

# 재정정책의 장기효과 분석

2020. 12

주상영·류덕현·김형우

한국조세재정연구원

세종특별자치시 시청대로 336  
TEL: 044-414-2114(代), www.kipf.re.kr

 한국조세재정연구원  
KOREA INSTITUTE OF PUBLIC FINANCE

# 재정정책의 장기효과 분석

2020. 12

주상영·류덕현·김형우

본 보고서는 한국조세재정연구원의 의뢰로 외부 연구진이 작성하였으며, 본원의 공식 의견이 아님을 밝힙니다.

I. 서론	1
II. 한국경제의 구조적 취약성 진단	3
1. 수요와 분배 측면의 취약성	4
2. 인구구조 및 공급 측면의 취약성	11
III. 한국경제의 잠재성장률 추정	18
1. 잠재 GDP와 기존의 추정 방법론	19
(1) 오쿤의 잠재 GDP	19
(2) 시계열 단일 변수 필터 방법	20
(3) 생산함수 접근 방법	23
2. 다변량 필터 추정 방법론	24
3. 한국의 잠재 GDP 추정	28
IV. 재정정책의 효과: DSGE 모형과 VAR 추정	33
1. 거시경제 이론 모형	34
(1) 가격경직성하의 기업 의사결정	34
(2) 임금경직성하의 가계 의사결정	36
(3) 화폐정책, 재정정책, 시장청산 조건	37
(4) 시뮬레이션 분석 결과	38
2. 계량경제 모형과 추정 결과	40
(1) 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용한 재정정책의 효과 분석 방법	40
(2) 자료 설명	42
(3) 충격반응함수(IRF)를 이용한 분석	43
(4) 중앙은행과의 공조 필요성	52

---

---

V. 장기적 경제 성장을 위한 재정정책의 역할 .....	55
1. 재정정책의 효과에 기존의 연구: 재정승수를 중심으로 .....	56
2. 확장적 재정정책의 필요성 및 여건 분석 .....	63
VI. 결론 및 정책시사점 .....	75
참고문헌 .....	78

---

## 표목차

---

〈표 II-1〉 연령집단별 인구 구성 비율: 1960~2067년 .....	13
〈표 II-2〉 한국경제의 성장 요인 .....	15
〈표 III-1〉 모형에 사용한 파라미터의 추정 .....	32
〈표 IV-1〉 사용된 파라미터 값(분기) .....	38
〈표 IV-2〉 통화정책 기조 관련 파라미터 값(분기) .....	39
〈표 V-1〉 1년 누적 지출승수 요약통계: 34개 선행연구(선형적 접근)의 주요 결과 ..	57
〈표 V-2〉 VAR 모형에 의한 재정승수 추정 결과 .....	59
〈표 V-3〉 재정지출 승수의 국가 간 비교 .....	60
〈표 V-4〉 비선형 접근에 의한 누적 재정승수 추정치 .....	62
〈표 V-5〉 국내총생산 대비 국가채무 및 이자지급 .....	70
〈표 V-6〉 재정지출의 자기조달을 가능하게 하는 실질이자율 상한 .....	73

---

## 그림목차

---

[그림 II-1] GDP 대비 민간소비 비중	4
[그림 II-2] OECD 주요 선진국의 GDP 대비 민간소비지출 비중	5
[그림 II-3] OECD 주요 선진국의 GDP 대비 투자지출 비중	6
[그림 II-4] GDP 대비 민간투자 비중	7
[그림 II-5] GDP 대비 민간지출(민간소비+민간투자) 비중	7
[그림 II-6] 가계소득분배율 추이 : 1995~2017년	8
[그림 II-7] OECD 주요국의 GNI 대비 가계본원소득 비중: 1995~2016년	9
[그림 II-8] 한국경제의 수출입 비중	10
[그림 II-9] 세계 GDP에서 세계 교역량이 차지하는 비중	11
[그림 II-10] 한국의 총인구 및 인구성장률: 1960~2067년	12
[그림 II-11] 한국의 핵심노동인구(25~54세): 2000~2030년	13
[그림 II-12] 한국경제의 자본산출계수: 1990~2017년	14
[그림 II-13] 한국경제의 성장 요인	16
[그림 III-1] 잠재 GDP 수준과 성장률과 GDP 갭에 대한 충격	25
[그림 III-2] GDP 갭과 인플레이션	29
[그림 III-3] 잠재성장률과 실제 성장률	30
[그림 III-4] GDP 갭, 실업률 갭, 가동률 갭과 인플레이션	31
[그림 IV-1] 재정정책 시뮬레이션 결과	40
[그림 IV-2] 거시경제 데이터	42
[그림 IV-3] 재정정책의 실질 GDP에 대한 효과	43
[그림 IV-4] 재정정책의 실질 Private GDP에 대한 효과	44
[그림 IV-5] 재정정책의 실질소비에 대한 효과	45
[그림 IV-6] 재정정책의 실질민간투자에 대한 효과	45
[그림 IV-7] 재정정책의 무역수지에 대한 효과	46
[그림 IV-8] 재정정책의 실질환율에 대한 효과	47

---

---

[그림 IV-9] 재정정책의 실질이자율에 대한 효과 .....	48
[그림 IV-10] 재정정책의 민간소비에 대한 효과 .....	49
[그림 IV-11] 재정정책의 민간투자에 대한 효과 .....	50
[그림 IV-12] 재정정책의 국제수지에 대한 효과 .....	51
[그림 IV-13] 재정정책의 원화환율에 대한 효과 .....	51
[그림 IV-14] 재정정책의 달러환율에 대한 효과 .....	52
[그림 IV-15] 통화정책의 민간지출에 대한 효과 .....	53
[그림 IV-16] 통화정책의 대외부문에 대한 효과 .....	54
[그림 V-1] 시장금리 추이(명목): 2000~2019년 .....	64
[그림 V-2] 근원인플레이션 추이: 2000.1~2019.12 .....	65
[그림 V-3] 장단기 금리 추이: 2018.1~2019.12 .....	66
[그림 V-4] 한국의 재정수지 .....	67
[그림 V-5] 일반정부의 순금융자산 .....	67
[그림 V-6] 한국경제의 명목 성장률과 금리 추이 .....	69
[그림 V-7] 확장적 재정정책 시나리오와 국가채무비율 .....	70

---



---

# I. 서론

---

한국경제의 성장률이 조금씩 낮아지고 있다. 글로벌 금융위기를 기점으로 세계교역 증가율 및 성장률이 둔화되고 있는데다, 수출의존도가 높은 중국 경제의 성장 둔화가 부정적인 영향을 미치고 있다. 국내 요인으로는 인구구조의 문제를 지적하지 않을 수 없다. 총인구가 5,200만명을 넘지 못하고 한 동안 정체하다가 감소할 전망이며, 가장 생산성이 높은 25~54세 핵심노동인구는 이미 10년 전부터 감소하고 있다. 인구 감소는 수요와 공급 측면에서 모두 성장을 제약하는 요인으로 작용한다. 가계부채의 문제도 부정적인 영향을 미치고 있다. 지난 십여 년 동안 소득에 대비한 가계부채의 수준이 가파르게 상승하여 민간소비가 제약을 받을 수밖에 없는 상황에 놓였다. 소비가 구조적으로 부진한 상태에서는 외부 요인의 획기적 개선이 없는 한 민간투자의 활성화를 기대하기 힘들다.

한국경제는 1인당 국민소득 3만달러를 돌파하자마자 여러 역풍을 안고 가야 하는 상황에 놓이게 되었다. 역풍을 이겨내기 위해서는 각 부문의 구조개혁을 추진해야 함은 물론이거니와 통화정책과 재정정책 등 거시경제정책을 적절히 활용해야 할 것이다. 물론 한국보다 앞서간 주요 선진국들도 최근에는 성장세가 크게 둔화되고 있다. 글로벌 금융위기 이후 미국을 위시한 주요 선진국들은 완화적인 통화정책과 재정정책을 동원하여 대응함으로써 어느 정도 성과를 거두었으나 예전과 같은 성장추세를 회복하지는 못하고 있다. 통화정책의 경우, 양적 완화와 같은 비전통적인 수단이 경기가 급락하는 것을 막는 데 일정한 성과를 거두기는 했지만 추가적인 완화 조치를 취할 수 있는 공간은 점점 좁아졌다. 그런데 글로벌 금융위기는, 그 이전에는 통화정책에 비해 상대적으로 주목을 덜 받았던 재정정책의 역할을 재조명하는 계기가 되었다.

사실 한국의 경우에는 외환위기나 글로벌 금융위기 같은 큰 충격이 발생

하였을 때를 제외하면 재정의 적극적인 역할이 강조되지 않았다. 그러나 현재와 같이 수요·분배·공급 측면에서 질적 전환을 시도할 시기에는 단순한 경기 안정화 차원을 넘어서는 적극적인 재정정책이 필요하다. 인구 요인 하나만으로도 구조적 장기침체(secular stagnation)에 이를 수도 있다는 우려를 감안하면, 결국 국가 차원에서 재정을 어떻게 적절히 활용하는지가 중장기적 성과를 좌우하는 관건이 될 것이다. 특히 산업정책과 각종 구조개혁 과제를 추진하는 데 재정이 적절히 활용된다면 잠재성장률을 제고하는 데 도움을 줄 것으로 기대할 수 있다.

이 보고서는 다음과 같이 진행된다. 제II장에서는 한국경제가 안고 있는 구조적 취약성을 수요·분배·공급 측면에서 차례대로 살펴본다. 국민소득에서 차지하는 가계소득의 비중이 하락하면서 민간부문의 지출성향이 동반 하락해 온 추세를 점검하며 총요소생산성의 하락 추세에 대해서도 논의한다. 특히, 여기서 논의하는 수요와 분배의 취약성이 제V장에서 논의하는 확장재정정책의 필요성과 연결된다. 제III장에서는 잠재성장률을 추정하는 모형을 소개하고 잠재성장률의 하락 추세를 살펴본다. 경제규모의 확대에 따라 잠재성장률이 하락하는 것은 자연스러운 현상이지만, 그 하락 속도에 대한 관심이 높아지고 있는 만큼 다양한 각도에서 잠재성장률을 평가할 필요가 있을 것이다. 이러한 GDP 갭은 과거 재정정책의 기초를 판단하는 데 일반적으로 이용되기도 한다. 제IV장에서는 총수요 확대정책의 효과에 관심을 두고 동태확률일반균형(DSGE) 모형을 추정한다, 특히 한국에서 그동안 재정정책이 어느 정도의 효과를 보여 왔는지에 중점을 두고 검토한다. 재정정책의 효과성을 제고하기 위한 통화정책과의 공조 가능성에 대해서도 언급한다. 제V장에서는 장기적 경제성장률과 잠재성장률 제고를 위해 재정정책이 중요하다는 인식 하에, 재정 확장의 가능성과 여건을 분석한다. 마지막 제VI장에서는 보고서의 주요 내용을 요약하고 정책시사점에 대해 논의한다.

---

## II. 한국경제의 구조적 취약성 진단

---

현재 한국경제는 수요·분배·공급 측면에서 모두 저성장 기조를 반전시키기 힘든 구조를 안고 있다. 먼저 수요 측면을 볼 때, GDP 대비 민간소비가 차지하는 비중이 낮은 상태가 지속되고 있으며, 기대수명의 증가로 인한 예비적 저축 동기가 강하게 작동하고 있어 상승 추세로의 전환을 쉽게 기대할 수 없는 상황이다. 일자리와 소득의 불안도 소비보다는 저축 동기를 강화시키는 요인이다. 한편 지금까지 한국경제의 장점은 GDP 대비 투자의 비중이 높은 것이었지만, 주요국과 비교할 때 투자 비중이 이미 오래전부터 높은 수준을 유지하고 있어서, 특수한 요인이 발생하지 않는 한 더 이상 올라가기 힘든 구조를 안고 있다.

분배 측면을 볼 때, 국민소득에서 가계소득이 차지하는 비중이 낮은 상태에 머무르고 있는 점도 내수 확대에 제약 요인으로 작용하고 있다. 가계소득 비중이 낮아진 만큼 기업소득 비중이 올라가고 기업부채 비율은 안정화되었지만, 내수와 외수의 위축이 미래 수익 전망을 어렵게 만들고 있기 때문에 기업 측에서도 투자보다는 저축의 동기가 강화되고 있는 것이 현실이다. 한때 외환위기가 발생한 배경으로 지목을 받았던 기업부채 비율이 안정된 반면 가계부채 비율은 급격하게 상승하였다. 가계소득의 상대적 위축과 부채 상황 부담의 증가는 내수 기반을 취약하게 만들고 있다.

한편, 공급 측면의 제약으로 늘 지적되어 온 요인은 생산성의 둔화이다. 수출의존도가 높은 한국경제는 글로벌 금융위기 이후 원화 가치의 급격하락에 힘입어 다른 주요 선진국에 비해 상대적으로 수월하게 위기를 극복하는 듯 했지만, 그 후로는 생산성 증가 추세가 크게 둔화되고 있다. 일반적으로 1인당 소득이 증가하고 소득에 대비한 자본축적 수준이 올라감에 따라 생산성 증가가 둔화되지만, 최근 들어 둔화하는 속도가 급격히 내려가고 있다. 이자율도 이러한 경향을 반영하여 지속적으로 하락하는 추세를 보이고

있다.

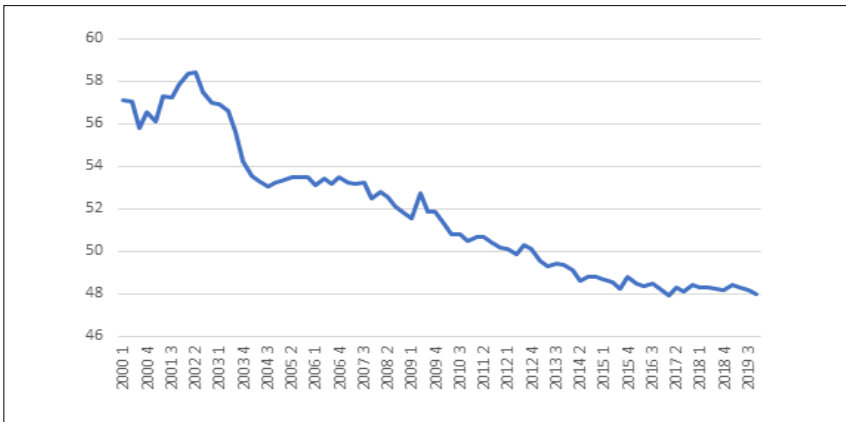
저출산·고령화 구조는 수요와 공급 측면에서 모두 한국경제의 활력을 제약하는 요인으로 작용하고 있다. 내수를 위축시키는 것은 물론이거니와 공급 측면에서 바라본 잠재성장률 전망을 어둡게 한다. 특히 생산가능인구와 핵심노동인구의 절대적 감소는 생산성 제고에도 부정적으로 요인으로 작용할 가능성이 높다.

## 1. 수요와 분배 측면의 취약성

한국경제는 1997~1998년 발생한 외환위기를 성공적으로 극복하고 재도약에 성공한 것으로 평가받고 있지만, 지난 20여 년 동안 민간 부문의 활력이 서서히 퇴조하는 문제를 드러내고 있다. 가장 두드러진 현상은 민간소비지출의 하락세이다.

[그림 II-1] GDP 대비 민간소비 비중

(단위: %)



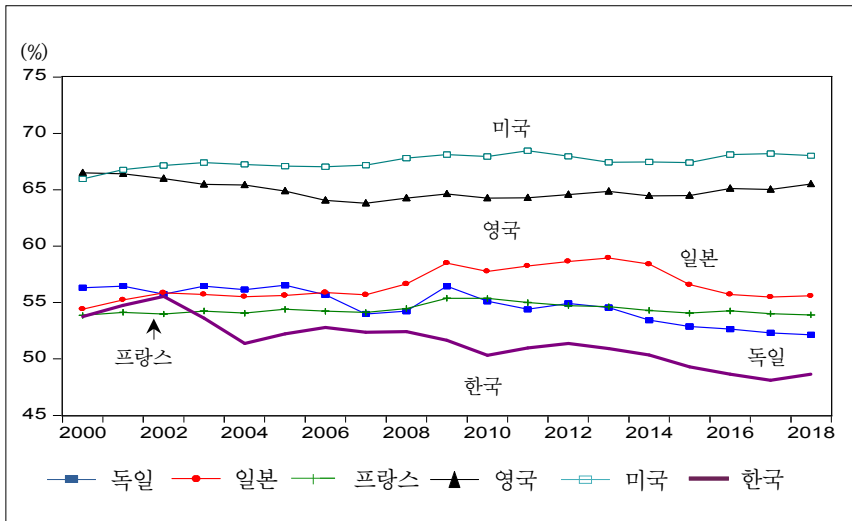
자료: 한국은행 국민계정 분기별 자료

민간소비가 국내총생산(GDP)에서 차지하는 비중은 2000년대 초반까지만 해도 50% 중후반이었지만 지속적으로 하락하여 2015년 이후에는 48%에 불

과한 수준으로 내려갔다. 주요 선진국 가운데 민간소비 비중이 높은 대표적인 국가는 미국과 영국으로서 경기변동과 무관하게 GDP 대비 60% 중후반을 기록하고 있다. 독일, 프랑스, 일본의 경우 2000년대 초반에는 한국과 같이 50% 중후반을 기록했지만, 유독 한국만 두드러진 하락세를 보였다. 독일과 일본의 경우에는 제조업 강국으로서 투자의 비중이 높기 때문에 민간소비 비중이 낮을 것이라는 추측이 가능하지만, 한국에 비해 높을 뿐만 아니라 정부소비 비중까지 합하면 차이는 훨씬 더 크다. 독일과 일본의 투자율은 생각보다 높지 않다. GDP에서 총고정자본형성(민간과 정부)이 차지하는 비중은, 독일과 일본이 20% 초중반으로 한국에 비해 훨씬 낮다. 한국의 투자율은 주요 선진국에 비해 수준 면에서는 여전히 높은 편이지만 서서히 하락하는 모습을 보이고 있다. 물론 소비처럼 하락세가 두드러진 것은 아니지만, 경제발전 단계로 볼 때 예전과 같은 높은 투자율을 계속 유지하기는 힘들어 보인다.

[그림 II-2] OECD 주요 선진국의 GDP 대비 민간소비지출 비중

(단위: %)



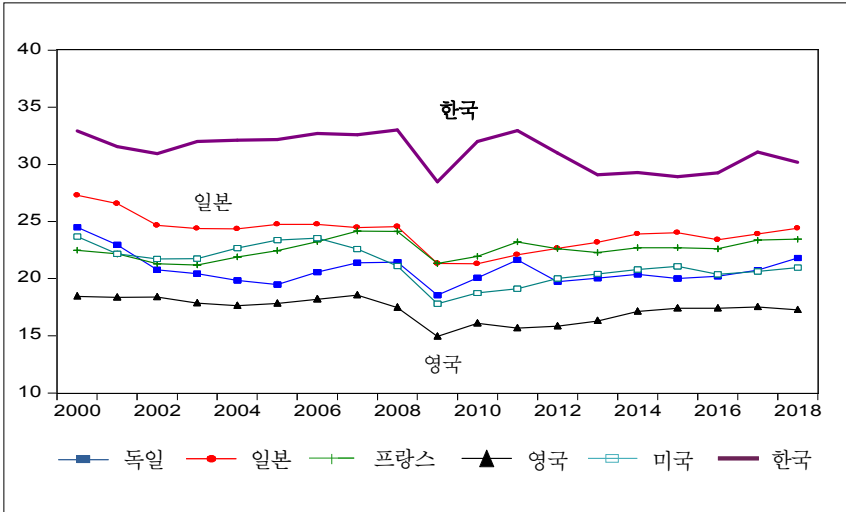
주: 1) GDP 대비 민간최종소비지출 비중(%)=민간최종소비지출/국내총생산(GDP)×100

2) 기간: 2000년~2018년, 연간자료

자료: OECD stat

[그림 II-3] OECD 주요 선진국의 GDP 대비 투자지출 비중

(단위: %)



주: 1) GDP 대비 민간최종소비지출 비중(%)=민간최종소비지출/국내총생산(GDP)x100

2) 기간: 2000년~2018년, 연간자료

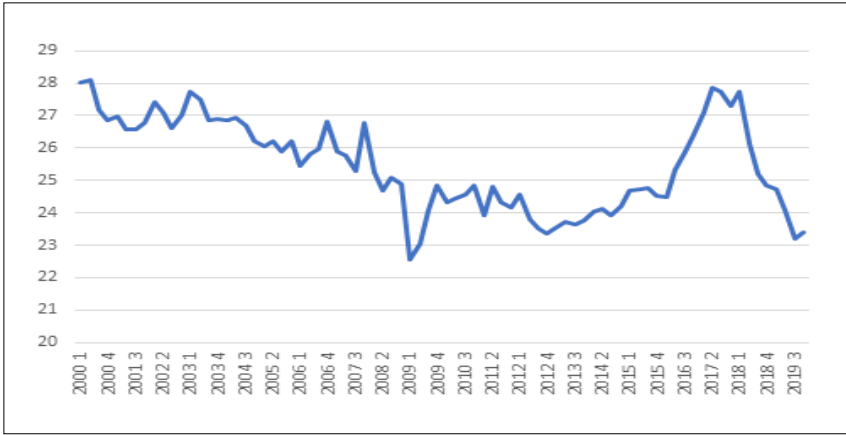
자료: OECD stat

그런데 투자 가운데 민간투자만 따로 살펴볼 때, 민간투자 역시 하락하는 추세를 확인할 수 있다. 민간투자가 GDP에서 차지하는 비중은 2000년대 초 28% 정도였으나 2010년대 초중반까지 24% 내외 수준으로 하락하였다.<sup>1)</sup> 다만 2015년 이후 다시 반등세를 보이다가 2017년에는 반도체 설비투자 급증에 따라 예전의 수준까지 올라가기도 했다. 그러나 2019년에 다시 23% 내외의 수준까지 떨어진 것을 보면 2017년을 전후로 한 투자율의 급등은 일시적이었던 것으로 볼 수 있다.

1) 친기업 정책을 편 것으로 알려진 이명박 정부의 감세 정책도 민간투자의 하락추세를 되돌리지 못하였다.

[그림 II-4] GDP 대비 민간투자 비중

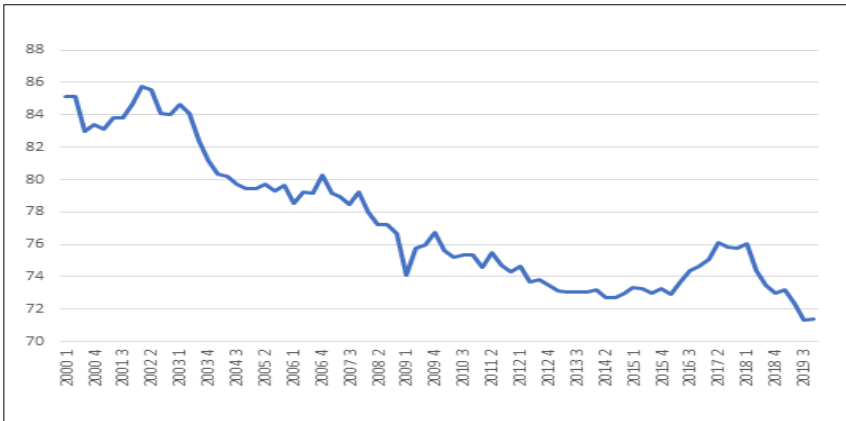
(단위: %)



자료: 한국은행 국민계정 분기별 자료

[그림 II-5] GDP 대비 민간지출(민간소비+민간투자) 비중

(단위: %)



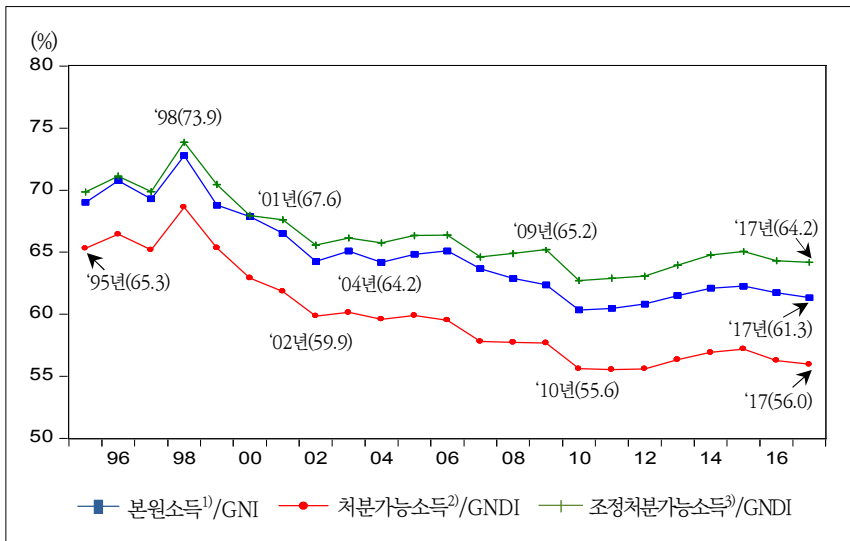
자료: 한국은행 국민계정 분기별 자료

민간소비와 민간투자를 합한 민간지출이 GDP에서 차지하는 비중은 2000년대 초 80% 중반 정도였으나 그 후 지속적으로 하락해서 2019년 현재 70% 초반까지 하락하였다. 지난 20년 동안 민간부문의 지출성향이 크게 하락했음을 확인할 수 있다.

이렇게 민간지출이 감소한 이유는 무엇일까? 먼저 민간소비의 감소 원인부터 살펴보기로 하자. 소비에 관해서는 다양한 현대 소비이론이 존재하지만, 가장 단순하게 가계소득의 변동 추이만 살펴보기로 하자. 민간소비(가계 소비)는 결국 가계의 소득으로부터 나오는 것이기 때문이다. 우선 경제주체를 가계, 기업, 정부로 구분하였을 때, 국민소득에서 가계에 돌아가는 소득의 몫을 가계소득분배율이라고 부를 수 있다. 국민소득에서 가계 부문이 시장에서 벌어들인 소득 또는 처분 가능한 소득(조세 및 사회부담금, 이전소득, 현물이전 감안)이 차지하는 비율로 가계소득분배율을 정의할 때 다음과 같은 추세를 발견할 수 있다.

