

가계신용갭을 반영한 실질중립금리 추정 및 시사점*

오 형 석** · 최 지 욱***

논문 초록

그동안 통화정책 운용에 있어 준거 역할을 하는 실질중립금리 추정시 성장과 물가만을 고려한 Laubach and Williams(2003)(이하 'LW(2003)') 방식이 널리 활용되어 왔으나, 동 방식에는 가계신용 등의 금융변수가 실물경제에 미치는 파급효과가 반영되지 못하고 있다는 한계가 지속적으로 제기되어 왔다. 특히 금융위기 이후 우리나라 가계신용은 디레버리징을 경험한 주요 선진국과는 달리 오랜기간 증가세를 지속해 오면서 최근의 국내 소득대비 가계신용비율은 주요국과 비교해 상당히 높은 수준까지 상승하였다. 다수의 국내외 주요 연구들은 이같은 가계부채 누증이 중장기적으로 소비와 성장을 둔화시키고 위기발생 가능성을 높일 수 있음을 우려하고 있다. 이같은 점을 고려하여 본고는 국내 가계부채 상황이 성장에 미치는 영향을 명시적으로 반영한 모형을 통해 실질중립금리를 분석해 보았다. 추정결과, 가계부채가 기초경제여건에 비해 빠르게 증가하는 금융순환 확장기에는 가계신용갭을 반영한 실질중립금리 수준이 성장과 물가만을 고려하는 LW(2003) 모형 추정치에 비해 높아지는 것으로 나타났다. 주요 선행연구들과 본고의 분석결과 등을 종합적으로 고려해 볼 때, 금융불균형 누증 여건 하에서는 실질중립금리 추정과 통화정책기조 평가에 보다 신중을 기할 필요가 있는 것으로 보인다. 이는 LW(2003) 모형이 최초 발표된 지 20여년이 경과하면서 각국의 금융·경제 상황에도 상당한 변화가 발생한 만큼 이같은 여건 변화가 실질중립금리 추정시 적절히 반영될 필요가 있음을 시사한다. 앞으로 국내 가계신용이 소득여건에 비해 과도하게 증가하지 않도록 계속 유의하면서 가계부채 누증이 우리경제의 불안요인으로 대두되지 않도록 정책적 노력을 지속해 나가야 하겠다.

핵심 주제어: 실질중립금리, 통화정책, 가계신용갭

경제학문헌목록 주제분류: E43, E52, G51

투고 일자: 2022. 9. 7. 심사 및 수정 일자: 2022. 11. 7. 게재 확정 일자: 2023. 1. 5.

* 본고 작성에 귀중한 조언을 아끼지 않으신 두 분 심사위원님들께 진심으로 감사의 뜻을 표합니다. 아울러 본 연구는 집필자 개인 의견이며 저자 소속기관의 공식견해와는 무관함을 밝힙니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 반드시 집필자명을 명시하여 주시기 바랍니다.

** 제1저자, 한국은행 통화정책국 통화신용연구팀장, e-mail: ohs@bok.or.kr

*** 공동저자, 한국씨티은행 경제분석팀 과장, e-mail: jiuk.choi@citi.com

I. 머리말

글로벌 금융위기 이후 우리나라의 가계신용비율은 디레버리징¹⁾을 경험한 주요국과 달리 빠른 증가세를 지속하면서 최근에는 여타국과 비교해 보더라도 매우 높은 수준에 도달하였다.²⁾ 국내의 주요 선행연구 등에 따르면 가계신용비율 증가세가 장기간 지속되고 그 수준도 상당폭 높아질 경우에는 경제주체들의 과도한 부채상환 부담 등으로 민간소비가 위축되면서 경제성장에도 둔화요인으로 작용하는 것으로 분석되고 있다.³⁾ 또한 대내외 부정적 충격 발생시 금융위기 발생 가능성을 높이고, 위기 발생 이후에는 실물경제에 지속적인 영향을 미치면서 중장기적인 성장세를 약화시킬 수 있다는 우려들이 제기되고 있다.

전통적으로 통화와 신용은 실물경제에 장기적으로 중립적(neutrality)이라는 의견이 지배적이었으나, 글로벌 금융위기를 계기로 통화·신용의 비중립성(non-neutrality) 견해가 설득력을 얻고 있으며 성장과 물가 만을 목표로 하는 기존의 통화정책 운영체제가 전반적인 금융·경제 안정을 효율적으로 도모하는 데 한계가 있다는 의견들이 증대되고 있다. 이에 따라 중장기적인 경제안정 도모를 위해 중앙은행이 통화정책 수행시 성장과 물가 등 거시경제 여건과 함께 가계부채 등 금융안정 상황을 종합적으로 고려할 필요가 있다는 견해들이 증대되고 있으며, 학계와 BIS 등 국제기구를 중심으로 많은 설득력을 얻고 있다. 이를 위한 구체적인 방법론으로 중앙은행의 정책금리 결정에 준거가 되는 실질중립금리 추정시 금융안정 상황을 고려하는 방안과 테일러 금리준칙(Taylor rule) 설정시 성장과 물가 외에도 가계신용 등 금융안정 지표를 포함하는 방안 등이 대안으로 제시되고 있다.

실질중립금리는 뉴케인지언 체계 하에서 성장과 물가가 균형을 이루는 상황에서의 금리수준으로 정의되었으며, 실질정책금리가 실질중립금리보다 낮을수록 총수요 확대를 통해 물가상승압력이 높아지는 구조를 갖고 있다(Woodford, 2003 등). 이같은 배경 하에서 경제모형을 통한 실질중립금리의 실제적 추정은 LW(2003) 이후 본격화

1) 글로벌 금융위기 전원이었던 미국에서는 가계신용비율(명목GDP 대비)이 2007년말 99.2%에서 2021년말에는 78.0%로 상당폭 감소하였다.

2) 2021년말 현재 주요국 가계신용비율(명목GDP 대비, BIS 발표 기준): 선진국 평균: 75%, 신흥국 평균: 51%, 한국: 106.6%.

3) 관련 주요 논의는 Hofmann and Peersman (2017), Drehmann *et al.* (2018) 등을 참고하기 바란다.

되기 시작하였다. 그런데 글로벌 금융위기 이후 BIS와 학계를 중심으로 성장과 물가만을 고려하여 실질중립금리를 추정하는 방식에 한계가 존재한다는 평가들이 제기되고 있다. 이는 가계부채 누증 등 금융불균형이 심화될 경우 거시경제에 미치는 부정적 영향이 확대되는 문제가 금융위기를 통해 확인된 만큼, 실질중립금리 추정시 민간 신용 누증이 실물경제에 미치는 파급경로가 충분히 고려될 필요가 있다는 견해에 기인하고 있다. 이같은 의견은 실질중립금리를 대부시장의 균형금리 수준으로 정의한 Wickesll (1898)의 견해⁴⁾와도 큰 틀에서 일맥을 같이하고 있다.

금융위기의 교훈 등을 고려해 볼 때 실질중립금리는 실물부문과 더불어 금융부문의 안정을 함께 고려하는 균형금리로 해석하는 것이 보다 적합한 것으로 평가되며, 이에 따라 본고에서는 실질중립금리 추정시 거시경제와 더불어 금융안정 상황을 함께 고려하는 방안에 대한 연구를 진행하고 정책적 시사점을 모색하였다. 아울러 이같은 접근법은 글로벌 금융위기 이후 다수의 중앙은행 책무에 전통적인 물가안정 외에 금융안정이 추가된 상황에도 부합된다고 보인다.

II. 주요 선행연구

실질중립금리 추정을 위한 방법론이 구체화되기 이전까지 학계와 금융시장 등에서는 실질중립금리를 주로 잠재성장률 또는 실질정책금리의 장기 평균치로 의제하였다. 예를 들면 Taylor (1993)는 장기 잠재성장률 평균인 약 2%를, Reinfischneider and Williams (2000) 등은 실질정책금리의 장기 평균치인 약 2.5%를 실질중립금리 수준으로 해석하였다. 또한 금융시장 참가자들도 산출과정의 용이성 등을 고려하여 실질정책금리의 장기 평균치를 실질중립금리로 활용하였다. 이 같은 방법론은 이후 시계열 접근법으로 발전하였는데 Lubik and Matthes (2015), Hamilton *et al.* (2016) 등이 상태공간(state-space) 모형과 시변모수(time-varying parameter) VAR 등을 통해 실질금리의 장기 평균 또는 예측치를 산출하여 이를 실질중립금리로 해석하였다. 다만 동 접근법은 실질중립금리에 대한 이론적 배경이 충분하지 않다는 한계가 있다.

준구조 모형(semi-structural model) 측면에서는 LW (2003)가 IS곡선, 필립스곡

4) “There is a certain rate of interest on loans which is neutral in respect to raise nor to lower them. This is necessarily the same as the rate of interest which would be determined by supply and demand if no use were made of money and all lending were effected in the form of real capital goods.” (Knut Wicksell, Interest and Prices, 1898).

선 등으로 구성된 축약형 경제모형을 통해 실질중립금리를 추정하였다. 이후 Bouis *et al.* (2013)은 동 방식을 적용하여 OECD 가입 주요 7개국⁵⁾의 실질중립금리 추정을 통해 국가별 공통점과 차이점 등을 분석하였다. 우리나라에서는 김민수·박양수 (2013), 오형석 (2014), 조성훈 (2020), 신인석·강현주 (2021) 등이 LW (2003) 방식을 활용하여 실질중립금리를 분석하였다. 동 방식은 추정과정이 비교적 용이하고 동일한 모형 체계를 활용하여 국가별 비교 등이 가능하다는 장점이 있으나, 추정의 불확실성이 상대적으로 큰 것으로 알려져 있다. 이러한 LW (2003) 방식의 한계점을 보완하고 실제 경제여건을 더욱 정확히 반영하기 위한 후속 연구들이 계속 이어지고 있다. 우선 LW (2003) 방식을 원용 및 수정한 연구들이 있다. Lewis and Vazquez-Grande (2017)은 LW (2003) 및 Holston *et al.* (2017) 방식의 실질중립금리 추정 모형 내 잠재성장률(g_t)과 기타요인(z_t)을 기존의 Random walk 가정을 AR (1)으로 변경할 경우, 실질중립금리 추정 결과에 유의미한 변화가 있다는 연구결과를 발표하였다.⁶⁾ Wynne and Zhang (2017)은 개방경제부문을 명시적으로 반영하기 위해 LW (2003) 모형에 해외부문 필립스곡선과 잠재성장률을 추가하여 미국과 일본의 실질중립금리를 추정하였는데, 글로벌 금융위기 이후 미국의 경기회복이 일본의 실질중립금리 상승에도 영향을 미친 것으로 분석하였다. 한편 LW (2003) 형태의 축약형 준구조모형에서 더 나아가, 가계·기업·해외 등 다양한 경제주체들을 정교하게 포함한 구조모형 (structural model)을 활용한 연구들도 있다. Smet and Wouters (2007), Curdia *et al.* (2015), Del Negro *et al.* (2017) 등은 DSGE 형태의 구조모형 등을 활용하여 실질중립금리를 추정하였다. 동 방식은 추정치의 불확실성이 상대적으로 작고 실질중립금리 변동에 대한 구조적 요인 분석들이 가능하지만, 모형 설정 등에 있어 오류 발생 가능성이 상존한다는 한계가 있다.

금융위기 이후 실질중립금리와 관련하여 학계와 BIS 등에서는 크게 두 가지 방향을 중심으로 주요 연구들이 진행되었다. 첫째는 실질중립금리의 추세적 하락 현상에 대한 논의이다. Holston *et al.* (2017)이 LW (2003) 방법론을 활용하여 선진 4개국 (미국, 유로, 영국, 캐나다)을 대상으로 실질중립금리를 추정한 결과 각국에서 공통적으로 실질중립금리가 장기적인 하락세를 나타내는 것으로 분석되었다. 동 현상에

5) 미국, 유로, 영국, 일본, 캐나다, 스웨덴, 스위스 기준.

