2021년도 연구용역보고서

재정의 지속가능성 분석을 위한 거시재정모형 구축

- 2021. 8. -

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

연구책임자

서강대학교 허준영

재정의 지속가능성 분석을 위한
거시재정모형 구축

2021년 8월

연구책임자 허준영 (서강대학교 경제학부)

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

❑ 한국형 재정준칙의 거시경제효과 분석 필요성

○ 최근 코로나19에 대응하는 과정에서 국가채무와 재정수지 적자가 큰 폭으로 증가하고 있다.

○ 또한, 향후 복지정책 등에 소요될 비용도 크게 증가될 것으로 예상되는 실정이다.

– 2020년 국회예산정책처는 2020~2070년까지 복지 분야 의무지출이 연평균 2.5%로 증가될 것으로 전망했는데 이는 국민연금, 공무원연금 등의 지속적인 연금수급자 수 증가로 인한 연금급여액 증가, 기초연금 기준연금액 인상 등에 기인하는 것으로 분석된다.

○ 정부는 중장기적이고 지속가능한 재정을 운용하기 위하여 국가채무 및 통합재정수지에 대한 구속력 있는 규율로서의 '한국형 재정준칙' 도입방안을 제시하고 2020년 국가재정법 일부개정법률안을 제출하였다.

– 이러한 재정준칙의 골자는 GDP 대비 국가채무 비율은 60%, GDP 대비 재정수지 적자 비율은 △3%를 기준으로 관리하되, 하나의 지표가 기준치를 초과하더라도 다른 지표가 기준치를 하회하면 충족이 가능하도록 설계된 것이다.

○ 이러한 상황에서 '한국형 재정준칙' 설정이 재정건전성 또는 재정의 지속가능성에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지에 대해 거시재정모형을 통한 분석이 필요하다.

– 재정의 지속가능성에 미치는 영향, 나아가 준칙을 준수하기 위해 적합한 재정수단 시뮬레이션, 거시경제에 미치는 영향 등 다각적 연구가 필요한 실정이다.

○ 그러나 현재 이와 같은 재정준칙이 거시경제 및 재정에 미치는 효과에 대한 분석은 전무한 실정이다.

❑ 연구내용 및 방법

○ 본 연구는 재정준칙의 효과를 분석할 수 있는 거시경제와 재정부문이 결합된 동태확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 모형을 구축하여 한국형 재정준칙이 국가재정 및 거시경제에 가지는 함의를 도출하고자 한다.

- 이를 위해 가계, 기업, 정부 부문의 거시경제 DSGE 모형에 재정정책 부문(수입측면에서는 노동소득세, 법인세, 소비세 등, 지출측면에서는 정부지출, 이전지출 등)이 정교하게 연결된 모형을 구축한다.

- 기존의 문헌을 보면 재정정책의 효과가 통화정책이 어떤 스탠스를 취하느냐에 따라 달라진다고 보고되어 있으며, 이러한 특성을 반영하기 위해 가격경직성 및 중앙은행의 이자율 설정식이 반영된 신케인지안(new Keynesian) 모형을 설정하여 분석한다.

- 소규모 개방경제인 우리나라의 특성을 반영하기 위해 모형에 해외부문을 설정하고, 해외부문은 미국 데이터를 이용하여 근사한다.

○ 이러한 모형의 모수를 과거 우리나라 데이터를 사용하여 추정한다.

- 이러한 모형의 경우 모형 내 모수가 다수 존재하는 특성으로 인해 각 모수 식별에 어려움이 있을 수 있으며, 이러한 문제점을 해결하기 위해 각 모수에 대한 연구자의 사전적 정보(prior distribution)를 부여하여 추정하는 베이지안(Bayesian) 추정법을 이용한다.

- 추정에 사용할 데이터 기간은 2000년 1분기부터 2019년 4분기까지이다.

○ 이러한 모형을 바탕으로 국회예산정책처에서 2020년 발표한 장기재정전망 결과를 활용하여 향후 정부의 재정준칙을 준수하기 위해서 필요한 향후 재정변수 증감폭을 도출한다.

– 정책 시뮬레이션은 2025년부터 시산하여 향후 미국 데이터 전망치가 가용한 2050년까지 시행한다.

2. 본문요약

❑ 한국형 재정준칙의 거시경제효과 분석 방법

○ 본 연구에서 설정된 모형을 바탕으로 국회예산정책처에서 2020년 발표한 장기재정전망 결과를 활용하여 향후 정부의 재정준칙을 준수하기 위해서 필요한 향후 재정변수 증감폭을 도출하였다.

– 국회예산정책처의 2020년 장기재정전망의 특징과 이로부터 도출해 낼 수 있는 중요한 특징은 다음과 같다.

▪ 2020년 장기 전망은 한국형 재정준칙이 발표되기 이전에 작성되었으며, 여타의 장기 전망과 마찬가지로 NABO의 2020년 장기 재정전망 또한 현재의 정책이 향후 지속되는 경우를 가정하고 시산되었다는 점이다.

▪ 따라서 2020년 장기 전망상 향후 GDP 및 재정변수 전망치는 한국형 재정준칙을 위배할 가능성이 있다.

– 이러한 국회예산정책처 장기재정전망치의 특성을 이용하여 재정당국이 한국형 재정준칙을 준수하기 위해서 향후 각 연별로 필요한 재정수지 개선 규모를 산출하였다.

– 국회예산정책처 2020년 장기재정전망에 근거하여 시산한 2020년부터 2050년까지의 GDP 대비 국가채무비율 및 GDP 대비 재정수지 적자 비율을 살펴보면, 2027년부터 2050년까지 한국형 재정준칙이 위배되는 것으로 나타났으며 이는 이 시기동안 재정당국이 준칙 만족을 위한 재정조정(fiscal adjustment)을 실행해야 함을 의미한다.

○ 분석시 다양한 재정수단 조합을 고려하여 정책 수단별 한국형 재정정책 제약 부과가 거시경제 및 재정에 미치는 영향을 분석하였다.

- 산출된 GDP 대비 재정수지 적자 비율 및 GDP 대비 국가채무비율 개선 필요분을 다양한 재정수단별(예를 들면 수입측면에서, 또는 지출측면에서, 또는 수입과 지출이 균등하게)로 조합할 경우 재정과 거시경제에 미치는 영향을 산출한다.

  ▪ 각 시나리오별로 장기재정전망상 전망치에서 몇 %의 수입증가 혹은 지출감소가 필요한지 시산하며, 이 때 재정준칙을 만족하기 위해서는 세율이 얼마나 상승해야 하는지도 계산한다.

❑ 한국형 재정준칙의 거시경제효과

○ 한국형 재정준칙 효과 분석을 위해 먼저 재정당국이 재량적 재정정책을 통해 재정준칙을 만족시키는 경우를 상정하면 다음과 같은 결과를 도출할 수 있다.

- 세입과 지출항목 모두를 통해 한국형 재정준칙을 만족시킬 경우, 재정준칙 만족을 위한 재정변수의 변화폭은 시간이 흐를수록 더욱 커지며 이러한 현상이 극대화되는 2050년 기준 조세수입 항목은 국회예산정책처 전망치보다 10% 이상 높아야 하고 지출 항목은 10% 이상 낮아야 하는 것으로 분석되었다.

  ▪ 이 때 세율은 2019년 기준 19.1%, 5.8% 및 10%였던 자본세율, 노동세율 및 소비세율이 2050년 기준 20.7%, 6.5% 및 10.8%로 상승해야 하는 것으로 나타났다.

- 세입과 지출항목 모두를 통해 한국형 재정준칙을 만족시킬 경우, 2050년 경 국가채무비율 에는 국회예산정책처 전망치 보다 15% 정도 낮은 결과를 나타내는 것으로 분석되었다.

○ 이 경우 2050년 국가채무비율은 국회예산정책처 전망치 보다 15% 정도 낮은 115.1%를 나타내는 것으로 추정되었다.

- 이는 한국형 재정준칙 도입이 해당 준칙이 의도하고 있는 중·장기적 재전건전성 달성에 도움이 될 수 있음을 나타내나, 그럼에도 불구하고 이 수준은 한국형 재정준

칙이 준거점으로 삼고 있는 60%의 국가채무비율보다 훨씬 높은 수치이다.

- 이 때 GDP 대비 재정수지 적자비율은 전망기간 내내 3%를 하회하는 것으로 나타났다.

- 하나의 기준이 충족되지 못하더라도 다른 하나의 기준이 준거점을 훨씬 하회하면 달성될 수 있는 한국형 재정준칙의 구성 원리상 이와 같은 결과는 한국형 재정준칙의 도입이 국가채무비율 상승을 억제하는 데 어느 정도 역할을 할 것으로 예상되나, 그럼에도 불구하고 중·장기적으로 국가채무비율은 재정준칙의 준거점인 60%를 상회할 것으로 예측되며 준칙은 주로 나머지 하나의 기준인 GDP 대비 재정수지 적자비율의 감소를 통해 이루어질 것임을 시사한다.

○ 한국형 재정준칙 부과시 세율의 상승과 함께 감소된 정부지출 및 이전지출로 인해 2050년 기준 1% 이상의 GDP 감소가 예상된다.

○ 대안적 재정조정 과정으로써 세입 항목만 변하는 경우와 재정 지출 항목만 변하는 경우를 분석하였으며, 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

- 재정준칙의 부과가 국가채무비율에 미치는 영향은 재정조정 시나리오별로 달라지며 이러한 차이는 중·장기로 갈수록 커지는 현상이 관측된다.

- 2050년 기준 국가채무비율을 가장 적게 증가시키는 방안은 세입만을 조정하여 재정준칙을 만족시키는 방법이며, 이 때 국가채무비율은 국회예산정책처 전망치보다 20% 정도 낮은 110% 근방이 된다.

- 반면 국가채무비율 증가를 가장 덜 억제하는 방식은 모든 재정변수를 사용하여 재정준칙을 만족시킬 경우로 분석되었다.

- GDP에 미치는 효과는 재정조정 시나리오별로, 그리고 고려되는 시계별로 상이한데, 2040년대 중반 이전까지 가장 GDP에 미치는 음(-)의 영향이 큰 방식은 정부지출과 이전지출의 지출 항목 감소만을 통해 재정준칙을 만족시키는 경우이고 이후 기간 동안에는 세입만을 통해 조정하는 경우로 나타났다.

- 모든 시계에 걸쳐 GDP에 미치는 부정적 효과가 가장 적은 방식은 모든 재정변수

를 사용하여 재정준칙을 만족하는 경우이다.

- 이러한 결과를 종합해 보면 모든 재정변수를 사용하여 재정준칙을 만족하는 경우 국가채무비율 증가를 억제하는 데는 가장 덜 효율적인 방식이라는 단점을 가지나, 재정준칙 부과로 인한 GDP에 미치는 부정적인 효과를 가장 줄일 수 있는 방식이라는 장점 또한 존재하는 것을 알 수 있다.

○ 재정건전성을 더욱 강력하게 추구하기 위해 한국형 재정준칙을 만족하는 대안적 정책방안으로 재정변수를 GDP 대비 국가채무비율에 자동적으로 조정되도록 입법화하는 등 재정변수를 국가채무비율에 더욱 민감하게 반응하도록 하는 방안을 고려해 볼 수 있다.

- (대안적 정책방안의 장점) 재량적 재정정책만 시행하는 경우에 비해 더 높은 GDP 대비 국가채무비율을 허용하는 동시에 한국형 재정준칙 부과로 인한 GDP에의 부정적 영향을 감소시킬 수 있다.

- (대안적 정책방안의 단점) 재정변수가 국가채무비율에 민감하게 반응하도록 할수록 향후 재정정책은 보다 경기순응적(procyclical)으로 운용됨으로써 거시 변동성을 증가시킬 수 있는 가능성이 존재한다.

  ■ 통상적인 뉴케인지안 모형에서 사회 후생 손실(welfare loss)이 GDP와 인플레이션율 분산에 비례하여 증가한다는 측면에서, 이와 같은 결과는 높아진 재정건전성의 추구가 한국형 재정준칙 부과로 인한 GDP에의 부정적 영향을 줄일 수 있으나 사회 후생 측면에서의 손실 또한 증가시킬 가능성이 있다는 점을 시사한다.

차 례

Ⅰ. 서론

1. 연구의 배경과 필요성 ····· 1

Ⅱ. 분석모형

1. 가계부문 ····· 9
2. 기업부문 ····· 13
3. 통화 및 재정정책 ····· 17
4. 시장청산 조건 ····· 19
5. 해외부문 ····· 20

Ⅲ. 모형 추정

1. 데이터 및 추정 방법 ····· 21
2. 모수의 사전분포 ····· 22
3. 모수의 사후분포 ····· 28

Ⅳ. 한국형 재정준칙의 거시경제효과 분석

1. 모형의 연간화 ····· 29
2. 한국형 재정준칙 만족을 위한 재량적 재정정책 실행 결과 ····· 30
3. 대안적 재정건전성 반응도의 식별 ····· 46
4. 대안적 재정건전성 반응도의 함의: 편익 ····· 60
5. 대안적 재정건전성 반응도의 함의: 잠재적 비용 ····· 66

Ⅴ. 맺음말

1. 한국형 재정준칙의 거시경제효과 분석을 위한 동태확률일반균형모형 구축 ····· 70
2. 실증분석 결과의 의의 ····· 71
3. 향후 연구과제 ····· 72

표 차례

[표 1] 최근 재정총량 추이 및 전망 ····· 1
[표 2] 국회예산정책처 장기 재정전망: 의무지출 ····· 2
[표 3] 모형의 캘리브레이션된 모수 ····· 24
[표 4] 모형 모수의 사전분포 및 사후분포 ····· 26
[표 5] 모형 모수의 사전분포 및 사후분포(계속) ····· 27
[표 6] 한국형 재정준칙 도입의 효과, 재정변수 조정 시나리오별 비교 ····· 45

그림 차례

[그림 1] 국회예산정책처 장기 재정전망치 및 재정준칙 인덱스 ····· 7
[그림 2] 식별된 재정변수 충격 시퀀스, 모든 재정변수 조정 시나리오 ····· 33
[그림 3] 식별된 재정변수 충격 시퀀스, 세율 조정 시나리오 ····· 34
[그림 4] 식별된 재정변수 충격 시퀀스, 지출 측면 조정 시나리오 ····· 34
[그림 5] 재정준칙 인덱스, 국가채무비율 및 GDP 대비 재정수지 적자비율 전망치, 모든 재정변수 조정 시나리오 ····· 36
[그림 6] 한국형 재정준칙 도입의 효과, 모든 재정변수 조정 시나리오 ····· 39
[그림 7] 재정준칙 인덱스, 국가채무비율 및 GDP 대비 재정수지 적자비율 전망치, 재정변수 조정 시나리오별 비교 ····· 41
[그림 8] 한국형 재정준칙 도입의 효과, 재정변수 조정 시나리오별 비교 ····· 43
[그림 9] 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu = 1$인 경우, 모든 재정변수 조정 시나리오 ····· 49
[그림 10] 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu \geq 1$인 경우, 모든 재정변수 조정 시나리오 ····· 51
[그림 11] 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu = 1$인 경우, 세입 변수 조정 시나리오 ····· 53
[그림 12] 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu \geq 1$인 경우, 세입 변수 조정 시나리오 ····· 55
[그림 13] 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu = 1$인 경우, 지출 항목 조정 시나리오 ····· 57
[그림 14] 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu \geq 1$인 경우, 지출 항목 조정 시나리오 ····· 59
[그림 15] 대안적 재전건전성 반응도의 함의, 재정변수 조정 시나리오별 ····· 62
[그림 16] 대안적 재전건전성 반응도에 따른 효과, 재정변수 조정 시나리오별 비교 ····· 65
[그림 17] 대안적 재전건전성 반응도에 따른 모형 변수의 비조건부 표준편차, 재정변수 조정 시나리오별 비교 ····· 69

I. 서론

1. 연구의 배경과 필요성

❑ 연구배경

○ <표 1>에 요약된 것처럼 최근 코로나19에 대응하는 과정에서 국가채무와 재정수지 적자가 큰 폭으로 증가하고 있다.

<표 1> 최근 재정총량 추이 및 전망

(단위: 조원, %)

구 분	2019 결산	2020					2021년		2022	2023	2024
		본예산	1회 추경	2회 추경	3회 추경	4회 추경	본예산	1회 추경안			
관리 재정수지	△54.4 (△2.8)	△71.5 (△3.5)	△82.0 (△4.1)	△89.4 (△4.5)	△111.5 (△5.8)	△118.6 (△6.1)	△112.5 (△5.6)	△126.0 (△6.3)	△123.2 (△5.9)	△128.2 (△5.9)	△127.5 (△5.7)
국가채무	723.2 (37.7)	805.2 (39.8)	815.5 (41.2)	819.0 (41.4)	839.4 (43.5)	846.9 (43.9)	956.0 (47.3)	965.9 (48.2)	1,091.2 (52.3)	1,217.1 (56.1)	1,347.8 (59.7)

자료: 기획재정부

○ 또한, 향후 복지정책 등에 소요될 비용도 크게 증가될 것으로 예상되는 실정이다.

– <표 2>에 제시된 바와 같이 2020년 국회예산정책처는 2020~2070년까지 복지 분야 의무지출이 연평균 2.5%로 증가될 것으로 전망했는데 이는 국민연금, 공무원연금 등의 지속적인 연금수급자 수 증가로 인한 연금급여액 증가, 기초연금 기준연금액 인상 등에 기인하는 것으로 분석된다.

<표 2> 국회예산정책처 장기 재정전망: 의무지출

(단위: 조원, %)

	2020	2030	2040	2050	2060	2070	연평균 증가율
의무지출	258.2	371.3	479.0	590.2	685.8	761.9	2.2
(GDP 대비 비율)	(13.3)	(15.4)	(17.1)	(18.8)	(20.1)	(20.8)	
- 복지분야 의무지출	127.5	193.2	263.8	333.0	393.7	437.6	2.5
(GDP 대비 비율)	(6.6)	(8.0)	(9.4)	(10.6)	(11.5)	(12.0)	
- 지방이전재원	107.8	137.6	162.2	182.0	196.1	207.6	1.3
(GDP 대비 비율)	(5.6)	(5.7)	(5.8)	(5.8)	(5.7)	(5.7)	
- 이자지출	15.7	33.8	46.2	68.2	88.8	109.4	4.0
(GDP 대비 비율)	(0.8)	(1.4)	(1.7)	(2.2)	(2.6)	(3.0)	
- 기타 의무지출	7.2	6.7	6.8	6.9	7.1	7.2	0.0
(GDP 대비 비율)	(0.4)	(0.3)	(0.2)	(0.2)	(0.2)	(0.2)	
의무지출 대비 비중							평균
- 복지분야 의무지출	(49.4)	(52.0)	(55.1)	(56.4)	(57.4)	(57.4)	(55.1)
- 지방이전재원	(41.8)	(37.1)	(33.9)	(30.8)	(28.6)	(27.2)	(31.4)
- 이자지출	(6.1)	(9.1)	(9.6)	(11.6)	(12.9)	(14.4)	(12.2)
- 기타 의무지출	(2.8)	(1.8)	(1.4)	(1.2)	(1.0)	(0.9)	(1.3)

주: 1. 전망액은 2020년 불변가격
2. 전망액이 불변가격인 경우 연평균 증가율은 경상가격의 연평균 증가율에 비해 낮게 나타남
자료: 국회예산정책처(2020)

○ 정부는 중장기적이고 지속가능한 재정을 운용하기 위하여 국가채무 및 통합재정수지에 대한 구속력 있는 규율로서의 '한국형 재정준칙' 도입방안을 제시하고 2020년 국가재정법 일부개정법률안을 제출하였다.

– 기획재정부가 제출한 「국가재정법 일부개정법률안」에서는 국가채무·재정수지의 관리기준에 대한 근거는 법률에 명시하고 있으나 구체적인 수식이나 한도 등은 대통령령으로 규정하도록 하고 있다.

– 기획재정부 보도자료(2020. 10. 5.)에 따르면, GDP 대비 국가채무 비율은 60%, GDP 대비 재정수지 적자 비율은 △3%를 기준으로 관리하되, 하나의 지표가 기준치를 초과하더라도 다른 지표가 기준치를 하회하면 충족이 가능하도록 설계하였다.

한도 계산식

$$\text{재정준칙 인덱스} = \left(\frac{\text{국가채무 비율}}{60\%}\right) \times \left(\frac{\text{재정수지 비율}}{\triangle 3\%}\right) \leq 1.0$$

○ 이러한 상황에서 '한국형 재정준칙' 설정이 재정건전성 또는 재정의 지속가능성에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지에 대해 거시재정모형을 통한 분석이 필요하다.

- 재정의 지속가능성에 미치는 영향, 나아가 준칙을 준수하기 위해 적합한 재정수단 시뮬레이션, 거시경제에 미치는 영향 등 다각적 연구가 필요한 실정이다.

○ 현재 이와 같은 재정준칙이 거시경제 및 재정에 미치는 효과에 대한 분석은 전무한 실정이며, 이러한 이면에는 다음과 같은 두 가지 이유가 존재하는 것으로 보인다.

- 첫째로, 한국형 재정준칙은 국가채무 비율과 재정수지 비율의 조합으로 구성되어 있는데 이와 같은 준칙은 전세계적으로 유일하다.

  ▪ IMF (2017)에 따르면 재정준칙은 운용하는 대부분의 나라들이 이 두 항목 중 하나 혹은 둘 모두에 제약을 부과하고 있으며, 이러한 준칙 구성 방식의 상이성은 다른 나라 사례를 벤치마킹하는 것을 통해 한국형 재정준칙의 효과를 분석하는 것을 어렵게 한다.

- 둘째로, 한국에서 재정준칙이 명시적으로 도입된 사례가 처음이라는 점을 들 수 있다.

  ▪ 따라서 한국의 과거 데이터 분석을 통하여 이러한 준칙의 효과를 추정하는 것이 불가능하다.

❑ 연구내용 및 방법

○ 본 연구의 거시재정모형은 다음과 같이 설정된다.

- 재정준칙의 효과를 분석할 수 있는 거시경제와 재정부문이 결합된 동태확률 일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 모형을 구축한다.

  ▪ 재정준칙 도입시 위에 서술한 조건 만족을 위해 지출 및 조세수입의 조정은 필수적이며, 이러한 재정변수의 변화는 GDP의 변화를 가져오고 이는 다시 재정변수에 영향을 미치는 일반균형 효과가 존재한다.

