분석을 통해 2007년 이후 미국의 경제활동참여율 하락의 상당 부분이 경기 요인으로 설명될 수 있음을 주장하였으며, 글로벌 금융위기 직후와 같이 경제활동참여율의 변동성이 크게 확대된 시기에는 실업률갭만을 고려하는 통화정책보다는 실업률갭과 경제활동참여율갭를 동시에 고려하는 통화정책이 더욱 바람직할 수 있다는 이론 분석 결과도 함께 제시하였다.

한편 노동시장의 유휴생산능력을 보다 정확히 측정하기 위해 전통적인 실업률이나 고용률 지표를 보완하는 대안적 지표에 대한 모색도 꾸준히 이루어졌다. 대표적으로 Bank of England는 일반 취업자와 비교하여 근로시간이 상대적으로 짧은 불완전취업자의 존재를 감안하기 위해 총근로시간 기준의 고용률갭을 최초로 고안하여 활용하고 있다.[3] 또한 Levin (2014)와 Blanchflower and Levin (2015)도 유사한 형태의 고용률갭을 제안하였는데, 이들의 분석결과에 따르면 최근 미국 고용률갭 변동의 절반 가량은 경제활동참여율과 불완전취업자 수의 변동에 따른 것이라는 분석 결과를 제시하였다.

3. 관련 국내문헌

새케인지언 DSGE 모형을 우리 경제에 적용시켜 분석하고자 하는 시도는 여러 연구를 통해 이루어졌는데, Lee and Yeo (2008), An, Kang, Ki, and Choi (2013) 및 Kim (2014) 등이 대표적인 사례라 할 것이다. Lee and Yeo (2008) 우리나라 경제의 경기순환적 특성을 연구하기 위해 새케인지언 소규모 개방경제 DSGE 모형을 활용하였으며, An, Kang, Ki, and Choi (2013)은 표준적인 새케인지언 소규모 개방경제 DSGE 모형에 금융 마찰 (financial friction)을 도입하여 금융 마찰 요인이 우리나라 경

3) 이렇듯 총근로시간을 기준으로 고용률갭을 측정하게 되면 불완전취업자와 완전취업자의 증가가 고용지표에 다르게 반영되므로, 기존의 실업률이나 고용률과 같은 전통적인 지표가 포착하지 못하는 노동시장 내 변동을 보다 효과적으로 파악할 수 있을 것으로 예상된다.

기변동에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. Kim (2014)도 마찬가지로 새케인지언 소규모 개방경제 DSGE 모형을 이용하여 우리나라 경제를 분석하고자 시도하였지만, 여타 연구와는 달리 추세(trend) 충격을 동시에 고려한다는 점에서 차이가 있다.

그러나 위에서 소개한 국내 연구도 표준적인 새케인지언 DSGE 모형과 마찬가지로 노동시장이 비현실적이라는 점에서 한계를 지닌다는 할 수 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 김인수·이명수 (2015)는 Galí (2011b)를 따라 노동시장의 마찰요인을 표준적인 새케인지언 DSGE 모형에 도입하고, 이를 이용하여 우리나라 통화정책에 대한 함의를 도출하고자 시도하였다. 그러나 이들의 연구는 우리 경제를 폐쇄경제로 모형화하였다는 점에서 큰 한계가 존재하다고 할 수 있다. 반면 Kim and Lee (2016)는 마찬가지로 Galí (2011b)를 따라 노동시장의 마찰요인을 새케인지언 소규모 개방경제 모형에 도입하였을 뿐만 아니라 생산 부문을 교역재와 비교역재 부문으로 구분하여 양 부문간 노동력 이동과 같은 보다 다양한 측면에서 노동시장에 대한 분석을 시도하였다.

한편 우리나라 노동시장의 유휴생산능력 추정과 관련하여서는 김대일 (2000), 김기호·장동구 (2005), 황수경 (2010, 2011), 박강우·이상우 (2013) 및 정현상 (2014) 등을 대표적인 문헌으로 제시할 수 있다. 먼저 김대일 (2000)은 우리나라 노동공급의 중요한 특징으로 노동자의 낮은 경제활동성을 제시하면서, 실업자 상태를 거치지 않고 취업자와 비경제활동 사이를 직접 왕래하면서 노동시장에 대한 결착도가 낮은 “한계적 참가자”가 전체 생산가능인구의 15%를 차지한다는 연구결과를 보고하였다. 또한 김기호·장동구 (2005)은 실업률갭과 유사한 방식으로 고용률갭을 정의하여 추정한 뒤, 인플레이션 설명력의 관점에서 실업률갭과 비교한 결과, 고용률갭이 보다 우월한 설명력을 나타냈다는 분석 결과를 제시하였다. 또한 황수경 (2010, 2011)은 우리나라 공식 실업률 지표에 내재한 문제점을 상세히 논증한 뒤, 불완전취업이나 잠재실업과 같은 경계적 고용 상태를 보다 잘 포착할 수 있는 확장실업지표의 활용 필요성을 주장하였으며, 우리나라 공식 실업률 통계의 한계가 근본적으로는 설문 자체에 내재되어 있다고 지적하면서 이에 대한 개선이 필요하다고 주장하였다.

한편 박강우·이상우 (2013)는 전통적 고용지표와 여러 대안적 노동시장 지표에 대한 비교 분석을 통해, 대안적 노동시장지표가 전통적 고용지표에 비해 통화정책 운용이나 거시경제분석에 있어 더 유용할 수 있음을 시사하는 실증분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 정현상 (2014)는 통계청이 2015년부터 공식 발표하고 있는 고용보조지표의 정의를 2003년에서 2014년까지의 경제활동인구조사 원자료에 소급하여 적용하고, 이를 통해 시간관련추가취업자나 잠재경제활동인구의 규모 등을 추산하여 그 활용가능성을 개략적으로 살펴보았다.

III. 모형

1. 모형의 개괄

본 연구에서 분석 대상이 되는 동태 확률적 일반균형 모형(DSGE model)은 통화정책 분석의 핵심이 되는 가격경직성[4)]과 더불어 외연적 척도를 식별하기 위한 노동시장의 마찰요인을 고려하고 있다. 또한, 우리나라 경제구조를 보다 현실적으로 반영하기 위해서 소규모 개방경제를 상정하고 있다. 가격경직성은 국내에서 생산되는 차별화된 중간재를 생산하는 부문에 존재할 뿐만 아니라, 해외 가격 충격요인의 불완전 전가 효과(incomplete pass through)를 반영하기 위하여 수출입 부문에도 도입하였다. 한편, 본 모형에서는 경기변동에 따른 통화정책이 주된 분석 대상이므로, 추세를 고려하지 않고 모든 변수는 정상성(stationarity)을 따른다고 가정하였다. 외생적인 충격요인은 총 10개로 구성되어 있다. 국내충격요인은 총수요측면의 기간 간 선호 충격요인(inter-temporal preference shock), 노동공급충격요인(labor supply shock or intra-temporal preference shock), 투자기술 충격요인(investment technology shock), 총공급 측면의 총요소생산성 충격요인(total factor productivity shock), 그리고 정책충격요인의 통화정책충격요인(monetary policy shock)과 재정지출충격요인(government spending shock)이다. 해외충격요인은 국가위험프리미엄충격요인(country risk premium shock), 해외이자율충격요인(world interest rate shock), 해외수요충격요인(world demand shock)과 해외인플레이션충격요인(world inflation rate shock)이다.

가계는 예산 제약 하에서 평생효용을 극대화하기 위하여 매 기에 최종소비재 수요, 최종투자재 수요, 차별화된 노동공급, 자본의 활용정도(capital utilization), 국내 무위험 채권과 해외 무위험 채권에 대한 배분

4) 노동시장 마찰 요인을 제외한 새케인지언 모형의 전반적인 구조는 소규모 개방 경제 모형을 상정한 Burriel, Fern´andez-Villaverde, and Rubio-Ramirez (2010)와 Kim (2014)의 모형을 이용하였다.

결정을 한다. 고용된 가계의 차별화된 노동은 노동조합(labor packer)에 의해서 동질적인 노동서비스로 집계되어 생산요소시장에 공급되며 이에 대한 수요는 중간재 생산자가 결정한다. 중간재 생산자는 동질적인 노동서비스와 자본서비스를 각각의 사용비용(임금과 자본임대비용)을 지불하고 콥-더글라스 생산기술(Cobb-Douglas production technology)를 통해서 차별화된 재화를 생산하여 독점적 경쟁시장에 공급한다. 최종재 생산자는 차별화된 중간재를 집계하여 동질적인 최종재를 생산하며, 이는 국내부문이나 수출부문에 공급된다. 가계의 최종소비재나 최종 투자재는 국내에서 생산된 최종재와 해외에서 수입된 최종재의 결합된 형태로 공급된다. 수입부문에서의 경제주체는 동질적인 해외재를 구입하여 차별화된 수입재로 공급하는 기업과 차별화된 수입재를 다시 동질적인 최종수입재로 공급하는 기업으로 나뉜다. 이는 다소 중복적으로 보이는 구조이나, 새케인지언적 요소인 가격경직성을 도입하기 위하여 독점적 경쟁시장을 수입부문에도 도입해야하는 필연적인 요소이다. 이와 같은 이유로 수출부문에서의 수출기업은 국내에서 생산된 동질적인 최종재를 구입하여 차별화된 수출재로 해외시장에 공급하게 된다. 통화당국은 무위험 이자율을 결정하며 인플레이션갭, 총산출갭 그리고 환율증가율갭에 대하여 반응하는 테일러 준칙을 따른다. 중앙정부는 노동소득세, 자본소득세를 통해 세수를 확보하며, 외생적인 정부지출충격요인과 더불어 경기안정화기능(automatic stabilizer)을 감안한 정부지출이 결정된다. 경기안정화기능이 포함된 것은 2008년 금융위기 당시 전대미문의 수준으로 증가했던 정부지출 증가를 부분적으로 설명하기 위하여 도입하였다.

2. 가계부문

가계 부문은 가계구성원의 집합체인 동질적인 가구가 경제 내에 무수히 많이 존재한다 고 가정한다. 각각의 가계구성원은 2차원의 단위 정사각형에 의해서 분류되며, $(i,j)\in[0,1]\times[0,1]$에 의해 인덱스화되어 있다. 첫 번째 인덱스, $i\in[0,1]$,는 각 가계 구성원 이 특화되어있는 노동서비스의 타입(type)를 나타내며, 두 번째 인덱스, $j\in[0,1]$,는 같은 노동서비스를 제

공하는 구성원사이에서 노동공급으로부터 직면하는 비효용(disutility) 의 상대적 수준을 나타낸다. 소비와 노동에 대한 효용은 분리함수(separable)이며 최종 소비재에 대한 효용은 통상적인 로그함수를 따르며, 내재적 소비습관형성을 도입하였다. 노동공급으로부터 직면하는 비효용은 j^{ϑ}이다. Merz (1995)와 Gal´ı (2011)의 논문에 따라, 가계구성원들은 소득위험을 서로 완전하게 분산시킨다고 가정한다. 이와 같은 효용함수의 분리성과 대칭성에 의해서, 가계 구성원들은 고용여부와 상관없이 모두 같은 수준의 소비를 유지하게 된다. 이러한 가정 하에서 대표가구는 다음과 같은 효용함수를 극대화하는 문제를 최적화하게 된다.

$$\begin{aligned} V_0 \equiv\ & E_0 \int_0^1 \sum_{t=0}^{INF} \beta^t d_t \left\{ \log(c_{i,t} - hc_{i,t-1}) - \varphi_t \psi \int_0^{n_{i,t}^s} j^{\vartheta} dj \right\} di \\ =\ & E_0 \int_0^1 \sum_{t=0}^{INF} \beta^t d_t \left\{ \log(c_{i,t} - hc_{i,t-1}) - \varphi_t \psi \frac{\left(n_{i,t}^s\right)^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} \right\} di \end{aligned}$$

여기서 h는 소비 습관형성을 나타내는 모수이며, ϑ는 프리쉬 노동공급탄력도(Frisch labor supply elasticity)을 나타낸다. 한편, 외생적인 충격요인은 기간 간 선호충격요인, d_t,과 노동공급충격요인, φ_t,이 존재한다.

$$\begin{aligned} \log d_t =\ & \rho_d \log d_{t-1} + \sigma_d \varepsilon_{d,t} \\ \log \varphi_t =\ & \rho_\varphi \log \varphi_{t-1} + \sigma_\varphi \varepsilon_{\varphi,t} \end{aligned}$$

이 두 가지의 선호충격요인들은 경제 내의 총수요측면의 변동을 야기하는 충격요인으로 이해할 수 있다. Primiceri, Schaumburg, and Tambalotti (2006)에 따르면, 기간 간 선호 충격요인은 경기변동을 야기하는 중요한 충격요인이며, 노동공급 충격요인은 Hall (1997)과 Chari, Kehoe, and McGrattan (2007)에서 논의된 바와 같이 노동시장에서의 중요한 변동요인으로 식별될 수 있다. 한편, i번 째 가계구성원의 예산 제약식은 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{aligned} & (1+\tau_c)\frac{p_t^c}{p_t} c_{i,t} + \frac{p_t^i}{p_t} i_{i,t} + \frac{B_{i,t}}{p_t} + \frac{ex_t B_{i,t}^W}{p_t} + \int q_{t+1|t} a_{i,t+1} d\omega_{i,t+1|t} \\ =\ & (1-\tau_w) w_{i,t} n_{i,t}^s + \left(r_t u_{i,t} (1-\tau_k) + \frac{1}{\mu_t} \delta \tau_k - \frac{1}{\mu_t} \Phi[u_{i,t}] \right) k_{i,t-1} \\ & + R_{t-1} \frac{B_{i,t-1}}{p_t} + R_{t-1}^W \Gamma\left(ex_t \tilde{b}_{t-1}^W, \xi_{t-1}^{b^W} \right) \frac{ex_t B_{i,t-1}^W}{p_t} + a_{i,t} + T_t + F_t \end{aligned}$$

p_t는 국내에서 생산된 최종재의 가격이며 이 모형의 전반에 걸친 기본

화폐단위(numerarie)이다. p_t^c와 p_t^i는 최종소비재의 가격과 최종투자재의 가격인데 최종소비재와 최종투자재는 국내에서 생산된 최종재와 수입재의 합으로 구성되어 있으므로 국내 최종재 가격인 p_t와는 구별된다. $B_{i,t}$는 무위험 채권이며 R_t은 원금과 이자율이 모두 포함된 총수익(gross interest rate)이다. 그리고, $a_{i,t+1}$는 경제의 모든 상태에 대한 일종의 채권과 같은 것으로서의 애로우 증권(Arrow security)을 의미하며 완전 자산 시장(complete asset market)을 가정하기 위한 도구이다. τ_c, τ_w와 τ_k는 각각 소비세, 노동소득세 그리고 자본소득세이다. T_t는 정부의 이전지급(lump-sum transfers) 또는 이전세금(lump-sum tax)이다. F_t는 기업 소유로부터 얻는 이윤이다. 국제금융시장에서 가계구성원은 무위험 채권, $ex_t B_{i,t}^W$,을 보유할 수 있으며 이는 환율, ex_t,을 감안한 자국 화폐 단위 기준의 보유액이다. 이와 관련된 해외 이자율은 다음과 같은 외생적인 충격요인에 의한 자귀회귀적 확률이행과정을 따른다.

$$\log\left(\frac{R_t^W}{R^W}\right) = \rho_R^W \log\left(\frac{R_{t-1}^W}{R^W}\right) + \sigma_{R^W} \varepsilon_{R^W,t}$$

일반적으로 소규모개방경제가 직면하고 있는 국내 이자율과 해외 이자율 간에는 차이(spread)가 존재한다. 우리나라를 상정하여 모형을 추정할 때 사용된 표본자료에서 국내의 이자율과 해외 이자율 간의 차이는 표본기간 내에서 평균 연율 기준 약 2.5% 정도의 스프레드가 존재하였다. 또한, 이러한 스프레드는 일정하지는 않으며 시변(time varying)하였으며 이는 모형 내에서 국가 위험프리미엄(country risk premium), $\Gamma(\cdot)$,으로 식별하였다. 국가 위험프리미엄은 총소득 대비 외채 수준에 대하여 탄력적인 것으로 가정하였는데, 이는 총소득 대비 외채 수준이 일정 수준 이상으로 높아질 수록 국가 위험프리미엄이 높아짐을 의미한다. 이와 같은 기제는 Schmitt-Groh´e and Uribe (2003)에서 논의된 바와 같이 해외 이자율 충격에 대하여 모형 내의 내생 변수들의 비정상성(non-stationarity)을 회피하기 위한 수단이기도 하다.

$$\Gamma\left(ex_t \tilde{b}_t^W, \xi_t^{b^W}\right) = \exp\left(\Gamma^{R_0^W} - \Gamma^{b^W}\left(ex_t \tilde{b}_t^W - ex\tilde{b}^W\right) + \xi_t^{b^W}\right)$$

여기서 국가 위험 프리미엄에 대한 충격요인은 다음과 같은 자기회귀확률

모형을 따른다.

$$\xi_t^{b^W} = \rho_{b^W}\xi_{t-1}^{b^W} + \sigma_{b^W}\varepsilon_{b^W,t}$$

그리고 명목 총수요 대비 해외 채권 보유 비율은 다음과 같이 정의된다.

$$\tilde{b}_t^W = \frac{\int_0^1 B_{j,t}^W dj}{p_t y_t^d}$$

여기서 $\Gamma^{R_0^W}$는 평균적인 국내이자율과 해외이자율 간의 스프레드이며, $-\Gamma^{b^W}(ex_t\tilde{b}_t^W - ex\tilde{b}^W)$는 국가 위험 프리미엄이 외채수준에 대하여 탄력적인 항을 나타낸다. $w_{i,t}$은 고용된 가계 구성원의 차별화된 노동공급, $n^{s_{i,t}}$,에 대한 임금이다. r_t은 자본 사용에 대한 임대료이며, $u_{i,t} > 0$은 자본의 활용 정도(capital utilization)이다. $\frac{1}{\mu_t}\Phi[u_{i,t}]$은 자본의 활용에 따른 2차 함수 형태의 물리적인 비용이다.

$$\Phi[u] = \Phi_1(u-1) + \Phi_2(u-1)^2$$

μ_t는 투자기술 충격요인(investment-specific technology shock)으로 불리며, 이것의 역수는 투자재의 상대가격으로도 해석가능하다.

$$\log\mu_t = \rho_\mu \log\mu_{t-1} + \sigma_\mu \varepsilon_{\mu,t}$$

자본 스톡은 다음과 같은 이행과정을 따른다.

$$k_{i,t} = (1-\delta)k_{i,t-1} + \mu_t\left(1 - S\left(\frac{i_{i,t}}{i_{i,t-1}}\right)\right)i_{i,t}$$

여기서 투자 조정 비용함수는 다음과 같다.

$$S\left(\frac{i_{i,t}}{i_{i,t-1}}\right) = \frac{\kappa}{2}\left(\frac{i_{i,t}}{i_{i,t-1}} - 1\right)^2$$

이와 같은 투자 조정 비용으로 인해 자본스톡의 가격인 토빈의 Q, 즉, q_t, 는 시변하게 된다. 다음의 식들은 최적조건을 보다 보기 쉽게 정리하기 위해 비용함수를 미분한 함수들을 정의한 것들이다.

$$F(i_{i,t}, i_{i,t-1}) \equiv \left(1 - S\left(\frac{i_{i,t}}{i_{i,t-1}}\right)\right)i_{i,t}$$

그리고, 이 함수에 대한 각 변수의 편미분 함수는

$$F_{1,t} = 1 - S\left(\frac{i_{i,t}}{i_{i,t-1}}\right) - S'\left(\frac{i_{i,t}}{i_{i,t-1}}\right)\frac{i_{i,t}}{i_{i,t-1}}$$
$$F_{2,t+1} = S'\left(\frac{i_{i,t+1}}{i_{i,t}}\right)\left(\frac{i_{i,t+1}}{i_{i,t}}\right)^2$$

이다. 마지막으로 자본 스톡의 감가상각분에 대하여 세금 공제 부분, $\frac{1}{\mu_t}\delta\tau_k$,을 추가하였다.