6) 동 연구는 기타요인(z_t)이 AR (1) 가정 하에서 정상과정 (stationary process)을 따르는 경우 Random walk 가정에서 도출된 추정치에 비해 금융위기 이후의 실질중립금리가 상당부분 높게 추정되는 결과를 제시하였다.

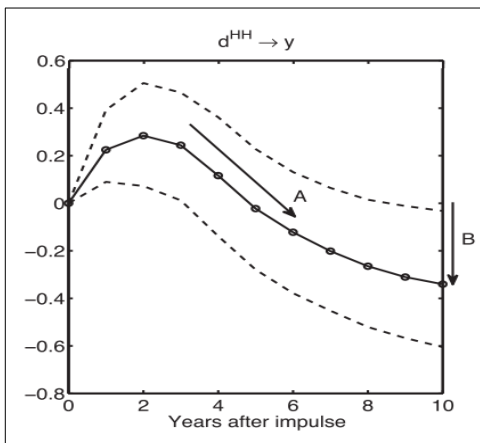
대해 Summers and Rachel (2019) 등은 저출산과 같은 인구구조 변화 등으로 투자수요가 감소하고 생산성이 하락하면서 잠재성장률이 둔화되는 데 기인할 가능성을 제기하였다.⁷⁾ 이와 관련하여 Eggertsson (2019) 은 1970~2015년중 미국의 실질중립금리가 약 4%p 정도 하락한 것으로 분석하면서 출산을 하락과 생산성 둔화가 주요 요인이라는 연구결과를 발표하였다.

실질중립금리와 관련한 또 다른 주요 논의는 저금리 장기화 등에 따른 부채증대와 관련한 시각이다. Borio (2017), Borio *et al.* (2019) 등은 주요국의 통화정책 운영 패턴을 살펴본 결과, 경기회복기중 금리인상으로 대응하는 정도에 비해 경기둔화기에 금리인하로 대응하는 정도가 상대적으로 강한 것으로 나타났으며, 경기변동에 대응한 비대칭적 통화정책 운영은 장기적으로 정책금리와 시장금리 수준을 지속적으로 하락시키고 민간부채를 증대시켜 소비 등 성장을 둔화시키고 위기발생 가능성을 높이면서 실질중립금리에도 하락압력으로 작용하게 된다는 견해를 밝혔다. Choi *et al.* (2015), End and Hoeberichts (2018) 등은 저금리 기조가 장기화될수록 저생산성 부문으로 유입되는 대출 증가로 금융자원 배분의 효율성이 저하되고 경제전체의 TFP가 둔화되면서 실질중립금리의 핵심요인인 잠재성장률이 하락한다는 연구결과를 발표하였다. 또한 금융위기 이후 국내외 학계에서는 가계부채 누증이 실물경제에 중기적으로 하방요인으로 작용하게 된다는 다수의 연구결과들이 발표되었다. 대표적인 사례로 Schularick and Taylor (2012) 는 1870년부터 2008년까지 기간 중 선진 14개국을 대상으로 유동성, 민간신용 변화와 금융위기 발생 간의 관계 등을 연구하였다. 선진국에서는 2차 세계대전 이후 은행들이 예금 이외 부채를 이용한 자금조달을 통한 여신을 증가시키면서 GDP대비 민간신용비율이 빠른 속도로 상승하였는데, 이로 인해 금융위기가 발생하는 등 금융·경제 안정이 저해되었다는 사실을 밝혔다. Jordà, Schularick, and Taylor (2015) 는 1870년부터 2013년까지 선진 17개국을 대상으로 신용증가와 자산가격 버블 형성, 위기 발생 및 그 이후의 경기회복 과정을 분석하였다. 연구결과, 민간신용 증가를 배경으로 자산가격 버블이 형성될 경우 위기발생 가능성이 매우 높아지며, 위기 발생 이후에는 경기침체 기간이 더욱 장기화된다는 분석결과를 발표하였다. 특히 자산시장 중에서는 주가보다는 주택가격에 버블이 발생했을 경우 경기에 미치는 부정적 효과가 더욱 확대되는 것으로 나타났다.⁸⁾ Mian *et al.*

7) Summers (2015) 는 주요 선진국의 장기금리가 1990년대 이후 추세적으로 하락세를 지속해 온 현상에 대해 각국의 투자수요 부진에 기인한 것으로 평가하면서, 장기침체가설(Secular Stagnation Hypothesis)을 제기하였다.

(2017)은 1960년부터 2012년 기간 중 총 39개국을 대상으로 GDP대비 가계신용비율 변화와 성장 간의 관계를 연구하였다. 분석결과 가계신용비율 증가는 단기적으로 경기회복을 지원하나, 중기적으로는 성장을 둔화⁸⁾시키는 요인으로 작용함을 밝혔다. 국내 연구에서도 강종구(2017)는 가계부채 증가에 따른 유량효과(flow effect)는 단기적으로 소비와 성장을 촉진하지만 부채누적에 따른 저장효과(stock effect)는 소비와 성장을 저해하는 것으로 분석하였다. 2000년대 이후 국내 가계부채 증가 심화에 따라 긍정적인 유량효과가 축소된 반면, 성장을 둔화시키는 부정적인 저장효과는 확대된 것으로 나타났다.

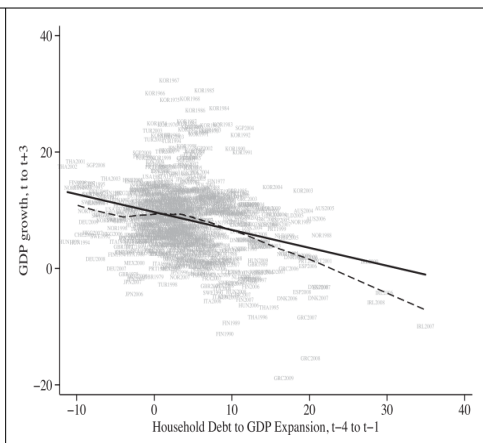
〈그림 1-1〉 가계신용비율(명목GDP대비) 증가가
실질GDP에 미치는 효과 분석¹⁾



주: 1) 가로축은 연도(year) 기준.

자료: Mian *et al.* (2017)의 Figure I 재인용.

〈그림 1-2〉 가계신용비율(명목GDP대비)과
실질GDP 증가율 변화¹⁾



주: 1) 가로축은 t-4~t-1년간 가계신용비율, 세로
축은 t+0~t+3년간 GDP 성장률을 의미.

자료: Mian *et al.* (2017)의 Figure III 재인용.

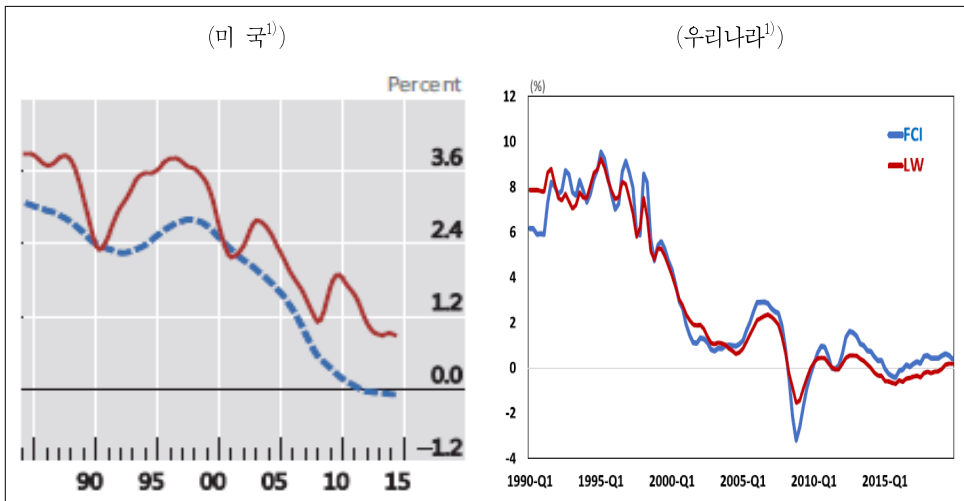
이와 같이 글로벌 금융위기 발생을 배경으로 가계부채 누증 등 금융불균형 누적이 거시경제에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 고려하여, 실질중립금리 추정에 있어서도 기존의 실물부문 외에 금융부문까지 종합적으로 고려한 연구들이 활발히 진행되고 있

8) 경기침체 발생 이후 2년차가 도래하면 회복국면으로 진입하는 것이 일반적인 경기변동의 특징이나, 높은 수준의 가계신용과 주택가격 버블이 함께 나타난 이후 경기침체가 발생하는 경우에는 5년이 경과하여도 경기둔화 국면이 지속되는 것으로 분석되었다.

9) 과거 3년간 GDP대비 가계신용비율이 6.2%p 상승할 경우 향후 3년간 실질 GDP성장률은 약 2.1%p 하락하는 것으로 분석되었다.

다. Borio *et al.* (2013)은 이에 대한 구체적 연구 방향을 최초로 제시하였는데 금융 상황이 중기시계의 실물경제에 파급될 수 있음을 고려하여 GDP에서 금융부문에 의해 영향을 받는 부문을 제거한 이후 잠재성장률과 실질중립금리를 추정하였다. 또한 Kiley (2015), Juselius *et al.* (2016) 등은 LW (2003) 모형 체계의 IS곡선에 금융안정 관련 변수(회사채 스프레드, DSR, 가계신용 관련 변수 등)를 추가하여 실질중립금리를 산출하였으며, Hakkio and Smith (2017)은 실질중립금리 결정식에 시장금리 기간프리미엄과 회사채 프리미엄 등을 추가하여 실질중립금리를 추정하였다.¹⁰⁾ 한편 Lee *et al.* (2020)은 LW (2003) 모형의 IS곡선에 민간신용갭과 글로벌 금융순환변수를 추가하여 일본과 우리나라의 실질중립금리를 분석하였으며, 이동진·함준호 (2021)는 금융순환(financial cycle)이 거시경제에 미치는 영향을 고려하여 금융중립적(finance-neutral) 잠재성장률과 실질중립금리를 추정하였다.

〈그림 2〉 금융상황을 고려한 주요 국내의 실질중립금리 연구결과



주: 1) 파란색 점선은 LW(2003), 빨간색 실선은 금융중립적 실질중립금리를 의미
주: 1) 빨간선은 LW(2003), 파란선은 금융중립적 실질중립금리를 의미

자료: Juselius *et al.* (2016)

자료: 이동진·함준호(2021)

10) Kiley (2015), Juselius *et al.* (2016), Hakkio and Smith (2017) 등의 주요 연구들은 민간신용 등 금융변수들이 실물경제 흐름에 상당한 영향을 미칠 수 있음에도 불구하고 이를 고려하지 않고 실질중립금리를 추정할 경우, 중요변수 누락과 모형설정 오류 등을 통해 실질중립금리 추정 결과의 신뢰성이 저하될 수 있다고 평가하고 있다.

이같은 연구들의 세부 추정방식은 모두 상이하나, 금융상황이 완화적(금융순환이 확장적)일 경우에는 실질중립금리 추정치가 기존 LW(2003) 방식에 비해 높게 산출되고 있다는 점이 공통적이다. 금융위기 이후 저금리 현상이 장기간 지속되는 등 완화적인 금융여건 하에서 금융시장의 위험 프리미엄 수준이 매우 낮아지거나 가계부채 증가 등으로 금융불균형이 누적되는 상황에서는 실물부문과 금융부문을 모두 고려하는 균형금리 수준이 실물경제 여건만을 고려하는 경우에 비해 보다 높아지게 됨을 의미한다. 동 연구들은 완화적 금융여건이 장기간 지속되고 민간신용이 큰 폭으로 증가하면서 위기발생 가능성이 높아지는 상황에서는 안정적인 거시경제 흐름이 장기적으로 지속가능하지 않다는 점에 기반하고 있다. 앞 페이지의 <그림 2>는 금융상황을 고려한 실질중립금리 분석에 대한 주요 국내외 연구결과를 나타내고 있다.