■ 정책기관에서 장기경제전망을 위해 사용하는 계량모형들은 그 유용성에도 불구하고 이러한 일반균형 효과를 반영할 수 없다는 단점을 지닌다.

■ 따라서 재정준칙 도입의 효과를 분석하는 본 연구에는 DSGE 모형이 더욱 합당한 설정으로 판단된다.

– 가계, 기업, 정부 부문의 거시경제 DSGE 모형에 재정정책 부문(수입측면에서는 노동소득세, 법인세, 소비세 등, 지출측면에서는 정부지출, 이전지출 등)이 정교하게 연결된 모형을 구축한다.

■ 미국 등 선진국을 대상으로 한 기존의 연구에서 왜곡적 조세인 법인세(자본세)와 노동소득세가 거시경제에 미치는 효과는 소비세 등의 정액세(lump-sum)와는 다르다는 결과가 있다.

■ 따라서 본고에서는 정액세와 왜곡적 조세를 구분하여 분석함으로써 더욱 현실적인 재정정책 함의를 반영하고자 한다.

– 기존의 문헌을 보면 재정정책의 효과가 통화정책이 어떤 스탠스를 취하느냐에 따라 달라진다고 보고되어 있다.

■ 이러한 특성을 반영하기 위해 가격경직성 및 중앙은행의 이자율 설정식이 반영된 신케인지안(new Keynesian) 모형을 설정하여 분석한다.

– 소규모 개방경제인 우리나라의 특성을 반영하기 위해 모형에 해외부문을 설정한다.

■ 모형의 단순화를 위해 해외부분의 영향은 외생적 충격으로 가정하여 분석하도록 한다.

○ 과거 우리나라 데이터로부터 설정된 모형의 모수 추정방식은 다음과 같다.

– 경제구조의 큰 변화와 통화정책 측면에서 물가안정목표제 도입 등의 한국경제 구조변화가 있었던 1990년대 말 아시아 외환위기(Asian currency crisis) 이후인 2000년대 초반부터 최근까지의 시계열을 이용하여 모형의 모수를 추정한다.

- GDP, 소비, 투자, 노동 소득세 수입, 자본 소득세 수입, 소비세 수입, 정부지출, 이전지출, CPI 인플레이션율, 명목금리 등 10개의 국내 변수와 해외부문의 GDP, CPI 인플레이션율, 명목금리 등 3개 변수를 포함한 총 13개 변수를 관측변수(observable variable)로 사용하여 모형의 모수를 추정한다.

- 이러한 모형의 경우 모형 내 모수가 다수 존재하는 특성으로 인해 각 모수 식별에 어려움이 있을 수 있으며, 이러한 문제점을 해결하기 위해 각 모수에 대한 연구자의 사전적 정보(prior distribution)를 부여하여 추정하는 베이지안(Bayesian) 추정법을 이용한다.

- 추정에 사용할 데이터 기간은 2000년 1분기부터 2019년 4분기까지이다.

○ 이러한 모형을 바탕으로 국회예산정책처에서 2020년 발표한 장기재정전망 결과를 활용하여 향후 정부의 재정준칙을 준수하기 위해서 필요한 향후 재정변수 증감폭을 도출한다.

– 국회예산정책처의 2020년 장기재정전망의 특징과 이로부터 도출해 낼 수 있는 중요한 특징은 다음과 같다.

- 2020년 장기 전망은 한국형 재정준칙이 발표되기 이전에 작성되었으며, 여타의 장기 전망과 마찬가지로 NABO의 2020년 장기 재정전망 또한 현재의 정책이 향후 지속되는 경우를 가정하고 시산되었다는 점이다.

- 따라서 2020년 장기 전망상 향후 GDP 및 재정변수 전망치는 한국형 재정준칙을 위배할 가능성이 있다.

– 이러한 국회예산정책처 장기재정전망치의 특성을 이용하여 재정당국이 한국형 재정준칙을 준수하기 위해서 향후 각 연별로 필요한 재정수지 개선 규모를 산출한다.

- 재정준칙은 2025년 이후 적용하기로 되어 있으며, 이후 장기재정전망상 재정준칙에 명시되어 있는 한도를 초과하는 시기를 식별하여 해당 시점별 필요한 재정수지 개선 규모와 그로 인한 GDP에의 영향을 시산하는 것을 목표로 한다.

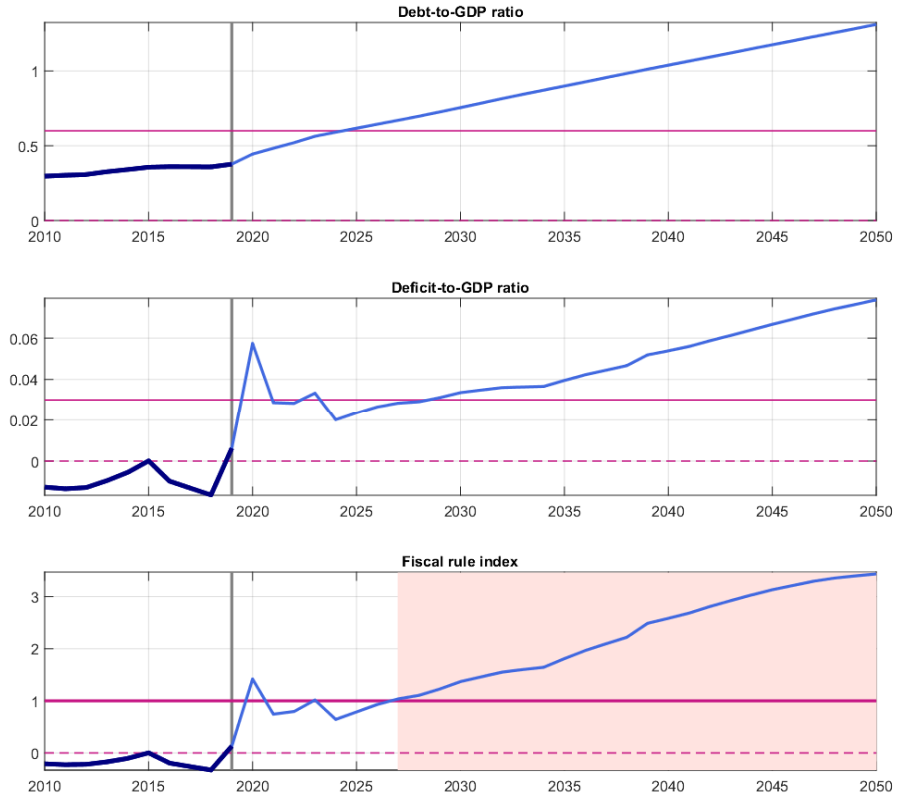
- 정책 시뮬레이션은 2025년부터 시산하여 향후 미국 데이터 전망치가 가용한

2050년까지 시행한다.

- <그림 1>에는 국회예산정책처 2020년 장기재정전망에 근거하여 시산한 2020년부터 2050년까지의 GDP 대비 국가채무비율, GDP 대비 재정수지 적자 비율 및 이로부터 도출한 재정준칙 인덱스가 제시되어 있다.

  - 시산 결과 2027년부터 2050년까지 재정준칙 인덱스가 1을 상회할 것으로 나타났으며, 이는 이 시기동안 재정당국이 준칙 만족을 위한 재정조정(fiscal adjustment)을 실행해야 함을 의미한다.

<그림 1> 국회예산정책처 장기 재정전망치 및 재정준칙 인덱스



주1) 첫 번째 그림에서 수평선은 한국형 재정준칙상 준거점인 GDP 대비 국가채무비율 60%를 나타냄.

주2) 두 번째 그림에서 수평선은 한국형 재정준칙상 준거점인 GDP 대비 재정수지 적자비율 3%를 나타냄.

주3) 세 번째 그림에서 실선으로 표시된 수평선은 재정준칙 인덱스가 1인 수준을 의미하며, 음영으로 나타낸 부분은 이러한 재정준칙 인덱스가 1을 상회하는 2027~2050년을 나타냄.

주4) 모든 그림에서 굵은 실선은 2019년까지의 실적치를, 얇은 실선은 2020년부터 2050년까지의 예측치를 나타냄.

○ 이러한 분석시 다양한 재정수단 조합을 고려하여 정책 수단별 한국형 재정정책 제약 부과가 거시경제 및 재정에 미치는 영향을 분석한다.

- 산출된 GDP 대비 재정수지 적자 비율 및 GDP 대비 국가채무비율 개선 필요분을 다양한 재정수단별(예를 들면 수입측면에서, 또는 지출측면에서, 또는 수입과 지출이 균등하게)로 조합할 경우 재정과 거시경제에 미치는 영향을 산출한다.

  ▪ 각 시나리오별로 장기재정전망상 전망치에서 몇 %의 수입증가 혹은 지출감소가 필요한지 시산하며, 이 때 재정준칙을 만족하기 위해서는 각 세율(자본세, 노동세, 소비세)이 얼마나 상승해야 하는지도 계산한다.

- 한국형 재정준칙을 준수할 경우 재정건전성을 확보할 수 있으나 경제성장률을 훼손시킬 가능성이 존재하므로, 경제성장률을 가장 적게 훼손시키며 재정건전성을 확보할 수 있는 방안을 모색한다.

  ▪ 시나리오별로 GDP와 GDP 대비 국가채무비율에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지 비교함으로써, 재정준칙 도입 하에서 최적의 재정정책을 도출한다.

○ 이와 같은 분석을 통해 우리나라 재정준칙 운용에 대한 시사점을 도출한다.

- 모형을 통해 산출된 결과를 바탕으로 한국형 재정준칙의 효과를 분석하고, 재정준칙을 만족하면서도 준칙 부과가 GDP에 미치는 부정적 효과를 감소시킬 수 있는 대안적 재정운용 방식을 모색한다.

  ▪ 재정준칙을 만족하도록 각 재정변수를 운용하는 방식에는 재량적 정책과 준칙에 입각한 방식(예를 들어 재정변수가 국가채무비율에 따라 연동되어 자동적으로 반응하도록 함)이 있을 수 있으며, 이러한 두 방식이 거시경제에 미치는 함의를 시산한다.

  ▪ 예를 들어 재량적 정책보다 준칙에 입각한 정책 운용이 재정준칙을 만족시키는 동시에 GDP에 미치는 음(-)의 영향은 적지만, 동시에 재정변수의 경기대응 측면에서의 유연성을 떨어뜨림으로써 경기 변동성을 증가시키는 단점이 존재하는 등의 논의가 있을 수 있다.

Ⅱ. 분석모형

❑ 본 연구에서 구축하고자 하는 동태확률일반균형모형은 소규모개방 경제모형으로써, 국내부문과 해외부문으로 나눌 수 있다.

○ 국내부문은 가계부문, 국내기업부문, 수입기업부문 및 통화·재정정책을 수행하는 정부부문으로 구성된다.

– 모형 내에서 가계 및 기업은 주어진 제약하에서 자신들의 목적함수를 극대화하는 경제주체들인데, 구체적으로 가계는 예산제약 하에서 효용을 극대화하며, 기업 부문들은 비용극소화를 통해 생산요소 수요를 결정하고 무작위로 주어지는 최적가격의 재설정 환경에서 기업 가치를 극대화할 수 있는 가격을 설정한다.

– 모형 모수를 한국 데이터를 이용하여 추정하는데, 이 때 데이터 설명력을 향상시켜주는 소비습관(habit formation in consumption), 가변자본가동률(variable capital utilization) 및 투자조정비용(investment adjustment costs) 등의 실질경직성(real friction)을 추가하여 분석한다.

1. 가계부문

❑ 먼저, 가계부문은 다음과 같이 주어진 예산제약 하에서 가계부문이 원하는 소비, 노동공급과 금융거래(국내 및 해외 정부부채의 보유)를 선택하여 자신의 일생 효용함수를 극대화한다고 상정한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u_t^b \left[\frac{(c_t(j) - \theta C_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{l_t(j)^{1+\xi}}{1+\xi} \right] \tag{1}$$

○ $\beta \in (0,1)$은 가계부문의 시간할인인자를 나타낸다.

○ σ^{-1}는 기간간 대체탄력성(intertemporal elasticity of substitution) 나타내며, ξ는 프리시 노동공급 탄력성(Frisch elasticity of labor supply)을 의미하여 ξ^{-1}아 임금에 대한 노동공급의 탄력성을 나타내게 된다.

○ E_t는 t기까지의 가용한 모든 정보를 이용하여 형성하는 기대(expectation)를 의미하는 정보집합하의 기대연산자이다.

○ 그리고 $c_t(j)$와 $l_t(j)$는 각각 가계 j의 t기 소비와 노동공급을 나타내며, C_t는 t기 경제 내의 총소비(aggregate consumption)를 의미한다.

- $\theta \in (0,1)$은 가계의 소비습관 정도를 나타낸다.

○ u_t^b는 다음과 같이 AR(1) 과정을 따르는 선호충격(preference shock)을 나타낸다.

$$\log(u_t^b) = \rho_b \log(u_{t-1}^b) + \sigma_b \epsilon_t^b, \qquad \epsilon_t^b \sim i.i.d.\, N(0,1) \tag{2}$$

❑ 소비재 단위로 나타낸 가계 j의 예산제약은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} &P_t^C(1+\tau_t^C)c_t(j) + P_t^I i_t(j) + B_t(j) + S_t F_t(j) = R_{t-1}B_{t-1}(j) + R_{t-1}^* S_t[1-\Gamma_f(\bullet)]F_{t-1}(j) \\ &+(1-\tau_t^L)\int_0^1 W_t(l)l_t(j,l)dl + (1-\tau_t^K)R_t^K \upsilon_t(j)\overline{k_{t-1}}(j) - \Psi(j)P_t^I\overline{k_{t-1}}(j) + P_t^C Z_t(j) + D_t(j) \end{aligned} \tag{3}$$

○ 여기에서 τ_t^K, τ_t^L 및 τ_t^C는 자본, 노동 및 소비에 부과하는 세율을 의미하며, $Z_t(j)$는 정부의 이전지출(transfers)을 나타낸다.

○ $W_t(l)$은 노동 l에 대한 명목임금을 나타내며, P_t^C와 P_t^I는 각각 소비재와 투자재의 가격이다.

○ t기에 가계 j는 $B_t(j)$와 $F_t(j)$ 단위의 무위험 1기 만기 국내 및 해외채권을 구매하며, 각각은 R_t와 R_t^* 만큼의 총명목이자율(gross nominal interest rate)을 지급한다고 가정한다.

○ $D_t(j)$는 t기에 가계 j가 기업으로부터 배분받는 명목이윤을 의미한다.

○ S_t는 명목환율을 나타내며, $\overline{k_{t-1}}$은 물적자본을, 그리고 $v_t(j)$는 가변자본가동률을 의미한다.

○ R_t^K는 자본으로부터의 총수익(gross return)을 나타내고, $i_t(j)$는 가계 j의 총투자를 의미하며 마지막으로 $\Psi(v_t)$는 자본 한 단위당 자본가동비용이다.

○ 소규모 개방경제의 특성을 반영하기 위해 본고의 모형에서는 해외채권 보유에 대한 위험 프리미엄을 상정하고 있는데, Adolfson et al.(2007)을 원용하여 위험 프리미엄은 해외 순자산 포지션(net foreign asset position)과 외생적 위험 프리미엄 충격에 의해 결정된다고 가정한다.

- 구체적으로 위험 프리미엄은 해외 순자산 포지션인 $s_t F_t / Y_t$에 의해 다음과 같이 결정되는 것을 상정한다.

$$\Gamma_f\left(\frac{s_t F_t}{Y_t}, \phi_t\right) = \gamma_f\left[\exp\left(\frac{s_t F_t}{Y_t}, \phi_t\right) - 1\right], \qquad \Gamma_f(0,0) = 0 \tag{4}$$

- 그리고 외생적 위험 프리미엄 충격은 다음과 같은 AR(1) 과정으로 주어진다.

$$\log(u_t^\phi) = \rho_\phi \log(u_{t-1}^\phi) + \sigma_\phi \epsilon_t^\phi, \qquad \epsilon_t^\phi \sim i.i.d.\, N(0,1) \tag{5}$$

- 위 식에서 s_t는 $s_t = S_t P_t^{C*} / P_t^C$로 정의되는 실질환율을 의미하며, 여기에서 P_t^{C*}는 해외 물가를 나타낸다.

- 따라서 정의상 $F_t < 0$이면 소비자 j는 순채무자(net borrower)가 되며, 반대의 경우 순채권자(net lender)가 된다.

❑ 가계는 자본의 양과 가동률을 조정한다고 가정한다.

○ 가계는 자본을 소유하며, 가계 j의 유효자본(effective capital)인 $k_t(j) = v_t(j)\overline{k_{t-1}}(j)$는 기업에게 R_t^K만큼의 대여료를 받고 대여된다.

○ Smets and Wouters(2007)에 따라 자본가동률은 자본 한 단위당 $\Psi(v_t)$만큼의 비용이 요구된다고 가정하며, 이 이 경우 물적자본의 동학식(law of motion)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\overline{k_t}(j) = (1-\delta)\overline{k_{t-1}}(j) + \left[1 - \Gamma_i\left(\frac{u_t^i i_t(j)}{i_{t-1}(j)}\right)\right] i_t(j) \qquad (6)$$

– 여기에서 $\Gamma_i\left(\frac{u_t^i i_t(j)}{i_{t-1}(j)}\right) i_t(j)$는 자본조정비용을 나타내는데, Christiano et al.(2005)에서와 같이 $\Gamma_i(1) = \Gamma_i'(1) = 0$과 $\Gamma_i''(1) > 0$을 가정한다.

– 또한 이 모형은 정상상태(steady state)에서 $v = 1$ 및 $\Psi(1) = 0$이 만족되도록 캘리브레이션된다.

– 모수인 $\psi \in [0,1)$은 $\frac{\Psi''(1)}{\Psi'(1)} = \frac{\psi}{1-\psi}$가 되도록 정의한다.

– 변수 u_t^i는 외생적 투자충격(investment-specific shock)을 의미하며, 다음과 같은 AR(1) 과정으로 주어진다고 가정한다.

$$\log(u_t^i) = \rho_i \log(u_{t-1}^i) + \sigma_i \epsilon_t^i, \qquad \epsilon_t^i \sim i.i.d.\, N(0,1) \qquad (7)$$

❑ 임금설정과 노동의 집계화(labor aggregation)는 다음과 같은 과정을 통해 이루어진다고 상정한다.

○ 각 가계는 l로 인덱스화할 수 있는 차별화된 노동을 공급하는데, 완전경쟁 상황에 직면하는 노동공급기업(labor packer)은 이러한 차별화된 노동을 구매한 후 다음과 같은 Dixit and Stiglitz(1977)의 기술을 이용하여 노동 혼합재(composite labor service) L_t로 변환한다.

$$L_t = \left[\int_0^1 l_t(l)^{\frac{\varepsilon_w - 1}{\varepsilon_w}} dl\right]^{\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1}}, \qquad \varepsilon_w > 1 \qquad (8)$$

– 여기에서 ε_w는 노동 서비스 타입 $l \in [0,1]$간의 대체탄력성을 의미한다.

○ 완전경쟁 노동공급기업의 노동 수요함수는 식 (8)의 제약이 주어진 상황에서 해당 기업의 이윤극대화 문제를 풀면 도출할 수 있는데, 도출된 수요함수는 다음과 같은 형태를 가진다.

$$l_t(l) = L_t\left(\frac{W_t(l)}{W_t}\right)^{-\varepsilon_w} \tag{9}$$

– 위 식에서 W_t는 명목임금을, $W_t(l)$은 노동 서비스 타입 l의 명목임금을 나타낸다.

○ 이러한 노동시장에서 명목임금은 Calvo(1983)의 방식을 따라 설정된다고 가정한다.

– 매기 노동조합은 $1-\omega_w$의 확률로 명목임금을 재설정할 수 있는 신호를 받는다.

– 이러한 신호를 받지 못하여 명목임금을 재설정할 수 없는 노동조합은 $W_t(l) = W_{t-1}(l)\pi_{t-1}^W$과 같이 $\pi_{t-1}^W = W_{t-1}/W_{t-2}$로 정의되는 과거의 명목임금 상승률에 인덱스화하여 명목임금을 결정한다.

– 명목임금 재설정 신호를 받은 노동조합은 그들의 평생효용을 극대화하도록 최적임금 $\widetilde{W_t}(l)$을 설정하는데, 그 결과 대칭적 균형(symmetric equilibrium)에서 명목임금은 다음과 같은 동학을 가지게 된다.

$$W_t = \left[(1-\omega_w)\widetilde{W_t^{1-\varepsilon_w}} + \omega_w \pi_{t-1}^W W_{t-1}^{1-\varepsilon_w}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}} \tag{10}$$

2. 기업부문

❑ 국내 생산부문은 중간재와 최종재 생산 기업으로 구성되어 있다.

○ 독점적 경쟁상황 하의 중간재 생산기업은 $i \in [0,1]$ 사이에 무한개 존재한다고 가정한

다.

○ 이에 반해 완전경쟁하에 존재하는 최종재 생산기업은 국내와 해외에서 생산된 중간재를 결합하여 최종재를 생산한다.

가. 국내 최종재 생산기업부문

❑ Leeper et al.(2017)에서와 같이 대표적 최종재 생산기업은 국내 및 해외생산 중간재를 구입하여 민간소비재 Q_t^C, 투자재 Q_t^I 및 정부소비재 Q_t^G의 세 가지 최종재를 생산한다고 가정한다.

○ 각각의 최종재는 다음과 같은 CES 함수를 사용하여 생산된다.

$$Q_t^\ell = \left[(1-\upsilon_\ell)^{\frac{1}{\eta_\ell}} (\ell_t^H)^{\frac{\eta_\ell - 1}{\eta_\ell}} + \upsilon_\ell^{\frac{1}{\eta_\ell}} (\ell_t^F)^{\frac{\eta_\ell - 1}{\eta_\ell}} \right]^{\frac{\eta_\ell}{\eta_\ell - 1}}, \quad \eta_\ell > 0 \qquad (11)$$

– 위 식에서 $\ell = \{C, I, G\}$이며, η_ℓ은 ℓ-타입의 재화에 대한 국내재와 해외생산재화 사이의 탄력성을 의미하고 $\upsilon_\ell \in [0,1]$은 ℓ-타입의 재화에 대한 해외생산재화의 비중을 나타낸다.