[그림 11-6] 가계소득분배율 추이(1995~2017년)

(단위: %)



주: 1) 가계총본원소득=피용자보수+영업잉여+순생산및수입세+순재산소득+고정자본소모  
 2) 가계총처분가능소득=가계총본원소득+순이전소득(소득/부에 대한 경상세, 사회부담금 등)  
 3) 가계총조정처분가능소득=가계총처분가능소득+순사회적현물이전  
 \*GNI(국민총소득), GNDI(국민총처분가능소득)

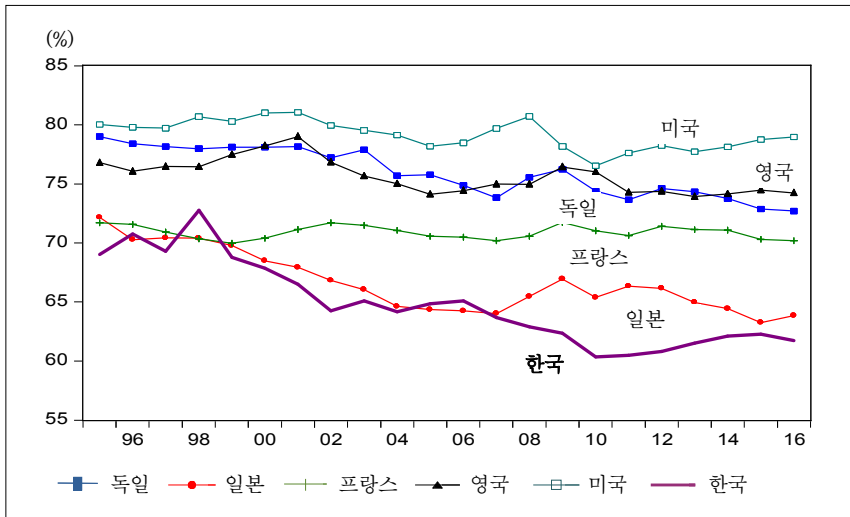
자료: 한국은행 국민계정(2010년 기준)

세 가지 가계소득분배율 지표 모두 1998년 외환위기를 기점으로 큰 폭의 하락세를 보임을 알 수 있다. 본원소득뿐만 아니라 실제 소비에 동원할 수

있는 가처분소득의 비중도 크게 줄어들었다. 가계소득분배율의 하락세는 2010년에 멈추고 미약하게나마 반등하는 모습을 보이고 있으나, 그에 상응하여 GDP 대비 소비성향이 반등하는 모습을 찾기는 힘들다. 요컨대 지난 20년 동안 가계소비가 부진하게 된 가장 근본적인 원인은 가계소득의 증가세가 부진한 데에서 찾을 수 있을 것이다.

[그림 II-7] OECD 주요국의 GNI 대비 가계본원소득 비중: 1995~2016년

(단위: %)



주: 가계총본원소득 / GNI(국민총소득) x 100  
 자료: OECD Stat.

가계소득분배율의 변화를 주요 선진국과 비교해 보자. 가장 두드러진 차이는 한국은 가계소득분배율의 수준 자체가 낮다는 점이다. 프랑스를 제외하면 한국을 비롯하여 미국, 영국, 독일, 일본의 가계소득분배율이 모두 하락하는 추세를 보여 왔지만, 특히 한국과 일본의 하락세가 더욱 두드러진다. 한국과 일본의 가계소득분배율은 1990년대 중후반 경에는 프랑스와 같은 수준이었지만 그 후 격차가 크게 벌어졌다.

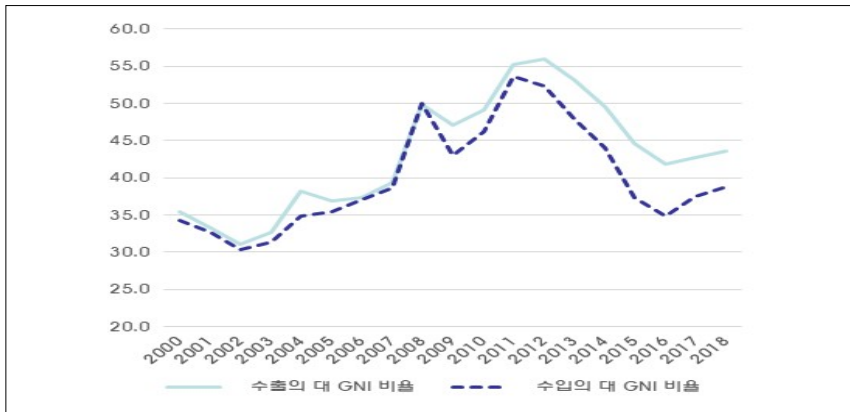
그동안 국민소득에서 정부가 차지하는 소득의 몫이 크게 변하지 않았기 때문에 가계소득분배율의 하락은 기업소득분배율의 상승을 의미한다. 한국

의 경우에 지난 20여 년간 가계소득분배율의 하락과 함께 GDP에서 민간소비가 차지하는 비중이 동반 하락하였지만, 앞에서 살펴본 대로 GDP에서 민간투자가 차지하는 비중은 기업소득분배율의 상승에도 불구하고 오히려 하락하였다.

투자 부진은 소비 부진과 무관하지 않다. 한상범·권세훈·이동진(2018)은 2002년 1분기에서 2018년 3분기까지의 분기자료를 이용한 분석에서 투자가 소비와 강한 양(+)의 장기균형관계를 나타내고 있음을 보여주었다. 한국경제가 수출의존도가 높기 때문에 투자가 소비보다는 수출과 밀접한 관계를 맺고 있을 것으로 예상하지만, 이 연구에 따르면 투자와 수출 간에는 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 존재하지 않으며 오히려 소비와의 상관성이 강하다. 오차수정 모형을 통한 단기 동학 추정에서도 투자와의 관계는 수출보다 민간소비가 더 강하게 나온다. 이는 투자의 증대를 위해서도 민간소비의 활성화가 필요함을 시사한다. 민간소비의 확대는 가계소득의 증가를 필요로 하지만, 수출 증가와 기업소득의 확대가 자연스럽게 투자로 이어질 것이라는 예상은 막연한 추측에 불과할지 모른다.

[그림 11-8] 한국경제의 수출입 비중

(단위: %)

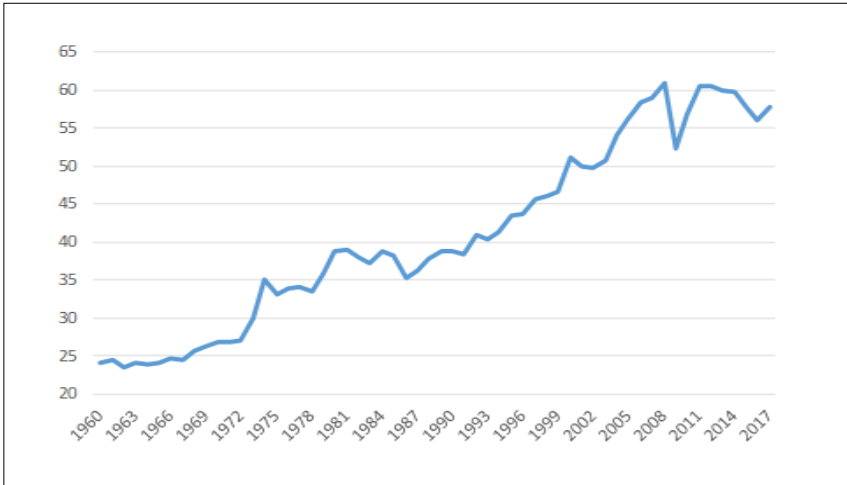


자료: 한국은행 국민계정 연간자료

한편, 민간소비와 민간투자의 부진 이외에 한국경제의 성장을 제약하는 또 다른 요인은 수출이다. 글로벌 금융위기 이후 한국경제에서 수출이 차지하는 비중이 줄어들고 있는데, 이는 수출의존도가 높은 한국경제의 성장을 제약하는 요인으로 작용하고 있다. 특히 2010년대에 들어서면서 무역의존도가 낮아진 데에는 전 세계적으로 교역량의 증가속도가 급격하게 둔화된 흐름이 영향을 미치고 있다. 최근 부상하고 있는 보호무역주의 경향도 한국경제에는 부정적인 영향을 준다. 물론 수출과 함께 수입이 차지하는 비중도 줄어들고 있어서 단기적으로는 성장률에 미치는 영향이 중립적이라고 평가할 수도 있겠으나, 장기적으로 보아 이는 기업의 입장에서는 사업 기회의 제한과 혁신 유인의 감퇴로 이어질 가능성이 높다.

[그림 II-9] 세계 GDP에서 세계 교역량이 차지하는 비중

(단위: %)



자료: IMF

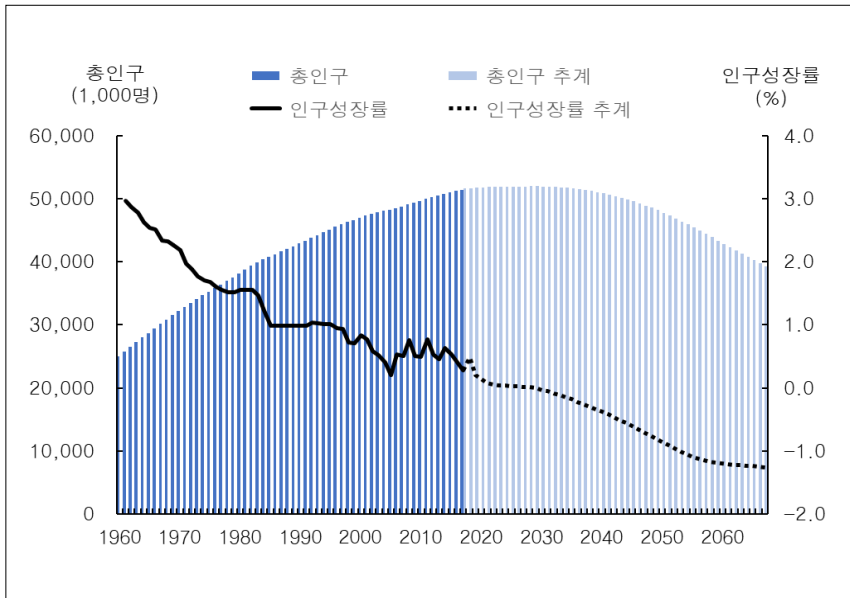
## 2. 인구구조 및 공급 측면의 취약성

한국의 총인구는 향후 몇 년간 미미한 증가세만 보이다가 2028년 5,194만 명을 정점으로 감소하기 시작하여 2067년에는 추계인구가 3,929만명까지 감

소할 것으로 예상된다. 즉, 50년 이내에 총인구가 1,200만명 이상 감소하며 생산연령인구 1명이 고령인구 1명을 부양하는 사회가 된다. 통계청의 장래 인구특별추계(2019.3월)에 따르면 한국은 2067년에 65세 이상 고령인구의 비중이 46.5%에 이르며, 전체 인구의 45.4%를 차지하는 생산연령인구(15~64세)를 초과한다. 불과 5년 전인 2015년에 생산연령인구 약 6명이 고령인구 1명을 부양하는 사회였다면, 앞으로 50년 내에는 생산연령인구 1명이 고령인구 1명을 부양하는 사회, 즉 세계에서 가장 높은 수준의 노년부양비(100.4명)를 가진 사회로 변하게 된다. 한국은 세계적으로 유례없이 압축적으로 인구구조가 변하게 되는 국가이다. 인구 요인 하나만 보더라도 한국 경제가 얼마나 취약한 경제구조를 갖고 있는지 알 수 있다.

[그림 II-10] 한국의 총인구 및 인구성장률 : 1960~2067년

(단위: 천명, %)



자료: 통계청, 「한국의 사회동향 2019」, 장래인구특별추계: 2017~2067년.

〈표 II-1〉 연령집단별 인구 구성 비율 : 1960~2067년

(단위: %)

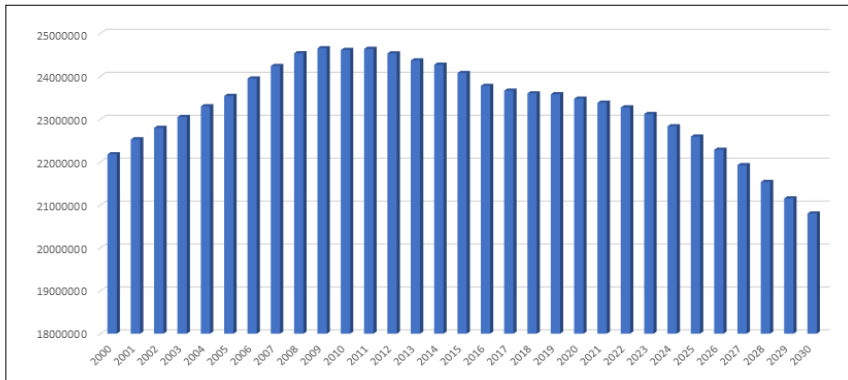
연도	0~14세	15~64세	65세 이상	계
1960	42.3	54.8	2.9	100.0
1980	34.0	62.2	3.8	100.0
2000	21.1	71.7	7.2	100.0
2017	13.1	73.2	13.8	100.0
2020	12.2	72.1	15.7	100.0
2040	9.8	56.3	33.9	100.0
2060	8.0	48.0	43.9	100.0
2067	8.1	45.4	46.5	100.0

자료: 통계청, 「한국의 사회동향 2019」, 장래인구특별추계: 2017~2067년.

생산연령인구는 이제 막 줄어들기 시작했으나 소위 핵심노동인구(prime age workers)라고 불리는 25~54세 인구는 이미 10년 전부터 감소하기 시작했다. 대학 진학률이 70%를 상회하고 사실상의 은퇴연령이 50대 초중반임을 감안하면 25~54세 인구는 한국경제를 지탱하는 가장 핵심적인 인력이다. 앞으로 10년 동안에만 약 250만명이 줄어들 것으로 예상되고 있어서, 핵심노동인구의 감소는 한국경제의 활력을 제약하는 요인으로 작용하게 될 것이다. 내수의 위축은 물론이거니와 공급 능력까지 제약하는 요인이다. 핵심노동인구의 축소는 생산성에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다 (주상영, 2019).

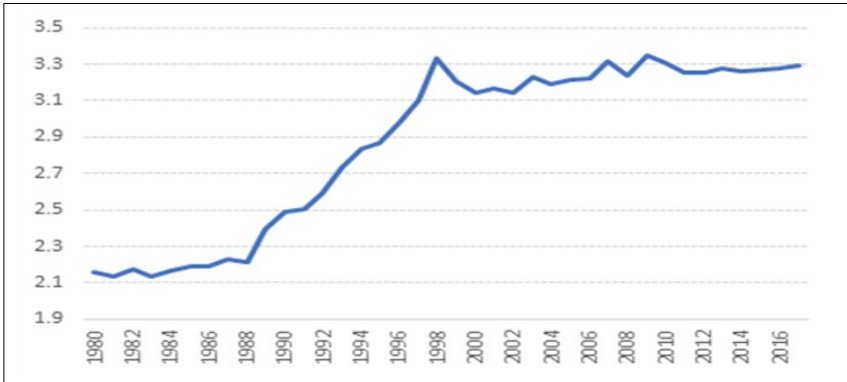
[그림 II-11] 한국의 핵심노동인구(25~54세): 2000~2030년

(단위: 명)



자료: 저자 작성.

[그림 II-12] 한국경제의 자본산출계수: 1990~2017년



자료: 1. 국민계정, 자본산출계수=국내실질고정자산/실질국내총생산  
 2. 국내실질고정자산: 건설·설비·지식자산별로 디플레이터(2010년 기준)를 적용하여 실질화

고전적 성장이론에서부터 현대의 내생적 성장이론에 이르기까지 성장의 요소로 가장 중시된 것은 자본의 축적이었다. 그런데 자본산출계수 혹은 자본심화도로 일컫는 소득에 대비한 실물자본의 축적 수준은 2010년대 들어서면서 정체하는 모습을 보이고 있다. 한국의 자본산출계수는 1980년대 말부터 매우 빠른 속도로 증가하다가 1998년 외환위기 이후 증가세가 크게 둔화되었으며 2010년대에 들어서면서 정체하는 모습을 보이고 있다. 소위 균제 상태(steady state)라고 칭하는 상태에 돌입했는데, 이는 양적 투입에 의한 성장이 한계에 도달했다는 뜻이다. 양적 투입에 의한 성장이 한계에 도달하면 경제성장률은 총요소생산성(TFP) 증가율이 좌우하게 된다.

그러면 총요소생산성의 변화 추세를 살펴보기로 하자. 한국경제의 총요소생산성 증가율 추세를 구하기 위해 콥-더글러스 생산함수를 가정하고 다음과 같이 가장 단순한 성장회계 방식을 적용해 보기로 하였다.

$$\text{총요소생산성(TFP) 증가율} = \text{경제성장률}^* - \text{노동기여도}^{**} - \text{자본기여도}^{***}$$

$$* \text{ 경제성장률} = \text{실질GDP}(Y) \text{ 증가율}$$

$$** \text{ 노동기여도} = \text{노동소득분배율}(\alpha) \times \text{노동투입}(L) \text{ 증가율}$$

$$*** \text{ 자본기여도} = \text{자본소득분배율}(1 - \alpha) \times \text{자본투입}(K) \text{ 증가율}$$

분석을 위해 한국은행과 통계청의 자료를 이용하였는데, 산출량(Y)과 자본(K)은 한국은행의 국민계정과 국민대차대조표를 이용하였다(2015년 기준). 여기서 산출량(Y)은 '실질GDP'이며, 자본(K)은 '실질고정자산과 실질재고자산의 합'으로 구성된다. 노동(L)의 경우 OECD에서 표준적으로 사용하는 방식과 같이 '총취업자수'를 사용하며, 통계청의 경제활동인구조사 자료를 이용하였다. 한편 노동소득분배율( $\alpha$ )과 자본소득분배율( $1 - \alpha$ )은 전수민·주상영(2015)이 제안한 보정방식으로 계산하였다. 단, 노동소득분배율과 자본소득분배율이 시간 변화에 관계없이 일정하다는 가정하에 연평균 값을 사용하였다. 분석기간은 1981~2018년이다.

〈표 II-2〉 한국경제의 성장 요인

(단위: 연평균증가율, %)

	1981~1990	1991~2000	2001~2010	2011~2018	1981~2018
경제성장률 (Y)	10.0	7.2	4.7	3.0	6.4
노동(L) 기여도	1.7(16.6)	1.0(13.2)	0.8(16.0)	0.8(27.0)	1.1(16.5)
자본(K) 기여도	4.4(43.7)	3.9(53.6)	2.1(44.5)	1.5(49.3)	3.0(47.4)
TFP 증가율	4.0(39.6)	2.4(33.2)	1.9(39.5)	0.7(23.6)	2.3(36.1)

주: 1) 총요소생산성(TFP) 증가율 = 경제성장률(실질GDP증가율) - 노동기여도 - 자본기여도

2) 노동기여도(L) = 노동투입량(총취업자수)증가율 x 노동소득분배율(연평균)

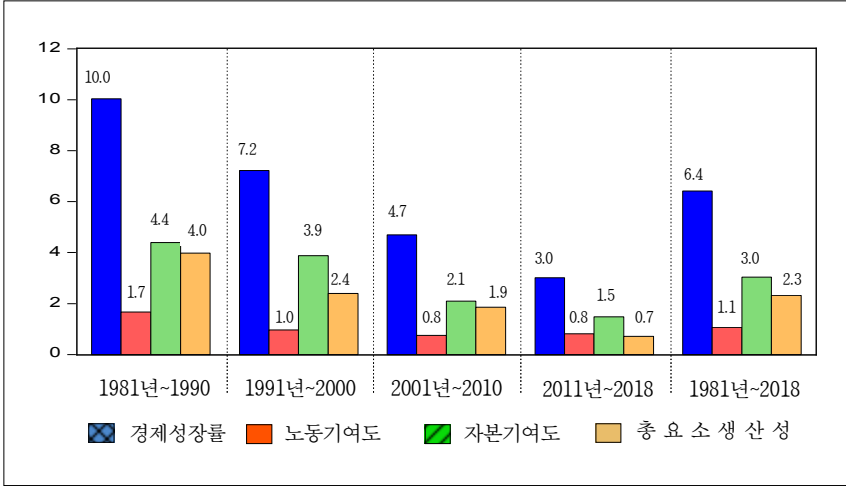
3) 자본기여도(K) = 자본투입량(순자본소득, 실질고정자산 + 실질재고자산)증가율 x 자본소득분배율(연평균)

4) ( ) 안은 기여도 비중

자료: 한국은행(2015년 기준), 통계청(경제활동인구조사)

[그림 II-13] 한국경제의 성장 요인

(단위: %)



주: 1) 총요소생산성(TFP)증가율 = 경제성장률(실질GDP증가율) - 노동기여도 - 자본기여도

2) 노동기여도 = 노동투입량(총취업자수)증가율 x 노동소득분배율(연평균)

3) 자본기여도 = 자본투입량(순자본소득, 실질고정자산 + 실질재고자산)증가율 x 자본소득분배율(연평균)

자료: 한국은행(국민계정, 2015년 기준), 통계청(경제활동인구조사)

경제성장에 기여한 공급측 요인을 분해해 보면, 1981~2018년까지 연간 성장률은 6.4%로서, 각 요인별 기여도는 노동과 자본, 총요소생산성이 각각 1.1%, 3.0%, 2.3%로 나타났다. 구간별로 살펴볼 때, 먼저 경제성장률은 1980년대 10%, 1990년대 7.2%, 2000년대 4.7%, 2010년대 3.0%로 성장이 점점 낮아지고 있음을 확인할 수 있다. 노동의 기여도는 1980년대 1.7%, 1990년대 1.0%, 2000년대 0.8%, 2010년대 0.8%로서, 2000년대와 2010년대의 기여도는 크게 달라진 바가 없다. 그러나 자본의 기여도는 각 기간별로 4.4%, 3.9%, 2.1%, 1.5%로 나타나 성장률이 낮아지면서 동반 하락하고 있다. 총요소생산성 증가율도 각 기간별로 4.0%, 2.4%, 1.9%, 0.7%로 하락하고 있음을 알 수 있다. 주목할 만한 현상은 2011년 이후에 연간 0%대로 내려간 점이다.

생산함수 접근 및 성장회계를 통해 파악할 수 있는 한국 경제성장의 주요 특징은 잠재성장률의 하락과 총요소생산성 증가율의 하락이다. 특히 2011년 이후 총요소생산성 증가율은 연간 0.7%에 불과한 수준으로 내려갔다. 위에

서 지적한 대로 이 시기는 핵심노동인구가 감소세에 돌입하고 세계교역 증가율이 급격하게 둔화된 시기와 겹친다. 또한 자본산출계수의 증가세가 크게 둔화된 시기이기도 하다.

요컨대 2011년 이후의 저성장은 공급과 수요 측면에서의 부정적 영향력이 집중되어 나타난 현상으로 이해할 수 있다. 사실 수요와 공급 요인을 명확히 구분해 내기는 어렵다. 외환위기 이후 내수 기반이 조금씩 취약해지는 가운데 수출이 성장의 견인차 역할을 해왔지만 글로벌 금융위기 이후로는 수출 기반마저 악화되었다. 물론 생산성 제고와 제품 혁신으로 수요 측면의 역풍을 견뎌낼 가능성이 있지만 돌파구를 마련하는 게 쉬운 일은 아닐 것이다. 문제는 이러한 관성이 앞으로도 지속될 가능성이 높다는 점이다. 특히 노동력의 구조 변화를 고려할 때, 잠재성장률의 장기 하락 추세는 쉽게 피할 수 없을 것이다. 다만 현재 및 가까운 미래에 한국경제의 잠재성장률이 얼마이고 또 하락의 속도가 얼마나 빠를 것인지에 대해서는 다양한 의견이 존재할 수 있다.

---

### Ⅲ. 한국경제의 잠재성장률 추정

---

경제성장에 대한 장기 전망은 잠재성장률 추정을 바탕으로 하며, 잠재성장률 추정치는 국가의 재정과 관련한 장기 전망 및 중장기 재정정책을 수립하는 데 필수 항목으로 활용된다. 잠재성장률 전망은 미래의 재정전망에 기초한 재정의 장기 지속가능성을 판단하는 데 지대한 영향을 미치는 요소이기도 하다. 최근, 한국경제에 대한 장기 경제성장 전망은 OECD(2018), IMF(2018), 국민연금보험공단(2018), 국회예산정책처(2018), 기획재정부(2015) 등에서 수행되었다. 이들 기관들은 2060년까지의 한국경제의 잠재성장률을 장기적으로 전망하고 있는데 대부분 2050년 이후 1%대를 기록할 것이라고 전망하고 있다.

이 기관들의 장기경제성장률 전망은 공통적으로 콥-더글러스 생산함수에 근거하거나 이에 기반한 성장회계식을 추정하는 방법에 기초하고 있다. 또한 Okun(1962)이 시도한 필터링 방식을 확장한 다변량 필터링 방식으로 사용하기도 한다. 이 기관들이 사용하는 방법은 주로 생산함수 접근법을 사용한다. 생산요소의 투입량과 총요소생산성을 개별적으로 전망하고 생산함수에 의거해 결합하는 방식으로 경제성장률을 전망하는데, 일반적으로 노동투입량과 자본량, 총요소생산성으로 구성하는 콥-더글러스 생산함수를 가정한다. 예를 들어 노동투입은 취업자수를 기준으로 하는데 인구추계를 사용하여 미래의 취업자수를 전망한다.

한편, 일반균형 접근법은 일반균형 모형을 통해 경제구조를 설정하고 노동공급과 자본축적 등을 모형의 내부에서 결정되도록 하여 경제성장률을 추정한다. 장기 경제성장 경로분석에 적용할 수 있는 대표적인 일반균형적 접근법은 동태적 일반균형 모형과 생애주기 중첩세대 일반균형 모형이 있다. 중첩세대 일반균형 모형은 매기 새로운 경제구성원이 시장에 진입하고 일생

을 다한 구성원은 퇴장하게 되므로 경제활동 진입 시점에 따라 소득증가율, 기대수명 등의 다른 경제환경에 따른 노동공급과 저축 등의 의사결정에 차이가 발생한다. 이때 매 시점 세대별 경제행위에 의해 거시경제변수가 결정되며 이는 임금, 시장이자율 등의 변화를 통해 다시 경제구성원의 행태에 영향을 주게 된다.