앞서 언급된 것처럼 완전 자산 시장을 가정하여 가계 구성원 간의 이질적인 위험은 완전하게 분산되어 임금과 노동공급을 제외한 다른 모든 변수에 대해서는 대칭적인 최적화 조건(symmetric optimal condition)을 만족한다. 즉, $c_{i,t} = c_t$, $\lambda_{i,t} = \lambda_t$, $B_{i,t} = B_t$, $B_{i,t}^W = B_t^W$, $i_{i,t} = i_t$, $k_{i,t} = k_t$, $u_{i,t} = u_t$, $q_{i,t} = q_t$,이 성립한다. 최적화 조건을 정리하면 다음과 같다.

$$\lambda_t(1+\tau_c)\frac{p_t^c}{p_t} = d_t(c_t - hc_{t-1})^{-1} - h\beta E_t d_{t+1}(c_{t+1} - hc_t)^{-1}$$
$$\lambda_t = \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t}{\Pi_{t+1}}\right]$$
$$\lambda_t = \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t^W \Gamma\left(ex_t \widetilde{B}_t^W, \xi_t^{b^W}\right)}{\Pi_{t+1}}\frac{ex_{t+1}}{ex_t}\right]$$
$$r_t = \frac{\Phi'[u_t]}{\mu_t(1-\tau_k)}$$
$$\lambda_t q_t = \beta E_t \lambda_{t+1}\left[(1-\delta)q_{t+1} + r_{t+1}u_{t+1}(1-\tau_k) + \frac{1}{\mu_{t+1}}\delta\tau_k - \frac{1}{\mu_{t+1}}\Phi(u_{t+1})\right]$$
$$\frac{p_t^i}{p_t}\lambda_t = \lambda_t q$$

노동공급 관련 가계의 배분 결정은 효용함수 내에서 분리성(separability)에 의해서 다른 변수들에 대한 대칭적 최적화 조건과 분리하여 살펴볼 수 있다. 가계구성원들은 각각 차별화된 노동서비스, $n_{i,t}^s$,를 제공하므로, 독점적 경쟁의 노동시장을 직면하고 있으며 시장 지배력으로 인해서 노동 공급과 더불어 임금 조정을 하게 된다. 다만, Calvo-Yun 타입의 임금경직성 가정에 따라서 차별화된 노동서비스를 제공하는 가계 구성원은 일정한 확률, θ^w,에 의해서 임금 최적화를 할 수 없게 된다. 따라서, 임금 최적화가 가능한 시점에서의 임금은 임금이 최적화되지 않을 미래의 임금소득 흐름과 노동공급에 따른 비효용을 감안하여 결정된다. 또

한, 가계구성원이 제시한 독점적 경쟁 임금은 노동조합의 문제의 결과에 따른 노동수요함수라는 제약 하에서 결정된다. 노동조합의 문제는 독점적 경쟁 노동 시장에서 차별화된 노동서비스, $n_{i,t}^{s}$,를 구입하여 동질적인 노동서비스, n_{t}^{d},로 전환하여 기업에 판매하게 되는데, 여기서 Dixit-Stiglitz 타입의 함수가 모든 노동서비스를 합성화하는 기술로 대변된다. 이와 같은 함수는 통상 차별화된 노동 서비스 간의 일정한 대체탄력도를 가지는데 이는 η로 표기한다. 한편, 임금 인플레이션의 지속성(persistence)을 만드는 기제를 위하여 부분적인 인덱세이션(partial indexation)을 도입한다. 즉, θ^{w}의 확률에 의해서 임금을 최적화하지 못할 때, 노동시장 평균 임금의 상승률에 부분적으로 상응하는 만큼의 임금조정이 이루어짐을 의미한다. 여기서 부분적이라 함은 χ_{w}만큼의 임금 조정을 의미한다. i의 노동서비스를 제공하는 가계구성원은 차별화된 노동 수요함수 하에서 현재의 임금소득과 최적화되지 못한 미래의 임금소득흐름을 효용단위로 측정된 소득흐름의 현재가치 합에서 노동공급에 의한 비효용의 현재가치를 뺀 순효용을 극대화하는 문제를 직면한다. 이를 식으로 요약하면 다음과 같다.

$$\max_{w_{i,t}} E_t \sum_{\tau=0}^{INF} (\beta\theta_w)^{\tau} - d_{t+\tau}\varphi_{t+\tau}\psi \frac{\left(n_{i,t+1}^{s}\right)^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} + \lambda_{i,t+\tau} \prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_w}}{\Pi_{t+s}} (1-\tau_w) w_{i,t} n_{i,t+\tau}^{s}$$

제약식은

$$n_{i,t+\tau}^{s} = \left(\prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_w}}{\Pi_{t+s}} \frac{w_{i,t}}{w_{t+\tau}} \right)^{-\eta} n_{t+\tau}^{d} \forall\, i$$

이다. 가계구성원의 임금 최적화는 결국 임금소득으로 대변되는 기간 간 한계이득이 노동공급의 비효용으로 대변되는 기간 간 한계비용이 일치하는 수준에서 결정하게 된다. 그리고, 임금 최적화가 가능한 가계구성원들은 모두 같은 형태의 효용함수를 가지고 있으므로 모두 같은 수준의 임금으로 조정하게 된다. 따라서, 차별화된 노동서비스와 상관없이 대칭적인 최적화 조건이 도출되며, 이를 재귀적 방정식으로 다시 계산하여 한계소득과 한계비효용 흐름의 현재가치 합을 f_t라고 한다면, 다음과 같은 형태로 나타난다.

$$f_t = \frac{\eta-1}{\eta}(1-\tau_w)(w_t^*)^{1-\eta}\lambda_t w_t^{\eta} n_t^d + \beta\theta_w E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi_w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{1-\eta}\left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta-1} f_{t+1}$$

$$f_t = \psi d_t \varphi_t \left(\frac{w_t}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)} (n_t^d)^{1+\vartheta} + \beta\theta_w E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi_w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{-\eta(1+\vartheta)}\left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)} f_{t+1}$$

여기서 w_t는 고용된 모든 가계구성원 평균 실질 임금 수준을 나타내는 변수인 반면, w_t^*는 가계 구성원 간의 동일하게 최적화된 실질 임금 수준 변수이다. 따라서, 최적화된 임금수준을 반영한 평균적인 실질임금수준의 이행 과정은 다음과 같다.

$$w_t^{1-\eta} = \theta_w\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{1-\eta} w_{t-1}^{1-\eta} + (1-\theta_w) w_t^{*\,1-\eta}$$

이를 다시 인플레이션율 변수로 정리하면,

$$1 = \theta_w\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{1-\eta}\left(\frac{w_{t-1}}{w_t}\right)^{1-\eta} + (1-\theta_w)\left(\Pi_t^{w^*}\right)^{1-\eta}$$

여기서 최적화된 임금의 상대가격은 $\Pi_t^{w^*} = \frac{w_t^*}{w_t}$로 정의한다.

한편, 노동시장에서의 시장참여와 고용 그리고 실업에 관한 변수들 도출해보도록 한다. 차별화된 노동서비스를 제공하는 가계 구성원의 노동시장 참여여부는 유인 참여 조건(incentive compatibility condition)에 의해서 결정된다. $\ell_t^s \equiv \int_0^1 \ell_{i,t}^s di$을 노동시장참여율이라고 할 때, 실질임금이 노동공급에 따른 한계비효용보다 크면,

$$w_{i,t} \geq \frac{d_t \varphi_t \psi \left(\ell_{i,t}^s\right)^{\vartheta}}{\lambda_t (1-\tau^w)}$$

한계참가자는 위의 부등식에서 등호를 만족하므로,

$$\ell_{i,t}^s = \left(\frac{\lambda_t (1-\tau^w) w_{i,t}}{d_t \varphi_t \psi}\right)^{\frac{1}{\vartheta}}$$

$\left(w_t^L\right)^{\frac{1}{\vartheta}} \equiv \int_0^1 (w_{i,t})^{\frac{1}{\vartheta}} di$를 정의하여, i에 대해서 집계화하면,

$$\ell_t^s = \left(\frac{\lambda_t(1-\tau^w)}{d_t\varphi_t\psi}\right)^{\frac{1}{\vartheta}}\left(w_t^L\right)^{\frac{1}{\vartheta}}$$

여기서 w^{L_t}는 앞서 임금 결정 문제에서 보여진 것처럼 이질적인 가계구성원들의 임금수준들을 평균적인 임금수준으로 나타내는 방식과 같이 일종의 효용단위로 집계화된 변수이며 비슷한 방식으로 적분을 하면 다음과 같이 요약될 수 있다.

$$\begin{aligned}\left(w_t^L\right)^{\frac{1}{\vartheta}} &\equiv \int_0^1 w_{i,t}^{\frac{1}{\vartheta}} di \\ &= (1-\theta_w)\left(w_t^*\right)^{\frac{1}{\vartheta}} + \theta_w\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{\frac{1}{\vartheta}}\left(w_{t-1}^L\right)^{\frac{1}{\vartheta}}\end{aligned}$$

집계화된 수준에서 고용률은 n^{d_t}이며, 노동시장참여율은 ℓ^{s_t}이므로 실업률은 그 정의에 따라

$$u^{e_t} \equiv 1 - \frac{n^{d_t}}{\ell^{s_t}}$$

로 나타낼 수 있다. 결국, 노동시장 내에서의 노동공급과 노동수요 간의 차이가 실업을 의미하는데, 이 모형의 특징은 노동공급과 노동수요의 차이는 차별화된 노동서비스를 제공하는 가계 구성원들의 독점적 지위에 따라 결정되고, 선형 근사화된 방정식으로 정리하면 실업률은 임금 마크업(mark-up)의 역수로 설명됨을 Gal′ı (2011)가 보였다.

정책 모의실험을 위해서 사회후생함수를 도출해야하는데, 노동 시장의 집계화된 변수와 관련하여 재귀적 변수가 하나 더 필요하게 된다. 우선 사회후생은 대표가계의 t시점에서의 평생효용으로 정의한다. 여기서 재귀적 변수를 $v_t^w \equiv \int_0^1\left(\frac{w_{i,t}}{w_t}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} di$라고 정의한다. 임금 경직성을 가정한 새 케인지언적 모형에서는 통상적으로 $v_t^w \equiv \int_0^1\left(\frac{w_{i,t}}{w_t}\right)^{-\eta} di$로 정의하는데, 이는 독점적 경쟁 시장에서의 임금 분산(wage dispersion)이 존재하여 노동수요의 흡수(absorption)가 1보다 작게 된다. 이와 유사하게, 고용된 가계구성원들의 노동공급과 기업이 최종적으로 사용하는 노동수요 간에 존재하는 임금 분산에 따른 재귀적 변수를 도입하되, 사회후생함수 도출을 위해

서 효용함수 내에서의 노동공급의 비효용 단위로 환산된 적분을 감안하여 정의한 것이다.

$$
\begin{aligned}
V_t &= d_t\left\{\log(c_t - hc_{t-1}) - \varphi_t\psi\int_0^1 \frac{\left(n^{s_{i,t}}\right)^{1+\vartheta}}{(1+\vartheta)}di\right\} + \beta E_t V_{t+1} \\
&= d_t\left\{\log(c_t - hc_{t-1}) - \varphi_t\psi v_t^w \frac{\left(n_t^d\right)^{1+\vartheta}}{(1+\vartheta)}\right\} + \beta E_t V_{t+1}
\end{aligned}
$$

이 재귀적 변수는 다음과 같은 이행과정을 따른다는 것을 도출해볼 수 있다.

$$
\begin{aligned}
v_t^w &\equiv \int_0^1 \left(\frac{w}{w_t}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} di \\
&= (1-\theta_w)\left(\frac{w_t^*}{w_t}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} + \int_{\theta_w}\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\frac{w_{-1}}{w_t}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} di \\
&= (1-\theta_w)\left(\frac{w_t^*}{w_t}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} + \theta_w\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\frac{w_{t-1}}{w_t}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} \int_0^1\left(\frac{w_{i,t-1}}{w_{t-1}}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} di \\
&= (1-\theta_w)\left(\Pi_t^{w^*}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} + \theta_w\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\frac{w_{t-1}}{w_t}\right)
\end{aligned}
$$

3. 기업부문

가. 최종 소비재와 최종 투자재 생산기업

완전경쟁시장을 직면하는 최종재를 생산하는 기업은 국내에서 생산된 소비재와 투자재, (c_t^d, i_t^d),를 수입된 소비재와 투자재, (c_t^M, i_t^M),와 다음과 같은 고정대체탄력도 함수(Constant Elasticity of Substitution Function)에 의한 최종 합성재, (c_t, i_t),를 생산하여 가계에 판매한다.

$$
\begin{aligned}
c_t &= \left[\left(n^c\right)^{\frac{1}{\varepsilon_c}}\left(c_t^d\right)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} + \left(1-n^c\right)^{\frac{1}{\varepsilon_c}}\left(c_t^M\right)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}}\right]^{\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_c-1}} \\
i_t &= \left[\left(n^i\right)^{\frac{1}{\varepsilon_i}}\left(i_t^d\right)^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}} + \left(1-n^i\right)^{\frac{1}{\varepsilon_i}}\left(i_t^M\right)^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}}\right]^{\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i-1}}
\end{aligned}
$$

여기서 n^c와 n^i는 각각 소비재와 투자재에 대한 국내 생산재 의존도(home bias)를 의미하며, ε_c와 ε_i는 국내재와 수입재 간의 대체탄력도를

의미한다. 이 생산자의 최적화 문제 결과는 국내재와 수입재에 대한 각각의 수요함수, 그리고 합성재에 대한 상대가격 함수가 도출된다. 다음 식들은 소비재 기준의 각각의 함수들을 나타내며, 투자재 또한 모수만 다를 뿐 같은 형태의 함수들이 도출된다.

$$c_t^d = n^c \left(\frac{p_t}{p_t^c} \right)^{-\varepsilon_c} c_t$$

$$c_t^M = (1-n^c) \left(\frac{p_t^M}{p_t^c} \right)^{-\varepsilon_c} c_t$$

$$p_t^c = \left[n^c (p_t)^{1-\varepsilon_c} + (1-n^c)(p_t^M)^{1-\varepsilon_c} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_c}}$$

나. 최종 국내재 생산 기업

국내에서 생산된 최종재를 생산하는 ι 기업은 독점적 경쟁시장에서 중간재를 구매하고 다음과 같은 Dixit-Stiglitz의 합성 기술을 이용하여 동질적인(homogenous) 최종재를 생산하여 완전경쟁시장에 판매한다.

$$y_t = \left(\int_0^1 y_{\iota t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} d\iota \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

여기서 ε은 중간재 간의 대체탄력도를 의미한다. 동 시점에서의 변수들만이 이윤에 영향을 미치므로, 매 기에 정태적 관점에서의 이윤극대화 문제를 직면하는 것으로 볼 수 있다.

$$\max_{y_d} p_t y_t - \int_0^1 p_{\iota t} y_{\iota t} d\iota$$

제약식은 위의 합성 기술 함수이다. 이 문제의 최적 조건은 각 중간재에 대한 수요함수가 도출된다.

$$y_{\iota,t} = \left(\frac{p_{\iota,t}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} y_t \, \forall \iota$$

한편, 최종재의 가격 수준은 다음과 같이 중간재 가격의 가중 평균으로 나타난다.

$$p_t = \left(\int_0^1 p_{\iota t}^{1-\varepsilon} d\iota \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

수출 기업과 수입 기업 모두 이와 같은 유사한 문제, 즉 차별화된 재화들을 구입하여 동질적인 재화를 생산하여 판매하는 이윤 극대화 문제를 직면하게 되므로 차별화된 재화에 대한 수요함수와 그에 상응하는 가격수준에 대한 함수 도출은 이하 설명에서는 생략하도록 한다.

다. 중간재 생산 기업

다음은 새케인지언적인 모형에서 가격경직성을 도입하기 위한 가장 핵심적인 부문의 기업 문제를 설명하도록 한다. 1 단위 규모의 무수히 많은 기업이 존재하며, ι^{th} 기업 생산은 다음과 같이 자본과 노동을 활용하여 중간재를 생산한다.

$$y_{\iota,t} = A_t k_{\iota,t-1}^{\alpha} \left(n_{\iota,t}^{d}\right)^{1-\alpha} - \phi$$

여기서, ϕ는 생산 고정비용 모수이며, 균제상태에서 발생되는 독점적 경쟁 이윤이 0이 되도록 캘리브레이션하기 위함이다. 한편, A_t은 총요소생산성 변수이며 다음과 같은 외생적인 충격요인에 의해 자기 회귀적 확률이행 과정을 따른다.

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \sigma_A \varepsilon_{A,t}$$

중간재를 생산하는 기업의 문제는 설명의 편의를 위해 가계의 노동공급 결정 문제와 같이 두 단계로 나뉘어서 설명하게 된다. 첫 번째 문제는 완전경쟁적인 생산요소 시장에서 자본과 노동에 대한 수요를 결정하는 문제이다. 두 번째 문제는 Calvo-Yun 타입의 가격경직성을 직면하고 있는 기업이 독점적 경쟁 가격을 최적화하는 문제이다. 전자의 문제는 과거 변수나 미래 변수에 영향을 받지 않는 이윤 극대화 문제이므로 매 기의 정태적인 관점에서 문제를 풀 수 있는 반면, 후자의 문제는 최적화된 가격이 가격경직성에 의해서 미래의 이윤 흐름에 영향을 미치므로 다소 복잡한 동태적인 문제로 나타난다. 중간재 생산 기업은 생산요소에 대한 비용, w_t와 r_t,을 지불하고, $n_{\iota,t}^{d}$와 $k_{\iota,t-1}$에 대한 수요를 결정한다. 따라서, 다음과 같은 비용 극소화 문제를 직면한다.

$$\min_{n_{\iota,t}^{d}, k_{\iota,t-1}} w_t n_{\iota,t}^{d} + r_t k_{\iota,t-1}$$

제약식은 위의 콥-더글라스 생산함수이다. 최적화 조건식들은 각각의 생산요소의 한계생산성이 생산요소비용과 일치하는 수준에서 배분결정이 되도록 도출된다.

$$w_t = \varrho(1-\alpha)A_t k_{\iota,t-1}^{\alpha}\left(n_{\iota,t}^{d}\right)^{-\alpha}$$
$$r_t = \varrho\alpha A_t k_{\iota,t-1}^{\alpha-1}\left(n_{\iota,t}^{d}\right)^{1-\alpha}$$

여기서, ϱ는 이 최적화 문제의 라그랑지안 모수이며, 노동 대비 자본 비중은 다음과 같이 나타난다.

$$\frac{k_{\iota,t-1}}{n_{\iota,t}^{d}} = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w_t}{r_t}$$

이 결과는 노동 대비 자본 비중이 중간재를 생산하는 모든 기업에서 일치함을 보여주며, 따라서, 실질 한계 비용은 모든 기업들이 동일하다는 것을 알 수 있다. 기업 간 동일한 한계비용을 mc_t로 정의하면, 다음과 같이 생산요소비용과 총요소생산성의 함수로 나타낼 수 있다.

$$n_{\iota,t}^{d} = \frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w_t}{r_t}\right)^{-\alpha}}{A_t}$$

$$\begin{aligned} mc_t &= \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)w_t n_{\iota t}^{d} \\ &= \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{w_t^{1-\alpha}(r_t)^{\alpha}}{A_t} \end{aligned}$$

한편, 기업의 두 번째 문제인 가격결정 문제는 노동시장에 참여하는 가계구성원의 임금결정 문제와 유사하게 기업의 이윤흐름을 한계수익(marginal revenue)과 한계비용(marginal cost)의 비교 문제로 요약될 수 있다. 기업의 미래 이윤 흐름에 대한 현재가치는 가계가 소유하고 있으므로 가계의 확률적 할인률(stochastic discount factor)로 할인한다. 또한, 인플레이션의 지속성을 설명하기 위해서 가격 최적화를 못하는 시점에서는 평균적인 인플레이션에 상응하는 가격 조정을 가정하는 인덱세이션(price indexation)이 포함된다.

$$\max_{p_{\iota,t}} E_t \sum_{\tau=0}^{INF}(\beta\theta_p)^{\tau}\frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t}\left\{\left(\prod_{s=1}^{\tau}\Pi_{t+s-1}^{\chi}\frac{p_{\iota,t}}{p_{t+\tau}} - mc_{t+\tau}\right)\right\}y_{\iota,t+\tau}$$

제약식은 다음과 같은 중간재에 대한 수요함수이다.

$$y_{\iota,t+\tau} = \left(\prod_{s=1}^{\tau} \Pi_{t+s-1}^{\chi} \frac{p_{\iota,t}}{p_{t+\tau}} \right)^{-\varepsilon} y_{t+\tau} \forall \iota$$

이 문제의 최적화 조건은 다음과 같이 한계수익의 현재가치 합과 한계비용의 현재가치 합이 일치하는 수준에서 가격 최적화가 이루어진다.

$$g_t^1 = \lambda_t mc_t y_t^d + \beta\theta_p E_t \left(\frac{\Pi_t^{\chi}}{\Pi_{t+1}} \right)^{-\varepsilon} g_{t+1}^1$$

$$g_t^2 = \lambda_t \Pi_t^* y_t^d + \beta\theta_p E_t \left(\frac{\Pi_t^{\chi}}{\Pi_{t+1}} \right)^{1-\varepsilon} \left(\frac{\Pi_t^*}{\Pi_{t+1}^*} \right) g_{t+1}^2$$

$$\varepsilon g_t^1 = (\varepsilon - 1) g_t^2$$

여기서 최적화된 가격의 상대가격은 $\Pi_t^* \equiv \frac{p_t^*}{p_t}$로 정의한다. 한편, 평균 인플레이션은 최적화가 가능한 기업들의 가격과 최적화가 가능하지 않은 기업들의 가격의 가중평균으로 결정된다.

$$1 = \theta_p \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi}}{\Pi_t} \right)^{1-\varepsilon} + (1-\theta_p) \Pi_t^{*\,1-\varepsilon}$$

라. 수입재 생산 기업

수입재 생산 기업은 해외 시장에서 차별화된 수입재, $y_{\iota,t}^M$,를 구매하여 동질적인 최종 수입재, y_t^M,를 생산하여 판매한다.

$$y_t^M = \left(\int_0^1 \left(y_{\iota,t}^M \right)^{\frac{\varepsilon_M - 1}{\varepsilon_M}} d\iota \right)^{\frac{\varepsilon_M}{\varepsilon_M - 1}}$$

여기서, ε_M은 차별회된 수입재 간의 대체탄력도를 나타내며, 이 기업의 최적화 조건은 다음과 도출된다. 차별화된 수입재에 대한 수요함수는,

$$y_{\iota t}^M = \left(\frac{p_{\iota t}^M}{p_t^M} \right)^{-\varepsilon_M} y_t^M \forall \iota,$$

이고, 수입재의 평균 가격은,

$$p_t^M = \left(\int_0^1 \left(p_{\iota,t}^M \right)^{1-\varepsilon_M} d\iota \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_M}}$$

이며, 마지막으로 총 수입은,

$$M_t \equiv \int_0^1 y_{\iota t}^M d\iota$$

이다.