– C_t^H, I_t^H 및 G_t^H는 국내 생산 중간 민간소비재, 중간 투자재 및 중간 정부소비재를 나타내며, C_t^F, I_t^F 및 G_t^F는 이들 재화에 대한 해외생산 중간재를 의미한다.

○ Dixit and Stiglitz(1977) 방식을 사용하여 각각의 중간재를 집계화하면 다음과 같다.

$$\ell_t^H = \left[\int_0^1 \ell_t^H(i)^{\frac{\varepsilon_H - 1}{\varepsilon_H}} di \right]^{\frac{\varepsilon_H}{\varepsilon_H - 1}}, \quad \ell_t^F = \left[\int_0^1 \ell_t^F(i^*)^{\frac{\varepsilon_F - 1}{\varepsilon_F}} di^* \right]^{\frac{\varepsilon_F}{\varepsilon_F - 1}} \qquad (12)$$

– $\varepsilon_H > 1$와 $\varepsilon_F > 1$은 각각 중간재 $i \in [0,1]$와 $i^* \in [0,1]$ 간의 대체탄력성을 나타내는 모수이다.

○ ℓ_t^H와 ℓ_t^F에 대한 가격지수는 다음과 같이 주어진다.

$$P_t^H = \left[\int_0^1 \ell_t^H(i)^{1-\varepsilon_H} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_H}}, \qquad P_t^F = \left[\int_0^1 \ell_t^F(i^*)^{1-\varepsilon_F} di^* \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_F}} \tag{13}$$

나. 국내 중간재 생산기업부문

❑ 국내 생산 중간재 i의 가격과 최종재 Y_t^H의 가격을 각각 $P_t^H(i)$와 P_t^H라고 하면, 주어진 ℓ_t^H의 수준 하에서 비용 최소화 문제를 풀면 그 해는 다음과 같은 국내 생산 중간재 i에 대한 수요함수가 된다.

$$y_t^H(i) = Y_t^H \left(\frac{P_t^H(i)}{P_t^H} \right)^{-\varepsilon_H} \tag{14}$$

❑ 국내 중간재 생산 기업 i의 생산함수는 다음과 같은 Cobb-Douglas 함수로 주어진다고 가정한다.

$$y_t(i) = u_t^a k_t(i)^\alpha l_t(i)^{1-\alpha} \tag{15}$$

○ $k_t(i)$와 $l_t(i)$는 각각 기업 i에 의해 사용되는 자본과 노동의 양을 나타내며, $\alpha \in [0,1]$이다.

○ u_t^a는 정상성(stationarity)을 만족하는 AR(1) 기술충격으로 다음과 같은 과정을 따른다.

$$\log(u_t^a) = \rho_a \log(u_{t-1}^a) + \sigma_a \epsilon_t^a, \qquad \epsilon_t^a \sim i.i.d.N(0,1) \tag{16}$$

❑ 노동시장의 명목임금 결정과 마찬가지로 재화시장에서의 가격결정은 Calvo(1983)의 메커니즘을 따른다고 상정한다.

○ 매기 중간재 생산 기업은 $1-\omega_p$의 확률로 재화의 가격을 재설정할 수 있는 신호를 받는다.

○ 이러한 신호를 받지 못하여 가격을 재설정할 수 없는 기업은 $P_t^H(i)=\pi_{t-1}^H P_{t-1}^H(i)$과 같이 $\pi_{t-1}^H = P_{t-1}^H / P_{t-2}^H$로 정의되는 과거의 인플레이션에 인덱스화하여 가격을 설정한다.

○ 가격 재설정 신호를 받은 기업은 그들의 현재가치화된 기대 실질 이윤의 합을 극대화하도록 가격을 정한다.

다. 수출재와 수입재 기업부문

❑ 수출 기업은 국내 최종재를 단위당 P_t^H의 가격으로 구매하여 차별화된 수출재화 $x_t(i)$로 변환 후 독점적 경쟁시장 환경 하에서 판매한다.

○ 이러한 수출재의 집계화는 다음와 같은 CES 함수를 통해 이루어진다.

$$X_t = \left[\int_0^1 x_t(i)^{\frac{\varepsilon_x - 1}{\varepsilon_x}} di \right]^{\frac{\varepsilon_x}{\varepsilon_x - 1}} \tag{17}$$

– 여기에서 X_t는 t기의 수출을 의미하며, ε_x는 수출재 i간의 대체탄력성을 나타낸다.

○ 국내 중간재 생산기업의 경우와 유사하게 수출재 생산기업의 가격 결정 또한 Calvo(1983)의 방식을 따른다고 가정한다.

– 매기 수출 기업은 $1-\omega_{p,x}$의 확률로 재화 가격을 재설정할 수 있는 신호를 받는다.

– 이러한 신호를 받지 못하여 가격을 재설정할 수 없는 기업은 $P_t^{H_*}(i)=\pi_{t-1}^{H_*} P_{t-1}^{H_*}(i)$와 같이 $\pi_{t-1}^{H_*} = P_{t-1}^{H_*} / P_{t-2}^{H_*}$로 정의되는 과거의 수출재화 인플레이션율에 인덱스화하여 가격을 결정하는데, 여기에서 $P_t^{H_*}$는 해외 화폐단위로 표시된 수출재와의 가격을 의미한다.

– 명목임금 재설정 신호를 받은 기업은 현재가치화된 기대 실질 이윤의 합을 극대화하도록 가격을 정한다.

○ 이 때 국내 생산 재화에 대한 해외부문 수요는 다음과 같이 주어진다고 가정한다.

$$X_t = \left(\frac{P_t^{H_*}}{P_t^{C_*}} \right)^{-\eta_x} Y_t^* \tag{18}$$

– Y_t^*와 P_t^*는 각각 해외부문의 산출과 재화 가격 수준을 의미하고, η_x는 수출재 가격에 대한 수요의 탄력성을 나타낸다.

❑ 마지막으로 국내 수입부문은 국내 중간재 생산기업과 마찬가지로 다음과 같은 수요함수가 주어진 상태에서 비용 극소화 달성을 통해 생산한다고 가정한다.

$$y_t^F(i^*) = Y_t^F \left(\frac{P_t^F(i^*)}{P_t^F} \right)^{-\varepsilon_F} \tag{19}$$

○ 여타의 중간재 생산 부문과 동일하게 수입재 생산기업의 가격 결정 또한 Calvo(1983)의 방식을 따른다고 가정한다.

– 해외생산 중간재를 수입하는 기업은 매기 $1-\omega_{p,m}$의 확률로 재화 가격을 재설정할 수 있는 신호를 받는다.

– 이러한 신호를 받지 못하여 가격을 재설정할 수 없는 해외 생산 중간재 수입 기업은 $P_t^F(i^*) = \pi_{t-1}^F P_{t-1}^F(i^*)$와 같이 $\pi_{t-1}^F = P_{t-1}^F / P_{t-2}^F$로 정의되는 과거의 수입재화 인플레이션율에 인덱스화하여 가격을 결정한다.

3. 통화 및 재정정책

❑ 본고 모형의 통화정책 당국은 통상적인 테일러(Taylor) 준칙을 따른다고 가정한다.

○ 해당 변수의 로그-선형화(log-linearized)된 변수를 위첨자(̂)를 통해 나타내면, 명목 정책금리는 다음과 같이 설정된다.

$$\widehat{R_t} = \rho_R \widehat{R_{t-1}} + (1-\rho_R)\left(\phi_\pi \widehat{\pi}_t + \phi_y \widehat{Y}_t\right) + \sigma_m \epsilon_t^m, \qquad \epsilon_t^m \sim i.i.d.N(0,1) \quad (20)$$

– ϵ_t^m는 통화정책 충격으로써, 금리가 통화준칙과 관계없이 변동하는 부분을 반영하는 재량적 통화정책 요소이다.

❑ 재정정책 당국인 정부는 정부지출(G_t)과 이전지출(Z_t)을 하며, 이러한 지출에 대한 재원조달을 위해 소비자에게 자본, 노동 및 소비에 대한 세금을 부과하는 동시에 1기 만기의 정부채권(B_t)을 발행한다.

○ 따라서 이러한 정부의 예산제약식은 다음과 같이 주어진다.

$$B_t + \tau_t^K R_t^K \upsilon_t K_{t-1} + \tau_t^L W_t L_t + P_t^C \tau_t^C C_t = R_{t-1} B_{t-1} + P_t^G G_t + P_t^C Z_t \quad (21)$$

– 위 식에서 P_t^G는 정부 소비재의 단위당 가격을 나타낸다.

○ 각 재정변수의 동학은 다음과 같이 주어진다고 상정한다.

$$\widehat{G_t} = \rho_G \widehat{G_{t-1}} - (1-\rho_G)\left(\phi_G \widehat{Y}_t + \gamma_G \widehat{s_{t-4}^b}\right) + \sigma_G \epsilon_t^G \quad (22)$$

$$\widehat{\tau_t^K} = \rho_K \widehat{\tau_{t-1}^K} + (1-\rho_K)\left(\phi_K \widehat{Y}_t + \gamma_K \widehat{s_{t-4}^b}\right) + \sigma_K \epsilon_t^K \quad (23)$$

$$\widehat{\tau_t^L} = \rho_L \widehat{\tau_{t-1}^L} + (1-\rho_L)\left(\phi_L \widehat{Y}_t + \gamma_L \widehat{s_{t-4}^b}\right) + \sigma_L \epsilon_t^L \quad (24)$$

$$\widehat{\tau_t^C} = \rho_C \widehat{\tau_{t-1}^C} + (1-\rho_C)\left(\phi_C \widehat{Y}_t + \gamma_C \widehat{s_{t-4}^b}\right) + \sigma_C \epsilon_t^C \quad (25)$$

$$\widehat{Z_t} = \rho_Z \widehat{Z_{t-1}} - (1-\rho_Z)\left(\phi_Z \widehat{Y}_t + \gamma_Z \widehat{s_{t-4}^b}\right) + \sigma_Z \epsilon_t^Z \quad (26)$$

– s_{t-4}^b는 4기 이전 GDP 대비 국가채무비율을 나타내며, $s_t^b = B_t / Y_t$로 정의된다.

– 즉, 위 식 (22)~(26)의 재정변수는 각각 자신의 1기 이전 항에 의존하는 부분과 함

께 현기의 GDP 및 4기 이전의 국가채무비율에 의해 자동적으로 변동하는 항을 가지며, 마지막으로 재량적 정책 부분인 $\epsilon_t^X(X=\{G,K,L,C,Z\})$를 가지고 있다.

- 이 가운데 현기의 GDP에 반응하는 부분(ϕ_X, $X=\{G,K,L,C,Z\}$)은 통상적으로 자동안정화장치라고 불리며, 경기의 변동성이 지나치게 커지는 것을 줄이려는 재정변수의 변화로 해석된다.

- 한편 재정변수가 4기 이전(분기별 모형에서 1년 이전)의 국가채무비율에 반응하는 부분(γ_X, $X=\{G,K,L,C,Z\}$)은 재정당국의 재정건전성 유지를 위한 요소로 해석되어지며, 이전 해의 국가채무비율이 지나치게 높을 경우 자동적으로 지출을 줄이고 세율을 높이도록 고안된 부분이다.

4. 시장청산 조건

❑ 최종재 시장에서의 시장청산 조건(market clearing condition)은 $Q_t^C = C_t$, $Q_t^I = I_t + \psi(v_t)\overline{K_{t-1}}$ 및 $Q_t^G = G_t$로 주어진다.

❑ 한편 국내 재화시장에서의 시장청산 조건은 $Y_t^H = C_t^H + I_t^H + G_t^H + X_t$가 된다.

❑ 마지막으로 모형의 완결을 위해 교역조건을 다음과 같이 수입가격과 수출가격의 비율로 정의한다.

(27)

○ 이 경우 외국 자산의 동학은 다음과 같이 결정된다.

$$S_t F_t = R_{t-1}^* S_t \left[1 - \Gamma_f(\bullet)\right] F_{t-1} + S_t P_t^{H_*} X_t - P_t^F M_t \qquad (28)$$

- 위 식에서 M_t는 $M_t = C_t^F + I_t^F + G_t^F$로 정의되는 총수입을 나타낸다.

5. 해외부문

❑ 모형의 단순성 유지를 위해 해외부문은 다음과 같은 외생적 AR(1) 충격으로 모형화한다.

○ 해외 GDP:

$$\log(Y_t^*) = \rho_{y*}\log(Y_{t-1}^*) + \sigma_{y*}\epsilon_t^{y*}, \qquad \epsilon_t^{y*} \sim i.i.d.N(0,1) \tag{29}$$

○ 해외 인플레이션:

$$\log(\pi_t^{C*}) = \rho_{\pi^{C*}}\log(\pi_{t-1}^{C*}) + \sigma_{\pi^{C*}}\epsilon_t^{\pi^{C*}}, \qquad \epsilon_t^{\pi^{C*}} \sim i.i.d.N(0,1) \tag{30}$$

○ 해외 명목 정책금리:

$$\log(R_t^*) = \rho_{r*}\log(R_{t-1}^*) + \sigma_{r*}\epsilon_t^{r*}, \qquad \epsilon_t^{r*} \sim i.i.d.N(0,1) \tag{31}$$

Ⅲ. 모형 추정

1. 데이터 및 추정 방법

❑ 본 장에서는 위에서 설정된 모형의 모수를 한국 데이터를 이용하여 베이지안 방식으로 추정하는 과정에 대해서 서술한다.

○ 본고의 모형에는 총 13개의 외생적 충격이 존재하므로, 13개의 관측변수(observable variable)을 이용하여 모형 모수를 추정한다.

○ 특히 2000년 1분기부터 2019년 4분기까지의 분기별 한국 및 미국 시계열을 이용하여 분석한다.

- 미국 데이터는 해외 경제 부문의 프록시 변수로 사용한다.

- 뒤에서 서술하겠지만 본고의 실증 분석은 연별(annual)로 이루어지므로, 모형 모수의 식별도 연별 데이터를 이용하여 추정하는 것이 가장 이상적이다.

- 그러나 잘 알려져 있다시피 1990년대 말 아시아 외환위기(Asian currency crisis)를 중심으로 한국 경제에 구조적 변화가 발생한 것으로 보이며, 따라서 위기 이전부터의 연별 데이터를 사용할 경우 식별된 모수가 최근 한국 경제의 특성과 부합하지 않을 가능성이 존재한다.

– 이러한 이유로 2000년대 이후의 연별 데이터만 이용할 경우 관측 시점의 개수가 지나치게 작아지는 이유로 모수의 식별이 잘 되지 않는 단점이 있다.

○ 13개의 관측변수는 다음과 같다.

– 국내변수(10개): 1인당 실질 GDP, 1인당 실질 소비, 1인당 실질 투자, 1인당 실질 노동소득세, 1인당 실질 자본소득세, 1인당 실질 소비세, 1인당 실질 정부지출, 1인당 실질 이전지출, CPI 인플레이션, 명목금리.[1)]

1) 양국의 인플레이션은 분기별 CPI의 YoY 증가율을 사용하였다. QoQ 대신 YoY를 사용한 것은 뒤에 제시될 실증분석이 연별로 이루어지기 때문이다.

- 해외변수(3개): 미국 1인당 실질 GDP, 미국 CPI 인플레이션, 미국 명목금리.

- 인플레이션과 명목금리를 제외한 국내 및 해외 변수는 정상성을 확보하기 위해 2차 시간추세를 제거하여 사용하였다.

○ 모수의 추정을 위해 다음과 같은 과정을 거친다.

- 먼저 로그-선형화된 모형을 Sims(2002)의 gensys 알고리즘을 사용하여 해를 구한다.

- 이후 최적화 알고리즘인 Sims의 csminwel을 이용하여 로그-사후우도(log posterior)의 최대값을 구한다.

- 마지막으로 임의보행 메트로폴리스-헤스팅스(random walk Metropolis-Hastings) 알고리즘을 사용하여 모수의 사후분포로부터 표본을 추출하는데, 본고에서는 사후분포로부터 100만개의 표본 추출 후 처음 4만개의 표본을 무시한(burn-in) 후 매 20번째 표본만을 선택(thin)하여 최종 표본 개수 3만개를 바탕으로 분석한다.

2. 모수의 사전분포

❑ 데이터로부터 식별이 어려운 모수들은 캘리브레이션을 통해 설정한다.

○ <표 3>에는 캘리브레이션된 모수들이 정리되어 있다.

- 주관적 할인인자인 β는 0.99로 설정하여 정상상태에서의 연간 실질이자율이 4%가 되도록 한다.

- 자본의 감가상각률은 $\delta = 0.025$로 하며, 이는 연별 감가상각률이 10%가 됨을 의미한다.

- 총생산에서 자본이 차지하는 비율인 α는 0.4로 설정한다.

- 기존 문헌에서 한국의 가격 및 임금 마크업에 대한 합의된 결론이 없는 상태이며, 본고에서는 최근 문헌인 Hur and Rhee(2020)의 0.143을 사용한다.

- 국내와 해외 소비, 투자 및 정부지출간의 탄력성은 Hur and Rhee(2020)를 원용하여 모두 1.5로 설정한다.

- GDP에서 정부지출이 차지하는 비중은 한국 데이터의 2000~2019년간 평균인 0.064를 부여하였다.

- 마찬가지로 정상상태 국가채무비율은 샘플기간 평균인 28.4%를 사용하여 분기별 변환 후 1.071로 설정하였다.

- 자본세, 노동세 및 소비세에 대한 평균실효세율 또한 분석기간 평균값인 0.19, 0.04 및 0.10을 각각 이용하였으며, GDP에서 수출과 수입의 비중도 2000~2019년간 평균인 0.397로 부여하였다.

<표 3> 모형의 캘리브레이션된 모수

모수		설정값
β	주관적 할인인자	0.99
δ	분기별 감가상각률	0.025
α	총산출에서 자본이 차지하는 비율	0.4
η^p	정상상태 가격 마크업	0.143
η^w	정상상태 임금 마크업	0.143
η_C	국내와 해외 소비 사이의 탄력성	1.5
η_I	국내와 해외 투자 사이의 탄력성	1.5
η_G	국내와 해외 정부지출 사이의 탄력성	1.5
G/Y	총산출에서 정부지출이 차지하는 비율	0.064
B/Y	총산출 대비 국가채무 비율	1.071
τ^K	정상상태 자본 소득세율	0.19
τ^L	정상상태 노동 소득세율	0.04
τ^C	정상상태 소비세율	0.10
υ_C	소비재 중 수입재의 비율	0.397
υ_I	투자재 중 수입재의 비율	0.397
υ_G	정부지출재화 중 수입재의 비율	0.397

❑ 나머지 모수들은 사전분포를 가정하여 베이지안 방식으로 추정하였다.

○ <표 4>와 <표 5>의 세 번째 열부터 다섯 번째 열까지에는 각 모수 추정에 사용된 사전분포의 정보가 제시되어 있는데, 대부분의 사전분포는 관련 기존 연구들인 Smets and Wouters(2007), Justiniano and Preston(2010), Leeper et al.(2017) 및 Hur and Rhee(2020)로부터 원용하였다.

– 재정변수의 동학과 관련된 모수들에 대한 사전분포는 최근 한국을 대상으로 한 연구인 Hur and Rhee(2020)로부터 차용하였으며, 이러한 사전분포들은 상대적으로 넓은 범위에 분포함으로써 연구자가 부여하는 사전적 정보가 지나치게 강력한 것을 방지해주는 역할을 한다.

– 외생적 충격의 자기회귀 계수(AR(1)) 및 충격의 표준편차는 모두 동일하게 부여하였는데, 외생적 충격의 자기회귀 계수는 Smets and Wouters(2007)이 사용한 평균 0.5와 표준편차 0.5를 따르는 Beta 분포를 가정하였으며 외생적 충격의 표준편차는 Justiniano and Preston(2010)이 원용한 평균 0.5와 무한의 표준편차를 가지는 Inverse Gamma 분포로 하였다.

<표 4> 모형 모수의 사전분포 및 사후분포

모수		사전분포			사후분포	
		함수	평균	표준편차	평균	[5%, 95%]
σ	위험회피도	Gamma	2	0.5	2.44	[1.60, 3.50]
ξ	프리시 탄력성의 역수	Gamma	1.5	0.5	1.80	[0.92, 2.92]
θ	소비 습관 정도	Beta	0.7	0.1	0.76	[0.63, 0.86]
ω_w	임금 경직성	Beta	0.5	0.1	0.63	[0.50, 0.76]
ω_p	가격 경직성	Beta	0.5	0.1	0.65	[0.55, 0.73]
ψ	자본가동률	Beta	0.6	0.15	0.86	[0.76, 0.94]
κ_i	투자 조정 비용	Normal	6	1.5	6.87	[4.36, 9.51]
ρ_r	통화준칙 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.97	[0.96, 0.98]
ϕ_π	통화준칙 인플레이션 반응도	Gamma	1.5	0.3	1.01	[0.91, 1.26]
ϕ_y	통화준칙 총산출 반응도	Gamma	0.25	0.13	0.90	[0.52, 1.37]
ϕ_K	자본세율 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.65	[0.13, 1.56]
ϕ_L	노동세율 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.56	[0.12, 1.26]
ϕ_C	소비세율 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.50	[0.10, 1.22]
ϕ_G	정부지출 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.97	[0.21, 2.14]
ϕ_Z	이전지출 총산출 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.52	[0.10, 1.25]
γ_K	자본세율 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.27	[0.08, 0.54]
γ_L	노동세율 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.15	[0.04, 0.31]
γ_C	소비세율 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.15	[0.04, 0.31]
γ_G	정부지출 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.15	[0.03, 0.35]
γ_Z	이전지출 국가채무비율 반응도	Gamma	0.5	0.3	0.12	[0.02, 0.33]

<표 5> 모형 모수의 사전분포 및 사후분포(계속)

모수		사전분포			사후분포	
		함수	평균	표준편차	평균	[5%, 95%]
ρ_a	기술충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.91	[0.86, 0.95]
ρ_b	선호충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.33	[0.14, 0.52]
ρ_i	투자충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.26	[0.09, 0.46]
ρ_ϕ	위험 프리미엄 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.66	[0.15, 0.95]
ρ_K	자본세율 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.10	[0.02, 0.22]
ρ_L	노동세율 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.13	[0.03, 0.29]
ρ_C	소비세율 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.12	[0.03, 0.27]
ρ_G	정부지출 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.19	[0.05, 0.36]
ρ_Z	이전지출 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.38	[0.19, 0.57]
ρ_{y^*}	해외 총산출 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.92	[0.87, 0.96]
$\rho_{\pi^{c*}}$	해외 인플레이션 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.65	[0.53, 0.76]
ρ_{r^*}	해외 이자율 충격 AR(1)	Beta	0.5	0.2	0.96	[0.92, 0.99]
σ_m	통화정책 충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.08	[0.07, 0.09]
σ_a	기술충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.84	[0.57, 1.16]
σ_b	선호충격 표준편차	IG	0.5	∞	9.36	[5.75, 15.23]
σ_i	투자충격 표준편차	IG	0.5	∞	14.99	[9.22, 21.95]
σ_ϕ	위험 프리미엄 충격 표준편차	IG	0.5	∞	2.53	[1.01, 7.32]
σ_K	자본세율 충격 표준편차	IG	0.5	∞	14.69	[12.57, 17.15]
σ_L	노동세율 충격 표준편차	IG	0.5	∞	7.38	[6.31, 8.71]
σ_C	소비세율 충격 표준편차	IG	0.5	∞	6.53	[5.58, 7.69]
σ_G	정부지출 충격 표준편차	IG	0.5	∞	8.87	[7.61, 10.36]
σ_Z	이전지출 충격 표준편차	IG	0.5	∞	8.56	[7.34, 10.00]
σ_{y^*}	해외 총산출 충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.58	[0.50, 0.69]
$\sigma_{\pi^{c*}}$	해외 인플레이션 충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.75	[0.64, 0.89]
σ_{r^*}	해외 이자율 충격 표준편차	IG	0.5	∞	0.11	[0.09, 0.13]
$\omega_{p,m}$	수입부문 가격 경직성	Beta	0.5	0.1	0.69	[0.59, 0.78]
$\omega_{p,x}$	수출부문 가격 경직성	Beta	0.5	0.1	0.50	[0.32, 0.67]
ε_x	수출의 해외 총산출 탄력성	Gamma	1.5	0.75	2.65	[1.21, 4.83]
ζ	UIP 조건 스케일링 상수	Uniform	[Min: 0.0001, Max: 0.4]		0.26	[0.09, 0.39]

3. 모수의 사후분포

❑ 베이지안 방식을 사용하여 추정한 모수들의 사후분포는 <표 4>와 <표 5>의 마지막 두 개 열에 요약되어 있다.