여기서는 최근에 개발된 IMF(2017) 모형에 의거하여 한국경제의 잠재성장률을 추정해 보기로 한다. 특히 Okun(1962)의 잠재 GDP에 대한 정의를 이용하여 한국의 잠재 GDP와 GDP 갭(실제 GDP와 잠재 GDP 차이의 백분율로 정의)을 추정하였다. 동 방법론은 기존의 단순한 HP 필터(Hodrick-Prescott filter)에 비해 여러 유용성이 있는데, 우선 경제상황을 반영하는 식별의 조건을 부과할 수 있으며 보다 안정적인 추정값을 구할 수 있다는 장점이 있다. 가령, 수요 측 충격을 반영하는 방법으로 노동시장의 경직 정도를 고려하고 공급 측 충격에 의한 인플레이션 압력을 반영한 제약조건을 둘 수 있는 장점이 있다. 물론 잠재 GDP를 추정하는 완벽한 방법은 없으므로 잠재 GDP를 추정하는 필터에 포함되지 않은 추가적인 정보를 이용하여 어떤 형태로든 제약조건을 부여하고자 한다. 즉, 다변량 필터도 이러한 문제의식의 시발점이 될 수 있으며 추정과정에 약간의 규칙을 부여하여 잠재 GDP를 추정하는 것이다. 우선 GDP의 추정에 쓰이는 일반적인 방법들을 소개한 뒤 이 연구에 사용된 방법론을 소개하고 한국경제를 대상으로 분석한 결과를 제시하기로 한다.

## 1. 잠재 GDP와 기존의 추정 방법론

### (1) 오쿤의 잠재 GDP

미국의 경제학자 오쿤(Okun, 1962)에 따르면 잠재 GDP는 일반적으로 인플레이션 변화를 고려하지 않았을 때 경제주체가 도달할 수 있는 최대 생산량 수준이다. 이 정의는 특히 통화정책 당국에 널리 받아들여지고 있으며 이들은 생산량과 인플레이션 간의 단기적인 상충관계라는 맥락에서 통화정

책 기초를 설정하는 데 동 개념을 이용한다. 따라서 잠재 GDP와 GDP 갭의 추정치를 이용하므로 잠재 GDP를 정의하고 추정하는 것은 매우 중요하다

대부분의 연구는 오쿤의 정의를 기본으로 하고 잠재 GDP를 추정하지만 최근에는 이 정의를 확장하거나 수정하여 잠재 GDP를 추정하는 논의를 전개하고 있기도 하다. 가령, 거시경제와 금융 불균형을 특별하게 고려하는 것 등이다. 그러나 이러한 요소를 고려하는 것은 현재의 잠재 GDP보다는 지속가능한 미래의 GDP 경로를 측정하는 데 필요한 것으로 간주할 수 있다. 구체적으로 이러한 불균형은 그 조정의 시점과 궁극적으로 발생할지가 불확실한 일정 기간에 미래 GDP가 실질적으로 낮아질 것이라는 위험을 나타내는 신호로 사용될 수 있다. 예를 들면, 금융부문에 불균형이 존재할 경우 신용팽창은 종종 금융위기에 선행하는 경우가 많다. 하지만 사전적으로는 급속한 신용팽창이 지속해서 나타나지 않을 이유는 없으며 이러한 종류의 신용 확장은 실물경제가 건전해도 나타날 수 있는 것이다. 신용팽창을 가져오게 하는 실물부문의 동인을 파악하기가 쉽지 않음을 고려할 때 정책 당국에 신용팽창 그 자체를 좋지 않다고 자문하는 것은 현명하지 않은 것이다. 오히려 이러한 급속한 신용팽창은 신중하게 취급되어야 하며 향후 GDP가 베이스라인 전망에서 하향으로 갈 수 있는 위험요소로 고려되는 것이 좋다. 따라서 거시부문 불균형과 금융부문 불균형은 오쿤의 잠재 GDP의 개념을 풍성화하는 요소로 사용할 수 있는 것이다.

## (2) 시계열 단일 변수 필터 방법<sup>2)</sup>

잠재 GDP에 비교적 많이 사용되는 방법론 중 하나는 HP필터와 같은 단일변수 통계 필터를 사용하는 것이다. 이 방법론은 비교적 간단하여 GDP 통계가 있는 모든 국가에 쉽게 적용할 수 있는 것이다. 통상적으로 오쿤의 법칙을 실증분석하는 방법론으로도 사용되는 이러한 방법론은 1계 차분모형과 GAP 모형이 있다. GAP 모형은 다시 HP 필터와 Kalman 필터 등의 방법으로 잠재 GDP를 추정하는 방법 등으로 구분할 수 있다.

---

2) 이 부분에 대한 설명은 유경준·류덕현(2012)의 pp.96~100을 참조하여 정리하였다.

먼저, 1계 차분모형은 단위근을 가지는 시계열 자료를 간단하게 정상성(stationarity)을 가진 시계열 자료로 전환시켜 주는 방법이다.

$$\Delta y_t = \beta_0 - \beta_1 \Delta u_t + \epsilon_t \quad (1)$$

단, 여기서  $\beta_0$ 는 잠재 GDP 성장률을 나타내며,  $\beta_1$ 이 오쿤의 계수를 나타낸다.

하지만 실업률과 GDP가 모두 I(1)일 뿐만 아니라 공적분되어 있다면 위의 식 (1)은 모형 식별이 문제가 될 수 있다. 따라서 이 경우에는 두 변수의 장기적 균형관계가 존재하는지 여부를 조사하는 공적분 검증(cointegration test)을 실시한 후 공적분 관계가 존재할 경우 오차수정 모형(Error correction model)을 통해 추정할 수 있다.

다음 모형은 차이(GAP) 모형이다. 차이(GAP) 모형은 실제 GDP와 잠재 GDP의 차이를 실업률 차이를 이용해 오쿤의 법칙을 설명하는 방법으로 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$y_t - y_t^* = -\beta_1 (u_t - u_t^*) + \epsilon_t \quad (2)$$

위의 식 (2)는 1계 차분모형 식 (1)과 다르게 추세(trend)를 가지고 있는데 이러한 추세를 적절히 추정하는 방식에 따라 다양한 방법이 존재한다.

오쿤은 1947~60년의 미국 데이터를 이용해  $\beta$ 가 3정도 된다는 것을 나타냈지만, 잠재 GDP와 자연실업률은 모두 I(1)이고 공적분(cointegrated)되어 있기 때문에 결정적 추세(deterministic trend)를 가정하고 모형을 구성하면 잘못된 추론을 얻을 수 있다는 사실을 간과한 것으로 비판받는다. 따라서 확률적 추세(stochastic trend)의 존재 여부에 관심을 두고 이러한 확률적 추세를 추정하는 방법론인 Hodrick-Presscot(HP) 필터와 칼만(Kalman) 필터 등을 통해 차이(GAP) 모형을 추정할 수 있다.

우선 첫 번째 방식으로 Hodrick-Presscot(HP) 필터에 의해 추세를 추정할 수 있다.

$$\sum [(x_t - x_t^*)^2 + \lambda(\Delta x_{t+1}^* - \Delta x_t^*)^2] \quad (3)$$

HP 필터는  $x_t \sim I(1)$ 인 시계열 자료를 확률적 추세( $x_t^*$ )와 경기순환인자( $x_t^c$ )의 이동평균으로 분해하고 추세 부분이 매우 평활한(smooth) 시계열이라는 가정하에서 위의 식 (3)을 최소화하는  $x_t^*$ 을 추정하여 이를 자연율로 간주하는 방식이다. 단, 여기서  $\lambda$ 는 추세의 변동에 대한 벌칙 가중치로서  $\lambda$ 의 값이 커질수록  $x_t^*$ 는 더욱 평활한 시계열로 나타나게 되므로 통상 ‘평활계수(smoothing parameter)’로 불린다. 경기순환적 요인  $x_t^c$ 는  $x_t^c \equiv x_t - x_t^*$ 에 의해 구해진다.<sup>3)</sup>

다음 방법론은 칼만(Kalman) 필터에 의한 방법이다. 앞선 방식이 경제이론과 무관한 임시방편적인 방식임에 비해 칼만(Kalman) 필터를 통해 자연실업률을 추정하는 방식은 GDP-실업률 격차의 관계를 나타내는 필립스곡선을 이용한다는 점이 다르다. 이 방식은 인플레이션과 실업률을 상태공간 모형(state-space form)으로 전환 한 후 칼만(Kalman) 필터 기법을 이용하여 최우추정법(MLE)을 이용하여  $x_t^*$ 를 추정하는 방식이다. 이 방식은 교란항 간에 상관관계가 없다는 가정을 사용하며, 신뢰 구간의 폭이 다변수 모형에 비해 크다는 단점을 가지고 있지만, 이 모형을 통해 추정된 자연실업률은 분석기간 동안 거의 일정한 모습을 보인다는 특징을 지니고 있다. 이 방식은 NAIRU(Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment, 인플레이션 상승을 가속화시키지 않는 실업률)와 관련하여 논의할 수 있다는 장점이 있다.

하지만 이러한 필터에 의해 잠재 GDP를 추정하는 방식은 경제구조를 통합적으로 고려하여 분석하지 않기 때문에 잠재성장률이 아닌 추세 성장률을 추정할 가능성이 높다는 비판을 받는다. 즉, 단일변수 시계열 필터는 단순

3) 경기순환을 식별할 때 자주 쓰이는 방법인 HP 필터는 최근의 연구에서 잠재적으로 가성적 추론(spurious inference)을 유도한다는 연구가 있다. 또한 King and Rebelo(1993)에 따르면 HP 필터에 의해 구해진 데이터의 동학이 1계 차분모형이나 다른 추세제거 방법론들과 확연하게 다르다고 주장하며, Cogley and Nason(1995)은 비록 자료상에는 어떠한 경기순환적인 요소가 없지만 HP 필터를 통한 자료가 경기순환을 발생시킬 수도 있음을 지적하고 있다.

한 통계적 접근법을 사용하여 잠재 GDP를 근사화하는 것이다. 또한, 앞서 살펴보았듯이 순환적 요소 및 구조적 구성요소는 평탄화 파라미터의 선택 및 추정치에 의해 결정된다. 마지막으로 단일 변수 시계열 필터는 표본의 끝으로 가서 더 많은 자료가 존재하여 이용이 가능할 때 추정치를 수정해야 하는 표본의 끝단치 문제(end-of-sample problem)가 있다.

### (3) 생산함수 접근 방법<sup>4)</sup>

잠재 GDP를 추정하는 또 다른 일반적인 방법은 생산투입량을 별도로 고려하는 생산함수접근법이다. 이를 위해 다음과 같은 콥더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수를 가정한다.

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha}$$

단, 여기서  $A_t$ 는 총요소생산성,  $L_t$ 는 취업자,  $K_t$ 는 자본, 그리고  $\alpha$ 는 산출물의 노동탄력성을 나타낸다.

생산함수 접근법은 총요소생산성의 시계열의 결과를 스무딩하고 잠재적 노동 과정을 지정하여 그 추세와 자본 스톡의 추정치와 결합하여 잠재 GDP에 대한 추정치를 구한다. 그러나 신뢰할 수 있는 자본 스톡 데이터를 얻기 어려울 뿐만 아니라 일반균형(general equilibrium) 모형과 같이 생산요소 간의 내생적 상호작용을 반영하지 못한다는 한계가 있다. 즉, 생산요소별로 각각의 투입요소에 대한 추정치를 구한 후 이를 결합하여 경제성장률을 추정하므로 생산요소 간의 유기적인 상호작용을 반영하기 어렵다는 한계가 존재한다. 그러나 이러한 한계에도 불구하고 잠재 GDP를 추정하는 데 있어 이러한 상호작용을 반영하기가 어려웠기 때문에 생산함수를 바탕으로 한 잠재 GDP를 추정하는 데 대부분의 기관에서 활용하고 있는 실정이다.

4) 본 연구는 한국개발연구원(2013)에 있는 내용을 참고하여 정리한 것이다.

## 2. 다변량 필터 추정 방법론

다변량 필터를 사용하여 잠재 GDP를 추정하는 연구는 많이 진행되었다. 대표적으로 IMF(2017)의 연구가 대표적이다. 여기서 사용된 방법론은 기존의 단일 변수 필터 방식에 몇 가지 기본적인 이론적 관계에 기초한 경제 구조를 추가하여 추정하는 것이다.

본 연구에 이용된 다변량 필터 접근방식은 비교적 간단하다. 이 모형의 네 가지 핵심 변수는 GDP, CPI, 실업률 그리고 제조업 가동률이다. 본 필터는 연간 자료를 사용한다. 또한 외생적 충격이 잠재 GDP 성장률에 영향을 미친다면 이것이 수요 측 충격인지 공급 측 충격인지를 식별하기 위해 물가 상승률과 성장률에 대한 전망치를 사용한다.<sup>5)</sup>

아래는 잠재 GDP를 추정하는 다변량 필터를 구성하는 식들이다. 이 모형에서 GDP 갭( $y_t$ )은 실질 GDP( $Y_t$ )와 잠재 GDP( $\bar{Y}_t$ )의 차이로 정의된다.

$$y_t = Y_t - \bar{Y}_t \quad (4)$$

실질 GDP의 확률적 과정은 아래 식 (5)~(7)의 세 개의 식으로 구성되어 있으며 세 가지 유형의 충격에 의해 조정된다.

$$\bar{Y}_t = \bar{Y}_{t-1} + G_t + \epsilon_t^{\bar{Y}} \quad (5)$$

$$G_t = \theta G^{ss} + (1 - \theta)G_{t-1} + \epsilon_t^G \quad (6)$$

$$y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t^y \quad (7)$$

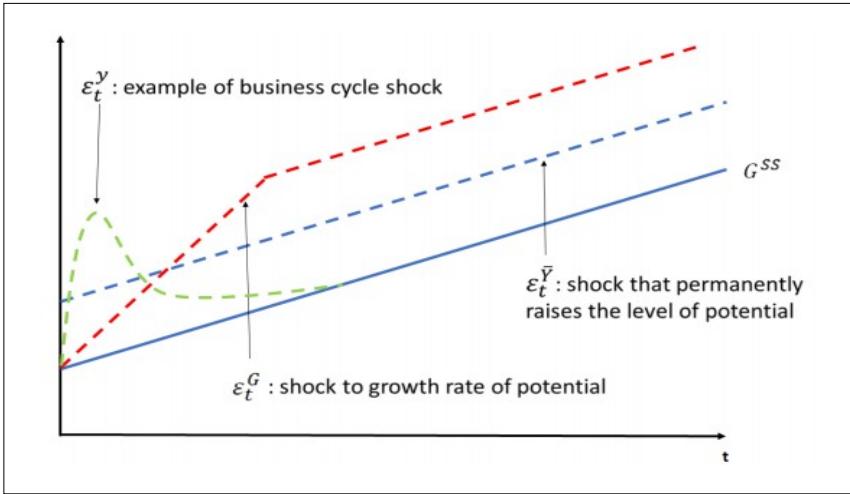
$$GROWTH_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (8)$$

잠재 GDP 수준( $\bar{Y}_t$ )은 잠재성장률( $G_t$ )과 수준 충격항( $\epsilon_t^{\bar{Y}}$ )에 따라 결정

5) 본 연구에서 사용된 전망치는 한국은행, 기획재정부, KDI 등의 차년도 경제전망을 통해 구하였다. 원래 IMF(2017)는 5년 정도의 예측 전망치를 사용하는데 우리나라 거시경제 변수인 물가와 GDP에 대한 5년 전망을 일관되게 하는 기관이 없어 이를 사용하지 못하고 1~2년 정도의 전망치를 사용하였다.

되는 구조이다. 잠재적 성장 역시 충격  $\epsilon_t^G$ 에 의해 결정되는데 충격에 대한 효과는 파라미터  $\theta$ 의 크기에 따라 서서히 줄어든다. 여기에서  $\theta$ 의 크기가 작을수록 충격 이후 균제상태로 돌아가는 데 걸리는 시간이 더 많이 소요된다. 마지막으로, GDP 갭 역시 수요 충격  $\epsilon_t^y$ 의 영향을 받는다. 각 충격 항들의 역할을 그래프로 표현하면 [그림 III-1]과 같다.

[그림 III-1] 잠재 GDP 수준과 성장률과 GDP 갭에 대한 충격



자료: IMF(2017).

우선, 다른 모든 조건이 일정할 때 생산량은 위의 그림에서 기울기  $G^{SS}$ 를 가지는 실선으로 표시된 균제상태 경로를 따를 것으로 예상된다. 하지만 잠재 GDP 수준에 대한 충격  $\epsilon_t^{\bar{Y}}$ , 잠재성장률에 대한 충격  $\epsilon_t^G$ , 그리고 GDP 갭에 대한 충격  $\epsilon_t^y$ 은 시간이 지남에 따라 GDP를 최기 균제상태 경로에서 이탈되게 한다. 그림에서 파란색 점선으로 표시된 것처럼 잠재 GDP 수준에 대한 충격은 어떤 주어진 시점에서든 잠재 GDP 수준을 원래의 균제상태 경로보다 영구적으로 더 높은(혹은 더 낮은) 수준에 있게 할 수 있다. 이와 유사하게 그래프에서 빨간 점선으로 표시된 부분에서 볼 수 있듯이 잠재성장률에 대한 충격은 궁극적으로 균제상태에서의 성장률로 되돌아가기 전 일시

적으로 GDP 성장률을 더 커지게 한다. 이는 물론 더 높은 수준의 GDP를 동반한다. 마지막으로 초록색 점선으로 표시된 것과 같이 GDP 갭에 대한 충격은 GDP를 잠재 GDP 수준에서 일시적으로 이탈하게 하는 요소로 작용한다.

앞서 설명했던 세 종류의 GDP에 대한 충격항들을 식별하기 위해 우리는 필립스 곡선을 추가하는데 이는 관측불가능한 GDP 갭의 동학을 관측가능한 인플레이션 과정에 연결하여 위에서 논의한 충격항들을 식별한다.

$$\pi_t = \lambda E_t \pi_{t+1} + (1 - \lambda) \pi_{t-1} + \beta y_t + \epsilon_t^\pi - 0.5 \epsilon_t^{\bar{Y}} \quad (9)$$

위 식 (9) 필립스 곡선에서 마지막 항은 생산성에 대한 충격이 발생할 경우 한계비용을 낮춰 궁극적으로 인플레이션을 낮추는 효과를 가져오게 하는 것과 유사한 구조모형에서의 효과를 반영한 것이다.

다음으로는 GDP 갭을 추정하는 데 필요한 정보를 식별하기 위한 식들이다.

$$\bar{U}_t = (\tau_4 \bar{U}^{ss} + (1 - \tau_4) \bar{U}_{t-1}) + GROWTH_{-} \bar{U}_t + \epsilon_t^{\bar{U}} \quad (10)$$

$$GROWTH_{-} \bar{U}_t = (1 - \tau_3) GROWTH_{-} \bar{U}_{t-1} + \epsilon_t^{GROWTH_{-} \bar{U}} \quad (11)$$

$$u_t = \tau_1 y_t + \tau_2 u_{t-1} + \epsilon_t^u \quad (12)$$

$$u_t = \bar{U}_t - U_t \quad (13)$$

여기서  $\bar{U}_t$ 는 균형 실업률(NAIRU)로 시변 변수이며 실업률 충격( $\epsilon_t^{\bar{U}}$ )과 실업률 추세( $GROWTH_{-} \bar{U}_t$ ) 변수에 의해 영향을 받는다. 실업률 추세 변수 역시 확률적 과정으로 되어 추세 충격( $\epsilon_t^{GROWTH_{-} \bar{U}}$ )의 영향을 받는다. 식 (10)과 (11)은 NAIRU가 균제상태 실업률로부터 이탈할 수 있도록 허용해주는 식들이다. 식 (12)와 (13)은 오쿤의 법칙을 식별할 수 있도록 실업률과 균형 실업률의 차이가 GDP 갭의 함수로 되어 있다.

마지막으로 제조업 부문 가동률 갭 ( $\widehat{CAPU}_t$ ) 부문에 대한 식을 추가하여 특정 시점 경기를 반영하도록 할 수 있다.

$$\widehat{CAPU}_t = CAPU_t - \overline{CAPU}_t \quad (14)$$

$$\overline{CAPU}_t = \overline{CAPU}_{t-1} + GROWTH_{-} \overline{CAPU}_t + \epsilon_t^{\overline{CAPU}} \quad (15)$$

$$GROWTH_{-} \overline{CAPU}_t = (1 - \delta) GROWTH_{-} \overline{CAPU}_{t-1} + \epsilon_t^{GROWTH_{-} \overline{CAPU}} \quad (16)$$

$$\widehat{CAPU}_t = \kappa y + \epsilon_t^{\widehat{CAPU}} \quad (17)$$

제조업 가동률 갭 역시 가동률의 균형값  $\overline{CAPU}_t$ 과 가동률 추세치 모두 각각의 충격( $\epsilon_t^{\overline{CAPU}}$ ,  $\epsilon_t^{GROWTH_{-} \overline{CAPU}}$ )의 영향을 받으며 제조업 가동률 갭은 제조업 부문의 경기침체뿐만 아니라 경제 전체와 연관되도록(식 (17)) 전제되어 있다. 식 (4)~(17)는 GDP 갭과 잠재 GDP의 핵심을 구성하고 있다. 또한 추가적으로 성장률 및 인플레이션 기대치에 대한 데이터를 추가하여 충격을 식별하고 추정의 정확성을 높이기 위해 식 (18), (19)가 추가된다.

$$\pi_{t+j}^C = \pi_{t+j} + \epsilon_{t+j}^{\pi^C}, j=1 \quad (18)$$

$$GROWTH_{t+j}^C = GROWTH_{t+j} + \epsilon_{t+j}^{GROWTH^C}, j=1, 2 \quad (19)$$

실질 GDP 성장률(GROWTH)에 대해 모형은 모형 추정 기간 이후 2년 동안의 전망치를 추가하여 추정의 정확성을 기한다(식 (19)). 인플레이션율은 모형 표본 후 1년치 전망치를 추가한다(식 (18)). 위의 식들은 모형에 일관된 미래지향적 기대(forward expectation) 형성 방식과 관련되며 표본 기간 내의 성장률과 인플레이션( $GROWTH_{t+j}^C$  과  $\pi_{t+j}^C$ )에 대한 외부의 전망치와 모형 내의 미래지향적 기대방식의 오차를 조정하는 방식으로 설정되었다. 실제로 외부의 전망치와 모형 내의 예측치의 차이가 확률적 과정에 의

해 영향을 받도록 되어 있다. 특히 표본 끝단에 가서 이것이 영향을 받도록 설정되었다.

### 3. 한국의 잠재 GDP 추정

본 장에서는 우리나라의 실질 GDP, CPI, 실업률, 그리고 제조업 가동률 등의 자료로 앞서 설명한 다변량 필터를 통해 잠재 GDP를 추정하고자 한다. 본 분석을 위해서 연간 자료를 사용하였으며 실질 GDP 증가율에 대해서는 2년치 전망치를, CPI 증가율에 대해서는 1년치 전망치를 사용하였는데 이는 앞서 설명한대로 필터링 과정에서 GDP 갭에 대한 충격, 잠재적 수준에 대한 충격 그리고 잠재성장률과 균제상태 성장률의 차이를 가져오게 하는 충격 등을 식별하는 데 필요한 정보를 제공한다.<sup>6)</sup>

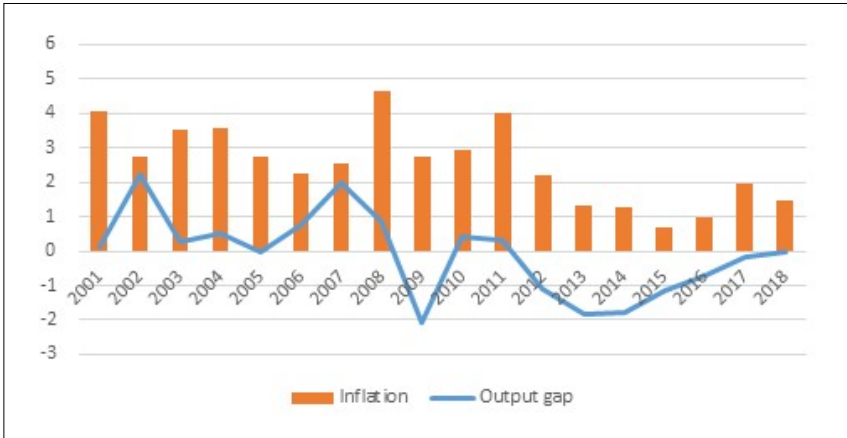
이 모델은 베이지안 추정 기법을 사용하는데 기간은 1990년부터 2018년까지 연간자료를 사용하였다. <표 III-1>은 모형의 파라미터에 대한 베이지안 추정치 결과를 보여주고 있다.

[그림 III-2]는 GDP 갭과 인플레이션 추정 결과를 보여준다. 2008년 금융위기 이전 인플레이션율이 증가하는 것을 알 수 있는데 이는 초과 수요로 인한 것으로서 GDP 갭으로부터 알 수 있다. 또한 2008년 금융위기 이후 실업률이 급격히 상승하고 GDP 갭이 큰 폭으로 커지는 것 역시 알 수 있다. 결국 글로벌 금융위기로 한국 경제는 침체에 빠지고 노동시장과 재화시장 모두 모두 심각한 불황을 겪었지만 2~3년이 지나 회복되는 추세를 보이다가 2012년부터 다시 침체에 들어선다. 그러다가 2015년부터는 다시 회복되는 추세를 보인다.

---

6) 본 전망치는 KDI와 한국은행, 그리고 정부의 전망치를 사용하였음을 밝혀둔다.