마. 수출재 생산 기업

수출재 생산 기업은 동질적인 최종 국내재를 구입하여 차별화된 수출재를 생산하여 해외시장에 수출한다. 수출재 생산 기업은 해외 시장에서 다음과 같은 수요함수를 직면한다.

$$y_{\iota,t}^x = \left(\frac{p_{\iota,t}^x}{p_t^x}\right)^{-\varepsilon_x} y_t^x \, \forall \, \iota,$$

여기서 해외 결제 기준의 상대가격으로 식별되어 있으며, 평균 수출가격은 다음과 같다.

$$p_t^x = \left(\int_0^1 \left(p_{\iota t}^x\right)^{1-\varepsilon_x} d\iota\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_x}}$$

총수출은 다음과 같은 합이다.

$$x_t \equiv \int_0^1 y_{\iota t}^x d\iota$$

한편, 소규모 개방 경제를 상정하고 있는 이 모형은 최종재로 합성된 수출재가 독점적 경쟁 시장인 해외 시장을 직면하고 있으므로 다음과 같은 수요함수를 도입할 수 있다.

$$y_t^x = \left(\frac{p_t^x}{p_t^W}\right)^{-\varepsilon_W} y_t^W$$

위 두 수요함수를 결합하면, 차별화된 수출재에 대한 수요함수가 다음과 같이 요약될 수 있다.

$$y_{\iota,t}^x = \left(\frac{p_{\iota t}^x}{p_t}\right)^{-\varepsilon_x} \left(\frac{p_t^x}{p_t^W}\right)^{-\varepsilon_W} y_t^W \, \forall \, \iota,$$

한편, 해외 수요는 외생적인 확률 과정을 따르며,

$$\log\left(\frac{y_t^W}{y^W}\right) = \rho_{y^W} \log\left(\frac{y_{t-1}^W}{y^W}\right) + \sigma_{y^W} \varepsilon_{y^W,t}$$

해외 인플레이션, $\Pi^{W} \equiv \frac{p_t^W}{p_{t-1}^W}$, 또한 다음과 같은 외생적인 확률 과정을 따른다.

$$\log\left(\frac{\Pi_t^W}{\Pi^W}\right) = \rho_{\Pi^W}\log\left(\frac{\Pi_{t-1}^W}{\Pi^W}\right) + \sigma_{\Pi^W}\varepsilon_{\Pi^W,t}$$

수출 기업과 수입 기업은 중간재 생산 기업의 가격 최적화 문제와 유사하게 다음과 같은 Calvo-Yun타입의 가격최적화 문제를 직면한다. 중복된 문제를 생략하기 위해서 편의상 수출 또는 수입 기업 모두 fm의 기업 문제로 설명하였다.

$$\max_{p_{\iota,t}^{fm}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta\theta_{fm})^{\tau} \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} \left\{ \left(\prod_{s=1}^{\tau} \left(\Pi_{t+s-1}^{fm}\right)^{\chi_{fm}} \frac{p_{\iota,t}^{fm}}{p_{t+\tau}^{fm}} - mc_{t+\tau}^{fm} \right) y_{\iota,t+\tau}^{fm} \right\}$$

제약식은 다음과 같다.

$$y_{\iota,t+\tau}^{fm} = \left(\prod_{s=1}^{\tau} \left(\Pi_{t+s-1}^{fm}\right)^{\chi_{fm}} \frac{p_{\iota,t}^{fm}}{p_{t+\tau}^{fm}} \right)^{-\varepsilon_{fm}} y_{t+\tau}^{fm} \forall\, fm = M, x$$

이 기업의 실질 한계 비용은 각각 국내 결제 기준과 해외 결제 기준으로 정의된다.

$$mc_t^M = \frac{p_t^W ex_t}{p_t^M}$$

$$mc_t^x = \frac{p_t}{ex_t p_t^x}$$

한편, 가격 최적화 수준은 이전 문제와 유사하게 다음과 같은 한계비용과 한계수익이 일치하는 수준에서 결정된다.

$$g_t^{M_1} = \lambda_t mc_t^M y_t^M + \beta\theta_M E_t \left(\frac{\left(\Pi_t^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M} \right)^{-\varepsilon_M} g_{t+1}^{M_1}$$

$$g_t^{M_2} = \lambda_t \Pi_t^{M^*} y_t^M + \beta\theta_M E_t \left(\frac{\left(\Pi_t^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M} \right)^{1-\varepsilon_M} \left(\frac{\Pi_t^{M^*}}{\Pi_{t+1}^{M^*}} \right) g_{t+1}^{M_2}$$

$$g_t^{x_1} = \lambda_t mc_t^x y_t^x + \beta\theta_x E_t \left(\frac{\left(\Pi_t^W\right)^{\chi_x}}{\Pi_{t+1}^x} \right)^{-\varepsilon_x} g_{t+1}^{x_1}$$

$$g_t^{x_2} = \lambda_t \Pi_t^{x^*} y_t^x + \beta\theta_x E_t \left(\left(\Pi_t^W\right) \right.$$

상대가격들은 $\Pi_t^{M^*} \equiv \frac{p_t^{M^*}}{p_t^M}$와 $\Pi_t^{x^*} \equiv \frac{p_t^{x^*}}{p_t^x}$로 정의된다. 수출재와 수입재에 대한 인플레이션은 다음과 같은 동태적 과정을 따른다.

$$1 = \theta_M \left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_t^M} \right)^{1-\varepsilon_M} + (1-\theta_M)\left(\Pi_t^{M^*}\right)^{1-\varepsilon_M}$$

$$1 = \theta_x \left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^W\right)^{\chi_x}}{\Pi_t^x} \right)^{1-\varepsilon_x} + (1-\theta_x)\left(\Pi_t^{x^*}\right)^{1-\varepsilon_x}$$

4. 통화당국과 정부

통화당국인 중앙은행은 정책금리인 명목이자율을 통해서 물가안정제를 채탁하는 것으로 간주하며, 이와 더불어 경기 안정화도 감안하는 것으로 가정한다. DSGE 모형에서 통화당국의 의사 결정의 구조를 통상적으로 식별하지는 않지만 경험적인 사실에 비추어 정책금리가 테일러 준칙을 따른다고 가정할 수 있다. 한편, 소규모 개방 경제의 경우 대외 자본 유출입의 급격한 변동을 조절하기 위한 금융 안정 기능을 고려하여 환율갭에 대해서도 정책금리가 반응하는 것을 추가적으로 가정하였다. 이와 같은 테일러 준칙은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\log\left(\frac{R_t}{R}\right) = \gamma_R \log\left(\frac{R_{t-1}}{R}\right) + (1-\gamma_R)\left(\gamma_\Pi \log\left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right) + \gamma_y \log\left(\frac{y_{t-1}}{y}\right) + \gamma_{ex} \log\left(\frac{ex_t}{ex_{t-1}}\right)\right) + \sigma_m \varepsilon_{m,t}$$

여기서 정책 금리는 이전 기의 총산출 갭에 대해서 반응하는 것으로 설정하였는데, 이는 정책 시뮬레이션의 보다 현실적인 비교를 위해서 당 분기에는 총산출 갭에 대한 정보가 없는 상황을 상정하기 위함이다.

중앙 정부는 소비, 임금 및 자본소득에 대한 세금과 이전세금(또는 이전지출)에 의한 수입 바탕으로 자동 경기안정화를 포함한 정부 소비를 위한 지출이 이루어지며, 매 기에는 정부가 채권을 발행하여 단기적인 조달을 할 수 있는 것으로 가정하였다.

$$\tilde{b}_t = \frac{g_t}{y_t^d} + \frac{T_t}{y_t^d} + \frac{R_{t-1}\widetilde{b_{t-1}} y_{t-1}^d}{y_t^d \Pi_t} - \left(r_t u_t - \frac{1}{\mu_t}\delta\right)\tau_k \frac{k_{t-1}}{y_t^d} - \tau_w w_t \frac{n_t^d}{y_t^d} - \tau_c \frac{p_t^c}{p_t}\frac{c_t}{y_t^d}$$

여기서 국내총수요 대비 정부부채 비율은 $\tilde{b}_t = \frac{\int_0^1 b_{i,t} di}{p_t y_t^d}$이며, 정부 소비는 다음과 같이 자동 경기안정화 기능과 더불어 외생적인 충격요인에 의한 확률 과정을 따른다.

$$\log\left(\frac{g_t}{g}\right) = \rho_g \log\left(\frac{g_{t-1}}{g}\right) + (1-\rho_g)\gamma_{g_y} \log\left(\frac{y_{t-1}^d}{y^d}\right) + \sigma_g \varepsilon_{g,t}$$

다만, 장기적으로 정부의 지출이 장기적인 세수 수준에서 벗어나는 것을 방지하기 위해서 국내총수요 대비 정부 부채 비율이 일정한 수준 내에서 통제되는 것으로 가정하였다.

$$\frac{T_t}{y_t^d} = T_0 - T_1\left(\tilde{b}_t - \bar{\tilde{b}}\right)$$

균제상태에서의 총수요 대비 정부 부채비율은

$$\bar{\tilde{b}} = \overline{\left(\frac{b}{py^d}\right)}$$

5. 집계화 및 국제수지

새케인지언적인 모형에서는 앞서 나타난 바와 같이 독점적 경쟁 시장을 직면하고 있는 이질적인 기업들이 무수히 많이 존재한다. Calvo-Yun 타입의 가격 경직성을 직면하는 각 기업들에 대한 집계화는 가격 최적화가 가능한 기업들이 일률적으로 같은 수준의 가격으로 조정한다는 점과 나머지 기업들에 대한 분포에 대해서 식별된 변수를 도입하여 집계 변수들만으로 균형 조건들을 도출할 수 있다. 대개는 각 시장에서의 수요와 공급 간의 분산(price dispersion)으로 인해 정확히 일치하지는 않는다.

우선, 국내에서 생산된 최종재에 대한 총수요는 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$y_t^d = c_t^d + i_t^d + g_t + \frac{1}{\mu_t}\Phi[u_t]k_{t-1} + x_t$$

국내 최종 소비재와 투자재에 대한 각각의 수요함수로 대체하면,

$$y_t^d = n^c\left(\frac{p_t}{p_t^c}\right)^{-\varepsilon_c} c_t + n^i\left(\frac{p_t}{p_t^i}\right)^{-\varepsilon_i} i_t + g_t + \frac{1}{\mu_t}\Phi\left[u_t\right]k_{t-1} + x_t$$

와 같이 표현할 수 있다. 국내에서 생산된 중간재의 가격의 분산을 $v_t^p \equiv \int_0^1 \left(\frac{p_{\iota,t}}{p_t}\right)^{-\varepsilon} d\iota$로 정의하고, 이에 대하여 집계화하면, 이 변수는 다음과 같은 동태적 과정을 따르는 것을 도출할 수 있다.

$$v_t^p = \theta_p\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi}}{\Pi_t}\right)^{-\varepsilon} v_{t-1}^p + (1-\theta_p)\Pi_t^{*-\varepsilon}$$

한편, 중간재를 생산하는 기업들의 생산함수를 집계화하여 총공급을 도출하면 국내에서 생산된 최종재의 청산 조건은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t^d = \frac{A_t(u_t k_{t-1})^{\alpha}\left(n_t^d\right)^{1-\alpha} - \phi}{v_t^P}$$

여기서, 자본서비스에 대한 공급과 수요의 구분으로 인해 $u_t k_{t-1} = \int_0^1 k_{\iota,t-1} d\iota$로 나타낼 수 있다. 수입재 시장에서의 청산조건도 유사하게 수입재 가격에 대한 분산, $v_t^M \equiv \int_0^1 \left(\frac{p_{\iota t}^M}{p_t^M}\right)^{-\varepsilon_M} d\iota$,를 정의하고 총수입은 $y_t^M = c_t^M + i_t^M$와 $M_t = \int_0^1 y_{\iota,t}^M d\iota$로 한다면,

$$M_t = v_t^M\left[(1-n^c)\left(\frac{p_t^M}{p_t^c}\right)^{-\varepsilon_c} c_t + (1-n^i)\left(\frac{p_t^M}{p_t^i}\right)^{-\varepsilon_i} i_t\right]$$

$$v_t^M = \theta_M\left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_t^M}\right)^{-\varepsilon_M} v_{t-1}^M + (1-\theta_M)\left(\Pi_t^{M*}\right)^{-\varepsilon_M}$$

마찬가지로 수출재 시장에서도 수출재 가격의 분산은 $v_t^x \equiv \int_0^1 \left(\frac{p_{\iota,t}^x}{p_t^x}\right)^{-\varepsilon_x} d\iota$ 이며, 청산 조건은,

$$x_t = \int_0^1 y_{\iota t}^x = v_t^x y_t^x = v_t^x \left(\frac{p_t^x}{p_t^W} \right)^{-\varepsilon_W} y_t^W$$

$$v_t^x = \theta_x \left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^W \right)^{\chi_x}}{\Pi_t^x} \right)^{-\varepsilon_x} v_{t-1}^x + (1-\theta_x) \left(\Pi_t^{x*} \right)^{-\varepsilon_x}$$

로 정리될 수 있다.

마지막으로는, 소규모 개방 경제의 대외 거래에 따른 국제 수지는 다음과 같이 경상수지와 자본수지 간의 등가법칙을 따라야한다.

$$\int_0^1 ex_t B_{i,t}^W di = R_{t-1}^W \Gamma\left(ex_t \tilde{b}_{t-1}^W, \xi_{t-1}^{b^W} \right) ex_t \int_0^1 B_{i,t-1}^W di + ex_t p_t^x y_t^x - ex_t p_t^W M_t$$

$$\int_0^1 p_{\iota,t}^x y_{\iota,t}^x d\iota = \int_0^1 p_{\iota,t}^x \left(\frac{p_{\iota,t}^x}{p_t^x} \right)^{-\varepsilon_x} y_t^x d\iota = \left(p_t^x \right)^{\varepsilon_x} y_t^x \int_0^1 \left(p_{\iota,t}^x \right)^{1-\varepsilon_x} d\iota = p_t^x y_t^x$$

IV. 모형의 추정 및 실증분석

1. 표본 자료

<표 1> 표본 자료 출처

변수	단위	계절조정	표본기간	출처	
실질 국내총생산	원(2015)	SA	2000:Q1-2019:Q1	ECOS	10.2.2.2
실질 민간소비	원(2015)	SA	2000:Q1-2019:Q1	ECOS	10.2.2.2
실질 총고정자본형성	원(2015)	SA	2003:Q1-2019:Q1	ECOS	10.2.2.2
실질 정부소비	원(2015)	SA	2000:Q1-2019:Q1	ECOS	10.2.2.2
실질 수출	원(2015)	SA	2000:Q1-2019:Q1	ECOS	10.2.2.2
1년 국고채 이자율	연 %	NSA	2000:Q1-2019:Q1	ECOS	4.1.2
소비자물가지수	2015=100	NSA	2000:Q1-2019:Q1	KOSIS	7.4.1
실업률	%	SA	2000:Q1-2019:Q1	KOSIS	
고용률	%	SA	2000:Q1-2019:Q1	KOSIS	
3-month U.S. treasury bill	연 %	NSA	2000:Q1-2019:Q1	FRED	
세계 GDP Deflator	2015=100	SA	2000:Q1-2019:Q1	Global Insight	
세계 실질 GDP	$(2015)	SA	2000:Q1-2019:Q1	Global Insight	
미국달러 환율	원/$	SA	2000:Q1-2019:Q1	ECOS	8.8.2.3

추정을 위한 표본 자료는 위의 <표 1>과 같다. 한국의 국민계정 상의 국내총생산과 그에 대한 지출들을 이용하였다. 이자율은 1년 국고채 이자율을 이용하였으며, 인플레이션율은 소비자물가지수 기준의 상승률로 계산하였다. 노동시장의 유효생산 관련 변수들은 통계청의 공식 실업률과 고용률을 이용하였다. 한편, 해외변수와 관련해서는 미국의 3개월 재무성 채권 이자율, 세계 실질 GDP, 세계 GDP 디플레이터, 그리고 미국 달러 대비 원 환율을 사용하였다. 계절조정이 안된 경우의 변수들은 ARIMA X-13을 이용하여 계절조정이 이루어졌다.

한편, 본 고에서 제시한 이론 모형은 경제의 성장을 고려하지 않고 경기 변동 주기 상의 변동만을 설명하기 때문에, 각 시계열 자료에 대하여 추세를 제거할 필요가 있다. 일반적으로 분석 대상이 되는 경제가 균형 성장 경로에 수렴했을 때는 선형 추세를 제거하는 방법이 이론적으로는 가장 적합하나, 표본 기간 내에서 한국 경제의 특성상 균형 성장 경로에 수렴했다고 보기에는 어려운 점이 있기 때문에 HP필터에 의한 추세 제거 방법을 사용하였다. 다음의 식은 사용된 관측치와 이론 모형 상에서의 변수를 요약한 것이다.

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_t^{GDP} \\ \hat{c}_t \\ \hat{i}_t \\ \hat{g}_t \\ \hat{x}_t \\ \hat{R}_t \\ \hat{\Pi}_t \\ \hat{u}_t^e \\ \hat{E}_t \\ \hat{R}_t^W \\ \hat{\Pi}_t^W \\ \hat{y}_t^W \\ \widehat{\gamma_t^{ex}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log y_t^s \\ \log c_t \\ \log i_t \\ \log g_t \\ \log x_t \\ \log R_t \\ \log \Pi_t \\ u_t^e \\ n_t^d \\ \log R_t^W \\ \log \Pi_t^W \\ \log y_t^W \\ \gamma_t^{ex} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \log y_{ss}^s \\ \log c_{ss} \\ \log i_{ss} \\ \log g_{ss} \\ \log x_{ss} \\ \log R_{ss} \\ \log \Pi_{ss} \\ u_{ss}^e \\ n_{ss}^d \\ \log R_{ss}^W \\ \log \Pi_{ss}^W \\ \log y_{ss} \end{bmatrix}$$

위 식에서 나타난 바와 같이 대부분의 변수들은 균제상태로부터 로그차분된 변수로 구성되어 있다. 다만, 실업률과 고용률과 같은 경우는 그 수준

자체에 대하여 추세를 제거하여 로그 차분이 아닌 수준 차분으로 정의하였다. 다시 말해서, 대부분의 시계열 자료들은 로그 후 HP필터를 적용한 반면, 실업률과 고용률은 그 수준 자체에 대하여 HP필터를 적용하였다. 위의 식은 이러한 경기변동 주기의 변동만으로 추출된 자료들에 상응하도록 이론 모형에서의 변수들을 정의한 것으로 볼 수 있다.

이론 모형에서 식별된 일부 구조 모수에 대하여서는 캘리브레이션에 의존하였다. 거시 구조 이론 모형에서 일반적으로 고정시키는 모수 또는 표본 자료를 활용하여 추정이 어려운 모수들을 중심으로 캘리브레이션이 이루어졌다. 다음 <표 2>는 이러한 모수들을 보여주고 있다.

