



경기조정 재정수지와 잠재성장률 추정

- 비관측인자모형을 중심으로

Estimation of Cyclically Adjusted Budget Balance and Potential GDP Growth

황종률



경기조정 재정수지와 잠재성장률 추정
-비관측인자모형을 중심으로

경제현안분석 제102호

경기조정 재정수지와 잠재성장률 추정 - 비관측인자모형을 중심으로

총괄 | 이정은 경제분석국장

기획·조정 | 김윤기 거시경제분석과장

작성 | 황종률 거시경제분석과 경제분석관

지원 | 엄상미 거시경제분석과 행정실무원

「경제현안분석」은 국회가 관심 있게 다룰 재정 현안이나 정책 이슈에 대해 객관성 있는 분석정보를 적시성 있게 제공함으로써, 국회의 예산 및 법안 심사와 의제 설정을 실효성 있게 지원하기 위한 것입니다.

문의: 경제분석국 거시경제분석과 | 02) 6788-3775 | macro@nabo.go.kr

이 책은 국회예산정책처 홈페이지(www.nabo.go.kr)를 통하여 보실 수 있습니다.

경기조정 재정수지와 잠재성장률 추정

-비관측인자모형을 중심으로

2021. 6

이 보고서는 「국회법」 제22조의2 및 「국회예산정책처법」 제3조에 따라 국회의원의 의정활동을 지원하기 위하여, 국회예산정책처 「보고서발간심의위원회」의 심의(2021. 05. 27.)를 거쳐 발간되었습니다.

발간사

세계 금융위기 이후 재정정책은 제로금리에 가까운 저금리기조가 지속되며 통화정책의 여력이 제한적인 상황에서 경기안정화 정책의 주요 수단으로 자리 잡았습니다. 이로 인해 주요국 경제에서 정부지출의 경제성장 기여도가 높아짐과 동시에 재정수지가 악화되고 정부부채가 빠르게 증가하였습니다.

코로나19 등과 같은 심각한 경제위기 상황에서 실물경제를 뒷받침하기 위한 적극적인 재정정책의 결과로 재정수지가 일시적으로 악화되는 것은 불가피하나, 향후 경기가 정상화되는 과정에서 훼손된 재정건전성을 빠르게 회복하는 것이 중요합니다. 정부는 국가재정법 개정을 통해 2025년부터 국가채무와 재정수지를 종합적으로 고려한 ‘한국형 재정준칙’을 도입할 계획입니다. 그러나 중장기적인 시계에서 일관된 재정운용을 위한 목표치 설정이 가능하기 위해서는 주요 재정지표에서 경기변동에 따라 민감하게 변동하는 요인을 제외한 기저적인 재정지표 수준을 가늠하는 것이 선행되어야 합니다.

본 보고서에서는 경기변동과 재정수지의 관계를 명시적으로 고려한 시계열 모형을 이용하여 경기조정 재정수지와 잠재성장률을 동시에 추정하고자 하였습니다. 분석 결과, 경기조정 재정수지와 잠재성장률은 관측되지 않은 변수로 적용하는 추정방법론에 따른 불확실성이 크다는 한계에도 불구하고, 중기적인 시계에서 우리경제의 정상적인 생산수준과 재정여력을 가늠하는 지표로 유용할 수 있다는 점을 확인하였습니다.

아무쪼록 본 보고서가 의원님들의 의정활동에 기초 자료로 활용되고, 나아가 우리 재정이 경기안정화와 사회안전망 확충 등과 같은 정책기능을 다함과 동시에 장기적인 지속 가능성을 확보할 수 있는 효율적인 재정운용 목표 수립을 위한 건설적인 논의에 기여할 수 있기를 기대합니다. 끝으로 본 보고서는 담당 분석관의 연구 결과를 바탕으로 작성된 것으로 국회예산정책처의 공식견해와 다를 수 있음을 알려드립니다.

2021년 6월

국회예산정책처장 임 의 상

차 례

요 약 / xiii

I. 서론 / 1

II. 경기조정 재정수지와 잠재GDP / 7

- 1. 경기변동과 재정수지 7
- 2. 경기조정 재정수지 추정방법론 12
- 3. 잠재GDP 추정방법론 16

III. 비관측인자 모형을 이용한 경기조정 재정수지 및 잠재성장률 추정 / 23

- 1. 선행연구 및 문제제기 23
- 2. 실증분석 모형 설정: 3변수 비관측인자모형 26
- 3. 모형 추정결과 및 해석 32
 - 가. 분석자료 32
 - 나. 실증분석 모형 추정 결과 및 함의 34
 - 다. 실질GDP갭 및 잠재성장률 추정 결과 분석 40
 - 라. 경기적 재정수지 및 경기조정 재정수지 추정 결과 분석 46

IV. 요약 및 시사점 / 55

[참고문헌] / 59

[부 록] / 63

경제현안분석 목록 / 67

표 차례

[표 1] 단위근 검정 결과	33
[표 2] 모형 추정 결과(통합재정수지)	35
[표 3] 모형 추정 결과(기초재정수지)	39
[표 4] 실질GDP와 인플레이션 간의 비관측인자 모형 추정 결과	40
[표 5] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정치의 기초 통계량(1)	53
[표 6] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정치의 기초 통계량(2)	53

그림 차례

[그림 1] 글로벌 정부부채 추이 및 코로나19에 대응한 재정정책	2
[그림 2] 정부지출의 실질GDP성장 기여율	2
[그림 3] 우리나라의 연별 재정수지/GDP 비율	9
[그림 4] 분기별 통합재정수지/GDP 비율	32
[그림 5] 3변수 비관측인자 모형의 실질GDP갭(y_t^G)([모형식 3])	43
[그림 6] 2변수 비관측인자 모형의 실질GDP갭	43
[그림 7] 3변수 비관측인자 모형의 잠재GDP(y_t^*)([모형식 3])	44
[그림 8] 3변수 비관측인자 모형의 잠재성장률(g_t)([모형식 3])	45
[그림 9] 2변수 비관측인자 모형의 잠재성장률	46
[그림 10] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지([모형식 3])	48
[그림 11] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지(2단계 UC모형)	49
[그림 12] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지(2단계 HP필터)	50

요 약

1. 서 론

- 최근 우리 경제는 코로나19 위기에 대응한 적극적인 경기안정화정책의 영향으로 재정수지가 악화되고 국가채무가 큰 폭으로 확대
 - 코로나19 등과 같은 경제위기 상황에서 실물경제를 부양하기 위한 확장적 재정정책의 결과로 재정수지가 일시적으로 악화되는 것은 불가피하나, 향후 경기가 정상화되는 과정에서 훼손된 재정건전성을 빠르게 회복하는 것이 중요
 - 세계금융위기 이후 우리 경제는 잠재성장률이 추세적으로 하락하고 인구고령화가 빠르게 진행되면서 중장기적으로 재정여건이 악화될 가능성이 커지고 있음
 - 정부는 국가재정법 개정을 통해 2025년부터 국가채무와 재정수지를 종합적으로 고려한 ‘한국형 재정준칙’을 도입할 계획
 - 중장기적인 시계에서 일관된 재정운용을 위한 목표치 설정이 가능하기 위해서는 주요 재정지표에서 경기변동에 따라 민감하게 변동하는 요인을 제외한 기저적인 재정지표 수준을 가늠하는 것이 선행되어야 함

- 본고에서는 경기변동과 재정수지의 관계를 명시적으로 고려한 시계열 모형을 이용하여 경기조정 재정수지와 잠재성장률을 동시에 추정하고자 함
 - 재정수지에서 경기적 요인을 제외한 경기조정 재정수지는 한 경제가 정상적인 수준으로 자원을 활용하고 있을 때, 혹은 불황도 아니고 호황도 아닌 경기여건 하에서 달성 가능한 재정수지로 해석 가능
 - 또한 일시적인 재정 요인에 의해 변동할 수 있는 실질GDP 요인을 제외한 잠재GDP는 재정 중립적인 잠재GDP 수준으로 해석 가능

2. 경기조정 재정수지와 잠재GDP

- 재정수지는 경기 자동안정화(automatic stabilization) 기능을 하는 경기변동적 재정수지와 이를 제외한 경기조정 재정수지로 나눌 수 있음
 - 재정의 주요 항목은 경기변동에 민감하게 반응함과 동시에 국내수요의 변동성을 자동적으로 완화시키는 자동안정화(automatic stabilization) 기능도 수행함
 - 재정수입 측면에서 보면 법인세나 개인소득세는 기업이나 개인의 소득 흐름에 따라서, 사회보장기여금(social security contribution)은 근로자의 임금상승률에 따라서, 부가가치세(VAT)는 민간소비 변동에 영향을 받음
 - 재정지출 측면에서 보면 대표적으로 실업급여(unemployment benefit)가 경기에 따라 민감하게 반응
 - 경기조정 재정수지(Cyclically Adjusted Budget Balance; CABB)는 경기에 따라 민감하게 반응하는 경기순환적인 재정수지 요인을 제외한 재정수지
 - 또는 한 경제가 정상적인 수준으로 자원을 활용하고 있을 때 주어진 재정제도 하에서 달성 가능한 재정수지로 해석 가능
 - 경기조정 재정수지는 정부지출이나 세제 관련 개혁이 중기적으로 지속 가능한지 여부나 중기재정 운용 목표 달성 가능성을 평가하는 데 유용한 지표
 - 정부의 기저적인 재정상태(financial position)를 판단 혹은 평가하는 하나의 기준이 될 수 있음

- 재정수지는 한 경제가 생산요소를 정상 수준에서 활용했을 때의 생산량으로 해석할 수 있는 잠재GDP와의 관계를 고려하여 경기적 요인과 비경기적 요인으로 분해할 수 있음

- 전통적인 2단계 접근법에서는 1단계에서 잠재GDP를 추정한 후 이를 바탕으로 다음 단계에서 회귀분석에 기초한 통계적 방법론을 이용하여 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지로 분해
 - 1단계에서는 한 경제가 생산요소를 균형 수준에서 활용하고 있을 때 생산수준으로 해석할 수 있는 잠재GDP를 다양한 통계적 방법론을 활용하여 먼저 추정
 - 2단계에서는 1단계에서 추정된 잠재GDP를 기초로 잠재GDP와 재정수지와와의 관계에 대한 회귀분석을 통해 재정수지의 경기변동적 요인과 이를 제외한 요인으로 분해

- 잠재GDP의 추정방법은 ①단일시계열 접근법 ②다변수 시계열 접근법 ③생산함수 접근법으로 나눌 수 있음
 - 단일시계열 접근법은 선형추세나 HP(Hodrick-Prescott) 필터 등을 이용한 추세추출법과 단일변수 비관측인자모형 등이 있음
 - 다변수시계열 접근법은 주요 변수간의 구조적 관계를 결합한 모형으로 잠재GDP를 추정하며, 다변수 비관측인자모형, 구조적 벡터자기회귀모형 등이 있음
 - 생산함수 접근법은 투입된 자본, 노동 등 생산요소 사이의 기술적 관계를 나타내는 생산함수 형태를 추정하고, 자연실업률과 자연자본가동률 수준에 상응하는 노동 및 자본투입량을 추정된 생산함수에 대입하여 계산

- 본 연구는 재정수지, 실질GDP, GDP디플레이터 간의 이론적 관계를 고려한 비관측인자 모형을 이용하여 잠재GDP와 이에 상응하는 경기조정 재정수지를 동시에 추정하고자 함

3. 비관측인자 모형을 이용한 경기조정 재정수지 및 잠재성장률 추정

□ 선행 연구

- 기존의 비관측인자(UC; unobserved component; 은닉인자) 모형은 실질GDP갭만이 인플레이션 압력으로 작용한다는 점을 이용하여 인플레이션을 가속화시키지 않는 생산수준에 부합하는 잠재GDP를 추정
 - Stock and Watson(1986), Clark(1987, 1989) 등의 단일변수모형에서 출발하여 Kuttner(1994)에 의해 인플레이션과의 관계를 고려한 모형으로 확장됨
 - 신관호(2001), 송태정(2005) 등은 기본모형에 잠재성장률 추세가 임의보행하는 Clark(1987)의 모형을 결합하여 우리나라의 잠재GDP를 추정
- 재정의 자동안정화 기능 및 이를 제외한 경기조정 재정수지를 통한 재량적 경기안정화정책의 효율성에 대한 분석은 전통적인 2단계 추정법에 기초하는 것이 대부분임
 - Van den Noord(2000), Girouard and Andre(2005) 등은 생산함수접근법을 이용하여 잠재GDP를 추정한 후 이를 토대로 OECD 국가의 자동안정화장치 크기를 측정
 - 고영선(2001), 박기백·박형수(2002), 박승준·이강구(2011), 이준상·김성태(2013) 등은 생산함수, HP필터, 은닉인자, 구조적 VAR 등의 방법론을 이용하여 잠재GDP를 추정한 후 이를 토대로 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지를 계산

□ 선행연구의 개선 방향

- 우선, 인플레이션과 실질GDP갭이 인플레이션 압력에 미치는 영향만을 고려한 비관측인자 모형은 필립스곡선 평탄화 논쟁과 관련하여 경기상황을 정확하게 반영한 실질GDP갭을 추정하기 어려운 상황에 직면
- 전통적인 2단계 접근법을 이용한 경기조정 재정수지 추정은 재정정책과 경기변동간의 상호 관계를 고려하지 못하고 있음

- 정책금리가 제로(0)에 가까운 상황에서 경제 성장과 경기안정화 정책에서 재정적 적극적인 역할이 강화되고 있는 최근의 추세에 비추어 재정과 경기의 관계를 체계적으로 반영할 필요성

□ 실증분석 모형의 설정 및 추정

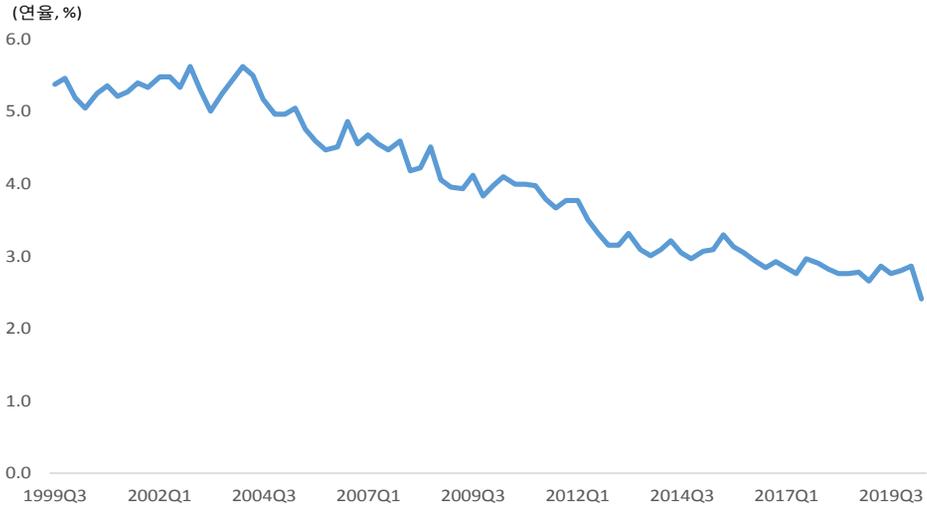
- 본 분석에서는 선행연구 결과 및 관련 방법론에 대한 문제의식에 기초하여 실질GDP, 재정수지, GDP디플레이터 간의 구조적 관계를 설정하고 비관측인자 모형을 이용하여 잠재GDP와 경기조정 재정수지를 동시에 추정
- 실질GDP는 불안정적인 잠재GDP로 해석할 수 있는 확률적 추세인자와 경기변동적인 요인으로 해석할 수 있는 안정적인 순환변동인자로 분해
- 재정수지/GDP 비율은 GDP갭의 변동에 따라 움직이는 경기적 재정수지와 이를 제외한 경기조정 재정수지로 분해
- GDP디플레이터변동률은 인플레이션과 총수요압력 간의 필립스 관계식을 반영하여 실질GDP갭에 의해 영향을 받는 부문과 자기시차 및 외생적인 공급충격의 함수로 표현
- 위와 같은 3변수 비관측인자 모형은 측정방정식과 전이방정식으로 이루어진 상태공간(State-space representation) 모형으로 표현한 후 칼만필터와 최우추정법을 이용하여 모수와 비관측인자를 추정

□ 실증분석 결과

- (잠재성장률) 경기변동과 재정수지의 관계를 고려한 3변수 비관측인자 모형의 잠재성장률은 2000년대 들어 완만한 하락 추세가 지속되어, 2000년대 초반 5%를 하회하기 시작해 2019년에는 2.8%까지 하락한 것으로 추정됨
 - 반면 경기변동과 재정수지의 관계를 고려하지 않은 2변수 모형의 재성장률 추세는 재정수지를 고려한 3변수 모형에 비해 변동성이 크고 세계금융위기나 최근 코로나19에 따른 충격으로 잠재성장률이 3변수 모형보다 급격하게 하락하는 것으로 추정됨

- 이는 2변수 모형의 경우 일시적인 충격에 따른 경제성장률 하락을 잠재 성장률 추세의 하락으로 반영할 가능성이 큼

[3변수 비관측인자 모형의 잠재성장률 추정치]



자료: 국회예산정책처 자체 추정

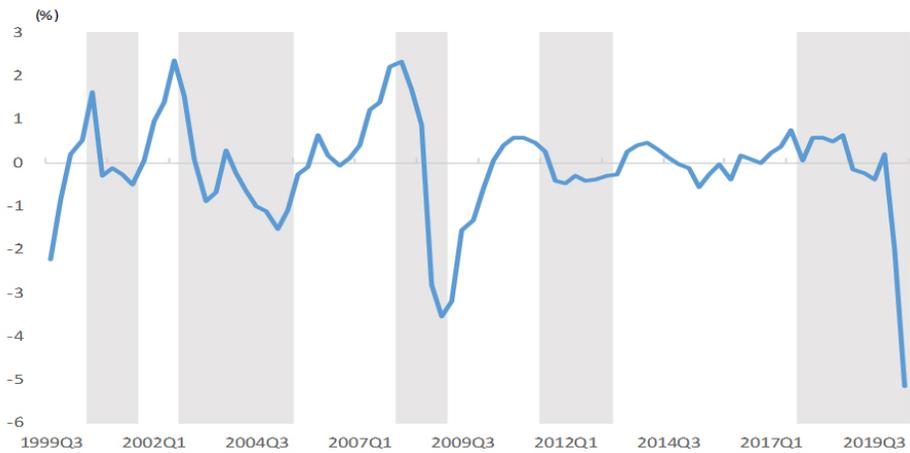
[2변수 비관측인자 모형의 잠재성장률 추정치]



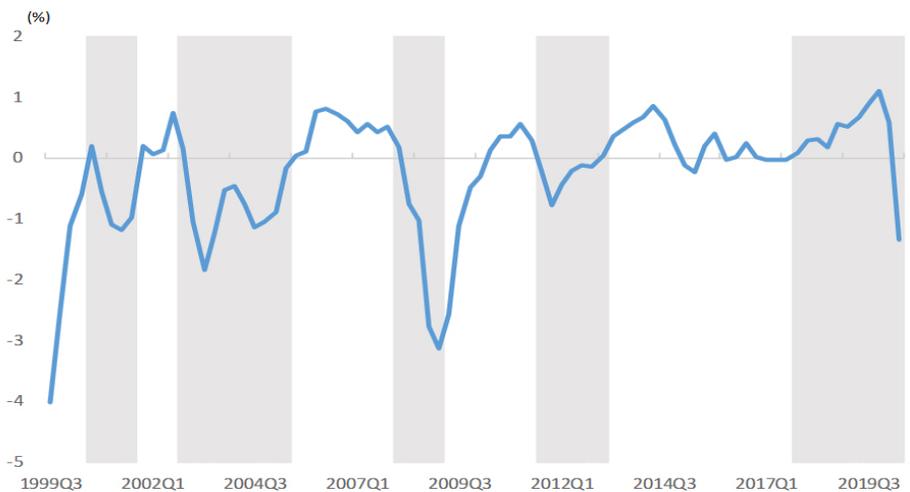
자료: 국회예산정책처 자체 추정

- (실질GDP갭) 경기상황을 보여 주는 실질GDP갭(실질GDP-잠재GDP) 추정치는 재정수지가 경기에 따라 민감하게 반응하는 관계를 추가적으로 반영하였을 때 인플레이션과의 관계만을 고려한 2변수 모형보다 경기 상황에 따른 변동성이 크고 경기전환국면을 보다 명확하게 포착
 - 특히 최근 코로나19가 재정수지에 준 충격을 반영할 경우 2020년 1/4분기와 2/4분기의 경기충격의 크기가 세계금융위기 기간보다 클 수 있음을 보여주고 있음

[3변수 비관측인자 모형의 실질GDP갭]



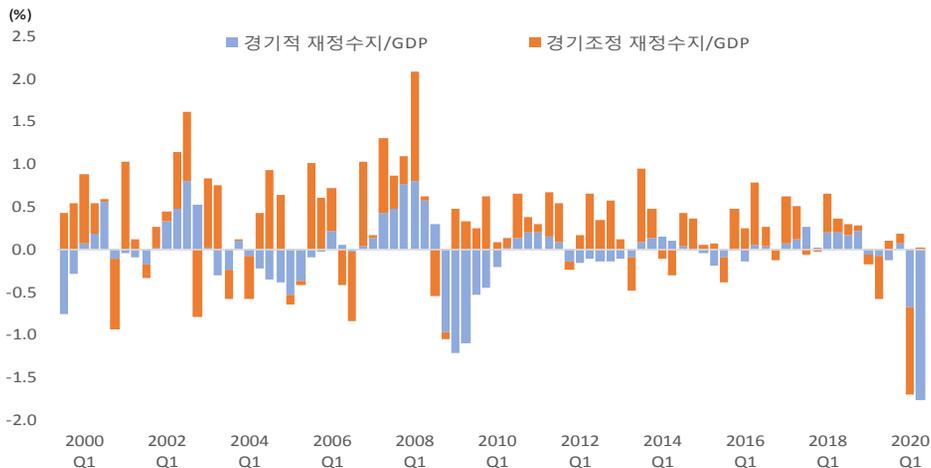
[2변수 비관측인자 모형의 실질GDP갭]