○ 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

- 가계의 선호와 관련된 모수 및 실질 경직성 관련 모수는 기존의 한국을 대상으로 한 Elekdag et al.(2006) 및 Hur and Rhee(2020) 등 문헌의 결과와 상당히 유사하게 추정되었다.

- 또한 가격 경직성 등의 모수는 미국을 대상으로 한 연구와 일치된 결과를 나타내고 있다.

- 통화정책의 인플레이션 반응도는 기존 문헌의 결과에 비해 낮게 추정되었는데, 예를 들어 Choi and Hur(2015)나 Hur and Rhee(2020)는 2000~2013 및 2000~2016 샘플기간을 바탕으로 ϕ_π에 대한 중간값 추정치 2.19 및 1.33을 보고하고 있다.

- 이와는 반대로 통화정책의 총산출 반응도는 Choi and Hur(2015)의 0.02나 Hur and Rhee(2020)의 0.50에 비해 높게 추정되어, 최근 기간의 데이터가 포함될수록 인플레이션에 대한 반응도는 낮아지는 동시에 총산출에의 반응도가 상승하는 경향성을 나타낸다.

- 재정변수의 현기 GDP에의 반응도는 모든 변수에 대해 사전분포보다 높게 추정되어, 우리나라에서 자동안정화 장치가 비교적 활발하게 작동하였음을 보여주고 있다.

- 그러나 재정변수가 과거의 국가채무비율에 반응하는 정도는 사전분포와 비슷하게 추정되거나, 0에 가까운 방향으로 추정되어 재정정책의 재정건전성 추구 정도가 데이터로부터는 미약하게 식별되거나 실제로도 약했던 것으로 보인다.

Ⅳ. 한국형 재정준칙의 거시경제효과 분석

❑ 위에서 식별한 모형의 모수를 바탕으로 이 장에서는 한국형 재정준칙의 거시경제효과를 분석한다.

○ 서론에서 언급한 바와 같이 이러한 준칙은 과거에 도입된 적이 없으며, 향후 미래에 영향력을 가질 것이라는 점에서 기존 데이터를 이용한 분석을 어렵게 한다.

○ 이와 같은 이유로 본고에서는 국회예산정책처 발간 장기 재정전망상의 추계치를 바탕으로 분석을 실시한다.

○ 그러나 식별된 모형(분기별)과 국회예산정책처 장기 재정전망 추계치(연별) 사이의 데이터 빈도 불일치 문제가 있으며, 이를 해결하기 위해 추정된 모형을 연별로 전환하는 것으로부터 분석을 시작하고자 한다.

1. 모형의 연간화(annualization)

❑ 추정된 모형을 연간화 하기 위해 다음의 모수들을 연별 값으로 변환한다.

○ 주관적 할인인자(β)를 분기별 값인 0.99의 연별 값에 해당하는 0.96으로 변환하며, 감가상각률도 분기별 0.025 대신 연별 0.10로 부여한다.

○ 재정변수의 정상상태 모수들은 해당 변수의 연간화된 값을 사용하는데, 본고 실증분석이 주요 핵심이 예측에 있으므로 국가채무비율을 제외한 나머지 모수는 추정기간 샘플의 마지막 해(2019년) 값을 부여한다.

- 정부지출이 GDP에서 차지하는 비율은 0.059로 한다.

- 정상상태의 자본세율, 노동세율 및 소비세율은 각각 0.191, 0.058 및 0.010으로 부여한다.

○ 정상상태 국가채무비율은 한국형 재정준칙이 준거점으로 하고 있는 60%로 설정하여 B/Y 값을 1.6으로 설정하였다.

❑ 이 외의 나머지 모수들은 추정된 사후분포의 평균값을 부여하여 실증분석 결과를 시산한다.

❑ 이와 같은 연간화를 위한 모수의 조정과 함께 식 (22)~(26)의 재정변수 동학식을 다음과 같이 연간화된 모형에 합당하도록 변환한다.

$$\widehat{G_t} = \rho_G \widehat{G_{t-1}} - (1-\rho_G)\left(\phi_G \widehat{Y}_t + \gamma_G \widehat{s^b_{t-1}}\right) + \sigma_G \epsilon_t^G \tag{32}$$

$$\widehat{\tau_t^K} = \rho_K \widehat{\tau_{t-1}^K} + (1-\rho_K)\left(\phi_K \widehat{Y}_t + \gamma_K \widehat{s^b_{t-1}}\right) + \sigma_K \epsilon_t^K \tag{33}$$

$$\widehat{\tau_t^L} = \rho_L \widehat{\tau_{t-1}^L} + (1-\rho_L)\left(\phi_L \widehat{Y}_t + \gamma_L \widehat{s^b_{t-1}}\right) + \sigma_L \epsilon_t^L \tag{34}$$

$$\widehat{\tau_t^C} = \rho_C \widehat{\tau_{t-1}^C} + (1-\rho_C)\left(\phi_C \widehat{Y}_t + \gamma_C \widehat{s^b_{t-1}}\right) + \sigma_C \epsilon_t^C \tag{35}$$

$$\widehat{Z_t} = \rho_Z \widehat{Z_{t-1}} - (1-\rho_Z)\left(\phi_Z \widehat{Y}_t + \gamma_Z \widehat{s^b_{t-1}}\right) + \sigma_Z \epsilon_t^Z \tag{36}$$

○ 즉, 연간화된 모형에서 1기는 1년이며 식 (22)~(26)에서 각 재정변수는 4분기(1년) 이전의 국가채무비율에 반응하고 있으므로 이 부분을 4기 이전 대신 1기 이전으로 변환하는 것이다.

2. 한국형 재정준칙 만족을 위한 재량적 재정정책 실행 결과

❑ 한국형 재정준칙의 효과 분석을 위해 먼저 재정당국이 재량적 재정정책을 통해 재정준칙을 만족시키는 경우를 상정한다.

○ 이는 식 (32)~(36)에서 각 재정변수가 현기의 GDP나 과거의 국가채무비율에 반응하는 정도는 변화시키지 않고, $\epsilon_t^X (X = \{G, K, L, C, Z\})$만을 조정하여 해당 연도 재정준칙 인덱스가 1을 초과할 경우 1로 하락시키려는 재정정책의 변화를 나타낸다.

– 이러한 조정을 위해서는 세율 상승을 통한 조세수입의 증가나 지출 측면(정부지출 및 이전지출)에서의 삭감 등 긴축적 재정정책이 요구된다.

– 이와 같은 긴축적 재정정책은 승수효과 등을 통해 GDP 감소 등 거시경제에 부정적 영향을 미칠 가능성이 크므로, 본고에서는 재정당국이 재정준칙 인덱스가 정확

히 1이 되도록 조정하며 그 이상의 긴축적 정책은 추구하지 않는다고 가정한다.

- 따라서 이하 본고의 결과는 재정당국이 재정준칙을 달성하기 위한 최소한의 정책 집행시 발생하는 효과에 해당한다.

○ 이러한 분석시 재정정책 조정 수단별 효과를 살펴보기 위해 다음의 세 가지 경우를 고려한다.

- 첫째로 재정당국이 모든 재정변수를 사용하여 재정준칙을 만족하는 경우로, 식 (32)~(36)의 모든 $\epsilon_t^X(X=\{G,K,L,C,Z\})$가 변하는 경우이다.

- 둘째로 재정당국이 세입 변수만을 사용하여 재정준칙을 만족하는 경우이며, 이는 식 (32)~(36) 가운데 세율에 해당하는 $\epsilon_t^X(X=\{K,L,C\})$만 변하며 나머지 ϵ_t^X는 0으로 고정되어 있는 상황이다.

- 마지막 시나리오는 재정당국이 지출 변수만을 사용하여 재정준칙을 만족시키는 상황을 상정하며, 식 (32)~(36) 가운데 정부지출과 이전지출의 $\epsilon_t^X(X=\{G,Z\})$만이 변하며 나머지 ϵ_t^X는 0인 경우이다.

- 이와 같은 분석의 이면에는 Leeper et al.(2010) 이나 Zubairy(2014)와 같은 선행연구의 시사점이 자리하고 있는데, 이 연구들은 재정정책의 GDP와 국가채무비율에의 효과가 재정변수별로 다름을 보인 문헌들이다.

○ 본고에서는 이와 같은 세 가지 시나리오에 대해 각각의 재정정책 변수가 비슷한 비율(%)로 변하는 경우를 상정하여 분석한다.

- 예를 들어 첫 번째 시나리오의 경우 다섯 개의 재정변수가 비슷한 퍼센트(%) 변화를 통해 재정준칙을 만족하는 상황을 식별하여 분석하는 식이다.[2)]

2) 주지할 점은 이러한 분석시 재정정책 예견(fiscal foresight) 이슈가 있을 수 있다는 점이다. 본고에서는 민간 경제주체들이 매기 발생하는 재정변수 조정을 미리 예측하지 못하고 대응하는 것을 가정하고 있다. 이에 반해 한국형 재정준칙 도입시 향후 재정당국이 얼마만큼의 재정변수 조정을 통해 재정준칙을 만족시키려 하는지 민간 경제주체들은 미리 알 수 있을 것이다. 이러한 의미에서 모형의 외생적 충격을 경제주체들이 미리 예견 가능한 뉴스(news) 충격으로 모형화해야 할 가능성이 있다. 그러나 이 경우에도 민간 경제주체들이 재정변수 조정이 얼마나 있어야 하는지는 알고 있으나 어떠한 재정변수를 통해 달성하는지는 알 수 없을 것이므로 확실하게 뉴스 충격이라고 정의하기는 어려울 것이다. 이러한 측면에서 본고는 뉴스 충격을 명시적으로 고려하지 않는다.

❑ <그림 1>에 제시된 것처럼 국회예산정책처 장기 재정전망치를 바탕으로 시산한 재정준칙 인덱스는 2027년부터 2050년까지 1을 상회할 것으로 예측됨.

○ 따라서 실증분석은 이 기간 동안 매해 재정준칙 인덱스를 1로 감소시키기 위해 각 시나리오별로 필요한 재정변수 충격 시퀀스를 식별하는 것으로부터 시작됨.

– 각 시나리오별로 2027년부터 순차적(recursive)으로 재정변수 충격 시퀀스를 식별한다.

○ <그림 2>에서부터 <그림 4>까지는 각 시나리오별 식별된 재정변수 충격 시퀀스가 2027~2050년 기간에 대해 제시되어 있다.

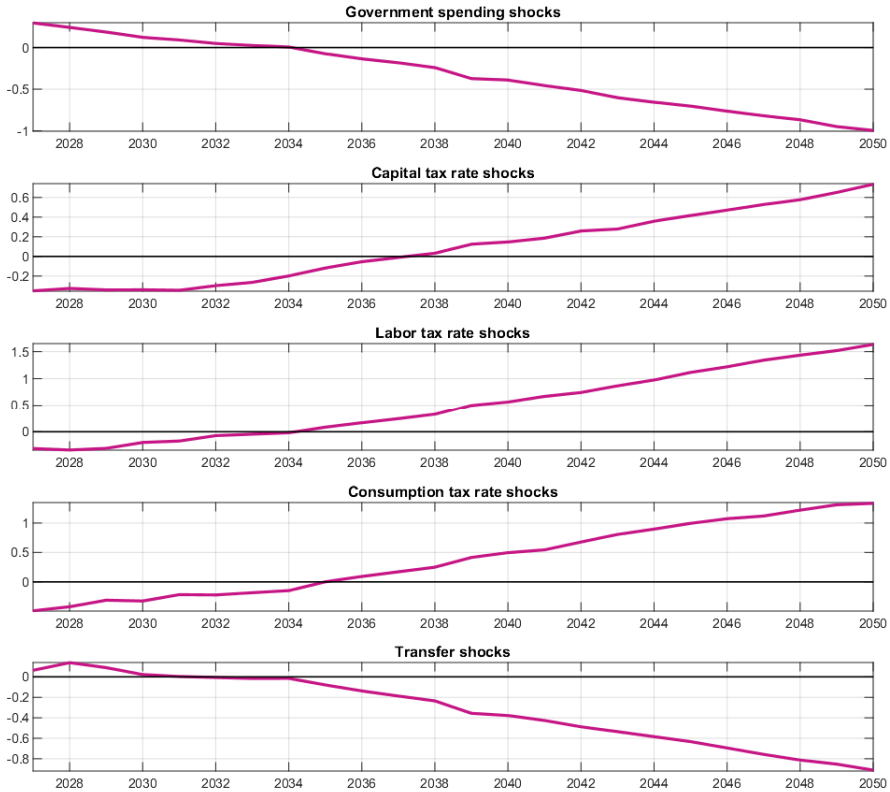
– 재정준칙 만족을 위해 모든 재정변수가 변할 경우(<그림 2>) 단기적으로는 세율이 감소하는 동시에 정부지출 및 이전지출이 증가하나, 중·장기적으로는 이러한 현상이 역전되어 세율이 증가하고 지출 변수들이 감소하는 긴축적 재정정책이 나타난다.[3)]

– 세율 변수만 재정 조정 과정에 사용될 경우(<그림 3>) 식별된 충격 시퀀스의 패턴은 <그림 2>와 비슷하나 충격의 크기가 모든 재정변수가 변하는 경우에 비해 더욱 커지는 현상이 관측되며, 이는 지출 측면에서의 조정 없이 세율만 변화할 경우 재정준칙 만족을 위해서는 더욱 큰 세율의 중·장기적 증가가 요구됨을 보여준다.

– 정부지출 및 이전지출만 사용하여 재정준칙을 만족하는 상황(<그림 4>)에는 두 지출변수 모두 2027년 이후 지속적으로 감소해야 함을 나타내며, 그 크기 또한 <그림 2>의 해당 변수에 비해 더욱 커지는 현상이 나타난다.

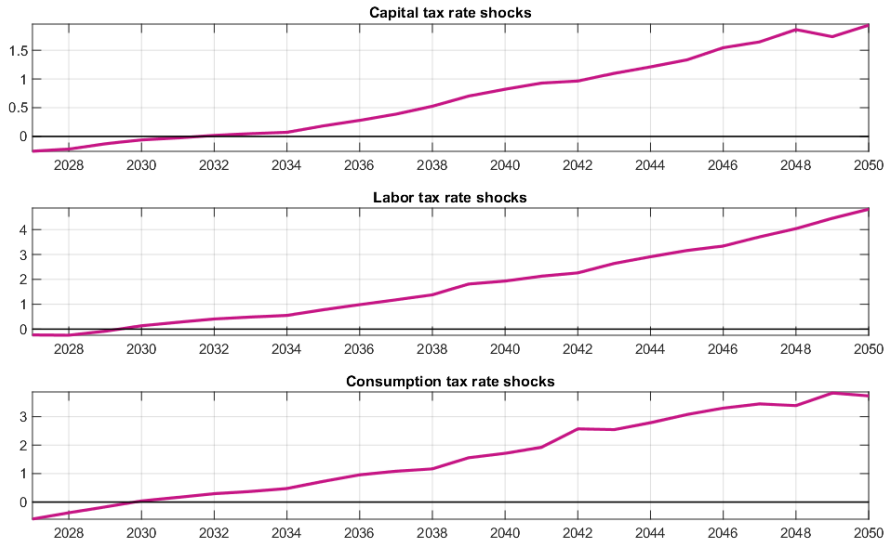
3) 단기적으로 나타나는 재정준칙 부과의 경기확장적 효과에 대한 이유는 아래에서 제시하기로 한다.

<그림 2> 식별된 재정변수 충격 시퀀스, 모든 재정변수 조정 시나리오



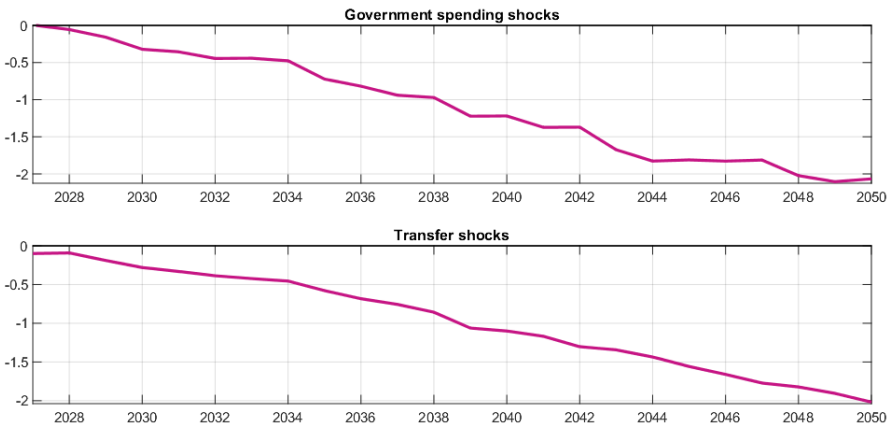
주) y축은 퍼센트(%)를 의미함.

<그림 3> 식별된 재정변수 충격 시퀀스, 세율 조정 시나리오



주) y축은 퍼센트(%)를 의미함.

<그림 4> 식별된 재정변수 충격 시퀀스, 지출 측면 조정 시나리오



주) y축은 퍼센트(%)를 의미함.

❑ <그림 5>는 모든 재정변수가 변하는 경우 모형으로부터 시산된 재정준칙 인덱스, GDP 대비 국가채무비율 및 GDP 대비 재정수지 적자비율을 국회예산정책처 해당 전망치와 비교하고 있다.

○ 첫 번째 패널에 나와 있는 것처럼 <그림 2>에서 식별된 충격을 사용하는 경우 2027~2050년간 모든 해에 대해 재정준칙 인덱스가 1을 만족하는 것으로 분석되어 목표로 하는 충격 시퀀스가 잘 식별된 것을 알 수 있다.

- 따라서 이는 모형에 근거한 시뮬레이션이 2050년까지의 기간 동안 한국형 재정준칙을 만족한다는 것을 보여준다.

○ 이 그림의 두 번째 패널을 보면 국가채무비율이 단기적으로는 국회예산정책처 전망치를 상회하나, 2040년 이후 상대적으로 더 낮아지기 시작하여 예측 끝 시점인 2050년 경에는 국회예산정책처 전망치 보다 15% 정도 낮은 결과를 나타내는 것으로 분석되었다.

- 이는 한국형 재정준칙 도입이 해당 준칙이 의도하고 있는 중·장기적 재전건전성 달성에 도움이 될 수 있음을 나타낸다.

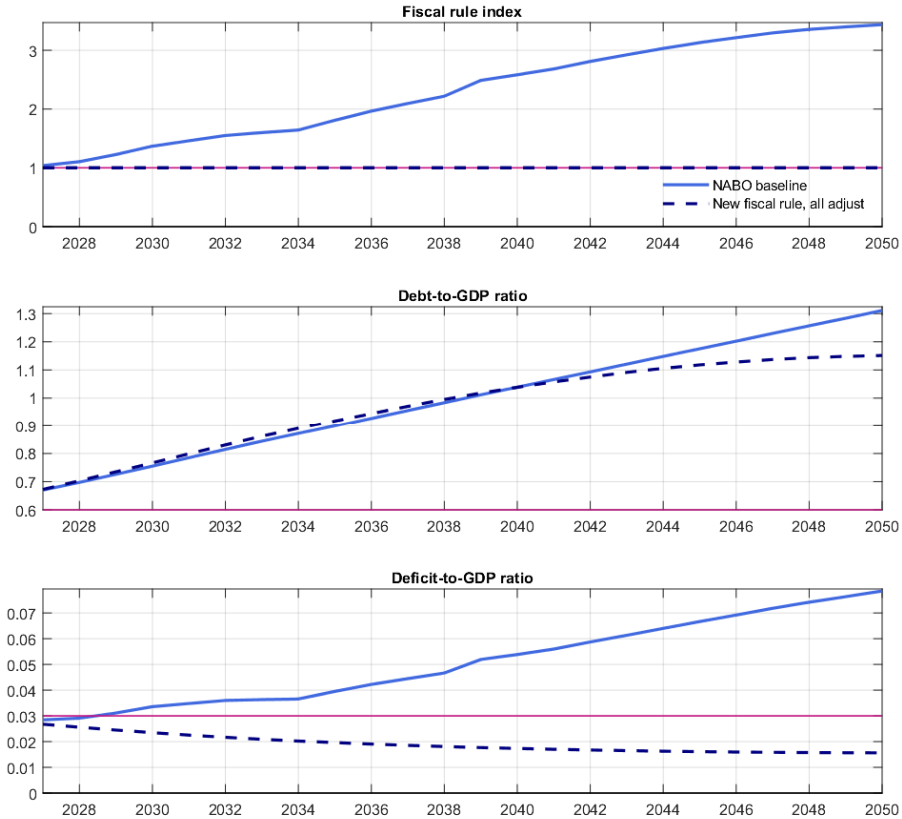
- 그럼에도 불구하고 이 수준은 한국형 재정준칙이 준거점으로 삼고 있는 60%의 국가채무비율보다 훨씬 높은 수치이다.