Ⅲ. 모형설정 및 추정결과

본고에서는 성장과 물가 상황만을 고려하는 LW(2003) 기반의 실질중립금리와 함께 금융안정을 종합적으로 고려한 실질중립금리를 분석하고 두 방식의 추정결과를 비교해 보았다. 앞서 소개한 바와 같이 국내연구(이동진·함준호, 2021)에서 금융중립적(finance neutral) 잠재성장률과 실질중립금리를 분석한 연구사례가 이미 있으므로, 본 연구에서는 IS곡선에 금융안정 관련 변수를 추가하는 방식을 통해 실질중립금리를 추정하였다. 주요 금융안정 변수로는 가계신용갭을 선정하였으며, 이는 우리나라에서 금융위기 이후 장기간에 걸쳐 가계부채를 중심으로 금융불균형이 누적되어 온 점과 BIS 등 주요 국제기구가 금융안정 상황을 판별할 수 있는 주요지표로써 가계신용갭 활용을 권고하고 있는 점 등을 고려한 것이다. 주요 선행연구로는 Juselius *et al.* (2016) 등이 IS곡선에 금융안정 변수로 소득대비 부채 상황 등을 포함하여 미국의 실질중립금리를 산출하였다. 본 연구에서는 명목GDP 대비 가계신용 비율을 대상으로 추세를 제거하여 가계신용갭을 산출하였으며, 추세 추정은 국내외 선행연구를 참고하여 Hodrick-Prescott 필터(이하 HP 필터) 방식을 활용하였다. 아울러 추세 추정 방식에 따라 가계신용갭 산출결과가 상이해질 수 있는 점을 고려하여 HP 필터 이외에 BP(Band-Pass)와 Hamilton 필터 방식도 추가하여 추정결과의 강건성을 검증해 보았다. 분석대상 기간은 1995년부터 2021년¹¹⁾까지이며, 모형 추정은 최우추정법

11) HP 필터 활용시 시계열 끝단 추정결과가 불안정(end-point bias problem)한 부분을 고려하여

(MLE)을 활용하였다.¹²⁾

1. LW(2003) 기본모형

실질중립금리 추정을 위한 기본모형은 LW(2003)을 준용하였으며, 모형구조는 다음과 같다.

I. IS곡선

$$y_t - y_t^* = a_1(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + a_2(y_{t-2} - y_{t-2}^*) + a_3/2 \sum_{i=0}^1 (r_{t-i} - r_{t-i}^*) + \epsilon_t^y \quad (1)$$

II. 필립스곡선

$$\begin{aligned} \pi_t = & b_1\pi_{t-1} + b_2\pi_{t-2,4} + (1-b_1-b_2)\pi_{t-5,8} + b_3(y_{t-1} - y_{t-1}^*) \\ & + b_4(imp_t - \pi_t) + \epsilon_t^\pi \end{aligned} \quad (2)$$

III. 잠재GDP

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_t + \epsilon_t^{y^*} \quad (3)$$

IV. 잠재성장률

$$g_t = g_{t-1} + \epsilon_t^g \quad (4)$$

V. 실질중립금리

$$r_t^* = cg_t + z_t \quad (5)$$

VI. 기타요인

$$z_t = \rho z_{t-1} + \epsilon_t^z \quad (6)$$

모형 추정을 위한 자료는 실제로 2022년 4/4분기까지 활용하였다. 이중 2022년 3/4~4/4분기 GDP와 물가는 한국은행 조사국 전망치(2022. 5월 기준)를 활용하였고 2022년 2/4~4/4분기중 가계신용갭은 AR(2) 모형을 바탕으로 추정된 전망치를 이용하였다.

- 12) 최우추정법(MLE)을 통해 추정하는 과정에서 발생할 수 있는 pile-up 문제를 해소하기 위해 median-unbiased estimator 방식을 활용하였다. 자세한 내용은 <부록 1> “실질중립금리 추정 모형 세부구조”를 참고하기 바란다.

단, y_t : 실질GDP, y_t^* : 잠재GDP, r_t : 실질기준금리, r_t^* : 실질중립금리
 π_t : 근원물가상승률, $\pi_{t-2,4}$, $\pi_{t-5,8}$: 근원물가상승률(각각 t-2~4분기, t-5~8분기 이동평균 기준), imp_t : 수입물가상승률, g_t : 잠재성장률, z_t : 기타요인

LW(2003) 방식을 준용한 기본모형은 이미 잘 알려진 바와 같이 크게 IS곡선과 필립스곡선으로 구성되어 있다. 식 (1)의 IS곡선에서 y_t 와 y_t^* 는 각각 로그 기준의 실질 GDP와 잠재GDP를 의미하며, $y_t - y_t^*$ 는 GDP갭을 나타낸다. 동 식의 GDP갭($y_t - y_t^*$)은 과거 자기 시차변수와 실질금리갭($r_{t-i} - r_{t-i}^*$)에 의해 영향받는 것으로 설정되어 있다. 여기서 실질금리갭을 구성하는 r_t 와 r_t^* 는 각각 실질기준금리¹³⁾와 실질중립금리를 의미한다. 식 (2)의 필립스곡선에서 π_t 는 근원물가 상승률(농산물 및 석유류 제외 기준, 전년동기대비)을 의미하며, 과거 자기 시차변수 뿐만 아니라 GDP갭과 공급충격 등을 나타내는 수입물가 상승률(원화 기준)에 영향받는 것으로 모형화되었다. 식 (3)과 식 (4)는 각각 잠재GDP(y_t^*)와 잠재성장률(g_t)을 설정하는 식이며, 식 (5)와 식 (6)은 각각 실질중립금리(r_t^*)와 기타요인(z_t)을 모형화하는 식이다. 여기서 실질중립금리(r_t^*)는 잠재성장률(g_t)과 기타요인(z_t)에 의해 영향받는 것으로 설정되어 있다.

본 연구에서는 LW(2003) 방식과 관련한 후속 연구들을 참고하여 세부 모형들을 다음과 같이 3가지로 구분하였다. 첫째 방식은 기타요인(z_t)식에서 LW(2003) 방식을 따라 $\rho = 1$ 의 가정을 부여한 경우¹⁴⁾(이하 ‘모형 1’)이고, 두 번째 방식은 모형 내 모수에 아무런 제약을 부과하지 않는 경우(이하 ‘모형 2’)이며, 세 번째 방식은 실질중립금리(r_t^*) 결정식에서 잠재성장률(g_t)에 대응하는 모수(c)에 1을 부여하는 경우¹⁵⁾(이하 ‘모형 3’)이다. 동 모형에서 각 오차항은 $\epsilon_t^i \sim i.i.d N(0, \sigma_i^2)$ 을 가정하였다.

13) 실질기준금리는 콜금리에서 근원물가 상승률(전년동기대비 기준)을 차감하여 산출하였다.

14) LW(2003)은 Unit-Root Process를 가정($\rho = 1$)하였으나, Lewis and Vazquez-Grande(2017) 등의 후속 연구에서는 ρ 에 대한 아무런 제약을 부과하지 않고 기타요인 동학을 AR(1)으로 가정하여 실질중립금리를 추정하였다.

15) Holston, Laubach and Williams(2017) 등은 잠재성장률과 실질중립금리 간의 관계를 추정하는 데 있어 애로사항이 존재하는 점을 고려하여 모수(c)에 1을 부여하여 실질중립금리를 추정하였다.

이에 따라 실질중립금리(r_t^*)를 정의하는 식 (5)에서 잠재성장률(g_t)에 부여되는 계수(c)의 제약 여부에 따라 계수(c)에 특정 제약을 부여하지 않은 경우는 모형 1~2로, 계수(c)를 1로 제약을 부여한 경우는 모형 3으로 설정하였다. 또한 식 (6)에서 기타요인(z_t)의 과거 전기 시차(z_{t-1})에 부여되는 계수(ρ)의 제약 여부에 따라서는 계수(ρ)에 1로 제약을 부여한 경우는 모형 1로, 특정 제약을 부여하지 않은 경우는 모형 2와 모형 3으로 구분하였다. 이에 대한 세부모형 분류는 <표 1>과 같으며, 모형별 추정결과는 <표 2>와 <그림 3>에 나타나 있다.

<표 1> 모수 제약 여부에 따른 모형 분류

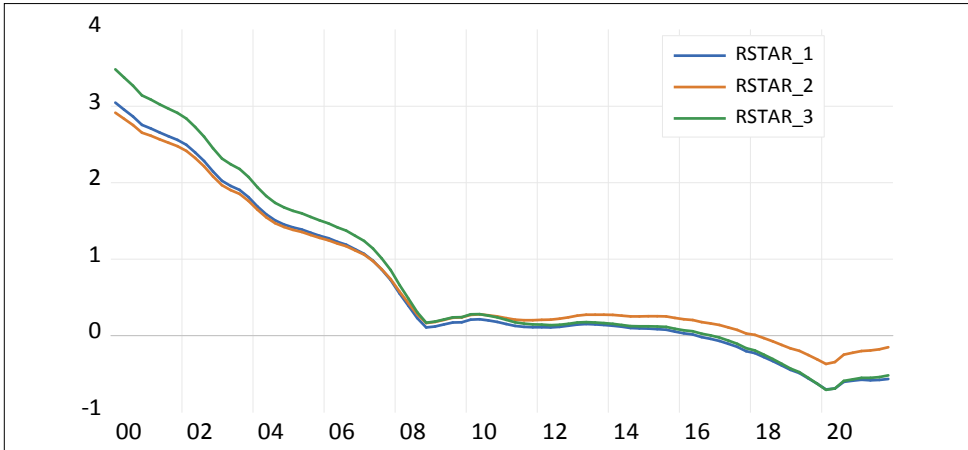
(모수 제약)	($\rho=1$ 가정)	(ρ : 제약 없음)	(ρ : 제약 없음)
(c : 제약 없음)	모형 1	—	—
(c : 제약 없음)	—	모형 2	—
($c=1$ 가정)	—	—	모형 3

<표 2> LW(2003) 방식을 준용한 모형별 실질중립금리 추정결과¹⁾

구분	모형 1	모형 2	모형 3
[IS곡선]			
a_1	1.249***	1.257***	1.231***
a_2	-0.445***	-0.451***	-0.432***
a_3	-0.150***	-0.140**	-0.149**
[필립스곡선]			
b_1	1.061***	1.060***	1.065***
b_2	-0.256***	-0.255***	-0.258***
b_3	0.093***	0.094***	0.092***
b_4	0.019***	0.019***	0.018***
[기타요인]			
ρ	$\rho=1$ 가정	0.992***	0.998***
[실질중립금리]			
c	0.828**	0.772**	$c=1$ 가정
log likelihood	-249.630	-249.574	-249.794
AIC	4.654	4.671	4.657
SIC	4.921	4.962	4.924

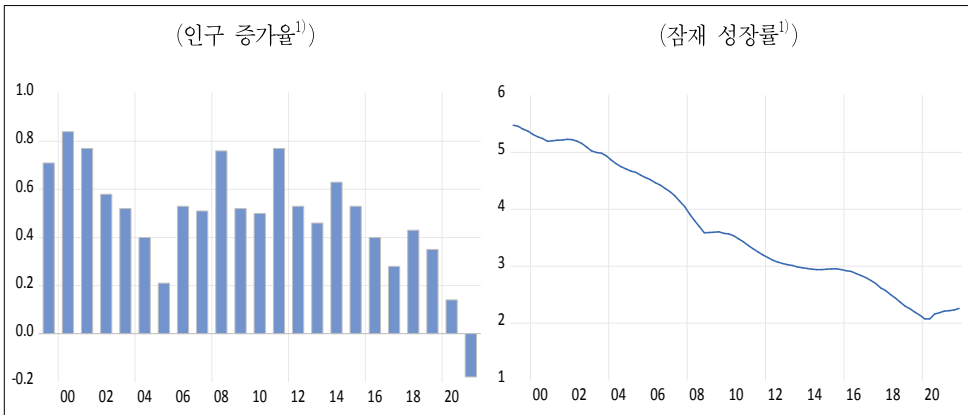
주: 1) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 내에서 유의.