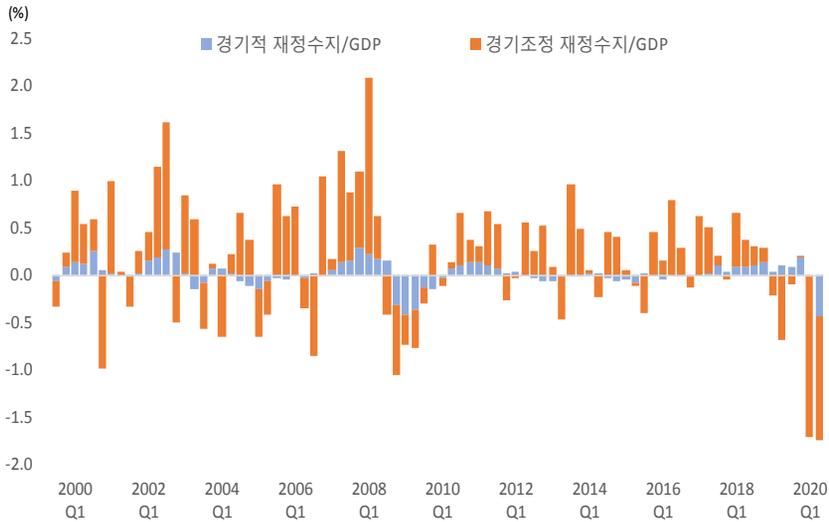
주: 음영 부분은 통계청의 경기순환국면 상의 경기수축기에 해당

- 재정의 경기자동안정화 기능의 크기를 결정하는 실질GDP갭에 대한 재정수지의 탄력성도 기존의 연구 결과보다 크게 추정됨
 - 실질GDP갭이 잠재GDP 수준을 넘어 1% 증가할 때 해당 분기 재정수지/GDP 비율은 0.34~0.36% 증가하는 것으로 추정
 - 기존 연구와의 분석 시기 차이에도 불구하고 우리나라 재정의 경기안정화 기능이 기존의 연구 결과에서 보여주는 것보다 클 수 있음을 보임
- 중기적 재정기조를 가늠할 수 있는 경기조정 재정수지의 평균은 전통적인 2단계 접근법과 동시적 추정법에서 모두 세계금융위기 이후 감소하고 있는 것으로 나타남
 - 다만 금융위기 이후 경기조정 재정수지의 하락폭은 동시적으로 추정한 모형이 전통적인 2단계 모형보다 작았음
 - 전통적인 2단계 추정법의 경우 대부분의 재정수지 변동을 경기조정 재정수지 변동으로 귀착시키고 있음
- 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정치의 변동성에도 차이를 보여, 동시적으로 추정할 경우 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지의 변동성이 모형별 차이에도 불구하고 유사한 크기로 추정됨

[3변수 모형의 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지]



[전통적인 2단계 모형의 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지]



4. 시사점

- 경기조정 재정수지와 잠재성장률은 관측되지 않은 변수로 적용하는 추정방법론에 따른 불확실성이 크다는 한계에도 불구하고, 중기적인 시계에서 우리경제의 정상적인 생산수준과 재정여력을 가늠할 수 있는 유용한 지표가 될 수 있음
 - 정부가 국가채무 비율과 통합재정수지 등의 재정총량지표에 대한 재정준칙을 2025년부터 도입하기로 결정함에 따라 본 연구가 보다 구체적이고 효율적인 재정운용목표 설정을 위한 유용한 논의의 출발점이 될 수 있음
 - 재정준칙은 재정수입, 재정지출, 재정수지, 국가채무 등 다양한 재정운용 목표를 통해 설정 가능하며, 실질GDP, 인플레이션과의 관계를 통해 추정할 수 있는 경기조정 재정수지를 통한 재정목표치 설정도 하나의 대안이 될 수 있을 것임
 - 다만 경기조정 재정수지의 변동으로 재량적 재정정책의 대응성 및 효과를 평가하는 데에는 방법론적 한계와 논란의 여지가 많으며, 보다 일반균형적인 접근법이 필요할 것으로 사료됨

- 재정의 자동안정화 기능은 경기변동에 따라 주요 재정수입과 지출항목이 반응하는 민감도가 증가할수록 강화
 - 그러나 재정의 자동안정화 기능 확대를 위해 조세체계를 지나치게 누진적으로 개편하거나 정부 지출규모를 확대할 경우 경제의 효율성이 저하될 수 있을 것임
 - 정상적인 통화정책 수단이나 재정의 자동안정화 기능으로는 경기안정화를 달성할 수 없는 일정 수준 이상의 경제 충격이 발생하였을 때 재량적 재정정책으로 대응할 수 있는 구체적인 기준을 마련하는 것도 고려할 필요
- 총량적 재정수지만을 분석한 본 모형을 주요 재정수입과 지출항목과 실질GDP 꺾과의 관계를 반영하는 모형으로 확장시켜 경기변동에 따른 주요 항목별 자동안정화 장치의 크기를 동시에 추정할 필요
 - 또한 경기조정 재정수지에 영향을 미치는 인구구조 변화 등의 요인을 체계적으로 반영할 수 있는 모형으로 확장하는 것도 고려할 필요

I. 서론

최근 우리 경제는 전례 없는 코로나19 충격으로 2020년 3월 이후 민간의 경제활동이 큰 폭으로 위축되며 대면서비스업종을 중심으로 생산이 감소하고 고용여건이 빠르게 악화되었다. 정부는 코로나19 확산에 따른 경기침체에 대응한 경기안정화 정책의 일환으로 2020년 총 4회에 걸친 추가경정예산을 편성하여 어려움에 처한 주요 업종과 가계를 지원하였다. 그 과정에서 대규모 재정적자는 불가피하였고, 통합재정수지/GDP비율이 2019년 -0.6%를 기록한 데 이어 2020년에도 적자폭이 크게 확대될 전망이다.¹⁾ 국가채무의 GDP대비 비율도 2019년 37.7%에서 큰 폭으로 늘어나 2020년에는 40%를 상회할 것으로 예상된다.

세계적으로 재정정책은 지난 2008년 세계 금융위기 이후 제로금리에 가까운 저금리기조 하에서 통화정책의 여력이 제한적인 상황에서 경기안정화 정책의 주요 수단으로 자리 잡았다. 특히 주요 선진국은 금융위기와 재정위기로 인한 신용경색을 완화하고 총수요진작을 통해 경기침체에서 벗어나기 위해 적극적인 재정정책을 실시하였다. 이로 인해 정부지출의 경제성장 기여도가 커짐과 동시에 재정수지가 악화되고 정부부채가 빠르게 증가하였다. 특히 2020년 들어 코로나19 충격으로 인한 극심한 경기침체와 이를 극복하기 위한 적극적인 정책대응 과정에서 전례 없는 속도와 규모로 증가하여 세계 정부부채의 GDP대비 비율은 2019년 83.0%에서 2020년 98.6%로 가파르게 상승한 것으로 추정되고 있다.²⁾ 우리나라도 금융위기 이후 민간소비와 투자가 추세적으로 둔화되며 정부의 재정지출이 경제성장에 미치는 영향이 커지고 있는 상황이다.³⁾

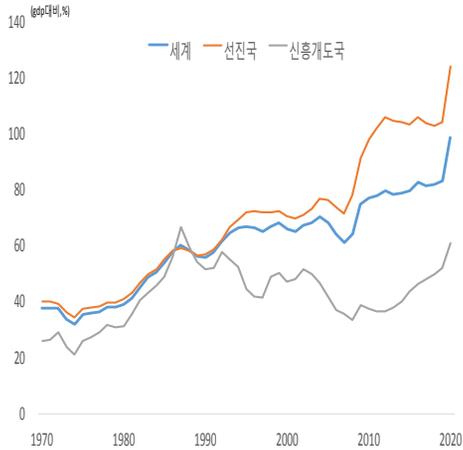
1) 정부가 제출한 국가재정운용계획 상의 재정전망에 의하면 2020년 통합재정수지/GDP 비율은 -3.5%(추경기준), 국회예산정책처의 장기재정전망에 따르면 -5.7%에 이를 것으로 전망된다.

2) 세계은행 경제전망보고서(2021.1월) 및 Kose, M., P. Nagle, F. Ohnsorge, and N. Sugawara, "Global Waves of Debt: Causes and Consequences"(2020) 참조

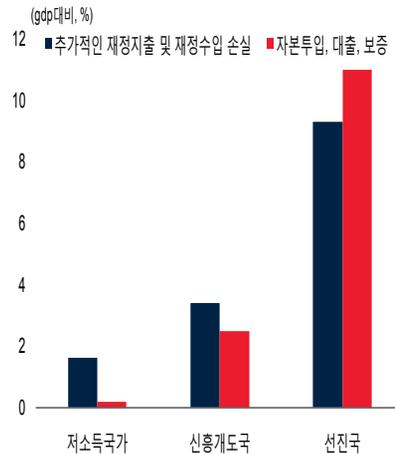
3) 지난 2012~2019년 중 정부지출의 실질GDP성장 기여율은 연평균 31.1%인 반면, 2001~2008년 기간 중에는 연평균 19.2%로 나타났다.

[그림 1] 글로벌 정부부채 추이 및 코로나19에 대응한 재정정책

[글로벌 정부부채¹⁾]



[코로나19 관련 재정정책 대응²⁾]

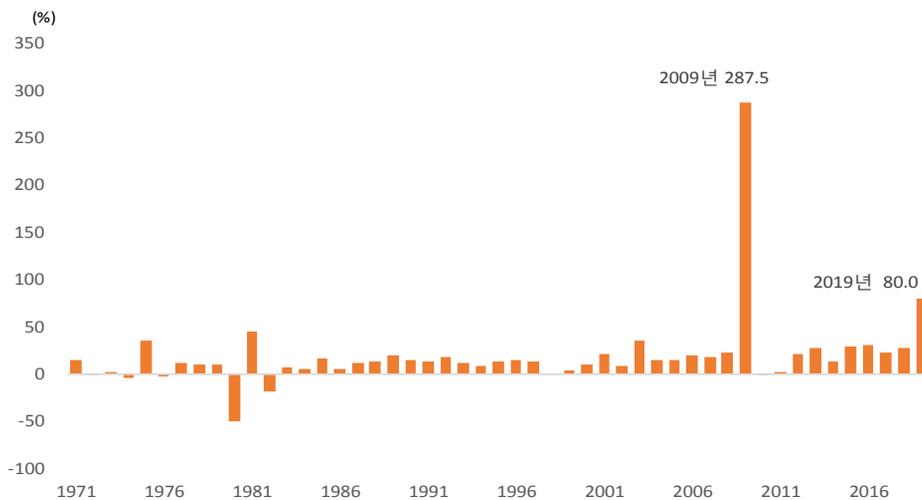


주: 1) 미 달러 기준 명목GDP를 이용하여 계산

2) 2020년 6월까지의 자료 기준이며, 국가 그룹별 가중치는 구매력 평가로 조정된 미 달러 명목GDP를 이용

자료: 세계은행 전망보고서(2021.1월), Fig. 1.2.E, Fig. B1.1.1 재구성, Kose, Nagle et al.(2020)

[그림 2] 우리나라 정부지출의 실질GDP성장 기여율



자료: 한국은행

한편 세계금융위기 이후 우리 경제는 기저적인 재정수입 수준을 결정하는 잠재성장률이 추세적으로 하락하는 가운데 인구고령화가 빠르게 진행되면서 중장기적으로 재정여건이 악화될 가능성이 커지고 있다. 이와 관련하여 재정의 지속가능성을 확보하기 위한 정책수단으로 재정준칙을 도입해야 할 필요성이 꾸준히 제기되어 왔다. 정부도 2020년 10월 재정준칙 도입 방안을 발표하고 국가재정법 개정을 통해 2025년부터 국가채무와 재정수지를 종합적으로 고려한 재정준칙을 도입하기로 하였다.

재정준칙은 국가채무, 재정수지 등의 총량적 재정지표에 대한 구체적이고 법적인 구속력이 있는 재정운용 목표로 주요 선진국에서 도입하여 운용하고 있다. 재정준칙을 운용중인 주요국의 사례에서 보듯이 재정준칙은 재정수입, 재정지출, 재정수지, 국가채무 등 다양한 재정운용 목표를 통해 설정이 가능하다.⁴⁾ 또한 대부분의 재정총량지표가 경기여건에 따라 민감하게 변동한다. 따라서 중장기적인 시계에서 재정의 지속가능성 확보를 위한 재정운용 목표 설정이 가능하기 위해서는 경기적인 변동요인을 제외한 기저적인 수준 혹은 정상적인 수준을 가늠하는 것이 중요하다. 즉, 주어진 조세 및 재정체계 하에서 한 경제가 정상적인 생산수준 혹은 잠재GDP 수준의 경제활동을 영위하고 있을 때 정상적인 재정수지 수준이 어느 정도인지 추정하는 것이 선행되어야 한다는 것이다.

재정수지 변동을 한 경제의 실질생산 수준을 대표하는 실질GDP 변동과 연관지어 살펴 볼 필요가 있는 경우에는 재정의 경기 자동안정화(automatic stabilization) 기능을 대표하는 경기적 재정수지와 이를 제외한 경기조정 재정수지로 나누어 보는 것이 필요하다. 경기적 재정수지는 경기변동에 민감하게 반응함과 동시에 국내수요의 변동성을 자동적으로 완화시키는 자동안정화 기능을 한다. 예를 들면 법인세나 개인소득세는 기업이나 개인의 소득 흐름에 따라서, 사회보장기여금은 근로자의 임금상승률에 따라서, 부가가치세는 민간소비 변동에 의존한다고 할 수 있다. 재정지출 측면에서 보면 대표적으로 실업급여가 경기에 따라 민감하게 반응한다. 경기조정 재정수지는 한 경제가 정상적인 수준으로 자원을 활용하고 있을 때, 혹은 불황도 아니고 호황도 아닌 경기여건 하에서 재정수입과 지출을 결정하는 주어진 재정제도 하에서 달성 가능한 재정수지로 해석할 수 있다.

4) 김정미·이강구, 「해외 주요국의 재정준칙 운용동향과 정책시사점」, 경제현안분석 제84호, 국회예산정책처, 2013. 9.

예를 들어, 대규모의 재정흑자가 발생했을 경우 이를 근거로 영구적인 재정지출 증가를 가져올 수 있는 사회보장개혁이나 재정수입 감소를 동반하는 감세정책을 시행하고자 하는 정치적 유인이 존재한다. 반대로 대규모의 재정적자가 발생했을 경우 이를 근거로 재정지출 감소를 동반하는 구조조정이나 증세정책을 시행해야 하는 정치적 압박도 존재할 것이다. 그러나 그러한 대규모 재정수지 흑자나 재정수지 적자가 주로 일시적인 경기호황이나 경기불황의 결과라면 경기변동이 정상화될 경우 그러한 여지나 기회는 사라질 것이다. 따라서 현재의 재정정책 기조나 재정건전성을 평가하기 위해서는 재정수지를 일시적인 경기요인과 영구적이고 구조적인 요인으로 구분하여 살펴볼 필요성이 있는 것이다.

한편으로 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지의 상대적 크기와 변동성에 관한 분석은 재량적인 재정정책(discretionary fiscal policy)의 역할에 대한 서로 대립되는 시각과도 관련이 있다. 단기적인 경기안정화 측면에서 재량적 재정정책(discretionary fiscal policy)의 적극적인 역할을 강조하는 시각은 경기침체 시에는 세율인하, 조세감면확대, 사회간접자본 투자 확대 등 확장적인 재정정책을 통해 경기를 부양하고, 경기과열 시에는 세수를 늘리거나 정부지출을 줄이는 등의 긴축적인 재정정책을 통해 경기변동성을 줄이고자 한다. 반면 경기안정화 기능은 재정수입과 지출이 가지는 자동안정화장치(automatic stabilizers)와 통화정책에 맡기고, 재정정책은 중장기적 시계에서 자원 배분의 효율성을 제고하고 경제의 성장잠재력을 확충하는 과제에 집중해야 한다는 대답되는 시각이 한편에 있다.

따라서 한 경제의 재정이 담당하는 경기 자동안정화 기능의 크기, 정부지출이나 세제 관련 개혁의 중기적인 지속 가능성 여부, 재정정책의 효율성 등을 평가하는 데 있어서 재정수지를 두 부분으로 식별하는 것은 실증적으로 선행되어야 할 중요한 문제이다.

이처럼 재정수지를 일시적 혹은 경기 순환적 요인과 추세적 혹은 비경기적 요인으로 구분하는 데 필요한 개념이 한 경제의 잠재적 생산수준인 잠재GDP이다. 잠재GDP 혹은 정상적 수준의 실질부가가치 생산수준에 따라서 결정되는 재정수입과 재정지출에 의해 한 경제의 경기조정 재정수지가 결정되기 때문이다.

지금까지 재정수지를 두 부분으로 구별하여 측정하고자 하는 연구는 주로 잠재

GDP를 다양한 기법으로 추정된 후 정부 주요 예산항목의 GDP갭에 대한 탄력성을 추정하거나 가정하여 측정하는 2단계 접근법을 이용하였다. Van den Noord(2000), Girouard and Andre(2005), 고영선(2001), 박승준·이강구(2011), 박기백·박형수(2002), 이준상·김성태(2013) 등이 대표적인 국내외 연구들이다. 그러나 전통적인 2단계 추정법은 실질GDP갭과 주요 재정수지 항목의 상호관계를 한 모형 안에서 체계적으로 고려하지 않음으로써 경기 호황시 구조적 재정수지를 과대 평가하거나 경기 불황시 과소 평가하는 편이가 발생할 가능성이 크다. 또한 본 연구에서 잠재GDP 추정방법론으로 적용하고 있는 기존의 비관측인자 모형은 전제된 실질GDP갭 혹은 실업률과 인플레이션 압력 간의 안정적인 필립스관계식의 평탄화 논쟁⁵⁾과 관련하여 경기상황을 정확하게 반영한 실질GDP갭 혹은 실업률갭을 추정하기 어려운 상황에 직면하고 있다.

본 연구는 재정수지와 실질GDP와의 관계를 명시적으로 고려한 구조적 시계열 모형을 이용하여 잠재GDP와 이에 상응하는 경기조정 재정수지를 동시에 추정하고자 하였다. 즉, 실질GDP, 재정수지/GDP 비율, GDP디플레이터 인플레이션으로 구성된 비관측인자 모형을 이용하여, 이들 변수들의 경기순환적인 요소간의 관계를 고려한 모형 하에서 잠재GDP와 경기변동적 재정수지 및 경기조정 재정수지를 동시에 추정하였다. 분석 결과에 따르면 재정수지/GDP 비율이 경기여건에 따라 민감하게 반응하는 관계를 추가적으로 반영한 실질GDP갭 추정치는 인플레이션과의 관계만을 고려한 모형보다 경기 상황에 따른 변동성이 크고 경기전환국면을 보다 명확하게 포착하는 것으로 추정되었다. 또한 우선 경기변동적 재정수지의 상대적 크기가 기존 연구 결과보다 크게 추정되었다. 실질GDP갭이 잠재GDP 수준을 넘어 1% 증가할 경우 해당분기 재정수지/GDP 비율은 0.34~0.36% 증가하는 것으로 추정되었다. 이는 우리나라 재정의 경기안정화기능이 기존의 연구 결과에서 보여주는 것보다 훨씬 클 수 있음을 시사하고 있다. 본 모형과 전통적인 2단계 추정법을 이용한 모형의 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정치는 각 부분의 평균에서는 비슷하였으나, 보여주는 변동성에는 큰 차이가 나타났다.

이후의 구성은 다음과 같다. 본문인 II장에서는 경기변동과 재정수지, 경기조정

5) 관련 국내연구는 문성우·윤택·이미혜(2004), 김배근·안병권(2008), 성명기·한성신(2009), 주동현(2019) 등을 참조.

재정수지 추정에 대한 전통적인 2단계 추정 방법론을 살펴보고, 잠재GDP 추정방법론에 대해 개관하였다. III장에서는 선행연구를 살펴보고 실증분석 모형 설정을 설명한 후, 모형 추정결과를 통해 기존의 2단계 모형과 비교 분석하였다. IV장에서는 연구 결과를 요약하고 시사점을 제시하였다.

II. 경기조정 재정수지와 잠재GDP

1. 경기변동과 재정수지

실제 재정수지는 일반정부의 수입과 지출의 차이이며 실물경제활동 수준의 변동이라고 할 수 있는 경기적인 요인에 따라 변동한다. 수입 측면에서 보면 대부분의 조세 항목이 경기변동에 민감하게 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 예를 들면 법인세나 개인소득세는 기업이나 개인의 경상소득 흐름에 따라서 변동한다. 또한 건강보험, 고용보험, 연금 등의 각종 사회보장기여금(social security contribution)은 근로자의 임금상승률에 따라서, 부가가치세(VAT)는 민간소비 변동에 따라 변동한다고 할 수 있다. 재정지출 측면에서 보면 대표적으로 실업급여(unemployment benefit)가 경기에 따라 실업률과 실업자 수가 변동하며 민감하게 반응한다.

정부재정은 경기변동에 민감하게 반응함과 동시에 국내수요의 변동성을 자동적으로 완화시키는 자동안정화(automatic stabilization)의 기능도 한다. 예를 들어 경기 침체기에는 가계나 기업의 소득감소로 조세수입이 감소하거나 고용감소로 인해 실업급여지출이 증가해 경제의 총수요를 지탱하는 역할을 한다. 이와 반대로 경기 호황기에는 누진적인 세제나 이전지출체계가 과도한 총수요를 억제하는 요인으로 작용할 수 있을 것이다. 이처럼 경기에 민감하게 반응하는 재정수입이나 지출항목을 경기 자동안정화장치(automatic stabilizers)라고 한다. 한 경제의 조세제도나 재정지출체계에 따라 재정의 경기자동화 기능의 크기도 다를 수 있을 것이다. 상대적으로 누진적인 세제가 강하거나 사회보장제도가 잘 갖추어진 경제일수록 재정의 경기자동화 기능이 클 것으로 예상할 수 있다.

실제 재정수지에서 경기에 민감하게 반응하는 경기순환적인 재정수지 요인을 제외한 재정수지를 경기조정재정수지(Cyclically Adjusted Budget Balance; CABB) 혹은 구조적 재정수지(Structural Budget Balance; SBB)라고 한다. 경기조정 재정수지는 경기적 요인을 제외한 기저적인 재정수지이므로 정부지출이나

세계 관련 개혁이 중기적으로 지속 가능한지 여부를 판단하거나 중기적으로 계획한 재정 운용 목표 달성 가능성을 평가하는 데 이용할 수 있다. 동시에 정부의 재정상태(financial position)를 판단 혹은 평가하는 하나의 기준이 될 수 있을 것이다.

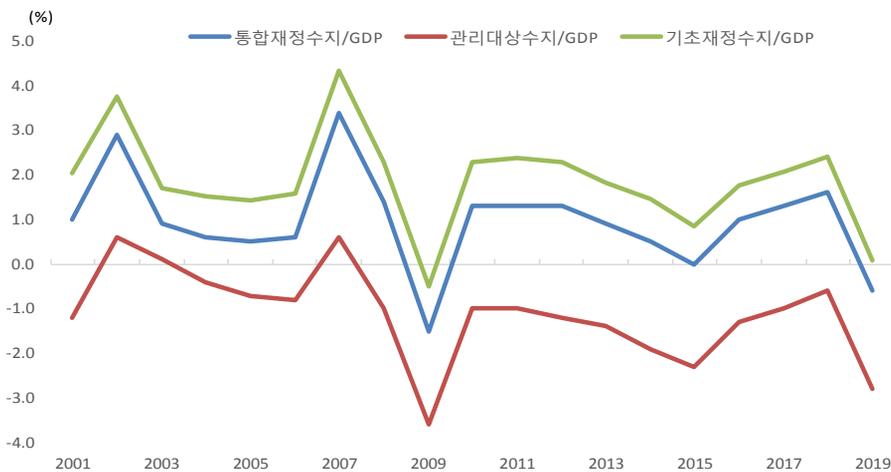
따라서 경기조정 재정수지란 경기가 호황도 불황도 아닌 정상수준일 때, 생산요소가 정상수준에서 활용될 때 정부의 재정수지 상태를 나타내는 것으로 해석이 가능하다. 경기조정 재정수지가 양(+)이면 현재의 조세와 정부지출체계 하에서 경기변동과 상관없는 기저적인 정부재정상태가 흑자임을 나타낸다. 반대로 경기조정 재정수지가 음(-)이면 현재의 조세와 정부지출체계 하에서 경기변동과 상관없는 기저적인 정부재정상태가 적자라고 해석할 수 있을 것이다.