○ 마지막 패널에 나타난 GDP 대비 재정수지 적자비율은 전망기간 내내 3%를 하회하는 것으로 나타났다.

- 앞에서 언급한 바대로 한국형 재정준칙은 그 구성 원리상 하나의 기준이 충족되지 못하더라도, 다른 하나의 기준이 준거점을 훨씬 하회하면 달성될 수 있다.

- 따라서 이러한 원리를 <그림 5>에 제시된 결과에 대입해 보면 결국 한국형 재정준칙의 도입은 국가채무비율 상승을 억제하는 데 어느 정도 역할을 할 것으로 예상되나, 그럼에도 불구하고 중·장기적으로 국가채무비율은 재정준칙의 준거점인 60%를 상회할 것으로 예측되며 준칙은 주로 나머지 하나의 기준인 GDP 대비 재정수지 적자비율의 감소를 통해 이루어질 것임을 시사한다.

<그림 5> 재정준칙 인덱스, 국가채무비율 및 GDP 대비 재정수지 적자비율 전망치, 모든 재정변수 조정 시나리오



주) 각 그림에서 실선은 국회예산정책처 장기 재정전망치를 나타내며 점선은 해당 변수에 대한 모형으로부터의 전망치를 나타냄.

❑ <그림 6>은 한국형 재정준칙의 만족을 위해 모든 재정변수가 조정될 경우 효과를 나타내고 있다.

○ 주지할 점은 모든 그림에서 y축이 0인 수준은 국회예산정책처 장기 재정전망치를 나타내고 있으며, 따라서 y축 수준은 이러한 장기 재정전망치로부터의 퍼센트(%) 이격을 의미한다는 것이다.

○ 먼저 GDP의 효과를 살펴보면, 한국형 재정준칙의 부과가 단기적으로는 국회 예산정책처 전망치보다 더욱 경기 확장적이나 2030년대 이후 중·장기적으로는 상대적으로 긴축적이 되는 결과나 나타난다.

- 단기적으로 GDP 증가폭이 재정준칙 부과시 상대적으로 커지는 것은 GDP 대비 비율로 정의되는 재정준칙 인덱스가 재정변수 뿐만 아니라 산출의 변동에 의해서도 변화한다는 점에서 기인한다.

- 즉, 재정준칙 인덱스를 감소시키는 세율의 변화 방향은 다음의 두 가지가 있다.

- 첫째로 재정준칙 만족을 위해 세율을 상승시킬 경우 세입이 증가하여 국가채무 감소 및 재정수지가 개선되고 결국 재정준칙 인덱스가 하락하는 채널이 있다.

- 둘째로 재정준칙 만족을 위해 세율을 하락시킬 수 있으며, 이러한 확장적 재정정책으로 인해 총산출이 증가하여 GDP 대비 비율로 정의되는 재정준칙 인덱스가 하락하는 채널 또한 존재한다.

- 본고의 결과는 재정준칙 인덱스가 1을 약간 상회하는 단기의 경우 두번째 효과가 첫 번째 효과를 압도하기 때문에 발생하는 것으로 판단되며, 맨 마지막 세 패널에 제시된 세율의 단기적 감소는 이러한 해석을 뒷받침한다.

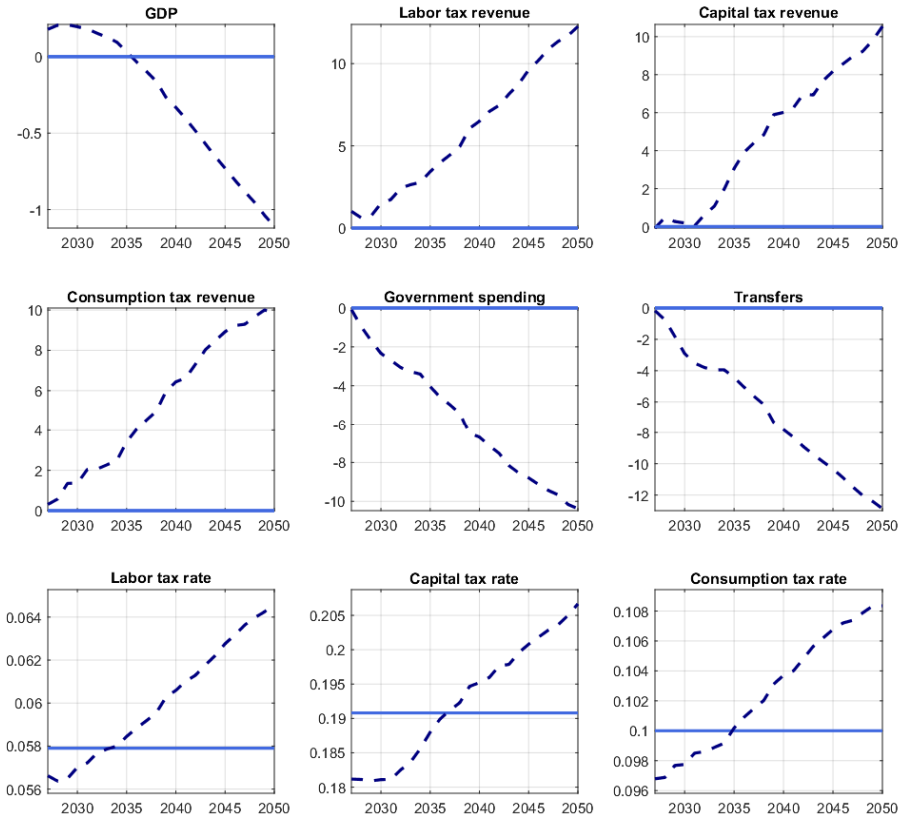
- 그러나 이와 같은 현상은 단기적이고 2030년대 중반 이후부터는 세율이 현재 수준보다 높아지는 것이 관측되어, 감소된 정부지출 및 이전지출과 함께 2050년 기준 1% 이상의 GDP 감소가 예상된다.

○ 재정준칙 만족을 위한 재정변수의 변화폭은 시간이 흐를수록 더욱 커지며, 이러한 현상이 극대화되는 2050년 기준 조세수입 항목은 국회예산정책처 전망치보다 10% 이상 높

아야 하고 지출 항목은 10% 이상 낮아야 하는 것으로 분석되었다.

- 이와 같은 조건을 만족시키는 세율은 2019년 기준 19.1%, 5.8% 및 10%였던 자본세율, 노동세율 및 소비세율이 2050년 기준 20.7%, 6.5% 및 10.8%로 상승해야 하는 것으로 나타났다.

<그림 6> 한국형 재정준칙 도입의 효과, 모든 재정변수 조정 시나리오



주1) 각 그림에서 실선은 국회예산정책처 장기 재정전망치를 나타내며 점선은 해당 변수에 대한 모형으로부터의 전망치를 나타냄.

주2) y축은 국회예산정책처 장기 재정전망치로부터의 퍼센트(%) 차이를 의미함.

❑ <그림 7>에는 모형에서 시산된 재정조정 시나리오별 재정준칙 인덱스, GDP 대비 국가채무비율 및 GDP 대비 재정수지 적자비율이 제시되어 있다.

○ 첫 번째 패널에 나와 있는 것처럼 <그림 3>과 <그림 4>에서 식별된 충격을 사용하면 2027~2050년간 모든 해에 대해 재정준칙 인덱스가 1을 만족하며, 이는 해당 충격 시퀀스가 의도대로 식별된 것을 의미한다.

○ 이 그림의 두 번째 패널에 나와 있듯이 재정준칙의 부과가 국가채무비율에 미치는 영향은 재정조정 시나리오별로 달라지며 이러한 차이는 중·장기로 갈수록 커지는 현상이 관측된다.

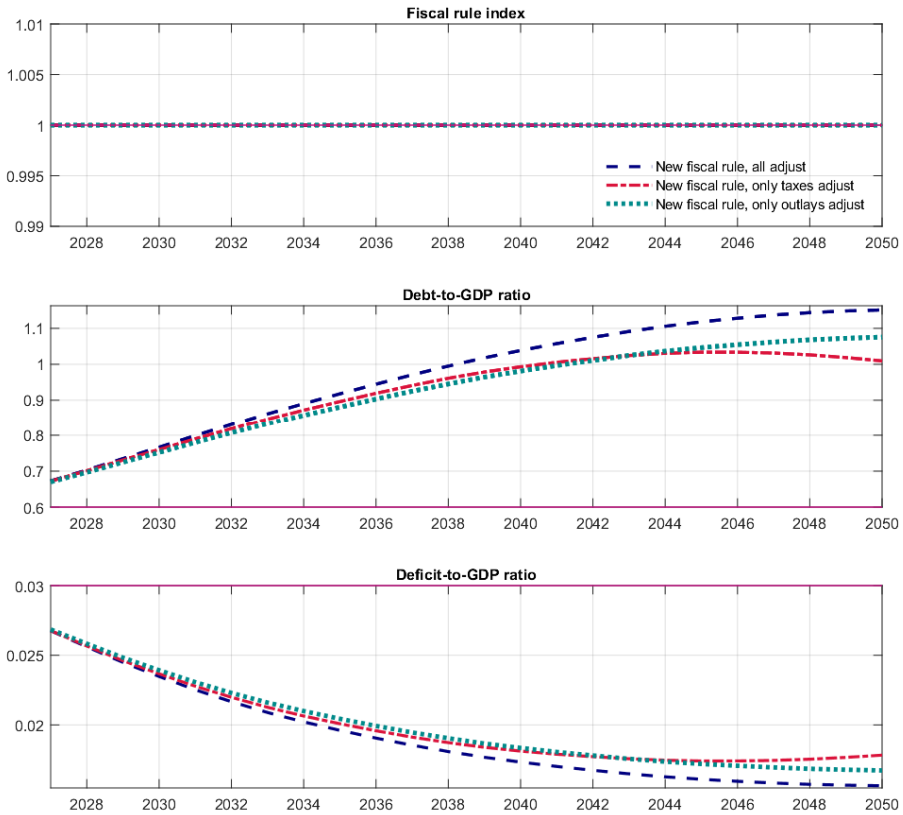
- 2050년 기준 국가채무비율을 가장 적게 증가시키는 방안은 세입만을 조정하여 재정준칙을 만족시키는 방법이며, 이 때 국가채무비율은 국회예산정책처 전망치보다 20% 정도 낮은 110% 근방이 된다.

- 반면 국가채무비율 증가를 가장 덜 억제하는 방식은 모든 재정변수를 사용하여 재정준칙을 만족시킬 경우로 분석되었다.

○ GDP 대비 재정수지 적자 비율 전망치의 상대적 크기는 위의 국가채무비율 전망치 순서에 정확하게 반대로 나타나는 것으로 추정되었다.

- 국가채무비율과 GDP 대비 재정수지 적자 비율의 조합으로 정의된 한국형 재정준칙의 특성상 하나의 조건이 크게 준거점을 상회할 경우 나머지 조건이 더욱 작아짐으로써 준칙을 만족할 수 있으며, 이와 같은 결과는 이러한 한국형 재정준칙의 특성에서 기인하는 것으로 보인다.

<그림 7> 재정준칙 인덱스, 국가채무비율 및 GDP 대비 재정수지 적자비율 전망치, 재정변수 조정 시나리오별 비교



주) 각 그림에서 점선, 1점 쇄선 및 괘선은 각각 모형으로부터 도출된 모든 재정변수 조정 시나리오, 세입 조정 시나리오 및 지출 측면 조정 시나리오 하에서의 전망치를 나타냄.

❑ <그림 8>은 한국형 재정준칙 부여의 효과를 재정조정 시나리오별로 비교하고 있다.

○ GDP에 미치는 효과는 재정조정 시나리오별로, 그리고 고려되는 시계별로 상이한 것으로 분석되었다.

- 2040년대 중반 이전까지 가장 GDP에 미치는 음(-)의 영향이 큰 방식은 정부지출과 이전지출의 지출 항목 감소만을 통해 재정준칙을 만족시키는 경우이고, 이후 기간 동안에는 세입만을 통해 조정하는 경우로 나타났다.

- 모든 시계에 걸쳐 GDP에 미치는 부정적 효과가 가장 적은 방식은 모든 재정변수를 사용하여 재정준칙을 만족하는 경우이다.

- 이러한 결과를 <그림 7>의 결과와 종합해 보면 모든 재정변수를 사용하여 재정준칙을 만족하는 경우 국가채무비율 증가를 억제하는 데는 가장 덜 효율적인 방식이라는 단점을 가지나, 재정준칙 부과로 인한 GDP에 미치는 부정적인 효과를 가장 줄일 수 있는 방식이라는 장점 또한 존재하는 것을 알 수 있다.

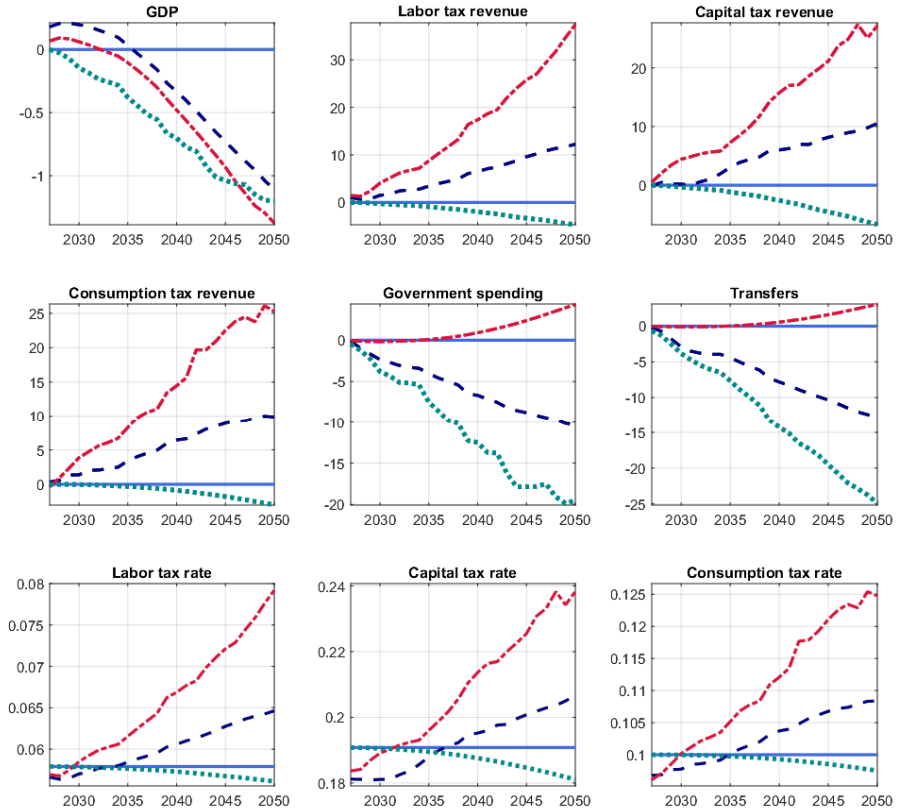
○ 모든 재정변수가 조정되는 시나리오에 비하여 특정 재정변수만 변할 경우 그 변화폭은 상대적으로 더 커져야 함이 나타났다.

- 세입만 조정되는 경우 자본세입과 소비세입은 국회예산정책처 전망치보다 2050년 기준 25% 이상 증가해야 하며, 이러한 양상은 노동세입의 경우 더욱 극명하게 나타나서 30% 이상의 증가가 필요한 것으로 분석되었다.

- 세입만 조정되는 경우 세율 또한 <그림 6>의 결과보다 더욱 크게 상승하여야 하며, 2050년 기준 23.8%(자본세율), 7.9%(노동세율) 및 12.5%(소비세율)이 되어야 하는 것으로 추정되었다.

- 만약 지출 항목만을 통해 조정이 이루어진다면 2050년 기준 국회예산정책처 전망치보다 정부지출과 이전지출 모두 20% 이상 감소해야 하는 것으로 나타났다.

<그림 8> 한국형 재정준칙 도입의 효과, 재정변수 조정 시나리오별 비교



주1) 각 그림에서 점선, 1점 쇄선 및 괘선은 각각 모형으로부터 도출된 모든 재정변수 조정 시나리오, 세입 조정 시나리오 및 지출 측면 조정 시나리오 하에서의 전망치를 나타냄.

주2) y축은 국회예산정책처 장기 재정전망치로부터의 퍼센트(%) 차이를 의미함.

❑ <표 6>은 이러한 결과를 요약하고 있다.

○ 이 표에 나와 있듯이 한국형 재정준칙은 향후 우리나라 재정 소요에 큰 변화를 가져올 것으로 예상된다.

- 한국형 재정준칙 부과시 조세 수입은 국회예산정책처 전망치보다 훨씬 많이 늘어나야 하며, 지출 항목의 상승폭은 크게 제한될 가능성이 있다.

- 특히 지출 항목만 조정하여 재정준칙을 만족시킬 경우 정부지출과 이전지출 증가가 현격하게 억제되어야 하나, 향후 저출산·고령화로 인한 인구구조 변화가 상당히 빨리 진행될 것으로 예상되는 우리나라의 현실에서 이러한 수치는 현실성을 가지기가 어려운 것이 사실이다.

- 이러한 분석결과는 한국형 재정준칙 만족을 위한 재정정책 변화시 세입이나 지출 등 특정한 항목을 통한 조정보다는 전반적인 재정변수의 균형적인 조정을 통한 방식이 더욱 현실적일 것이라는 함의를 지닌다.

<표 6> 한국형 재정준칙 도입의 효과, 재정변수 조정 시나리오별 비교

변수	국회예산정책처 장기재정전망		모델 시산 전망치, 2050		
	2020	2050	모든 재정변수 조정	세입 변수만 조정	지출 항목만 조정
GDP	37,219	60,026 (61%)	59,360 (59%)	59,201 (59%)	59,307 (59%)
국가채무비율	44.5%	131.1%	115.1%	100.9%	107.6%
자본세입	3,592	6,214 (73%)	6,976 (94%)	8,539 (138%)	
노동세입	1,929	3,527 (83%)	3,898 (102%)	4,483 (132%)	
소비세입	2,368	3,919 (66%)	4,306 (82%)	4,910 (107%)	
정부지출	3,124	6,972 (27%)	3,560 (14%)		3,197 (2%)
이전지출	6,902	14,402 (109%)	12,548 (82%)		10,813 (57%)
자본세율	5.8%		6.5%	7.9%	
노동세율	19.1%		20.7%	23.8%	
소비세율	10%		10.8%	12.5%	

주1) 수준으로 표시된 각 변수는 천원 단위로 표시된 1인당 실질 변수를 나타냄.

주2) 괄호 안의 값들은 해당 변수의 2020년 수준에 대비한 증가율을 나타냄.

3. 대안적 재정건전성 반응도의 식별

❑ 주지하다시피 한국형 재정준칙 도입의 가장 근원적인 목표는 GDP 대비 국가채무비율로 요약되는 재정건전성의 확보이다.

○ 이러한 목표는 기획재정부(2020)에도 직접적으로 드러나 있다.

○ 흥미로운 점은 이와 같이 높아진 재정건전성에의 추구를 식 (32)~(36)에 제시된 재정변수 동학에 명시적으로 반영할 수 있다는 점이다.

– 앞에서 언급한 것과 같이 이 식들의 $\gamma_X(X=\{G,K,L,C,Z\})$는 과거의 GDP 대비 국가채무비율에 현재의 재정변수들이 얼마나 민감하게 반응하여 결정되는지를 반영하는 모수이다.

– 따라서 재정당국이 재정건전성에 더욱 가중치를 두고 정책을 실행하는 것이 모형에서는 γ_X 모수들이 증가하는 것에 해당한다고 생각할 수 있다.

○ 이러한 측면에서 다음의 대안적 재정변수 동학을 고려할 수 있다.

$$\widehat{G}_t=\rho_G\widehat{G_{t-1}}-(1-\rho_G)\left(\phi_G\widehat{Y}_t+\mu\gamma_G\widehat{s^b_{t-1}}\right)+\sigma_G\epsilon^G_t \tag{37}$$

$$\widehat{\tau^K_t}=\rho_K\widehat{\tau^K_{t-1}}+(1-\rho_K)\left(\phi_K\widehat{Y}_t+\mu\gamma_K\widehat{s^b_{t-1}}\right)+\sigma_K\epsilon^K_t \tag{38}$$

$$\widehat{\tau^L_t}=\rho_L\widehat{\tau^L_{t-1}}+(1-\rho_L)\left(\phi_L\widehat{Y}_t+\mu\gamma_L\widehat{s^b_{t-1}}\right)+\sigma_L\epsilon^L_t \tag{39}$$

$$\widehat{\tau^C_t}=\rho_C\widehat{\tau^C_{t-1}}+(1-\rho_C)\left(\phi_C\widehat{Y}_t+\mu\gamma_C\widehat{s^b_{t-1}}\right)+\sigma_C\epsilon^C_t \tag{40}$$

$$\widehat{Z}_t=\rho_Z\widehat{Z_{t-1}}-(1-\rho_Z)\left(\phi_Z\widehat{Y}_t+\mu\gamma_Z\widehat{s^b_{t-1}}\right)+\sigma_Z\epsilon^Z_t \tag{41}$$

– 위 식들에서 $\mu\geq 1$는 재정당국의 재정건전성에의 반응도를 결정하는 스케일링(scaling) 모수이다.

– 만약 $\mu=1$이라면 식 (37)~(41)은 식 (32)~(36)과 동일하게 되며, $\mu>1$인 경우 재정건전성에의 증대된 반응도를 의미하게 된다.

❑ 이와 같은 설정에 근거하여 본 절에서는 재정당국이 추정된 모수보다 더 재정건전

성을 강력하게 추구하는 경우의 거시경제적 함의를 도출한다.