〈그림 3〉 LW(2003) 방식을 준용한 모형별 실질중립금리 추정결과¹⁾



주: 1) 2000-2021년 기준. RSTAR_1, 2, 3은 각각 모형 1, 2, 3으로부터 추정된 실질중립금리를 의미.

〈그림 4〉 인구 증가율 및 잠재 성장률



주: 1) 전년대비 증가율 기준(%).

자료: 통계청.

주: 1) 모형 1, 2, 3으로부터 도출된 연간 잠재성장률 추정치 평균 기준(%).

자료: 저자 추정.

LW(2003) 방식에 따른 세 가지 모형을 통한 실질중립금리 추정치는 국내 주요 선행 연구¹⁶⁾와 동일하게 모두 장기적인 하락추세를 나타내고 있으며, 이는 인구 증가율 둔화 등에 따른 국내 잠재성장률의 둔화 지속¹⁷⁾ 등에 크게 기인하는 것으로 해석된다.

16) 김민수·박양수(2013), 오형석(2014), 이재준·배진호(2015), 신인석·강현주(2022) 등을 참고하기 바란다.

17) LW(2003)을 준용한 모형 1, 2, 3을 통한 평균 잠재성장률 추정치(연간기준)를 살펴보면 2010

2. 가계신용갭 고려 모형

본절에서는 Juselius *et al.* (2016)¹⁸⁾ 등을 참고하여 LW(2003) 모형의 IS곡선에 가계신용갭을 추가하여 실질중립금리를 추정하였으며, 세부 모형구조는 다음과 같다.

I. 가계신용갭 포함 IS곡선

$$y_t - y_t^* = a_1(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + a_2(y_{t-2} - y_{t-2}^*) + a_4 hhcgap_{t-1} + \epsilon_t^y + a_3/2 \sum_{i=0}^1 (r_{t-i} - r_{t-i}^*) \quad (7)$$

II. 필립스곡선

$$\pi_t = b_1\pi_{t-1} + b_2\pi_{t-2,4} + (1 - b_1 - b_2)\pi_{t-5,8} + b_3(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + b_4(imp_t - \pi_t) + \epsilon_t^\pi \quad (8)$$

III. 잠재GDP

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_t + \epsilon_t^{y^*} \quad (9)$$

IV. 잠재성장률

$$g_t = g_{t-1} + \epsilon_t^g \quad (10)$$

V. 실질중립금리

$$r_t^* = cg_t + z_t \quad (11)$$

VI. 기타요인

$$z_t = \rho z_{t-1} + \epsilon_t^z \quad (12)$$

VII. 가계신용갭

$$hhcgap_t = \gamma_1 hhcgap_{t-1} + \gamma_2 hhcgap_{t-2} + \gamma_3 hhcgap_{t-3}$$

년말 3.5% 수준에서 2015년말 3.0%로 하락한 데 이어 코로나19 위기 이후인 2021년말에는 2.3% 수준으로 상당폭 하락한 것으로 나타났다.

- 18) Juselius *et al.* (2016)은 소득 증가와 자산가격 상승을 초과한 민간신용 증가 규모를 leverage gap으로 정의하고, 동 leverage gap을 IS곡선에 포함하여 실질중립금리를 추정하였다. 동 연구에서는 leverage gap이 확대될수록 성장(GDP갭)은 둔화되는 것으로 분석되었다.

$$+ \gamma_4/2 \sum_{i=0}^1 (r_{t-i} - r_{t-i}^*) + \epsilon_t^h \quad (13)$$

단, y_t : 실질GDP, y_t^* : 잠재GDP, r_t : 실질기준금리, r_t^* : 실질중립금리,
 $hmcgap_t$: 가계신용갭, π_t : 근원물가상승률, $\pi_{t-2,4}$, $\pi_{t-5,8}$: 근원물가상승률
 (각각 t-2~4분기, t-5~8분기 이동평균 기준), imp_t : 수입물가상승률,
 g_t : 잠재성장률, z_t : 기타요인

식 (7)의 $hmcgap_t$ 은 가계신용갭을 의미하며, 주요 선행연구¹⁹⁾ 등을 참고하여 HP 필터²⁰⁾를 통해 추정하였다. 필립스곡선, 잠재GDP, 잠재성장률, 실질중립금리 및 기타요인을 나타내는 식 (8)~(12)는 앞 (1)절의 구조와 동일하며, 가계신용갭($hmcgap_t$)을 정의하는 식 (13)은 과거 자기시차 변수²¹⁾와 실질정책금리차($r_{t-i} - r_{t-i}^*$)에 의해 영향받는 것으로 모형화하였다. 이같은 모형구조에서는 실질정책금리차($r_{t-i} - r_{t-i}^*$)가 (7)식을 통해 직접적으로 GDP갭($y_t - y_t^*$)에 영향을 미치는 동시에 식 (13)의 가계신용갭($hmcgap_t$) 경로를 통해서도 GDP갭($y_t - y_t^*$)에 파급된다.²²⁾ 앞 (1)절에서 LW(2003) 형태의 모형을 3가지로 구분한 바 있는데, 가계신용갭을 반영한 동 모형도 모수 제약 여부에 따라 다음과 같은 3가지 경우로 구분하였다 (<표 3> 참조).

<표 3> 가계신용갭 반영 및 모수 제약 여부에 따른 모형 분류

(가계신용갭 반영 및 모수 제약 여부)	($\rho = 1$ 가정)	(제약 없음)	($c = 1$ 가정)
LW(2003) 기본 모형	모형 1	모형 2	모형 3
가계신용갭 반영 모형	모형 4	모형 5	모형 6

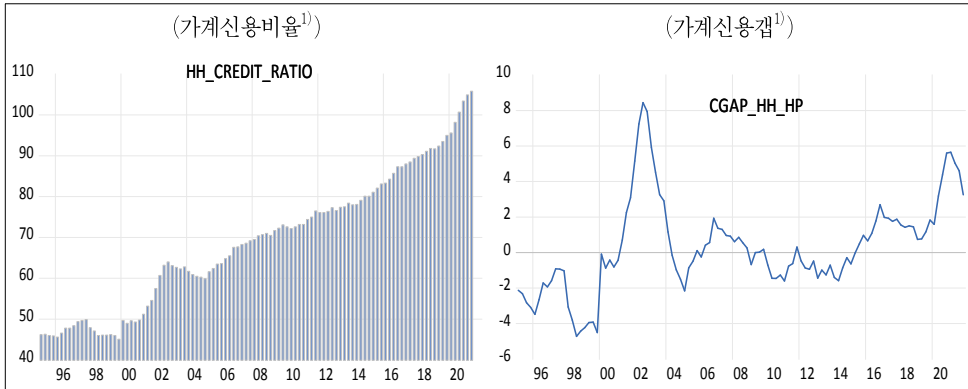
19) 조규환·심원·이항용(2013), “경기대응완충자본 제도의 국내 도입방안”, BOK경제리뷰 2013-2.

20) HP 필터 추정시 평활화 계수(λ)는 한국은행 금융안정보고서 등을 참고하여 25,000으로 설정하였다.

21) 가계신용갭의 부분자기상관함수(PACF)를 참고하여 자기시차의 과거 3분기까지 포함하였다.

22) 이같은 점을 고려할 때 동 모형을 통해 산출한 실질중립금리(r_t^*)는 성장과 물가 등 거시경제와 함께 가계신용 등 금융부문의 안정도 함께 고려하는 균형금리 수준으로 해석할 수 있다.

〈그림 5〉 가계신용비율 추이 및 가계신용갭 추정결과



주: 1) 명목GDP 대비 기준.

자료: BIS 방식을 적용하여 저자 추정.

주: 1) 명목GDP 대비 가계신용 비율에 HP 필터를 적용($\lambda=25,000$)하여 산출.

자료: 저자 추정.

〈그림 5〉에는 명목GDP 대비 가계신용비율과 가계신용갭 추정결과가 나타나 있다. 우선 가계신용갭 변동을 살펴보면, IMF 외환위기가 발생한 1997년말 이후 상당폭 마이너스(-)를 기록한 이후 2001~2002년중 플러스(+) 폭이 크게 확대되었다. 이는 2000년 이후 신용카드 사용을 장려하면서 무분별한 카드발급과 현금서비스 확대 등에 따른 가계신용의 빠른 증가세²³⁾에 주로 기인하였다. 2008년 글로벌 금융위기 이후 가계신용갭은 마이너스(-) 상태를 지속하다가 2014년 3/4분기 이후 마이너스(-) 폭이 빠르게 축소되면서 2015년 3/4분기에는 플러스(+)로 전환되었다. 그 이후로는 가계신용갭이 상승세를 지속하였으며 코로나19 이후인 2021년 1/4분기에 가계신용갭의 플러스(+) 폭이 사상 최대 수준²⁴⁾에 이르는 등 금융순환(financial cycle)의 확장기조가 장기간 이어진 것으로 분석되었다. 주요 선행연구 등에서는 기초경제여건을 벗어난 과도한 신용증가는 경제주체들의 부채상환 부담 증대로 소비 등 경제성장에 부정적 영향을 미치는 것으로 분석되고 있다. 예를 들면, Cechetti *et al.* (2011)은 가계신용규모가 명목GDP 대비 85%를 상회할 경우 성장(GDP)에 하방압력을 미친다는 연구결과를 발표하였으며, Lombardi *et al.* (2017)도 명목GDP 대비 가계신용비율이 60%를 상회할 경우 민간소비를 위축시키며, 동 비율이 80%를 초과할 경우에는 성

23) 신용카드 위기 발생 당시 가계신용은 1999년 4/4분기 266.7조원에서 2002년 4/4분기에는 502.0조원 수준으로 단기간에 큰 폭으로 증가하였다.

24) 가계신용갭: (2014년 2/4분기) -1.6%p → (2018년 4/4분기) +1.4%p → (2021년 1/4분기) +5.6%p.

장(GDP)의 둔화 요인으로 작용한다는 분석결과를 제시하였다. 이같은 주요 선행연구 결과에 비추어 국내 가계신용비율은 상당기간 증가세를 지속하면서 최근 그 수준이 100%를 상회²⁵⁾하고 있는 점을 고려할 때 국내 가계부채 상황은 이미 경제성장의 하방요인으로 작용하고 있는 것으로 판단된다.