<표 2> 캘리브레이션

모수	값	설명
β	0.98	가계 주관적 할인율
α	0.3	자본소득분배율
δ	0.025	자본 감가상각률
Φ	free	생산 고정 비용
T_1	0.05	정부 채무의 탄력도
γ_{g_y}	0.385	정비지출 경기 자동 안정화
τ_c	0.14	소비세율
τ_w	0.35	노동소득세율
τ_k	0.13	자본소득세율
균제상태		
$\bar{\tilde{b}}$	0.35	총수요 대비 정부채무 비율
$\frac{g_{ss}}{y^{d_{ss}}}$	0.1432	총수요 대비 정부지출 비율

가계의 주관적 할인율, 자보소득분배율과 자본의 감가상각률은 표준적인 거시구조이론모형에서 가정하는 수준으로 선택하였다. 생산고정비용 모수는 균제상태에서의 독점적 경쟁 기업의 이윤이 0이 되도록 정해졌다. 한편, 정부 이전 세금(또는 지출)이 정부 채무 수준에 대해 반응하는 탄력도는 0.05로 가정하였다. 한편, 정부 소비의 자동 경지 안정화에 대한 반응은 0.485로 가정하였는데, 이는 Kim (2014)에서 추정된 결과를 이용하였다. 소비세율, 노동소득세율 및 자본소득세율 또한 Kim (2014)에서 제시한 바와 같이 중앙정부의 재정수지 자료를 이용하여 사후적으로 부과된 총 세수의 평균적인 비율들을 이용하였다. 한편, 균제상태에서의 총수

요 대비 정부채무 비율은 35%로, 총수요 대비 정부소비는 약 14%로 가정하였다.

2. 추정방법과 추정결과

추정방법은 DSGE모형을 추정하는 데 있어서 일반적으로 사용되는 베이지언 기법을 활용하였다. 베이지언 기법을 적용하기 위해서 이론 모형은 비확률적 균제상태(deterministic steady state) 기준의 1차 근사화로 균형조건들을 로그 선형화하였다. 베이지언적 기법은 주로 구조 모수들의 확률분포에 대해서 Random-Walk Metropolis-Hasting 알고리즘을 이용하여 수치적 접근 방법으로 추정한다. 이 과정에서 사후 분포의 최빈치로 계산된 빈도 함수의 Hessian함수를 proposal density를 이용하는데, 여기서 사후분포의 최빈치를 사전적으로 알 수 없기 때문에 대개의 경우는 구조 모수에 대하여 임의 값을 선택하여 수많은 시행착오를 통해 조정하여 사용제다. 본 고에서는 보다 효율적인 방법론으로 Andreasen (2010)이 제시한 CMAES 방법론을 통해서 사후 분포의 최빈치를 도출하여 proposal density로 구성하고, Random-Walk Metropolis-Hasting 알고리즘을 통해 나온 결과를 사후 분포로 보고한다. 한편, 구조충격요인이 10개인 반면, 사용된 표본자료의 관측치 변수 개수는 13개이므로 추정과정에서 stochastic singularity 문제를 직면하게 된다. 이와 같은 Singularity 문제를 피하기 위해서 관측치에 대한 관측오차 13개를 추가적으로 도입하였으며, 각 관측치들의 10% 수준의 표준편차로 관측오차의 변동성을 설정하였다. 추정결과 acceptance rate은 22.62%로 다소 낮게 나타났으나, MCMC 알고리즘에서의 추출은 500만 번 이루어져 충분히 많은 수준에서 사후분포를 수치적으로 계산하도록 하였다. 여기서, 추정결과는 후반부의 250만 번의 추출된 모수 값들을 이용한 사후분포로 제시하였다.

다음 <표 3>은 구조 모수에 대한 사전분포와 사후분포를 보고하고 있다. 우선, 사전분포는 통상적으로 이론 모형의 정상성을 보장하기 위해서 0과

1사이의 값을 가져야하는 구조 모수들에 대해서는 베타 확률분포를 따르도록 설정되어 있으며, 이중에서 사전적인 정보가 없는 대부분의 모수에 대해서는 중립적인 수준의 값 0.5를 평균으로 설정하였다. 다만, 테일러 준칙에서 이자율의 지속성과 관련된 모수, γ_R의 경우는 지속성이 높을 것으로 기대되어 사전 분포의 평균은 0.667로 설정하였다. 한편, 차별화된 재화 간의 대체탄력도는 일반적인 수준, 8,을 중심으로 정규분포를 사전분포로 삼았다. 테일러 준칙 내에서 인플레이션 갭, 총산출 갭 그리고 환율 갭에 대한 반응 모수들은 이론 모형의 determinancy를 위반하지 않는 수준에서의 평균을 중심으로 정규분포로 삼았다. 한편, 구조충격 요인의 표준편차에 대한 모수들에 대해서는 Smets and Wouters (2005)에서와 마찬가지로 역감마 확률분포를 따르게 하였다.

추정결과 사후분포를 살펴보면, 기존 문헌에서 알려진 수준에서 크게 벗어나지 않는 것으로 판단된다. 소비 습관 관련 모수, h,는 통상적인 수준보다는 낮은 값으로 추정되었는데, 이는 내구재가 포함된 국민 계정 상의 민간소비 전체를 소비로 사용하여, 소비의 변동성이 다소 높게 나타날 수 있음을 시사하고 있다. Kim (2014)에서처럼 소비를 비내구재와 서비스 소비만의 합으로 구성하여 추정했을 경우, 이 모수는 보다 높게 나타날 가능성이 있다. 한편, 노동시장 관련 모수 중 가장 중요한 ϑ의 사후분포 최빈치는 약 5로 추정되었는데, 이 모수 값에 의한 균제상태에서의 실업률, 고용률 및 노동시장참여율은 각각 4.96%, 58.98%, 62.02%로 추정되었다. 차별화된 재화 간의 대체탄력도와 관해서는 해외 시장에서의 우리나라 수출재의 대체탄력도가 높은 것으로 추정되어, 국제 무역 시장에서의 경쟁 정도가 국내 시장보다 높음을 알 수 있다. 가격경직성을 나타내는 Calvo-Yun확률 모수들은 일반적으로 미국 경제를 상정하여 추정된 문헌에서 나타난 경우보다 다소 낮게 나타났다. 특히, 노동시장에서의 임금 경직성은 재화시장에서의 가격경직성보다 낮게 나타났는데, 이 결과는 Kim (2014)와도 여전히 일치하는 결과로 재화가격의 조정 빈도가 약 6개월, 임금의 조정 빈도는 약 3개월 정도로 해석될 수 있다. 한편, 통화정책과 관련하여 인플레이션갭과 총산출갭에 대해서는 반응 모수가 각각 1.411와 0.063로 일반적으로 이해되는 수준으로 추정되었다. 반면, 환율

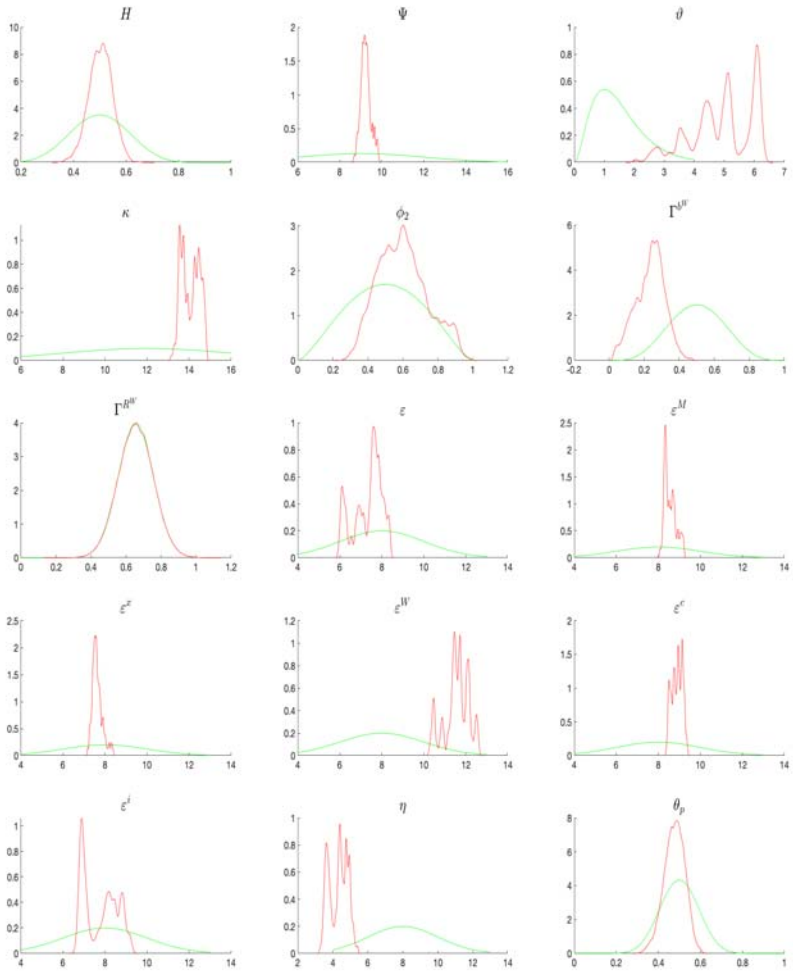
<표 3> 추정된 모수의 분포

	사전분포				사후분포			
	Distr.	Mean	St.Dev.	Mode	Mean	St.Dev.	5&	95%
h	Beta	0.500	0.109	0.5026	0.5029	0.0454	0.4273	0.5762
ψ	Normal	9.000	3.000	8.6946	9.2315	0.2362	8.8596	9.6823
ϑ	Gamma	3.500	1.323	4.9963	4.8868	1.0241	2.8477	6.1714
k	Normal	12.000	4.000	13.6025	14.0643	0.4281	0.3819	14.7132
ϕ_2	Beta	0.500	0.204	0.7018	0.5996	0.1420	0.3819	0.8674
Γ^{b^W}	Beta	0.500	0.151	0.2204	0.2341	0.0827	0.0879	0.3612
$100\Gamma^{R_0^W}$	Normal	0.656	0.100	0.6835	0.6559	0.1001	0.4912	0.8204
ε	Normal	8.000	2.000	8.3933	7.3346	0.6773	6.0895	8.2501
ε_M	Normal	8.000	2.000	8.7143	8.5583	0.2774	8.2217	9.1140
ε_x	Normal	8.000	2.000	7.4474	7.6307	0.2371	7.3087	8.1284
ε_W	Normal	8.000	2.000	12.1640	11.5664	0.5659	10.4476	12.4709
ε_C	Normal	8.000	2.000	8.9161	8.8900	0.2513	8.4807	9.2583
ε_i	Normal	8.000	2.000	7.4332	7.7716	0.7962	6.7813	8.9575
η	Normal	8.000	2.000	4.4578	4.3120	0.5252	3.5152	5.0600
θ_P	Beta	0.500	0.090	0.4931	0.4767	0.0495	0.3913	0.5539
θ_M	Beta	0.500	1.151	0.4014	0.4424	0.0276	0.3941	0.4864
θ_x	Beta	0.500	0.090	0.3926	0.3686	0.0371	0.3087	0.4320
θ_w	Beta	0.500	0.151	0.0411	0.0615	0.0163	0.0382	0.0911
χ	Beta	0.500	0.151	0.0925	0.0759	0.0336	0.0299	0.1368
χ_M	Beta	0.500	0.151	0.3567	0.3261	0.0877	0.1792	0.4657
χ_x	Beta	0.500	0.151	0.4885	0.4155	0.1385	0.2105	0.6725
χ_W	Beta	0.500	0.151	0.1022	0.1663	0.0680	0.0660	0.2817
γ_R	Beta	0.500	0.118	0.8723	0.9014	0.0204	0.8642	0.9309
γ_Π	Normal	1.500	0.125	1.4110	1.5328	0.1065	1.3265	1.6988
γ_y	Normal	0.250	0.050	0.0627	0.0785	0.0589	-0.0248	0.1696
$\gamma_{g_{ex}}$	Normal	0.000	0.100	-0.1073	-0.1218	0.0522	-0.2037	-0.0318
n^c	Beta	0.500	0.151	0.6435	0.6517	0.0205	0.6180	0.6852
n^i	Beta	0.500	0.151	0.6291	0.4952	0.0703	0.3836	0.6154
ρ_A	Beta	0.500	0.151	0.5459	0.4801	0.0736	0.3600	0.6030
ρ_μ	Beta	0.500	0.151	0.1916	0.1893	0.0682	0.0913	0.3170
ρ_d	Beta	0.500	0.151	0.5323	0.643	0.0617	0.5511	0.7545
ρ_φ	Beta	0.500	0.151	0.6844	0.6704	0.0821	0.5222	0.7959
ρ_g	Beta	0.500	0.151	0.5834	0.5790	0.0803	0.4425	0.7020
ρ_{R^W}	Beta	0.500	0.151	0.9588	0.8671	0.0505	0.7772	0.9460
$\rho_{\xi^{b^W}}$	Beta	0.500	0.151	0.2134	0.1138	0.0481	0.0453	0.2032
ρ_{y^W}	Beta	0.500	0.151	0.8109	0.8152	0.0490	0.7318	0.8930
ρ_{Π^W}	Beta	0.500	0.151	0.9216	0.9147	0.0408	0.8321	0.9640
σ_d	InvGamma	0.100	2.828	0.0190	0.0221	0.0029	0.0179	0.0273
σ_φ	InvGamma	0.100	2.828	0.0252	0.0263	0.0035	0.0211	0.0321
σ_μ	InvGamma	0.100	2.828	0.0200	0.0220	0.0020	0.0189	0.0255
σ_A	InvGamma	0.100	2.828	0.0081	0.0074	0.0007	0.0064	0.0086
σ_m	InvGamma	0.100	2.828	0.0017	0.0019	0.0002	0.0016	0.0022
σ_g	InvGamma	0.100	2.828	0.0085	0.0078	0.0007	0.0067	0.0090
σ_{R^W}	InvGamma	0.100	2.828	0.0019	0.0017	0.0002	0.0014	0.0020
$\sigma_{\xi^{b^W}}$	InvGamma	0.100	2.828	0.0234	0.0244	0.0034	0.0199	0.0312
σ_{y^W}	InvGamma	0.100	2.828	0.0057	0.0056	0.0005	0.0048	0.0064
σ_{Π^W}	InvGamma	0.100	2.828	0.0109	0.0109	0.0015	0.0088	0.0135

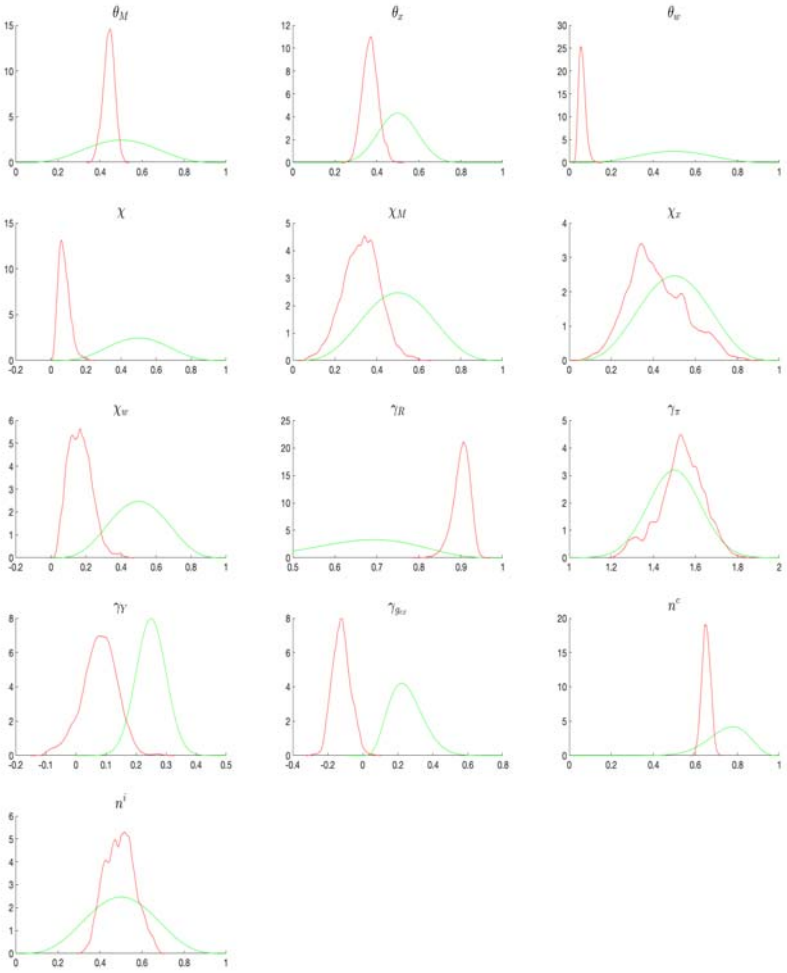
갭에 대해서는 음의 값으로 추정되었는데, 이는 아직까지 문헌에서 제시된 바와 같이 일반적인 DSGE모형으로는 환율의 변동성을 설명하기가 어려운 측면이 존재하여 추정결과에 대해서는 해석이 어려운 것으로 사료된다.

다음 <그림 1>, <그림 2>, <그림 3>은 사전분포와 사후분포를 보여주고 있다. 초록선은 사전분포를, 빨간 선은 사후분포를 나타낸다. 각 구조 모수의 사후분포가 정규분포에 가까울수록, 추정 결과가 그 구조 모수에 대해서 잘 식별하고 있음을 나타낸다. 또한, 사후분포의 봉우리가 사전분포의 봉우리보다 높을 수록 표본자료가 모수에 대한 설명력이 높음을 시사한다. 아래 그림들에 나타난 것처럼, 대부분의 모수 값들은 표본 자료가 사전분포에 비해서 높은 설명력을 보여주고 있음을 알 수 있다. 다만, 일부 효용함수 관련 모수나 대체 탄력도 관련 모수들은 상대적으로 식별이 어려운 경우도 존재했다. 한편, $\Gamma^{R_0^W}$의 추정치는 국내이자율과 해외이자율 간의 스프레드 모수인데, 이는 표본자료 상 나타났던 연 기준 약 2.5% 수준을 사전분포에 의도적으로 반영하여 나타난 결과이다.