[주요 재정수지 지표]

- 재정수지는 통합재정수지, 기초재정수지, 관리재정수지 등의 지표를 이용하여 계산할 수 있음
 - 통합재정수지(consolidated budget balance) = 총수입 - 총지출
 - 국제비교를 위해 가장 일반적으로 이용되는 지표
 - 기초재정수지(primary budget balance) = 통합재정수지+(순)이자지출
 - 국가채무의 이자비용을 제외한 총수입과 총지출의 차
 - 관리재정수지 = 통합재정수지 - 사회보장성기금수지 + 공적자금국채전환
 - 사회보장성기금은 국민연금, 사학연금, 고용보험, 산재보험, 공무원연금, 군인연금 등으로 구성
 - 미래에 지급해야 하는 사회보장성기금 흑자와 이미 발생한 채무의 형태 변화 (보증채 → 국채)인 공적자금 국채전환분 등을 제외한 수치

- 우리나라의 통합재정수지의 GDP대비 비율은 2000년대 들어 2001~2008년 기간 중 연평균 1.4% 수준을 유지하였으나, 세계금융위기 충격으로 2009년 -1.5%를 기록한 이후 2010~2019년 중 연평균 0.9% 수준으로 하락
 - 최근 들어 2019년에는 -0.6%로 악화되었고 2020년에는 코로나19 충격으로 재정수지 적자폭이 더욱 확대되어 -4.4%에 달함
- 관리재정수지/GDP비율은 2001~2019년 기간 중 연평균 -1.1% 수준이며, 금융위기 이후 2010~2019년 기간 중에는 연평균 -1.5%로 이전 기간에 비해 악화
 - 2019년에는 -2.8%로 악화되었고 2020년에는 적자폭이 더욱 확대되어 -6.1%에 달함

[그림 3] 우리나라의 연별 재정수지/GDP 비율



자료: 기획재정부, 국회예산정책처

경기조정 재정수지와 관련된 주요 이슈는 정책적 요인에 의한 재정수지 변화를 어떻게 해석해야 하는지에 관한 것이다. 구체적으로 살펴보면, 경기조정 재정수지를 재정수지의 추세적 요인으로 더욱 넓게 정의하면 일시적이고 순환적인 요인은 경기

에 자동적으로 반응하는 재정수지의 자동안정화 효과(automatic stabilization effects)뿐 아니라 정규적인 경기대응적 재량정책(countercyclical discretionary fiscal policy measures)으로 인한 재정수지의 변화도 포함시켜야 할 것이다. 보다 근본적으로는 분석의 목적이나 타당한 시계에 대한 관점에 따라 경기조정 재정수지의 정의도 달라질 수 있다. 중기적 시계에서 현실적으로 필요한 경기대응적 재량정책의 여지를 판단하기 위해 경기조정 재정수지를 계산하는 것이라면 재정수지의 자동안정화 효과만을 일시적인 요인에 포함하는 것이 타당할 것이다. 그러나 재정수지의 정상적인 순환요인을 분석하는 데 있다면 정규적으로 시행되는 경기대응적 재량정책으로 인한 재정수지의 변화도 일시적인 요인에 포함하는 것이 타당할 것이다.

경기조정 재정수지는 중기적인 재정운용 목표 혹은 재정준칙의 달성 여부를 평가하거나 향후 계획 중인 재정운용 상의 변화가 지속 가능한지 가늠할 수 있는 지표로 이용될 수 있다. 중기적인 재정목표의 달성 여부를 평가한다는 것은, 예를 들어 미래의 장기적인 인구구조변화에 따른 재정소요 전망에 따라 중기적으로 경기적인 요인을 제외하고 평균적으로 GDP 대비 2%의 재정수지 목표가 설정되었다면 이의 달성 여부를 평가하기 위해 경기조정 재정수지가 사용될 수 있을 것이다.

또한 경기조정 재정수지는 세계개편안이나 지출 계획이 현재의 재정 상태에서 경기 변동적인 요인을 제거했을 때 재원 마련이 지속 가능한지 가늠하는 데도 유용할 수 있다. 예를 들면 경기 호황으로 대규모 재정 흑자가 발생했을 때 감세나 이전지출 확대로 정치적인 입지를 강화하려는 유인이 존재할 것이다. 그러나 일시적이고 경기적인 요인을 감안하면 이러한 감세나 이전지출 확대의 여지는 크지 않을 것이다.

경기조정 재정수지가 재정수지의 자동안정화효과만을 제외한 것이라면 경기조정 재정수지의 변화는 재정정책 기조가 확장적인지, 중립적인지, 긴축적인지를 나타내는 지표로도 이용할 수 있다. 경기조정 재정수지가 악화되었다면 재정정책 기조가 확장적이어서 총수요를 자극하였음을 나타내고 반대로 경기조정 재정수지가 개선되었다면 정책기조가 긴축적이어서 총수요를 억제하였음을 나타낸다고 해석할 수 있을 것이다. 그러나 재정정책이 민간소비, 생산, 물가 등에 미친 영향을 구체적으로 추정하기 위해서는 보다 정밀한 모형이 필요하다.

경기조정 재정수지에 영향을 주는 요인은 다양하다. 우선 조세정책이나 지출정책에 민감하게 영향을 받는다. 즉, 감세 혹은 증세를 동반하는 재량적인 조세정책이나 사회보장급여의 삭감이나 인상을 동반하는 지출정책 등으로 경기조정 재정수지가 변화할 것이다. 경제구조의 변화도 경기조정 재정수지에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 인구고령화로 인한 건강보험급여 증가, 노령연금급여 증가 등은 경기조정 재정수지를 악화시키는 요인이 될 수 있다. 노동공급이나 여가 등에 대한 가계의 행태 변화도 주요한 요인이 될 수 있다. 이자율 변화로 인한 순이자지출의 변화도 경기조정 재정수지를 변화시킨다. 따라서 재량적인 재정정책 기조를 평가하기 위한 목적이라면 순이자지출을 제외한 기초재정수지(primary budget balance)를 이용해 경기조정 재정수지를 측정해야 할 것이다. 반면 중기적인 재정의 지속가능성을 평가하기 위한 목적이라면 순이자지출을 포함한 통합재정수지를 이용해 경기조정 재정수지를 계산하는 것이 타당하다.

2. 경기조정 재정수지 추정방법론

지금까지 대부분의 경기조정 재정수지 관련 추정 연구는 1단계에서 잠재GDP를 추정한 후 이를 바탕으로 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지를 측정하는 접근법을 이용하고 있다.

그 과정을 개괄적으로 살펴보면, 전통적인 2단계 접근법은 먼저 재정수지를 계산하는 것으로부터 시작한다.

$$(1) \quad B_t = T_t - G_t$$

여기서 T는 정부수입, G는 정부지출을 나타낸다. 재정수지는 앞서 설명하였듯이 실물경제활동 수준의 변동, 즉 경기에 따라 변동하는 경기변동적 요인(B_t^c)과 재정정책 기초, 경제구조변화, 가계의 행태변화, 이자율 등 다양한 요인에 의해 변동하는 경기조정 요인, 혹은 비경기변동적 요인(B_t^s)으로 분해할 수 있을 것이다.

$$(2) \quad B_t = B_t^s + B_t^c$$

경기변동적 요인(B_t^c)은 경기변동에 따른 재정의 자동안정화장치의 영향으로 재정수지가 변동하는 부분을 대표한다. 따라서 비경기변동적 요인(B_t^s)은 먼저 경기변동적 요인(B_t^c)을 추정한 후 이를 실제 재정수지에서 빼면 구해질 수 있을 것이다. 경기변동적 요인(B_t^c)을 추정하는 방법은 크게 실질GDP갭을 이용한 총량적인 방법(aggregated methods)과 비총량적인 방법(disaggregated methods)로 구분할 수 있다.

총량적인 방법으로 경기변동적 요인(B_t^c)을 추정하는 것은 명목GDP 대비 재정수지와 실질GDP갭을 이용해 다음 회귀방정식 식(3)을 추정하는 것이다.

$$(3) \quad \frac{B_t}{P_t y_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{y_t - y_t^*}{y_t^*} + k_t$$

위에서 β_1 은 실질GDP갭의 변화가 재정수지에 미치는 민감성을 측정하는 재정
의 (준)탄력성이고, 경기에 민간하게 반응하는 재정수입이나 지출항목들이 재정수지
에 미치는 총량적인 효과, 즉 경기의 자동안정화 효과의 크기를 포착한다. 실질
GDP갭의 자기시차변수를 포함시켜 동태적인 모형을 추정할 수도 있을 것이다. 따
라서 위 추정식 (3)에 따르면 경기변동적 재정수지 요인은 $\frac{B_t^c}{P_t y_t} = \beta_1 \frac{y_t - y_t^*}{y_t^*}$ 가

될 것이고, 비경기변동적 재정수지요인은 경기변동적 재정수지 요인을 제외한
 $\frac{B_t^s}{P_t y_t} = \frac{B_t}{P_t y_t} - \frac{B_t^c}{P_t y_t}$ 으로 측정할 수 있을 것이다.

다음으로 비교적 간단한 형태의 비총량적 방법을 이용하여 경기변동적 재정수지
(B_t^c)를 추정하는 과정을 살펴보자. 비총량적 방법은 경기변동이 재정수지에 미치는
영향은 구성항목에 따라 다를 수 있으며, 이를 고려해 수입과 지출항목과 실질GDP
갭을 이용해 다음 방정식 (4)를 추정하는 것으로 출발한다.

$$(4) \quad \frac{Z_{jt}}{P_t y_t} = \beta_{j0} + \alpha_j(t) + \beta_{j1} \frac{y_t - y_t^*}{y_t^*} + k_{jt}$$

여기서 Z는 특정 재정수입 혹은 지출항목이고 시간에 따라 대부분의 항목이 증
가하는 추세를 반영하여 시간의 함수 $\alpha(t)$ 를 포함하기도 한다. 위의 회귀방정식
(4)를 바탕으로 한 각 재정수입 및 지출항목의 경기변동적 요인은
 $\frac{Z_{jt}^c}{P_t y_t} = \beta_{j1} \frac{y_t - y_t^*}{y_t^*}$ 이다. OECD에서는 별개로 추정된 실질GDP갭의 변화가
각 항목에 미치는 탄력성 β_{j1} 을 가중 평균하여 전체 재정의 탄력성(β_1)을 계산하고
있다.

경기가 변동하는 여러 가지 경제충격의 성격에 따라 과세표준(세입기반, 세원)이나 지출기반에 주는 영향이 다를 수 있을 것이다. 예를 들면 수출 감소에 의한 경기침체와 내수감소에 의한 경기침체가 세수에 미치는 영향은 크게 다를 수 있다. 앞선 실질GDP갭만을 이용한 총량적인 방법은 이러한 경제적 충격의 구성효과 (composition effects)를 무시하고 있다고 할 수 있다. 먼저 구성효과를 고려하기 위해 특정 수입 및 지출 항목(Z)의 기반(W)에 대한 갭을 주로 HP필터를 이용하여 추세를 제거한 후 아래의 식(5)와 같이 계산한다.

$$(5) \quad w_{jt}^c = \frac{W_{jt} - W_{jt}^*}{W_{jt}^*}$$

다음으로 식 (6)을 통해 특정 수입 및 지출항목의 해당 기반변화에 대한 탄력성을 계산한다.

$$(6) \quad Z_{jt} = \eta_{j0} + \alpha_j(t) + \eta_{j1} W_{jt} + v_{jt}$$

특정 수입 및 지출항목 Z의 경기변동적 요소는 $Z_{jt}^c = Z_{jt} \eta_{j1} w_{jt}^c$ 이며, 구성효과를 고려한 재정수지의 경기변동적 요소는 $B_t^c = \sum_{j=1}^J Z_{jt}^c$ 로 측정할 수 있을 것이다. 예를 들어 간접세 Z에 대한 세원 W는 민간소비이고 민간소비 변화에 대한 간접세 수의 탄력성과 민간소비의 경기순환적 요소를 구하여 간접세의 경기 순환적 요소를 계산할 수 있을 것이다. 대표적으로 ESCB(European system of central banks)에서는 위와 같은 방법으로 경기조정 재정수지를 계산하고 있다.

지금까지 간략하게 설명한 전통적인 2단계 추정에는 몇 가지 방법론적 문제점과 한계가 존재한다. 우선, 재정에 탄력성 추정치의 왜곡 가능성에 관한 것이다. 정부재정지표는 분기별 자료가 부족해 통상적으로 장기 연간자료를 이용해 재정의 탄력성을 추정한다. OECD의 경우처럼 별개로 추정된 실질GDP갭의 변화가 각 조세 및 지출항목에 미치는 탄력성을 가중 평균하여 이용할 경우에는 추정된 재정의 탄력성의 크기가 왜곡될 가능성이 커진다. 또한 추정기간 동안 조세나 지출체계에서 발

생한 구조변화를 고려하지 않고 추정된 탄력성 추정치는 기간 평균치에 해당하는 값을 제공할 것이다. 그러나 이는 구조변화가 일어난 현재 시점에서의 추정치와 큰 차이가 날 수밖에 없을 것이다. 특히 경기조정 재정수지 예측에 이러한 탄력치를 사용할 경우 문제가 더욱 심각해질 수 있을 것이다. 따라서 대규모의 조세나 지출개혁을 식별해 이를 추정에 반영할 필요가 있다.

다음으로 재정의 탄력성을 추정하기 위해 간단히 전체 조세수입의 GDP비율을 가정하기도 한다. 비례적인 세원에 대한 세수탄력성이 1(1% 세원변화는 1%의 세수 변화)이라고 가정하는 것이 타당할 수 있으나 누진적인 세제라면 1보다 클 것이다. 따라서 현재의 조세나 사회보장급여 체계를 고려해 재정의 탄력성을 추정해야 할 것이다. 재정의 탄력성이 재정의 자동안정화장치의 영향만을 포착하기 위함이라면 재정정책의 영향을 통제할 수 있는 채 추정해야 할 것이다. 그렇지 않으면 자동안정화장치의 영향을 과대 추정할 가능성이 크다. 한편으로 재정정책의 반응함수(reaction function)가 미래의 정부재정이나 거시변수에 대한 예측에 기초(forward-looking)한 경우에는 사후적으로 실현된 자료를 가지고 추정할 경우 잘못된 결과를 도출할 수 있을 것이다. 왜냐하면 이 경우에는 예측변수의 불확실성이 재정정책의 반응함수에 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

3. 잠재GDP 추정방법론

잠재GDP는 관측되지 않는 변수로서 경제이론이나 통계적 방법론에 근거하여 추정해야 하므로 관련된 가정이나 정의, 설정된 모형이나 추정 방법론의 차이에 따른 불확실성이 크다고 할 수 있다. 또한 잠재GDP의 개념에 대한 정의도 경제 이론의 발전에 따라 변화하여 왔다. 과거에는 잠재GDP가 한 경제의 가용한 생산요소를 투입하여 달성할 수 있는 최대 생산수준 또는 완전고용 생산수준으로 정의되었다. 그러나 최근에는 경기순환적인 측면에서 지속가능하며 정상적인 수준의 생산수준으로 정의하는 것이 보통이다. 특히 경기안정화 측면에서 총생산과 물가상승률과의 관계에서 정의된 개념이 일반적으로 이용된다. 즉, 자본과 노동 등의 생산요소 시장이 균형을 유지한 상태에서 추가적인 인플레이션 압력을 유발하지 않는 생산수준(NAIRO; Non-Accelerating Inflation Rate of Output)으로 정의하는 것이 보다 일반적이다.

전통적인 2단계 추정법에 따라 재정수지를 경기조정 재정수지와 경기변동적 재정수지로 분해하기 위해서는 잠재GDP 추정이 선행되어야 한다. 추정된 잠재GDP를 이용하여 경기상황을 대표하는 실질GDP갭을 계산하고 이를 바탕으로 경기변동적 요인에 반응하는 재정수지 요인을 추정해야 하기 때문이다. 앞서 잠재GDP의 정의에서 언급하였듯이 관측되지 않는 변수인 잠재GDP는 추정방법에 따른 불확실성이 크며, ①단일시계열 접근법 ②다변수 시계열 접근법 ③생산함수 접근법 등으로 나눌 수 있다.

단일시계열 접근법은 선형추세나 HP(Hodrick-Prescott) 필터 등을 이용한 단순 추세추출법과 단일변수 비관측인자모형 등이 있다. 선형추세나 비선형 추세 등은 간단한 단일변수 기법으로 실질GDP를 상수항이나 시간변수 등에 회귀 분석하여 얻는 비확률적인 추세를 잠재GDP로 간주한다.

HP(Hodrick-Prescott)필터는 평활한(smooth) 시계열 추세를 추출하는 데 대표적으로 이용되는 방법이다. 실질GDP(y_t)의 평활화된 시계열 추세이며 잠재GDP로 해석이 가능한 y_t^* 는 아래의 최적화 문제로부터 도출된다.

$$(7) \quad \text{Min} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*))^2$$

첫 번째 항은 실제 실질GDP(y_t)와 HP추세인 잠재GDP(y_t^*)의 편차제곱의 합이고, 두 번째 항은 잠재GDP(y_t^*) 양방향 변동편차 제곱의 합(추세의 변동성(2계차분) 제곱의 합)이다. 평활화 계수 λ 는 추세의 변동성에 대한 가중치로 값이 클수록 선형 추세에 가까워진다. 따라서 극단적인 경우 계수 λ 가 영(0)이면, 위 최적화 문제의 해는 실제 계열과 동일한 값이 됨을 알 수 있다. 즉, 실질GDP와 잠재GDP가 동일한 값이 되는 것이다. 주요 통계 프로그램에서는 λ 값이 분기자료일 경우 1600, 연간자료일 경우에는 100으로 설정된 경우가 많다. 통계적 방법의 간결성이 장점으로 실질GDP의 성장추세를 식별하기 위해 널리 사용된다. 그러나 대칭적인 평활화로 인해 'end-point bias' 문제가 발생할 수 있으며, 이동평균의 가중평균에 기초하고 있어 추세의 급격한 구조변화를 반영할 수 없다는 단점이 있다.

비관측인자(unobserved component) 혹은 은닉인자 기법은 관측된 계열을 일정한 확률과정을 가정한 비관측인자들로 분해하는 통계 기법이다. 단일변수 비관측인자모형(unobserved component)은 실질GDP(y_t)를 비정상적인 확률추세(random trend)를 갖는 잠재GDP(y_t^p)와 정상적인 경기순환요인(y_t^c)로 분해하는 통계적 방법을 이용한다. 가장 대표적인 예로 Watson(1986)과 Clark(1987)는 단일변수 비관측인자 모형을 이용하여 미국의 잠재GDP를 추정하였다. 우선 실질GDP(y_t)는 식 (8)과 같이 관측되지 않은 두 개의 인자인 y_t^p 와 y_t^c 로 분해할 수 있다고 가정한다. 확률적 추세 부분 y_t^p 는 생산요소가 정상적인 수준에서 활용되었을 때 달성할 수 있는 산출량 혹은 잠재GDP로 해석 가능하다. y_t^p 는 식 (9)에서처럼 상수항(a)을 포함하고 임의보행하는 확률변수로 정의할 수도 있을 것이다. 경기순환인자 y_t^c 는 경기적 요인에 따라 잠재GDP 수준에서 변동하는 실질GDP값으로 볼 수 있으며, 식 (10)에서처럼 시차연산자 $\phi(L)$ 가 일정한 안정성 조건을 만족하는 정상적인 시계열로 가정한다.

$$(8) \quad y_t = y_t^p + y_t^c,$$

$$(9) \quad y_t^p = a + y_{t-1}^p + u_{yt},$$

$$u_{yt} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{u_y}^2)$$

$$(10) \quad y_t^c = \phi(L)y_{t-1}^c + e_{yt},$$

$$e_{yt} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{e_y}^2)$$

단일변수 비관측인자 모형은 시계열적 특성에 기초한 모형의 단순함과 통계적 방법의 일관성 때문에 널리 사용되고 있다. 동일한 방법을 실업률 변수에 적용할 경우 자연실업률과 실업률갭을 추정하는 데 이용할 수 있을 것이다. 그러나 추정된 잠재GDP와 자연실업률이 경제이론의 기반을 가지고 있지 않은 순수 통계기법의 결과라는 한계가 있다. 즉, 잠재GDP에 영향을 주는 인플레이션이나 실업률과의 이론적 관계를 전혀 고려하지 않고 있다.

다변수시계열 접근법은 단일변수접근법의 한계를 개선하여 경제이론에서 시사하는 주요 변수간의 구조적 관계를 결합한 시계열 모형으로 잠재GDP를 추정한다. 다변수 비관측인자모형, 구조적 벡터자기회귀모형 등이 대표적인 방법들이다.

다변수 비관측인자모형은 인플레이션, 실업률, 산출량 등의 시계열에 필립스 관계식이나 오쿤의 법칙 등과 같은 구조적 관계를 결합하여 확률적 추세부분과 순환변동부분으로 분해한다. 예를 들어 실질GDP(y_t)와 인플레이션(π_t)을 이용한 2변수 모형에서는 실질GDP(y_t)의 경기변동적 요인(y_t^c)과 인플레이션 사이에 존재하는 필립스관계식⁶⁾을 아래식 (11)과 같이 명시적으로 고려하여 확률추세를 갖는 잠재GDP(y_t^p)를 추정한다. 식 (11)은 인플레이션(π_t)과 실질GDP갭(y_t^c)으로 대표되는 경제활동 수준과의 관계에 외생적인 충격(x_t)을 더한 전통적인 필립스 관계식이다. 인플레이션(π_t)에 영향을 미치는 외생적인 대외충격을 반영하기

6) 필립스관계식은 원래는 영국의 경제학자 필립스(1958)가 발견하여 발표한 명목임금상승률과 실업률간에 존재하는 역(-)의 상관관계를 말하며, 이후 케인즈학파가 인플레이션과 실업률(혹은 GDP갭)간에 존재하는 안정적인 관계가 성립함을 밝히면서, 재량적인 통화정책과 재정정책을 시행하는 당위성에 근거를 제공하는 이론으로 발전하였다.