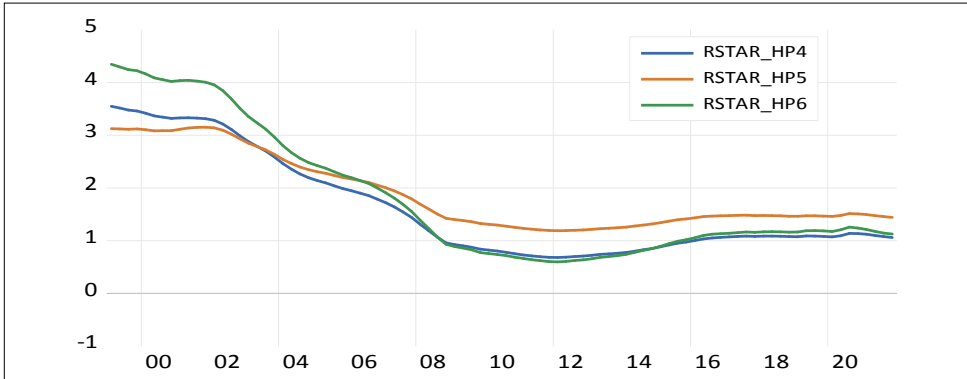
〈표 4〉와 〈그림 6-1〉은 가계신용갭을 반영한 실질중립금리 추정결과이다. 우선 아래 〈표 4〉를 살펴보면, IS곡선인 식 (7)에서 가계신용갭($hbcgap_t$) 추정계수(a_4)의 부호가 마이너스(-)로 나타나 가계신용갭($hbcgap_t$)이 확대될수록 실질경제(GDP)갭, $y_t - y_t^*$ 에 하방압력으로 작용하는 것으로 분석되었다. 식 (13)에서는 실질정책금리차($r_{t-i} - r^{*t-i}$)의 추정계수(γ_4) 부호가 마이너스(-)로 추정되어 실질기준금리가 실질중립금리를 하회할 경우 가계신용갭을 확대시키고, 반대로 실질기준금리가 실질중립금리를 상회할 경우에는 가계신용갭을 축소시키는 것으로 분석되었다.

〈표 4〉 가계신용갭 반영 실질중립금리 추정결과¹⁾

구분	모형 4	모형 5	모형 6
[IS곡선]			
a_1	1.295***	1.309***	1.278***
a_2	-0.440***	-0.453***	-0.443***
a_3	-0.150***	-0.126***	-0.134**
a_4	-0.081*	-0.079*	-0.064
[필립스곡선]			
b_1	1.052***	1.050***	1.060***
b_2	-0.243***	-0.241***	-0.248***
b_3	0.098***	0.099***	0.098***
b_4	0.020***	0.020***	0.019***
[기타요인]			
ρ	$\rho = 1$ 가정	0.943***	0.997***
[실질중립금리]			
c	0.693***	0.544***	$c = 1$ 가정
[가계신용갭]			
γ_1	1.079***	1.079***	1.077***
γ_2	0.100	0.098	0.099
γ_3	-0.331***	-0.332***	-0.327***
γ_4	-0.111***	-0.101***	-0.118***
log likelihood	-376.322	-375.946	-377.507
AIC	7.024	7.035	7.045
SIC	7.436	7.472	7.457

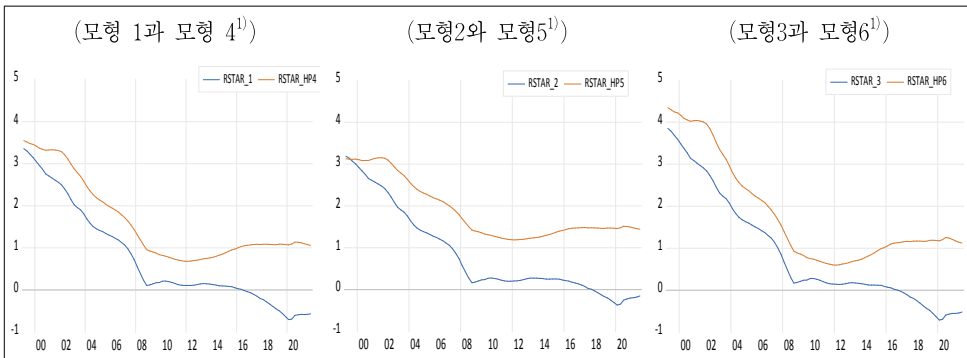
주: 1) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 내에서 유의.

25) 명목GDP 대비 가계신용비율(BIS 방식 적용, 저자 추정): (2010년말) 73.2% → (2016년말) 87.3% → (2022.1/4분기) 105.4%.

〈그림 6-1〉 가계신용갭을 반영한 실질중립금리 추정결과¹⁾

주: 1) 2000~2021년 기준. RSTAR_HP 4, 5, 6은 각각 모형 4, 5, 6으로부터 추정된 실질중립금리를 의미.

〈그림 6-2〉 가계신용갭 반영 여부에 따른 실질중립금리 추정결과 비교



주: 1) RSTAR_1은 모형 1, 주: 1) RSTAR_2는 모형 2, 주: 1) RSTAR_3은 모형 3,
RSTAR_HP4는 모형 4로 RSTAR_HP5는 모형 5로 RSTAR_HP6는 모형 6으
부터 도출된 실질중립금리 의미. 부터 도출된 실질중립금리 의미. 로부터 도출된 실질중립
금리를 의미.

〈그림 6-2〉는 가계신용갭 반영 여부에 따른 실질중립금리 추정결과를 비교하고 있다. 모수 제약 여부에 따라 모형 1과 4, 모형 2와 5, 모형 3과 6의 추정치를 비교해 보면, 공통적으로 가계신용갭을 반영한 실질중립금리 추정결과(모형 4, 5, 6 기준)가 성장과 물가 만을 고려한 LW(2003) 모형 추정치(모형 1, 2, 3 기준)에 비해 높게 산출되고 있다. 이같은 결과는 가계신용갭이 상당폭의 플러스(+)를 나타내는 시기에는 신용시장 등 금융부문의 안정을 종합적으로 고려하기 위한 균형금리 수준이 높아져야 함을 시사하고 있다. 동 결과는 국내 가계신용비율(명목GDP 대비)이 100%를 초과한 상황에서 가계신용 누적이 지속될수록 소비와 성장을 둔화시키는 요인으로 작

용하게 되는 만큼 안정적인 경제성장을 지속적으로 뒷받침하기 위해서는 과도한 가계 부채 수준이 안정화될 필요가 있으며 이를 고려한 경제의 균형금리는 LW(2003) 기본모형에 비해 높은 수준이라는 것을 의미하고 있다. 본고의 연구결과는 주요 선행연구 중 하나인 Lee *et al.* (2020) 과 차별화되고 있다. Lee *et al.* (2020)에서는 IS곡선에 신용갭을 추가하여 일본과 우리나라의 실질중립금리를 산출한 바 있는데, 우리나라 분석 모형에서는 신용갭의 계수가 0으로 추정²⁶⁾되어 신용갭의 변화가 실질중립금리에 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 Lee *et al.* (2020)의 경우 신용갭 고려 여부에 따른 실질중립금리 추정치의 차이가 크지 않은 것으로 분석되고 있다. 본고와 Lee *et al.* (2020) 간 연구결과의 차이는 추정대상 기간 등에 기인하고 있는 것으로 판단된다. Lee *et al.* (2020)의 경우는 1990년부터 2018년까지를 대상으로 하고 있으며, 본고는 1995년부터 최근까지의 실적치를 이용할 수 있는 2022년까지의 데이터를 활용하여 실질중립금리를 추정하고 있다. 국내 가계신용은 금융위기 이후 디레버리징을 경험한 미국 등 주요 선진국과 달리 증가세를 지속해 온 데다 코로나19 위기 이후에는 주택가격 상승을 배경으로 가계신용의 증가 속도가 더욱 가팔라졌다. 이에 따라 명목GDP대비 가계신용비율(저자산출 기준)은 2015년말 83.1%, 2017년말 89.4%에서 2022년 1/4분기 현재 105.4%로 급증하였다. 최근의 국내 가계신용비율은 학계와 주요 국제기구가 분석하고 있는 부채가 경제성장을 둔화시키는 임계치를 이미 상당폭 상회하는 수준으로 평가되며,²⁷⁾ 본고의 분석은 가계부채 누적에 따른 소비와 성장 둔화 효과가 확대되고 있다는 강종구(2017) 등의 주요 연구결과와 부합하고 있다.

이같은 상황은 아래 〈그림 7〉에 나타난 가계신용갭($hhcgap_t$)과 GDP갭($y_t - y_t^*$) 간의 관계에서도 살펴볼 수 있는데, 금융위기 이후 가계신용갭과 GDP갭 간의 마이너스(-) 관계²⁸⁾가 명확해지고 있다는 것이 매우 특징적이다. 이는 금융위기 이후 가계부채 누적²⁹⁾으로 경제주체들의 부채상환 부담이 지속적으로 증대되고 있는 데다 국내 가계신용³⁰⁾의 상당부분이 주택구입 목적으로 활용되면서 생산적인 부문으로의

26) Lee *et al.* (2020)의 Model 2 기준.

27) 본문에서 전술한 바와 같이 Lombardi *et al.* (2017)과 Cechetti *et al.* (2011) 등은 GDP대비 가계신용비율이 각각 80%와 85%를 상회할 경우 가계부채 누적이 성장(GDP)의 둔화요인으로 작용한다는 연구결과를 발표하였다.

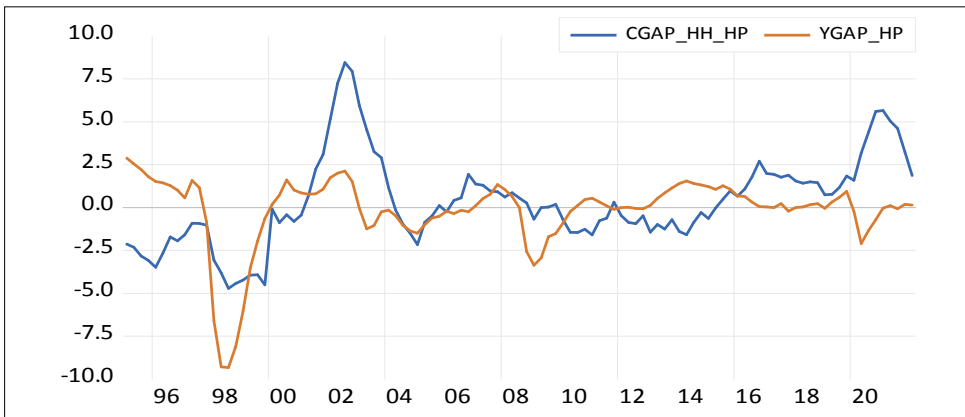
28) 가계신용갭과 GDP갭 간 상관계수: (95~08년) +0.44 → (10~21년) -0.47.

29) 명목GDP 대비 평균 가계신용비율: (95~08년 평균) 56.3% → (10~21년 평균) 85.3%.

30) 한국은행 발표 가계신용 통계 기준으로 주택담보대출은 2010년말 429.3조원에서 2015년말

자금유입이 제약되고 있는 데 기인하는 것으로 해석된다. 그간 주택시장에서 입주 가능한 준공호수가 지속적으로 감소하면서³¹⁾ 신규주택이 원활하게 공급되지 못한 상황에서 기성주택 위주로 거래가 크게 높아졌는데, 가계가 기성주택을 구입할 경우 GDP에는 서비스 항목에 부동산 중개 수익만이 반영되므로 가계신용을 동반한 주택매입 증가에 따른 거시경제의 신규 부가가치(GDP) 창출 기여도는 상당히 제한적³²⁾이다.

〈그림 7〉 가계신용갭 및 GDP갭 추정결과¹⁾



주: 1) CGAP_HH_HP는 가계신용갭, YGAP_HP는 GDP갭 추정치를 의미.