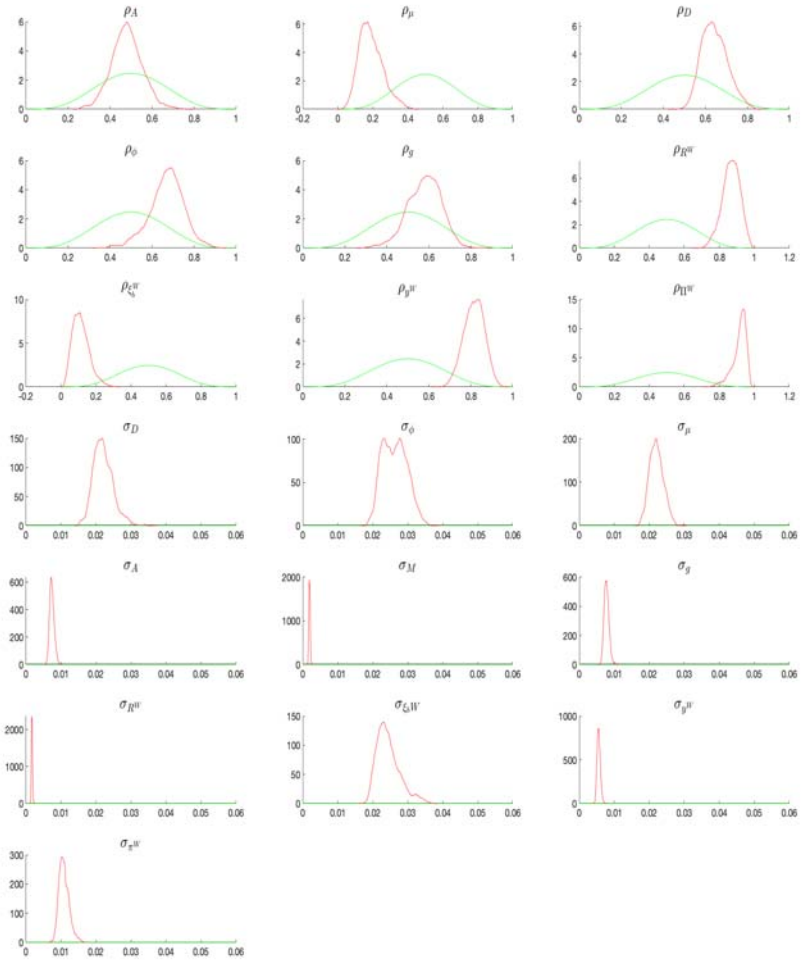
<그림 1> 사전 분포(초록선) 및 사후 분포(빨간선)



<그림 2> 사전 분포(초록선) 및 사후 분포(빨간선)



<그림 3> 사전 분포(초록선) 및 사후 분포(빨간선)

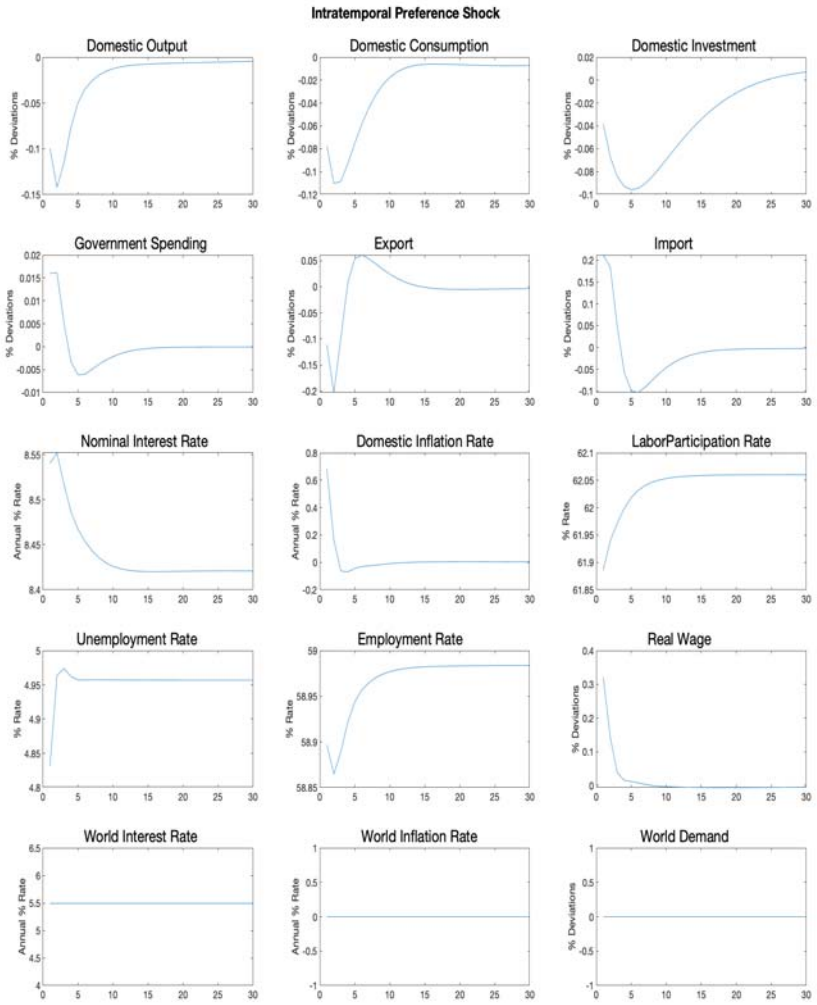


3. 주요 거시변수의 충격반응함수

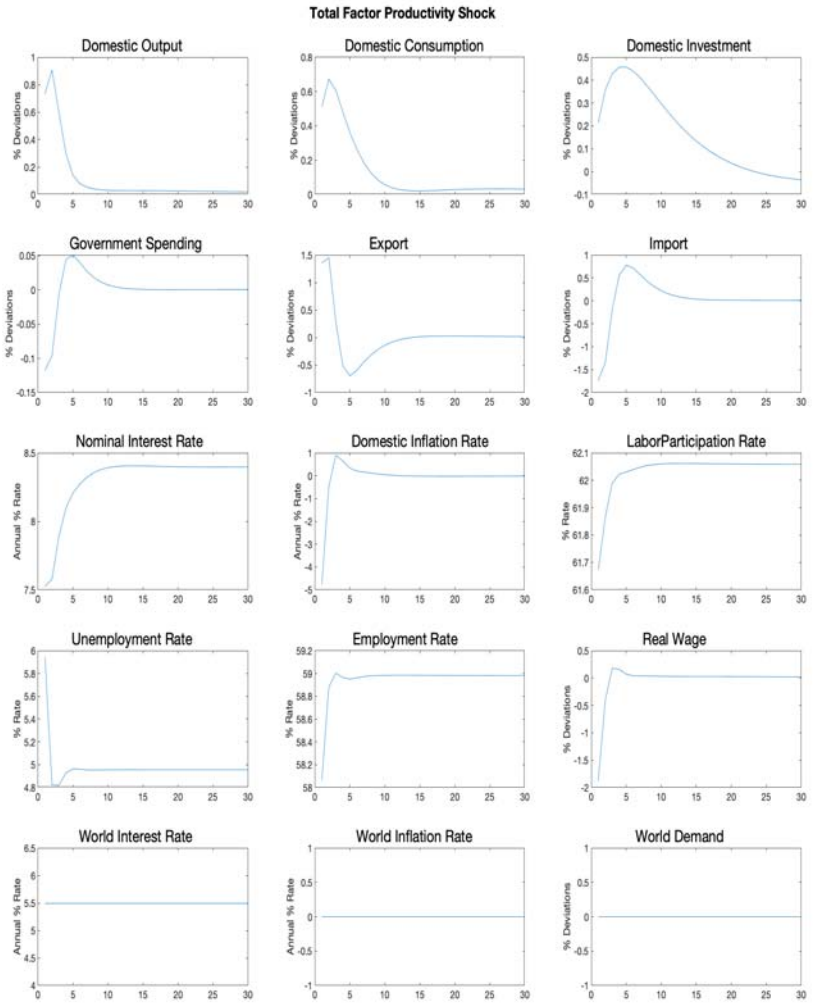
추정된 모형을 바탕으로 구조충격요인에 따른 주요 거시 변수들의 충격반응함수를 살펴보았다. 본문에서는 모형의 대표적인 구조충격요인 두 가지에 대해서만 제시하고, 나머지 충격요인에 대한 충격반응함수들은 본 고의 마지막에 참고로 보고하도록 한다. 우선, 총수요 측에서 노동시장 변수와 관련이 가장 높은 노동공급 선호 충격요인에 대한 다음 <그림 4>에서 보여지는바와 같다. 이 충격요인의 증가는 곧 노동공급증가에 따른 여가의 위축에 대해서 더욱 민감해지는 것으로 해석될 수 있다. 따라서, 노동공급이 감소하는 것이 일차적인 반응이며, 노동시장참여율의 감소로 이어진다. 노동공급 감소에 따라 고용률도 동시에 감소하는데, 실업률 또한 감소한다는 사실이다. 이는 노동수요에 비해서 노동공급의 감소 폭이 더욱 크게 나타난 것을 시사한다. 이와 같은 노동수요와 노동공급의 상대적인 차이는 실질임금이 증가한다는 결과에서 또한 알 수 있다. 한편, 노동공급의 감소에 따라 총산출 또한 감소하며, 전반적인 소득 감소로 인해서 소비와 투자 또한 위축되는 것을 알 수 있다. 국내에서 생산된 재화가 감소함에 따라서, 국내재의 공급 감소로 인플레이션이 발생하며 이는 일부분 수입재에 의해 대체된다. 이자율은 테일러 준칙에 따라 인플레이션에 대해서 반응하여 상승하게 된다.

다음 <그림 5>는 총요소생산성 충격요인에 따른 충격반응함수들을 보여주고 있다. 총공급의 증가에 따라서 총산출이 증가하며, 인플레이션율은 감소한다. 총소득의 증가로 소비와 투자가 증가하며 상대적으로 값이 싸진 국내재에 대한 수요가 국내 시장과 해외 시장에서 증가하여 수입은 감소한다. 한편, 총소득의 증가에 따른 부의 효과로 가계는 노동시장참여를 감소시킨다. 더욱이, 노동수요로 대변되는 고용률 또한 실질임금과 더불어 감소하는데, 이는 총요소생산성 충격요인에 따라 노동수요가 감소하는 새케인지언적인 모형의 특징으로 설명될 수 있다. 노동공급에 비해 노동수요의 감소폭이 더 크게 나타나 실업률은 증가하는 것으로 나타났다.

<그림 4> 노동공급충격요인에 대한 주요 거시변수들의 충격반응함수



<그림 5> 총요소생산성 충격요인에 대한 주요 거시변수들의 충격반응함수



다음 표 <표 4> 는 각 구조 충격 요인들이 주요 거시 변수들에 대해서 미치는 장기적인 기여도를 상대적인 크기로 정리한 것이다. 국내충격요인의 대부분은 각 변수들에 대해서 비교적 골고루 영향을 주고 있는 반면, 해외 관련 충격요인들은 국가위험프리미엄 충격요인과 세계 인플레이션율 충격요인의 영향이 매우 지대한 것으로 나타났다. 이러한 결과의 원인은 소규모 개방 경제 모형의 특성상 해외 이자율, 해외 수요, 해외 인플레이션 및 국가위험 프리미엄 간의 충격요인들이 독립적인 확률과정을 따르는 것으로 가정하고 있으나, 해외 시장 관련 변수들 간의 내생성을 전혀 고려하고 있지 못하고 있다는 데서 찾을 수 있다. 이러한 내생적인 관계는 2008년 금융위기 이후 전 세계적인 수요 위축과 낮은 인플레이션에 따른 저금리 기조가 상당 기간 지속되었다는 데서 더욱 증폭시켰을 것으로 사료된다. 따라서, 금융위기 이후를 포함한 표본기간을 고려하여 추정할 경우, 추후 연구에서는 해외 충격 요인들간의 내생성을 고려한 확률 과정이 고려되어야할 것으로 판단된다.

<표 4> 구조충격요인의 주요변수에 대한 기여도

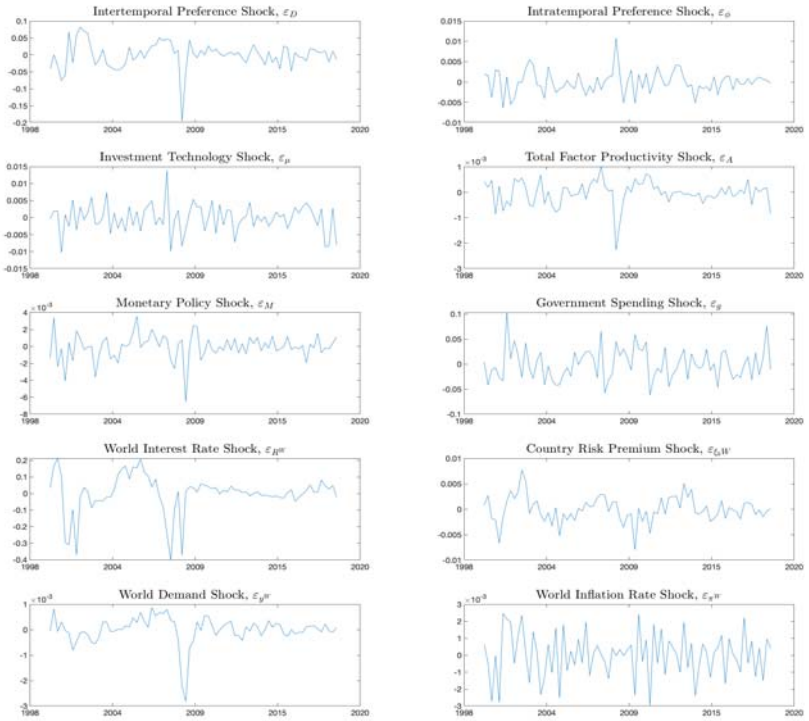
	$\hat{y}_t^s$	$\hat{c}_t$	$\hat{x}_t$	$\hat{\Pi}_t$	$\hat{u}_t^e$	$\hat{n}_t^d$
ε_D	3.75	23.50	0.91	12.07	12.06	3.39
ε_ϕ	4.93	3.34	0.12	1.49	2.85	6.49
ε_μ	14.57	16.61	0.31	0.94	0.53	1.41
ε_A	16.90	10.29	0.88	7.74	14.97	15.59
ε_M	2.78	0.98	2.32	11.34	6.19	3.30
ε_g	0.26	0.29	0.02	0.15	0.29	0.32
ε_{R^W}	0.75	1.64	2.07	0.71	0.57	0.91
$\varepsilon_{\xi_b^W}$	27.14	3.85	36.01	11.57	36.58	33.72
ε_{y^W}	0.02	0.02	0.11	0.01	0.02	0.02
ε_{π^W}	28.90	39.49	57.24	53.98	25.93	34.86

4. 구조충격요인의 잔차와 역사적 분해

실증분석 절의 마지막은 추정된 모형으로 식별된 구조충격요인의 잔차를 이용하여 모형의 적합도(fit)를 점검하고 주요 거시 변수들의 역사적 분해를 살펴보았다. 다음 그림 7은 추정된 모형을 바탕으로 칼만 평활화 필터(Kalman smoothing filter)를 이용하여 계산된 구조충격요인의 잔차를 보여주고 있다. 대부분의 충격요인들은 정규분포를 따르는 확률 이행과정처럼 나타나, 추정된 모형의 구조 충격 요인들은 비교적 정상적으로 식별된 것으로 사료된다. 다만, 세계 이자율과 해외 수요 그리고 국가위험프리미엄 충격요인들의 경우는 상당히 높은 지속성과 더불어 서로 간의 순행성을 보이고 있어 앞서 언급한 바와 같이 해외 구조충격요인들 간의 내생성 문제가 있는 것으로 판단된다. 한편, 2008년 금융위기 당시 표본기간내의 평균적인 변동성에 비해서 상당한 크기의 충격요인들이 발생했음을 알 수 있으며, 이는 추정결과에 있어서도 통상적인 수준의 변동성보다 높게 나타날 가능성이 있음을 시사하고 있다.

주요 관심 대상이 되는 일부 거시 변수들을 대상으로 그 변동성을 다음 <표 5>에서 정리하였다. 우선, 시계열 자료의 변동성을 Data열에, 추정된 모형에 의해 계산된 거시변수들 적합치의 변동성을 Fitted열에, 추정된 구조충격요인의 변동성에 따른 모의실험(simulation) 결과 나타난 거시 변수들의 변동성을 Implied 1열에 나열하였다. 자료상의 변동성과 모형의 적합치의 변동성 간의 차이는 거의 없는 것으로 나타나, 추정된 모형의 큰 오류는 없는 것으로 사료된다. 예외적으로는 환율 변동성의 설명력이 매우 약한 것으로 보이며, 이 역시 주지하는 바와 같이 DSGE 모형 상의 한계로 사료된다. 추정된 구조충격요인의 변동성에 의한 모의실험 결과는 자료상에서 나타난 변동성에 비해서 비교적 큰 수준의 변동성을 보이고 있다. 보다 수월한 비교를 위해서 변동성 크기의 상대적인 비율을 계산하여 Implied1-Data Ratio 열에 기입하였는데 명목이자율, 인플레이션율, 실업률 그리고 고용률의 경우 추정된 모형이 예측하는 변동성이 자료상에 나타난 변동성에 비해서 크게 나타났다. 한편, 본 고의 다음 절에서 분석한 정책 모의실험은 기여도가 낮

<그림 6> 구조충격요인들의 잔차



<표 5> 추정된 주요변수의 변동성

Variable	Data	Fitted	Implied 1	Implied 2	Impied1-Data ratio	Implied 2-Data ratio
$\widehat{y_t^s}$	0.0106	0.0105	0.0133	0.0130	1.2568	1.2287
$\widehat{c_t}$	0.0165	0.0160	0.0155	0.0152	0.9424	0.9261
$\widehat{i_t}$	0.0263	0.0259	0.0460	0.0457	1.7471	1.7348
$\widehat{g_t}$	0.0084	0.0083	0.0105	0.0021	1.2462	0.2449
$\widehat{x_t}$	0.0405	0.0396	0.1055	0.1030	2.6063	2.5449
$\widehat{R_t}$	0.0013	0.0013	0.0052	0.0051	3.8724	3.8131
$\widehat{\Pi_t}$	0.0050	0.0049	0.0192	0.0180	3.8312	3.5895
$\widehat{u_t^e}$	0.0670	0.0662	0.2046	0.1973	3.0540	2.9455
$\widehat{n_t^d}$	0.0056	0.0056	0.0170	0.0166	3.0493	2.9783
$\widehat{R_t^W}$	0.0023	0.0023	0.0043	0.0000	1.8674	0.0000
$\widehat{y_t^W}$	0.0106	0.0106	0.0091	0.0000	0.8554	0.0000
$\frac{\widehat{ex_t}}{ex_{t-1}}$	0.0427	0.0189	0.0551	0.0541	1.2893	1.2669

은 충격요인(해외이자율충격요인과 해외수요충격요인)이나 정책 충격요인(통화정책과 정부소비 충격요인)들을 배제하고 분석하였는데, 이들을 제외하고 모의실험한 결과의 변동성을 Implied 2에, 자료상에서의 변동성과의 상대적인 비율을 Implied2-Data Ratio열에 제시하였다.

다음은 주요 거시 변수들 중 일부에 대해서 구조충격요인들에 의한 역사적 분해를 계산해보았다. 아래 <그림 7>은 국내총생산에 대한 역사적 분해를 보여주고 있다. 본 고의 이론 모형은 10개의 충격요인이 식별되었으나, 그래프의 가독성을 위해서 국내충격요인(파란색), 해외충격요인(노란색) 그리고 국내정책충격요인(빨간색)의 세 가지로 분류하여 작성하였다. 실선은 관측치를, 점선은 적합치를 나타내고 있으며 y축의 0선을 기준으로 기둥이 위에 있으면 그 충격요인이 거시 변수에 대해서 상승시키는 방향으로, 0보다 아래에 있으면 반대로 작용하고 있다는 것으로 해석한다. <그림 7>에서 나타난 것처럼 해외 의존도가 높은 한국 경제의 경우 국내 충격요인 뿐만 아니라 해외 충격 요인에 의한 변동이 상당히 높은 것을 알 수 있다. 2008년 금융위기 당시에는 국내 및 해외 충격요인 모두 경기를 위축시키는 방향으로 충격요인들이 작용하고 있음을 알 수 있으며, 정책 충격요인들은 경기를 부양하는 방향으로 기여했음을 알 수 있다. 나머지 그림에서도 정책 충격 요인은 금융위기 직후 2009년에 국내총생산뿐만 아니라 인플레이션율, 실업률 그리고 고용률 모두에 경기를 부양하는 방향으로 일관되게 기여했음을 발견할 수 있다.

5. 실증 분석 소결

본 절에서는 추정된 모형을 바탕으로 다양한 실증분석 결과를 제시하였다. 본 절의 분석결과를 간략히 요약하면 다음과 같다. 첫 째, 테일러 준칙에서 환율갭에 대한 반응 모수와 같은 예외적인 경우를 제외하고는 대부분의 구조 모수에 대하여 일반적으로 문헌에서 알려진 수준의 추정 결과가 나타났다. 둘 째, 구조충격요인의 모의실험 중 거시 변수들의 충격반응함수들을 살펴본 결과 뉴케인지언적 모형에서 일반적으로 나타난 결과가 도출되었으며, 본 고에서는 실업률, 고용률 및 노동시장 참여율과 같은 보다 다양한 변수들의 반응함수를 동시에 점검해 볼 수 있었다. 세 째, 주요 거시변수에 대한 구조충격요인들의 장기적인 기여도는 해외 변수들 간의 내생적 관계가 모형 내에서 식별되지 않은 관계로 부분적으로 편의(bias)가 있음을 발견하였다. 넷 째, 추정된 모형이 함의하는 주요 거시 변수들의 변동성은 자료 상의 변동성과 비교적 비슷하게 나타났으나, 이자율, 인플레이션율 실업률 및 고용률의 경우 그 변동성이 다소 높게 나타났다. 마지막으로 주요 거시변수들에 대하여 구조충격요인들의 역사적 분해를 수행해본 결과, 해외 구조 충격요인의 역사적 기여도가 한국 경제의 높은 해외 의존도를 반영하고 있음을 시사하고 있다. 또한, 2008년 금융 위기 당시의 구조충격요인들은 경기를 위축시키는 방향으로 작용하였으며, 통화정책과 정부소비 관련 정책 구조 충격 요인들은 경기 침체에 대응하여 경기를 부양시키는 방향으로 작용했음을 알 수 있었다.