[그림 III-2] GDP 갭과 인플레이션

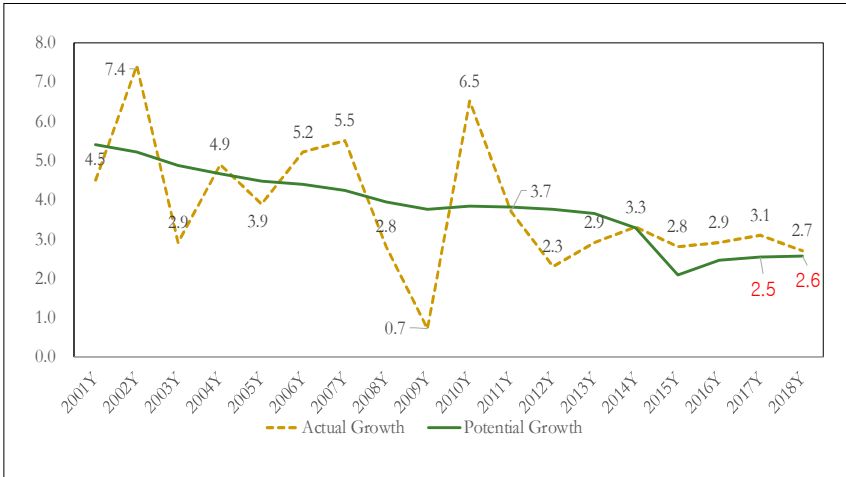


자료: 저자 작성.

[그림 III-3]은 한국의 잠재성장률과 실제 성장률을 비교한 것이다. 2000년대 초반부터 잠재성장률은 지속적으로 감소하는 추세를 보이는데 특히 2014년에 큰 폭으로 감소하다가 다시 소폭으로 증가하면서 과거 추세를 이어 간다. 이는 [그림 III-2]에서 2014년에 GDP 갭이 최저점을 기록한 것을 반영하는 것이다. 실제 GDP 성장률을 살펴보면 2008년 글로벌 금융위기 이후 성장률이 급격하게 감소하다가 2010년에 다시 원래 수준으로 회복한다. 그러나 그 이후 GDP 성장률은 다시 큰 폭으로 감소한 후 2% 후반에서 3% 초반의 수준을 유지하는 추세를 보이고 있다. 잠재성장률 역시 지속적으로 하락하는 추세이며 최근에는 3% 미만의 성장률을 보이는 것으로 추정되었다. 결론적으로 가장 최근에는 실제 성장률이 잠재성장률 수준과 비슷한 정도로 하락하여 GDP 갭이 거의 0 수준으로 수렴하는 것으로 추정되었다.<sup>7)</sup>

7) 최근 한국경제의 잠재성장률이 어느 정도인지에 대한 논쟁이 있었다. 현재의 실제 성장률이 잠재성장률을 크게 벗어나지 않기 때문에 경기침체에 대비한 확장 재정정책의 필요성이 상대적으로 작다는 주장과 잠재성장률 수준보다 작은 실제 성장률로 인해 음(-)의 GDP 갭이 충분히 관측되므로 이에 대한 경기대응적 확장 재정정책을 펴야 한다는 주장이 대립한 것이다. 하지만 본 연구의 추정결과는 일견 전자의 주장을 수용하는 것처럼 보이지만 잠재성장률 추정의 방식에 따라 그 결론이 달라질 수 있음을 알 수 있다. 후술하지만 제조업 가동률 부문을 포함할 경우 GDP 갭이 더 크게 추정되어 후자의 주장도 타당함을 보여주는 결과를 얻을 수 있었다.

[그림 III-3] 잠재성장률과 실제 성장률



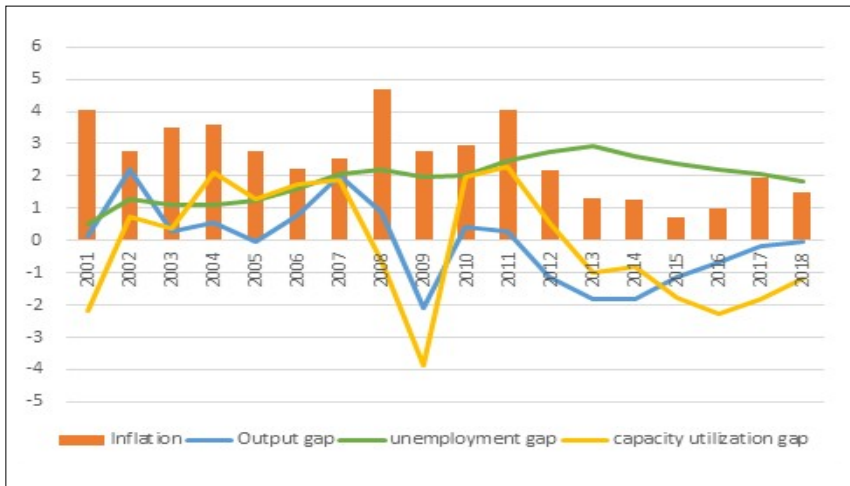
자료: 저자 작성.

[그림 III-4]는 한국의 인플레이션과 GDP 갭, 실업률 갭, 가동률 갭 사이의 관계를 보여준다. 2008년 위기 이전 GDP 갭, 실업률 갭, 가동률 갭은 모두 양(+)의 값을 가지다가 2008년 글로벌 금융위기 이후 GDP 갭과 가동률 갭은 급격히 하락하여 음(-)의 값을 가지고 실업률 갭은 소폭 상승한다. 인플레이션율도 2008년 대폭 상승하고 증가하는 추세를 보이다 그 이후엔 다시 원래 수준으로 회복한다. 그러나 2015년부터 다시 증가한다. 여기서 제조업 가동률을 추가할 경우 모형 식별이 더 유용하다. 자원활용도 중의 하나인 가동률은 자본이 사용되는 강도를 측정하는 요소이다. 경기상황에 따라 가동률은 변한다는 것이 널리 알려져 있는데, 따라서 이를 적절하게 해석하여 통제하지 못할 경우 가동률이 낮을(높을) 때 총요소생산성을 과소평가(과대평가)할 수 있다.

가동률 조사는 제조업 회사가 가동률 이상 혹은 이하로 운영되는지에 대한 정도를 파악한다. 그러나 가동률은 간단한 엔지니어링 개념을 기반으로 하기 때문에 경제발전 수준에 영향을 미치는 구조적 변화를 포착하지 못할 수 있다. 예를 들어, 어떤 상품이 더 이상 경제적으로 사용할 수 없는 경우에 그 상품이 속한 해당 산업의 가동률에 대한 서베이 조사는 해당 상품의

생산라인이 사용되지 않은 정도로 매우 낮게 보고되어 결과적으로 해당 산업의 자본스톡이 잠재 GDP에 기여하지 않는 것처럼 간주될 것이다. 제조업 가동률 부문을 포함할 경우 GDP 갭은 [그림 III-4]의 노란색 실선인데 2008년 글로벌 위기 이후에 더 빠른 속도로 하강하고 곧이어 반등할 때 더 큰 기울기로 빠르게 회복하는 것을 보여준다. 특히, 노동시장갭과 가동률이 경제 전체의 침체에 대해 서로 대립되는 방향을 보여줄 때 이 변수는 중요할 수 있다.

[그림 III-4] GDP 갭, 실업률 갭, 가동률 갭과 인플레이션



자료: 저자 작성.

본 실증분석에서 추정된 GDP 갭 추정치는 최근의 거시경제 현황과 유사한 모습을 보여주고 있다. 특히, 한국 경제는 글로벌 금융위기 이전에 실제 GDP가 잠재 GDP 수준을 약간 상회하고 있었으며 통화정책은 완만한 긴축 정책을 시행하였다. 글로벌 금융위기는 경제를 깊은 경제침체로 몰아넣었고 상품 시장과 노동 시장에 모두 부정적인 영향을 미쳤다. 이후 경제는 바로 반등하였지만 일반적인 경기주기보다는 훨씬 느리게 진행되었다. 위기 이후 경기침체는 짧은 기간 내에 회복되었지만 2015년부터 다시 침체기로 들어섰다가 다시 반등하는 추세를 보였다.

〈표 III-1〉 모형에 사용한 파라미터의 추정

파라미터	Prior mode	Prior standard error	Lower bound	Upper bound	Posterior mode
$\beta$	0.250	0.100	0.020	3.000	0.0500
$\lambda$	0.250	0.100	0.050	0.990	0.4465
$\phi$	0.600	0.100	0.100	0.990	0.3481
$\theta$	0.300	0.010	0.050	0.900	0.0500
$\delta$	0.250	0.100	0.050	0.990	0.2255
$\kappa$	2.000	0.500	1.000	10.000	1.1084
$\tau_1$	0.300	0.100	0.050	0.990	0.2923
$\tau_2$	0.300	0.100	0.050	0.990	0.7825
$\tau_3$	0.100	0.050	0.050	0.990	0.0995
$\tau_4$	0.100	0.050	0.050	3.000	0.0995
$\sigma(\epsilon_t^y)$	0.800	0.010	0.005	3.000	0.8194
$\sigma(\epsilon_t^{\bar{Y}})$	0.100	0.010	0.005	3.000	0.1060
$\sigma(\epsilon_t^G)$	0.200	0.010	0.005	3.000	0.2318
$\sigma(\epsilon_t^\pi)$	0.250	0.200	0.005	3.000	0.8487
$\sigma(\epsilon_t^u)$	0.500	0.010	0.005	3.000	0.5054
$\sigma(\epsilon_t^{\bar{U}})$	0.100	0.010	0.005	3.000	0.1001
$\sigma(\epsilon_t^{GROWTH-\bar{U}})$	0.100	0.010	0.005	3.000	0.1017
$\sigma(\epsilon_t^{\overline{CAPU}})$	0.200	0.010	0.050	0.990	0.2001
$\sigma(\epsilon_t^{GROWTH-\overline{CAPU}})$	0.200	0.010	0.050	0.990	0.2011
$\sigma(\epsilon_t^{\widehat{CAPU}})$	4.000	1.000	1.000	10.000	1.5438

자료: IMF(2017)와 저자 작성.

---

## IV. 재정정책의 효과: DSGE 모형과 VAR 추정

---

미국 금융위기로 인한 경기후퇴, 소위 대침체(Great Recession)는 경제학계에서 재정정책의 중요성에 대한 심대한 논의를 불러일으켰다. 오바마 행정부의 적극적 재정정책(The American Recovery and Reinvestment Act of 2009; ARRA)하에서도 경기의 회복은 상당히 더디게 진행되었으며, 미국 외 유럽 및 일본 등 많은 곳에서는 아직도 대침체의 영향에서 벗어나지 못하고 있는 형편이다.

사실 재정정책의 경기 부양 효과에 대한 학술적 논의는 새로운 것은 아니다. 뉴케인지언 거시모형을 이용한 많은 학자들이 확장적 정부재정 정책을 통해 민간부문의 경기를 진작할 수 있음을 보이려는 시도가 있었다. 예를 들어 Rotemberg and Woodford(1992), Devereux et al.(1996), Fatás and Mihov(2001), Blanchard and Perotti(2002), Perotti(2011), 그리고 Galí et al.(2007) 등을 들 수 있다. 반면 보다 고전적인 모형에 기반하여 재정정책의 민간경기 진작 효과가 그다지 크지 않음을 보이는 연구 결과도 많이 있다. 예를 들어 Aiyagari et al.(1992), Hall(1986), Ramey and Shapiro(1998), Edelberg et al.(1999), Burnside et al.(2004), Cavallo(2005), Mountford and Uhlig(2009), Ramey(2011, 2012), 그리고 Owyang et al.(2013) 등이 있다. 수많은 논의가 있어왔지만 경제학계에서 아직 일치된 견해는 없는 것으로 보인다.

이와 관련하여 재정정책은 경기침체에만 효과가 있다는 주장, 다시 말해서 재정정책의 비선형적(nonlinear) 경기 부양 효과에 대한 논의도 최근 등장한 바가 있다. Fazzari et al.(2015), Auerbach and Gorodnichenko(2012a), Mitnik and Semmler(2012), 그리고 Bachmann and Sims(2012) 등이 그러한 주장을 하였지만, Kim and Jia(2017), Owyang et al.(2013), and Ramey and Zubairy(2018) 등은 그러한 주장에 회의적 근거를 제시하였다.

여기서는 한국 정부의 재정정책 효과를 이론모형과 실증모형을 이용하여 분석하고자 한다. Leeper, Traum, and Walker(2017) 및 Kim and Zhang (2019) 등에 기반한 뉴케인지언(New Keynesian) 동태확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium; DSGE) 모형을 사용한다. 분석의 초점은 한국에서 재정정책의 효과가 얼마나 크고 그 효과가 어떻게 변해 왔는지에 있다. 실증분석은 벡터자기회귀(vector autoregressive; VAR) 모형을 고정된 크기의 롤링 윈도우(fixed-size rolling window) 모형과 결합하여 수행하였다. 한국경제가 1997~98년 외환위기를 겪으면서 체질의 변화가 있었고 이에 따른 정책효과가 달라질 수 있음에 착안하여 시간에 따라 변하는 효과의 크기를 추정하기 위해서이다.

또한, 통화정책과의 조율 문제도 검토하기로 한다. 재정정책의 효과는 그와 결합하는 통화정책의 기초와 무관할 수 없기 때문이다. 예를 들어 확장적 재정정책으로 인플레이션 기대가 높아질 경우에 만약 중앙은행이 이를 적극적으로 제어할 목적으로 단기금리를 공격적으로(hawkish) 상승시켜 실질이자율이 상승하게 되면 재정정책의 경기 부양 효과가 상쇄될 가능성이 있다. 반면 중앙은행이 보다 비둘기파적(dovish)인 정책을 펴서 실질이자율 인하를 용인하면 재정정책의 민간경기 진작의 효과가 커지게 된다. 즉, 통화정책의 기초에 따라 재정정책의 효과가 달라질 수 있으므로 이러한 가능성에 대해서도 분석한다.

## 1. 거시경제 이론 모형

먼저, 모형 시뮬레이션에 사용할 뉴케인지언 동태확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형을 소개한다. 본고에 사용한 모형은 Christiano, Eichenbaum, and Evans(2005), Smets and Wouters(2007), 그리고 Leeper, Traum, and Walker(2017) 등의 모형에 기반한 것이다. 모형에 대한 보다 자세한 설명은 Kim and Zhang(2019)에 서술되어 있다.

### (1) 가격경직성하의 기업 의사결정

중간재( $y_{i,t}$ )를 생산하는 기업은 다음의 생산함수를 가지고 있다고 가정하자.

$$y_{i,t} = (k_{i,t}^s)^\alpha (n_{i,t}^{1-\alpha})$$

이 기업은 뉴케인지언 거시모델에서 자주 사용되는 칼보모형(Calvo, 1983; Yun, 1996)하의 가격경직성(price stickiness)에 기반하여 가격을 책정한다. 칼보 파라미터( $\omega_p \in (0,1)$ )는 기업들이 새로운 최적가격을 설정하지 않고 과거의 인플레이션에 의존할 확률을 나타낸다. 이 기업은 다음의 방식으로 최적가격을 설정한다.

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{P_{i,t}^*} \sum_{s=0}^{\infty} (\omega_p \beta)^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \left[ \left( \frac{\Xi_{t,s}^p P_{i,t}^*}{P_{t+s}} - mc_{t+s} \right) y_{i,t+s} \right] \\ & \text{s.t. } y_{i,t+s} = \left( \frac{\Xi_{t,s}^p P_{i,t}^*}{P_{t+s}} \right)^{-\theta_p} y_{t+s} \\ & \Xi_{t,s}^p = \begin{cases} 1, & \text{for } s = 0 \\ \prod_{k=1}^s \pi_{t+k-1}^{\theta_p} \pi^{-1-\theta_p}, & \text{for } s \geq 1 \end{cases} \end{aligned}$$

중간재 대체가능성 파라미터  $\theta_p > 1$ 를 써서 최종재( $y_t$ )의 생산함수를 다음과 같은 함수(Dixit and Stiglitz, 1977)로 표현할 수 있다.

$$y_t = \left[ \int_0^1 y_{i,t}^{\frac{\theta_p-1}{\theta_p}} di \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p-1}}$$

이와 관련 최종재 가격( $P_t$ )은 중간재가격의 함수로 다음과 같이 주어진다.

$$P_t = \left[ \int_0^1 P_{i,t}^{1-\theta_p} di \right]^{\frac{1}{1-\theta_p}}$$

이러한 시장가격을 바탕으로 중간재기업은 이윤 극대화를 추구하고 이에 따른 중간재 수요는 다음과 같이 나타난다

$$y_{i,t} = \left( \frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\theta_p}$$

## (2) 임금경직성하의 가계 의사결정

소비와 요소공급의 주체인 가계(household)는 다음의 효용극대화 문제를 푼다고 가정한다.

$$\begin{aligned}
 & E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln(c_{j,t}^* - hc_{t-1}^*) - \chi \frac{n_{j,t}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \\
 & s.t. \quad c_{j,t} + i_{j,t} + \frac{B_{j,t}}{P_t} \leq \frac{R_{t-1}B_{j,t-1}}{P_t} + (1-\tau^n)w_{j,t}n_{j,t} + \\
 & \quad \left[ (1-\tau^k)r_t^k u_{j,t} - a(u_{j,t}) \right] k_{j,t-1} + d_{j,t} + tr \\
 & \quad k_{j,t} = (1-\delta)k_{j,t-1} + \left[ 1 - S\left(\frac{i_{j,t}}{i_{j,t-1}}\right) \right] i_{j,t}
 \end{aligned}$$

노동시간( $n_{j,t}$ ) 외에 가계의 효용은 사유재( $c_{j,t}$ )와 공공재( $g_t$ )의 복합재( $c_{j,t}^*$ )에 영향을 받는다. 다시 말해,

$$c_{j,t}^* = c_{j,t} + \alpha_g g_t$$

Leeper et al.(2017)을 따라 우리는  $\alpha_g < 0$ 으로 가정을 한다. 이는 사유재와 공공재가 보완재의 성격을 가진다는 의미이다.  $\alpha_g > 0$ 일 경우 이들이 서로 대체재의 역할을 한다는 의미인데 Christiano and Eichenbaum(1992), Ambler and Paquet(1996), and Finn(1998) 등에서 사용된 바가 있다.

각 가계가 제공하는 노동( $n_{j,t}$ )은 독점적경쟁(monopolistic competition)시장에서 거래가 된다. 기업섹터와 유사하게 칼보모형(Calvo, 1983; Yoon, 1996)에 기반하여 각 가계는 다음의 1계조건을 만족하는 방식으로 최적임금을 산정한다고 가정한다.

$$\begin{aligned}
 & \sum_{s=0}^{\infty} (\omega_w \beta)^s E_t \left[ \frac{n_{j,t+s}}{\tilde{c}_{t+s}} \left( \frac{\Xi_{t+s}^w w_{j,t}^*}{P_{t+s}} - M^w MRS_{j,t+s} \right) \right] = 0 \\
 & n_t = \left[ \int_0^1 n_{j,t}^{\frac{\theta_w-1}{\theta_w}} dj \right]^{\frac{\theta_w}{\theta_w-1}}
 \end{aligned}$$

$$\Xi_{t+s}^w = \begin{cases} 1, & \text{for } s = 0 \\ \prod_{k=1}^s \pi_{t+k-1}^{\iota_w} \bar{\pi}^{1-\iota_w}, & \text{for } s \geq 1 \end{cases}$$

기업부분과 유사하게 칼보 파라미터( $\omega_w \in (0,1)$ )는 노동제공 가계들이 새로운 최적임금을 설정하지 않고 과거의 인플레이션에 의존할 확률을 나타낸다.

### (3) 화폐정책, 재정정책, 시장청산 조건

중앙은행은 다음의 테일러 준칙(Taylor Rule)에 따라 이자율을 정한다.

$$R_t = R_{t-1}^{\psi_r} \left[ \bar{R} \left( \frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^{\phi_\pi} \left( \frac{y_t}{\bar{y}} \right)^{\phi_y} \right]^{1-\psi_r}$$

정부의 재정정책( $g_t$ )은 다음의 제약하에서 운용이 된다.

$$\frac{B_t}{P_t} + \tau^n w_t n_t + \tau^k r_t^k u_t k_{t-1} = \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{P_t} + g_t + tr$$

$$g_t = g_{t-1}^{\psi_g} \left[ g \left( \frac{b_{t-1}}{\bar{b}} \right)^{-\gamma_g} \right]^{1-\psi_g} v_{g,t}$$

마지막으로 다음의 시장청산(Market Clearing) 조건이 필요하다.

$$y_t = c_t + i_t + g_t + a(u_t)k_{t-1}$$

#### (4) 시뮬레이션 분석 결과

시뮬레이션 분석을 위해 모델에 필요한 파라미터들의 캘리브레이션 값은 <표 IV-1>에 정리되어 있다.<sup>8)</sup>

<표 IV-1> 사용된 파라미터 값(분기)

가계부분 파라미터	
$\beta$ , 할인율	0.9958
$h$ , 소비습관	0.99
$\eta$ , Frisch 노동공급 탄력성의 역수	2
$\bar{n}$ , 정상상태(Steady state)의 노동시간	1/3
$\delta$ , 감가상각률	0.025
$\alpha_g$ , 사유재/공공재 파라미터	-0.2
생산부분 파라미터	
$\alpha$ , 자본 분배율	0.33
$\theta_p$ , 중간재 대체 탄력성	8
$\theta_w$ , 노동 대체 탄력성	8
$\omega_p$ , 칼보 파라미터(상품가격)	0.8
$\omega_w$ , 칼보 파라미터(노동가격)	0.8
$\zeta_2$ , 자본 가동률	0.15
$\kappa$ , 투자 조정 비용	5
정책부분 파라미터	
$\bar{\pi}$ , 정상상태(Steady state)의 인플레이션	1.0082
$\psi_g$ , 정부재정 지속성 파라미터	0.98
$s_g$ , 정상상태(Steady state)의 GDP 대비 정부재정비율	0.1746
$s_b$ , 정상상태(Steady state)의 GDP 대비 정부부채비율	0.0576
$\bar{\tau}^n$ , 정상상태(Steady state)의 노동세율	0.2171
$\bar{\tau}^k$ , 정상상태(Steady state)의 자본세율	0.2497

8) 사용가능한 데이터의 제약으로 다수의 파라미터 값은 현재 학계에서 공통적으로 사용되는 값들을 이용하였는데 가장 시나리오에 따른 시뮬레이션 분석에서 경제적 함의를 구함에 있어 큰 문제가 있을 것으로 보이지는 않는다. 정상상태(Steady state)의 정부재정비율은 1973년부터 2018년까지 분기별 한국은행 데이터를 사용하여 계산했는데 GDP 대비 한국 정부의 소비 및 투자지출의 평균값을 사용하였다. 정상상태(Steady state) 정부부채비율의 경우 1990년부터 2017년까지의 연간 데이터(GGGDTAKRA188N, 출처: FRED)를 사용하여 평균값을 구하였다.

이와 더불어 중앙은행의 통화정책 기조를 정하기 위해서 테일러 준칙의 인플레이션과 아웃풋 갭 파라미터를 정해야 하는데, 이를 위해 우리는 Clarid, Gali, and Gertler(1999)에서 제시된 추정치를 벤치마크로 사용했다. 이들 정책변수 파라미터 값들은 <표 IV-2>에 정리되어 있다.<sup>9)</sup>

<표 IV-2> 통화정책 기조 관련 파라미터 값(분기)

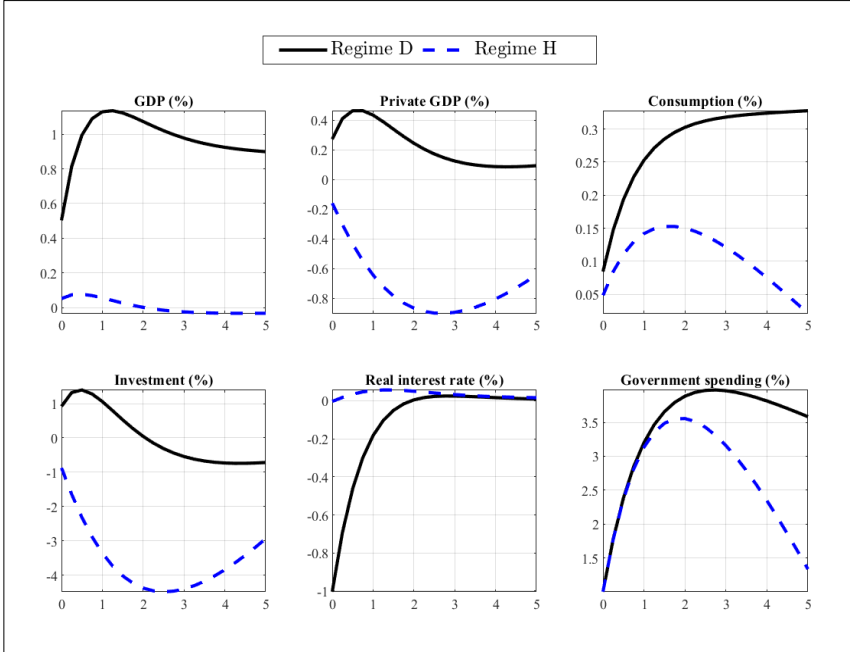
통화정책 기조 D	
통화정책	
$\phi_{\pi}$ , 인플레이션 반응 파라미터	0.83
$\phi_y$ , 아웃풋 갭 반응 파라미터	0.27
$\psi_r$ , 이자율 스무딩 파라미터	0.68
재정정책	
$\gamma_g$ , 정부부채에 대한 재정반응도	0
통화정책 기조 H	
통화정책	
$\phi_{\pi}$ , 인플레이션 반응 파라미터	2.15
$\phi_y$ , 아웃풋 갭 반응 파라미터	0.93
$\psi_r$ , 이자율 스무딩 파라미터	0.79
재정정책	
$\gamma_g$ , 정부부채에 대한 재정반응도	0.07

[그림 IV-1]에 시뮬레이션 결과가 나와 있는데, 재정정책의 경기부양효과가 중앙은행이 비둘기파적(dovish)인 정책을 펴는 통화정책 기조 D의 경우에만 유의미하게 나타나는 것을 볼 수 있다. 재정지출이 1% 증가할 경우 인플레이션이 발생하게 되는데 중앙은행이 이를 위해 급격히 이자율을 인상하게 되는 통화정책 기조 H의 경우에는 실질이자율이 상승하게 되고, 결국 민간부문의 경기 위축이 발생하게 된다. 반면 통화정책 기조 D의 경우 중앙은행이 이자율을 인플레이션보다 늦게 천천히 상승시킴에 따라 실질이자율이

9) 한국의 경우 이자율을 통한 통화정책의 역사가 매우 일천하여 테일러 준칙 관련 파라미터를 한국 데이터를 이용하여 추정하는 것이 실질적으로 불가능하다. 하지만 앞서 언급한 바와 같이 이론모형에 기반한 시뮬레이션 분석을 통해 통화정책 기조별 재정정책의 효과분석을 알아보는 것은 여전히 의미가 있다고 볼 수 있을 것이다.