다음 페이지의 〈그림 8〉은 성장과 물가 만을 고려한 LW(2003) 방식(모형 1~3)의 실질중립금리 추정치 평균과 가계신용갭을 반영한 방식(모형 4~6)의 실질중립금리 추정결과를 비교하고 있다. 2002년 카드사태 버블 발생 전후로 가계신용갭 반영 여부에 따른 실질중립금리 추정결과와 격차가 상당폭 증대된 이후 가계신용갭을 반영한 실질중립금리가 LW(2003) 방식의 실질중립금리 수준을 지속적으로 상회해 왔으며, 2015년 이후에는 양자 간 격차가 더욱 확대된 것으로 분석되었다(〈그림 9〉 참조). 이 같은 분석결과와 전술한 바와 같이 금융불균형 누증 현상이 금융·경제 불안요인으로 작용하는 상황에서는 균형금리 수준이 보다 높아져 가계부채 안정화를 유도하여 실물

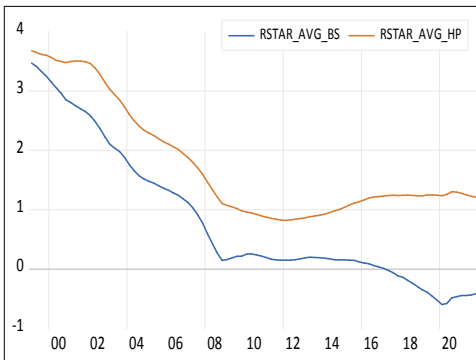
638.3조원으로 증가하였으며, 2021년말에는 984.5조원으로 큰 폭으로 증가하였다.

31) 전국 주택준공호수: (2018년) 62.7만호 → (2019년) 51.8만호 → (2020년) 47.1만호 → (2021년) 43.1만호.

32) 2021년 기준 명목GDP는 총 2,071.7조원이며, 부동산업 부가가치는 147.9조원(총 명목GDP 대비 7.1%)이다. 그런데 부동산업에는 주택거래에 동반되는 부동산 중개 수익 이외에도 자가 주거서비스 및 비주거용 건물 임대 비중이 높으므로, 실제 주택매매에 따른 부동산 중개 수익을 통한 GDP 증가 효과는 크지 않을 것으로 판단된다.

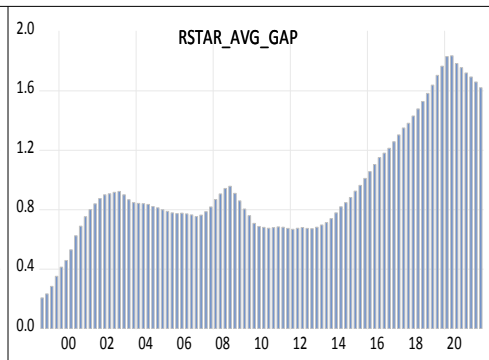
경제에의 부정적 영향을 축소하는 것이 경제전반의 안정을 도모할 수 있다는 것을 시사하고 있다. 이는 가계부채 증가세가 이어지면서 가계신용갭의 확장국면이 지속될 경우에는 성장과 물가 요인만을 고려하는 LW(2003) 기본모형을 통한 실질중립금리 수준이 과소 추정될 수 있으며, 이러한 경우에는 통화정책기조 평가에도 상당한 오차가 발생할 수 있음을 나타낸다.

〈그림 8〉 가계신용갭 반영 여부에 따른 모형별
실질중립금리 추정치 비교¹⁾



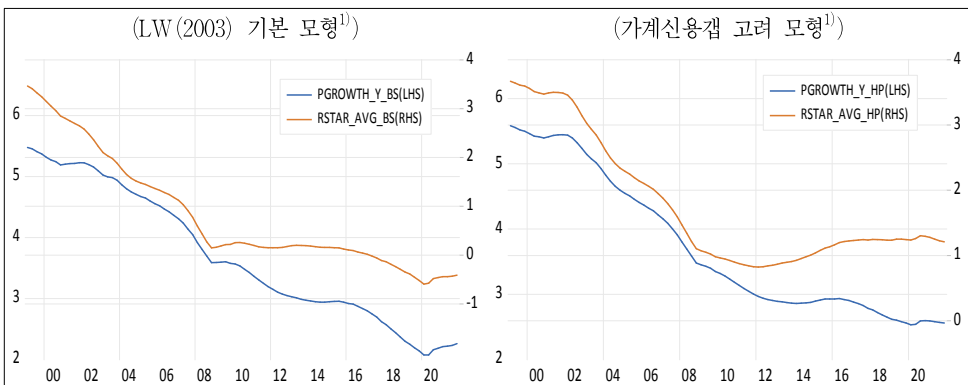
주: 1) RSTAR_AVG_BS는 LW(2003)을 활용한 모형 1~3에서, RSTAR_AVG_HP는 가계 신용갭을 반영한 모형 4~6에서 도출된 실질중립금리 추정치 평균치를 의미.

〈그림 9〉 가계신용갭 반영 여부에 따른
실질중립금리 추정결과 차이¹⁾



주: 1) 가계신용갭을 반영한 실질중립금리 추정치 평균(모형 4~6, RSTAR_AVG_HP)과 LW(2003) 기본모형에 따른 추정치 평균(모형 1~3, RSTAR_AVG_BS) 간 격차(%p).

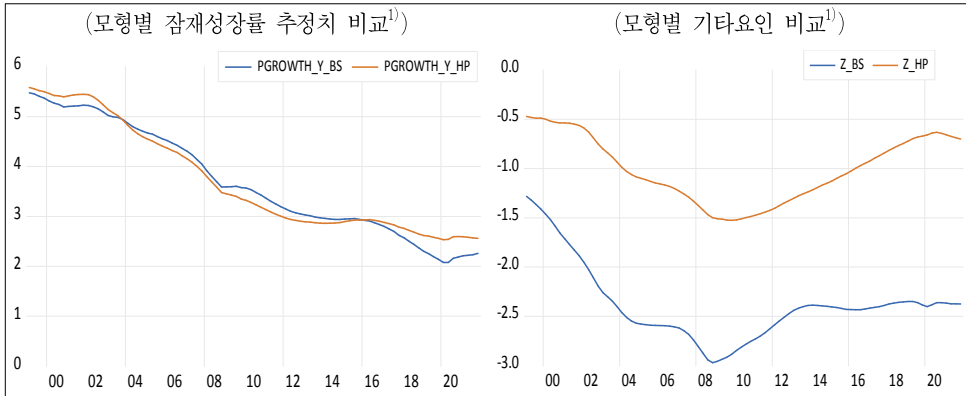
〈그림 10〉 가계신용갭 반영 여부에 따른 모형별 잠재성장률과 실질중립금리



주: 1) PGROWTH_Y_BS와 RSTAR_AVG_BS는 모형 1~3에서 도출된 잠재성장률(좌축)과 실질중립금리(우축) 추정치 평균을 의미.

주: 1) PGROWTH_Y_HP와 RSTAR_AVG_HP는 모형 4~6에서 도출된 잠재성장률(좌축)과 실질중립금리(우축) 추정치 평균을 의미.

〈그림 11〉 가계신용갭 반영 여부에 따른 모형별 잠재성장률과 기타요인



주: 1) PGROWTH_Y_BS는 LW(2003) 방식의 모형 1~3에서, PGROWTH_Y_HP는 가계신용갭을 반영한 모형 4~6에서 도출된 잠재성장률의 평균치를 의미. 주: 1) Z_BS는 LW(2003) 방식의 모형 1~3에서, Z_HP는 가계신용갭을 반영한 모형 4~6에서 도출된 기타요인의 평균치를 의미.

실질중립금리(r_t^*)는 크게 잠재성장률(g_t)과 기타요인(z_t)에 의해 결정되는데, LW(2003) 기본모형과 가계신용갭을 고려한 모형 모두 실질중립금리는 잠재성장률의 하락추세에 상당한 영향을 받고 있는 것으로 나타났다(〈그림 10〉 참조). 이는 실질중립금리는 잠재성장률과 밀접한 양(+)의 관계에 있다는 거시경제의 기본 이론을 반영하고 있다. 다만, 성장과 물가 만을 고려하는 LW(2003) 기본모형에 의한 실질중립금리와 가계신용갭을 반영한 경우의 실질중립금리 추정결과 차이를 유발하는 요인을 분석해 보면 〈그림 11〉에 나타난 바와 같이 주로 기타요인(z_t)에 기인하는 것으로 나타났다. 〈그림 11〉의 좌측 그래프에 나타난 바와 같이 가계신용갭 반영 여부에 따른 잠재성장률(g_t)의 차이는 크지 않은 것으로 나타난 반면, 기타요인(z_t)은 가계신용갭 반영 여부에 따른 추정결과가 상당한 차이를 나타내고 있다. 가계신용갭을 반영한 기타요인 추정치(모형 4~6 평균 기준)는 가계신용갭을 반영하지 않은 경우에 비해 마이너스(-) 폭이 크지 않은 데다 최근 들어서는 마이너스(-) 폭이 빠른 속도로 축소³³⁾되고 있는 것으로 분석되고 있다. 특히 금융위기 이후 가계신용갭 반영 여부에 따른 기타요인 추정치 간 격차는 상당폭의 차이가 발생하고 있다. 이같은 점을 종합적으로 살펴보면, 가계신용갭 반영 여부에 따른 실질중립금리(r_t^*) 추정치 격차는 대

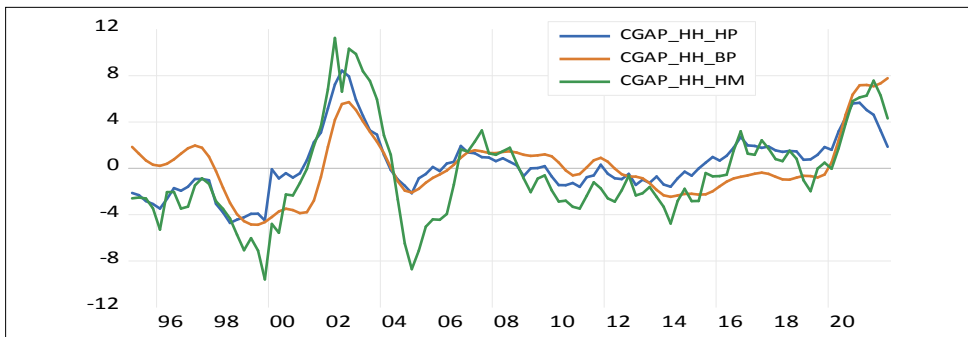
33) 가계신용갭 반영시의 기타요인 추정치(모형 4~6 평균 기준): (2010년말) -1.5% → (2015년말) -1.1% → (2021년말) -0.6%.

부분 기타요인(z_t)의 차이에 기인하고 있는 것으로 평가된다.

3. 여타 가계신용갭 반영 모형

본 절에서는 가계신용갭 추정 과정에 높은 불확실성이 내재되어 있는 점을 고려하여 추세 추정시 앞 절에서 활용한 HP 필터 이외의 방식들을 이용하여 가계신용갭을 산출해 보고 이를 반영하여 실질중립금리를 추정해 보았다. 본 절에서 가계신용갭은 비교적 널리 활용되고 있는 Band-Pass 필터(이하 ‘BP 필터’)와 Hamilton 필터를 적용³⁴⁾하여 산출하였는데, BP와 Hamilton 필터 추정치는 HP 필터 기준 가계신용갭 흐름과 유사하다(〈그림 12〉 참조).

〈그림 12〉 추정방식별 가계신용갭 산출결과¹⁾



주: 1) CGAP_HH_HP, BP, HM은 각각 HP, BP, Hamilton 필터를 활용한 추정결과.

2002년 카드버블 발생시에는 세 가지(HP, BP, Hamilton) 방식을 통한 가계신용갭이 모두 큰 폭의 플러스(+)를 나타냈으며, 금융위기 이후에는 2014년 하반기부터 가계신용갭의 마이너스(-) 폭이 축소되고 플러스(+) 폭이 점차 확대되었다. BP와 Hamilton 필터 방식으로 실질중립금리 추정을 위한 세부 모형은 모수 제약 형태에 따라 〈표 5〉와 같이 구분되며, 가계신용갭을 반영한 실질중립금리 추정결과³⁵⁾는 〈그림 13〉과 〈그림 14〉에 나타나 있다.