○ 이를 위해서는 $\mu > 1$을 설정할 필요가 있다.

○ 본 연구에서는 이와 같은 μ를 임의적으로 설정하는 대신, 한국형 재정준칙 발표시 제시된 재정준칙 면제 규정으로부터 μ를 설정하는데 필요한 정보를 얻고자 한다.

- 기획재정부가 제출한 「국가재정법 일부개정법률안」에서는 전시·사변 또는 이에 준하는 국가비상사태, 대규모 재난이 발생한 경우, 세계금융위기, 코로나19에 따른 위기 등에 준하는 위기로 성장·고용 상의 중대한 변화가 발생하였을 때 재정준칙의 적용을 면제하도록 규정하고 있다.

- 나아가 동 문서에는 위와 같은 상황으로 인한 재정준칙의 위반은 일시적이어야 하며, 증가된 국가채무비율과 재정수지 적자는 향후 4년 동안의 관리를 통해 다시 재정준칙을 만족시키는 범위 안으로 들어와야 한다고 명시되어 있다.

- 이러한 측면에서 최근에 진행중인 코로나19 감염병으로 인한 경기침체는 위에서 제시하고 있는 재정준칙 면제 상황의 좋은 예이다.

- 따라서 본고에서는 경제가 60%의 국가채무비율과 3%의 GDP 대비 재정수지 적자비율을 나타내고 있는 초기 상태를 가정하고, 이 상태에서 코로나19와 같은 재해로 인한 경기침체에 대응하기 위해 정부가 확장적 재정정책을 시행하여 재정준칙이 일시적으로 위배되는 상황을 상정한다.

- 더욱 구체적으로는 2020년 정부 대응의 크기와 같이 1년간 국가채무비율을 6% 정도 상승시키는 감세와 지출 항목 증가를 통한 확장적 재정정책을 실시한다고 가정하고, 이러한 정책의 시행으로 인해 일시적으로 위배된 재정준칙이 4년 이내에 다시 만족되어야 하는 상황을 상정하기로 한다.

- 이때 다음의 두 가지 질문에 대한 해답을 통해 μ를 설정하고자 한다.

- 첫째로는 데이터로부터 추정된 $\gamma_X(X = \{G, K, L, C, Z\})$ 값들(즉, $\mu = 1$인 경우)이 위와 같은 상황을 만족하는가이다.

- 둘째로는, 만약 위의 첫 번째 질문이 만족되지 않는다면, 이러한 상황을 만족하는 가장 작은 $\mu > 1$ 값이 무엇인지에 관한 것이다.

- 앞 장에서와 같이 이러한 질문에 대한 해답을 세 가지 재정변수 조정 시나리오별로 찾고자 한다.

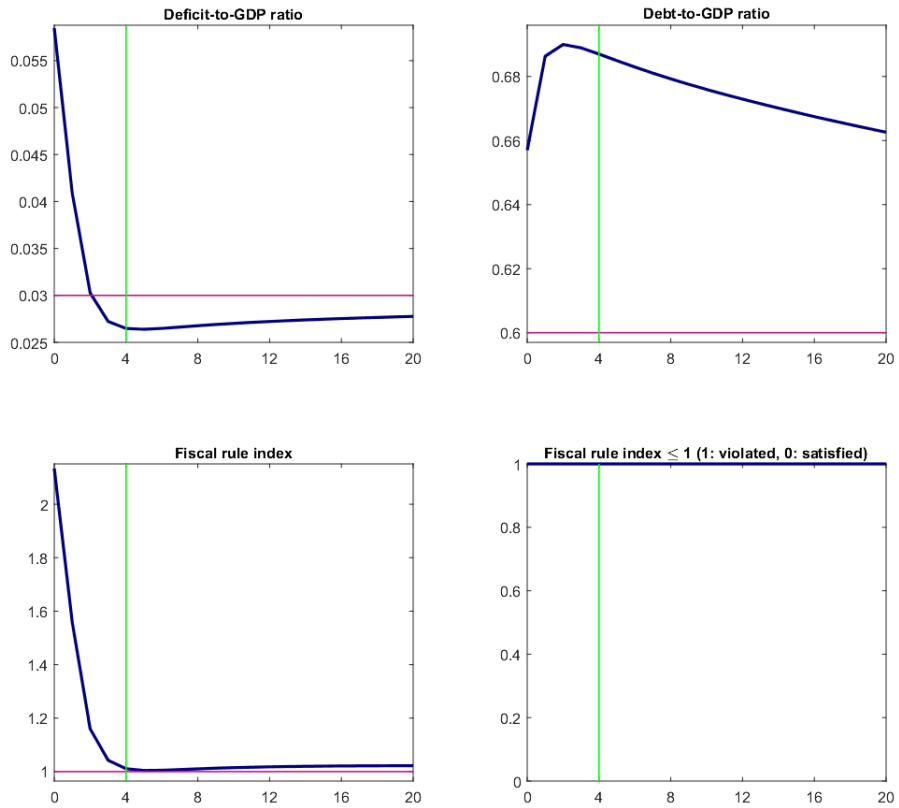
❑ <그림 9>에는 모든 재정변수가 조정되는 시나리오 하에서 $\mu = 1$일 때, 이와 같은 일시적 재정정책 충격으로 인한 GDP 대비 국가채무비율, GDP 대비 재정수지 적자 비율 및 재정준칙 인덱스의 충격반응이 제시되어 있다.

○ 충격의 발생으로 인해 일시적으로 상승한 GDP 대비 재정수지 적자 비율은 충격 2년 이후 준거점인 3% 이하로 하락하는 것으로 분석되었다.

○ 그러나 GDP 대비 국가채무비율은 충격 이후 종모양(hump-shape)의 반응을 보이며 상당히 오랜 기간 동안 충격 이전 준거점 수준인 60%를 상회한 채로 유지되는 것으로 나타났다.

○ 그 결과 재정준칙 인덱스는 충격 이후 20년간 꾸준히 1을 상회하여, 이와 같은 충격 발생으로 인한 재정준칙의 위배는 $\mu = 1$인 경우 4년 기준보다 오랜 기간 동안 지속되는 것으로 보인다.

<그림 9> 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu=1$인 경우, 모든 재정변수 조정 시나리오



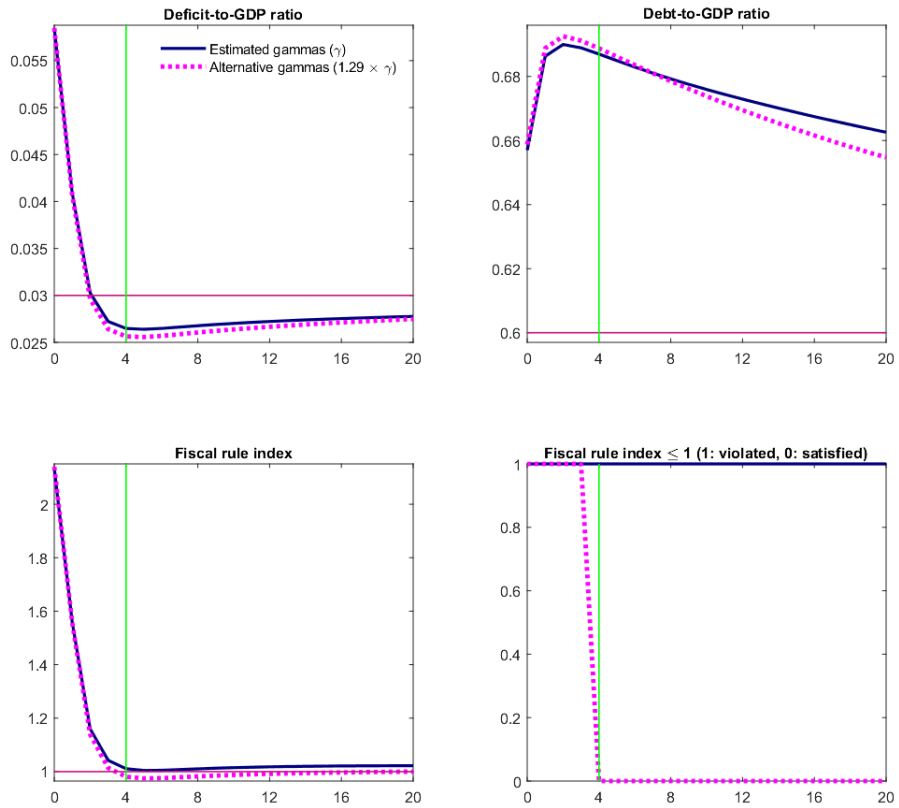
주) 마지막 그림에서 1은 재정준칙이 위배되는 경우를, 0은 재정준칙이 만족되는 경우를 의미함.

❑ <그림 10>에는 모든 재정변수가 조정되는 시나리오 하에서 이와 같은 일시적 재정정책 충격으로 인한 재정준칙 위배가 4년 내에 해소되기 위한 최소의 μ에 해당하는 결과를 보여주고 있다.

○ <그림 9>에 나타난 것처럼 $\mu = 1$인 경우 재정준칙 위배가 4년 내에 해소되지 않으며, 이와 같은 이유로 1을 상회는 μ값 가운데 이러한 조건을 만족시키는 최소값을 찾은 결과 $\mu = 1.29$로 도출되었다.

○ <그림 10>에 제시된 것처럼 $\mu = 1.29$인 경우 $\mu = 1$인 경우보다 GDP 대비 재정수지 적자 비율과 국가채무비율 모두 빠르게 감소시켜 충격 4년 후 재정준칙이 다시 만족되게 하는 것으로 나타났다.

<그림 10> 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu \geq 1$인 경우, 모든 재정변수 조정 시나리오



주1) 각 그림에서 실선은 $\mu = 1$인 경우, 점선은 $\mu > 1$인 경우의 충격반응함수를 의미함.

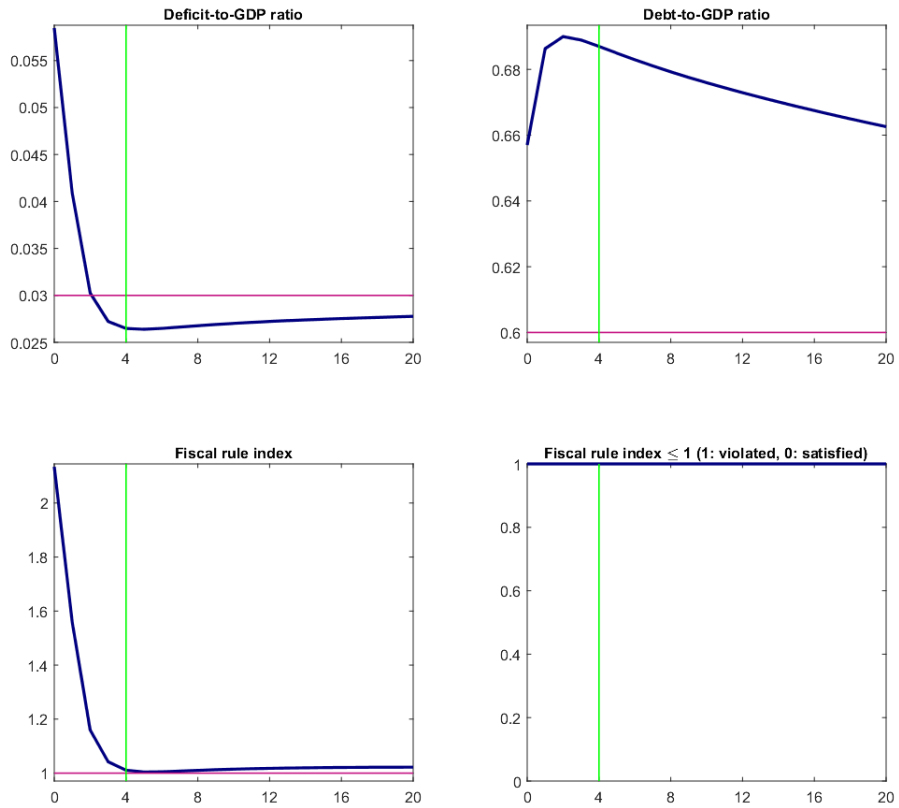
주2) 마지막 그림에서 1은 재정준칙이 위배되는 경우를, 0은 재정준칙이 만족되는 경우를 의미함.

❑ <그림 11>에는 재정준칙 만족을 위해 세입 변수만 조정되는 시나리오 하에서 $\mu=1$일 때, 이와 같은 일시적 재정정책 충격으로 인한 GDP 대비 국가채무비율, GDP 대비 재정수지 적자 비율 및 재정준칙 인덱스의 충격반응이 제시되어 있다.

○ 전체적인 GDP 대비 재정수지 적자와 GDP 대비 국가채무비율의 반응 패턴은 모든 재정변수가 조정되는 경우와 유사한 것으로 나타났다.

○ 보다 중요하게 지적할 점은 <그림 9>의 경우와 마찬가지로 $\mu=1$일 경우 확장적 재정정책 충격으로 인한 재정준칙의 위배는 20년 이상 지속되는 것으로 분석되어, 4년 이내라는 본 실험의 조건을 만족시키기 위해서는 μ가 1보다 커져야 함을 시사한다.

<그림 11> 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu=1$인 경우, 세입 변수 조정 시나리오



주) 마지막 그림에서 1은 재정준칙이 위배되는 경우를, 0은 재정준칙이 만족되는 경우를 의미함.

❑ <그림 12>에는 세입 변수만 조정되는 시나리오 고려시 일시적 재정정책 충격으로 인한 재정준칙 위배가 4년 내에 해소되기 위한 최소의 μ에 해당하는 결과를 요약하고 있다.

○ 이 그림에 제시된 것처럼 $\mu = 1.8$이 4년이라는 조건을 만족시키는 최소의 값으로 추정되었다.

○ 이를 <그림 10>에 나와 있는 모든 재정변수 조정 시나리오 결과와 비교해 보면 μ값이 더욱 커진 것을 알 수 있는데, 이는 모든 변수가 다 변할 수 있는 상황에서 재정준칙을 만족시키는 μ값에 비해 세입만 변화할 경우 제한된 조정 수단으로 인해 더욱 큰 μ값이 필요하기 때문인 것으로 판단된다.

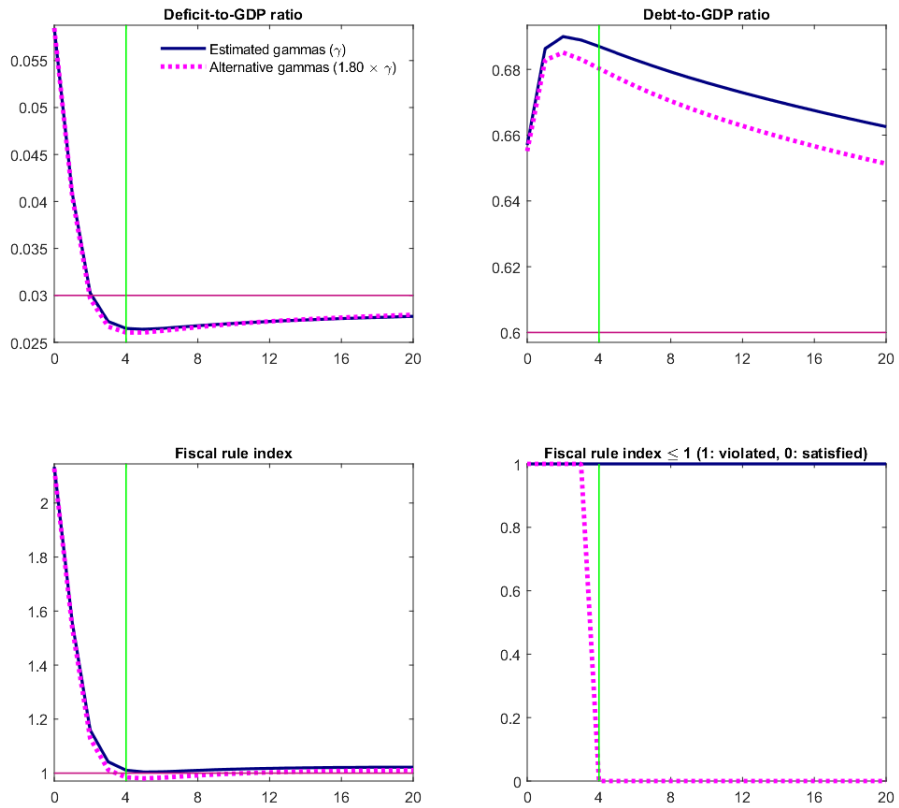
○ 또한 <그림 10>에 제시된 GDP 대비 재정수지 적자 비율과 국가채무비율의 반응 패턴과 비교해보면 다음과 같은 결과를 도출할 수 있다.

- 모든 변수가 변화할 경우에는 주로 GDP 대비 재정수지 적자 비율 감소를 통해 재정준칙이 만족되게 되며, 상대적으로 국가채무비율의 감소 정도는 덜하다.

- 이에 반해 세입만 변화할 경우 이전 경우보다 국가채무비율의 감소가 두드러지며, 상대적으로 GDP 대비 재정수지 적자 비율은 덜 감소한다.

- 이와 같은 비교를 통해 세입만 조정되는 시나리오 하에서 국가채무비율 감소의 효과가 증폭되며, 이는 <그림 7>에 제시된 재정 조정 시나리오별 비교 결과와 일맥상통한다.

<그림 12> 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu \geq 1$인 경우, 세입 변수 조정 시나리오



주1) 각 그림에서 실선은 $\mu = 1$인 경우, 점선은 $\mu > 1$인 경우의 충격반응함수를 의미함.

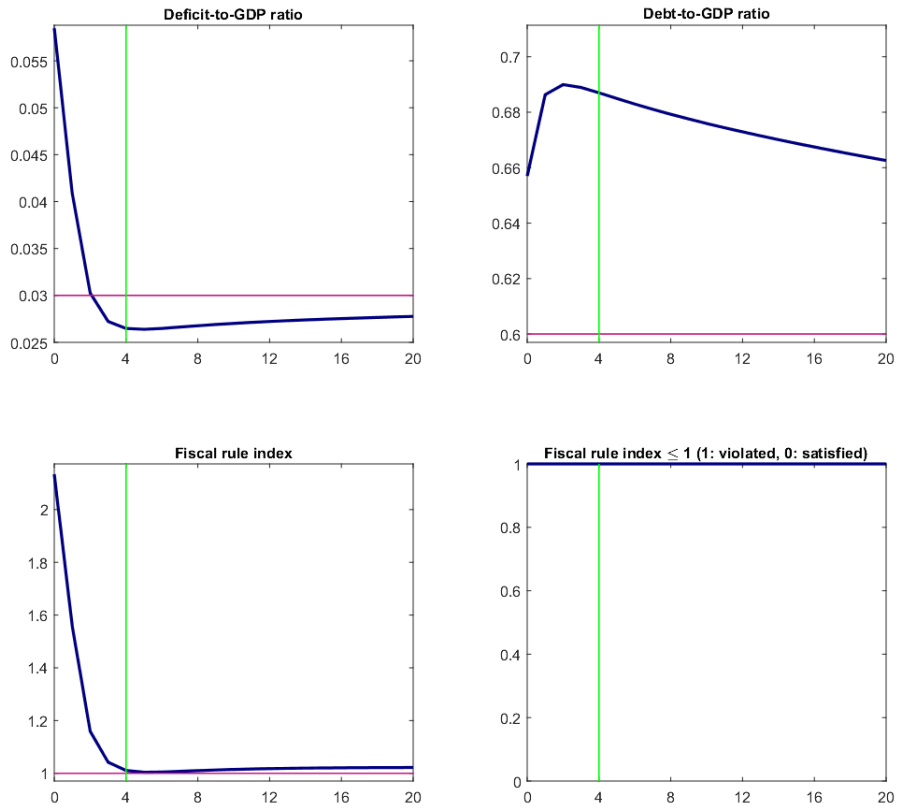
주2) 마지막 그림에서 1은 재정준칙이 위배되는 경우를, 0은 재정준칙이 만족되는 경우를 의미함.

❑ <그림 13>에는 재정준칙 만족을 위해 정부지출과 이전지출의 지출 항목만 조정되는 시나리오 하에서 $\mu=1$일 때, 일시적 재정정책 충격에 대한 GDP 대비 국가채무비율, GDP 대비 재정수지 적자 비율 및 재정준칙 인덱스의 충격반응이 제시되어 있다.

○ 전체적인 GDP 대비 재정수지 적자와 GDP 대비 국가채무비율의 반응 패턴은 나머지 두 재정조정 시나리오와 유사한 것으로 판명되었다.

○ 나머지 두 경우와 마찬가지로 $\mu=1$일 경우 확장적 재정정책 충격으로 인한 재정준칙의 위배는 20년 이상 지속되는 것으로 나타났으며, 이는 4년 이내라는 본 실험의 조건을 만족시키기 위해서는 μ가 1보다 커져야 함을 의미한다.

<그림 13> 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu=1$인 경우, 지출 항목 조정 시나리오



주) 마지막 그림에서 1은 재정준칙이 위배되는 경우를, 0은 재정준칙이 만족되는 경우를 의미함.

❑ <그림 14>에는 지출 항목만 조정되는 시나리오 하에서 일시적 재정정책 충격으로 인한 재정준칙 위배가 4년 내에 해소되기 위한 최소의 μ에 해당하는 결과를 요약하고 있다.

○ 이 그림에 제시된 것처럼 $\mu = 3.67$이 4년이라는 조건을 만족시키는 최소의 값으로 분석되었으며, 이는 다른 두 시나리오 하에서의 $\mu > 1$값들보다 훨씬 크다.