하락하고, 이는 민간부문의 경제행위를 강화하여 재정정책의 경기부양효과를 강화하는 결과를 가져온다.

[그림 IV-1] 재정정책 시뮬레이션 결과



자료: 저자 작성

## 2. 계량경제 모형과 추정 결과

### (1) 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용한 재정정책의 효과 분석 방법

재정정책의 거시경제변수에 대한 동태적 효과 분석을 위해 우리는 다음과 같은 벡터자기회귀(vector autoregressive; VAR) 모형을 이용한다.

$$x_t = \gamma' d_t + \sum_{j=1}^p A_j x_{t-j} + C \epsilon_t$$

여기서  $x_t = [g_t, y_t, z_t]'$ 는 정부재정변수( $g_t$ ), 실물경제변수( $y_t$ ), 그리고 여러 통제변수를 포함하고 있는 벡터의 변수( $z_t$ )로 이루어져 있다.  $d_t$ 는 상수(intercept)와 시간 추세(time trend)를 포함하는 결정적(deterministic) 변수벡터이다.  $C$ 는 변수간 축차적(recursive) 단기(contemporaneous) 관계를 반영하는 하삼각행렬(lower-triangular matrix)이며,  $\epsilon_t$ 는 직교화(orthonormalized)된 ( $E\epsilon_t\epsilon_t' = I$ ) 구조적 충격(structural shocks) 벡터이다.  $k$ 번째 변수에 대한  $j$ -기 이후의 충격반응함수(impulse-response function; IRF)는 다음과 같이 정의된다.

$$IRF_{k,j} = E(x_{t+j} | \epsilon_{k,t} = 1, ohm_{t-1}) - E(x_{t+j} | ohm_{t-1})$$

이 연구에서 우리는 정부 재정정책의 효과가 시간이 지남에 따라 질적으로 크게 변화했다고 보고 있다. 이를 보이기 위해 우리는 고정된 크기의 롤링 윈도우(fixed-size rolling window) 방식을 통해 시간에 따라 변하는 충격반응함수(time-varying IRF) 분석을 하고자 한다.

먼저, 우리는  $T_0$ (예를 들어 초기 20년) 데이터를 이용하여 VAR 시스템을 추정하고 정부재정 1% 증가에 대한 여러 변수들의 IRF를 앞서 설명한 방식에 따라 구한다. 그후  $T_0 + 1$ 번째 관측치를 추가하는 반면 최초의 관측치( $t = 1$ )를 배제하여 두 번째 데이터를 구축하여 정부 재정정책에 대한 IRF를 같은 방법으로 다시 구한다. 여기서 주목할 것은  $T_0$ 의 윈도우 크기를 그대로 유지하면서 동일한 추정을 한다는 것이다. 이는 축차적(recursive) 윈도우 방식과 구별되는 것으로 기저에 있는 자료 생성과정(Data Generating Process; DGP)이 변하는 경우 더 좋은 방식으로 알려져 있다. 이렇게 동일한 사이즈의 윈도우를 마지막  $T$ 시점까지 이동하며 추정을 계속 반복한다.

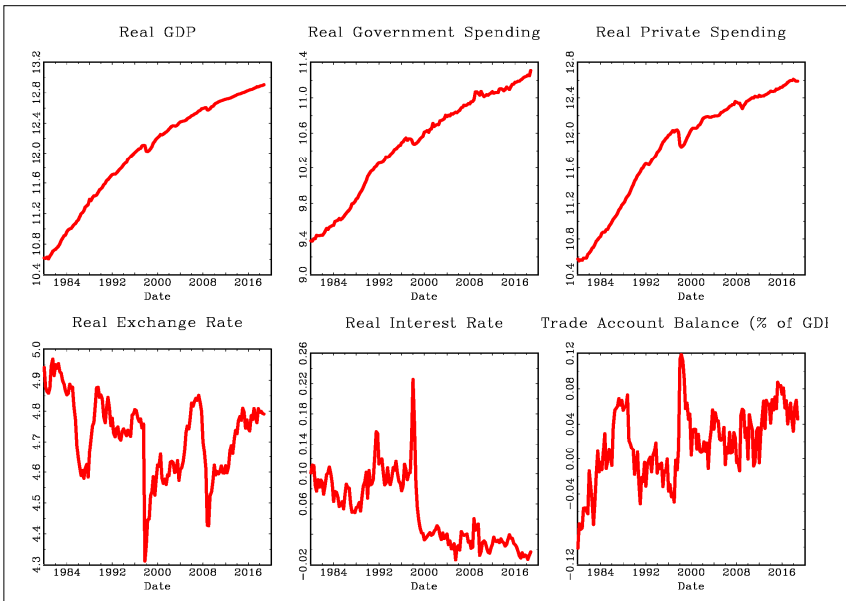
이후 섹션에서 제공되는 그림에서 볼 수 있듯이 재정정책의 거시효과는 시간이 흐르며 크게 변화한 것을 알 수 있다. 이러한 현상은 정부 재정정책과 중앙은행의 통화정책 간의 정책공조(coordination) 상황에 영향을 받은 것으로 파악되는데, 재정정책의 경기진작효과는 중앙은행과의 정책조율을 필요로 하는 것으로 보여진다.

## (2) 자료 설명

이 연구는 1980년 1/4분기부터 2018년 4/4분기까지의 거시데이터를 사용하여 실증분석을 행했다. 모든 데이터는 한국은행 데이터베이스에서 제공받았다.

[그림 IV-2]에서 볼 수 있듯이 실질 GDP, 실질 정부지출, 그리고 실질 민간지출(실질 민간소비+실질 민간투자)은 양(+)의 추세선을 분명히 따르고 있어 시계열 불안정성(nonstationarity)을 통제할 필요가 있음을 보여준다. 실질 실효환율은 등락이 크면서도 강한 지속성(persistence)을 보여주고 있으며, 실질 이자율 역시 큰 가변성을 보임과 동시에 2000년 들어 크게 낮아지는 양상을 나타낸다. 무역수지는 전반적으로 2000년 들어 흑자기조를 공고히 하고 있는 것으로 보인다. VAR 시스템에 존재하는 시계열 불안정성(nonstationarity)을 통제하기 위해 앞에서 설명한 바와 같이 시간 추세(time trend)를 포함시켜 분석을 행한다.

[그림 IV-2] 거시경제 데이터



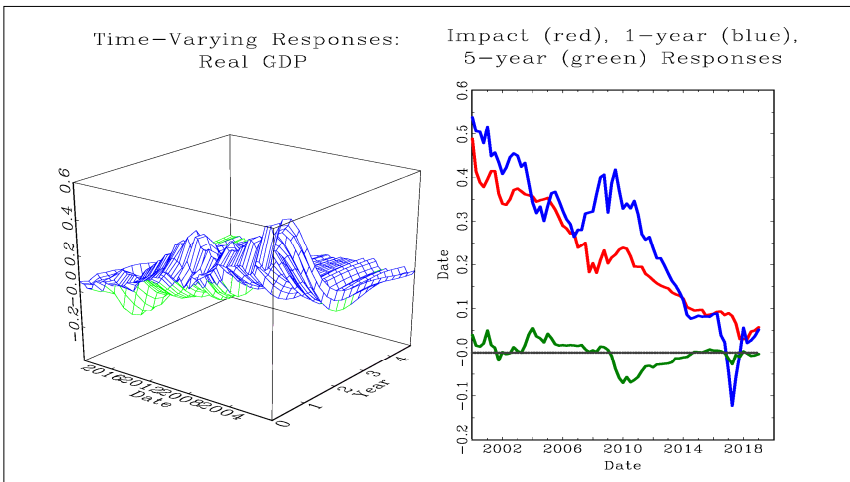
### (3) 충격반응함수(IRF)를 이용한 분석

#### 가. 재정정책효과: 롤링(rolling) 윈도우 방법

먼저, 20년 롤링(rolling) 윈도우를 이용하여 1% 정부지출 증가의 각 실물 부문에 대한 동태효과를 알아보도록 하자. [그림 IV-3]의 좌측에 있는 그래프는 정부지출 1% 증가에 대한 실질 GDP의 반응이 질적으로 크게 변하고 있음을 보여준다. 다시 말해서 1980년부터 1990년까지의 데이터로 추정된 IRF는 정부 재정정책이 큰 양(+의) 경기부양효과(파란색)를 가져옴을 보여준다. 이러한 효과는 약 2년여 동안 지속되는 경향을 보여준다.

그러나 윈도우를 보다 현재 쪽으로 옮김에 따라 이러한 경기부양효과가 크게 줄어드는 경향을 보임을 알 수 있다. 이러한 경향을 보다 직관적으로 볼 수 있도록 하기 위해 그림의 우측 편에 시간에 따라 변하는(time-varying) 단기, 중기, 장기효과를 그려보았다. 이들 그래프는 좌측의 3차원 그래프를 Year 축을 따라  $t = 0, 1, 5$ 에서 잘라내어 나타낸 것이다. 이 그래프에 나타난 단기, 중기 그래프들이 대체로 음(-)의 기울기를 가지고 있는 것으로 볼 때, 단기, 중기의 재정효과가 급속히 떨어지는 것으로 보여지며, 장기효과는 항상 미미했음을 알 수 있다.

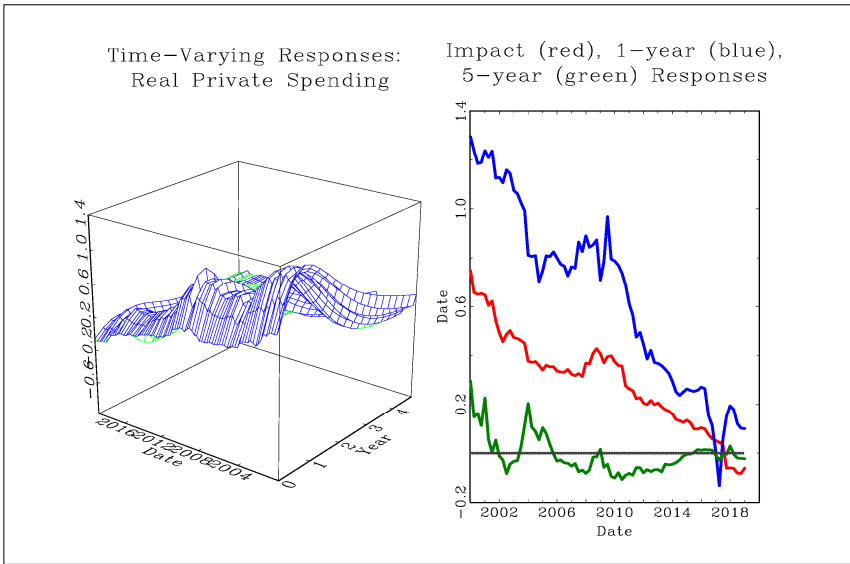
[그림 IV-3] 재정정책의 실질 GDP에 대한 효과



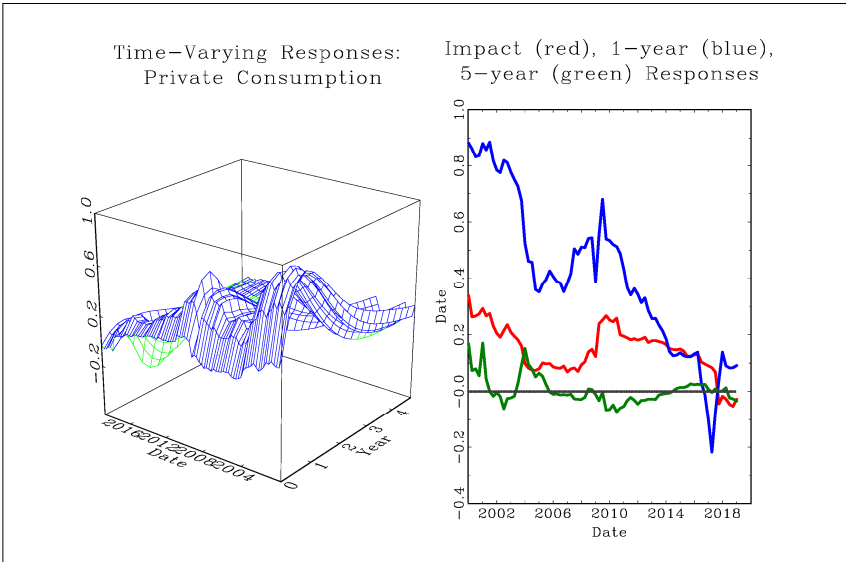
다음 [그림 IV-4]은 정부 재정정책의 민간부문에 대한 경기부양효과를 보여준다. 이를 위해 실질 GDP 중 민간소비와 투자를 포괄한 민간부문 GDP를 VAR에 포함시켜 추정을 진행하였다. 전반적으로 추정결과는 크게 다르지 않았으며 재정정책의 효과가 점점 줄어드는 양상을 보여주고 있음을 확인시켜 주었다.

이에 더해서 재정정책의 민간소비([그림 IV-5])와 민간투자([그림 IV-6])에 대한 효과도 동일한 방식으로 추정하였는데 전반적으로 매우 유사한 동학(dynamics)을 확인할 수 있었다.

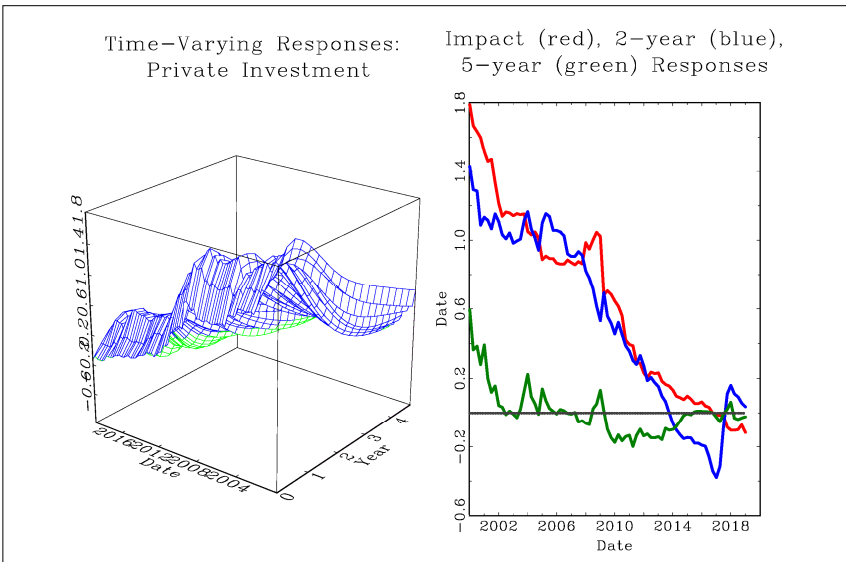
[그림 IV-4] 재정정책의 실질 Private GDP에 대한 효과



[그림 IV-5] 재정정책의 실질소비에 대한 효과



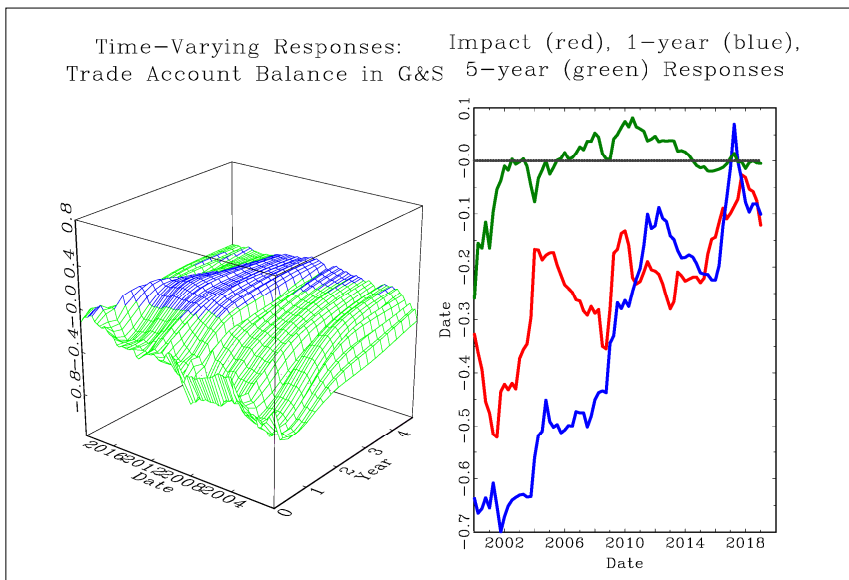
[그림 IV-6] 재정정책의 실질민간투자에 대한 효과



다음으로 재정정책이 대외부문에 미치는 영향을 분석해보았다. 아주 흥미로운 것은 [그림 IV-7]에서 볼 수 있듯이, 정부재정이 1% 증가하는 충격에 대해 샘플 초기의 데이터로 분석할 경우 무역수지가 감소하는 경향이 나타났는데 이는 소위 말하는 ‘쌍둥이 적자(twin deficit)’의 전형적 현상이다. 정부재정의 적자가 무역수지의 적자로 이어지는 현상을 말하는 것으로 한국경제에도 나타나는 것을 볼 수 있었다. 그러나 흥미롭게도 샘플 윈도우를 보다 최근으로 옮김에 따라 그 적자의 폭이 급속도로 줄어드는 것을 발견할 수 있었다. 이러한 현상은 Kim and Lee(2018)에서도 보고된 바가 있다.

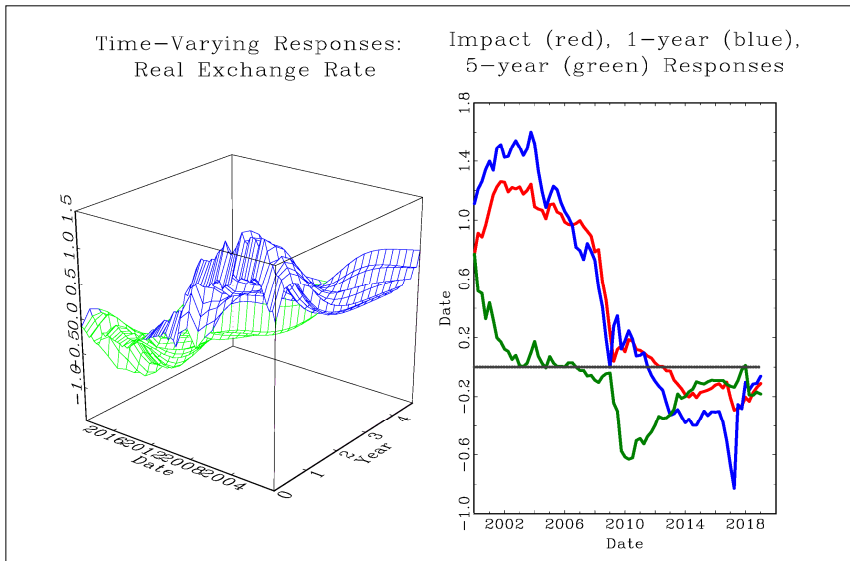
그림에서 볼 수 있듯이 초기의 데이터를 쓸 경우 무역수지의 반응이 대체로 음(-)의 효과를 보이지만 최근 데이터가 분석에 사용되면서 그 효과가 급속히 줄어들을 볼 수 있었으며 중기적으로 양(+의 효과를 나타내는 경우도 관측되었다. 우측의 그림에서 볼 수 있듯이 최근 20년의 데이터를 쓸 경우 단기, 중기, 장기 효과가 모두 미미한 수준에서 추정이 되는 것을 볼 수 있다.

[그림 IV-7] 재정정책의 무역수지에 대한 효과



이러한 초기의 쌍둥이 적자 현상의 원인은 실질환율에 대한 효과를 보여주는 다음 [그림 IV-8]에서 볼 수 있다. 샘플 초기의 경우 정부재정지출의 1% 증가는 한국 원화의 실질절상(real appreciation of KRW)을 가져오는 것으로 보인다. 이러한 실질절상은 한국의 대외경쟁력 감소로 이어지고 결국 무역수지의 적자로 귀결되는 현상이 나타난다. 그러나 샘플 후기로 갈수록 재정정책과 실질환율의 연결고리는 점점 약화되는 현상을 보여주고 있다. 가장 최근 20년의 데이터를 사용할 경우 실질적으로 두 변수 간의 효과는 거의 없는 것으로 보여진다.

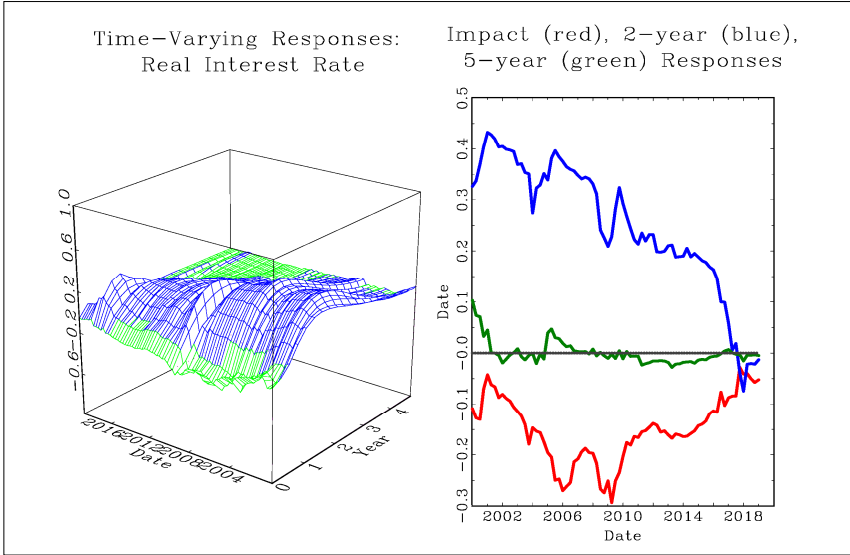
[그림 IV-8] 재정정책의 실질환율에 대한 효과



이와 더불어 재정정책이 왜 실질환율 절상을 경제 초기에 가져왔는지는 다음의 [그림 IV-9]에서 보듯이 실질이자율에 대한 효과를 보면 이해가 가능하다. 실질이자율의 재정지출이 대한 반응은 실질 환율의 그것과 매우 유사한 양상을 보여주고 있다. 샘플 초기의 경우 재정지출이 증가할 경우 실질이자율이 급속히 증가하였고, 이는 실질환율을 상승시키는 효과를 가져옴에 따라 무역수지를 악화시키게 되었다.<sup>10)</sup> 다시 말해 쌍둥이 적자가 나타나게

되었다. 하지만 샘플 후기로 접어들면서 이러한 연결고리는 약화되었고 이로 인해 쌍둥이 적자 현상은 사라지게 된 것으로 보인다.

[그림 IV-9] 재정정책의 실질 이자율에 대한 효과



#### 나. 재정정책효과: Sub-Sample 분석

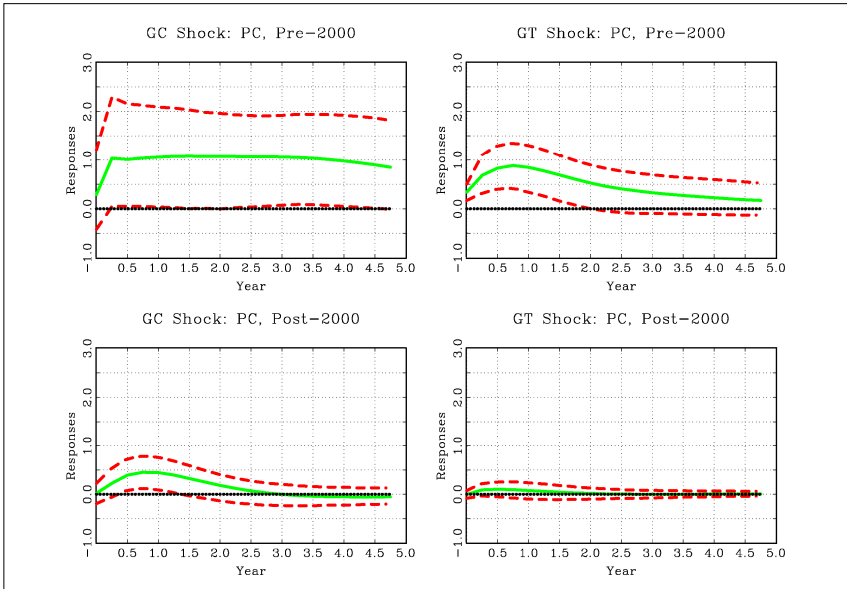
앞에서 본 바와 같이 한국경제에서의 재정정책의 효과는 시간이 흐름에 따라 약화되는 현상을 볼 수가 있었다. 주지하다시피 한국경제는 1997~98년 외환위기를 겪으면서 질적인 변화를 겪은 바가 있다. 이에 바탕하여 2000년 이전과 이후로 샘플을 나누어 정부지출 1% 증가에 대한 실물부문의 반응을 살펴보도록 하자.

[그림 IV-10]은 정부소비지출과 정부총재정지출의 1% 충격에 대한 민간소비의 반응을 2000년 이전(위 그래프)과 이후(아래 그래프)로 나누어 보여준다. 이전 섹션에서 살펴본 바와 같이 정부 재정정책의 경기부양효과는 2000

10) 이러한 실질이자율의 증가는 통화정책 기초 D하에서의 뉴케인지언 모델 결과와 상충하는 결과이다. 이러한 불일치를 해소하기 위해서는 Kim and Zhang(2019)에서 보인 sentiment channel을 도입할 필요가 있는 것으로 생각된다.