위한 x_t 변수로는 수출입물가나 유가 변동률이 주로 이용된다.

$$(11) \quad \pi_t = a_\pi + b(L)\pi_{t-1} + c(L)y_t^c + \theta(L)x_t + e_{\pi t},$$

$$e_{\pi t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{e_\pi}^2)$$

Clark(1989)는 오쿤의 법칙에 근거하여 실업률을 포함한 이변수 비관측인자 모형으로 잠재GDP를 추정하였으며, Kuttner(1994)는 인플레이션율과 GDP로 구성된 2변수 비관측인자모형을 이용해 인플레이션을 가속시키지 않는 잠재GDP를 추정하였다. 실질GDP(y_t), 인플레이션(π_t), 실업률(u_t) 간의 3변수 모형에서는 필립스관계식에 아래와 같이 실업률갭(u_t^c)과 실질GDP갭(y_t^c)간에 존재하는 오쿤의 관계식(Okun's law)⁷⁾을 아래와 같이 결합하여 잠재GDP(y_t^p)를 추정한다.

$$(12) \quad u_t^c = \beta(L)y_t^c + v_t,$$

$$v_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_v^2)$$

구조적 벡터자기회귀(Structural VAR) 모형은 잠재GDP 예측을 위해 설정된 축약형 VAR(Reduced form VAR) 모형에 구조제약을 부여하여 잠재GDP를 추정한다. Blanchard and Quah(1989)는 실질GDP와 실업률의 2변수 VAR모형에서 잠재GDP 변동의 특성을 반영하는 구조제약을 부여하여 잠재GDP를 추정하였다. 즉, 실질GDP변동에서 통화량 변동과 같은 수요충격에 기인한 단기변동과 기술변화 등과 같은 공급충격으로 인한 장기변동으로 분해하여 장기적 추세변동을 추정하였다. 총공급 곡선이 장기적으로는 생산성 변동 등에

7) 오쿤의 법칙(Okun's Law)은 실증적으로 관찰되는 실업률과 경제의 산출량간의 경험적인 관계이며, 실질GDP가 증가(감소)하면 실업률은 하락(상승)하는 안정적인 관계를 갖는 것으로 알려져 있다.

의해서만 움직이며, 단기적으로는 수직이어서 실질GDP의 단기적 충격에 의한 변동은 총수요 곡선의 변동의 결과로 해석한 것이다. 결과적으로 다변수시계열 접근법은 경제 이론적 토대가 부족하다는 단일변수 접근법의 결점을 보완하기 위해 경제이론에 근거하여 변수를 추가하거나 구조적 제약을 도입한다.

생산함수 접근법은 실제생산량과 이를 위해 투입된 자본, 노동 등 생산요소 사이의 기술적 관계를 나타내는 생산함수 형태를 추정하고, 자연실업률과 자연자본가동률 수준에 상응하는 노동 및 자본투입량을 추정된 생산함수에 대입하여 계산한다. 잠재성장률에 대한 생산요소별 기여도와 인구구조변화 등과 같은 요인을 명시적으로 고려할 수 있다는 장점 때문에 잠재GDP를 추정하는 데 널리 사용된다. 콥-더글라스 형태의 생산함수를 가정하면, 실질GDP(Y_t)는 총요소생산성(A_t), 노동투입량(L_t), 자본투입량(K_t)의 함수로 아래와 같이 정의될 수 있고, 완전경쟁과 규모에 대한 보수불변(constant return to scale) 가정 하에서 α 는 노동소득분배율을, $(1 - \alpha)$ 는 자본소득분배율을 나타낸다.

$$(11) \quad Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha}$$

위 식에 자연대수를 취한 값을 소문자로 나타내고 다시 정리하면

$$(12) \quad y_t = a_t + \alpha l_t + (1 - \alpha)k_t$$

총요소생산성(a_t)는 위 식(12)의 잔차항으로서 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$(13) \quad a_t = y_t - \alpha l_t - (1 - \alpha)k_t$$

노동소득분배율 α 는 총요소생산성이 관측되지 않기 때문에 회귀분석을 통해 통계적으로 일치된(consistent) 추정치를 얻을 수 없고, 근로소득과 자영업자의 소득 가운데 일정비율을 합하여 매년 측정한 값을 외삽하며, 보통 0.6으로 가정⁸⁾하고 있다. 잠재GDP(y_t^p)는 잠재수준의 노동(l_t^p), 자본(k_t^p), 총요소생산성

(a_t^p)를 측정 후 대입하면 추정할 수 있다.

$$(14) \quad y_t^p = a_t^p + \alpha l_t^p + (1 - \alpha)k_t^p$$

잠재수준의 투입요소는 각 투입요소를 측정하기 위해 사용된 변수에 대한 가정과 추세를 추출하기 위해 이용된 통계기법에 따라 다르게 추정될 수 있다. 잠재수준의 총요소생산성, 자연실업률, 경제활동참가율은 보통 HP 평활화 계열을 이용하거나 비관측인자 기법을 이용해 추정하기도 한다. 또한 노동투입량은 총노동시간 혹은 취업자수(경제활동인구, 실업률, 취업자의 평균근로시간 등에 의해 결정), 자본은 이용 가능한 생산자본스톡과 가동률에 대한 가정에 따라 다르게 측정될 수 있다.

예를 들어 잠재노동투입량(l_t^p)을 총노동 투입시간으로 정의할 경우에는 잠재취업자수에 주당 평균노동시간을 곱하여 계산할 수 있다. 잠재수준의 취업자수는 잠재수준의 생산가능인구(15세 이상), 경제활동인구참가율, 그리고 자연실업률에 의해서 결정된다.⁸⁾ 자연실업률을 추정하기 위해 HP 평활화 계열을 이용하지 않고 물가와 산출량과의 관계를 나타내는 필립스관계식을 이용할 수도 있다. 그 경우 자연실업률은 인플레이션 압력을 유발하지 않는 실업률(NAIRU; Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment)로 정의하고 인플레이션율과 실업률 간의 이변수 비관측인자(UC)모형을 이용하여 추정할 수도 있을 것이다. 자본스톡(k_t^p)은 순자본스톡과 감가상각률에 의해 결정되며 잠재적 수준의 자본스톡이 실적치와 일치한다고 가정하는 것이 보통이다. 경기적 요인에 따라 변동하는 자본가동률 변수를 추가하여 이를 통해 보다 현실적으로 추정하는 방법도 있을 것이다.

생산함수접근법의 경우 분기별 자료를 이용하기 어려워 경기상황을 반영하는

8) OECD는 자영업자의 시간당 노동소득이 임금근로자의 시간당 임금과 동일하다는 가정하에 노동소득분배율을 계산하고 있다. 우리나라와 같이 자영업자의 비중이 높고, 이중 상당부분을 차지하는 가족단위 자영업자의 소득이 영업잉여로 계상될 경우 노동소득분배율이 낮게 추정될 가능성이 있다고 한국은행은 밝히고 있다.

9) 잠재취업자수=잠재생산가능인구×잠재경제활동참가율×(1-자연실업률)

분기별 실질GDP값을 추정할 수 없으며 요구되는 자료가 많다. 또한 가정된 생산함수나 노동소득분배율에 대한 불확실성이 크고 생산투입요소별로 잠재수준을 추정하기 위해서 앞서 언급한 별도의 통계기법을 이용해야 하는 단점이 있다.

III. 비관측인자 모형을 이용한 경기조정 재정수지 및 잠재성장률 추정

1. 선행연구 및 문제제기

본 연구와 관련 있는 선행연구는 비관측인자(UC; unobserved component; 은닉인자) 모형을 이용한 잠재GDP 추정에 관한 연구와 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지를 추정하여 재정의 자동안정화기능과 재량적 재정정책을 평가하는 연구로 나누어 살펴볼 수 있다.

비관측인자 모형을 이용한 잠재GDP 추정은 실질GDP 변수의 시계열적 특성을 이용하여 분석한 Stock and Watson(1986), Clark(1987, 1989) 등에서 출발점을 찾을 수 있다. Kuttner(1994)는 실질GDP와 잠재GDP의 차이인 실질GDP갭만이 인플레이션 압력으로 작용한다는 점을 이용하여 인플레이션을 가속화시키지 않는 생산수준에 부합하는 미국의 잠재GDP를 추정하였다. 신관호(2001), 송태정(2005)은 Kuttner(1994)의 기본모형에 잠재성장률 추세가 임의보행하는 Clark(1987)의 모형을 결합하여 한국의 잠재GDP를 추정하였다. 황종률(2009)은 선행연구에 기초하여 비관측인자 모형과 생산함수 접근법을 모두 이용하여 글로벌 금융위기 전후 한국의 잠재GDP를 추정한 후 비교하고 있다.

본 연구와 직접적으로 관련된 경기조정 재정수지에 관한 선행연구는 경기에 따라 반응하는 재정의 자동안정화 기능 및 이를 제외한 경기조정 재정수지를 통한 재량적 경기안정화정책의 효율성에 대한 분석이 주를 이루고 있다. 또한 경기조정 재정수지를 측정하기 위해서 모두 전통적인 2단계 추정법에 기초하고 있다는 특징이 있다. 첫 번째 단계에서 생산함수접근법, 구조적 VAR, 비관측인자모형, HP필터 등을 이용하여 실질GDP에서 잠재GDP와 실질GDP갭을 구한다. 두 번째 단계에서는 첫 단계에서 추정한 실질GDP갭을 이용하여 주요 재정수입 및 지출항목의 탄력성을 구하여 재정수지의 자동안정화 기능의 크기 및 경기조정 재정수지의 경기대

응적 기초 등을 살펴보고 있다. 대표적으로 Van den Noord(2000), Girouard and Andre(2005) 등은 생산함수접근법을 이용하여 잠재GDP를 추정한 후 이를 토대로 OECD 국가를 대상으로 재정적 자동안정화장치 크기를 측정하였다. 고영선(2001)은 OECD와 IMF의 경기조정 재정수지 추정방법론을 상세히 설명함과 동시에 Blanchard and Quah(1989)의 2변수 구조적 VAR 모형을 이용하여 우리나라의 잠재GDP를 추정하고 있다. 이를 기초로 OECD와 IMF의 경기조정 재정수지 방법론을 국내자료에 적용하여 경기조정 재정수지(구조적 재정수지)를 계산한 후 경기적 요인에 기인한 재정수지의 변동이 크지 않다고 분석하고 있다. 덧붙여 저자는 경기조정 재정수지 추정방법론에 대한 논의를 활성화하고 대부분의 선진국과 같이 우리나라에서도 경기조정 재정수지를 매년 추정·발표할 필요가 있다고 주장하고 있다. 박기백·박형수(2002)도 OECD 방법론을 적용하여 잠재GDP 및 경기조정 재정수지를 측정하고 있으며, 우리나라 재정수지의 GDP 탄력성을 0.21로 추정하였다. 이준상·김성태(2013)는 생산함수, HP필터, 은닉인자, 구조적 VAR 등의 방법론을 이용하여 잠재GDP를 추정하였다. 다양한 접근법을 통해 추정한 잠재GDP를 이용하여 주요 재정수입과 재정지출 항목에 대한 탄력성을 계산하고 경기조정 재정수지를 계산하였다. 또한 시산된 경기조정 재정수지를 바탕으로 한 회귀분석을 통해 재량적 재정정책의 경기대응이 적절했다고 평가한 반면 경기변동에 따른 재정적 자동안정화 기능은 미약했다고 결론지었다.

위와 같은 비관측인자 모형을 포함한 다양한 방법론을 이용한 잠재GDP 추정과 전통적인 2단계 접근법을 활용한 경기조정 재정수지 추정과 관련한 선행연구가 가질 수 있는 문제점은 크게 두 가지로 살펴볼 수 있다.

우선 인플레이션과 실질GDP갭이 인플레이션 압력에 미치는 영향을 고려한 비관측인자 모형은 인플레이션을 가속화시키지 않는 생산량 수준을 측정할 수 있다는 방법론적인 일관성이 장점이라고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 최근 진행되고 있는 필립스커브 평탄화 논쟁¹⁰⁾과 관련하여 경기상황을 정확하게 반영한 실질GDP갭을 추정하기 어려운 상황에 직면할 수 있다. 2000년대 들어, 특히 글로벌 금융위기 이후 실질GDP갭 혹은 실업률갭과 인플레이션 사이에 안정적인 관계의 통계적 유의성

10) 관련 국내연구는 문성우·윤택·이미혜(2004), 김배근·안병권(2008), 성명기·한성신(2009), 주동현(2019) 등을 참조.

이 크지 않다는 실증분석 결과들이 다수 보고되고 있다. 실질GDP갭의 변동에 따라 인플레이션이 민감하게 변동하지 않을 경우에는 두 변수의 상호 관계를 통해 추정된 실질GDP갭이 경기 국면을 제대로 반영하지 못할 가능성이 크기 때문이다. 한편으로 완화적인 통화정책의 결과로 주요국의 실질정책금리가 제로(0)에 가까운 상황에서 적극적인 경기부양책을 동반한 재정정책을 통해서 경기를 지탱하는 상황이 지속되고 있다. 경제 성장과 경기안정화 정책에서 재정의 적극적인 역할이 강화되고 있는 최근의 현실에 비추어 재정과 경기의 관계를 체계적으로 반영하여 실질GDP갭을 추정할 필요성이 커지고 있는 것이다.

두 번째 문제점으로는 전통적인 2단계 접근법을 이용한 경기조정 재정수지 추정이 재정정책과 경기변동간의 상호 작용을 무시하고 있다는 점이다. 경기가 재정에 영향을 미침과 동시에 재정정책도 최소한 단기적으로는 총수요와 자원 활용도를 변화시켜 경기에 적지 않은 영향을 줄 수 있다. 모형 안에서 재정과 경기변동의 상호관계를 무시할 경우 재정수지의 경기 순환적 요인이 과소 추정되고 이를 제외한 경기조정 재정수지가 경기호황기에는 과다 추정되고 경기 침체기에는 과소 추정될 수 있는 문제점이 발생할 수 있다. 이를 바탕으로 재정의 자동안정화 기능의 효과나 재량적 재정정책의 적절성을 평가할 경우에는 현실과 다른 결론이 유도될 위험성이 있다.

그러나 일관된 방법론적 틀을 가진 단일한 시계열 모형 체계 하에서 잠재GDP, 실질GDP갭, 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지를 동시에 추정하고자 시도한 국내 연구는 아직 없다.¹¹⁾¹²⁾ 본고에서는 이러한 문제의식과 선행연구 결과 및 방법론에 기초하여 실질GDP, 재정수지, GDP디플레이터 간의 구조적 관계를 설정하고 비관측인자 모형을 이용하여 잠재GDP와 경기조정 재정수지를 동시에 추정하고자 하였다.

11) Hjelm(2003)은 스웨덴의 연간자료와 구조적 VAR모형을 이용하여 자연실업률, 실질GDP갭, 경기조정 재정수지를 동시에 추정하였다.

12) 강동익·우진희(2019)는 뉴케인지언 동태일반균형모형을 이용하여 자동안정화장치의 효과를 분석한 후 우리나라 재정제도의 경기안정화기능이 미약하다고 주장하고 있다. 그러나 모형 경제에 이용된 가상경제의 모수 값은 모형 안에서 추정된 값이 아니고 임의로 가정된 값이라는 점에서 추정 결과의 불확실성이 크다고 하겠다.

2. 실증분석 모형 설정: 3변수 비관측인자 모형

이번 절에서는 경제이론과 최근까지의 선행 연구를 토대로 세 개 변수인 실질GDP, 재정수지, GDP디플레이터 상승률 간의 구조적 관계를 설정한 후 비관측인자에 대한 상태공간모형으로 표현하여 잠재GDP와 경기조정 재정수지를 추정하는 과정을 살펴보고자 한다.

우선, 아래 식(1)부터 식(5)까지는 실질GDP의 확률과정에 대한 비관측인자 모형의 관계식을 보여 주고 있다. 우선 로그실질GDP(y_t)는 식 (1)과 같이 관측되지 않은 두 개의 인자인 불안정적인(nonstationary) 확률적 추세인자(stochastic trend component) y_t^* 와 안정적인(stationary) 순환변동인자(cyclical component) y_t^c 로 분해할 수 있다고 가정한다. 확률적 추세 부분 y_t^* 은 생산요소가 정상적인 수준에서 활용되었을 때 달성할 수 있는 산출량 혹은 잠재GDP로 해석 가능하며, 순환변동인자 y_t^c 는 경기적 요인에 따라 잠재GDP 수준에서 변동하는 실질 GDP갭으로 볼 수 있다.

$$(1) \quad y_t = y_t^* + y_t^c$$

또한 로그잠재GDP y_t^* 는 식(2)에서처럼 시간에 따라 변화하는 표류항(g_{t-1})을 갖고 임의보행(random walk)을 따르는 확률변수이다.

$$(2) \quad y_t^* = g_{t-1} + y_{t-1}^* + u_{yt},$$
$$u_{yt} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{u_y}^2)$$

로그잠재GDP y_t^* 의 차분인 잠재성장률(g_t)은 식(3)에서처럼 순수한 임의보행 과정을 따른다고 가정한다. 이와 같은 가정은 기존의 연구 결과가 시사하는 것처럼 우리나라의 잠재성장률이 일정 수준에 고정되어 있지 않고 외환위기와 글로벌 금융

위기 등과 같은 큰 경제충격을 경험하면서 추세적으로 하락하였을 가능성을 반영하기 위한 것이다. 만약 g_t 를 시간에 따라 변화하지 않는 일정한 상수로 가정할 경우에는 잠재성장률이 일정하다고 가정하는 것이 될 것이다.

$$(3) \quad g_t = g_{t-1} + w_t, \\ w_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_w^2)$$

경기상황을 대표하는 경기순환 변동인자 y_t^c 는 안정적인 확률변수로 시차연산자 $\phi(L)$ 는 안정성 조건을 만족한다고 가정한다. 경기상황을 대표하는 실질GDP갭 y_t^c 는 이후 소개될 인플레이션 관계식과 재정수지/GDP 비율과의 관계식에 의해 결정되는 요인이 될 것이다. 추정과정에서는 선행연구를 따라 y_t^c 가 안정적인 2계 자기회귀(AR(2))를 따른다고 가정하였다. 또한 각 변수의 교란항은 안정적인 식별을 위해 서로 직교하며 상관관계가 없다고 가정한다.

$$(4) \quad y_t^c = \phi(L)y_{t-1}^c + e_{yt}, \\ e_{yt} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{e_y}^2)$$

$$(5) \quad E(u_{yt}w_t) = E(u_{yt}e_{yt}) = E(e_{yt}w_t) = 0$$

재정수지(B_t)는 통합재정수지 혹은 기초재정수지의 명목GDP대비 비율(b_t)로 나타낸 변수를 이용하여 모형을 구성하였다. 재정수지 b_t 는 경기 순환적 재정수지와 이를 제외한 경기조정 재정수지로 구분 가능하다. 다음으로 필요한 것은 재정수지/GDP 비율 b_t 가 경기변동적 요인과 어떤 관계를 가지고 있는지 설정하는 것이다.

식 (6)은 재정수지/GDP 비율 b_t 이 경기상황을 나타내는 실질GDP갭과 맺고 있는 관계를 보여주고 있다. 여기서는 식 (6)에 따라 재정수지/GDP 비율 b_t 의 경

기변동적 재정수지는 실질GDP갭의 변동에 따라 움직이고($\beta(L)y_t^c$), 이를 제외한 경기조정 재정수지는 조건부 평균 μ_b , 자기시차변수($\alpha(L)b_{t-1}$) 및 확률적 충격으로 이루어져 있다고 가정하였다.

$$(6) \quad b_t = \mu_b + \alpha(L)b_{t-1} + \beta(L)y_t^c + e_{bt},$$

$$e_{bt} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{e_b}^2)$$

마지막으로 인플레이션과 실질GDP갭 간의 관계식을 대표하는 필립스 관계식에 재정변수의 역할을 고려하는 것이다. 여기서는 인플레이션을 대표하는 변수로 GDP디플레이터 상승률을 이용하였다. 재정변수와의 관계를 고려하는 물가상승률 변수로 소비자물가 상승률보다 GDP디플레이터 상승률이 더 적절하다고 보았기 때문이다. 소비자물가지수는 소비자가 최종소비를 목적으로 구매하는 재화와 서비스만을 대상으로 하므로 외국에서 생산된 상품도 포함된다. 반면 GDP디플레이터는 국내에서 생산된 재화와 서비스에 대한 부가가치의 합인 국내총생산을 이용하여 산출된다. 특히 재정측면에서 GDP디플레이터 변동은 명목액을 기준으로 발생하는 세입과 세출, 국가채무 등의 주요 재정변수에 큰 영향을 미친다. 재정수지와 국가채무비율 등이 명목GDP 비율로 측정되고 있어, GDP디플레이터 변동에 따른 영향을 더욱 밀접하게 받고 있기도 하다.

식 (7)은 외생적인 충격을 포함하는 기대가 반영되지 않은 전통적인 필립스 관계식이다. 재정수지와 밀접하게 관련된 GDP디플레이터변동률과 실질GDP갭으로 대표되는 경제활동 수준과의 관계를 나타내고 있다. 여기서는 GDP디플레이터변동에 미치는 외생적인 대외충격을 반영하기 위한 변수(x_t)로 수출입물가의 상대적 변화를 반영하는 순상품교역조건지수 변동률을 이용하였다. 우리나라와 같이 대외개방도가 높은 경제의 GDP디플레이터는 원유, 자본재 등의 수입물가와 반도체 등의 수출물가에 따라 민감하게 변동하는 것으로 알려져 있기 때문이다.

$$(7) \quad \pi_t = \mu_\pi + \gamma(L)\pi_{t-1} + \delta(L)y_t^c + \theta(L)x_t + e_{\pi t},$$

$$e_{\pi t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{e_\pi}^2)$$

다음 식(6)'은 앞서 언급한 재정수지/GDP 비율 b_t 의 관계식 (6)에 GDP디플레이터 상승률이 미치는 영향을 추가적으로 고려한 것이다. GDP디플레이터 상승률이 주요 세입 및 세출 항목에 다른 영향을 미쳐 전체적으로 재정수지/GDP 비율에 영향을 줄 수 있는 가능성을 염두에 둔 것이다. 즉, 총량적 재정수지만을 이용한 시계열 모형에서 반영할 수 없는 구성효과를 모형 내에서 반영하고자 하는 것이다.

$$(6)' \quad b_t = \mu_b + \alpha(L)b_{t-1} + \alpha_\pi(L)\pi_{t-1} + \beta(L)y_t^c + e_{bt}$$

식(7)'은 기본적인 필립스 관계식 (7)에 재정수지가 GDP디플레이터 상승률에 미치는 영향을 고려하기 위해 관련 변수를 추가한 것이다. 식 (7)'에서처럼 전통적인 필립스 관계식에 b_t 의 시차변수를 추가한 것은 재정적 물가이론 등에서 시사하는 것처럼 최근 정책금리가 제로(0) 수준에 가까운 상황에서도 저물가 현상 혹은 디스인플레이션이 지속되는 상황에서 재정이 실물경제뿐 아니라 인플레이션에도 영향을 줄 수 있는 가능성을 고려하기 위한 것이다.¹³⁾

$$(7)' \quad \pi_t = \mu_\pi + \gamma(L)\pi_{t-1} + \gamma_b(L)b_{t-1} + \delta(L)y_t^c + \theta(L)x_t + e_{\pi t}$$

위와 같이 로그실질GDP y_t , 재정수지/GDP b_t , GDP디플레이터 상승률 π_t 간의 관계식 (1)~(7)로 이루어진 3변수 비관측인자 모형은 측정방정식(measure-

13) 재정이 인플레이션에 미치는 영향에 대한 논의는 재정적 물가이론(fiscal theory of the price level)이 대표적이다. 인플레이션이 통화정책에 의해 결정되는 통화적 현상이기 보다는 非리카디언(non-Ricardian) 재정기조 하에서 재정정책에 의해 물가가 독립적으로 결정될 수 있다고 보는 견해이다. Sims(1994), Woodford(1995) 등이 대표적이다. 특히, 금융위기 이후 정책금리가 사실상 제로금리에 가까운 상황에서 재정정책이 장단기 물가에 미치는 영향에 대해 주목해 볼 만한 논의라고 할 수 있다.

ment equation)과 전이방정식(transition equation)으로 이루어진 상태공간(State-space representation) 모형으로 표현한 후 칼만필터와 최우추정법을 이용하여 모수와 비관측인자를 추정할 수 있다.¹⁴⁾

측정방정식 (8)은 t 기에 관측 가능한 변수로 이루어진 벡터 $Y_t = [y_t \ b_t \ \pi_t]'$ 와 비관측인자 벡터 $\xi_t = [y_t^* \ \tau_t \ y_t^c \ y_{t-1}^c \ y_{t-2}^c]'$, 과거 시차변수 및 외생변수 벡터 $z_t = [1 \ b_{t-1} \ b_{t-2} \ \pi_{t-1} \ \pi_{t-2} \ x_t]'$ 와의 관계로 나타낸 것이다.

$$(8) \quad \text{측정방정식:} \quad Y_t = H\xi_t + Az_t + e_t, \\ e_t \sim i.i.d. N(0, R)$$

전이방정식 (9)는 비관측인자 벡터 ξ_t 이 1계 차분방정식 AR(1)을 따르는 확률과정으로 규정하고 있다. 행렬 H, A, F 등은 각각의 식에서 변수 Y_t 와 ξ_t, z_t 와의 관계, 비관측인자 ξ_t 의 동태적 과정을 규정하는 모수들로 구성되어 있다.

$$(9) \quad \text{전이방정식:} \quad \xi_t = F \xi_{t-1} + v_t, \\ v_t \sim i.i.d. N(0, Q)$$

아래 식 (8)'과 (9)'은 각각 앞서 설명한 3변수의 관계식 식(1)~(5), (6)', (7)'에 대한 상태공간모형식인 측정방정식 (8)과 전이방정식 (9)의 구체적인 모형 설정을 나타낸 것이다.