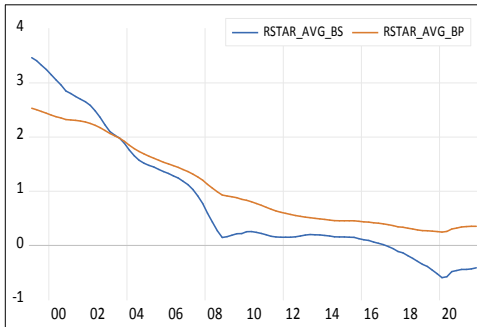
34) Drehmann *et al.* (2011), Drehmann and Yetman (2018)을 참고하여 BP 필터 주기는 6분기~60분기, Hamilton 필터는 $h=10$ (예측기간, look-ahead period), $p=4$ (시차, time lag)로 설정하였다.

35) 앞절과 같이 모수 제약 여부에 따라 모형을 세 가지 형태로 구분하였으며, 모형별 추정결과는 <부록 2>를 참조하기 바란다.

〈표 5〉 모수 제약 형태에 따른 모형 분류

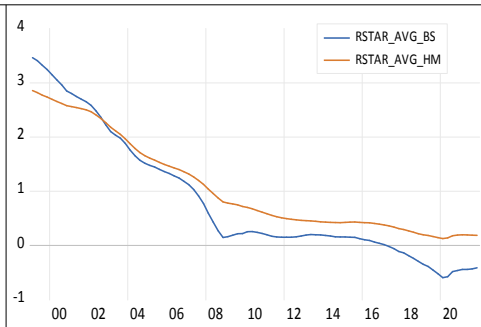
(필터 및 모수 제약 형태)	($\rho = 1$ 가정)	(제약 없음)	($c = 1$ 가정)
BP 필터	모형 7	모형 8	모형 9
Hamilton 필터	모형 10	모형 11	모형 12

〈그림 13〉 BP 필터 기준

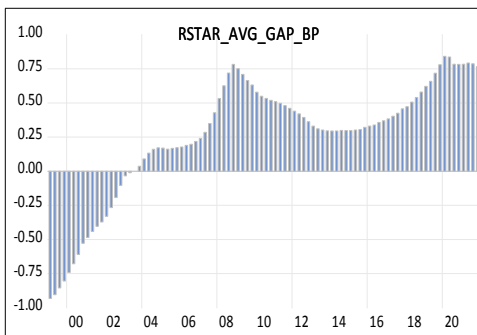
가계신용갭 반영 실질중립금리 추정결과¹⁾

주: 1) RSTAR_AVG_BS, BP는 각각 LW(2003) 방식의 모형 1~3의 실질중립금리 추정치 평균 및 BP 필터를 활용한 가계신용갭 반영 모형 7~9의 실질중립금리 추정치 평균을 의미.

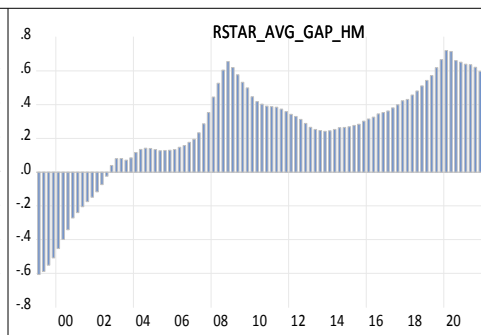
〈그림 14〉 Hamilton 필터 기준 가계신용갭

반영 실질중립금리 추정결과¹⁾

주: 1) RSTAR_AVG_BS, HM는 각각 LW(2003) 방식의 모형 1~3의 실질중립금리 추정치 평균 및 Hamilton 필터를 활용한 가계신용갭 반영 모형 10~12의 실질중립금리 추정치 평균을 의미.

〈그림 15〉 BP 필터 기준 가계신용갭 반영 여부에 따른 실질중립금리 추정결과 차이¹⁾

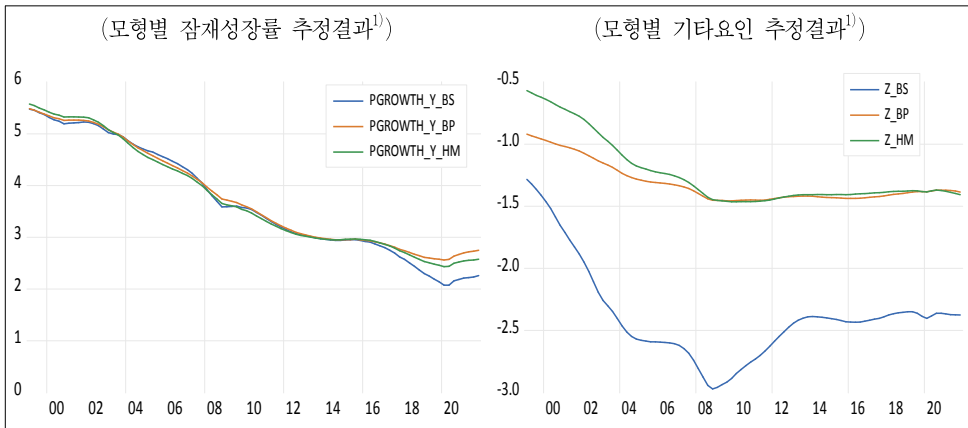
주: 1) BP 필터 기준 가계신용갭 반영 실질중립금리 추정치 평균 (모형 7~9, RSTAR_AVG_BP) 과 LW(2003) 방식에 따른 추정치 평균(모형 1~3, RSTAR_AVG_BS) 간 격차(%p).

〈그림 16〉 Hamilton 필터 기준 가계신용갭 반영 여부에 따른 실질중립금리 추정결과 차이¹⁾

주: 1) Hamilton 필터 기준 가계신용갭 반영 실질중립금리 추정치 평균(모형 10~12, RSTAR_AVG_HM) 과 LW(2003) 방식에 따른 실질중립금리 추정치 평균(모형 1~3, RSTAR_AVG_BS) 간 격차(%p).

앞 페이지의 <그림 13>과 <그림 14>는 성장과 물가 만을 고려한 LW(2003) 방식과 BP 및 Hamilton 필터를 통해 산출한 가계신용갭을 반영한 실질중립금리 추정결과(3가지 모형 평균 기준)를 비교하고 있다. 여기서 LW(2003) 방식은 모형 1~3을 통한 추정치 평균을 의미하며, BP 및 Hamilton 필터를 통한 가계신용갭을 반영한 실질중립금리는 각각 모형 7~9와 모형 10~12의 추정치 평균을 나타낸다. 동 모형들을 통해 분석한 결과에서도 신용카드 사태가 발생한 2002~2003년 이후 가계신용갭을 반영한 실질중립금리가 LW(2003) 방식에 비해 상대적으로 높은 수준으로 추정되었으며, 가계신용갭이 재차 확대되기 시작한 2015년 이후에는 가계신용갭을 반영한 실질중립금리와 LW(2003) 방식의 추정치간 격차도 확대된 것으로 나타났다(<그림 15>, <그림 16> 참조). BP와 Hamilton 필터를 통해 산출한 가계신용갭을 반영한 실질중립금리가 LW(2003) 방식에 비해 높게 추정되는 요인은 앞절에서 분석한 바와 같이 주로 기타요인(z_t)에 기인하는 것으로 나타났다. 가계신용갭 반영 여부에 따라 잠재성장률 추정치는 차이가 크지 않은 반면, 기타요인의 격차는 상당폭 큰 것으로 분석되었다(<그림 17> 참조).

<그림 17> 가계신용갭 반영 여부에 따른 모형별 잠재성장률 및 기타요인 추정결과 비교



주: 1) PGROWTH_Y_BS는 LW(2003) 방식의 모형 1~3에서, PGROWTH_Y_BP, HM은 BP와 Hamilton 필터를 활용한 가계신용갭을 반영한 모형 7~9와 10~12에서 도출된 잠재성장률의 평균치를 의미.

주: 1) Z_BS는 LW(2003) 방식의 모형 1~3에서, Z_BP, HM은 BP와 Hamilton 필터를 활용한 가계신용갭을 반영한 모형 7~9 및 10~12에서 도출된 기타요인 평균치를 의미.

4. 통화정책기조 평가

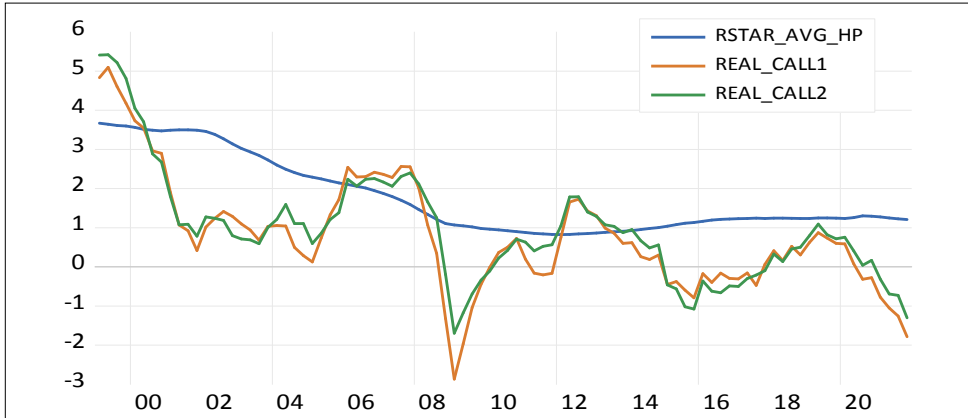
실질중립금리 추정시 다양한 방식의 필터를 활용하여 가계신용갭을 산출한 후 이를 반영하여 분석한 결과, 가계신용갭의 플러스(+) 폭이 확대되는 시기에는 성장과 물가만을 고려한 LW(2003) 방식에 비해 실질중립금리 수준이 높아지는 것으로 분석되었다. 이는 가계부채 증가세가 장기간 지속되는 등의 금융순환(financial cycle) 확장 시기에는 성장과 물가만을 고려하여 설계된 LW(2003) 방식의 실질중립금리가 과소 추정될 수 있으며, 이러한 경우 LW(2003) 기본모형에 기반한 통화정책 기조 평가에 오류가 발생할 수 있음을 시사한다.³⁶⁾

중앙은행의 통화정책 기조가 완화적일수록 가계신용갭의 플러스(+) 폭을 확대시키는 요인으로 작용하게 되는데, 이는 실질정책금리가 실질중립금리를 하회하는 정도가 확대됨을 의미한다. 모형 체계 내에서 실질정책금리(기준금리-근원물가 상승률)가 데이터로 이미 주어진 상황이므로 통화정책의 완화기조가 확대되기 위해서는 실질중립금리 수준이 높아지는 방향으로 추정된다.³⁷⁾ 다음 페이지의 <그림 18>은 가계신용갭을 반영하여 추정한 실질중립금리와 실질기준금리 추이이며, 실질기준금리와 실질중립금리 간 격차는 통화정책기조를 의미한다. 금융위기 이후의 추정결과를 중심으로 살펴보면, 2013년 4/4분기 이후 실질기준금리가 실질중립금리 수준을 지속적으로 하회하고 있는 것으로 나타난 가운데 통화정책기조(실질기준금리-실질중립금리)는 2015년중 완화폭이 크게 확대된 이후 소폭 축소되다가 2021년까지 완화폭이 빠른 속도로 재차 확대된 것으로 나타났다. 이와 같이 우리나라의 통화정책은 금융위기 이후 장기간 완화기조가 지속되어 온 것으로 평가되며, 이는 큰 틀에서 국내 주요 선행연구인 조성훈(2020)³⁸⁾ 등의 분석결과와 부합하는 내용이다.

36) LW(2003) 기본모형에 따른 실질중립금리 추정결과와 이에 따른 통화정책기조 평가는 <부록 1> <참고>의 <그림 19>와 <그림 20>을 참조하기 바란다.