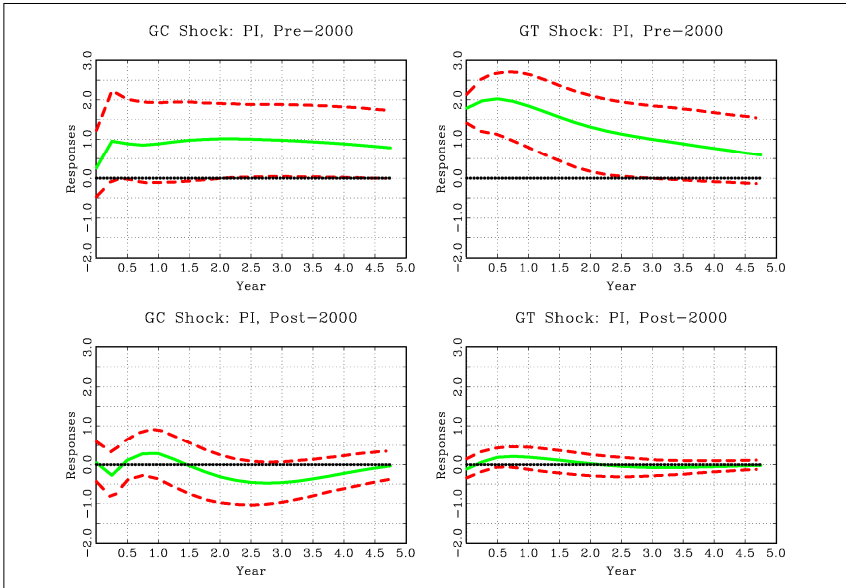
년 이전에 훨씬 강했던 것으로 나타났다. 하지만 정부소비지출의 경기부양 효과는 2000년 이후에도 통계적으로 유의한 수치를 1년여 보이고 있어 재정정책의 효과가 여전히 존재하고 있음을 알 수 있다. 이와 더불어 정부 소비 지출의 효과가 정부총재정지출의 효과보다 대체로 강한 것으로 나타났는데, 이는 경기부양효과가 주로 정부소비를 통해 이루어지고 있음을 보여준다.

[그림 IV-10] 재정정책의 민간소비에 대한 효과



다음으로 정부 재정정책의 민간부문 투자에 대한 효과를 같은 방식으로 [그림 IV-11]에 나타내었는데, 역시 2000년 이전의 경우에만 의미있는 경기부양효과를 관측할 수 있었다. 특히 2000년 이후의 경우 정부지출의 민간투자에 대한 효과는 큰 의미가 없는 수준으로 보여진다.

[그림 IV-11] 재정정책의 민간투자자에 대한 효과

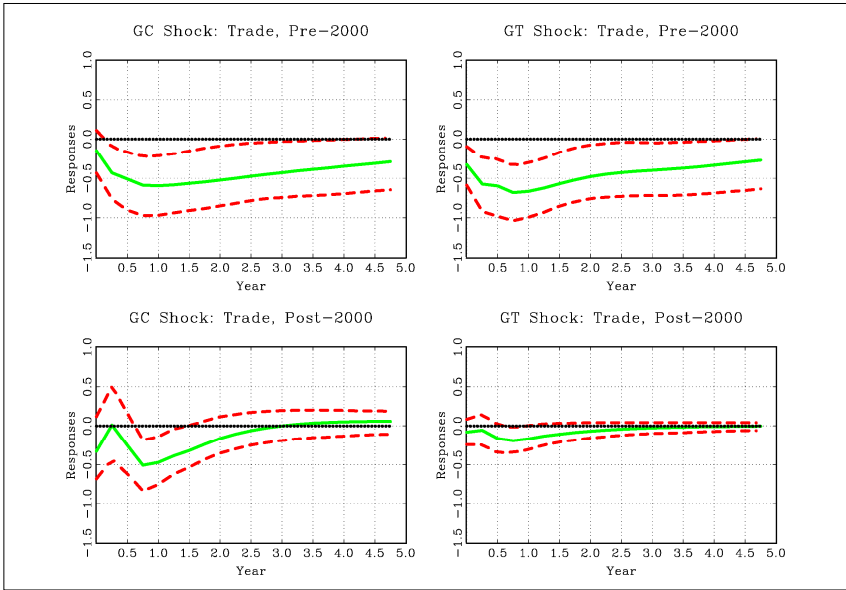


재정지출의 증가가 무역수지 악화로 나타나는 쌍둥이 적자는 2000년 이전에만 통계적으로 유의하게 나타난 것으로 보인다. 2000년 이후에는 그 연결고리가 사실상 사라진 것으로 보이는데 이는 미국과 같은 선진경제에서도 관측이 되는 현상이다.<sup>11)</sup>

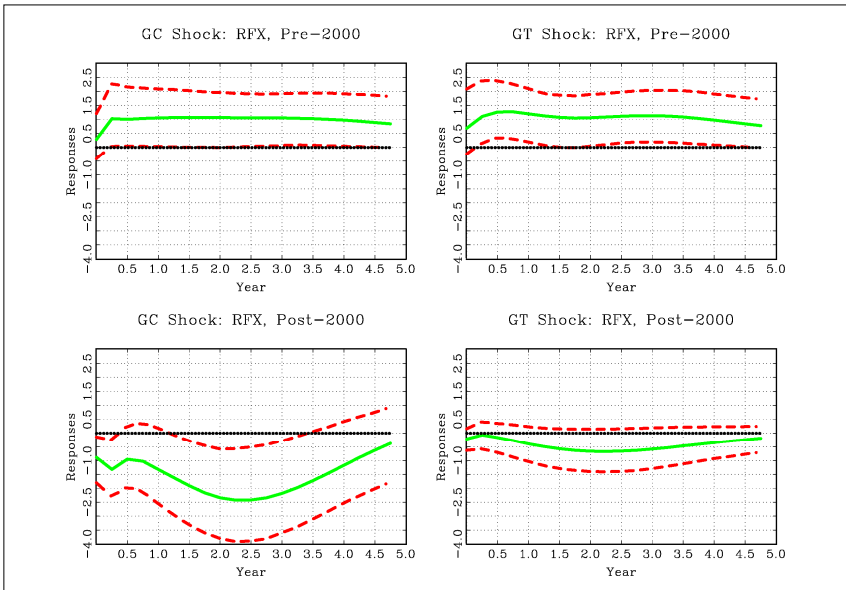
이는 한국 원화의 전반적 환율과 달러화 대비 원화 환율에 대한 재정정책의 효과에서도 일관적인 결과를 관측할 수 있다. [그림 IV-12]에서 볼 수 있듯이 2000년 이전의 경우 정부지출이 1% 증가하는 경우 통계적으로 유의한 원화의 강세가 관측이 된다. 그러나 2000년 이후의 경우 오히려 원화의 약세가 나타나는 것을 볼 수 있다. [그림 IV-13]도 유사한 결과를 보여준다. 정부지출의 1% 증가에 반응하여 달러환율이 2000년 이전에는 감소(원화 강세)하는 양상을 보여주고 있으나, 2000년 이후에는 통계적으로 유의하지 않은 증가(원화 약세) 혹은 큰 영향력이 없는 것으로 보여진다.

11) Kim and Roubini(2008) 참조

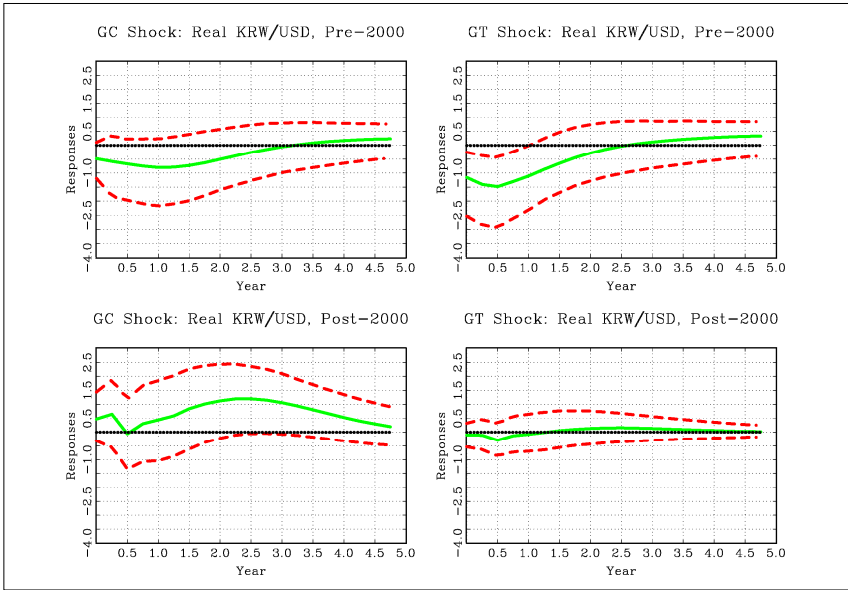
[그림 IV-12] 재정정책의 국제수지에 대한 효과



[그림 IV-13] 재정정책의 원화 환율에 대한 효과



[그림 IV-14] 재정정책의 달러 환율에 대한 효과



종합적으로 볼 때 정부 재정정책의 효과는 유의미한 단기적 부양효과가 관측됨에도 불구하고 2000년 이전과 비교할 때 최근 크게 약화된 것으로 보인다.

#### (4) 중앙은행과의 공조 필요성

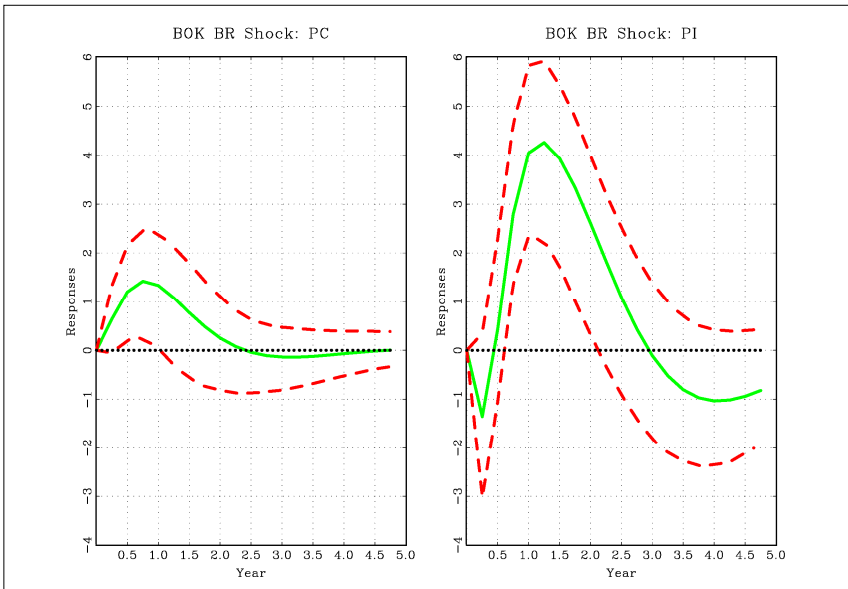
한국은행은 물가안정 목표제(inflation targeting)를 1998년 도입하여 현재 까지 유지하고 있다. 물가안정 목표는 소비자물가 혹은 근원소비자물가 인플레이션을 기준으로 2~3% 수준으로 유지되어왔다. 한국은행은 금융통화위원회의 정례회의 등에서 물가안정 달성을 위한 기준금리(base rate)를 정하여 통화정책을 시행해오고 있다. 다시 말해서 한국은행은 금융위기 이후 경기진작을 위한 신용공급이라는 역할에서 벗어나 물가안정이라는 목표를 위한 독립적인 정책결정기관으로 변모하였다.

근래 세계를 강타한 금융위기와 경기하강(Great Recession) 이후 중앙은행의 역할에 있어 경기부양의 목표가 좀더 중요시되고 있는 현실을 감안할

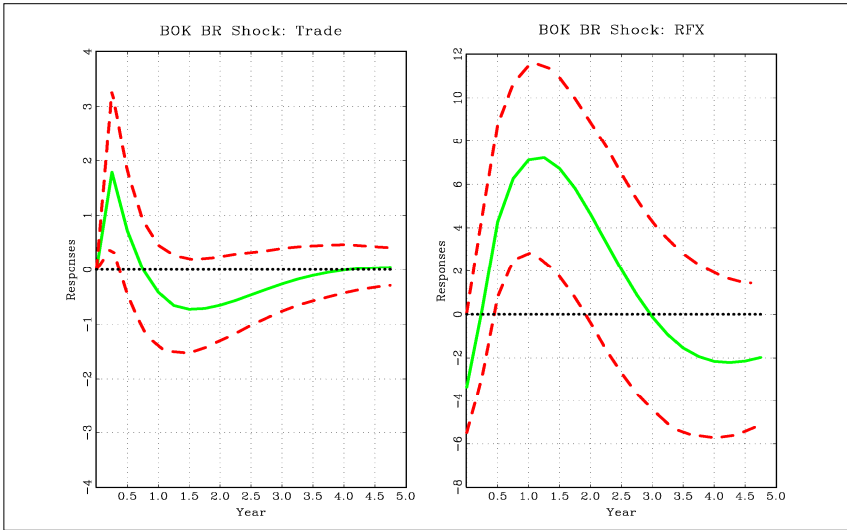
때, 한국은행의 통화정책이 경기에 어떠한 영향을 미치는지를 분석해 볼 필요가 있다.

[그림 IV-15]에서 보듯이 한국은행이 기준금리를 1% 인하하였을 경우 민간소비와 민간투자지출은 통계적으로 유의미하게 증가하는 양상을 보여준다. 다시 말해서 확장적 통화정책의 경기부양효과가 상당함을 알 수 있다. 또한 [그림 IV-16]에서 볼 수 있듯이, 한국은행이 기준금리를 인하할 경우 원화는 일시적으로 약화현상을 보이며 이는 일시적인 무역수지 개선효과를 가져온다. 하지만 실질환율은 곧 반등하여 무역수지를 다소 악화시키지만 통계적으로 유의미하지는 않은 것으로 보인다. 오히려 실질환율이 시차를 두고 반등하는 것은 한국경제가 민간부문의 경기진작으로 강화되는 것으로 해석해야 할 것이다.

[그림 IV-15] 통화정책의 민간지출에 대한 효과



[그림 IV-16] 통화정책의 대외부문에 대한 효과



한국경제에서 재정정책은 통화정책과 조율이 잘 될 경우에만 경기부양의 효과가 큰 것으로 나타난다. 예를 들어 확장적 재정정책으로 인플레이션 기대가 높아질 경우 중앙은행이 이를 적극적으로 제어할 목적으로 단기금리를 공격적으로(hawkish) 상승시켜 실질이자율이 상승하게 되고 이로 인해 재정정책의 경기부양효과가 상쇄될 가능성이 있는 것으로 파악되었다. 반면 중앙은행이 보다 비둘기파적(dovish)인 정책을 펴서 실질이자율 인하를 용인할 경우 재정정책의 민간경기 진작의 효과가 커지는 것을 볼 수가 있었다.

무엇보다 과거에 비해 재정정책의 효과가 약화된 데에는 무엇보다 전 세계적으로 성장잠재력이 둔화하고 있는 소위 뉴노멀(New Normal)의 영향이 있는 것으로 보인다. 한국도 예외는 아니어서 실제 잠재성장률이 둔화하고 있다. 한편 추가 요인으로 통화정책의 기조 변화를 언급할 수 있다. 물가안정목표제(inflation targeting)가 정착된 점도 영향을 미칠 수 있는 것으로 판단된다. 고도성장기에 신용공급자 역할을 담당했던 한국은행이 물가안정에 주력하는 독립적 기관으로 변모한 사실이 재정정책의 효과를 약화시키는 데 영향을 주었을 가능성도 있는 것이다.

---

## V. 장기적 경제 성장을 위한 재정정책의 역할

---

경기변동에 대응하는 경기조절형 거시경제 정책(countercyclical macroeconomic policy)은 경기조절형 통화정책과 경기조절형 재정정책으로 이루어진다. 사실 글로벌 금융위기가 발생하기 이전까지는 상대적으로 재정정책보다 통화정책의 경기조절 기능에 주목하는 경향이 강했다. 그러나 글로벌 금융위기의 수습 과정에서 양적 완화로 대표되는 비전통적 통화정책의 효과가 소진되자 재정정책의 역할을 재조명하는 경향이 등장했다. 특히 구조적 장기침체(secular stagnation)의 가능성에 무게를 둔 논의에서는 민간부문 유효수요의 부족에 대처하기 위한 근본적인 처방으로 재정의 적극적인 역할을 주문하기도 한다.

한국경제는 잠재성장률이 둔화하고 있는데다, 사회안전망과 고용안전망을 더욱 강화하여 분배구조를 개선해야 할 과제를 안고 있다. OECD 주요국과의 비교에서 쉽게 알 수 있듯이 한국은 아직까지 세입과 세출 면에서 정부가 차지하는 규모가 작은 편이다. 따라서 정부는 재정정책을 통해 경기를 조절하는 차원을 넘어 사회의 변화에 더 적극적으로 대응할 필요가 있다. 자원의 효율적인 배분을 유도해야 할 뿐만 아니라 소득의 공평한 분배를 추구하며 분배와 성장의 선순환을 추구해야 하기 때문이다. 특히 성장과 분배가 조화로운 포용국가로 나아가기 위해서는 보다 장기적인 안목에서 재정의 역할을 강화해야 할 것이다. 물론 재정지출의 효율화를 위해 노력해야 한다.

이전 장에서는 재정정책의 효과를 동태확률일반균형(DSGE) 모형과 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용해 살펴보았으나, 재정정책의 효과에 대해서는 매우 다양한 견해와 연구결과들이 존재하고 있음을 환기할 필요가 있다. 사실 한국은 재정정책을 적극적이고 능동적으로 수행해온 국가에 속하지는 않는다. 재정지출의 효과에 대한 연구 또한 충분히 이루어지지 못했으며, 재정정책의 효과에 대한 견해도 그만큼 다양하다. 앞으로 재정정책의 효과에

대한 논쟁과 재정건전성에 대한 논란도 끊임없이 반복될 것이다. 여기서는 재정정책의 효과를 실증분석한 기존의 국내외 연구결과를 포괄적으로 소개하며, 나아가 재정건전성 논란을 염두에 두고 확장적 재정정책의 여건을 검토해 보기로 한다.

## 1. 재정정책의 효과에 기존의 연구: 재정승수를 중심으로

재정지출의 효과를 분석한 선행연구들은 다양하다. 재정승수를 추정하는 연구가 가장 일반적이데 재정지출의 효과를 파악하기 위한 지출승수에 대하여 다양한 정의가 사용되고 있다. 지출승수는 GDP 변화( $\Delta Y$ )를 정부지출 변화( $\Delta G$ )로 나눈 비율로 정의되는데 만약 정부지출이 1원 증가하고 이러한 정부지출 증가가 GDP를 m만큼 증가하게 만든다면 지출승수는 m원/1원=m이다. 그러나 정부지출 증가로 인한 GDP 증가라는 재정지출의 효과는 반드시 동일한 시점에 발생하지 않고 시차를 두고 발생할 수도 있다.

재정지출의 당기승수(impact multiplier)는 재정지출 당시의 정부지출 변화 대비 GDP 변화의 비율( $\Delta Y(t) / \Delta G(t)$ )로 정의되며, 정점승수(peak multiplier)는 재정지출효과가 가장 큰 시점에서의 정부지출 변화 대비 GDP 변화의 비율( $\max_n (\frac{\Delta Y(t+N)}{\Delta G(t)})$ )로 표현할 수 있다. 그리고 누적승수(cumulative multiplier)는 재정투입부터 특정 기간 동안의 정부지출의 누적

변화 대비 GDP의 누적변화의 비율( $\frac{\sum_{j=0}^N \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^N \Delta G(t+j)}$ )로 정의된다.

Blanchard and Perotti(2002)는 정점승수를, Perotti(2004), Perotti(2005), Woodford(2011)는 누적승수를 이용한 바 있다.

최근에는 거시경제 모형 설정 기법이 다양하게 발전함에 따라 지출승수의 추정에 구조 VAR 모형이나 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형이 주로 이용된다. 구조 VAR 모형은 외생적 재정정책 식별이 쉽고 추

정이 어렵지 않은 장점으로 인하여 재정정책의 효과를 분석하는 데에 많이 이용되고 있다. 반면에 DSGE 모형은 이론적 정합성은 높으나 복잡한 구조와 분석 자료에 대한 부합성은 낮은 점으로 인해 직접적인 추정보다는 지출승수 모의실험에 적합한 것으로 평가되고 있다.

재정정책의 긍정적 효과를 강조한 주요 연구 가운데 하나인 Fatas and Mihov(2001)는 미국의 재정지출의 효과를 구조 VAR 모형으로 분석하였는데 재정지출의 증가가 민간소비와 고용을 증가시키는 것으로 분석하고 있다. Blanchard and Perotti(2002)는 구조 VAR 모형을 이용하여 재정지출의 효과를 분석한 것으로, 가장 많이 인용되는 연구 가운데 하나이다. 재정지출이 GDP를 증가시키는 긍정적 영향에 대해서는 대다수의 선행연구가 동의하고 있지만 지출승수의 크기에 대해서는 일치된 합의에 도달하지 못하고 있다. IMF(2012)는 2002년과 2012년 사이의 지출승수에 대한 34개 연구결과에 대하여 <표 V-1>과 같이 보고하고 있다.

<표 V-1> 1년 누적 지출승수 요약통계: 34개 선행연구(선형적 접근)의 주요 결과

	정부지출 승수					
	표본 전체		미국		유럽	
	VAR	DSGE	VAR	DSGE	VAR	DSGE
평균	0.9	0.7	1.0	0.7	0.8	0.6
중앙값	0.8	0.6	0.9	0.7	0.6	0.5
최빈값	0.6	0.5	0.6	0.0	0.5	0.5
최댓값	2.1	1.9	2.0	1.6	1.5	1.5
최솟값	0.4	0.0	0.4	0.0	0.5	0.1
	정부수입 승수					
	표본 전체		미국		유럽	
	VAR	DSGE	VAR	DSGE	VAR	DSGE
평균	0.2	0.3	0.7	0.3	-0.3	0.1
중앙값	0.3	0.2	0.7	0.2	-0.3	0.1
최빈값	0.7	0.2	0.7	0.2	-	0.1
최댓값	1.4	1.0	1.4	1.0	0.4	0.3
최솟값	-1.5	0.0	-0.7	0.0	-1.5	0.0

주: 2002~2012년 사이의 34개 선행연구 결과를 요약한 것으로 특이치는 제외하였음  
 자료: International Monetary Fund(2012), "Fiscal Monitor, April 2012: Balancing Fiscal Policy Risk,"  
 World Economic and Financial Surveys.

미국의 경우 지출승수는 VAR 모형에서는 0.4~2.1의 값을 가지면서 평균적으로 1.0 정도이다. 유럽의 지출승수는 미국보다는 다소 낮은 편인데 0.0~1.6의 값을 가지면서 평균적으로는 0.8 정도이다. 한편 DSGE 모형에서는 VAR 모형에서보다 낮게 추정되는 경향이 있는데, 미국의 경우 0.4~2.0(평균은 0.7), 유럽의 경우 0.1~1.5(평균은 0.6)의 값을 갖는 것으로 조사되었다.

국내 연구를 살펴보면, 허석균(2007)은 1979~2000년의 기간에 대하여 재정수입, 재정지출, 국민소득의 분기별 시계열 자료를 이용하여 구조 VAR 모형으로 재정의 경기조절 기능을 분석하였다. 그의 연구에서는 추정된 지출승수의 규모도 매우 작고 지속기간도 짧을 뿐 아니라 통계적 유의성도 나타나지 않아 재정정책의 유효성을 확인하지 못하였다. 김성순(2009)은 1970~2007년의 기간에 대하여 구조 VAR 모형을 추정하였는데, 재정지출 충격과 세율 충격이 민간투자증가율, 민간소비증가율, 1인당 경제성장률에 미치는 영향을 누적탄력성으로 측정하였다. 조세 충격은 민간투자, 민간소비, 경제성장률에 부정적인 영향을 미치고 있으나, 재정지출 충격은 민간투자, 민간소비, 경제성장률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 그리고 감세가 재정지출 증가보다 경제성장률에 미치는 영향이 더 긍정적인 영향을 미치고 있으며 또한 확장적 재정정책은 민간투자와 민간소비 그리고 경제성장률에 미치는 영향은 일시적인 것으로 분석하였다.

백용기·서은숙(2010)은 1994년 1분기에서 2009년 2분기의 이자율, 조세, 재정지출, GDP 분기 자료를 이용하여 재정정책이 총생산에 미치는 효과를 분석하였다. 정부지출 충격은 GDP를 증가시키고 조세 충격은 GDP를 감소시키는데, 지출 확대보다는 감세가 GDP 증가에 더 크게 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 글로벌 금융위기 기간을 분석기간에 포함하는 경우에 감세의 기여도는 감소하지만, 지출 확대의 기여도는 오히려 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 V-2〉 VAR 모형에 의한 재정승수 추정 결과

		시점별 재정승수				
		4분기 후	8분기 후	12분기 후	16분기 후	20분기 후
재정 지출	정부소비지출	1.640	1.854	1.705	1.609	1.516
	정부투자지출	2.673	2.865	2.555	2.484	2.395
	민간경상이전지출	0.462	0.373	0.323	0.280	0.243
조세	총조세	0.118	0.087	0.077	0.073	0.069
	준조세	0.132	0.086	0.074	0.070	0.065

자료: 김배근(2011)

김배근(2011)은 1999년 1분기부터 2010년 1분기까지의 GDP, 조세수입, 정부소비지출, 정부투자지출, 민간경상이전지출, 순조세수입 자료를 이용하여 분석하였다. 재정지출을 정부소비지출, 정부투자지출, 민간경상이전지출로 세분화한 것이 특징적이다. 단, 구조 VAR 모형으로는 감세 효과를 올바르게 식별할 수 없다는 문제를 보완하기 위해 1970년 이후의 소득세율과 법인세율을 입수하여 세율 변경이 주는 효과를 추정하였다. 분석 결과, 재정지출 확대가 경제성장에 미치는 효과가 크지 않거나 감세보다 효과가 작다는 기존의 연구와는 달리 재정지출이 경제성장에 미치는 효과가 크고 감세 효과는 상대적으로 작은 것으로 보고하고 있다. 〈표 V-2〉는 김배근(2011)에서 추정한 재정승수의 추정 결과이다.

최진호·손민규(2013)는 1985년 4분기~2011년 4분기까지의 자료를 대상으로 지출승수를 추정하였다. 일반적으로 사용되는 구조 VAR 모형 대신에 시간변동을 허용한 구조 VAR 모형(Time-Varying Parameter SVAR)을 이용하였다. 재정지출이 1%p 상승하면 GDP 성장률은 당기에는 0.03~0.15%p 증가하고 재정지출의 성장효과는 4분기 동안 지속된 후에 둔화되는 것으로 나타났다. 그리고 재정지출의 성장효과는 2000년 이후에 약화되는 것으로 보고하고 있다. 또한 지출승수의 결정 요인에 대해서도 분석하였는데 경기가 침체되고, 수입의존도가 낮고, 정부소비에 비해 정부투자 비중이 높고, 가계부채 규모가 클수록 재정지출의 성장효과가 큰 것으로 분석하였다.