V. 모의정책실험

1. 모의정책실험의 개요

이 절에서는 전절에서 추정된 모형을 토대로 통화정책에 관한 간단한 모의정책실험을 수행하여 통화정책과 노동시장 유휴생산능력 지표에 관한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

앞서 선행 연구에 대한 문헌조사에서 살펴본 바와 같이, 노동시장 유휴생산능력지표의 활용 문제는 글로벌 금융위기 이후 통화정책의 운영과 관련되어 제기된 중요 이슈 중의 하나였음을 반영하여 모의정책실험을 구성하였다. 먼저 모의정책실험에서 비교 대상은 앞서 추정된 모형에서 다음과 같이 설정된 현실의 통화정책 준칙이 된다.[5)]

$$\frac{R_t}{R}=\left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_R}\left(\left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)^{\gamma_\Pi}\left(\frac{y_{t-1}}{y}\right)^{\gamma_y}\left(\frac{ex_t}{ex_{t-1}}\right)^{\gamma_{ex}}\right)^{1-\gamma_R}$$

여기서 주목할 점은 통화당국이 정책금리 결정에 경제 전반의 유휴생산능력 지표로 전기의 총생산갭 (y_{t-1}/y)을 사용한다는 가정인데, 이는 총생산갭 추정과 관련된 불확실성이나 국민계정 자료의 가용 시차 등 총생산갭과 관련된 현실적 제약 요인을 감안한 것이다.[6)]

반면 모의정책실험의 대상이 되는 통화정책준칙은 현실의 통화정책준칙과는 달리 총생산갭 대신 노동시장 유휴생산능력 지표를 정책금리 결정에 활용한다고 가정한다. 이때 노동시장 유휴생산능력 지표로는 실업률갭과 고용률갭을 고려하였는데, 각각은 실제 실업률과 고용률에서 잠재 실업률 및 잠재 고용률을 차감한 것으로 정의된다.[7)] 아울러 전기의 총생산갭과 금

5) 제시한 통화정책준칙은 전형적인 Taylor 준칙과 달리 명목환율 변동을 고려하는 것으로 설정되어 있는데, 이는 폐쇄경제와 달리 소규모 개방경제에서의 최적통화정책은 명목환율이나 교역조건의 안정화가 필수적이라는 Galí and Monacelli (2005) 등의 연구결과를 반영한 것이다.

6) 최근 GDP 예측을 위해 nowcasting과 같은 실시간(real-time) 예측 기법의 활용이 늘고 있지만, 총생산갭을 시차없이 정확히 추정하는 것은 여전히 어렵다고 할 수 있다.

7) 최근 관련 연구가 시사하는 바와 같이 불완전취업이나 잠재실업과 같은 경계적 고용상태

기의 고용률갭을 각각 0.5의 가중치로 가중평균한 혼합갭도 모의실험 대상의 정책금리준칙으로 함께 고려하였다.

요컨대 모의정책실험의 개요는 다음과 같이 통화정책준칙을 나타내는 수식으로 간단하게 요약할 수 있다.

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_R}\left(\left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)^{\gamma_\Pi}(X_t)^{\gamma_y}\left(\frac{ex_t}{ex_{t-1}}\right)^{\gamma_{ex}}\right)^{1-\gamma_R}$$

즉 비교대상이 되는 현실의 통화정책준칙은 X_t가 전기의 총생산갭이 되고, 실험대상이 되는 가상의 통화정책준칙은 X_t가 각각 실업률갭, 고용률갭 및 전기의 총생산갭과 금기의 고용률갭으로 이루어진 혼합갭으로 이해할 수 있다.[8)]

이렇게 설정된 통화정책준칙에 대하여 각각의 경우에 해당하는 사회후생을 계산하여 비교함으로써, 통화정책 운용 시에 노동시장 유휴생산능력 지표를 활용함으로써 기대할 수 있는 사회후생 상의 개선 효과를 검토하고자 하였다.

2. 사회후생 척도 및 모의실험

앞서 제시한 통화정책준칙에 따른 사회후생 수준을 비교하기 위해서는 먼저 잘 정의된 사회후생의 척도(metric)가 필요하다. 이를 위해 본 연구는 관련 연구에서 널리 활용되는 방식을 따라 사회후생을 다음과 같이 대표적(representative) 소비자 또는 가구의 생애(life-time)에 걸친 기대효용의 합으로 정의한다.

$$V_t = E_t \sum_{s=0}^{INF} \beta^s u(c_{t+s}, n_{t+s})$$

실제 모의실험 (simulation) 과정에서는 사회후생 수준을 조건부 사회후생과 비조건부 사회후생, 두 가지로 방식으로 계산하였다. 전자는 위의 수식이 제시하듯이 특정 상태(state)를 전제로 하여 계산된 기대효용의 합

를 적절히 포착할 수 있는 고용보조지표 또한 노동시장 유휴생산능력 지표로서 함께 고려될 필요가 있으나, 아직까지 고용보조지표를 이론모형 내에 반영할 수 있는 방법론이 개발되지 않아 분석 대상에 포함시킬 수 없었음을 밝힌다.

8) 단 γ^R등 모수 (parameter)의 값은 추정된 결과를 그대로 사용한다.

이고, 후자는 각 기간의 조건부 사회후생의 단순 평균이다.[9)]

한편 사회후생은 효용 단위로 제시되어 정량적 (quantitative) 차이가 갖는 의미를 해석하기 어렵다. 때문에 각 통화정책준칙에 따른 사회후생의 차이를 계산한다 하더라도, 그 차이가 갖는 실질적인 의미를 해석하기 위해서는 추가적인 척도의 도입이 필요하다. 이를 위해서 Schmitt-Grohé and Uribe (2006)를 따라 사회후생의 차이를 소비 단위의 차이로 환산시킬 수 있는 척도를 추가적으로 도입하고자 하였다.

두 개의 통화정책준칙 A와 R을 가정하고, 이에 따른 사회후생 수준을 각각 V^A와 V^R로 나타내자. λ는 아래의 수식이 함의하는 바와 같이 R의 통화정책준칙에 따른 사회후생 수준을 A의 통화정책준칙에 따른 사회후생 수준과 같게 만들기 위해서 필요한 소비의 감소 비율이다.

$$V_t^A = E_t \sum_{s=0}^{INF} \beta^s u\left((1-\lambda)c_{t+s}^R, n_{t+s}^R\right)$$

여기서 C_{t+j}^r와 N_{t+j}^r는 R의 통화정책준칙을 시행하였을 때 나타나는 소비와 노동의 흐름을 나타낸다. 한편 Schmitt-Grohé and Uribe (2006)에 따르면, 위의 식에 2차 근사의 방법론을 적용함으로써 다음의 관계가 얻을 수 있는데 아래에서 제시할 <표 6>와 <표 7>의 괄호 내의 숫자는 이렇게 계산된 λ이다.[10)]

$$\lambda \approx \frac{V^R - V^A}{(1-\sigma)V^R + (1-\beta)^{-1}} \frac{1}{2}$$

정책모의실험에서 기준(R)은 앞서 기술한 대로 전기의 총생산갭을 사용한 통화정책준칙이고, 비교대상(A)은 노동시장 유휴생산능력 지표를 사용하는 여타의 통화정책준칙이다.

Kim과 Kim (2003)이 지적한 바와 같이, DSGE 모형을 이용한 경기변동 연구에서 흔히 사용되는 1차 근사(first-order approximation)의 방법론은 사회후생이나 자산 가격을 연구하는 데 적합하지 않다고 알려져 있다. 이를 감안하여 모의실험에서는 모형의 해를 2차 (second-order)까지

9) 조건부 사회후생은 비확률적 균제상태 (nonstochastic steady state)를 전제로 계산하였다.

10) 따라서 R의 통화정책준칙 하에서 사회후생수준이 더 높다면 λ는 양(+)의 값을 갖고, 그렇지 않으면 음(-)의 값을 갖는다.

근사하는 방법론을 활용하였다.[11)]

3. 모의정책실험 결과

모의정책실험을 위해서 먼저 모형의 추정과정에서 경기변동에 대한 기여도가 큰 순서로 6개의 충격요인을 식별하였다. 그리고 각각의 확률과정에 따라 외생적 충격을 임의로 생성하여 모형에 주입한 뒤, 각 통화정책준칙에 따른 사회후생 수준을 계산하였다.

<표 6> 모의정책실험 결과: 모든 충격요인을 동시에 고려한 경우

	총생산갭	실업률갭	고용률갭	혼합갭
조건부 후생	-56.8279	-56.8332 (0.00531)	-56.8283 (0.00036)	-56.8281 (0.00019)
비조건부 후생	-56.8274	-56.8328 (0.00549)	-56.8278 (0.00042)	-56.8275 (0.00020)

1) 조건부 후생은 비확률적 균제상태(nonstochastic steady state)를 전제로 계산됨.
2) 비조건부 사회후생은 각 시기의 조건부 후생을 평균한 값이며, 이를 위해 100분기의 모의실험 (simulation)을 1000회 반복하였음.
3) 괄호안의 숫자는 후생 수준의 차이를 소비 단위로 환산한 λ의 값이며, %의 단위로 제시됨.

<표 6>는 6개의 충격요인을 동시에 고려한 경우에 각 통화정책준칙에 따른 사회후생 수준을 정리하고 있다. <표 6>에서 가장 주목할 만한 점은 지난 기의 총생산갭을 사용하는 통화정책준칙이 가장 높은 사회후생 수준을 제시하고 있다는 사실이다. 즉 전기의 총생산갭을 사용하는 통화정책준칙의 경우에 조건부 사회후생은 -56.8279로 실업률갭, 고용률갭 및 혼합갭을 사용하는 통화정책준칙에 따른 사회후생인 -56.8332, -56.8283 및 -56.8281 보다 높은 것으로 드러났으며, 이를 소비 단위를 기준으로 환산하면 최대 약 0.005% 만큼의 차이가 나타날 수 있음을 의미한다. 다만 전기의 총생산갭을 사용하는 경우와 고용률갭을 사용하는

11) 2차 근사는 Schmitt-Grohé and Uribe (2004)가 고안한 알고리듬을 사용하였다.

경우의 사회후생 상의 차이는 크지 않은 것으로 드러났다.

<표 6>로부터 파악할 수 있는 또 다른 중요한 사실은 실업률갭을 사용하는 통화정책준칙에 비해 고용률갭을 사용하는 통화정책준칙이 사회후생의 측면에서 훨씬 우월하다는 점이다. 각각의 통화정책준칙에 따른 사회후생 수준이 -56.8283과 -56.8332로, 그 차이가 비교적 뚜렷한 것으로 드러났다.

이러한 패턴이 충격요인에 따라 달라질 수 있는지 여부를 살펴보기 위해 각각의 충격 요인에 대해 유사한 모의정책실험을 수행하고, 그 결과를 <표 7>에 정리하였다. <표 7>가 제시하고 있는 바와 같이, 개별 충격요인을 독립적으로 고려하는 경우에도 모든 충격요인을 동시에 고려한 경우와 유사한 사회후생 상의 순서가 통화정책준칙 간에 유지되고 있음을 확인할 수 있다. 즉 대체로 지난 기의 총생산갭을 사용하는 경우에 가장 높은 사회후생 수준이 나타난 반면, 실업률갭을 사용하는 경우에 사회후생 수준이 가장 낮았다. 다만 투자 기술 충격이나 시점내 선호 충격과 같은 일부 국내 충격요인에 대해서는 금기의 고용률갭을 사용하는 통화정책준칙이 가장 높은 사회후생 수준을 제시하는 것으로 드러났지만, 대외 충격요인에 대해서는 여전히 지난 기의 총생산갭을 사용하는 것이 가장 우월한 것으로 나타났다.

또한 실업률갭과 고용률갭을 사용하는 통화정책준칙과 관련하여서는 모든 경우에서 고용률갭을 사용하는 통화정책준칙이 더 높은 사회후생수준을 제시하는 것으로 드러났다. 이러한 분석 결과는 실업률에 기반하여 노동시장의 유휴생산능력을 추정하는 것에 한계가 있을 수 있음을 지적한 Hornstein, Kudlyak and Lange (2014), Blanchflower and Levin (2015) 등의 최근 연구결과와 부합하는 것이라고 할 수 있다. 김기호·장동구 (2005)나 이한규·김태봉 (2018)도 실업률갭 보다는 고용률갭이 노동시장 유휴생산능력 지표로서 더 우월할 수 있다는 실증분석 결과를 보고하였는데, 본 보고서의 모의정책실험 결과는 이러한 국내 문헌의 분석 결과와도 부합한다.

다만, 금기의 실업률갭이나 고용률갭을 사용하는 것보다 지난 기의 총생산갭을 사용하는 것이 더 높은 사회후생 수준을 제시한다는 결과는 다

소 이해하기 어려우나, 이와 관련하여서는 크게 두 가지 이유를 제시할 수 있을 것이다. 첫째, 총생산갭의 지속성 (persistence)이 충분히 크다고 한다면 지난 기의 총생산갭과 이번 기의 총생산갭의 차이가 크지 않아, 총생산갭을 대신하여 금기의 노동시장 유휴생산능력 지표를 사용하는데 따른 잇점이 크지 않을 수 있다. 둘째, 노동시장 유휴생산능력은 생산요소 중 오직 노동 요소만을 고려한다는 점을 고려할 필요가 있다. 즉, 총생산갭을 모든 생산요소를 동시에 고려하여 경제 전반의 유휴생산능력을 측정하기 때문에 비록 시차가 존재한다 하더라도 노동시장 유휴생산능력 지표를 사용하는 경우에 비해서 사회후생 상의 손실이 크지 않을 수 있다. 그러나 이러한 결과가 나타나게 된 정확한 원인이 무엇인지에 대해서는 보다 심층적인 분석을 통해 확인되어야 할 것이며, 이에 대한 본격적인 분석은 추후 연구과제로 고려하고자 한다.

<표 7> 모의정책실험 결과: 개별 충격요인을 고려한 경우

	총생산갭	실업률갭	고용률갭	혼합갭
투자 기술 충격				
조건부 후생	-56.8443	-56.8443 (0.00001)	-56.8442 (-0.00009)	-56.8442 (-0.00004)
비조건부 후생	-56.84433	-56.8445 (0.00020)	-56.84429 (-0.00003)	-56.8444 (0.00004)
총요소 생산성 충격				
조건부 후생	-56.8429	-56.8435 (0.00062)	-56.8431 (0.00025)	-56.8431 (0.00013)
비조건부 후생	-56.8428	-56.8434 (0.00062)	-56.8431 (0.00028)	-56.8430 (0.00014)
시점내 선호 충격				
조건부 후생	-56.8441	-56.8442 (0.00014)	-56.8441 (-0.00002)	-56.8441 (-0.00001)
비조건부 후생	-56.8441	-56.8442 (0.00013)	-56.8441 (-0.00003)	-56.8441 (-0.00002)
시점간 선호 충격				
조건부 후생	-56.8427	-56.8433 (0.00062)	-56.8428 (0.00007)	-56.8427 (0.00004)
비조건부 후생	-56.8426	-56.8432 (0.00057)	-56.8427 (0.00004)	-56.8426 (-0.00002)
해외 인플레이션 충격				
조건부 후생	-56.8356	-56.8384 (0.00278)	-56.8357 (0.00010)	-56.8357 (0.00005)
비조건부 후생	-56.8353	-56.8382 (0.00290)	-56.8354 (0.00013)	-56.8354 (0.00007)
국가 위험프리미엄 충격				
조건부 후생	-56.8403	-56.8414 (0.00114)	-56.8403 (0.00003)	-56.8403 (0.00002)
비조건부 후생	-56.8401	-56.8413 (0.00117)	-56.8401 (0.00002)	-56.8401 (-0.00000)

1) 조건부 후생은 비확률적 균제상태(non-stochastic steady state)를 전제로 계산됨.
2) 비조건부 사회후생은 각 시기의 조건부 후생을 평균한 값이며, 이를 위해 100분기의 모의실험 (simulation)을 1000회 반복하였음.
3) 괄호안의 숫자는 후생 수준의 차이를 소비 단위로 환산한 λ의 값이며, %의 단위로 제시됨.

V. 요약 및 결론

본 보고서는 거시경제학계의 최근 연구 동향에 따라 우리나라 거시경제를 노동시장과 통화정책을 중심으로 분석하고자 시도하였다. 이를 위해 우리나라의 거시경제구조와 노동시장의 특징을 적절히 반영할 수 있는 새 케인지언 DSGE 모형을 설정하고, 이를 우리나라의 주요 거시경제 시계열을 이용하여 추정하였다. 또한 추정된 모형을 토대로 간단한 모의정책 실험을 시도하여, 노동시장 유휴생산능력 지표와 통화정책에 관한 정책적 시사점을 도출하고자 시도하였다.

본 보고서의 주요 분석결과 크게는 추정된 모형의 타당성과 정책 모의실험의 결과로 요약할 수 있다.

첫째, 베이지언 기법으로 추정된 모형 내에서의 구조 모수들은 일반적으로 문헌에서 알려진 수준의 추정 결과가 나타났다. 둘째, 구조충격요인에 대한 거시 변수들의 충격반응함수들을 살펴본 결과 뉴케인지언적 모형에서 일반적으로 나타난 결과가 도출되었으며, 실업률, 고용률 및 노동시장 참여율과 같은 보다 다양한 변수들의 반응함수를 동시에 점검해 볼 수 있었다. 셋째 주요 거시변수들에 대하여 구조충격요인들의 역사적 분해를 수행해본 결과, 해외 구조 충격요인의 역사적 기여도가 한국 경제의 높은 해외 의존도를 반영하고 있음을 시사하고 있었다.

다만, 해외 인플레이션율과 같은 경우 주요 거시 변수들에 대해서 지나치게 장기적인 기여도가 높다는 점과, 추정된 모형이 함의하는 일부 거시 변수들의 변동이 다소 높게 나타난 점은 이론 모형의 한계가 있음을 시사하고 있다. 해외 변수들 간의 내생적 관계가 모형 내에서 식별되지 않은 관계로 부분적으로 편의(bias)가 있을 수 있다는 점이 한계이며, 추후 연구에서는 이를 보완하고자 한다.

한편, 정책 모의실험과 관련해서는, 지난 기의 총생산갭을 사용하는 통화정책준칙이 금기의 노동시장 유휴생산능력 지표를 통화정책에 활용하는 준

칙에 비해 높은 사회후생 수준을 제시하고 있다는 점이다. 다만 전반적으로 각 통화정책준칙에 따른 사회후생 상의 차이는 크지 않은 것으로 드러났다.

마지막으로, 노동시장 유휴생산능력 지표 중에서는 실업률갭을 사용하는 통화정책준칙에 비해 고용률갭을 사용하는 통화정책준칙이 사회후생의 측면에서 훨씬 우월한 것으로 드러났다. 이러한 분석결과는 통화당국이 총생산갭을 보완하는 실물지표를 사용하고자 할 때 실업률 보다는 고용률에 입각한 지표를 활용하는 것이 바람직하다는 기존의 실증분석 결과를 엄밀한 DSGE 모형을 이용하여 확인한 것이라고 할 수 있다.

다만, 전기의 총생산갭을 사용하는 것이 금기의 노동시장 유휴생산능력 지표를 사용하는 것보다 사회후생 측면에서 우월하게 나타난 원인에 대해서는 충분한 분석이 이루어지지 못하였으며, 이에 대한 본격적인 분석은 이론 모형의 부분적인 보완과 함께 추후 연구과제로 고려하고자 한다.

참고문헌

김인수·이명수 (2015), “실업률을 고려한 최적 통화정책 분석”, 금융연구 29권 3호, pp. 33-73,한국금융학회.

Andreasen, M. M. (2010), "How to Maximize the Likelihood Function for a DSGE model," *Computational Economics*, 35(2), pp. 127-154.

Burriel, P., J. Ferna ′ndez-Villaverde, and J. Rubio-Ramirez (2010), "MEDEA: a DSGE model for the Spanish Economy," *SERIES Spanish Economic Review-Investigaciones Economicas*, 1, 175-243.

Campbell, J. R., C. L. Evans, J. D. M. Fisher and A. Justiniano (2012), “Macroeconomic effects of Federal Reserve forward guidance”, Brookings Papers on Economic Activity, Spring 2012, The Brookings Institution.

Chari, V. V., P. Kehoe, and E. R. McGrattan (2007), "Business cycle accounting," *Econometrica*, 75, 781-836.

Galí, J., (2011a), “The return of the wage Phillips curve,” *Journal of the European Economic Association*, 9(3), pp. 436-461.

Galí, J., (2011b), *Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies*, the MIT Press.

Hall, R. (1997), "Macroeconomic fluctuations and the allocation of time," *Journal of Labor Economics*, 15(1), 223-250.

Kim, T. B. (2014), "Analysis on Korean Economy with an Estimated DSGE Model after 2000," *KDI Journal of Economic Policy*, 36(2), pp. 1-64.

Merz, M. (1995), "Search in the Labor Market and the Real Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 36(2), pp. 269-300.

Primiceri, G. E., E. Schaumburg, and A. Tambalotti (2006),

"Intertemporal disturbances," *Discussion paper, National Bureau of Economic Research*.