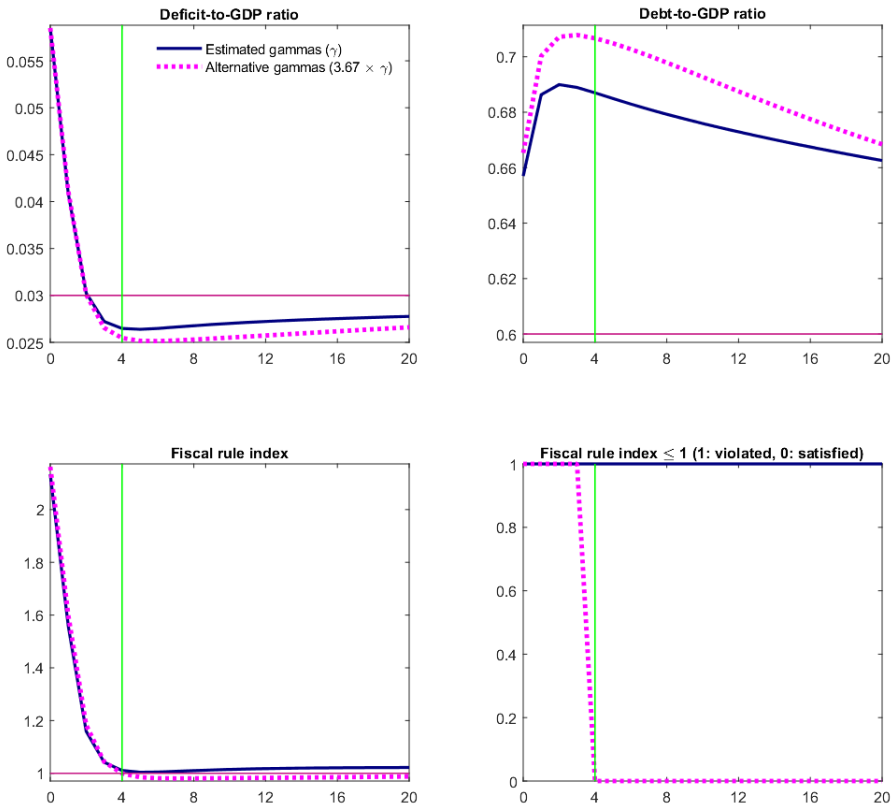
- 이러한 결과는 지출 항목으로 재정건전성을 달성하는 것이 세입 항목을 통한 방식보다 훨씬 어렵다는 것을 시사한다.

○ <그림 10>과 <그림 12>에 제시된 다른 두 시나리오 하에서의 GDP 대비 재정수지 적자 비율과 국가채무비율의 반응 패턴과 비교해보면 다음과 같은 결과를 도출할 수 있다.

- 다른 두 경우에 비해 국가채무비율의 감소는 상대적으로 더디게 발생한다.

- 그리고 재정준칙의 만족은 주로 감소된 GDP 대비 재정수지 적자비율을 통해 달성되는 것으로 보인다.

<그림 14> 일시적 확장적 재정정책으로 인한 재정준칙에의 함의, $\mu \geq 1$인 경우, 지출 항목 조정 시나리오



주1) 각 그림에서 실선은 $\mu = 1$인 경우, 점선은 $\mu > 1$인 경우의 충격반응함수를 의미함.

주2) 마지막 그림에서 1은 재정준칙이 위배되는 경우를, 0은 재정준칙이 만족되는 경우를 의미함.

4. 대안적 재정건전성 반응도의 함의: 편익

❑ <그림 5>부터 <그림 8>까지 제시된 결과는 한국형 재정준칙 만족을 위한 재정조정 과정이 재량적 재정정책을 통해서만 이루어진다고 가정하고 있다.

○ 그러나 보다 현실적으로 한국형 재정준칙 도입은 재정당국의 높아진 재정건전성에의 추구를 반영하고 있을 가능성이 높다.

○ 이와 같은 의미에서 재정준칙을 만족시키기 위한 재정조정 과정은 재정변수의 높아진 국가채무비율에의 반응도 하에서 이루어질 수 있다.

○ 따라서 <그림 5>부터 <그림 8>의 결과를 앞 절에서 식별한 대안적 $\mu > 1$하에서 다시 시산하여 $\mu = 1$인 경우와 비교하는 것이 의미를 가질 것이다.

- 현실에서 μ를 증가시키는 것은 더욱 많은 재정 항목이 이전 해의 국가채무비율에 연동되어 자동적으로 조정되도록 입법화하는 것 등에 해당한다.

- 이러한 정책 방향이 한국형 재정준칙의 추구에 있어서 어떠한 함의를 가질지 분석하는 것이 이 절의 목적이다.

○ 이를 위해 앞 절에서 각 재정조정 시나리오별로 도출된 대안적 $\mu > 1$ 값을 상정하고, 각 경우에 2027~2050년간 재정준칙을 만족하는 $\epsilon_t^X (X = \{G, K, L, C, Z\})$ 시퀀스를 다시 식별하여 정책실험을 실시한다.

- 이전과 마찬가지로 대안적 $\mu > 1$값 하에서 2027~2050 각 해의 재정준칙 인덱스를 1로 감소시키는 $\epsilon_t^X (X = \{G, K, L, C, Z\})$ 시퀀스를 식별한다.

- 이 때 세 가지 재정조정 시나리오별 결과를 시산하여 각각의 $\mu = 1$인 경우와 비교한다.

❑ <그림 15>에는 각 재정변수 조정 시나리오별로 $\mu > 1$인 경우의 GDP, GDP 대비 국가채무비율 및 재정수지 적자 비율의 전망치를 $\mu = 1$인 경우와 비교하고 있다.

○ 세 가지 재정변수 조정 시나리오에 공통적으로 다음과 같은 결론이 도출된다.

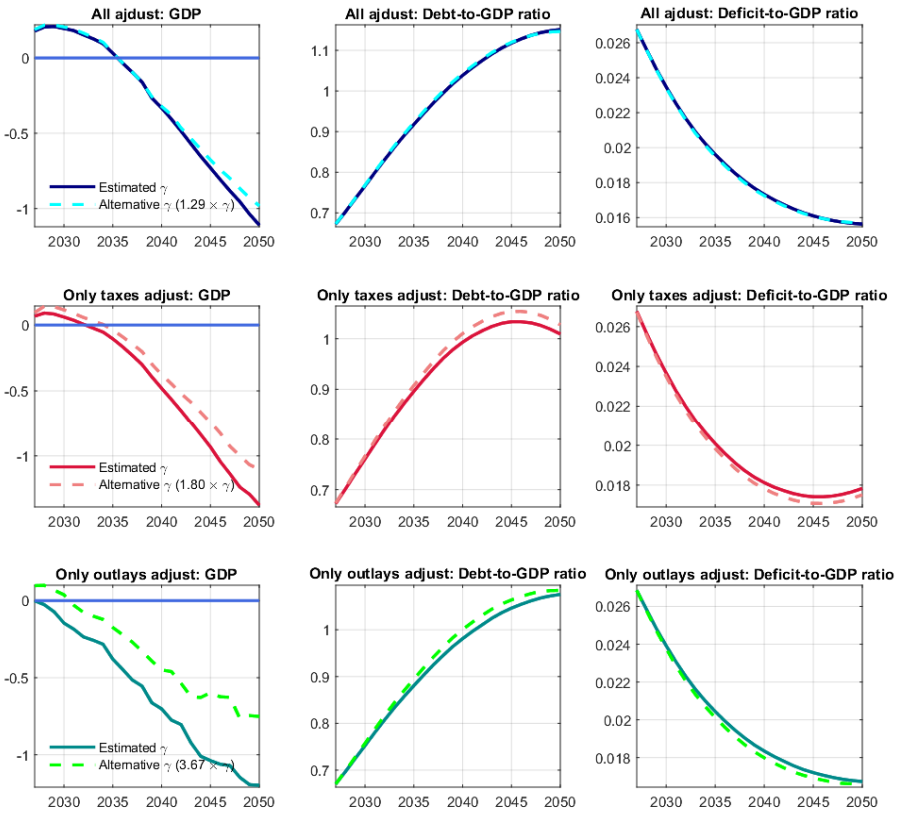
- $\mu > 1$인 경우가 $\mu = 1$인 경우에 비해 한국형 재정준칙 부과로 인한 GDP에의 부정적 영향이 줄어든다.

- $\mu > 1$인 경우 한국형 재정준칙 부여에도 불구하고 $\mu = 1$인 경우에 비해 더 높은 GDP 대비 국가채무비율을 허용한다.

- 이렇게 $\mu > 1$ 하에서 높아진 국가채무비율이 가능한 이유는 이 경우 상대적으로 더 낮은 GDP 대비 재정수지 적자 비율 때문이며, 이를 종합해 보면 $\mu > 1$일 때 재정수지 적자 비율 관리는 더욱 엄격해지는 반면 국가채무비율에 대한 관리는 상대적으로 완화될 가능성을 시사한다.

○ 이러한 결과로 보아 $\mu > 1$인 경우의 주요 장점으로는 한국형 재정준칙 부과로 인한 GDP 감소 효과를 줄일 수 있다는 점을 들 수 있겠다.

<그림 15> 대안적 재전건전성 반응도의 함의, 재정변수 조정 시나리오별



주1) 첫 번째 열은 모든 재정변수 조정 시나리오의 결과를, 두 번째 열은 세입 변수 조정 시나리오의 결과를, 마지막 열은 지출 항목 조정 시나리오의 결과를 각각 나타냄.

주2) 각 그림에서 실선은 $\mu = 1$인 경우, 점선은 $\mu > 1$인 경우의 결과를 나타냄.

❑ 그렇다면 자연스러운 후속질문 가운데 하나는 μ를 얼마나 증가시키는 것이 최적일지에 관한 것이다.

○ 이러한 질문에 대한 해답을 얻기 위해 $\mu > 1$을 증가시킬 경우 GDP 및 재정변수 전망치가 어떻게 변화할지를 시산하여 <그림 16>에 도시하였다.

- 이 그림에서 GDP 대비 국가채무비율을 제외한 나머지 변수들에 대해서는 2027~2050년간의 누적효과를 살펴보기 위해 해당 기간 동안 국회예산정책처 장기재전전망으로부터 퍼센트 격차의 누적합을 계산하여 제시하였다.

- GDP 대비 국가채무비율은 전망의 마지막 시점인 2050년 값을 비교하고 있다.

○ GDP는 재정조정 시나리오에 관계없이 μ값이 증가할수록 한국형 재정준칙 부과로 인한 음(-)의 효과가 줄어드는 것으로 분석되었다.

- 즉, $\mu > 1$값을 증가시킬수록 2027~2050년간 한국형 재정준칙 만족을 위해 발생하는 긴축적 재정조정 과정으로 인한 경기후퇴 폭이 감소되는 것이 확인되었다.

○ 재정변수들의 경우 전망치가 μ값의 변화에 대해 상대적으로 덜 민감한 것으로 나타났다.

○ GDP 대비 재정수지 적자 비율은 U-자의 패턴을 보여 μ가 작은 값으로부터 증가할 때는 감소하다가, 일정 수준이 넘어서면 μ값과 함께 증가하는 것으로 판명되었다.

- 이러한 현상은 재정조정 시나리오별로 차이가 없는 것으로 분석되었다.

○ 2050년 기준 GDP 대비 국가채무비율 반응은 재정조정 시나리오별로 큰 차이를 보였다.

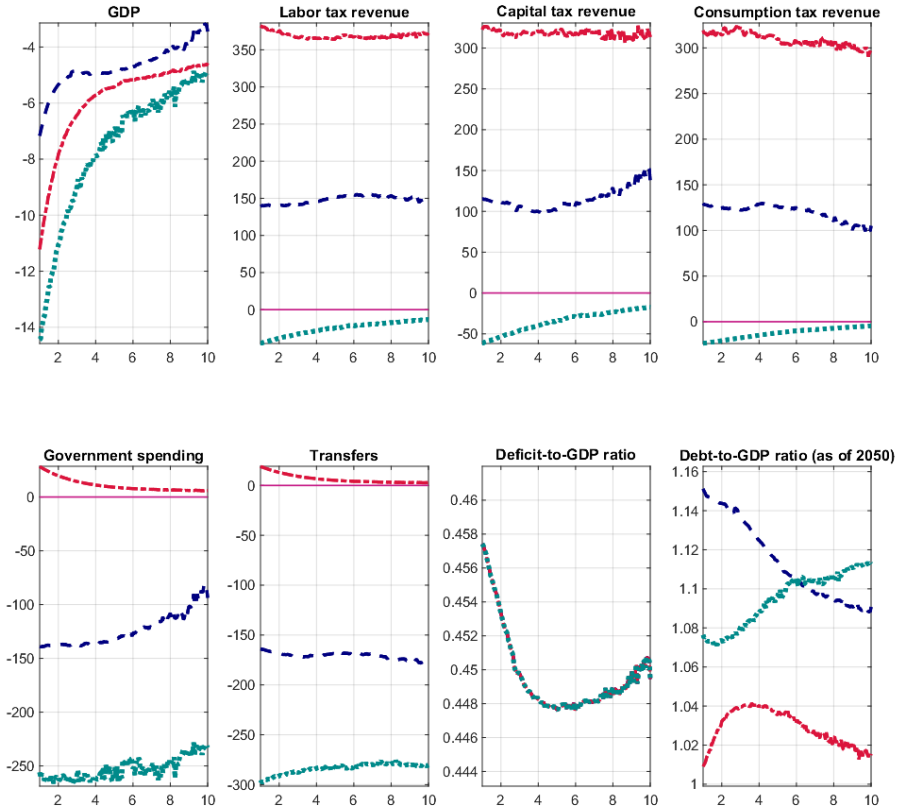
- 모든 재정변수가 조정되는 경우 2050년 국가채무비율은 μ가 증가함에 따라 감소하는 것으로 나타났다.

- 반면 지출 항목만 조정되는 시나리오 하에서는 2050년 국가채무비율이 μ가 증가함에 따라 같이 증가하는 패턴을 보였다.

– 세입 변수만 재정조정 과정을 담당할 경우에는 역 U-자(inverted U-shape)의 패턴이 관측되어, μ가 작을 때는 μ와 함께 증가하다가 일정 수준을 넘어선 μ에 대해서는 μ의 증가에 따라 감소하는 것으로 나타났다.

○ 이러한 결과로부터 도출할 수 있는 강건한 결론은 μ를 증가시키는 것이 한국형 재정준칙 도입으로 인한 GDP에의 부정적 효과를 줄이는 방안이 될 수 있다는 점이다.

<그림 16> 대안적 재전건전성 반응도에 따른 효과, 재정변수 조정 시나리오별 비교



주1) 각 그림에서 점선, 1점 쇄선 및 괘선은 각각 모형으로부터 도출된 모든 재정변수 조정 시나리오, 세입 조정 시나리오 및 지출 측면 조정 시나리오 하에서의 전망치를 나타냄.

주2) 마지막 그림을 제외하고 y축은 2027~2050년간 국회예산정책처 장기 재정전망치로부터의 퍼센트((%) 차이의 누적치를 의미하며, 마지막 그림에서의 y축은 2050년 해당 전망치로부터의 차이를 의미함.

주3) 각 그림에서 x축은 $\mu > 1$를 나타냄.

5. 대안적 재정건전성 반응도의 함의: 잠재적 비용

❑ 기존 문헌 가운데 재정정책 자체가 거시경제 변동성의 중요한 원인이라는 결론을 보고하고 있는 연구가 존재한다.

○ 이러한 논문의 대표적 예로는 Levinson(1998), Fatás and Mihov(2003) 및 Fatás and Mihov(2006) 등을 들 수 있다.

○ 이와 같은 논의를 본고에 적용시키기 위해 식 (32)~(36)에 나와 있는 재정변수 동학을 자세히 살펴보면 다음과 같이 정리할 수 있다.

– 재정변수의 자기회귀(autoregressive) 항을 제외하면, 각 재정변수 동학은 다음의 세 가지 요소로 구성되어 있다: (1) 현기의 GDP에 반응하는 자동안정화 장치; (2) 지난기의 국가채무비율에 반응하는 항; (3) 재량적 재정정책 충격.

– 이 가운데 처음 두 항목은 구조적(structural) 재정정책 항목으로써 재정변수들을 거시경제 및 재정건전성 상황에 따라 자동적으로 변하게 하는 역할을 한다는 점에서 마지막 재량적 정책 항목과 차별화를 지닌다.

❑ 흥미로운 점은 이 두 가지의 구조적 재정정책 항목이 거시경제 변동성에는 정반대의 함의를 갖는다는 것이다.

○ 자동안정화 장치는 거시경제 변동성을 감소시키는 역할을 한다.

– 예를 들어 이번기의 GDP가 증가하면 식 (32)~(36)에서 지출 항목은 감소하고 세율들은 증가하게 되며, 이는 다음기 GDP를 감소하는 방향으로 작용하여 GDP 변동성이 지나치게 커지는 것을 방지해 준다.

○ 이와는 반대로 재정변수가 지난기 국가채무비율에 반응하는 항목은 재정정책을 더욱 경기순응적(procyclical)으로 만듦으로써 거시 변동성을 증가시키는 방향으로 작용할 가능성이 크다.

– 이러한 현상의 이면에는 GDP 대비 국가채무비율이 경기역행적(countercyclical)이라는 이유가 있다.

- 예를 들어 경기후퇴(recession) 기간 동안에는 정부가 확장적 재정정책을 통해 경기후퇴를 막으려는 경향성이 존재하는데, 이러한 확장적 재정정책으로 인해 증가하는 국가채무가 감소하는 GDP와 결합하여 국가채무비율은 상승한다.

- 이 때 국가채무비율의 상승은 식 (32)~(36)을 통해 다음기의 정부 지출 항목을 줄이게 하고 세율 항목은 상승시키게 되며, 이는 현재 발생하는 경기후퇴를 향후 더욱 심화시키는 방향으로 작용하게 되는 것이다.

❑ 앞 절에서 제시한 μ 증가에 대한 장점에도 불구하고, 이와 같은 재정정책의 특성은 μ를 증가시키는 것에 대한 잠재적 비용을 보여준다.

○ μ의 증가는 재정정책 가운데 경기순응적 항목에 대한 가중치의 증가를 의미하며, 이는 경기변동성을 증가시킬 수 있는 요인이 된다.

- 위에서 언급한 기존 문헌의 주장대로 재정정책 자체가 경기변동성 증가의 한 요인이 되는 것이다.

○ 이러한 측면을 살펴보기 위해 다음과 같은 비조건부(unconditional) 시뮬레이션을 실시하여 μ값에 따라 주요 모형 변수의 변동성이 어떻게 변화하는지 시산한다.

- $\mu \in [1,10]$에 대해 모형의 13개 외생적 충격 시퀀스에 대해 임의로 200기 동안의 충격을 생성한 후, 처음 100기는 결과가 초기값에 의존하는 경향을 방지하기 위해 버린 후 나머지 100기 충격으로만 모형의 주요 변수를 시산하고 그 표준편차를 구한다.

- 이러한 과정을 500번 반복하여 얻은 모형 변수의 표준편차의 평균을 구하여 결과를 시산한다.

❑ 이와 같은 방식으로 시산된 μ값의 변화에 따른 모형의 주요변수---GDP, 인플레이션율, 재정수지 적자, 국가채무---의 표준편차는 <그림 17>에 보고되어 있다.

○ 이 그림에서 제시된 것처럼 μ의 증가에 따른 변동성에의 순영향도 존재하며, 특히 μ가 증가할 때 국가채무의 변동성 감소가 두드러진다.

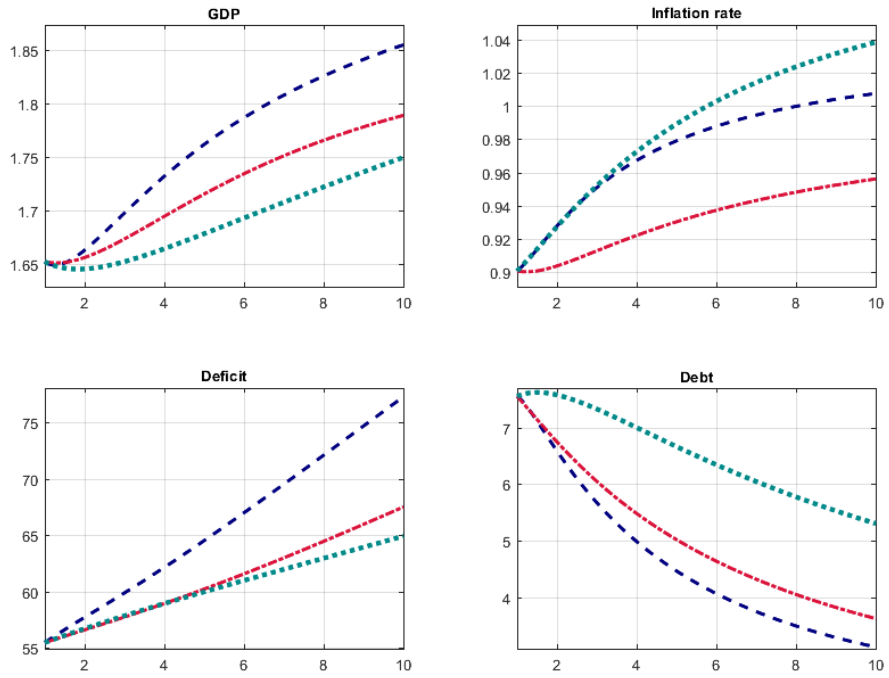
- 이러한 결과는 재정조정 시나리오에 관계없이 나타난다.

○ 그러나 위에서 예측한 바대로 μ의 증가에 따라 GDP, 인플레이션율 및 재정수지 적자의 변동성은 증가하는 경향성이 관측되어 μ의 증가가 거시경제 변동성을 증가시키는 잠재적 비용을 보여주고 있다.

- 이러한 결과는 모든 재정조정 시나리오에 대해 공통적으로 나타난다.

- 통상적인 뉴케인지안 모형에서 사회 후생 손실(welfare loss)이 GDP와 인플레이션율 분산의 가중합으로 정의된다는 측면에서, 이와 같은 결과는 μ가 증가함에 따라 사회 후생상 손실 또한 커질 수 있다는 점을 시사한다.

<그림 17> 대안적 재전건전성 반응도에 따른 모형 변수의 비조건부 표준편차, 재정변수 조정 시나리오별 비교



주) 각 그림에서 점선, 1점 쇄선 및 괘선은 각각 모형으로부터 도출된 모든 재정변수 조정 시나리오, 세입 조정 시나리오 및 지출 측면 조정 시나리오 하에서의 전망치를 나타냄.