〈표 V-3〉 재정지출 승수의 국가 간 비교

정부지출 승수			정부수입 승수		
미국	유럽	한국	미국	유럽	한국
1.00	0.80	0.15	0.70	-0.30	-0.22

주: 승수는 1년 누적 승수를 의미하고 미국과 유럽은 34개 선행연구의 결과의 평균값이다.  
 자료: 이강구·허준영(2017)

이강구·허준영(2017)은 베이지안 VAR 모형을 이용하여 재정지출 승수를 추정하였다. 재정지출과 감세 충격이 GDP에 미치는 영향은 충격 발생 후 1년에서 2년 사이에 유의미한 경제성장효과가 나타나며 재정지출의 효과가 감세보다 큰 것으로 보고하였다. 이강구·허준영(2017)은 우리나라 재정지출 승수와 IMF(2002)에 요약된 미국과 유럽의 재정지출 승수를 비교하여 〈표 V-3〉과 같이 정리하였다.

김원기(2019)는 2000년 1분기~2018년 2분기까지의 분기별 167개 거시변수를 이용하여 요인활용 다변수 VAR(FAVAR) 모형을 이용하여 정부지출 확대가 거시경제와 각 산업에 미치는 영향을 조사하였다. 정부지출을 정부소비지출과 정부투자지출로 구분하여 추정한 결과, 정부소비지출과 정부투자지출의 효과가 크게 다르게 나타났다. 정부소비지출은 1년의 시차 후에 비교적 확실한 경기부양효과가 있었지만 정부투자지출은 경기부양효과가 뚜렷하지 않았다. 세부적으로 정부소비지출에 대한 1년 누적 승수는 0.55이고 정부투자지출에 대한 1년 누적 승수는 -0.14로 보고하고 있다. 정부투자승수가 음(-)으로 나온 것은 민간투자와 민간소비를 구축하는 경로가 작동해서 라기보다는 수입수요 증가에 의한 순수출 감소 때문이라고 보았다. 한편 산업별 영향에 관해서는 정부소비지출 확대가 대부분의 제조업과 서비스업에 긍정적인 영향을 미친다고 분석하였다.

한편, 근래에는 재정정책 효과의 비대칭성에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 연립방정식을 이용한 거시계량 모형이나 구조적 VAR 등의 선형 모형은 재정정책의 효과에 대한 비대칭성 또는 비선형성을 살펴보는 데에는 한계가 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 다양한 형태의 VAR 모형

(Smooth Transition VAR, Threshold VAR 등)이 시도되고 있다. 재정정책 효과의 비대칭성이란 재정정책의 효과가 경기호황기보다는 경기침체에 효과가 더 크다는 점을 강조한다. 일반적으로 정부지출 확대의 부정적인 효과는 민간소비와 민간투자를 위축시키는 구축효과인데, Christiano et al.(2011)과 Woodford(2011)도 경기침체기에는 구축효과가 작다는 점을 강조한다.

Baum et al.(2012)은 주요 선진국에 대한 재정정책 효과의 비대칭성에 대한 실증분석 결과를 <표 V-4>와 같이 정리하고 있다. Auerbach and Gorodnichenko(2012a, 2012b)에 의하면 미국의 경우 4분기 누적 기준으로 경기 침체기에는 정부지출 승수가 1.4인 반면 확장기에는 정부지출 승수가 0으로 나타나서 극적인 대조를 이루고 있다. OECD 회원국으로 분석 대상을 확장하면 전반적으로 승수가 작게 추정되지만, 경기 확장기보다 경기 침체기에 재정정책의 효과가 크다는 점은 마찬가지이다.

개별 국가들의 승수를 비교한 Batini et al.(2012)에 의하면, 모든 국가에서 경기 침체기의 승수가 확장기의 승수보다 크다. 분석 결과에 의하면 4분기 누적기준으로 미국의 경우에는 침체에 정부지출 승수가 2.2이지만 확장기에는 0.3에 불과하다. 일본의 경우에는 침체에 정부지출 승수가 2.0이고 확장기에는 1.4이다. 이탈리아의 경우에는 정부지출 승수가 침체에 1.6이고 장기에는 0.4이다. 프랑스의 경우에는 일본과 유사하게 정부지출 승수가 크게 추정되는 편인데, 침체에 2.1이며 확장기에도 1.6을 기록하고 있다. 유로존 전체로는 침체에 2.6, 확장기에 0.4이다. 한편, 정부수입(감소) 승수 또한 침체가 확장기에 비해 상대적으로 높은 편이지만, 전반적으로 정부지출 승수에 비해 훨씬 낮게 추정되고 있음을 알 수 있다.

〈표 V-4〉 비선형 접근에 의한 누적 재정승수 추정치

					4분기	8분기
Auerbach-Gorodnichenko(2012a)	분기 자료 1947:1-2008:4	미국	정부지출	확장기	0.0	-0.1
				침체기	1.4	1.8
Auerbach-Gorodnichenko(2012b)	분기 자료 1985-2010년 분기 자료 1990 중반-2010	OECD	정부지출	확장기	-0.3	-0.3
				침체기	0.5	0.4
Batini, Callegari and Melina(2012)	분기 자료 1975:1-2010:2	미국	정부지출	확장기	0.3	-0.5
				침체기	2.2	2.2
			정부수입	확장기	0.2	0.7
				침체기	0.2	0.7
	분기 자료 1981:1-2009:4	일본	정부지출	확장기	1.4	1.1
				침체기	2.0	2.0
			정부수입	확장기	-0.3	-0.1
				침체기	-0.2	2
	분기 자료 1981:1-2007:4	이탈리아	정부지출	확장기	0.4	0.5
				침체기	1.6	1.8
			정부수입	확장기	0.1	0.1
				침체기	0.2	0.2
분기 자료 1970:1-2010:4	프랑스	정부지출	확장기	1.6	1.9	
			침체기	2.1	1.8	
		정부수입	확장기	-0.1	-0.2	
			침체기	0	-0.3	
분기 자료 1985:1-2009:4	유로존	정부지출	확장기	0.4	0.1	
			침체기	2.6	2.5	
		정부수입	확장기	-0.2	-0.1	
			침체기	0.4	0.4	

자료: Baum et al.(2012)

재정정책 효과의 비대칭성에 대한 국내의 연구로는 손민규·이정욱(2014)이 주목할 만하다. 비선형모형인 문턱 VAR(Threshold VAR) 모형을 이용하여 1980년 1분기에서 2013년 3분기까지의 정부소비, GDP, 콜금리 자료를 이용한 결과, 정부소비의 1년 누적 승수는 경기 침체기에 3.55이고 확장기에는 0.63인 것으로 추정되었다. 정부소비 확대가 경제성장에 미치는

영향은, GDP 갭이 특정 임계치를 상회하는 경기 확장기보다 특정 임계치를 하회하는 경기 침체기에 더 큰 것으로 분석된다. 즉, 경기 국면별로 정부지출 승수의 차이를 비교할 때 비대칭성의 정도가 주요 선진국들의 선행연구에서 발견된 것보다 결코 작지 않다는 것을 알 수 있다. 또한 재정정책의 방향성을 구분하여 긴축정책과 확장정책별로 분석하면, 경기의 국면에 상관 없이 정부소비의 긴축 충격이 확장 충격보다 GDP에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 경기침체기에 확장적 재정정책을 추진하되 경기가 충분히 회복되기 전까지는 정부지출을 선불리 축소해서는 안 된다는 점을 시사한다.

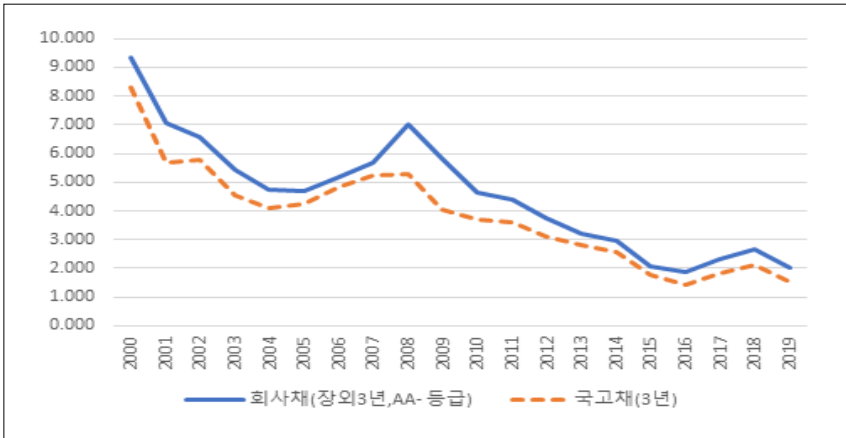
재정승수 추정에 관한 이상의 결과들은 경제가 침체기에 도입했을 때 재정정책을 적절히 활용하는 것이 중요함을 말해준다. 다만, 재정승수를 정확하게 추정하는 일이 쉽지 않다는 사실을 알 수 있다. 그런데 한국의 재정승수에 관한 최근의 한 연구 결과는 경기 침체기의 재정승수가 적어도 1을 상회할 것이라는 점을 확인시켜주고 있다. Park and Lee(2019)는 재정승수에 대한 좀 더 정확한 추정치를 구하기 위해, Fisher and Peters(2010)의 방법론에 따라 한국 방산업체의 초과주식 수익률을 활용하여 재정충격을 식별한 뒤 VAR 모형을 분석하였다. 재정지출 충격에 의해 이자율과 GDP가 상승하고 GDP 증가에 의해 조세수입도 증가하는 것으로 나타났는데, 정부지출의 누적 재정승수는 4분기 이후에 최댓값을 보였고 5년간의 누적 재정승수는 1.27이었다.

## 2. 확장적 재정정책의 필요성 및 여건 분석

글로벌 금융위기는 재정정책의 효과성이 재조명되는 계기였으며, 최근의 연구 결과는 재정정책의 효과가 경기 확장기보다 침체기에 훨씬 크다는 점을 확인시켜주고 있다. 그렇다면 한국경제가 현재 침체기에 놓여있는 것인지, 침체기라면 그것이 일시적인지 구조적인지, 잠재성장률이 하락하는 단계에서도 재정정책이 효과적인 정책수단이 될 것인지, 또 재정을 확장한다면 국가부채에는 어떠한 영향을 미치게 될 것인지, 다양한 질문이 제기될 수 있다.

[그림 V-1] 시장금리 추이(명목): 2000~2019년

(단위: %)



자료: 한국은행 연간자료

이는 매우 무거운 질문이지만, 부분적이거나 답하기 위해 몇 가지 지표부터 살펴보기로 하자. 금리와 물가 지표부터 살펴보기로 한다. 앞에서 제시한 자료에서 지난 20여 년 동안 국내총생산에 대비한 민간소비와 민간투자의 합으로 정의한 민간 부문 지출성향이 지속적으로 하락해 왔음을 보여준 바 있다. 이를 반영하는 금융시장 지표로 2000년 이후의 시장금리 추세를 관찰해 볼 때, 글로벌 금융위기로 리스크 프리미엄이 급상승했던 시기를 제외하면 금리가 지속적으로 하락해 왔음을 알 수 있다. 금리가 2017년에 일시적으로 반등한 것은 당시 주택 투자 및 반도체 설비투자를 위시한 민간투자의 회복세를 반영하는 것으로 보인다.

물론 시장금리의 추세적 하락은 민간지출의 감소뿐만 아니라 자본생산성 및 자본수익률의 하락 추세를 반영하는 것일 수 있다.<sup>12)</sup> 명확하게 분간하기 쉽지 않으나, 실물자본 수익률의 하락 및 민간부문 지출성향의 하락 추세를 모두 반영하는 것으로 이해해도 무방할 것이다. 국제금리 하락의 영향도 무시할 수 없으며, 부분적으로는 물가 안정화의 영향도 받았을 것이다. 요컨

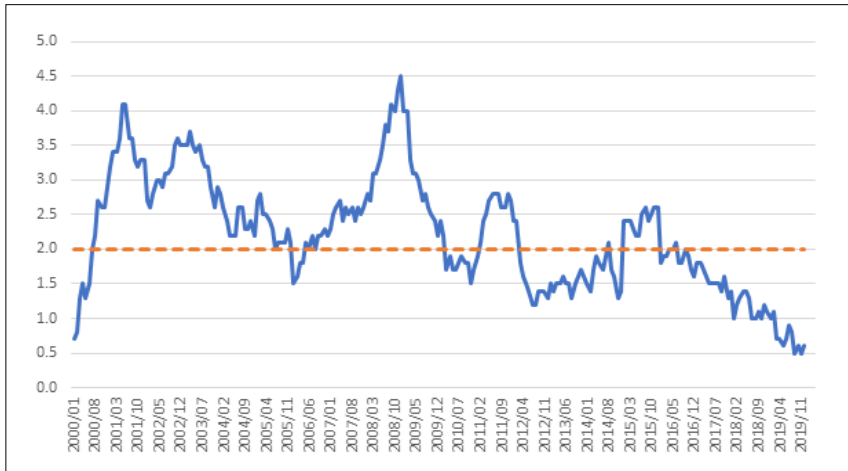
12) 주상영·하준경·전수민(2019)에 의하면 한국경제의 자본생산성은 1990년대 중반부터, 자본수익률은 2000년대 중반부터 서서히 하락하는 추세를 보였다. 산업별로는 제조업보다 서비스업에서의 하락 추세가 더 두드러진다.

대 실물자본 수익률의 하락은 성숙 단계에 돌입한 경제에서 잠재성장률이 하락하는 것을 반영하는 자연스러운 현상으로 이해할 수 있다. 다만 현재의 금리에 미래의 자본수익률과 미래의 금리 수준을 선제적으로 반영하는 요소가 담겨 있다는 점을 감안하면, 금융시장 참여자들이 미래 한국경제의 전망을 어둡게 보고 있다고 추측할 수도 있다.

그런데 최근의 인플레이션 추세를 보면 예전과는 다른 모습을 보여주고 있음을 확인할 수 있다. 공급 측면의 충격에 민감한 농수산물 및 에너지 가격을 제외한 근원인플레이션을 보면 2000년 이후 미약한 하락 추세에서 등락을 거듭하는 모습을 보였으나, 2016년 이후부터 추가적 하락세가 2009년 후반에는 0.5% 내외 수준으로 내려갔음을 알 수 있다. 한국은행 인플레이션 목표치인 2%에 크게 미달하는 수준이다.

[그림 V-2] 근원인플레이션 추이: 2000.1~2019.12

(단위: %)



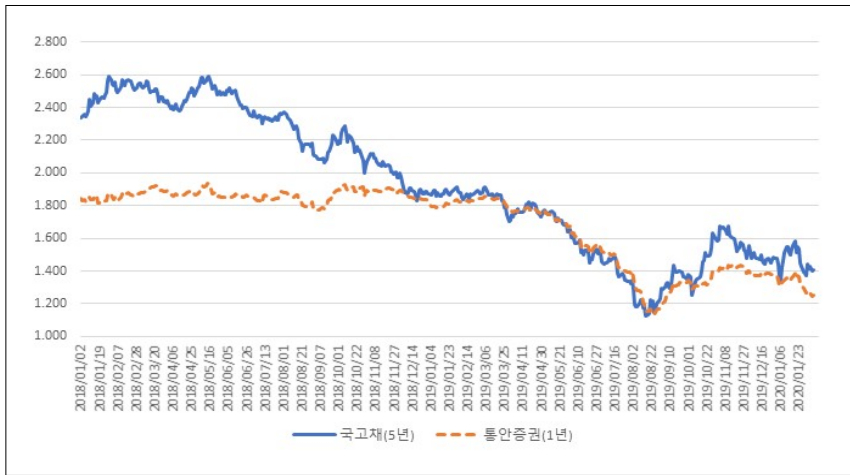
자료: 한국은행 월별자료

한편, 반도체 수출 급증에 힘입어 3.2%의 성장률을 기록한 2017년에도 근원인플레이션의 하락 추세는 멈추지 않았는데, 2017년의 성장률이 2016년과 2018년에 비해 높은 수준이었음에도 불구하고 인플레이션은 반등하지 않았다. 근원인플레이션 추세는 경제 전체의 성장률보다 내수 경기의 영향을 더

민감하게 받는 것으로 볼 수 있다. 한편 2018년 중반 이후부터는 장단기 금리차가 크게 축소되는 움직임이 나타나기 시작했으며, 2019년 중반에 이르러는 일시적으로 장단기 금리차가 역전되는 현상이 나타나기도 했다. 일반적으로 장단기 금리차는 미래의 경기 및 물가에 대한 전망을 담고 있는 것으로 알려져 있으므로, 장단기 금리차의 축소 및 역전 현상은 성장 전망이 밝지 않다는 징후일 가능성이 높다. 미중간의 무역 분쟁, 보호주의 성향의 강화도 성장 전망을 어둡게 하는 요인으로 작용하고 있다.

[그림 V-3] 장단기 금리 추이: 2018.1~2019.12

(단위: %)



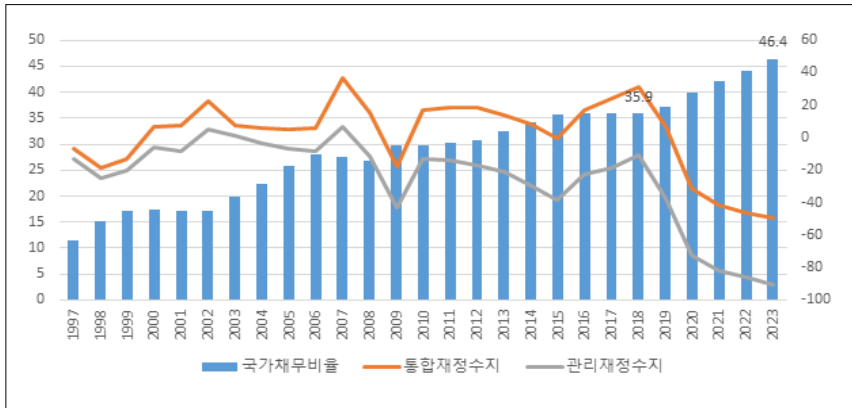
자료: 한국은행, 일별자료

앞에서 살펴본 대로 지난 20년간 민간부문의 지출 성향이 서서히 하락하였고 자본심화(capital deepening)의 속도가 크게 둔화된 현상과 결부시켜 판단할 때, 한국경제는 현재 구조적 요인과 경기적 요인이 합세하여 하방압력이 지속될 조짐을 보이고 있다. 특히 인구구조 변화 요인을 감안할 때 잠재성장률의 하락 추세를 막기는 힘들 것이다. 다만, 지난 3~4년 동안 (근원)인플레이션이 매우 낮은 수준을 유지하였고 설비가동률도 낮은 수준에 머무르고 있는 것을 보면, 총수요 확대에 의한 생산 증가의 여지는 충분히 존재한다고 볼 수 있다.

이제 총수요 확대를 위해 동원할 수 있는 재정여력에 대해 살펴보기로 하자. 세계 각국의 재정여력을 평가한 IMF(2018)에 의하면 한국은 독일, 스웨덴, 네덜란드, 호주와 함께 재정여력이 양호한 국가로 분류되고 있다. 실제로 통합재정수지를 기준으로 할 때 외환위기와 글로벌 금융위기에 대응한 시기를 제외하면 항상 재정흑자를 기록한 바 있다.

[그림 V-4] 한국의 재정수지

(단위: GDP 대비 %, 조원)



주: 통합재정수지=세입(경상수입+자본수입)-세출 및 용자. 관리재정수지=통합재정수지-사회보장성기금수지(국민연금, 사학연금, 고용보험, 산재보험)

자료: 기획재정부 『한국통합재정수지』, 『2019~2023년 국가재정운용계획 주요내용』.

[그림 V-5] 일반정부의 순금융자산

(단위: 조원)



자료: 한국은행, 자금순환계정

주지하는 바와 같이 GDP 대비 30% 후반의 국가채무비율은 OECD 회원국 및 주요 선진국과 비교하여 매우 낮은 편이며, 재정의 여력을 재무제표의 관점에서 평가할 경우에도 양호한 상태이다. 한국은행이 집계하는 국민대차대조표를 볼 때, 2017년 기준으로 한국 정부의 순자산(총자산에서 총부채를 뺀 금액)은 3,821조원이다. 이는 GDP의 220%가 넘는 액수로서, 인구 5천만명 이상으로 1인당 소득 3만달러가 넘는 30-50 클럽 국가에서 이 비율은 0에 가까울 정도로 작다. 정부 소유 자산이 대부분 토지와 건물이라고 하지만, 금융자산에서 금융부채를 뺀 순금융자산만 따져도 624조원에 달한다. 특히 일반정부 기준의 순금융자산 규모는 2010년 400조원 수준에서 200조원 이상 더 증가하였는데, 글로벌 금융위기 이후 재정흑자와 경상수지흑자가 쌓인 결과이다.

사실 소득에 대비하여 측정하는 국가부채 규모에 황금률이 있는 것은 아니다. 유럽에서 1992년 마스트리흐트 조약에 따라 유로화가 만들어질 때 회원국 재정적자는 GDP 대비 3% 미만, 국가부채는 GDP의 60% 미만인 상태를 유지해야 한다고 명기된 바 있지만, 이런 숫자를 뒷받침할 경제 논리가 충분히 설명된 적은 없다. 국가부채의 임계치에 대하여 논리적 근거를 마련하는 것은 쉽지 않지만, 2010년 IMF의 한 연구는 90%를 언급했고 이듬해에 국제결제은행(BIS)에서는 85%선을 제시하기도 했다. 물론 재정을 낭비하여 국가부채가 급증하는 것은 바람직하지 않지만, 소득이나 자산 기준으로 볼 때 한국 정부의 재정여력이 양호하다고 볼 근거는 충분하다.

한편 국가채무비율은 기본적으로 재정적자규모가 좌우하지만 이자율과 성장률에도 영향을 받는다. 국가채무 동태식을 활용하여 이와 같은 사실을 확인해 보자.

$$B_{t+1} = (1+r)B_t + G_{t+1} - T_{t+1}$$

$$\frac{B_{t+1}}{Y_{t+1}} = (1+r) \frac{B_t}{Y_t} \frac{Y_t}{Y_{t+1}} + \frac{G_{t+1} - T_{t+1}}{Y_{t+1}}, \quad 1+g = \frac{Y_{t+1}}{Y_t}$$

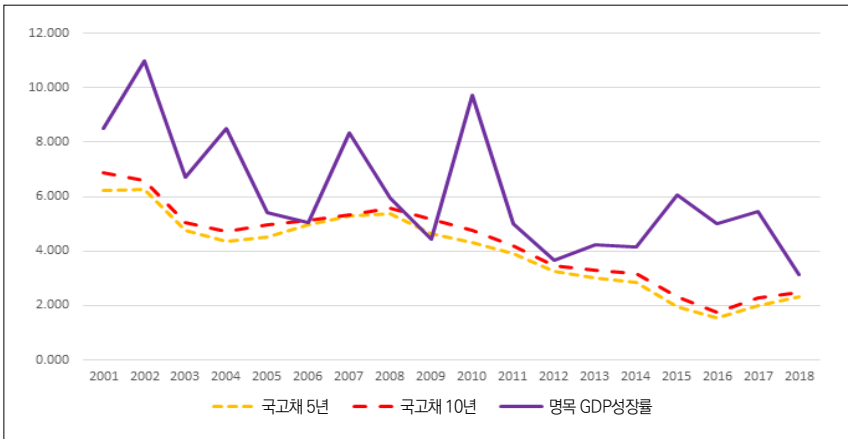
$$\frac{B_{t+1}}{Y_{t+1}} \approx (1+r-g) \frac{B_t}{Y_t} + \frac{G_{t+1} - T_{t+1}}{Y_{t+1}}$$

$$\Delta \frac{B_{t+1}}{Y_{t+1}} \approx (r - g) \frac{B_t}{Y_t} + \frac{G_{t+1} - T_{t+1}}{Y_{t+1}}$$

여기서  $B, Y, G, T, r, g$ 는 각각 정부부채, 국내총생산, 정부지출, 정부수입, 국채이자율, 경제성장률을 나타낸다. 국가채무비율이 얼마나 증가할지는 기초수지적자 규모( $\frac{G-T}{Y}$ )에도 의존하지만 이자율과 성장률의 차이( $r-g$ )의 영향도 받는다는 것을 알 수 있다. 경제성장률이 국채금리를 상회하면, 기초수지가 적자를 기록하더라도 국가채무비율이 증가하지 않거나 상승하는 속도가 둔화된다.

[그림 V-6] 한국경제의 명목 성장률과 금리 추이

(단위: %)



한국의 경우 지난 20년 동안 국채금리가 경제성장률보다 낮은 수준을 기록하였음을 확인할 수 있다. 또한 국채의 절대 규모와 국가채무비율이 증가하였음에도 불구하고 국내총생산에 대한 이자지급 비중은 감소하였다. 국가부채의 지속가능성에는 소득에 대비한 부채의 규모뿐만 아니라 이자를 상환할 수 있는 여력도 중요한 역할을 한다. 즉, 국채의 절대 규모가 증가하더라도 적절히 성장하면서 이자율이 낮은 수준으로 유지되면 국가채무비율은 급증하지 않는다.

〈표 V-5〉 국내총생산 대비 국가채무 및 이자지급

(단위: %)

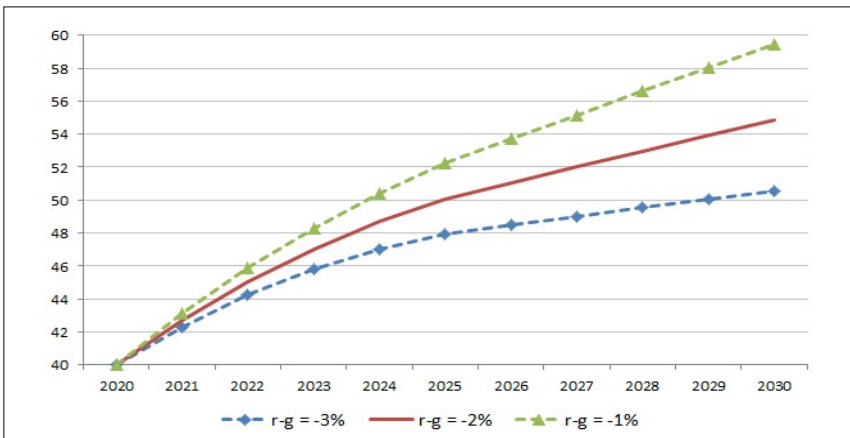
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
국가채무/GDP	30.27	30.76	32.63	34.11	35.67	36.01	35.96
이자지급/GDP	1.36	1.32	1.25	1.24	1.18	1.13	1.02

자료: 국회예산정책처(2018).