Schmitt-Grohe ′, S., and M. Uribe (2003), "Closing Small Open Economy Models," *Journal of International Economics*, 61(1), pp. 163-185.

Smets, F., and R. Wouters (2005), "Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles: a Bayesian DSGE approach," *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), pp. 161-183.

부록

A. 균형 조건 요약

a. 가계의 대칭적 최적 조건

$$\lambda_t(1+\tau_c)\frac{p_t^c}{p_t} = d_t(c_t - hc_{t-1})^{-1} - h\beta E_t d_{t+1}(c_{t+1} - hc_t)^{-1}$$

$$\lambda_t = \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t}{\Pi_{t+1}}\right]$$

$$\lambda_t = \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t^W \Gamma\left(ex_t\widetilde{B_t^W}, \xi_t^{b^W}\right)}{\Pi_{t+1}}\frac{ex_{t+1}}{ex_t}\right]$$

$$r_t = \frac{\Phi'[u_t]}{\mu_t(1-\tau_k)}$$

$$\lambda_t q_t = \beta E_t\left\{\lambda_{t+1}\left[(1-\delta)q_{t+1} + r_{t+1}u_{t+1}(1-\tau_k) + \frac{1}{\mu_{t+1}}\delta\tau_k - \frac{1}{\mu_{t+1}}\Phi(u_{t+1})\right]\right\}$$

$$\frac{p_t^i}{p_t}\lambda_t = \lambda_t q_t \mu_t F$$

b. 가계의 임금 결정 조건

$$f_t = \frac{\eta-1}{\eta}(1-\tau_w)(w_t^*)^{1-\eta}\lambda_t w_t^\eta n_t^d + \beta\theta_w E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi_w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{1-\eta}\left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta-1} f_{t+1}$$

$$f_t = \psi d_t \varphi_t\left(\frac{w_t}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)}(n_t^d)^{1+\vartheta} + \beta\theta_w E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi_w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{-\eta(1+\vartheta)}\left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)} f_{t+1}$$

$$\Pi_t^{w^*} = \frac{w_t^*}{w_t}$$

c. 중간재 생산 기업의 최적 조건

$$\frac{u_t k_{t-1}}{n_t^d} = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w_t}{r_t}$$

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{w_t^{1-\alpha}(r_t)^{\alpha}}{A_t}$$

$$g_t^1 = \lambda_t mc_t y_t^d + \beta\theta_p E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi}}{\Pi_{t+1}}\right)^{-\varepsilon} g_{t+1}^1$$

$$g_t^2 = \lambda_t \Pi_t^* y_t^d + \beta\theta_p E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi}}{\Pi_{t+1}}\right)^{1-\varepsilon}\left(\frac{\Pi_t^*}{\Pi_{t+1}^*}\right) g_{t+1}^2$$

$$\varepsilon g_t^1 = (\varepsilon - 1) g_t^2$$

d. 수입재에 대한 수요 함수

$$c_t^M = (1-n^c)\left(\frac{p_t^M}{p_t^c}\right)^{-\varepsilon_c} c_t$$

$$i_t^M = (1-n^i)\left(\frac{p_t^M}{p_t^i}\right)^{-\varepsilon_i} i_t$$

e. 수입재 생산 기업과 수출재 생산 기업의 가격 결정

$$g_t^{M_1} = \lambda_t mc_t^M y_t^M + \beta\theta_M E_t\left(\frac{\left(\Pi_t^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M}\right)^{-\varepsilon_M} g_{t+1}^{M_1}$$

$$g_t^{M_2} = \lambda_t \Pi_t^{M^*} y_t^M + \beta\theta_M E_t\left(\frac{\left(\Pi_t^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M}\right)^{1-\varepsilon_M}\left(\frac{\Pi_t^{M^*}}{\Pi_{t+1}^{M^*}}\right) g_{t+1}^{M_2}$$

$$g_t^{x_1} = \lambda_t mc_t^x y_t^x + \beta\theta_x E_t\left(\frac{\left(\Pi_t^W\right)^{\chi_x}}{\Pi_{t+1}^x}\right)^{-\varepsilon_x} g_{t+1}^{x_1}$$

$$g_t^{x_2} = \lambda_t \Pi_t^{x^*} y_t^x + \beta\theta_x E_t\left(\left(\Pi_t^W\right)\right.$$

f. 평균 가격 수준과 평균 임금 수준의 동태적 이행 과정

$$1 = \theta_p\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi}}{\Pi_t}\right)^{1-\varepsilon} + (1-\theta_p)\Pi_t^{*\,1-\varepsilon}$$

$$1 = \theta_w\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{1-\eta}\left(\frac{w_{t-1}}{w_t}\right)^{1-\eta} + (1-\theta_w)\left(\Pi_t^{w^*}\right)^{1-\eta}$$

$$1 = \theta_M\left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_t^M}\right)^{1-\varepsilon_M} + (1-\theta_M)\left(\Pi_t^{M^*}\right)^{1-\varepsilon_M}$$

$$1 = \theta_x\left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^W\right)^{\chi_x}}{\Pi_t^x}\right)^{1-\varepsilon_x} + (1-\theta_x)\left(\Pi_t^{x^*}\right)^{1-\varepsilon_x}$$

g. 통화당국

$$\log\left(\frac{R_t}{R}\right)=\gamma_R\log\left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)+(1-\gamma_R)\left(\gamma_\Pi\log\left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)+\gamma_y\log\left(\frac{y_{t-1}}{y}\right)+\gamma_{ex}\log\left(\frac{ex_t}{ex_{t-1}}\right)\right)+\sigma_m\varepsilon_{m,t}$$

h. 중앙 정부

$$\tilde{b}_t=\frac{g_t}{y_t^d}+\frac{T_t}{y_t^d}+\frac{R_{t-1}\tilde{b}_{t-1}y_{t-1}^d}{y_t^d\Pi_t}$$
$$-\left(r_tu_t-\frac{1}{\mu_t}\delta\right)\tau_k\frac{k_{t-1}}{y_t^d}-\tau_ww_t\frac{n_t^d}{y_t^d}-\tau_c\frac{p_t^c}{p_t}\frac{c_t}{y_t^d}$$

$$\frac{T_t}{y_t^d}=T_0-T_1\left(\tilde{b}_t-\bar{\tilde{b}}\right)$$

I. 재화시장 청산 조건

$$y_t^d=n^c\left(\frac{p_t^c}{p_t}\right)^{\varepsilon_c}c_t+n^i\left(\frac{p_t^i}{p_t}\right)^{\varepsilon_i}i_t+g_t+\frac{1}{\mu_t}\Phi[u_t]k_{t-1}+x_t$$
$$y_t^d=\frac{A_t(u_tk_{t-1})^\alpha(l_t^d)^{1-\alpha}-\phi}{v_t^P}$$

j. 가격 분산의 이행 과정

$$v_t^p=\theta_p\left(\frac{\Pi_{t-1}^\chi}{\Pi_t}\right)^{-\varepsilon}v_{t-1}^p+(1-\theta_p)\Pi_t^{*-\varepsilon}$$

k. 노동 시장 관련 변수들과 평생효용 함수

$$\ell^{s_t}=\left(\frac{\lambda_t(1-\tau^w)}{d_t\varphi_t\psi}\right)^{\frac{1}{\vartheta}}\left(w^{L_t}\right)^{\frac{1}{\vartheta}}$$
$$\left(w^{L_t}\right)^{\frac{1}{\vartheta}}=(1-\theta_w)\left(w_t^*\right)^{\frac{1}{\vartheta}}+\theta_w\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{\frac{1}{\vartheta}}\left(w_{t-1}^L\right)^{\frac{1}{\vartheta}}$$
$$u^{e_t}=1-\frac{n^{d_t}}{\ell^{s_t}}$$
$$v_t^w=(1-\theta_w)\left(\Pi_t^{w^*}\right)^{-\eta(1+\vartheta)}+\theta_w\left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\frac{w_{t-1}}{w_t}\right)^{-\eta(1+\vartheta)}v_{t-1}^w$$
$$V_t=d_t\left\{\log(c_t-hc_{t-1})-\varphi_t\psi v_t^w\frac{(n_t^d)^{1+\vartheta}}{(1+\vartheta)}\right\}+\beta E_tV_{t+1}$$

l. 자본스톡의 이행 과정

$$k_t=(1-\delta)k_{t-1}+\mu_t\left(1-S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right)i_t$$

m. 총수출과 총수입

$$M_t = v_t^M \left[(1-n^c)\left(\frac{p_t^M}{p_t^c}\right)^{-\varepsilon_c} c_t + (1-n^i)\left(\frac{p_t^M}{p_t^i}\right)^{-\varepsilon_i} i_t \right]$$

$$x_t = v_t^x \left(\frac{p_t^x}{p_t^W}\right)^{-\varepsilon_W} y_t^W$$

$$y_t^M = c_t^M + i_t^M$$

$$y_t^x = \left(\frac{p_t^x}{p_t^W}\right)^{-\varepsilon_W} y_t^W$$

n. 수입재와 수출재의 가격 분산 이행 과정

$$v_t^M = \theta_M \left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_t^M}\right)^{-\varepsilon_M} v_{t-1}^M + (1-\theta_M)\left(\Pi_t^{M*}\right)^{-\varepsilon_M}$$

$$v_t^x = \theta_x \left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^W\right)^{\chi_x}}{\Pi_t^x}\right)^{-\varepsilon_x} v_{t-1}^x + (1-\theta_x)\left(\Pi_t^{x*}\right)^{-\varepsilon_x}$$

o. 최종 소비재와 최종 투자재의 합성 함수

$$c_t = \left[(n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} \left(c_t^d\right)^{\frac{\varepsilon_c - 1}{\varepsilon_c}} + (1-n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} \left(c_t^M\right)^{\frac{\varepsilon_c - 1}{\varepsilon_c}} \right]^{\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_c - 1}}$$

$$i_t = \left[(n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} \left(i_t^d\right)^{\frac{\varepsilon_i - 1}{\varepsilon_i}} + (1-n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} \left(i_t^M\right)^{\frac{\varepsilon_i - 1}{\varepsilon_i}} \right]^{\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i - 1}}$$

p. 소비재와 투자재의 평균 가격

$$p_t^c = \left[n^c (p_t)^{1-\varepsilon_c} + (1-n^c)\left(p_t^M\right)^{1-\varepsilon_c} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_c}}$$

$$p_t^i = \left[n^i (p_t)^{1-\varepsilon_i} + (1-n^i)\left(p_t^M\right)^{1-\varepsilon_i} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_i}}$$

q. 외생적 충격 요인

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \sigma_A \varepsilon_{A,t}$$

$$\log \mu_t = \rho_\mu \log \mu_{t-1} + \sigma_\mu \varepsilon_{\mu,t}$$

$$\log d_t = \rho_d \log d_{t-1} + \sigma_d \varepsilon_{d,t}$$

$$\log \varphi_t = \rho_\varphi \log \varphi_{t-1} + \sigma_\varphi \varepsilon_{\varphi,t}$$

$$\log\left(\frac{g_t}{g}\right) = \rho_g \log\left(\frac{g_{t-1}}{g}\right) + (1-\rho_g)\gamma_{g_y} \log\left(\frac{y_{t-1}^d}{y^d}\right) + \sigma_g \varepsilon_{g,t}$$

$$\log\left(\frac{R_t^W}{R^W}\right) = \rho_R^W \log\left(\frac{R_{t-1}^W}{R^W}\right) + \sigma_{R^W} \varepsilon_{R^W,t}$$

$$\xi_t^{b^W} = \rho_{b^W} \xi_{t-1}^{b^W} + \sigma_{b^W} \varepsilon_{b^W,t}$$

$$\log\left(\frac{y_t^W}{y^W}\right) = \rho_{y^W} \log\left(\frac{y_{t-1}^W}{}\right.$$

r. 인플레이션율 정의

$$\Pi_t = \frac{p_t}{p_{t-1}}$$

$$\Pi_t^c = \frac{\left(\frac{p_t^c}{p_t}\right)}{\left(\frac{p_{t-1}^c}{p_{t-1}}\right)}\Pi_t$$

$$\Pi_t^i = \frac{\left(\frac{p_t^i}{p_t}\right)}{\left(\frac{p_{t-1}^i}{p_{t-1}}\right)}\Pi_t$$

$$\Pi_t^M = \frac{\left(\frac{p_t^M}{p_t}\right)}{\left(\frac{p_{t-1}^M}{p_{t-1}}\right)}\Pi_t$$

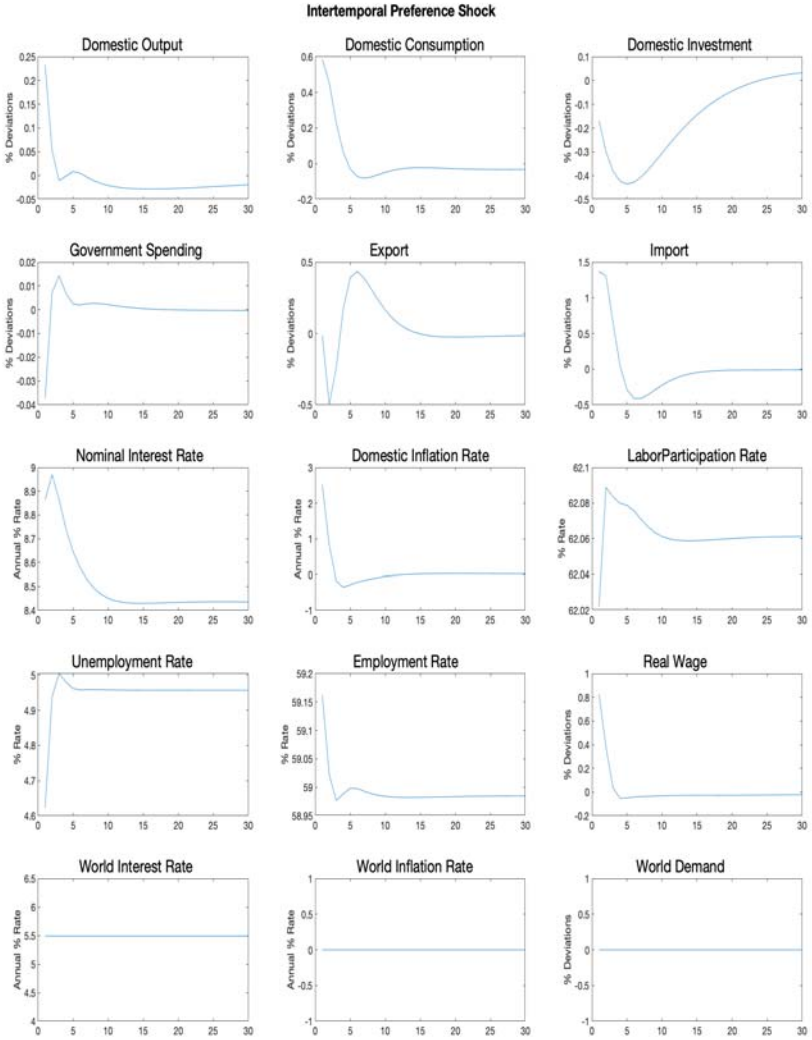
$$\Pi_t^x = \frac{\left(\frac{ex_t p_t^x}{p_t}\right)}{\left(\frac{ex_{t-1} p_{t-1}^x}{p_{t-1}}\right)}\frac{\Pi_t}{\Delta ex_t}$$

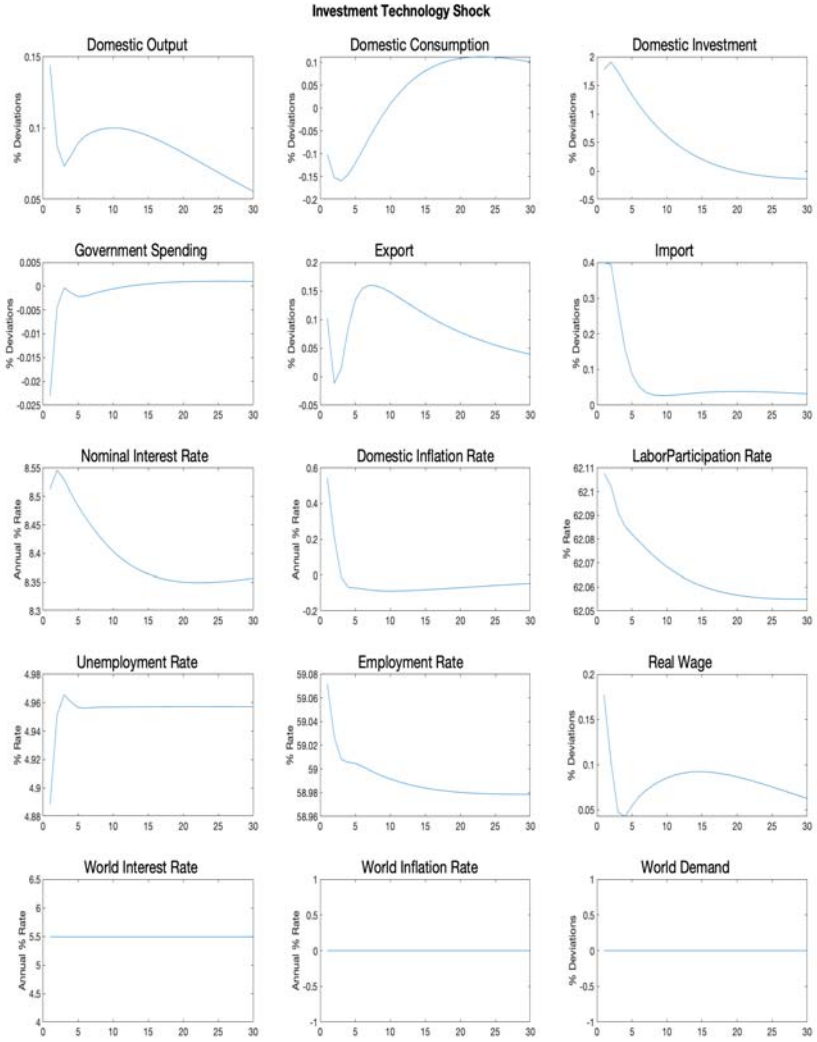
$$\Pi_t^W = \frac{\left(\frac{ex_t p_t^W}{p_t}\right)}{\left(\frac{ex_{t-1} p_{t-1}^W}{p_{t-1}}\right)}\frac{\Pi_t}{\Delta ex_t}$$