V. 맺음말

1. 한국형 재정준칙의 거시경제효과 분석을 위한 동태확률일반균형모형 구축

❑ 실증분석 방법론 및 결과 요약

○ 한국형 재정준칙의 거시경제효과 분석을 위한 동태확률일반균형모형 구축

– 이러한 모형의 모수를 2000년~2019년 한국 및 미국 시계열을 이용하여 추정하여 신뢰할 만한 모수 식별

○ 기 구축된 모형을 바탕으로 한국형 재정준칙이 향후 거시경제에 미치게 될 영향력 시산 및 다양한 정책 실험 시행

– 2020년부터 2050년까지 한국형 재정준칙 만족을 위해 요구되는 외생적 재정충격을 식별하고, 이러한 충격이 경제에 도달시 GDP 및 재정변수에 미치는 영향과 재정건전성에 가지는 함의를 도출

– 모형에 근거한 예측치를 바탕으로 한국형 재정준칙이 만족되기 위해 2027~2050년간 국회예산정책처 발간 “2020 NABO 장기재정전망”상의 향후 재정변수 추계치가 얼마나 수정되어야 할지 시산

– 이러한 충격 발생시 재정당국이 GDP 대비 국가채무비율에 반응하는 정도가 데이터로부터 추정한 수준에서 변하지 않는 경우와 그보다 높아진 경우 등을 고려하여 각각의 경우에 향후 예상되는 거시경제적 영향이 어떻게 변화하는지 모형에 근거하여 예측

– 실증분석 결과 한국형 재정준칙의 부과에 따라 향후 상당한 정도의 긴축적 재정변수의 운용(세입 증가 및 재정지출 항목 감소)이 요구되며, 이는 중·장기적 국가채무비율을 감소시키는 재정건전성 측면에서의 긍정적 영향도 존재하나 GDP에 음(-)의 영향을 미쳐 경제성장률을 하락시키는 부정적 영향 또한 나타내는 것으로 분석되었

음

- 이와 같은 효과는 재정당국이 재정준칙 만족을 위해 어떠한 재정변수를 사용하느냐에 따라, 그리고 재량적 재정정책만을 사용할 것인지 아니면 재정변수를 국가채무비율에 더욱 긴밀하게 연동되도록 하는 정책과 함께 운용할 것인지 등에 따라 달라질 수 있음

2. 실증분석 결과의 의의

❑ 한국형 재정준칙의 효과 분석

○ 한국형 재정준칙이 향후 거시경제 및 재정소요에 미칠 영향에 대한 체계적인 분석의 시발점이 될 수 있다는 의의를 지님

- 현재까지 이러한 준칙의 향후 거시경제 효과에 대한 모형에 기반한 구조적인 분석은 전무한 실정임

- 본고에서는 미시적 기초를 바탕으로 경제주체들이 최적화를 하는 일반균형모형을 설정하고 이를 통해 한국형 재정준칙이 미래 우리 경제에 미칠 영향을 모형에 근거하여 체계적으로 분석

- 본고의 방법론 및 예측치는 향후 후속 연구의 참고자료가 될 수 있을 것으로 기대함

○ 설정된 모형을 바탕으로 다양한 정책실험 가능

- 본고에서 고려한 정책 시나리오뿐만 아니라 모형의 구조적 모수 및 외생적 충격에 다양한 가정을 도입하여 한국형 재정준칙 관련 향후 우리 경제에 중요해질 것으로 생각되는 이슈들에 대한 분석 가능

○ 예산안 수립시 한국형 재정준칙 도입이 미칠 영향에 대한 구체적인 수치를 제공함으로써 향후 재정정책 분석 및 정책 수립의 기초자료로 활용 가능

3. 향후 연구과제

❑ 모형의 추가적 확장 필요성

○ 본 연구의 모형에서는 국가부도(sovereign default)가 반영되어 있지 않으나, 재정당국이 재정건전성을 관리하는 주요한 목적 가운데 하나는 이러한 국가부도 위험을 방지하고자 하는 데 있음

- 재정준칙 도입의 편익 가운데 중요한 부분은 재정건전성 확보를 통해 국가부도 확률 및 국가채무비율 상승에 따른 경제성장 저해 효과를 감소시키는 데 있음

- 본 연구에서 설정된 모형은 선형(linear) 모형으로써, 국가채무비율 수준에 따른 경제에 미치는 부정적 효과 등의 비선형성(non-linearity)을 반영하기 어려움

- 따라서 본 연구에서 보고한 재정준칙 도입으로 인한 국가채무비율 감소는 그 자체로도 중요할 수 있지만 채무 감소 자체로 인한 경제에의 순영향 및 국가부도 확률 감소 효과까지는 포착하기 힘든 단점이 있음

- 이를 위해 기 구축된 모형을 향후 국가부도확률을 명시적으로 고려할 수 있도록 비선형 모형으로 확장할 필요

○ 본 연구에서는 특정한 조합의 재정조정 과정을 분석하였으나, 이 외에도 다른 조합을 통해 한국형 재정준칙을 만족하는 경우를 상정할 수 있음

- 이는 논의의 단순화를 위한 선택일 뿐이며, 이 외에도 다양한 재정조정 과정의 조합이 있을 수 있음

- 예를 들어 세율변수와 함께 이전지출만 조정하여 재정준칙을 달성하는 경우 등이 있으며, 이러한 각각의 조합이 거시경제 및 재정변수에 미치는 영향을 분석하는 것도 의미가 있을 것임

참고문헌

Adolfson, M., S. Laseen, J. Linde, and M. Villani (2007): "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-through," *Journal of International Economics*, 72, 481-511.

Calvo, G. (1983): "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.

Choi, J. and J. Hur (2015): "An Examination of Macroeconomic Fluctuations in Korea Exploiting a Markov-switching DSGE Approach," *Economic Modelling*, 51, 183-199.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans (2005): "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 113, 1-45.

Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz (1977): "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *American Economic Review*, 67, 297-308.

Elekdag, S., A. Justiniano, and I. Tchakarov (2006): "An Estimated Small Open Economy Model of the Financial Accelerator," *IMF Staff Papers*, 53, 219-241.

Erceg, C. J., D. W. Henderson, and A. T. Levin (2000): "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, 46, 281-313.

Fatas, A. and I. Mihov (2003): "The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion," *Quarterly Journal of Economics*, 118, 1419-1447.

——— (2006): "The Macroeconomic Effects of Fiscal Rules in the US States," *Journal of Public Economics*, 90, 101-117.

Guerron-Quintana, P. (2013): “The Economics of Small Open Economies,” *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, Q4, 9-18.

Hur, J. and W. Rhee (2020): “Multipliers of Expected vs. Unexpected Fiscal Shocks: The Case of Korea,” *Economic Modelling*, 85, 244-254.

International Monetary Fund (2017): “Fiscal Rules Dataset: 1985-2015. Technical Report,” Washington, DC.

Justiniano, A. and B. Preston (2010): “Monetary Policy and Uncertainty in an Empirical Small Open-Economy Model,” *Journal of Applied Econometrics*, 25, 93-128.

Lepper, E. M. (1991): “Equilibria Under Active and Passive Monetary and Fiscal Policies,” *Journal of Monetary Economics*, 27, 129-147.

Leeper, E. M., M. Plante, and N. Traum (2010): “Dynamics of Fiscal Financing in the United States,” *Journal of Econometrics*, 156, 304-321.

Leeper, E. M., N. Traum, and T. B. Walker (2017): “Clearing Up the Fiscal Multiplier Morass,” *American Economic Review*, 107, 2409-2454.

Levinson, A. (1998): “Balanced Budgets and Business Cycles: Evidence from the States,” *National Tax Journal*, 51, 715-732.

Ministry of Economy and Finance (2020): “The Adoption of the New Fiscal Rule for Korea for Fiscal Sustainability (in Korean),” In Press Release on October 5th.

Obstfeld, M. and K. S. Rogoff (1996): “Foundations of International Macroeconomics,” Cambridge, MA: MIT press.

Sims, C. A. (2002): “Solving Linear Rational Expectations Models,” *Journal of Computational Economics*, 20, 1-20.

Smets, F. and R. Wouters (2007): “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, 97, 586-606.

Zubairy, S. (2014): “On Fiscal Multipliers: Estimates from a Medium Scale DSGE Model,” *International Economic Review*, 55, 169-195.

부록 A. 추정에 사용한 데이터

❑ 부록의 본 장에서는 본 연구에서 구축된 동태확률일반균형 모형 모수의 추정에 사용된 데이터에 대해 설명한다.

○ 모형의 구조적 모수는 2000년 1분기부터 2019년 4분기까지의 한국과 미국 데이터를 사용하여 추정한다.

– 미국 데이터는 세계경제 상황에 대한 프록시 변수로 사용한다.

○ 구체적으로 각 데이터는 다음과 같이 정의된다.

– GDP = log(2차 시간추세를 제거한 1인당 실질 GDP) × 100.

– 소비 = log(2차 시간추세를 제거한 1인당 실질 소비) × 100.

– 투자 = log(2차 시간추세를 제거한 1인당 실질 투자) × 100.

– 소비세 수입 = log(2차 시간추세를 제거한 1인당 실질 소비세 수입) × 100.

– 노동세 수입 = log(2차 시간추세를 제거한 1인당 실질 노동세 수입) × 100.

– 자본세 수입 = log(2차 시간추세를 제거한 1인당 실질 자본세 수입) × 100.

– 정부지출 = log(2차 시간추세를 제거한 1인당 실질 정부지출) × 100.

– 이전지출 = log(2차 시간추세를 제거한 1인당 실질 이전지출) × 100.

– 인플레이션율 = log(CPI/CPI(-4)) × 100.

– 명목이자율 = 콜금리 익일물/4.

– 세계 GDP = log(2차 시간추세를 제거한 미국 1인당 실질 GDP) × 100.

- 세계 인플레이션율 = log(미국 CPI/미국 CPI(-4)) × 100.

- 세계 명목이자율 = 미국 연방기금금리/4.

○ 위의 변수 구성시 우리나라의 모든 수준(level) 데이터는 명목 시계열을 이용하였다.

- 이러한 변수를 해당국의 GDP 디플레이터와 인구로 나눠서 1인당 실질변수로 변환하였다.

- 한국 재정 데이터는 원 시계열이 계절조정이 되지 않았으며, 따라서 X-13-ARIMA 방식을 사용하여 계절조정 하였다.

- 미국의 수준 데이터는 실질변수를 사용하였다.

○ 원 시계열의 정의 및 출처는 다음과 같다.

- 명목 GDP: 국내총생산(계절조정, 명목, 분기), 한국은행 경제통계시스템.

- 명목 소비: 가계의 최종 소비지출(계절조정, 명목, 분기), 한국은행 경제통계시스템.

- 명목 투자: 총 고정자본형성(계절조정, 명목, 분기), 한국은행 경제통계시스템.

- 명목 소비세 수입: 재화 및 용역에 대한 수입(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.

- 명목 노동세 수입: 소득세(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털 + 재산세/2(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.

- 명목 자본세 수입: 법인세(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털 + 재산세/2(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.

- 명목 정부지출: 재화 및 용역에 대한 지출(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털 + 자본지출(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.

- 명목 이전지출: 보조금 및 경상이전(계절 미조정, 명목, 분기), 국가통계포털.

- CPI: 소비자 물가지수(계절조정, 2010=100, 분기), 한국은행 경제통계시스템.

부록 B. 모형의 추정 결과

❑ 본 장은 모형 모수의 추정 결과에 대해 자세히 서술한다.

○ <그림 18>과 <그림 19>에는 추정된 모수의 trace plot이 제시되어 있다.

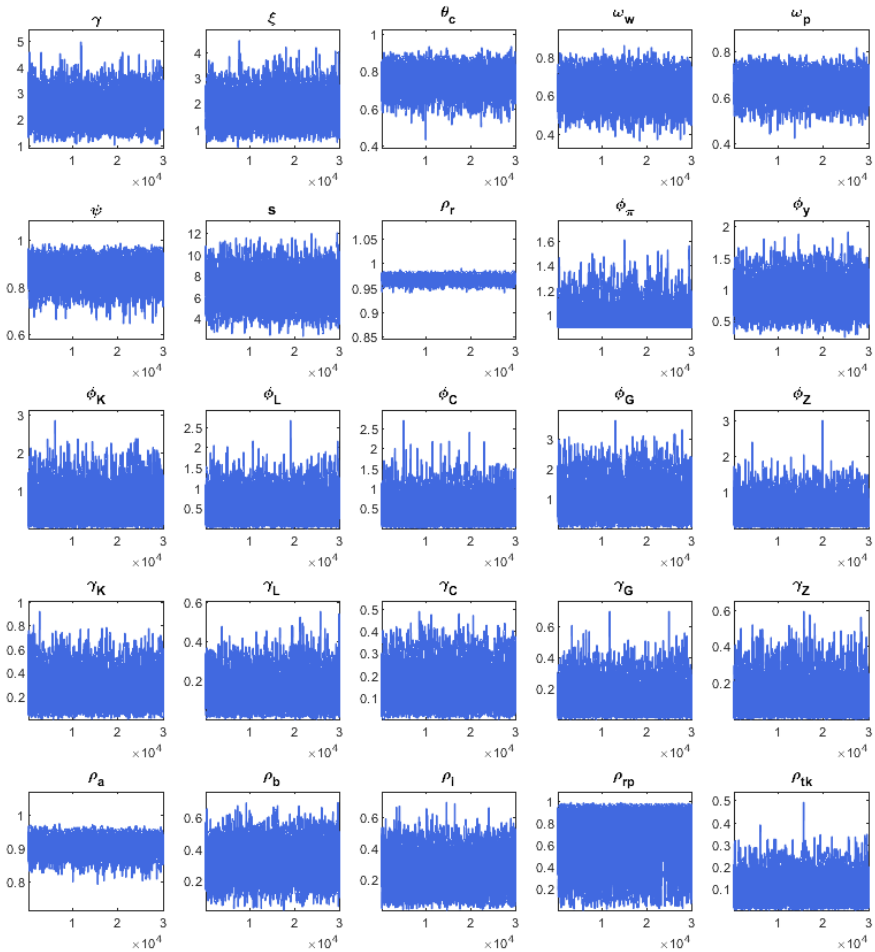
- 이 그림에서 나타난 것처럼 모수들은 전반적으로 각각의 사후분포에 잘 수렴하고 있는 것으로 보인다.

○ <그림 20>과 <그림 21>에는 추정된 모수의 사전분포와 사후분포를 비교하고 있다.

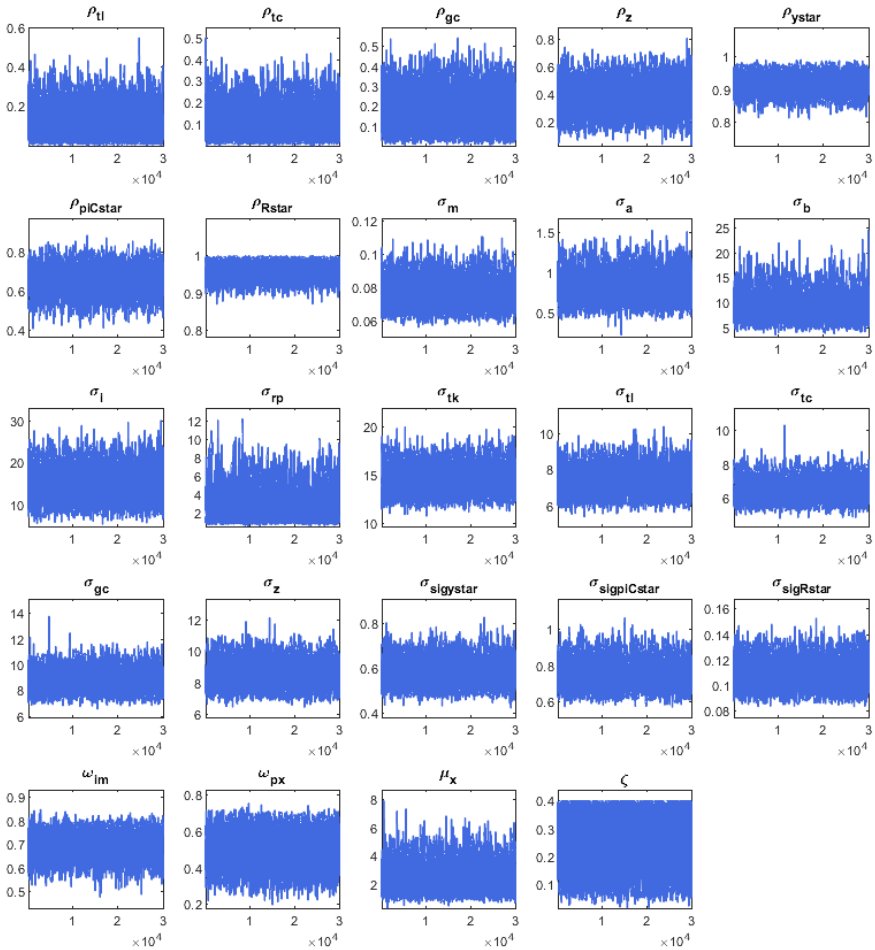
- 대부분의 그림에서 사후분포는 사전분포와 다른 것으로 나타났다.

- 이는 대부분의 모수에 대해 데이터가 모수 식별에 유의한 정보를 주는 것으로 해석할 수 있다.

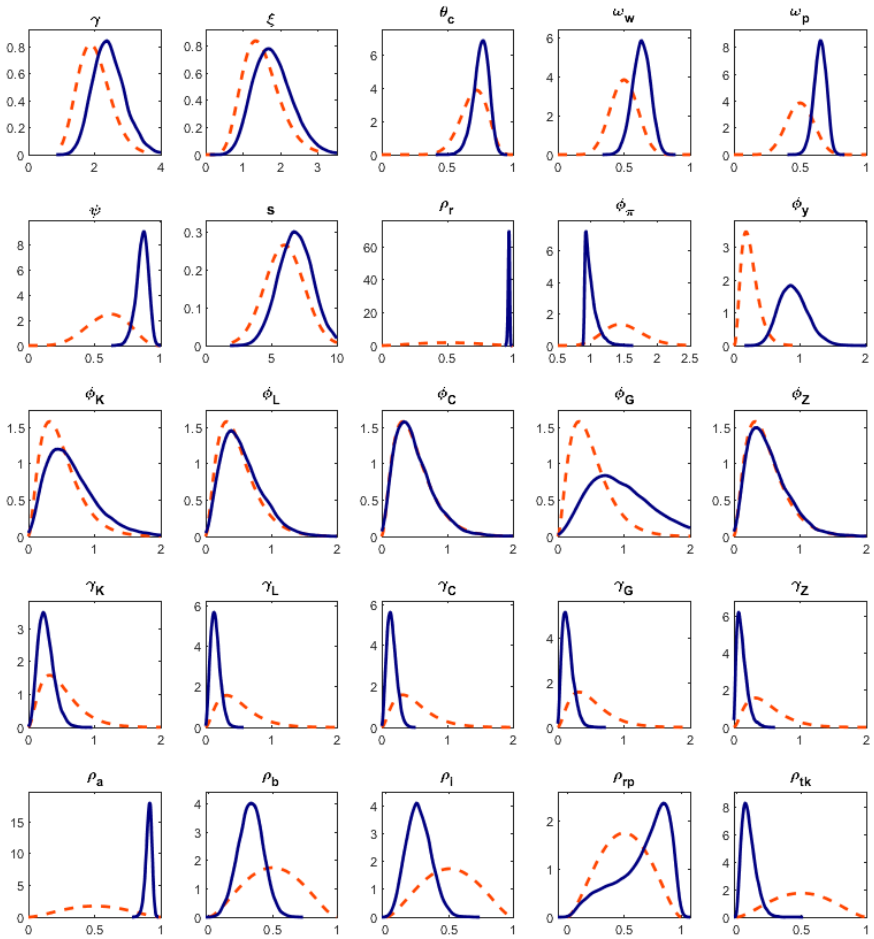
<그림 18> 모형의 추정된 모수의 trace plot 1



<그림 19> 모형의 추정된 모수의 trace plot 2

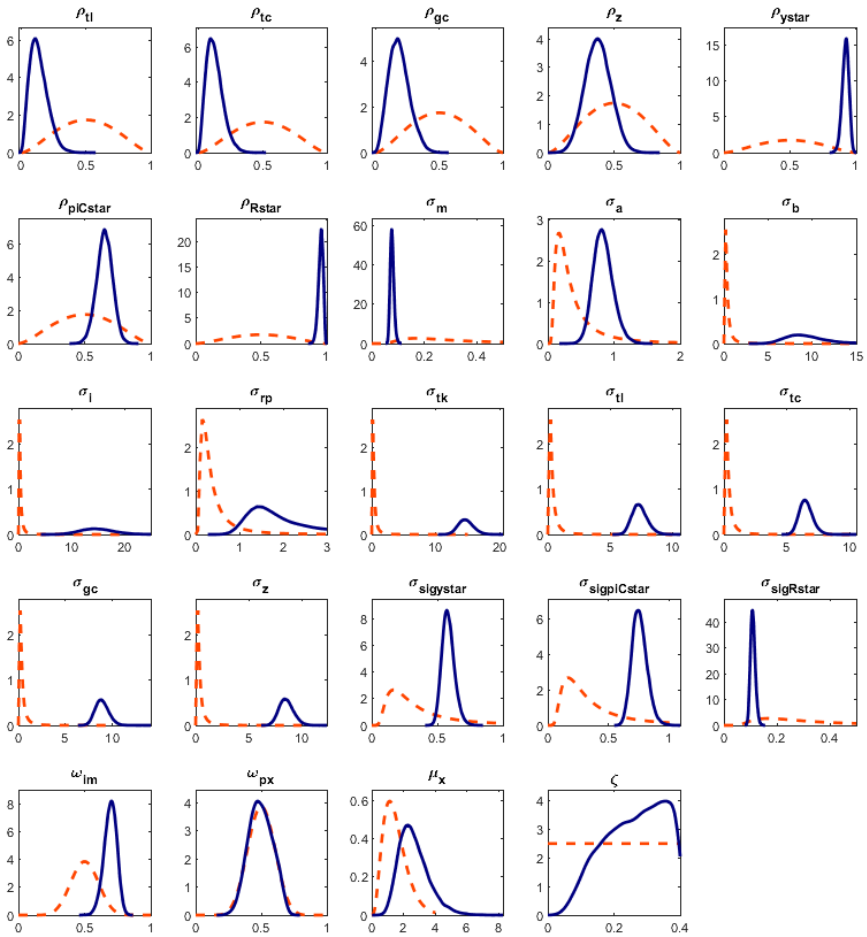


<그림 20> 모형의 추정된 모수의 사전분포와 사후분포 1



주) 각 그림에서 점선 및 실선은 해당 모수의 사전분포 및 사후분포를 나타냄.

<그림 21> 모형의 추정된 모수의 사전분포와 사후분포 2



주) 각 그림에서 점선 및 실선은 해당 모수의 사전분포 및 사후분포를 나타냄.