물론 재정을 낭비하여 국가부채가 급증하는 것은 바람직하지 않다. 그럼에도 불구하고 국가채무비율의 상승을 허용하는 정책 기조가 당분간 지속된다고 할 때, 재정수지, 성장률, 이자율에 따라 국가채무비율이 어느 정도 올라가게 될 것인지 가늠해 볼 필요가 있을 것이다. 단, 확장적인 재정정책 기조를 유지하되 GDP 대비 적자 규모를 점진적으로 축소하는 경우를 상정해 보기로 하자. 향후 10년간 다음과 같이 확장적 재정정책 기조를 유지하면서 적자 규모를 점진적으로 줄여나가는 시나리오를 생각해 본다. 우선 2020년에 GDP 대비 기초수지적자 비율 3.5%에서 시작하여 향후 5년간 0.3%p씩 감소시키며 2025년부터는 GDP 대비 기초수지적자 비율을 2.0%로 유지한다. 시작 연도인 2020년의 국가채무비율은 40.0%라고 가정했다.

[그림 V-7] 확장적 재정정책 시나리오와 국가채무비율

(단위: %)



주: 가정은 2020년 GDP 대비 기초수지적자 비율 3.5%, 2021년 3.2%, 2022년 2.9%, 2023년 2.6%, 2024년 2.3%, 2025년 2.0%, 2025년 이후 2.0% 유지.

자료: 저자 작성

시나리오 분석에 따라 국가채무비율이 이자율과 성장률의 차이에 민감하다는 점을 쉽게 확인할 수 있다. 지난 20년 동안  $r - g$ (이자율-성장률)의 차이가 연간 2% 내외였는데, 이 정도의 차이가 유지된다면 10년 후의 국가채무비율은 54%로 올라가게 된다. 이자율과 성장률의 차가 1%이면 국가채무비율이 60%에 육박하게 되지만 3%를 유지하면 50% 정도에 그치게 된다.

앞으로도 미국과 유럽 등의 주요 선진국들이 이자율을 낮은 수준으로 유지할 가능성이 높기 때문에 한국의 경우도 이자율이 상승할 가능성은 낮아 보인다. 따라서 국가채무비율의 급증을 막기 위한 관건은 (명목)성장률을 얼마나 높게 유지할 수 있는가에 있다. 글로벌 금융위기 이후의 많은 연구들은 경제에 이력현상(hysteresis)이 존재하는 경우에, 재정정책은 경기안정화 차원을 넘어 중장기적으로 잠재성장률과 재정건전성에도 영향을 준다고 주장한다. Fatas and Summers(2018)는 2010~2011년의 기간에 유럽의 긴축재정이 초래한 부정적인 이력효과를 실증적으로 확인했는데, 금융위기 대응 차원에서 확장적으로 재정을 운용하다가 너무 빨리 재정건전화 정책으로 선회한 국가들의 경우 잠재성장 추세가 크게 둔화하는 경험을 했다. 경제위기에 대응한 재정의 확장은 경기의 급락을 막는 역할을 하지만 이 과정에서 국가채무비율의 상승은 불가피하다. 그러나 국가채무비율의 추가적 상승을 우려하여 긴축 정책으로 급격히 전환하면 경제위기를 심화시키거나 경기회복을 지연시켜 도리어 국가채무비율이 상승하게 된다. Blinder(2016)는 미국의 대공황 및 일본의 장기침체의 예를 들면서 경기 하강기에 균형재정으로 선불리 정책 기조를 전환하면 경기가 더 악화된다는 사실을 환기시켜 준다. 미국의 경우 재정 확장을 종료한 뒤 1937~38년에 경제가 다시 위기에 준하는 상황으로 추락하였고, 일본의 경우에는 1997년에 소비세를 인상한 뒤 경제가 다시 침체에 빠져들게 된다. Fatas(2019)에 따르면 경제에 이력현상이 존재하는 경우 재정정책의 악순환(fiscal policy doom loop)에 빠질 수 있다. 재정을 확대해도 소용없고 국가채무만 늘어난다는 인식하에 긴축 기조를 유지하면 도리어 자멸적 긴축재정(self-defeating fiscal contractions)으로 귀결되어 도리어 재정건전성이 악화될 수 있다.

앞에서 이미 언급한 대로 재정승수는 경기 확장기보다는 경기 침체기에

훨씬 더 높다. 침체기에는 매출 감소와 파산 위험의 증가를 두려워하는 기업의 신용 수요가 위축될 뿐만 아니라 자산건전성 악화를 우려하는 은행(금융기관)의 신용 공급도 위축되는 경향이 존재한다. 디플레이션 압력에도 불구하고 명목 차입금리가 충분히 내려가지 않는 한 민간의 투자가 활성화되기 힘들다. 이러한 경우에 재정 확장은 이자율의 상승을 수반하지 않은 채 경제성장률을 올리고, 경제가 잠재성장률 추세로 복귀하거나 잠재성장률 자체를 제고하는 데 기여할 수 있다.

DeLong and Summers(2012)는 경기침체에 재정 확장에 의한 수요 확대가 잠재적 공급능력에 영향을 줄 뿐만 아니라 실질이자율이 낮은 경우에는 국가채무비율도 악화시키지 않는 자체조달(self-financing) 기능을 할 수 있다는 논리를 제공하고 있다. 이자율이 낮고 재정승수가 크며 재정지출의 잠재성장률 자극 효과(이력효과)가 있는 경우에는 경제 활력이 제고되면서 조세수입도 그에 상응하는 만큼 증가하므로 국가채무비율이 올라가지 않거나 안정될 수 있다는 것이다.

그러면 다음과 같은 간단한 시산을 통해 이러한 논리의 타당성을 점검해 보자. 앞서 한국의 재정승수에 대한 논의에서 소개한 바와 같이 재정승수가 1.27이라고 가정한다(Park and Lee, 2019). 또한, GDP가 1% 상승할 때 조세수입이 0.20% 증가한다고 가정한다(참고로 2018~19년의 조세부담률은 20% 내외이다). 또한 잠정적으로 장기실질이자율은 1%의 수준을 유지한다고 가정해 본다. 마지막으로 이력효과에 대한 가정이 필요한데, 일단 0.02라고 해보자. 이는, 예를 들어 1조원의 GDP 증가가 잠재 GDP를 영구적으로 200억원 증가시킨다는 뜻이다. 이제 이와 같은 가정을 토대로 1조원의 재정지출 효과를 살펴보면 다음과 같다.

#### 1조원의 재정지출

⇒ 1.27조원의 GDP 증가

⇒ 세수 증가  $1.27 \times 0.20 = 0.254$

⇒ 부채 증가  $1 - 0.254 = 0.746$

⇒ 부채에 대한 이자지급 증가 =  $0.746 \times 0.01 = 0.00746$

### 1.27조원의 GDP 증가

⇒ 0.0254(1.27×0.02)조원의 잠재 GDP 증가

⇒ 조세수입 증가 = 0.0254×0.20 = 0.00508

이 사례는 부채에 대한 이자지급 증가가 조세수입 증가를 초과하는 경우이지만, 만약 실질이자율이 1%가 아니고 0.68%이면 GDP 증가에 의한 조세수입 증가가 부채에 대한 이자지급 증가액과 정확히 일치하게 된다. 다음 <표 V-6>에는 재정지출의 자기조달을 가능하게 하는 실질이자율 상한이 제시되어 있다. 재정승수와 이력효과가 클수록 자체조달을 가능하게 하는 이자율 상한이 높아진다는 점을 확인할 수 있다. 실질이자율의 크기는 매우 중요한 역할을 한다. 만약 재정승수가 0.5 정도로 낮은 편이고 이력효과 또한 0.01 정도에 불과하다더라도 실질이자율이 0에 가까울 정도로 낮게 유지되면 재정을 확장해도 국가채무비율이 증가하지 않는다. 물론 이와 같은 분석은 경기침체에 해당하는 낙관적인 시나리오에 속하지만, 재정정책의 효과성을 제고하는 과제 못지않게 실질이자율을 낮게 유지하는 것이 국가부채 관리에 도움을 준다는 점을 명확히 인식하게 해 준다.

<표 V-6> 재정지출의 자기조달을 가능하게 하는 실질이자율 상한

(단위: %)

재정승수 \ 이력효과	0.01	0.02	0.03
0.5	0.111	0.222	0.333
1.0	0.250	0.500	0.750
1.5	0.428	0.857	1.285

주: 모든 경우 조세탄력성이 0.2로 유지된다고 가정  
 자료: 저자 작성.

그런데 실질이자율을 낮게 유지하기 위해서는 인플레이션이 적절히 높은 수준으로 관리되어야 한다. 즉, 재정의 확장이 실질 GDP뿐만 아니라 명목 GDP를 상승시키는 기제가 작동해야 하는데, 이를 위해서는 경제주체들의 인플레이션에 대한 기대가 중요하다. 바로 이러한 점에서 통화정책과의 협

조가 중요하다. 통화정책과의 협조는 재정정책의 효과성을 높이는 데에도 중요하지만(특히 개방경제의 경우) 국가채무비율을 안정적으로 관리하기 위해서도 중요하다.

---

## IV. 결론 및 정책 시사점

---

한국경제는 1인당 국민소득 3만달러를 돌파하자마자 여러 역풍을 안고 가야하는 상황에 놓이게 되었다. 특히 2010년대 들어 수요·분배·공급 측면에서의 부정적 영향이 집중되어 나타남으로써 저성장 기조가 가시화되기 시작했다. 글로벌 금융위기 이후 세계교역 증가세의 둔화가 수출 기반을 약화시켰고 핵심노동인구의 감소로 표면화된 인구구조의 변화도 잠재성장률 하락에 기여한 것으로 보인다.

물론 한국보다 앞서간 주요 선진국들도 최근에는 성장세가 크게 둔화되고 있다. 글로벌 금융위기 이후 미국을 위시한 주요 선진국들은 완화적인 통화정책과 재정정책을 동원하여 대응함으로써 어느 정도 성과를 거두었으나 예전과 같은 성장추세를 회복하지는 못하고 있다. 글로벌 금융위기는 일차적으로 양적 완화와 같은 비전통적 통화정책으로 수습되는 과정을 거쳤지만, 그동안 통화정책에 비해 상대적으로 주목을 덜 받았던 재정정책의 역할을 재조명하는 계기가 되었다.

본 보고서의 분석에서 재정정책의 효과가 과거 고도성장기에 비해 양적으로 약화된 것으로 파악되었지만 여전히 통계적으로 유의한 부양효과를 보이는 것으로 나타났는데, 이는 전 세계적인 저성장 기조하에서 더 강력한 재정정책에 대한 합의를 전해주는 것으로 생각된다. 또한 본고의 추정결과에 따르면 한국의 통화정책은 여전히 강력한 효과가 있으므로 통화정책과 조율하여 재정정책을 수행하면 그 효과가 훨씬 크다는 점을 말해준다.

한국경제가 처한 역풍을 헤쳐나가기 위해서는 경기 안정화 차원을 넘어서는 적극적 재정정책이 필요하다. 민간부문의 유효수요 부족에 대응하는 한편 성장잠재력을 강화하기 위해 재정을 적극 활용할 필요가 있다. 산업정책과 각종 구조개혁을 추진하기 위해서도 재정의 역할은 중요하며, 복지 확대의 필요성까지 고려하면 앞으로 GDP 대비 재정 규모는 커질 수밖에 없을

것이다. 물론 지출 효율화가 선행되어야 하며 이전지출 형태의 복지지출을 충당하기 위해서는 단계적으로 증세를 추진해야 한다. 다만 본 보고서의 분석이 시사하는 바와 같이, 재정을 확장하는 가운데 완화적 통화정책에 의해 실질이자율을 낮게 유지할 수 있다면 성장에 미치는 효과가 클 뿐만 아니라 국가채무비율도 안정적으로 관리할 수 있다는 장점이 있을 것이다.

마지막으로 점검해 보아야 할 과제는 한국에서의 재정정책이 과연 잠재성장률을 제고하거나 내려가는 속도를 늦추는 효과를 갖는지에 관한 것이다. 일반적으로 재정 확대 같은 총수요 확대 정책은 경기 안정화 정책으로 간주되지만, 세계 교역량 축소 및 인구 고령화 같은 대내외 구조적 여건 변화에 의해 침체가 가속화되는 것을 막는 것도 성장정책으로 간주될 수 있기 때문이다. 더욱이 케인스적 시각에 의하면, 침체가 아니더라도 경제성장이 오로지 공급 측면에 의해 주도되는 것은 아니다. 주상영(2017)은 이러한 관점에서 1985~2016년의 기간에 대해 경제성장률, 노동생산성 증가율, 총요소생산성 증가율 간의 그랜저 인과관계를 추정한 바 있다. 분석 결과는 적어도 중기적(medium-run) 관점에서는 ‘총수요 증가 ⇒ 성장 ⇒ 생산성 향상’의 인과관계 성립이 가능함을 말해준다.<sup>13)</sup> 재정 확대는 경제의 공급 측면을 강화하는 데 직접적으로 기여할 수도 있다. 최근 IMF의 한 연구는 한국이 재정을 확대하면서 효과적으로 사용할 경우 잠재성장률을 제고하고 국가채무비율까지 안정적으로 관리할 수도 있음을 보여주는데(Zoli 외, 2018), 예를 들어 공보육 확대 및 적극적 노동시장정책은 경제활동참가율을 높여 잠재성장률을 제고하는 데 도움을 준다.

앞서 언급한 대로 한국경제에 대해서는 인구구조 변화 요인 하나만으로도 구조적 장기침체에 빠질 수 있다는 우려가 제기된다. 한편 GDP에 대비한 재정 규모의 확대는 거스를 수 없는 추세가 되어가고 있다. 결국 국가 차원에서 재정을 어떻게 적절히 활용하는지가 한국경제의 중장기적 성과를 좌우

---

13) 성장과 같은 경제적 성과를 논할 경우에는 수요와 공급을 따로 분리해서 생각할 수 없다는 사고는 케인스뿐만 아니라 애로우(Kenneth Arrow)에서도 찾을 수 있다. 경험학습(learning by doing)의 중요성을 강조한 Arrow(1962)에는 이 과정이 “... learning takes place only as a by product of ordinary production”으로 서술되어 있다.

하는 관건이 될 것이다. 복지와 사회안전망을 확대하여 유효수요 기반을 넓혀가는 가운데, 공정한 시장경쟁 질서 확립, 교육 및 공공부문의 개혁 등 각종 구조개혁 과제를 추진하는데 재정을 적절히 활용하면 잠재성장률을 제고하는 데 도움을 줄 것으로 기대할 수 있다.

---

## 참고문헌

---

- 국민연금보험공단(2018), 「국민연금 장기재정추계」.
- 국회예산정책처(2018), 「2019~2050년 국회예산정책처 장기 재정전망」.
- 기획재정부(2015), 「한국의 장기재정전망」.
- 기획재정부, 「한국의 통합재정수지」, 각호.
- 기획재정부(2019), 「2019~23년 국가재정운용계획안」.
- 김배근(2011), 「구조적 VAR모형 및 서울자료를 이용한 재정정책의 효과분석」, 『경제학 연구』, 제59집 제3호, 한국경제학회, pp.5~52.
- 김성순(2009), 「재정정책이 경제성장에 미치는 영향: VAR Approach」, 『재정정책논집』, 제11권 제3호, pp.255~280.
- 김원기(2019), 「FAVAR 모형을 이용한 한국 정부지출의 효과 분석」, 『경제분석』, 제25권 제3호, pp.100~137.
- 백웅기·서은숙(2010), 「글로벌 금융위기를 전후한 재정정책의 유효성 분석」, 『재정학연구』, 제3권 제3호(통권 제66호), pp.131~175.
- 손민규·이종욱(2014), 「우리나라 재정정책 효과의 비대칭성 분석」, 『금융연구』, 제28권 제2호, 한국금융연구원, pp.45~74.
- 유경준·류덕현(2012), 「오쿤의 법칙(Okun's law)에 대한 재해석」, 『노동경제논집』, 제35권 제1호, pp.89~109.
- 이강구·허준영(2017), 「한국의 재정승수 연구: 베이지안 VAR방법을 이용하여」, 『경제분석』, 제23권 제1호, 한국은행 금융경제연구원, pp.45~74.
- 전수민·주상영(2015), 「산업별 노동소득분배율의 측정: 한국에 적합한 대안의 모색」, 『경제발전연구』, 제21권 제4호, 한국경제발전학회, pp.35~76.
- 주상영(2017), 「소득주도성장론에 대한 비판과 반비판」, 『사회경제평론』, 제30권 3호, pp.1~36.
- 주상영(2019), 「인구구조 변화와 잠재성장률」, 한국조세재정연구원, 재정네

트위크 보고서.

주상영 · 전수민(2014), 「노동소득분배율의 측정: 한국에 적합한 대안의 모색」, 『사회경제평론』, 제43호, 한국사회경제학회, pp.31~65.

주상영 · 하준경 · 전수민(2019), 한국경제의 노동생산성과 자본생산성, 소득주성장특별위원회 보고서, 2019년 10월.

최진호 · 손민규(2013), 「재정지출 성장에 대한 영향력 변화와 시사점」, 『BOK 경제리뷰』, Discussion paper Series No.2013-6, 한국은행, pp.1~34.

한국개발연구원(2013), 『한국의 장기 거시경제변수 전망』, 2013.

한상범 · 권세훈 · 이동진(2018), 『소득주도성장: 소비와 투자의 선순환 모색』, 소득주도성장특별위원회 정책보고서.

허석균(2007), 「우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구」, 『한국개발연구』, 제29권 제2호, 한국개발연구원, pp.1~40.

Aiyagari, S. R., Christiano, L. J. and Eichenbaum, K.(1992), “The output, employment, and interest rate effects of government consumption,” *Journal of Monetary Economics*, 30(1):73-86.

Ambler, S. and Paquet, A.(1996), “Fiscal spending shocks, endogenous government spending, and real business cycles,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20(1-3):237-256.

Arrow(1962), *The Economic Implications of Learning by Doing*, Readings in the Theory of Growth, pp.131~149.

Auerbach, A.J., and Gorodnichenko, Y.(2012a), “Measuring the Output Responses to Fiscal Policy,” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, pp.1~27.

Auerbach, A.J., and Gorodnichenko, Y.(2012b), “Fiscal Multipliers in Recession and Expansion,” in *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, A. Alesina and F. Giavazzi(eds.), University of Chicago Press.

Bachmann, R. and Sims, E. R.(2012), “Confidence and the transmission of

- government spending shocks,” *Journal of Monetary Economics*, 59(3):235-249.
- Batini, N., Callegari, G. and Melina, G.(2012), “Successful Austerity in the United States, Europe and Japan,” IMF Working Paper 12/190, Washington: International Monetary Fund.
- Baum, A., M. Poplawski-Ribeiro and Weber, A.(2012), “Fiscal Multipliers and the State of the Economy,” IMF Working Paper.
- Burnside, C., Martin Eichenbaum, and Jonas D. M. Fisher(2004), “Fiscal shocks and their consequences,” *Journal of Economic Theory*, 115(1):89-117, March 2004.
- Blanchard, O. and Perotti, R.(2002), “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output,” *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1329-1368.
- Calvo, G. A.(1983), “Staggered prices in a utility-maximizing framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12(3):383-398.
- Cavallo, M.(2005), “Government employment and the dynamic effects of fiscal policy shocks,” Working Paper, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Christiano, L. J. and Eichenbaum, M.(1992), “Current real-business-cycle theories and aggregate labor market fluctuations,” *American Economic Review*, 82(3):430-450.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. and Rebelo, S.(2011), “When is the Government Spending Multiplier Large?,” *Journal of Political Economy*, 119(1), pp.78~121.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. and Evans, C. L.(2005), “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy,” *Journal of Political Economy*, 113(1):1-45, February 2005.
- Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M.(2000), “Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory,” *The*

- Quarterly Journal of Economics*, 115(1):147-180.
- Cogley, Timothy, and James M. Nason.(1995), "Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research," *Journal of Economic Dynamics and Control* 19, pp.253~278.
- DeLong, B. and Summers, L.(2012), *Fiscal Policy in a Depressed Economy*, Brookings Papers on Economic Activity, Spring, pp.233~297.
- Devereux, M. B., Head, A. C. and Lapham, B. J.(1996), "Monopolistic competition, increasing returns, and the effects of government spending," *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(2): 233-254.
- Edelberg, W., Eichenbaum, M. and Fisher, J. D. M.(1999), "Understanding the effects of a shock to government purchases," *Review of Economic Dynamics*, 2(1):166-206.
- Fatas, A.(2019), "Fiscal Policy, Potential Output, and the Shifting Goalposts," *IMF Economic Review* volume 67, pp.684~702.
- Fatas, A. and Mihov. I.(2001), "The effects of fiscal policy on consumption and employment: Theory and evidence," CEPR Discussion Papers 2760, Center for Economics and Policy Research, 2001.
- Fatas and Summers(2018), "The permanent effects of fiscal consolidations," *Journal of International Economics*, 112, May, pp.238~250.
- Fazzari, S. M., Morley, J. and Panovska, I.(2015), "State-dependent effects of fiscal policy," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(3):285-315.
- Finn, M. G.(1998), "Cyclical effects of government's employment and goods purchases," *International Economic Review*, pp.635~657.
- Fisher, J. D. M. and Peters, R.(2010), "Using Stock Returns to Identify Government Spending Shocks," *The Economic Journal*, Vol. 120,

pp.414~436.

- Galí, J., López-Salido, J. D. and Vallés, J.(2007), “Understanding the effects of government spending on consumption,” *Journal of the European Economic Association*, 5(1):227-270.
- Hall, R. E.(1986), “The role of consumption in economic fluctuations,” In *The American Business Cycle: Continuity and Change*, NBER Chapters, pp.237~266. National Bureau of Economic Research, Inc.
- International Monetary Fund(2012), “Fiscal Monitor, April 2012: Balancing Fiscal Policy Risk,” World Economic and Financial Surveys.
- International Monetary Fund(2017), “Multivariate Filter Estimation of Potential Output for the United States,” IMF working paper(wp/17/106).
- International Monetary Fund(2018), “A new strategy for Korea’s fiscal policy in a low growth environment,” IMF working paper(wp/18/91).
- International Monetary Fund(2012), “Fiscal Monitor, April 2012: Balancing Fiscal Policy Risk,” World Economic and Financial Surveys.
- Kim, H and Jia, B.(2017), “Government spending shocks and private activity: The role of sentiments,” Auburn Economics Working Paper No. 2017-08, Department of Economics, Auburn University.
- Kim, H. and Lee, D.(2018), “The effects of government spending shocks on the trade account balance in Korea,” *International Review of Economics & Finance* 53:57-70.
- Kim, H. and Zhang, S.(2019), “Understanding why fiscal stimulus can fail through the lens of the survey of professional forecasters,” Auburn Economics Working Paper No. 2019-06, Department of Economics, Auburn University.
- Kim, S., and Roubini, N.(2008), “Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S.,”

- Journal of International Economics*, 74(2): 362-383.
- King, Robert G., and Sergio T. Rebelo(1993), "Low Frequency Filtering and Real Business Cycles," *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, pp.207~232.
- Leeper, E. M., Traum, N. and Walker, T. B.(2017), "Clearing up the fiscal multiplier morass," *American Economic Review*, 107(8):2409-2454.
- Mittnik S, and Willi Semmler(2012), "Regime dependence of the fiscal multiplier," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3):502-522.
- Mountford, A. and Uhlig, H.(2009), "What are the effects of fiscal policy shocks?," *Journal of Applied Econometrics*, 24(6):960-992.
- OECD(2018), *Economic Outlook* No 103 - July 2018 - Long-term baseline projections
- Okun, A.M.(1962), "Potential GNP: Its Measurement and Significance," American Statistical Association Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, pp.98~104.
- Owyang, M., Valerie A. Ramey, and Sarah Zubairy(2013), "Are government spending multipliers greater during periods of slack? evidence from twentieth-century historical data," *American Economic Review*, 103(3):129-134, May 2013.
- Park, K. and Lee, E.(2019), "Identifying Government Spending Shocks and Multipliers in Korea," WP 2019-22, Economic Research Institute, Bank of Korea.
- Perotti, R.(2011), "Expectations and fiscal policy: An empirical investigation," Growth and Sustainability Policies for Europe Working Paper, 19.
- Perotti, R.(2004), "Public Investment: Another(Different) Look," Working Papers , No. 277, IGER, Bocconi University.
- Perotti, R.(2005), "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD

- Countries,” Proceedings, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Ramey, V. A.(2011), “Identification government spending shocks: It’s all in the timing,” *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1):1-50.
- Ramey, V. A.(2012), “Government spending and private activity,” NBER Working Papers 17787, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Ramey, V. A. and Shapiro, M. D.(1998), “Costly capital reallocation and the effects of government spending,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48(1):145-194.
- Ramey, V. A. and Zubairy, S.(2018), “Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from us historical data,” *Journal of Political Economy*, 126(2):850-901.
- Rotemberg, J. J. and Woodford, M.(1992), “Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity,” *Journal of Political Economy*, 100(6):1153-1207.
- Smets, F. and Wouters, R.(2007), “Shocks and frictions in us business cycles: A bayesian dsge approach,” *American Economic Review*, 97(3):586-606.
- Woodford, M.(2011), “Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), pp.1~35.
- Yun, T.(1996), “Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles,” *Journal of Monetary Economics*, 37(2-3):345-370.
- Zoli, E., Wang, H. and Laxton, D.(2018), “A New Strategy for Korea’s Fiscal Policy in a Low Growth Environment,” IMF Working Paper No. 18/91.

## ■ 저자약력

### 주상영

서울대학교 경제학과 졸업  
미국 University of Wisconsin-Madison 경제학 박사  
현, 건국대학교 경제학과 교수

### 류덕현

서울대학교 경제학과 졸업  
미국 Rice University 경제학 박사  
현, 중앙대학교 경제학부 교수

### 김형우

서울대학교 경제학과 졸업  
미국 Ohio State University 경제학 박사  
현, Auburn University 경제학과 교수

## 재정정책의 장기효과 분석

---

---

발행	행	2020년 12월
저자	자	주상영 · 류덕현 · 김형우
발행인	인	김유찬
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(代)
홈페이지	지	www.kipf.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
조판 및 인쇄	쇄	(주)프리비

---