14) 상태공간모형과 칼만필터링을 이용한 비관측인자 추정에 대한 보다 자세한 설명은 [부록을 참조하라.

$$(8)' \quad \begin{bmatrix} y_t \\ b_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_0 & \beta_1 & \beta_2 \\ 0 & 0 & \delta_0 & \delta_1 & \delta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^* \\ g_t \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ y_{t-2}^c \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_b & \alpha_1 & \alpha_\pi & 0 \\ \mu_\pi & \gamma_\pi & \gamma_1 & \theta_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ b_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ x_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ e_{bt} \\ e_{\pi t} \end{bmatrix},$$

$$Y_t = H\xi_t + Az_t + e_t$$

$$R = E(e_t e_t') = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{e_b}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{e_\pi}^2 \end{bmatrix}$$

$$(9)' \quad \begin{bmatrix} y_t^* \\ g_t \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ y_{t-2}^c \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_1 & \phi_2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^* \\ g_{t-1} \\ y_{t-1}^c \\ y_{t-2}^c \\ y_{t-3}^c \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{yt} \\ w_t \\ e_{yt} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix},$$

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + v_t,$$

$$Q = E(v_t v_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{u_y}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_w^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{e_y}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

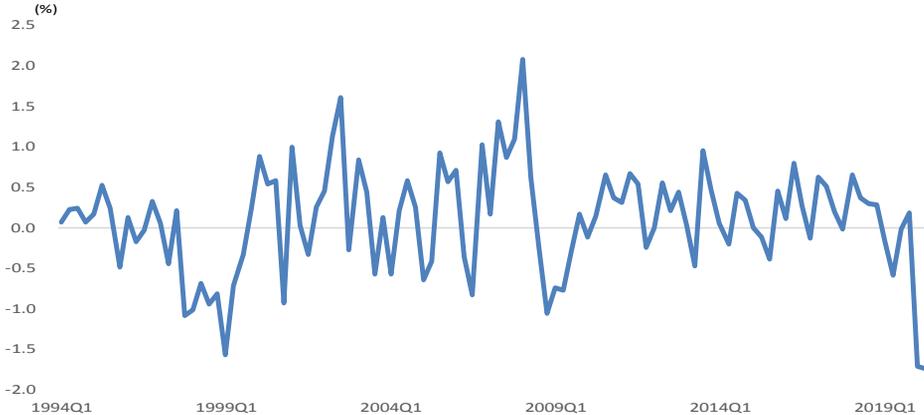
위 식(8)'과 (9)'으로 이루어진 상태공간모형을 최우추정법을 이용하여 로그우도 함수를 극대화하는 모형의 모수(F, H, A, Q, R)를 먼저 추정한다. 추정된 모수값을 조건으로 칼만필터링을 통해 비관측인자 ξ_t 를 추정할 수 있다.

3. 모형 추정결과 및 해석

가. 분석자료

분석 대상 기간은 분기별 통합재정수지 자료가 이용 가능한 1994년 1/4분기부터 2020년 2/4분기까지이다. 실질GDP, 명목GDP는 한국은행의 계절조정 자료를 이용하였고, GDP디플레이터, 통합재정수지 등의 원계열은 계절조정 프로그램(X-13 ARIMA-SEATS)을 이용하여 계절성을 제거하였다.¹⁵⁾ 연간 명목GDP는 계절 조정된 분기별 명목GDP의 4분기 합을 이용하여 계산하였다.¹⁶⁾ 재정수지/GDP 비율 b_t 는 연간 명목GDP 대비 분기별 재정수지 비율이며, 따라서 4분기 합은 연별 재정수지/GDP 비율로 볼 수 있을 것이다. GDP디플레이터 변동률로 계산된 인플레이션은 계절조정 전분기대비 증감률이다. 순상품교역조건 변화율 x_t 는 수출단가지수의 수입단가지수 대비 비율로 나타난 순상품교역조건지수의 전분기대비 증감률이다.

[그림 4] 분기별 통합재정수지/GDP 비율



자료: 국회예산정책처, 기획재정부, 한국은행

15) 한국은행이 제공하는 실질GDP의 계절조정 자료와 X-13 ARIMA-SEATS를 이용한 계절조정 자료를 비교한 결과 두 시계열이 거의 동일한 값을 제공하는 것으로 나타났다.

16) 국제결제은행, 국제통화기금 등의 기관에서는 민간신용, 정부부채, 재정수지 등의 분기별 연간 명목GDP 대비 비율을 계산할 때 계절 조정된 분기별 명목GDP의 4분기 합을 이용하고 있다.

모형 추정에 앞서 실질GDP, 재정수지/GDP, GDP디플레이터 변동률에 대한 확률적 가정의 타당성을 살펴보기 위해 각각의 수준변수와 차분에 대해 단위근 검정을 실시하였다. [표 1]은 3변수에 대한 ADF 단위근 검정, Phillips-Perron 단위근 검정 결과를 보여주고 있다. 로그실질GDP에 대한 ADF 단위근 검정에서는 검정식에 상수항, 상수항과 시간추세가 포함된 모든 경우에 단위근이 있다는 귀무가설이 통계적으로 유의하게 기각되었지만 차분변수에서는 기각하지 못하였다. Phillips-Perron 단위근 검정에서는 상수항만을 포함한 수준변수의 경우에는 ADF 단위근 검정결과와는 달리 5% 유의수준 하에서 기각되었지만 상수항과 시간추세항이 모두 포함된 경우에는 기각하지 못하였다. 재정수지/GDP 비율과 GDP디플레이터 인플레이션에 대한 단위근 검정결과는 수준변수와 차분변수에서 단위근 귀무가설이 모두 유의하게 기각되었다. 위와 같은 단위근 검정 결과는 앞서 모형설정에서 가정한 3변수에 대한 확률과정이 적절함을 보여주고 있다.

[표 1] 단위근 검정 결과

	검정식 외생변수	ADF 검정통계량		Phillips-Perron 검정통계량	
		수준	차분	수준	차분
로그실질GDP	상수항	-2.66	-6.08 ^{***}	-3.12 ^{**}	-5.99 ^{***}
	상수항+ 시간추세	-1.37	-6.68 ^{***}	-1.31	-6.06 ^{***}
재정수지/GDP	상수항	-5.20 ^{***}	-10.25 ^{***}	-5.12 ^{***}	-15.66 ^{***}
GDP디플레이터 변동률	상수항	-8.06 ^{***}	-8.07 ^{***}	-8.05 ^{***}	-44.39 ^{***}

주: 1) 검정 기간은 1994. 1/4분기 ~ 2020. 2/4분기

2) ***, **, *은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 각각 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준 하에서 기각함을 나타냄

나. 실증분석 모형 추정 결과 및 함의

실질GDP, 재정수지/GDP 비율, GDP디플레이터 상승률로 구성된 3변수 비관측인자 모형의 추정 결과는 [표 2]와 [표 3]에 정리되어 있다. 경기상황을 대표하는 실질GDP갭이 인플레이션 뿐 아니라 재정수지 변동의 주요 요인으로 작용한다는 점을 고려한 모형이라고 할 수 있다. 재정수지/GDP 비율로는 통합재정수지와 기초재정수지에 모두 적용하여 구체적으로 각각에 대해 3개의 모형식을 추정하였다.

- [모형식 1]은 식 (6)과 식 (7)에서 b_t 와 π_t 의 자기시차항에 대한 설명변수로 1계 시차만을 고려하고 순상품교역조건변화 x_t 는 해당 분기만을 포함시킨 모형이다.
- [모형식 2]는 b_t 와 π_t 의 자기시차항을 보다 일반화하여 AR(2)로 구성하고, 교역조건변화 x_t 는 전분기까지 포함시켜 추정한 모형이다
- [모형식 3]은 보다 일반화된 식 (6)'에서처럼 GDP디플레이터 상승률이 재정수지에 미치는 영향을 고려하고, 식 (7)'에서처럼 재정수지가 GDP디플레이터 상승률에 미치는 영향을 고려하기 위해 관련 시차변수를 추가한 모형이다.

모형 추정과정에서 보다 신뢰할만한 비관측인자를 얻기 위해 우도함수값을 계산할 때 1994. 1/4~1999. 2/4분기까지 20개 분기를 제외하였다. 비관측인자가 불안정한 시계열일 경우 비조건부 평균과 분산이 존재하지 않으므로 관련된 변수에 대한 초기값으로 0을 주고 관련된 불확실성을 반영하기 위해 임의의 큰 조건부 분산값을 주게 된다. 따라서 관련된 상태변수가 안정된 값으로 수렴하기 이전의 추정치는 불확실성이 크다. 특히 분석 기간 초기에 외환위기 기간이 포함되어 있어 상태변수 추정치가 수렴하기까지 충분한 신뢰성을 확보하기 위해 우도값을 계산할 때 표본 초기의 20개 분기가 제외되었다.

[표 2] 모형 추정 결과(통합재정수지)

추정모수	[모형식 1]	[모형식 2]	[모형식 3]
σ_{u_y}	0.119 (0.106)	0.112* (0.067)	0.121 (0.118)
σ_w	0.043*** (0.012)	0.035*** (0.010)	0.044*** (0.014)
σ_{e_y}	0.848*** (0.067)	0.854*** (0.069)	0.838*** (0.067)
σ_{e_b}	0.494*** (0.039)	0.469*** (0.038)	0.499*** (0.041)
σ_{e_π}	0.728*** (0.056)	0.709*** (0.055)	0.723*** (0.056)
ϕ_1	1.049*** (0.132)	1.114*** (0.129)	1.019*** (0.124)
ϕ_2	-0.275*** (0.069)	-0.310*** (0.072)	-0.260*** (0.063)
β_0	0.355*** (0.048)	0.363*** (0.057)	0.343*** (0.070)
β_1	-0.014 (0.024)	-0.014 (0.109)	-0.027 (0.086)
β_2	0.001 (0.018)	0.090 (0.077)	-0.018 (0.055)
δ_1	0.057 (0.103)	0.099 (0.071)	0.129 (0.073)
δ_2	-0.046 (0.075)	-0.036 (0.034)	-0.054 (0.081)
μ_b	0.144 (0.153)	0.165 (0.236)	0.088 (0.171)
μ_π	0.540*** (0.088)	0.656*** (0.123)	0.515*** (0.094)
α_1	-0.072 (0.128)	-0.108 (0.119)	-0.003 (0.030)
$\alpha_2(\alpha_\pi)$	-	-0.299*** (0.112)	0.130* (0.082)
γ_1	-0.011 (0.024)	-0.034 (0.227)	-0.006 (0.067)
$\gamma_2(\gamma_b)$	-	-0.194* (0.113)	0.154 (0.160)
θ_0	0.070* (0.040)	0.067 (0.059)	0.066* (0.038)
θ_1	-	0.036 (0.044)	-
로그우도값	-115.12	-109.49	-112.57

- 주: 1) 추정 기간은 1999. 2/4분기 ~ 2020. 2/4분기
 2) 괄호안의 값은 추정계수의 표준오차이며 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄
 3) [모형식 3]에 대한 귀무가설 $\alpha_\pi = \gamma_b = 0$ 은 우도비 검정 결과, 검정통계량 $((LR = -2(\ln L_R - \ln L_U) \sim \chi(2))$ 이 5.1로 나타나 10% 유의수준 하에서 기각되었다

[표 2]는 통합재정수지 자료를 이용한 모형 추정 결과이다. 추정 모수의 통계적 유의성이나 이를 바탕으로 추정된 비관측인자는 모형식들 간에 일관된 결과를 보여주고 있으며, 여기서는 가장 일반화된 모형 설정인 [모형 3]의 추정치를 기초로

모수추정 결과를 해석하고 살펴보았다.

우선, 로그실질GDP y_t 를 잠재GDP y_t^* 와 실질GDP갭 y_t^c 으로 나눈 동태식과 관련된 모수 추정 결과(표 2)의 세 번째 열)를 먼저 살펴보자.

잠재GDP y_t^* , 잠재성장률의 확률 추세 g_t , 잠재GDP 수준에서 벗어난 경기상황을 보여주는 실질GDP갭 y_t^c 의 오차항의 표준편차에 대한 모수는 각각 σ_{u_y} 는 0.121, σ_w 는 0.044, σ_{e_y} 는 0.838로 추정되어 상대적 변동성의 크기가 다르게 나타나고 있다. 실질GDP갭 y_t^c 의 표준편차 σ_{e_y} 의 추정치가 잠재GDP 수준의 표준편차 σ_{u_y} 의 추정치에 비해 7배에 가깝게 커서 대부분의 실질GDP 변동이 경기적인 요인에 의해 비롯된 것으로 추정되었다. 또한 잠재성장률의 확률 추세항의 표준편차 (σ_w)는 상대적으로 변동성이 적은 변수임을 보여주고 있다. 이는 주요 선행연구 결과와 유사하며, 주요 단일변수 또는 인플레이션과의 관계식을 결합한 2변수 모형을 이용한 선행연구에 비해 잠재GDP 수준 변수의 변동성은 상대적으로 작게 추정되었다고 할 수 있다.

실질GDP갭 y_t^c 의 자기회귀항 계수인 ϕ_1 는 1.019, ϕ_2 는 -0.260으로 추정되었다. 두 추정 계수를 더하여 지속성 계수로 해석할 수 있는데 이는 0.76으로 나타났다.¹⁷⁾ 이는 잠재GDP 수준을 넘어서는 1% 충격이 발생했을 경우 그 효과가 반감되는 데는 2.5분기가 소요되며 8분기 이후 0.1% 이하로 줄며 사라지게 됨을 의미한다.

통합재정수지/GDP 비율 b_t 에 대한 관계식 (6)'의 추정결과를 보면 재정수지가 경기 변화에 따라 민감하고 통계적으로 유의하게 변동하고 있음을 보여주고 있다. 특히 동분기 실질GDP갭에 대한 추정계수(β_0)는 0.343으로 나타나, 실질GDP갭이 잠재GDP 수준을 넘어 1% 증가할 때 해당분기 재정수지/GDP 비율은 0.34% 증가하는 것으로 추정되었다. 또한 GDP디플레이터 상승률이 재정수지/GDP 비율에 미치는 영향에 대한 계수인 α_π 가 0.130으로 10% 유의수준하에서 유의하게 추

17) Clark(1987)의 미국 실질GDP에 대한 단일변수 비관측인자 추정 결과에 따르면 $\phi_1 = 1.53$, $\phi_2 = -0.59$ 로 지속성 계수가 0.94로 나타났다.

정되어 인플레이션이 상승하면 소득세, 법인세, 부가가치세, 실업급여 등의 주요 세입 및 세출 항목에 다른 영향을 미쳐 전체적으로 재정수지/GDP 비율을 상승시킬 수 있음을 보여 주고 있다. 이는 GDP디플레이터 상승률 변동이 명목액을 기준으로 부과되는 누진적인 소득세나 지출되는 주요 항목에 미치는 영향이 서로 다를 수 있는 효과와 관련이 있는 것으로 보인다. 즉, 실질GDP갭이 변하지 않고 GDP디플레이터 상승률만 변화하여 명목GDP가 변화하게 될 경우에도 주요 재정항목에 다른 영향을 미쳐 결과적으로 재정수지/GDP 비율을 상승시킬 수 있음을 보여 주고 있다.

GDP디플레이터 상승률에 대한 관계식 (7)'의 추정 결과는 실질GDP갭과 인플레이션과의 관계가 평탄해지고 통계적 유의성도 크지 않았다.¹⁸⁾ 인플레이션과 실물 경제활동 수준을 대표하는 실질GDP갭 간의 관계는 분석 기간 중 0.075($\delta_1 + \delta_2$)로 작았으며 통계적으로 유의하지 않았다.¹⁹⁾ 이는 인플레이션 관계식이 기대를 반영하지 못하는 요인과 분석 기간이 상대적으로 길지 않아 2000년대 이전의 정보를 반영하지 못하는 한계에 기인할 가능성도 있을 것으로 사료된다. 즉, 분기별 재정수지 자료가 이용 가능하여 분석 기간에 1990년대 혹은 이전 기간이 포함될 경우에는 필립스곡선의 기울기가 보다 크고 통계적으로 유의할 가능성이 있다는 것이다.

수출 및 중간재 수입의존도가 높은 우리나라의 경우 θ_0 가 0.066으로 유의하게 나타나 순상품교역조건의 변동이 GDP디플레이터 상승률에 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다. 재정수지/GDP 비율이 인플레이션에 미치는 영향(γ_b)은 통계적으로 유의하지 않아 본 분석 모형 틀 안에서는 재정에 의해 비롯되는 인플레이션 현상에 대한 근거를 찾을 수 없었다.

[표 3]은 통합재정수지에서 국가채무의 이자비용을 제외한 기초재정수지 자료를 이용한 모형 추정 결과이다. 앞서 제2장에서 언급한 것처럼 경기조정 재정수지를 이

18) 많은 선행연구가 인플레이션과 실업률, 혹은 산출량갭, 한계비용과의 안정적인 관계를 나타내는 필립스관계식의 기울기에 관해 분석하였다. 이에 대한 보다 엄밀한 논의는 다양한 방법론을 이용하여 기대가 첨가된 뉴케인지언 필립스커브를 추정하는 선행연구를 참조하기 바란다. 관련 국내연구는 문성우·윤택·이미혜(2004), 김배근·안병권(2008), 성명기·한성신(2009), 주동현(2019) 등을 참조.

19) 주동현(2019)은 1992~2018년 기간 중 소비자물가 상승률의 전년동기대비 증가율을 이용하여 본 분석의 인플레이션 관계식과 유사한 형태의 필립스곡선을 추정한 결과 δ_1 이 0.0973으로 나타났으나, 계수값이 매우 불안정한 것으로 분석하였다.

용하여 재량적인 재정정책의 기초를 평가하려 할 경우에는 정책당국의 의지와는 상관없이 결정되는 순이자지출을 제외하는 것이 타당하다.

우선, 잠재GDP y_t^* , 잠재성장률 확률 추세 g_t , 실질GDP갭 y_t^c 의 오차항의 표준편차에 대한 모수는 각각 σ_{u_y} 0.118, σ_w 0.045, σ_{e_y} 0.835로 추정되어 상대적 변동성의 크기가 통합재정수지/GDP 비율을 이용한 추정 결과와 대동소이하다. 실질GDP갭 y_t^c 의 자기회귀항 계수인 ϕ_1 는 1.005, ϕ_2 는 -0.253으로 각각 추정되었다. 두 추정 계수를 더한 지속성 계수는 0.75로 나타났다. 이는 통합재정수지를 이용하여 구한 모형에서처럼 잠재GDP 수준을 넘어서는 1% 충격이 발생했을 경우 그 효과가 반감되는 데는 2.5분기가 소요되며 8분기 이후 0.1% 이하로 줄며 사라지게 됨을 의미한다.

기초재정수지/GDP 비율 b_t 에 대한 관계식 (6)'의 추정결과를 보면 재정수지가 동분기 실질GDP갭에 대해 통계적으로 유의하게 반응하며, 추정계수(β_0)는 0.347로 나타나, 실질GDP갭이 잠재GDP 수준을 넘어 1% 증가할 경우 해당분기 재정수지/GDP 비율은 0.35% 증가하는 것으로 추정되었다. 또한 GDP디플레이터상승률이 재정수지/GDP 비율에 미치는 영향에 대한 계수인 α_π 가 0.144로 유의하게 추정되고 통합재정수지/GDP 비율에서 보다 계수값과 통계적 유의성이 컸다. 이는 인플레이션이 상승할 경우 주요 세입 및 세출 항목에 다른 영향을 미쳐 전체적으로 기초재정수지/GDP 비율을 보다 민감하게 상승시킬 수 있음을 시사하고 있다.

GDP디플레이터 상승률에 대한 관계식 (7)'의 추정 결과는 통합재정수지/GDP 비율의 경우처럼 실질GDP갭과 인플레이션과의 관계가 평탄하고 통계적 유의성도 크지 않았다. 순상품교역조건의 변동이 GDP디플레이터 상승률에 주는 영향을 나타내는 모수 θ_0 는 통합재정수지/GDP 비율을 이용한 모형과 동일한 크기로 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다.