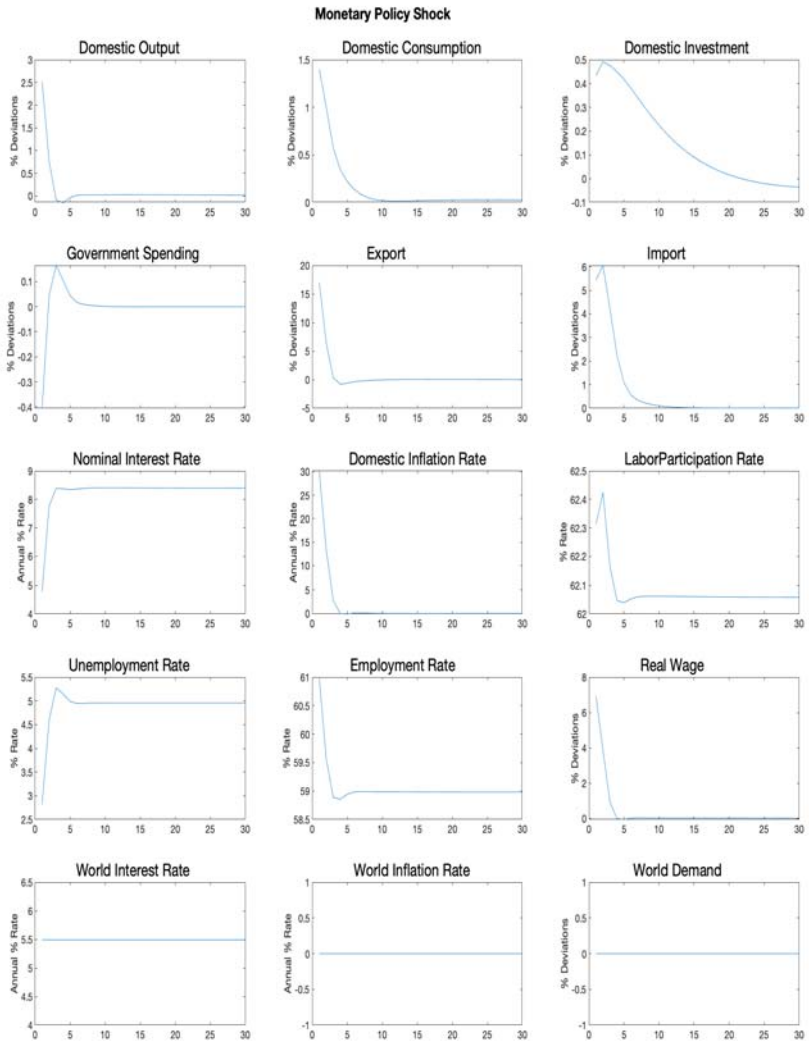
s. 함수 정의

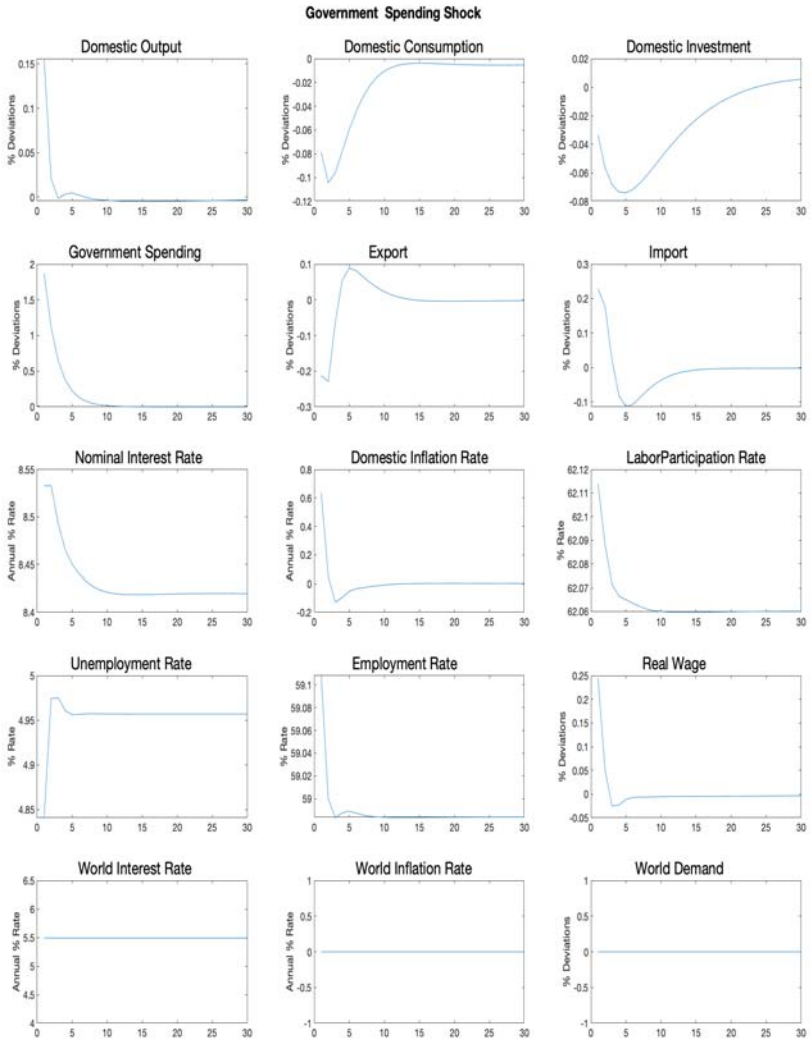
$$\begin{aligned}
\Phi[u] &= \Phi_1(u-1)+\Phi_2(u-1)^2 \\
S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) &= \frac{\kappa}{2}\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}-\Lambda_I\right)^2 \\
F(i_t, i_{t-1}) &\equiv \left(1-S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right)i_t \\
F_{1,t} &= 1-S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)-S'\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\frac{i_t}{i_{t-1}} \\
F_{2,t+1} &= S'\left(\frac{i_{t+1}}{i_t}\right)\left(\frac{i_{t+1}}{i_t}\right)^2 \\
\Gamma\left(ex_t\tilde{b}_t^W, \xi_t^{b^W}\right) &= \exp\left(\Gamma^{R_0^W}-\Gamma^{b^W}\left(ex_t\tilde{b}_t^W - ex\tilde{b}^W\right)+\xi_t^{b^W}\right)
\end{aligned}$$

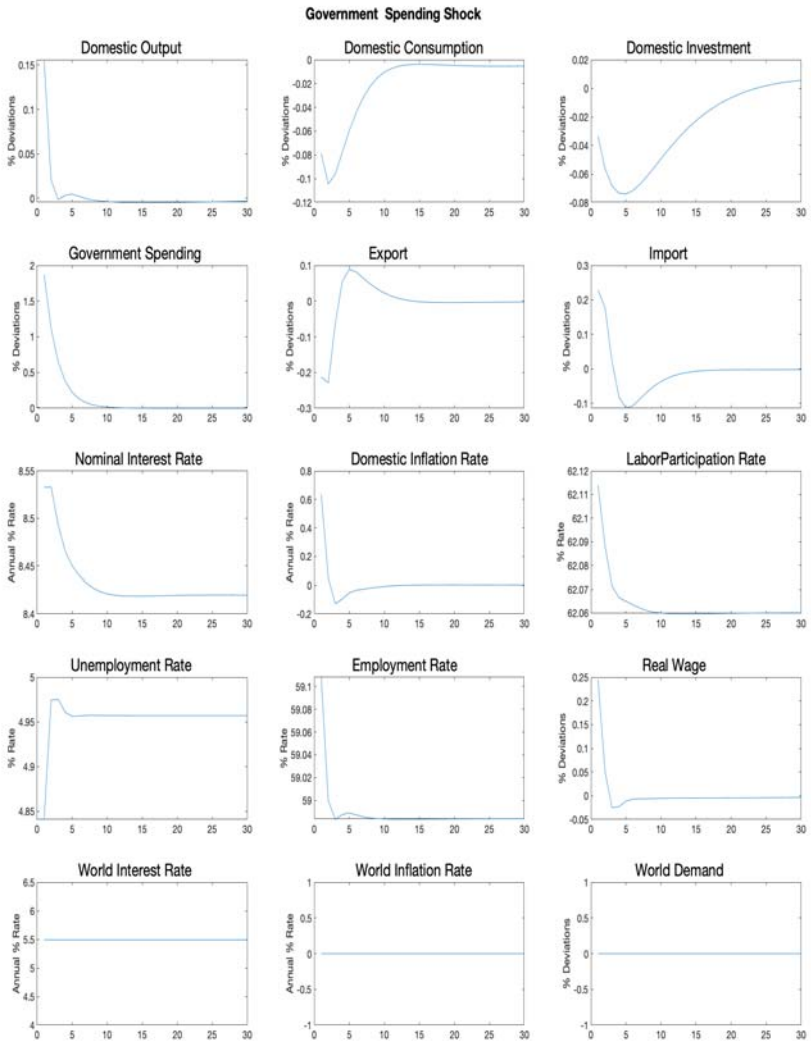
B. 기타 충격반응함수

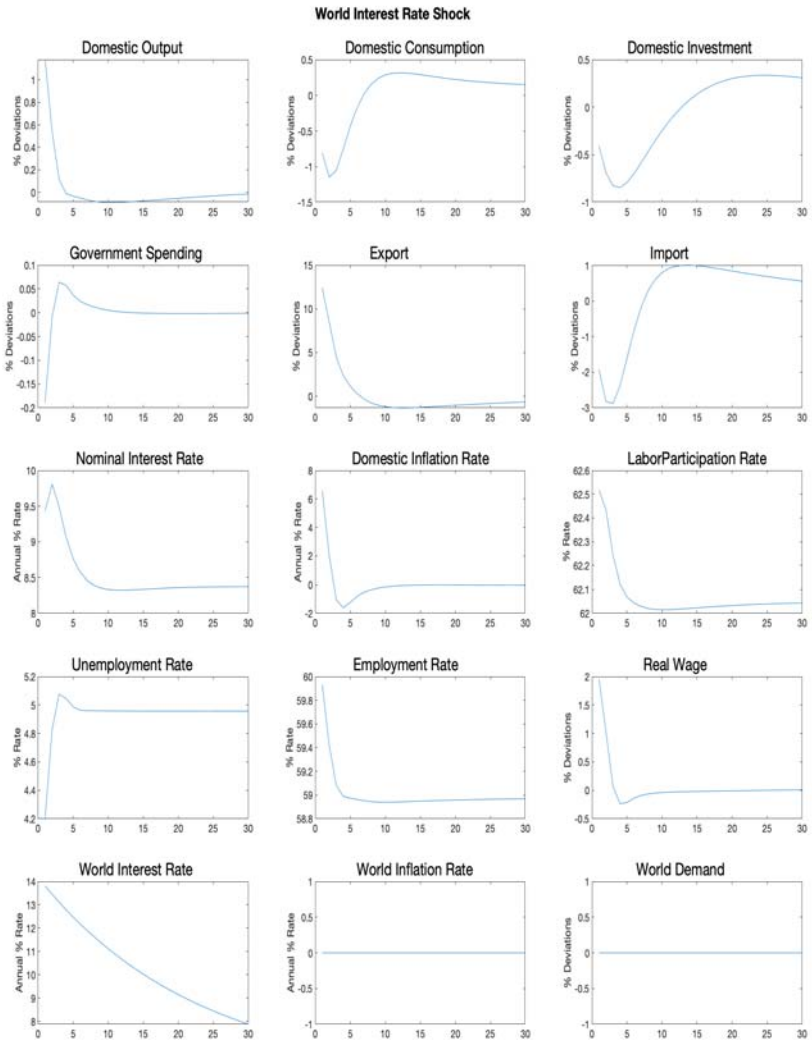

Intertemporal Preference Shock
Domestic Output
Domestic Consumption
Domestic Investment
Government Spending
Export
Import
Nominal Interest Rate
Domestic Inflation Rate
LaborParticipation Rate
Unemployment Rate
Employment Rate
Real Wage
World Interest Rate
World Inflation Rate
World Demand
% Deviations
Annual % Rate
% Rate

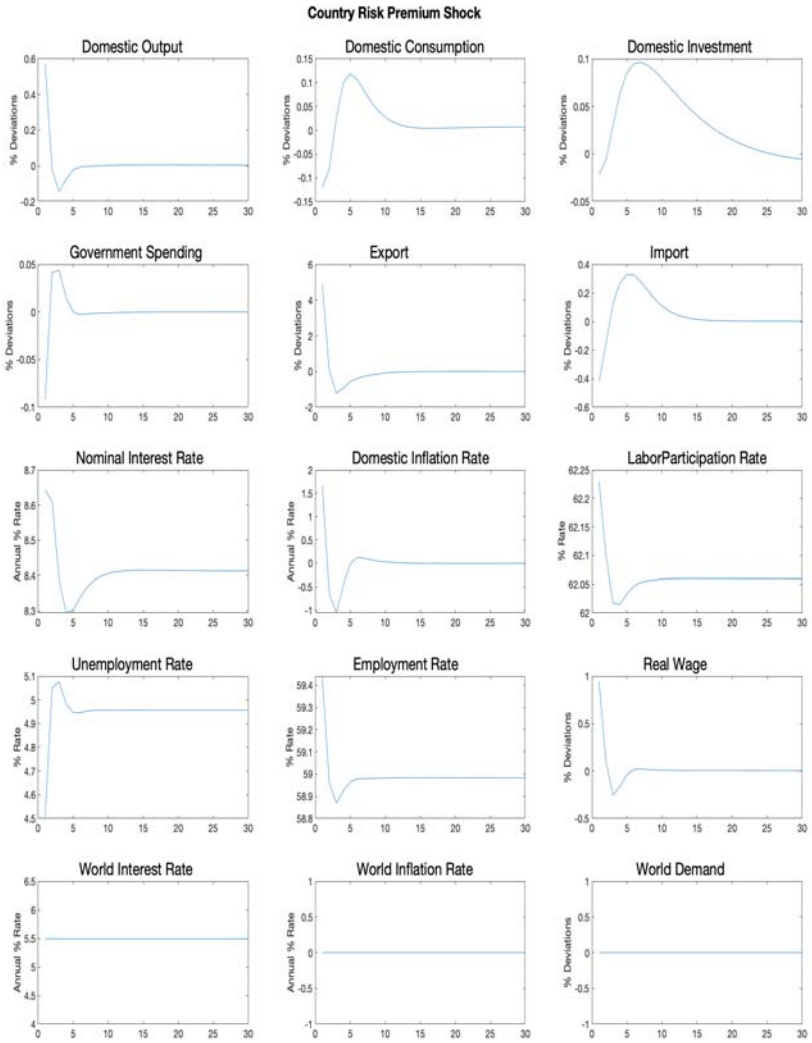

Investment Technology Shock
Domestic Output
% Deviations
Domestic Consumption
% Deviations
Domestic Investment
% Deviations
Government Spending
% Deviations
Export
% Deviations
Import
% Deviations
Nominal Interest Rate
Annual % Rate
Domestic Inflation Rate
Annual % Rate
LaborParticipation Rate
% Rate
Unemployment Rate
% Rate
Employment Rate
% Rate
Real Wage
% Deviations
World Interest Rate
Annual % Rate
World Inflation Rate
Annual % Rate
World Demand
% Deviations

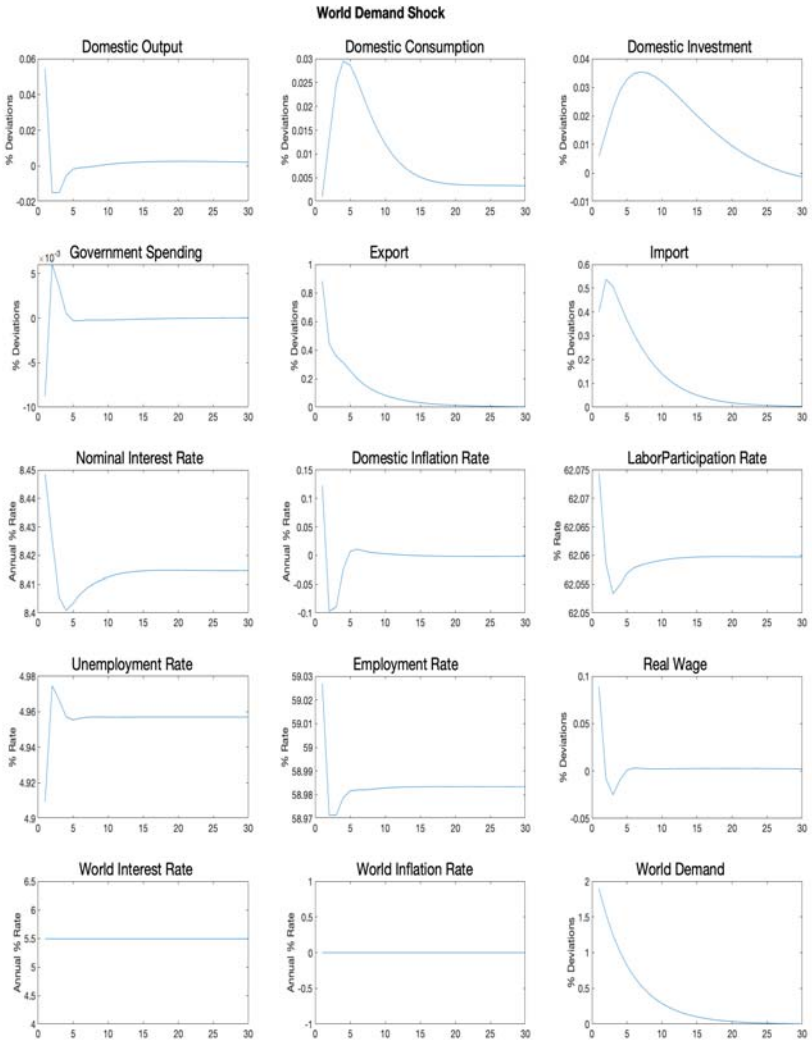

Monetary Policy Shock
Domestic Output
Domestic Consumption
Domestic Investment
Government Spending
Export
Import
Nominal Interest Rate
Domestic Inflation Rate
LaborParticipation Rate
Unemployment Rate
Employment Rate
Real Wage
World Interest Rate
World Inflation Rate
World Demand
% Deviations
Annual % Rate
% Rate

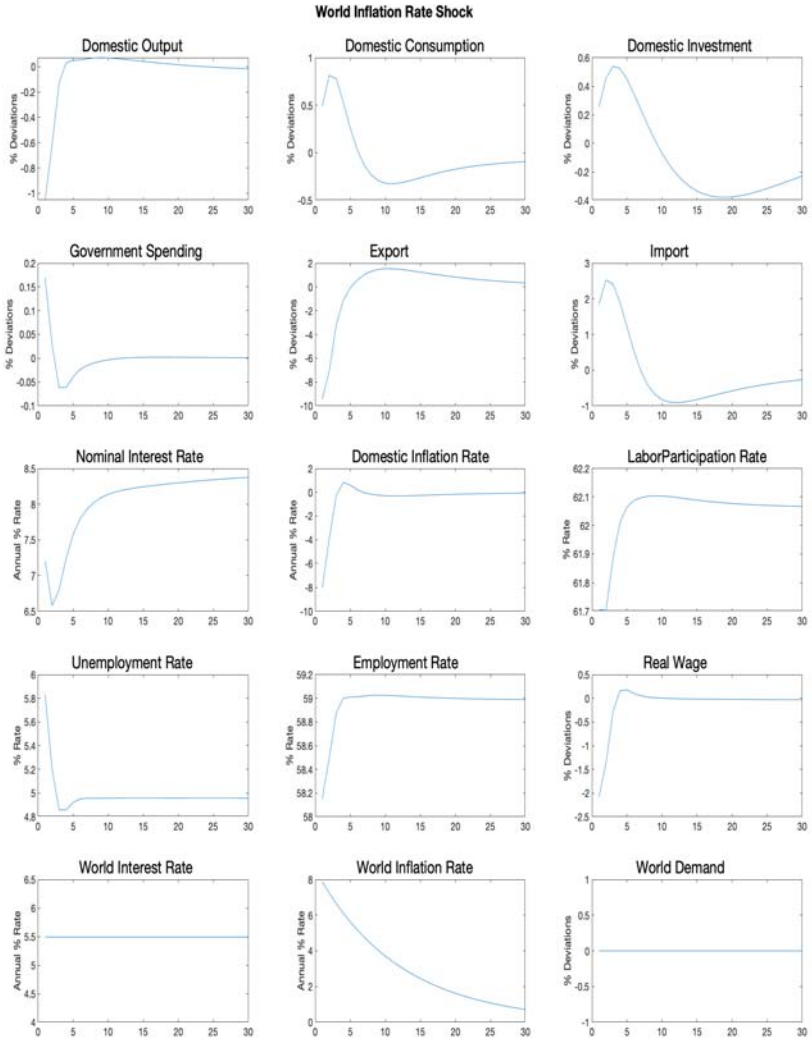

Government Spending Shock
Domestic Output
Domestic Consumption
Domestic Investment
Government Spending
Export
Import
Nominal Interest Rate
Domestic Inflation Rate
LaborParticipation Rate
Unemployment Rate
Employment Rate
Real Wage
World Interest Rate
World Inflation Rate
World Demand
% Deviations
Annual % Rate
% Rate


Government Spending Shock
Domestic Output
Domestic Consumption
Domestic Investment
Government Spending
Export
Import
Nominal Interest Rate
Domestic Inflation Rate
LaborParticipation Rate
Unemployment Rate
Employment Rate
Real Wage
World Interest Rate
World Inflation Rate
World Demand
% Deviations
Annual % Rate
% Rate


World Interest Rate Shock
Domestic Output
Domestic Consumption
Domestic Investment
Government Spending
Export
Import
Nominal Interest Rate
Domestic Inflation Rate
LaborParticipation Rate
Unemployment Rate
Employment Rate
Real Wage
World Interest Rate
World Inflation Rate
World Demand
% Deviations
Annual % Rate
% Rate


Country Risk Premium Shock
Domestic Output
Domestic Consumption
Domestic Investment
Government Spending
Export
Import
Nominal Interest Rate
Domestic Inflation Rate
LaborParticipation Rate
Unemployment Rate
Employment Rate
Real Wage
World Interest Rate
World Inflation Rate
World Demand
% Deviations
Annual % Rate
% Rate


World Demand Shock
Domestic Output
Domestic Consumption
Domestic Investment
Government Spending
Export
Import
Nominal Interest Rate
Domestic Inflation Rate
LaborParticipation Rate
Unemployment Rate
Employment Rate
Real Wage
World Interest Rate
World Inflation Rate
World Demand
% Deviations
Annual % Rate
% Rate


World Inflation Rate Shock
Domestic Output
Domestic Consumption
Domestic Investment
Government Spending
Export
Import
Nominal Interest Rate
Domestic Inflation Rate
LaborParticipation Rate
Unemployment Rate
Employment Rate
Real Wage
World Interest Rate
World Inflation Rate
World Demand
% Deviations
Annual % Rate
% Rate