[표 3] 모형 추정 결과(기초재정수지)

추정모수	[모형식 1]	[모형식 2]	[모형식 3]
σ_{u_y}	0.111 ^{**} (0.045)	0.163 ^{**} (0.095)	0.118 (0.098)
σ_w	0.045 ^{**} (0.020)	0.037 ^{***} (0.010)	0.045 ^{***} (0.012)
σ_{e_y}	0.842 ^{***} (0.072)	0.848 ^{***} (0.071)	0.835 ^{***} (0.066)
σ_{e_b}	0.494 ^{***} (0.043)	0.465 ^{***} (0.038)	0.501 ^{***} (0.041)
σ_{e_π}	0.728 ^{***} (0.056)	0.708 ^{***} (0.055)	0.723 ^{***} (0.056)
ϕ_1	1.059 ^{***} (0.157)	1.128 ^{***} (0.132)	1.005 ^{***} (0.132)
ϕ_2	-0.280 ^{***} (0.083)	-0.318 ^{***} (0.075)	-0.253 ^{***} (0.067)
β_0	0.363 ^{***} (0.110)	0.375 ^{***} (0.054)	0.347 ^{***} (0.102)
β_1	-0.017 (0.186)	-0.021 (0.071)	-0.030 (0.140)
β_2	0.003 (0.049)	0.102 (0.066)	-0.025 (0.067)
δ_1	0.062 (0.054)	0.108 (0.104)	0.128 (0.143)
δ_2	-0.045 (0.216)	-0.034 (0.093)	-0.052 (0.058)
μ_b	0.387 ^{**} (0.164)	0.488 ^{**} (0.235)	0.307 ^{**} (0.136)
μ_π	0.540 ^{***} (0.094)	0.657 ^{***} (0.108)	0.484 ^{***} (0.117)
α_1	-0.077 (0.202)	-0.125 (0.109)	0.012 (0.065)
$\alpha_2(\alpha_\pi)$	- -	-0.311 (0.106)	0.144 ^{**} (0.075)
γ_1	-0.011 (0.094)	-0.036 (0.093)	-0.006 (0.038)
$\gamma_2(\gamma_b)$	- -	-0.195 [*] (0.104)	0.140 (0.181)
θ_0	0.072 ^{**} (0.037)	0.069 ^{**} (0.035)	0.066 [*] (0.042)
θ_1	- -	0.038 (0.040)	- -
로그우도값	-115.96	-110.04	-113.26

주: 1) 추정 기간은 1999. 2/4분기 ~ 2020. 2/4분기

2) 괄호안의 값은 추정계수의 표준오차이며 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄

다. 실질GDP갭 및 잠재성장률 추정 결과 분석

실증분석 결과에 대한 논의에서는 통합재정수지/GDP 자료를 이용한 3변수 모형([표 2])과 재정수지와 경기변동의 관계를 고려하지 않은 모형과의 비교를 중심으로 살펴본다. 이를 위해 GDP디플레이터 상승률과 실질GDP갭의 관계만을 고려한 2변수 비관측인자 모형과 실질GDP에 HP필터링을 적용한 단일변수 시계열모형을 추정하였다. 아래 [표 4]는 2변수 비관측인자 모형의 추정결과를 보여 주고 있다.

[표 4] 실질GDP와 인플레이션 간의 2변수 비관측인자 모형 추정 결과

추정모수	2변수 모형	
σ_{u_y}	0.008	(0.048)
σ_w	0.104 ^{***}	(0.018)
σ_{e_y}	0.797 ^{***}	(0.064)
σ_{e_π}	0.698 ^{***}	(0.055)
ϕ_1	1.006 ^{***}	(0.112)
ϕ_2	-0.253 ^{***}	(0.056)
δ_0	-0.177 ^{**}	(0.084)
δ_1	0.054	(0.062)
δ_2	-0.029	(0.065)
μ_π	0.588 ^{***}	(0.108)
γ_1	-0.112	(0.102)
γ_2	-0.003	(0.006)
θ_0	0.038	(0.037)
θ_1	0.033	(0.036)
로그우도값	-124.99	

주: 1) 추정 기간은 1999. 2/4분기 ~ 2020. 2/4분기

2) 괄호안의 값은 추정계수의 표준오차이며 ^{***}, ^{**}, ^{*}은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄

실질GDP갭이 인플레이션을 상승시키는 입력뿐만 아니라 재정수지/GDP 변동의 주요 요인으로 작용한다는 점을 고려한 3변수 모형에서 추정된 잠재성장률과 실

실질GDP갭과 인플레이션의 관계만을 고려한 2변수 비관측인자 모형과 비교하면 몇 가지 중요한 차이를 드러내고 있다.

우선, 재정수지/GDP 비율이 경기여건에 따라 민감하게 반응하는 관계를 추가적으로 반영한 실질GDP갭 추정치는 인플레이션과의 관계만을 고려한 기존의 모형보다 경기 상황에 따른 변동성이 크고 경기전환국면을 보다 명확하게 포착하는 것으로 추정되었다.

구체적으로, 경기변동성을 가늠할 수 있는 실질GDP갭의 표준편차에서 두 모형 간에 차이가 나타나고 있다. 우선 3변수 비관측인자 모형의 실질GDP갭의 표준편차(σ_{e_y})는 0.838로 2변수 비관측인자 모형의 0.797보다 크다. 이는 경기상황에 따라 민감하게 변동하는 재정수지와 실질GDP갭의 관계를 모형에 반영한 결과라고 할 수 있을 것이다.

또한 3변수 모형의 실질GDP갭 추정치가 경기확장기와 수축기의 국면전환과 경기상황을 2변수 비관측인자 모형보다 훨씬 명확하게 포착하고 있다. [그림 5]와 [그림 6]은 3변수 비관측인자 모형과 2변수 비관측인자 모형에서 추정된 실질GDP갭을 각각 보여주고 있다. [그림 5]에 나타난 것처럼 3변수 모형에서 추정된 실질GDP갭은 음영으로 처리된 통계청의 경기순환국면의 경기확장기와 경기수축기 및 국면전환시점을 잘 포착하고 있다. 또한 2변수 모형에서 추정된 실질GDP갭([그림 6])과 비교했을 때 외환위기 이후 IT경기호조에 따른 경기호황기와 2008년 세계금융위기 이전 경기확장기의 정점을 보다 명확하게 포착하고 있음을 알 수 있다. 즉, GDP디플레이터와 실질GDP갭 간의 관계뿐 아니라 실질GDP갭과 재정수지 간의 추가적인 정보를 모형에 반영할 경우 경기정점과 경기저점의 전환 국면을 더 뚜렷하게 포착할 수 있다는 것이다.

최근 코로나19 충격 전후의 경기상황에 대해서도 3변수 모형의 실질GDP갭 추정치는 재정수지와 경기변동의 관계를 이용하지 않은 2변수 모형과 다른 결과를 보여주고 있다.

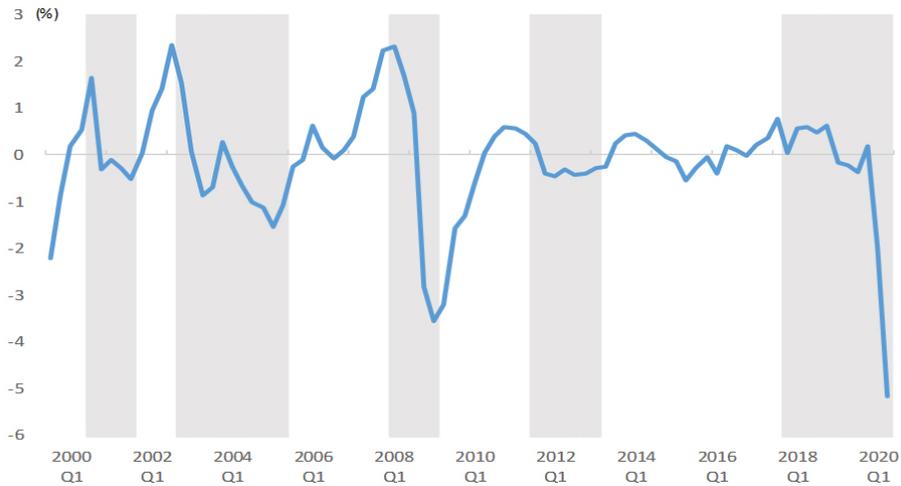
우선 3변수모형은 통계청이 잠정 확정된 제 11순환기의 경기정점인 2017년 9월을 정확히 포착하고 있다. 모형의 실질GDP갭은 2017년 3/4분기 0.8%로 정점을 기록한 후 2018년 4/4분기 0.6%까지 완만히 감소하고 있다. 또한 2019년 1/4분

기부터 3/4분기까지 음(-)의 갭을 기록한 이후 4/4분기에는 양(+)의 갭으로 전환된 것으로 추정되고 있다. 코로나19가 본격화된 2020년 1/4분기 직전에 실질GDP갭이 양(+)으로 전환되면서 경기회복기에 접어들었을 수도 있다는 추측이 가능하다. 코로나19로 인한 충격으로 경기회복기에 접어든 우리 경제가 다시 경기침체에 들어선 것이다.

이에 반해 2변수 모형에서는 실질GDP갭 추정치가 2017년 3/4분기 0.1%를 기록하고 이후에도 2019년 4/4분까지 지속적으로 증가하는 것으로 나타나고 있다. 2변수 모형에서 추정한 실질GDP갭은 통계청이 잠정 확정된 제 11순환기의 경기정점을 오히려 경기저점으로 판단하고 있는 것이다. 이는 추정 결과가 보여 주는 것처럼 최근 진행되고 있는 낮은 인플레이션 지속 현상, 실질GDP갭과 인플레이션의 관계 약화 등에 기인한 것으로 보인다.

또한 두 모형은 코로나19가 우리 경제에 준 충격에 대해서도 다른 추정 결과를 보여 주고 있다. 3변수 모형의 경우 재정수지에 준 충격을 반영할 경우 2020년 1/4분기와 2/4분기의 경기충격의 크기가 세계금융위기 기간보다 클 수 있음을 보여주고 있다. 2020년 1/4분기와 2/4분기 실질GDP갭 추정치는 각각 -2.0%, -5.2%로 2008년 4/4분기 -2.8%, 2009년 1/4분기 -3.6%보다 음(-)의 충격이 크게 추정되고 있기 때문이다. 그러나 2변수 비관측인자 모형의 경우 2020년 2/4분기 실질GDP갭이 -1.3%로 2009년 1/4분기 -3.1%의 절반에도 미치지 못하는 경기침체 상황으로 판단하고 있다. 모형에 반영된 2020년 상반기 우리 경제상황에 대한 민간 소비, 고용 등 여타 거시변수의 변동을 보고 평가하였을 때 코로나19가 우리 경제에 준 충격이 글로벌 금융위기보다 심각하였을 것이라는 3변수 모형의 추정결과가 보다 타당한 것으로 보인다.

[그림 5] 3변수 비관측인자 모형의 실질GDP갭



자료: 자체 추정, 통계청

주: 음영 부분은 통계청의 경기순환국면 상의 경기수축기에 해당

[그림 6] 2변수 비관측인자 모형의 실질GDP갭



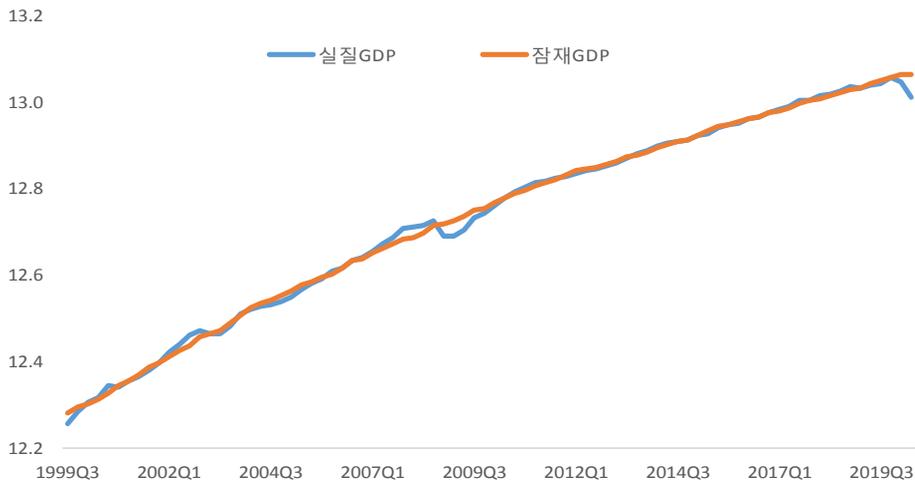
자료: 자체 추정, 통계청

주: 음영 부분은 통계청의 경기순환국면 상의 경기수축기에 해당

다음으로 3변수 모형에서 추정된 잠재GDP와 잠재성장률에 대해 살펴보자. 잠재GDP y_t^* 는 로그선형에 가까운 완만한 증가 추세를 보이고 있으며, 모형에서 시간

에 따라 변화하는 확률추세로 표현되는 잠재성장률 g_t 는 2000년대 들어 최근까지 완만하게 하락하고 있는 것으로 추정되고 있다(그림 8). 모형에서 잠재성장률은 2000년대 초반인 2005년 상반기까지 5%를 상회하며 횡보하고 있는 것으로 추정된다. 그러나 IT경기호황기 이후 내수부진에 따른 경기침체를 경험한 후 2005년 하반기부터 5%를 하회하기 시작해 2019년에는 분기 평균 연율 2.8%까지 완만하게 하락한 것으로 추정된다. 잠재성장률의 하락 양상을 보면 완만하게 하락하지만 경기침체를 거치면서 하락폭이 확대되는 흐름을 보여주고 있다. 2005년 3/4분기 이후 5%를 하회하기 시작해 세계금융위기 이후에는 4%를 하회하였고, 유럽 재정위기와 수출과 투자부진 등으로 경기가 침체되었던 2013년 이후에는 3% 초반까지 하락하였다. 2016년 이후 세계경제의 완만한 회복세에 힘입어 경기개선세가 지속되기도 하였으나 잠재성장률 하락 추세를 반전시키지 못한 것으로 나타났다. 이는 잠재성장률이 2016년 3/4분기 이후에도 하락 추세가 지속되며 3%를 하회하기 시작한 것으로 추정되었기 때문이다. 또한 2020년 들어 우리 경제의 잠재성장률은 코로나19에 따른 경기 충격으로 1/4분기 2.9%에서 2/4분기 2.4%로 가파르게 하락한 것으로 추정되었다.

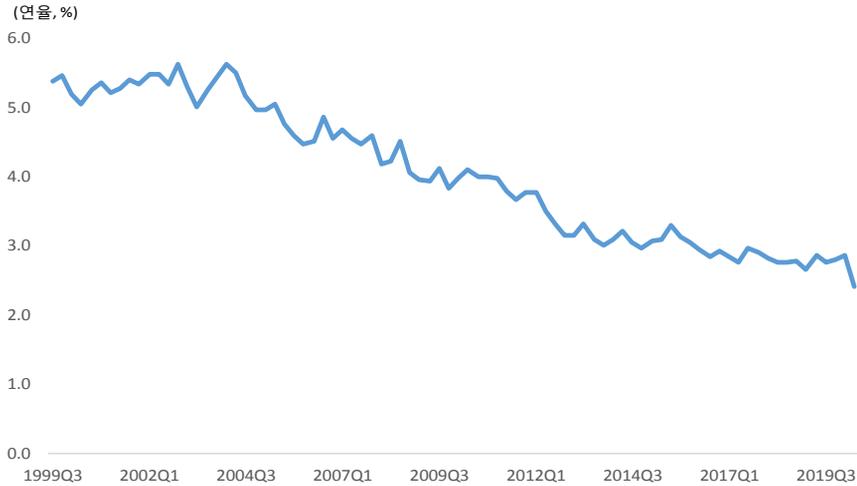
[그림 7] 3변수 비관측인자 모형의 잠재GDP(y_t^*)



자료: 자체 추정, 한국은행

주: 1) [모형식 3]의 y_t^* 추정치

[그림 8] 3변수 비관측인자 모형의 잠재성장률(g_t)



주: 1) [모형식 3]의 g_t 추정치

재정수지와 경기변동과의 관계를 고려한 3변수 모형의 잠재성장률 추세와 인플레이션과 실질GDP갭의 관계만을 고려한 2변수 모형의 잠재성장률은 상당한 차이를 보여주고 있다. 비교를 위해 [그림 9]은 2변수 모형의 잠재성장률 확률 추세의 추정 결과를 보여 주고 있다. 2변수 모형의 잠재성장률 추세는 재정수지를 고려한 3변수 모형에 비해 변동성이 크고 세계금융위기나 최근 코로나19에 따른 충격으로 잠재성장률이 3변수 모형보다 급격하게 하락하는 것으로 추정하고 있다. 2변수 모형에서 추정된 잠재성장률은 2004년 들어 5%를 하회하기 시작하던 잠재성장률이 2006년 상반기부터 2008년 3/4분기 세계금융위기 직전까지 상승하였으나, 금융위기 충격으로 2%대로 급격히 하락한 것으로 추정하고 있다. 이후 2011년 4/4분기에 3%대 후반까지 회복되었으나 2012년 이후 2018년까지 연평균 3%를 기록하며 횡보한 것으로 추정하였다. 그러나 2019년 들어 2%대 초반으로 급격하게 하락하였고, 최근 코로나19 충격으로 2020년 상반기 중 1/4분기 1.6%, 2/4분기 0.4%로 하락한 것으로 추정하고 있다.

또한 2변수 모형의 잠재성장률 추세의 표준편차는 0.104로 재정수지 함수를 반영한 3변수 모형의 0.045보다 2배 이상 큰 것으로 추정되었다. 이는 인플레이션과의 관계가 약화된 상황에서 실질GDP 자체의 동태적 확률과정에 따른 통계적 특

성을 최적화하는 방식으로 추정된 모형의 결과라고 보인다. 즉, 일시적인 경제성장률 하락이 잠재성장률 추세의 하락으로 반영될 가능성이 크다는 것이다.

[그림 9] 2변수 비관측인자 모형의 잠재성장률



자료: 자체 추정, 통계청

주: 음영 부분은 통계청의 경기순환국면 상의 경기수축기에 해당

라. 경기변동적 재정수지 및 경기조정 재정수지 추정 결과 분석

이하에서는 3변수 모형에서 잠재성장률 및 실질GDP갭과 동시에 추정된 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정 결과에 대한 설명을 위해 2변수 비관측인자와 HP필터링을 이용한 단일변수 시계열 모형에서 추정된 잠재GDP를 토대로 전통적인 2단계 방법으로 추정된 결과를 비교하고 있다.

분석결과 경기상황에 따라 변동하며 경기안정화 기능을 담당하고 있는 경기변동적 재정수지, 혹은 재정의 자동안정화 기능과 이를 제외한 경기조정 재정수지 추정 결과도 기존의 전통적인 2단계 추정법의 결과와 상당히 다른 양상을 보여 주고 있다. 결과적으로 두 가지 접근법을 기초로 분석한 우리나라 재정의 자동안정화기능 효과와 경기조정 재정수지에 포함된 재량적 경기안정화정책에 관련한 정책적 함의와도 서로 다를 수 있다는 것이다.

실질GDP갭과 경기적 재정수지를 동시에 추정한 본 분석의 결과는 우리나라

재정의 경기안정화기능이 기존의 연구 결과에서 보여 주는 것보다 훨씬 클 수 있음을 시사하고 있다. 2단계 추정법에서처럼 주요 세입항목과 지출항목이 GDP 변동이나 실질GDP갭에 따른 탄력성을 구한 후 이를 토대로 자동안정화기능의 역할을 추정할 경우 재정이 경기에 미치는 역할을 명시적으로 고려하지 않아 재정의 자동화기능을 과소 추정할 오류가 발생할 수 있다는 것이다. 그러나 모형 안에서 재정수지와 경기변동간의 상호관계를 명시적으로 고려하여 추정할 경우에는 기존 연구결과에서 시사하는 것보다 훨씬 민감하게 반응하는 경기변동적 재정수지를 추정할 수 있다.

3변수 모형의 추정 결과를 보면 경기변동적 재정수지의 상대적 크기가 기존 연구 결과보다 크게 추정되고 있다. 실질GDP갭에 대한 추정계수 β_0 는 모형설정에 따라 0.34~0.36으로 나타나, 실질GDP갭이 잠재GDP 수준을 넘어 1% 증가할 경우 재정수지/GDP 비율은 0.34~0.36% 증가하는 것으로 추정되었다. 추정기간의 차이로 인해 절대적인 크기의 비교가 가능하지 않은 한계에도 불구하고 전통적인 2단계 추정법을 이용한 고영선(2001), 박기백·박형수(2002), 이준상·김성태(2013) 등의 연구는 우리나라 재정의 경기안정화 기능이 크지 않다고 보고 있다. OECD의 방법론을 적용하여 재정의 자동안정화 기능을 추정한 Girouard and Andre(2005)는 실질GDP갭에 대한 재정수지/GDP 비율의 탄력성이 우리나라의 경우 0.22로 OECD 평균인 0.44를 크게 하회하며 주요 OECD 국가 중 가장 작은 것으로 추정하였다.

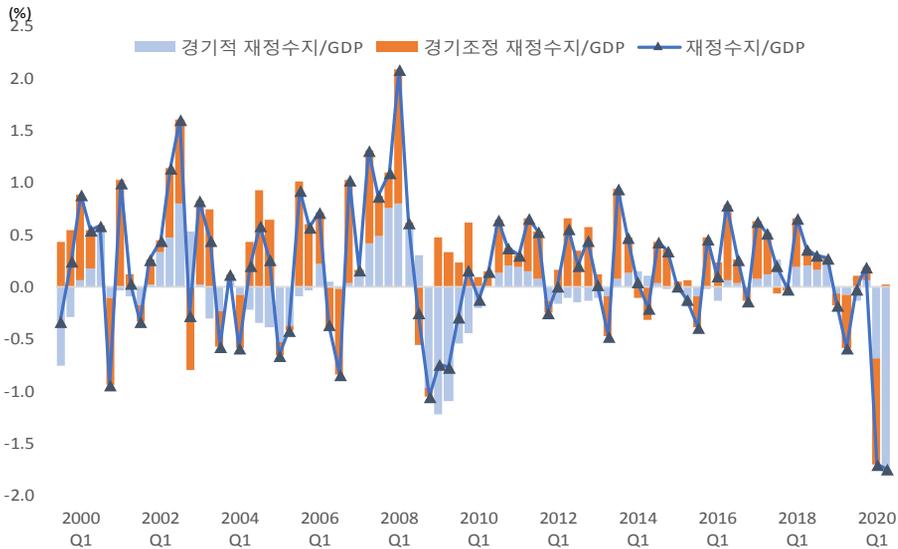
다른 한편으로는 기존 연구와의 분석기간 차이를 고려하였을 때, 최근 우리나라의 재정제도가 재정의 경기안정화 기능을 강화하는 방향으로 변화하여왔을 가능성도 크다는 것을 시사한다. 재정의 자동안정화 기능의 크기는 재정지출의 크기, 조세와 사회보장급여제도의 누진도, 실업급여 지출의 규모 등에 의해 결정되는 것으로 알려져 있다.²⁰⁾ 우리나라의 재정지출 증가율은 2010년 2.9%에서 2019년 9.9%로 빠르게 증가하여, 2019년 기준 총지출의 GDP대비 비율도 34%에 이르고 있다. 소득세와 법인세의 명목 최고세율도 2010년 각각 38.5%와 24.2%에서 2019년에는 46.2%와 27.5%로 상승하였다.

20) 박승준·이강구, “재정의 경기안정화 효과 분석 - 자동안정화장치를 중심으로”, 경제현안분석 제62호, 국회예산정책처, 2011.

본 연구에서는 기존 2단계 추정법과의 비교를 위해 실질GDP와 인플레이션의 2변수 비관측인자 모형과 HP필터를 적용해 실질GDP갭을 추정하여 재정수지/GDP 비율의 탄력성을 구해본 결과 각각 0.17과 0.11로 추정되었다. 이는 재정의 자동안정화기능의 크기에 대한 선행연구와 비슷한 결과이다.

[그림 10]은 [모형식 3]에 의해 실질GDP갭과 동시에 추정한 모형을 바탕으로 측정된 경기적 재정수지와 경기조정 재정수지를 보여 주고 있다. 세계금융위기 기간 중 실제 재정수지/GDP 비율은 2008년 3/4분기부터 2009년 3/4분기까지 마이너스(-)를 기록하였다. 동 기간 경기적 요인에 의한 재정수지/GDP 비율은 실제 재정수지/GDP 비율보다 더 큰 폭의 마이너스(-)였으며, 경기조정 재정수지는 2009년 2/4분기 이후 플러스(+)를 기록한 것으로 추정되었다. 또한 이후에도 2019년까지 대부분 기간에서 경기조정 재정수지가 플러스(+)를 기록한 것으로 추정되었다.

[그림 10] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지([모형식 3])



주: 1) [모형식 3]의 식 (6)'에 기초한 추정치임

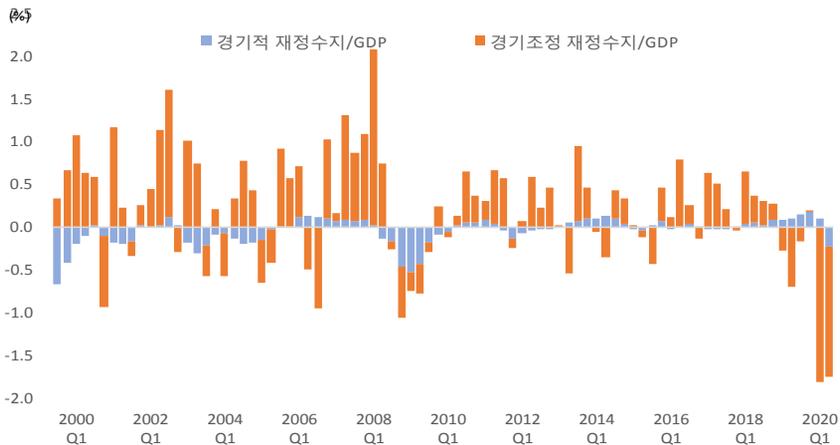
[그림 11]과 [그림 12]은 3변수 모형의 동시적 접근법과의 비교를 위해 2단계 접근법을 이용하여 비관측인자 모형과 HP필터로 추정한 실질GDP갭에 대한 탄력성을 추정한 후 시산한 경기적 재정수지와 경기조정 재정수지를 보여주고 있다. 2단계 추정법의 경우 대부분의 재정수지 변동을 경기조정 재정수지 변동으로 귀착시키고 있다.

[그림 11]은 1단계에서 2변수 비관측인자 모형을 통해 추정된 실질GDP갭 추정치를 구한 후 2단계에서 재정수지/GDP비율 b_t 를 실질GDP갭 y_t^c 에 대해 회귀분석하여 추정된 계수를 이용해 계산된 경기변동적 재정수지(b^c)와 경기조정 재정수지(b^s)를 보여주고 있다. 또한 아래 식의 회귀분석 결과에서 보는 것처럼 재정수지/GDP 비율의 실질GDP갭에 대한 탄력성은 0.17로 3변수 모형에서 추정된 탄성치의 1/2수준에 불과하다.

$$(10) \quad b_t = 0.178 + 0.283b_{t-1} - 0.067b_{t-2} + 0.167y_t^c, \quad R^2 = 0.160$$

(t값) (2.35) (2.45) (-0.58) (2.22)

[그림 11] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지(2단계 UC모형)



자료: 저자 자체 계산

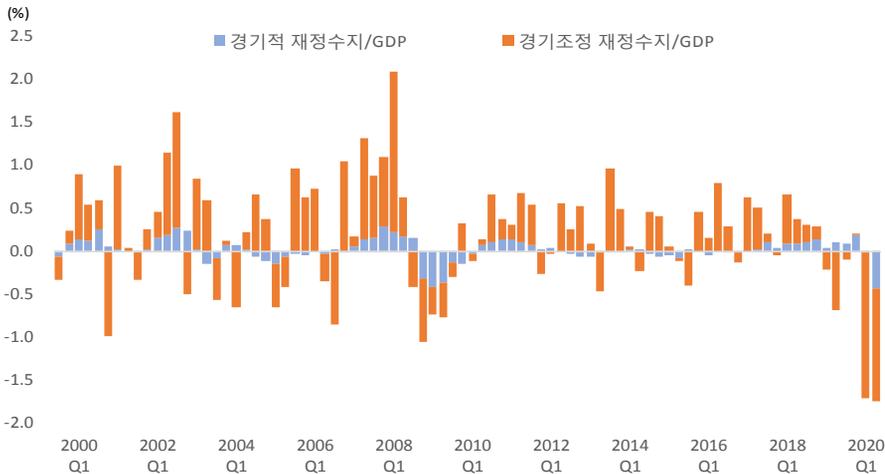
주: 1단계에서 UC모형을 통해 추정된 실질GDP갭 추정치를 구한 후 2단계에서 y_t^c 에 대한 OLS 추정 계수를 이용해 계산된 경기변동적 재정수지(b^c)와 경기조정 재정수지($b^s = b_t - b^c$)

[그림 12]는 1단계에서 HP필터를 통해 추정된 실질GDP갭 추정치를 구한 후 2단계에서 재정수지/GDP비율 b_t 를 실질GDP갭 y_t^c 에 대해 회귀분석하여 추정된 계수를 이용해 계산된 경기변동적 재정수지(b^c)와 경기조정 재정수지(b^s)를 보여주고 있다. 재정수지/GDP 비율의 실질GDP갭에 대한 탄력성은 0.11로 3변수 모형의 추정 결과의 1/3에 불과하며, 2변수 비관측인자모형에서 추정된 탄성치에 비해서도 작다. 이는 HP필터를 통해 추정된 실질GDP갭이 인플레이션이나 재정수지 등과 같은 변수와의 관계를 고려한 모형과는 달리 단순히 시계열의 추세적 함수만을 최적화하는 순수한 통계적 결과이기 때문이다. 또한 2변수 비관측인자 모형과 동일하게 대부분의 재정수지 변동을 경기조정 재정수지 변동으로 귀착시키고 있다.

$$(11) \quad b_t = 0.053 + 0.266b_{t-1} - 0.018b_{t-2} + 0.113y_t^c, \quad R^2 = 0.271$$

(t값) (0.91) (2.54) (-0.18) (3.50)

[그림 12] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지(2단계 HP필터)



주: 1단계에서 HP필터를 통해 추정된 실질GDP갭 추정치를 구한 후 2단계에서 y_t^c 에 대한 OLS 추정 계수를 이용해 계산된 경기변동적 재정수지(b^c)와 경기조정 재정수지 ($b^s = b_t - b^c$)

결과적으로 경기조정 재정수지 추정 결과에 기초하여 기본적인 재정수지를 가늠하고자 할 경우 접근법에 따라서 상이한 결론을 도출할 수 있을 것이다. 예를 들어, 잠재GDP와 경기조정 재정수지를 동시에 추정한 3변수 모형의 추정 결과를 기초로 할 경우 세계금융위기 이후 기간 중 우리나라의 경기조정 재정수지는 2011년 4/4분기, 2014년 상반기, 2015년 3/4분기 등의 일부 기간을 제외하면 소폭의 플러스를 기록하였고, 2019년 상반기 중 마이너스(-)를 기록한 것으로 볼 수 있다. 반면, 전통적인 2단계 추정법을 적용할 경우에는 재정수지 변동이 경기변동과는 상관 없는 경기조정 재정수지 변동에 의한 것이고, 최근 코로나19로 인한 경기침체에 기인한 재정수지 적자도 대부분 경기조정 재정수지 변화로 귀착시키고 있다.

관련하여 3변수 동시적 추정 모형과 전통적인 2단계 추정법을 이용한 모형의 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정치가 보여 주는 변동성의 차이에도 주목할 필요가 있다.

실질GDP갭과 경기요인별 재정수지를 동시적으로 추정할 경우 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지의 변동성이 모형별 차이에도 불구하고 거의 비슷한 크기를 보여주고 있다. 실증분석 결과에서 상세하게 설명한 [모형식 3]의 경우 추정된 경기변동적 재정수지(b^c)의 표준편차는 0.406이고 경기조정 재정수지(b^s)는 0.456으로 경기조정 재정수지가 상대적으로 조금 크게 나타나고 있다. 또한 [모형식 1]과 [모형식 2]에서 경기변동적 재정수지(b^c)의 표준편차는 각각 0.459와 0.469이며, 경기조정 재정수지(b^s)의 표준편차는 모두 0.454이다. 재정수지의 두 요인의 변동성이 비슷하다. 이를 시기별로 구분해서 보면 전체적으로 금융위기 이전 재정수지의 변동성이 금융위기 이후에 비해 큰 것으로 나타나지만 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지의 표준편차의 상대적 크기는 비슷함을 알 수 있다.

이에 반해 전통적인 2단계 접근법으로 추정한 경기조정 재정수지의 변동성은 경기변동적 재정수지에 비해 훨씬 크다. 2변수 비관측인자 모형을 이용한 2단계 추정치를 보면 경기조정 재정수지의 표준편차는 0.615로 경기변동적 재정수지의 0.157에 비해 4배 가까이 크다. 마찬가지로, HP필터를 이용한 2단계 추정치를 보면 경기조정 재정수지의 표준편차는 0.583로 경기변동적 재정수지의 0.131에 비해 4배 이상 크다.

그러나 2가지 접근법으로 추정한 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지의 평균은 크게 다르지 않다. [표5]와 [표 6]에서 보듯이 동시적으로 추정한 [모형식 1]에서 [모형식 3]까지의 경기변동적 재정수지/GDP 비율과 경기조정 재정수지 재정수지/GDP 비율의 평균은 2단계 추정법의 평균과 전기간과 금융위기를 전후로 구분하여 비교해도 두 접근법 사이에 큰 차이를 발견할 수 없다. 동시적 추정법을 통한 경기조정 재정수지/GDP 비율 추정치의 평균은 전체 표본기간 중 0.22%이고, 2단계 추정법의 경우 비관측인자 모형의 경우 0.22%, HP필터의 경우 0.17%로 나타나고 있다.

세계금융위기 전후를 구분하여 모형 간의 차이점을 비교해보면, 세계금융위기 이후 경기조정 재정수지의 평균값이 모두 하락하고 있어 잠재GDP 수준에 상응하는 재정수지로 우리나라의 재정건전성을 평가할 경우 금융위기 이후 우리 경제의 재정 여력이 감소하고 있는 것으로 나타났다. 다만 동시적으로 추정한 모형의 경기조정 재정수지 평균은 금융위기 이후 소폭 감소하는 것으로 나타나지만 2단계 모형의 경우 금융위기 이후 하락폭이 크다는 것이다. 3변수 모형 [모형식 3]의 경우 경기조정 재정수지 평균은 세계금융위기 이전 기간 중 0.28%에서 금융위기 이후 0.16%로 0.12%p 하락한 것으로 나타난다. 반면, 2단계 추정법의 경우 비관측인자 모형의 경기조정 재정수지 평균은 세계금융위기 이전 기간 중 0.35%에서 금융위기 이후 0.09%로 0.26%p 하락한 것으로 나타난다.

[표 5] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정치의 기초 통계량(1)

		동시 추정법					
		[모형식 1]		[모형식 2]		[모형식 3]	
		b^c	b^s	b^c	b^s	b^c	b^s
전 기 간	평균	0.009	0.174	0.009	0.173	-0.036	0.219
	표준편차	0.459	0.454	0.469	0.454	0.406	0.456
	상관관계	0.001		-0.023		0.119	
금융 위기 이전	평균	0.059	0.187	0.062	0.185	-0.035	0.282
	표준편차	0.512	0.549	0.524	0.550	0.480	0.536
	상관관계	-0.039		-0.063		0.050	
금융 위기 이후	평균	-0.041	0.160	-0.043	0.161	-0.037	0.156
	표준편차	0.397	0.339	0.410	0.338	0.321	0.354
	상관관계	0.075		0.050		0.280	

- 주: 1) 금융위기 이전 기간은 1999. 3/4분기~ 2009. 4/4분기, 금융위기 이후 기간은 2010. 1/4분기~2020. 2/4분기까지임
 2) $b^c = \beta(L)y_t^c$, $b^s = b_t - b^c$

[표 6] 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정치의 기초 통계량(2)

		2단계 추정법			
		비관측인자 모형		HP	
		b^c	b^s	b^c	b^s
전 기 간	평균	-0.037	0.220	0.016	0.166
	표준편차	0.157	0.615	0.131	0.583
	상관관계	0.067		0.390	
금융위기 이전	평균	-0.090	0.352	0.015	0.230
	표준편차	0.188	0.672	0.161	0.653
	상관관계	0.222		0.421	
금융위기 이후	평균	0.030	0.089	0.015	0.103
	표준편차	0.075	0.529	0.096	0.502
	상관관계	0.084		0.338	

- 주: 1) 금융위기 이전 기간은 1999. 3/4분기~ 2009. 4/4분기, 금융위기 이후 기간은 2010. 1/4분기~2020. 2/4분기까지임
 2) b^c 는 1단계에서 비관측인자모형 및 HP필터를 통해 추정된 실질GDP갭 추정치 y_t^c 에 대한 OLS 추정계수를 이용해 계산된 경기변동적 재정수지, $b^s = b_t - b^c$

경기조정 재정수지 추정치를 이용하여 재량적 재정정책을 평가하는 데는 논란의 여지가 많다. 이는 첫째, 경기조정 재정수지에 영향을 미치는 요인은 증기적으로 재량적인 조세정책이나 지출정책이지만 장기적으로 인구고령화 등에 따른 경제구조의 변화에도 기인할 수 있기 때문이다. 또한 순수하게 재량적인 재정정책 기조를 평가하기 위한 목적이라면 순이자지출을 제외한 기초재정수지를 이용해 경기조정 재정수지를 계산하는 것이 적절하다고 할 것이다. 경기조정 재정수지 변동이 실질GDP갭 변동에 반응하는 함수를 회귀분석으로 추정된 결과를 바탕으로 평가하려할 경우에도 Kim(2004, 2008)에서 지적한 것처럼 내생성의 문제가 심각할 뿐 아니라 재정정책 기조가 정책당국의 레짐(policy regime)에 따라 변화할 수 있기 때문이다. 이를 무시한 채 불변하는 상수로 관련 모수를 추정할 경우 잘못된 결론이 추론될 수 있을 것이다.

그럼에도 불구하고 경기적 재정수지와 경기조정 재정수지와의 관계를 통해 재량적 경기안정화정책에 대한 시사점 도출하고자 한다면 추정된 두 재정수지간의 상관관계를 살펴볼 필요가 있다. 경기침체로 재정수지가 악화되어 적극적인 경기안정화정책을 통해 경기변동을 완화시키려 할 경우 경기변동적 재정수지와 효과적인 경기대응적 재정수지의 관계는 정(正)의 관계 성립해야 할 것이다. 반대로 경기호황으로 재정수지가 대규모의 흑자를 기록할 경우 긴축적인 재정정책으로 대응하여 경기조정 재정수지도 흑자를 기록해야 할 것이다. [모형식 3]을 통해 측정된 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지의 전체 분석기간의 상관관계수는 0.119로 정(正)의 관계를 보여주고 있다. 세계금융위기 전후를 구분하여 보면 금융위기 이전에는 두 재정수지의 상관관계가 0.050이지만 금융위기 이후에는 0.280으로 증가하였다. 그러나 [모형식 1]과 [모형식 2]로 추정된 두 재정수지의 상관관계는 음(-)이거나 거의 영(0)에 가까워 일관된 시사점을 찾기에는 무리가 있다. 이와 같은 차이는 모형에 따른 차이일 수도 있지만 재정정책 레짐(fiscal policy regime)이 변화함에 따른 자연스런 결과일 가능성도 크다.

IV. 요약 및 시사점

본 연구는 재정수지와 실질GDP와의 관계를 명시적으로 고려한 구조적 시계열 모형인 실질GDP, 재정수지/GDP 비율, GDP디플레이터 상승률로 구성된 비관측인자 모형을 이용하여 잠재GDP와 잠재GDP에 상응하는 경기조정 재정수지를 동시에 추정하였다.

전통적인 2단계 접근법과의 비교를 통해 추정결과를 살펴보면, 재정수지/GDP 비율이 경기여건에 따라 민감하게 반응하는 관계를 추가적으로 반영한 실질GDP갭 추정치는 인플레이션과의 관계만을 고려한 모형보다 경기 상황에 따른 변동성이 크고 경기전환국면을 보다 명확하게 포착하는 것으로 추정되었다. 또한 잠재성장률의 확률 추세는 경기침체나 금융위기와 같은 경제 충격 이후에도 2변수 모형에서 보다 완만하게 하락하는 것으로 나타났다.

재정의 경기자동안정화 기능을 담당하는 경기변동적 재정수지의 상대적 크기도 기존의 연구 결과보다 크게 추정되었다. Girouard and Andre(2005)에서 추정한 OECD 평균에는 여전히 미치지 못하지만 모형 안에서 재정수지와 경기변동간의 상호관계를 명시적으로 고려하여 추정할 경우에는 기존 연구결과에서 시사하는 것보다 훨씬 민감하게 반응하는 경기변동적 재정수지를 확인할 수 있었다. 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지 추정치가 보여주는 변동성에도 차이를 보여, 동시적으로 추정할 경우 경기변동적 재정수지와 경기조정 재정수지의 변동성이 모형별 차이에도 불구하고 거의 비슷한 크기를 보여주고 있다. 이에 반해 전통적인 2단계 접근법으로 추정한 경기조정 재정수지의 변동성은 경기변동적 재정수지에 비해 훨씬 크게 나타났다.

재량적 재정정책은 경기안정화 측면에서 보면 정책적 판단과 입법 및 실행에 소요되는 시차적 한계와 정치적 유인의 문제에서 자유로울 수 없다. 한편 재정의 자동안정화 기능은 경기변동에 따라 주요 재정수입과 지출항목이 반응하는 민감도가 증가할수록 강화된다고 할 수 있다. 그러나 자동안정화 기능 확대를 위해 조세체계를

누진적으로 개편하거나 정부 지출규모를 지나치게 확대할 경우 경제의 효율성이 저하될 수 있을 것이다. 다른 한편으로 외환위기, 세계 금융위기, 최근의 코로나19 등과 같은 대규모 외부충격이 발생했을 경우에는 재정의 안정화기능의 역할만으로 경기안정을 도모하는 데는 한계가 있다. 따라서 정상적인 통화정책 수단이나 재정의 자동안정화 기능으로는 경기안정화를 달성할 수 없는 일정 수준 이상의 경제 충격이 발생하였을 때 재량적 재정정책으로 대응할 수 있는 구체적인 기준을 마련하는 것도 고려해 볼 만하다. 즉, 생산, 고용 등의 실물경제지표의 수준을 나타내는 상황지표가 일정 수준을 벗어나 둔화되거나 부진할 경우 재량적인 재정정책이 자동적으로 시행될 수 있도록 하는 방안도 고려해 볼 수 있다는 것이다.

경기조정 재정수지로 평가한 우리 경제의 중기적 재정여력의 평균은 2단계 및 동시적 추정 접근법에서 모두 금융위기 이후 감소하고 있는 것으로 나타났다. 다만 동시적으로 추정한 모형의 경기조정 재정수지 평균은 금융위기 이후 소폭 감소하는 것으로 나타나지만 2단계 모형의 경우 금융위기 이후 하락폭이 상대적으로 크게 추정되었다. 그러나 추정 방법의 차이에도 불구하고 최근 들어 2018년 하반기 이후 경기조정 재정수지의 감소폭이 확대됨과 동시에 잠재성장률이 3%를 하회하며 하락 추세가 지속되고 있다는 점은 향후 우리 재정의 지속가능성에 시사하는 바가 적지 않다고 할 수 있다.

경기조정 재정수지와 잠재성장률은 관측되지 않은 변수로 적용하는 추정방법론에 따른 불확실성이 크다는 한계에도 불구하고, 하나의 모형 안에서 이를 일관되게 추정하여 중기적인 시계에서 우리경제의 정상적인 생산수준과 재정여력을 가늠하는 지표로 유용할 수 있다는 점을 확인하였다.

다만, 경기조정 재정수지 추정치를 이용하여 재정여력을 가늠하는데 그치지 않고 재량적 재정정책의 대응성과 효율성을 평가하는 데는 논란의 여지가 많다. 이는 첫째, 경기조정 재정수지에 영향을 미치는 요인은 중기적으로 재량적인 조세정책이나 지출정책이지만 장기적으로 인구고령화 등에 따른 경제구조의 변화에도 기인할 수 있기 때문이다. 또한 경기조정 재정수지 변동이 실질GDP갭 변동에 반응하는 함수를 회귀분석으로 추정하여 평가하려할 경우에도 Kim(2004, 2008)에서 지적한 것처럼 내생성의 문제가 심각할 뿐 아니라 재정정책 기조가 정책당국의 레짐

(policy regime)에 따라 변화할 가능성이 크기 때문이다. 따라서 재량적 재정정책의 변화를 식별하고 그 효과를 분석하는 데는 보다 정치한 접근법이 필요할 것으로 보인다.

총량적 재정수지를 분석한 본 모형을 주요 재정수입 및 지출항목과 실질GDP갭과의 관계를 반영하는 모형으로 확장시켜 경기변동에 따른 주요 항목별 자동안정화 장치의 크기를 추정하는 것은 향후 연구과제가 될 것이다. 예를 들어 실업률 변수나 소득분배 지표 등을 추가하여 고용 상황 변동이나 소득분배의 변화가 재정수지에 미치는 영향을 추정하는 것도 의미 있는 분석이 될 것이다. 이를 통해 우리나라 재정의 경기안정화 기능을 강화하기 위한 구체적인 시사점을 얻을 수도 있을 것으로 사료된다. 또한 실질GDP갭을 통제된 상태에서 GDP디플레이터 상승률 변화가 총량적 재정수지 변화에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타나 주요 재정항목별 구성효과에 대한 연구도 필요할 것으로 보인다.

최근 정부는 재정의 지속가능성을 확보하고 재정규율을 강화하기 위해 2025년부터 국가채무 비율과 통합재정수지 등의 재정총량지표에 대한 재정준칙을 도입하기로 결정하였다. 재정준칙을 운용중인 주요국의 사례에서 보듯이 재정준칙은 재정수입, 재정지출, 재정수지, 국가채무 등 다양한 재정운용 목표를 통해 설정이 가능하다. 본 연구에서 시도한 재정수지, 실질GDP, GDP디플레이터 인플레이션과의 관계를 통해 추정할 수 있는 경기조정 재정수지도 재정운용 목표의 이용 가능한 방안이 될 수 있을 것이다. 그러한 측면에서 본 연구는 우리 경제구조와 재정체계를 반영한 효율적인 재정운용목표 설정을 위한 유용한 논의의 출발점이 될 수 있을 것이다.

[참고문헌]

- 강동익·우진희, “자동안정화장치의 거시경제적 효과,” 연구보고서 19-08, 한국조세재정연구원, 2019.
- 고영선, “구조적 재정수지의 추정”, 「한국개발연구」, 2001년 제1호, 한국개발연구원, 2001.
- 국회예산정책처, 「2020~2070년 장기 재정전망」, 2020. 10.
- 국회예산정책처, 「주요국의 재정제도」, 2016.
- 기획재정부 보도자료, “재정의 지속가능성 유지 위한 『한국형 재정준칙』 도입 추진,” 2020.10.5.
- 김배근·안병권, “An Assessment of the New Keynesian Phillips Curve in the Korean Economy”, 「금융경제연구」 제 331호, 한국은행, 2008.
- 김정미·이강구, 「해외 주요국의 재정준칙 운용동향과 정책시사점」, 경제현안분석 제84호, 국회예산정책처, 2013. 9.
- 대한민국정부, 「2020~2024년 국가재정운용계획」, 2020. 9.
- 문성우·윤택·이미혜, “새 케인지안 필립스 곡선에 의거한 한국의 인플레이션 동학에 관한 연구,” 「계량경제학회」, 제15권 제3호, 2004, 59-87.
- 박기백·박형수, “재정의 경기조절기능 연구 - 재정지표를 중심으로”, 한국조세연구원, 2002.
- 박승준·이강구, “재정의 경기안정화 효과 분석 - 자동안정화장치를 중심으로”, 경제현안분석 제62호, 국회예산정책처, 2011.
- 송태정, “한국의 경제구조 변화에 관한 연구” -잠재성장률, 자연실업률, 노동시장의 유연성변화를 중심으로-, 고려대학교 박사학위논문, 2005.
- 성명기·한성신, “공급충격과 필립스곡선”, 「한국경제의 분석」 제15권 제 2호, 한국금융연구원, 2009.
- 신관호, “한국의 실업률 변화와 자연실업률”, 한국노동연구원, 1999, pp. 97~132
- 이강구, “『한국형 재정준칙』의 한계와 개선방향,” 「제도와 경제」, 2020. 11.
- 이병완, “칼만필터를 이용한 우리나라의 잠재적 GNP 추정과 경기변동의 추이에 관한

- 연구”, 「경제학연구」 제 42집, 한국경제학회, 1994, pp. 63~95.
- _____, “다변수 Hodrick-Prescott필터 모형을 이용한 잠재GDP 추정”, 「한국경
상논총」 제20권 1호, 한국경상학회, 2002, pp. 1~16.
- 이삼호, “재정정책의 경기 대응에 대한 평가”, 「한국개발연구」제28권 제2호, 한국개발
연구원, 2006.
- 이준상·김성태, “재정정책의 경기대응에 대한 평가: 구조적 재정수지를 중심으로”, 「재
정학연구」 제6권 4호, 한국재정학회, 2013, pp. 37~80.
- 주동현, “한국경제에서 필립스 곡선의 안정성 및 비선형성에 관한 연구”, 「금융연구」 제
33권 제2호, 2019.
- 황종률, “글로벌 금융위기와 한국의 잠재성장률”, 경제현안분석 제47호, 국회예산정책
처, 2009.
- Abel, Andrew B. and Ben S. Bernanke, *Macroeconomics* (5th ed.).
Pearson Addison Wesley, 2005.
- Apel, M. and 3P. Jasson, "Theory-consistent System Approach for
Estimating Potential Output and the NAIRU," *Economic Letters*
64, 1999, pp. 271~275.
- Beverage, S. and C.R. Nelson, "A New Approach to Decomposition
of Economic Time Series into Permanent and Transitory
Components with Particular Attention to Measurement of the
Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981,
pp.151~174.
- Blanchard, O. J. and L. F. Katz., "What We Know and Do Not Know
About the Natural Rate of Unemployment," *Journal of
Economic Perspective*, 1997. Vol. 11.
- Blanchard, O. J. and Perotti, R., "An empirical characterization of
the dynamic effects of changes in government spending and
taxes on output," *The Quarterly Journal of Economics*, vol.
117:4, 2002.
- Blanchard, O. J. and Quah, D., "The Dynamic Effects of Aggregate
Supply and Demand Disturbances," *American Economic Review*,
vol. 79, 1989, pp. 655~673
- Clark, P. K., "Potential GNP in the United States, 1948~80," *Review
of Income and Wealth* 25, June, 1979, pp. 141~166.
- _____, "The Cyclical Components of U.S. Economic Activity",

- Quarterly Journal of Economics, 1987, pp. 797~814.
- _____, "Trend Reversion in Real Output and Unemployment",
Journal of Econometrics, 1989, pp.15~32.
- Congressional Budget Office, "Reestimating the NAIRU, In Then
Economic and Budget Outlook., U.S. Government Printing
Office, 1994, pp. 59~63.
- Eskesen, L. L., "Countering the Cycle—The Effectiveness of Fiscal
Policy in Korea, IMF Working Paper 09/249, International
Monetary Fund, 2009.
- Girouard, Nathalie and Christophe Andre "Measuring
Cyclically-Adjusted Budget Balances for OECD Countries",
OECD Economics Department Working Papers, No 434, OECD,
2005
- Gordon, R., "The Time-Varying NAIRU and Its Implications for
Economic Policy", Journal of Economic Perspectives 11, 1997,
pp. 11~32.
- Hamilton, J. D., Time Series Analysis, Princeton Univ. Press,
Princeton, N.J., 1994.
- Harvey, A. C., The Econometric Analysis of Time Series, 2nd ed. MIT
Press, 1997
- Hjelm, G., "Simultaneous determination of NAIRU, output gaps and
structural budget balances: Swedish evidence",
Konjunkturinstitutet's Working Paper Series, 81, Stockholm,
2003.
- Kim, Chang-Jin, "Markov-Switching Models with Endogenous
Explanatory Variables," Journal of Econometrics, Vol. 122,
2004, pp. 127-136.
- _____, "Dealing with Endogeneity in Regression model with
Dynamic Coefficients," Foundations and Trends in
Econometrics, Vol. 3, Issues 4, 2008
- Kim, Chang-Jin and C. R. Nelson, State-Space Models with Regime
Switching, MIT Press, 1999.
- Kuttner, K. N., "Estimating Potential Output as a Latent Variable",
Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 12, No.3,
1994, 361~368.
- Hodrick, R. and E. Prescott, "Post-war U.S. Business Cycles: An
Empirical Investigation", Working Paper, Carnegie-Mellon
University, Pittsburgh, Pennsylvania, 1980.

- Okun, A. M.(1962), "Potential GNP: Its Measurement and Significance," in American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, pp. 98~104.
- Prachowny, Martin F. J., "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates," The Review of Economics and Statistics, Vol. 75, 1993, pp. 331-336.
- Sims, Christopher(1994), "A Simple Model for Study of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy," Economic Theory 4, pp. 381-399.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Variable Trends in Economic Time Series," Journal of Economic Perspectives, Vol. 2, 1986, pp. 147~174.
- Taylor, John B., "The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong", NBER Working Paper No. 14631, January 2009.
- _____, "The Lack of an Empirical Rationale for a Revival of Discretionary Fiscal Policy," The American Economic Review, Vol. 99, No. 2, May 2009.
- Van den Noord, Paul, "The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond", OECD Economics Department Working Papers, No. 230, OECD, 2000.
- Woodford, Michael(1995), "Price Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate," Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, pp. 1-46.

[부 록]

칼만필터를 이용한 상태공간모형의 추정 과정

- 상태공간모형은 측정방정식과 전이방정식으로 구성됨
- **측정방정식(Measurement Equation)**: 관측 가능한 변수(y_t)를 비관측 인자(ξ_t)와 외생변수(z_t)로 이루어진 관계식으로 표현

$$y_{t(n \times 1)} = H_t \xi_{t(k \times 1)} + A z_{t(r \times 1)} + e_t,$$

- **전이방정식(Transition Equation)**: 비관측인자(ξ_t)의 확률적 과정을 1계 차분방정식으로 표현

$$\xi_t = \tilde{\mu} + F \xi_{t-1} + v_t,$$

$$\text{여기서 } e_t \sim i.i.d. N(0, R)$$

$$v_t \sim i.i.d. N(0, Q)$$

- 칼만필터를 유도하기 위해 아래와 같이 정의하자.
 - ψ_t : t기에 이용 가능한 정보 집합
 - $\xi_{t|t-1} = E[\xi_t | \psi_{t-1}]$: t-1기까지의 정보를 이용한 ξ_t 에 대한 조건부 기대치
 - $P_{t|t-1} = E[(\xi_t - \xi_{t|t-1})(\xi_t - \xi_{t|t-1})']$: t-1기까지의 정보를 이용한

ξ_t 의 조건부 공분산

- $\xi_{t|t} = E[\beta_t | \psi_t]$: t기까지의 정보를 이용한 ξ_t 의 조건부 기대치
- $P_{t|t} = E[(\beta_t - \xi_{t|t})(\beta_t - \xi_{t|t})']$: t기까지의 정보를 이용한 ξ_t 의 조건부 공분산
- $y_{t|t-1} = E[y_t | \psi_{t-1}]$: t-1기까지의 정보를 이용한 y_t 에 대한 예측치
- $\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1}$: y_t 에 대한 예측오차
- $f_{t|t-1} = E[\eta_{t|t-1}^2]$: y_t 에 대한 예측오차의 분산
- $\xi_{t|T} = E[\xi_t | \psi_T]$: 전체 자료를 이용한 ξ_t 에 대한 기대치
- $P_{t|T} = E[(\xi_t - \xi_{t|T})(\xi_t - \xi_{t|T})']$: 전체 자료를 이용한 ξ_t 의 공분산
- $\xi_{t|t} = E[\xi_t | \psi_t] = E[\xi_t | \xi_{t|t-1}, \eta_{t|t-1}]$:

□ 칼만필터 :

- 초기값 $\xi_{0|0}, P_{0|0}$ 이 주어지면 아래와 같은 식(1)부터 식(6)까지의 과정이 표본 t가 1부터 T까지 반복된다.
- 그 과정에서 식 (4)'으로 표현되는 로그우도함수를 극대화하는 모형의 계수값 (F, H_t, A, Q, R)이 추정된다.
- 추정된 계수값을 조건으로 칼만필터링을 통해 비관측인자 ξ_t 를 추정할 수 있다.

$$\xi_{0|0}, P_{0|0}, l(\theta) = 0$$

↓

$$\xi_{t|t-1} = \tilde{\mu} + F \xi_{t-1|t-1} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} P_{t|t-1} &= E[(\xi_t - \xi_{t|t-1})(\xi_t - \xi_{t|t-1})'] \quad (2) \\ &= F P_{t-1|t-1} F' + Q \end{aligned}$$

↓

$$\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} = y_t - H_t \xi_{t|t-1} - A z_t \quad (3)$$

$$f_{t|t-1} = E[\eta_{t|t-1}^2] = H_t P_{t|t-1} H_t' + R \quad (4)$$

↓

$$l(\theta) = l(\theta) - \frac{1}{2} \ln((2\pi)^n |f_{t|t-1}|) - \frac{1}{2} \eta_{t|t-1}' f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1} \quad (4)'$$

↓

$$\xi_{t|t} = \xi_{t|t-1} + P_{t|t-1} H_t' f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1} \quad (5)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} H_t' f_{t|t-1}^{-1} H_t P_{t|t-1} \quad (6)$$

↓

t=T까지 반복하며 그 과정에서
예측오차와 분산을 가지고 로그 우도함수를 얻는다.

↓

$$- \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln((2\pi)^n |f_{t|t-1}|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \eta_{t|t-1}' f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1}$$

칼만평활화 : 위의 필터링 과정에서 주어진 $\xi_{T|T}$ 과 $P_{T|T}$ 를 바탕으로
t= T-1, T-2, ..., 1의 역순으로 아래의 과정을 계속한다.

$$\xi_{t|T} = \xi_{t|t} + P_{t|t} F' P_{t+1|t}^{-1} (\xi_{t+1|T} - \tilde{\mu} - F \xi_{t|t})$$

$$P_{t|T} = P_{t|t} + P_{t|t} F' P_{t+1|t}^{-1} (P_{t+1|T} - P_{t+1|t}) P_{t+1|t}^{-1} F P_{t|t}'$$

보다 자세한 내용을 위해서는 Kim and Nelson(1999)를 참조.

경제현안분석 목록

번호	제 목	집 필	발 간
101	NABO 내국인 인구 시범추계: 2020~2040년	김경수·김상미	2021. 3
100	주요 주력산업과 신산업의 동향 및 수출경쟁력분석	김상우·김미애· 허가형·권일· 최세중	2020. 12
99	혁신성장 전략투자의 현황 및 경제적 파급효과 분석	김상우·최세중	2020. 10
98	주요 산업별 수출의 경쟁력 및 경제적 기여도 분석	김상우·김미애· 최세중·신동진· 권 일	2019. 12
97	중국경제 현안 분석 -부채·부동산·그림자금융을 중심으로	김윤기·황종률· 오현희	2018. 12
96	5대 신산업 선도 프로젝트의 추진 현황과 정책효과 분석	김상우·신동진· 김미애·권 일· 장아련	2018. 12
95	북한 경제개발 재원조달을 위한 국제기구와의 협력방안	진 익·모주영· 박승호·조은영	2018. 12
94	우리나라 저출산의 원인과 경제적 영향	김경수·허가형· 김윤수·김상미	2018. 10
93	내수활성화 결정요인 분석	김윤희·진 익	2017. 12
92	주택가격 변화가 가계부채와 금융 안정성에 미치는 영향	현영진	2016. 11
91	아동 관련 복지분야의 조세지출과 재정지출 지원 현황 및 시사점	채은동	2016. 6
90	일본의 장기침체기 특성과 정책대응에 관한 연구	김윤기·유승선· 황종률·오현희	2016. 4
89	조세지출제도 국내외 동향 및 시사점	채은동·이영숙	2015. 9
88	글로벌 금융위기 이후 OECD 국가들의 세제개편 동향 연구	이영숙	2015. 2
87	취득세율 인하가 주택거래 및 지방재정에 미치는 영향	채은동·태정림	2015. 2
86	북유럽 국가의 금융·재정위기 극복과 시사점	조은영	2014. 4
85	우리나라 투자지원 조세제도 현황과 주요국 제도와의 비교 연구	이영숙	2013.12
84	해외 주요국의 재정준칙 운용동향과 정책시사점	김정미·이강구	2013. 9

	제 목	집 필	발 간
83	담배가격 인상에 따른 재정 영향 분석	신영임·서재만	2013. 7
82	가계부채의 현황 및 대응방안	신동진	2013. 7
81	소액주주 주식양도소득세 도입방안 및 세수효과분석	채은동	2013. 5
80	남부유럽재정위기가 국내외 경제에 미치는 영향	신후식·유승선	2012.10
79	고령화가 근속 및 연공임금체계에 미치는 영향과 정책 시사점	장인성	2012. 9
78	고령자 일자리 현황과 정책과제	서재만	2012. 9
77	파생금융상품에 대한 거래세 도입에 관한 연구	채은동	2012. 8
76	국민연금 장기 지속가능성 확보방안	김대철·심혜정	2012. 8
75	공적자금 상환대책의 현황 및 개선방안	신동진	2012. 8
74	세무조사 운영실태의 문제점과 개선방안	심혜정	2012. 7
73	2012 근로장려세제 확대시행의 소요재정과 분배효과	장윤정	2012. 7
72	출산·보육지원 재정소요 추계와 정책과제	조은영	2012. 6
71	발생주의 회계제도 도입이 세입 결산에 미치는 영향	신영임·장윤정	2012. 6
70	외국자본의 조세회피 방지를 위한 합리적 과세방안	최천규	2012. 5
69	신용카드 소득공제의 소득계층별 귀착 및 세수효과와 시사점	성명기	2011.12
68	경제성장률 단기예측 모형 - 베이지언 VAR 접근방식에 의한 예측 -	황종률	2011.12
67	재정통계 개편의 주요 쟁점과 과제	윤용중, 이강구, 윤준승, 서재만, 김정미	2011.11
66	소득계층별 물가지수의 차이가 체감물가에 미치는 영향	장인성	2011.11
65	자영업자 현황 및 정책 방향	서재만	2011. 9
64	통일비용에 대한 기존연구 검토	신동진	2011. 8
63	2010년 결산상 재정통의 문제점과 개선방안	윤준승	2011. 8
62	재정의 경제안정화 효과 분석 - 자동안정화장치를 중심으로 -	박승준·이강구	2011. 6
61	한·중 신재생에너지 정책 비교와 시사점	원동아	2011. 2
60	고령화가 생산성 및 경제성장에 미치는 영향	장인성	2010.12

	제 목	집 필	발 간
59	위안화 절상의 영향과 시사점	신후식·유승선	2010.12
58	재정정보 공개 현황 및 개선방안	서재만	2010.12
57	2010년 세법개정안의 세수효과	이영환·신영임	2010.10
56	조세법률주의 위반 사례 및 개선방향	윤준승, 정지은, 이남수	2010. 9
55	가계부채의 문제점과 정책개선방안	신동진	2010. 7
54	경기선행지수의 향후 경기에 관한 시사점	유승선	2010. 7
53	남유럽 재정위기와 정책시사점	김정미	2010. 7
52	외평기금 이자비용 처리문제로 본 통합재정통계의 문제점 및 개선방안	심혜정	2010. 6
51	경제위기와 각국의 조세정책 동향 및 시사점	신영임·이영환	2010. 5
50	외화예산의 환위험 관리방안	연훈수	2010. 2
49	국가재정운용계획의 평가 및 과제	나아정·박승준	2009.12
48	소득격차의 확대와 재분배 정책의 효과	장인성	2009.12
47	금융위기와 한국의 잠재성장률	황종률	2009.12
46	사회복지 기능 확대에 따른 지방재정 영향 분석	심혜정	2009.12
45	2009년 말 일몰도래 비과세·감면항목 운용현황	정지은	2009.11
44	비과세·감면제도 운용현황 및 개선과제	정지은	2009.11
43	지방소득세·지방소비세 도입과 향후 과제	이영환, 황진영,신영임	2009.11
42	금융안정화대책의 정책효과와 출구전략의 방향	신동진	2009.11
41	2008년 이후 세계개편의 세수효과	이영환·신영임	2009. 8
40	글로벌 금융위기 극복을 위한 금융정책 분석	신동진	2009. 7
39	재정확대의 거시경제적 효과분석	박승준	2009. 4
38	경제위기의 전개와 대응	신후식, 유승선, 연훈수	2009. 3
37	우리나라 외환금융시장 취약성 비교 분석	신후식, 유승선, 연훈수	2008.12
36	중국의 기업소득세법 제정에 따른 입법적 시사점 검토	황진영	2008.12
35	지방정부 재정자주권의 국제비교와 정책적 시사점	심혜정	2008.12
34	2008년 세계개편안 분석 : 목적세 정비안을 중심으로	이영환·정지은	2008.11

	제 목	집 필	발 간
33	2008년 세제개편안 분석 : 비과세·감면제도를 중심으로	정지은	2008.11
32	2008년 세제개편안 분석 : R&D지원 강화를 중심으로	이상훈	2008.11
31	2008년 세제개편안 분석 : 종합부동산세	이영환·신영임	2008.11
30	OECD 주요국가 초과세수 발생과 재정규율 사례	이남수·이성규	2008. 9
29	유가환급금 지급(안) 평가	정지은, 홍인기, 전승훈	2008. 9
28	청년층 고용현황과 시사점	정상훈·이충언	2008. 8
27	환율변동이 국내물가에 미치는 영향	연훈수	2008. 4
26	목적세와 특별회계의 문제점과 개편방향	이영환, 이성규	2008. 1
25	은행산업의 경쟁도 분석과 정책적 시사점	신동진	2007.12
24	「강제집행등과 체납처분의 절차조정법」의 입법 필요성 검토	황진영	2007.12
23	원화가치 변동이 수출가격에 미치는 영향	성명기	2007.11
22	한국의 실질 GDP 장기 예측 : 2007~2050년	장인성	2007.11
21	세법체계 개편작업의 동향분석	황진영	2007. 9
20	중소기업 신용보증제도의 운영성과와 개선방안	정상훈	2007. 9
19	과세정보 공개제도의 현황	문성환	2007. 8
18	구조조정 이후 은행산업의 효율성 분석	신동진	2007. 8
17	한국의 잠재성장률과 자연실업률 추정	황종률	2007. 7
16	유가 상승의 원인 및 유류세 인하를 둘러싼 쟁점 분석	이영환·전승훈	2007. 7
15	미국 기준선전망의 의의와 우리 예산과정에 대한 시사점	정문중	2007. 6
14	최근 일본의 재정개혁과 시사점	이남수·서세욱	2007. 6
13	물가상승에 의한 소득세 부담 증가 완화를 위한 정책대안 : 소득세 물가연동제에 대한 검토	전승훈	2007. 5
12	DDA 농업협상의 논의동향 및 영향에 대한 고찰	송원근	2006. 6
11	미국의 재정개혁 논의동향과 시사점	정문중	2006. 6
10	2000~2005년 경제예측의 경험과 단기예측 방식의 개선방향	유승선	2006. 5
9	퇴직연금세제 관련 현안분석과 개선방향	문성환	2006. 5
8	자영업 진출 결정요인과 정책적 시사점	김기승	2006. 2

	제 목	집 필	발 간
7	분야별 자원배분에 대한 국제비교 연구	전승훈	2006. 1
6	주택가격 안정을 위한 정책현황 및 과제	송원근	2005.12
5	국세행정에 대한 새로운 감독체제의 모색	문성환	2005. 7
4	재정 건전성 강화를 위한 재정규율의 확립-지출상한선을 중심으로	정문중	2005. 6
3	일자리 창출정책의 현황과 과제	김기승	2005. 5
2	조세지출예산제도와 정책과제	전승훈	2004.12
1	재정지출 확대와 감세의 경제적 효과 분석	김기승, 임일섭, 전승훈	2004.10

경기조정 재정수지와 잠재성장률 추정

발간일 2021년 6월 18일
발행인 임익상 국회예산정책처장
편 집 경제분석국 거시경제분석과
발행처 **국회예산정책처**
서울특별시 영등포구 의사당대로 1
(tel 02·2070·3114)
인쇄처 **㈜명문기획** (tel 02·2079·9200)

내용에 관한 문의는 국회예산정책처 거시경제분석과로 연락
해주시기 바랍니다. (tel 02·6788·3775)

ISBN 978-89-6073-408-1

© 국회예산정책처, 2021

내일을 여는 국민의 국회



(07233)서울특별시 영등포구 의사당대로 1
Tel. 02-2070-3114 www.nabo.go.kr

발 간 등 록 번 호

31-9700496-001902-01



국회에산정책처
NATIONAL ASSEMBLY BUDGET OFFICE