37) 통화정책기조는 실질정책금리차(실질기준금리-실질중립금리)를 통해 평가할 수 있는데, 주어진 실질기준금리 수준 하에서 실질중립금리 추정치가 상향조정될 경우 통화정책의 완화기조는 확대된다.

38) 동 연구는 실질중립금리 산출시 기준금리 대신 장기금리인 국민주택채권 5년물 수익률을 활용하였으며, 우리나라의 통화정책은 2000년대 이후 완화기조가 장기간 지속되어 온 것으로 분석하였다.

〈그림 18〉 가계신용갭 반영(HP 필터 기준) 실질중립금리 추정결과와 실질기준금리¹⁾

주: 1) 2000~2021년 기준. RSTAR_AVG_HP는 HP 필터를 통해 산출한 가계신용갭을 반영한 실질중립금리 추정치 평균(모형 4~6)을, REAL_CALL1과 REAL_CALL2는 근원물가 상승률(REAL_CALL1: 농산물 및 석유류 제외, REAL_CALL2: 식료품 및 에너지 제외 기준)로 실질화한 기준금리를 의미.

IV. 맺음말

실질중립금리는 Wickesll(1898)이 대부시장에서 자금 수요와 공급의 균형을 이루게 하는 금리로서의 개념을 최초 제시한 이후, 뉴케인지안 경제이론 하에서는 성장과 물가 등 실물경제의 균형을 도모하는 금리의 개념으로 재정립되었는데, 동 이론 체계에서는 가계부채 등 신용시장의 균형이 명시적으로 반영되지 못하였다. 그러나 글로벌 금융위기 발생을 계기로 성장과 물가 등 거시경제가 안정된 상황에서도 금융완화 기조가 장기화될 경우 자산가격의 가파른 상승과 민간신용 급증 등을 통해 금융시스템 불안 뿐만 아니라 실물경제에도 막대한 영향이 파급된다는 사실을 경험하면서 중앙은행의 통화정책 운용시 준거(anchor) 역할을 하는 핵심변수인 실질중립금리 산출 시 가계신용 상황 등 금융안정 요인을 함께 고려해야 한다는 견해들이 증대되기 시작하였다.

우리나라에서는 금융위기 이후 가계부채의 디레버리징을 경험한 미국 등과는 달리 가계신용비용이 지속적으로 상승해 왔으며, 특히 코로나19 발생 이후에는 극심한 경제위기에도 불구하고 주택가격의 빠른 상승세를 배경으로 가계부채가 급격하게 증가하는 등 금융불균형 누증 현상이 심화되었다. 본 연구는 이같은 국내 상황을 고려하여 학계와 BIS 등의 주요 선행연구를 참고하여 실물부문과 함께 가계신용갭 등 금융안정 요인을 함께 고려하여 실질중립금리를 추정하였다. 여러 방식을 적용하여 가계

신용갭을 추정해보고 동 결과를 IS곡선에 반영하여 실질중립금리를 분석해 본 결과, 가계신용비율이 빠르게 증가하고 가계신용갭의 플러스(+) 폭이 확대되는 상황에서는 실질중립금리 수준이 기존의 LW(2003) 방식에 비해 높아지는 것으로 나타났으며, 실질기준금리와 실질중립금리 간 격차로 평가되는 통화정책의 완화기조도 확대되는 것으로 분석되었다.

이같은 연구결과에 비추어 볼 때 기초경제여건에 비해 가계부채가 빠르게 증가하는 금융순환 확장기에는 성장과 물가 만을 고려하는 LW(2003) 방식에 따른 실질중립금리 수준과 통화정책의 완화기조가 과소추정될 가능성을 배제할 수 없을 것으로 보인다.³⁹⁾ 따라서 금융불균형이 누증되는 상황에서는 실질중립금리 추정과 이에 기초한 통화정책기조 평가에 더욱 신중을 기해야 할 것으로 판단된다. 소득이나 경제 여건에 비해 통화·신용이 풍부한 완화적 금융여건 하에서는 실물부문 만을 고려하여 실질중립금리를 추정할 경우 정책기조 평가의 정도가 저하될 수 있기 때문이다. 이는 LW(2003) 모형이 최초 발표된 지 20여년이 경과하면서 각국의 금융·경제 상황에도 상당한 변화가 발생한 만큼 이같은 여건 변화가 실질중립금리 추정시에도 적절히 반영될 필요가 있음을 시사한다.

우리나라의 높은 가계신용비율은 주요연구 결과에 비추어 소비와 성장의 하방요인으로 작용할 가능성이 높은 것으로 평가되는 데다 국내외 부정적 금융·경제 충격 발생시 위기 발생 가능성을 높일 수 있다는 점에서 금융불균형 누증이 우리 경제의 불안요인으로 확산되지 않도록 많은 노력을 기울여야 하겠다. 또한 우리 경제의 생산성을 향상시키고 잠재성장률을 제고하기 위한 구조개혁 정책도 강화해 나가야 할 것으로 생각된다. 이같은 정책적 노력을 통해 가계부채 문제를 완화하고 한정된 금융자원이 보다 생산적인 부문으로 유입될 수 있도록 유도하여 우리 경제의 지속가능하고 건전한 발전을 도모해 나갈 필요성이 높은 것으로 판단된다.

■ 참 고 문 헌

1. 강종구, “가계부채가 소비와 경제성장에 미치는 영향 - 유량효과와 저장효과 분석-,” 『경제분석』,

39) 각주 10) 등에서 전술한 바와 같이 Kiley(2015), Juselius *et al.* (2016), Taylor and Wieland (2016), Hakkio and Smith(2017), Lee *et al.* (2020) 등의 주요 선행연구들에서는 금융변수들이 성장 등 거시경제 흐름에 상당한 영향을 미칠 수 있음에도 불구하고 IS곡선에 이를 반영하지 않고 실질중립금리를 추정할 경우, 중요변수 누락과 모형설정 오류 등을 통해 실질중립금리 추정결과의 신뢰성이 저하될 수 있다고 평가하고 있다.

- 제23권 제2호, 2017, pp. 28-57.
2. 김민수 · 박양수, “소규모 개방경제의 특성을 고려한 중립적 실질금리 추정 및 변동요인 분석,” 『경제분석』, 제19권 제4호, 2013, pp. 47-86.
3. 신인석 · 강현주, “한국 통화정책의 최근 기조 평가 및 쟁점,” 『한국경제포럼』, 제14권 제4호, 2022.
4. 오형석, “칼만필터를 이용한 우리나라의 실질중립금리 추정,” 『금융연구』, 제28권 제1호, 2014, pp. 1-26.
5. 이동진 · 함준호, “대내외 금융순환과 중기시계의 경기변동 위험: 통화정책 운영에 대한 시사점,” 『한국경제의 분석』, 제27권 제1호, 2021.
6. 이재준 · 배진호, “위기 이후 통화정책의 방향 및 시사점: 자연이자율 하락을 중심으로,” 『KDI 정책연구시리즈』, 2015-15, 한국개발연구원, 2015.
7. 조성훈, “자연이자율, 잠재성장률과 장기 통화정책기조,” 『계량경제학보』, 제31권 제2호, 2020, pp. 40-69.
8. 조규환 · 심 원 · 이항용, “경기대응완충자본 제도의 국내 도입 방안,” 『BOK경제리뷰』, 2013-2, 한국은행, 2013.
9. 한국은행, 『금융안정보고서』, 2022년 6월.
10. Borio, C., “Secular Stagnation or Financial Cycle Drage?” *Business Economics*, Vol. 52, No. 2, 2017, pp. 89-98.
11. Borio, C., P. Disyatat, M. Juselius, and P. Rungcharoenkitkul, “Why so Low for so Long? A Long-term View of Real Interest Rates,” Bank for International Settlements Working Papers No. 685, 2017.
12. Borio, C., P. Disyatat, and P. Rungcharoenkitkul, “What Anchors for the Natural Rate of Interest?” Bank for International Settlements Working Papers No. 777, 2019.
13. Bouis, R., L. Rawdanowicz, J.-P. Renne, S. Watanabe, and A. K. Chistensen, “The Effectiveness of Monetary Policy since the Onset of the Financial Crisis,” Economics Department Working Paper, No. 1081, OECD, 2013.
14. Cecchetti, S. G., M. S. Mohanty, and F. Zampolli, “The Real Effects of Debt,” BIS Working Papers, No. 352, 2011.
15. Choi, B. D., T. M. Eisenbach, and T. Yorulmazer, “Watering a Lemon Tree: How Heterogeneous Risk Taking Impairs Monetary Policy Transmission,” Staff Report, No. 724, Federal Reserve Bank of New York, 2015.
16. Cúrdia, V., A. Ferrero, G. C. Ng, and A. Tambalotti, “Has U.S. Monetary Policy Tracked the Efficient Interest Rate?” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 70, 2015, pp. 72-83.
17. Drehmann, M., C. Borio, and K. Tsatsaronis, “Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates,” BIS Working Papers, No. 355, 2011.
18. Drehmann, M., M. Juselius, and A. Korinek, “Going with the Flows: New Borrowing, Debt Service and the Transmission of Credit Booms,” NBER Working Papers, No. 24549, 2018.
19. Drehmann, M., and J. Yetman, “Why you should use the Hodrick-Prescott Filter - at Least to Generate Credit Gaps,” BIS Working Papers, No. 744, 2018.
20. Eggertsson, G. B., N. R. Mehrotra, and J. A. Robbins. “A Model of Secular Stagnation:

- Theory and Quantitative Evaluation,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 11, No. 1, 2019, pp.1-48.
21. Van den End, J. W., and Marco Hoeberichts, “Low Real Rates as Driver of Secular Stagnation: Empirical Assessment,” *Japan and the World Economy*, Vol. 46, 2018, pp. 29-40.
 22. Hakkio, Craig S., and A. Lee Smith, “Bond Premiums and the Natural Real Rate of Interest,” Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2017, pp.5-40.
 23. Hamilton, J. D., E. S. Harris, J. Hatzius, and K. D. West, “The Equilibrium Real Funds Rate: Past, Present and Future,” NBER Working Paper, No. 21476, 2015.
 24. Holston, K., T. Laubach, and J. C. Williams, “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants,” *Journal of International Economics*, Vol. 108, 2017, pp. S59-S75.
 25. Hofmann, B., and G. Peersman, “Is there a Debt Service Channel of Monetary Transmission?” BIS Quarterly Review, pp.23-37, December, 2017.
 26. Jordà, Ò., M. Schularick, and A. M. Taylor, “Leveraged Bubbles,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 76, 2015, pp. S1-S20.
 27. Juselius, M., C. Borio, P. Disyatat, and M. Drehmann, “Monetary Policy, the Financial Cycle and Ultra-low Interest Rates,” *International Journal of Central Banking*, Vol. 13, No. 3, 2017.
 28. Kiley, M. T., “What Can the Data Tell Us about the Equilibrium Real Interest Rate?” Finance and Economics Discussion Series No. 2015-077, Federal Reserve Board, 2015.
 29. Laubach, T., and J. C. Williams, “Measuring the Natural Rate of Interest,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4, 2003, pp.1063-1070.
 30. Lee, Dong Jin, Joon-Ho Hahm, Hail Park, and Ki Young Park, “Measuring the Natural Rate of Interest with Financial Gaps: The Cases of Japan and South Korea,” *Japan and the World Economy*, Vol. 54, 2020, pp.1-10.
 31. Lewis, K. F., and F. Vazquez-Grande, “Measuring the Natural Rate of Interest : Alternative Specifications,” Finance and Economics Discussion Series 2017-059, Federal Reserve Board, 2017.
 32. Lombardi, M., M. Mohanty, and I. H. Shim, “The Real Effects of Household Debt in the Short and Long Run,” BIS Working Papers, No. 607, 2017.
 33. Lubik, T. A., and C. Matthes, “Calculating the Natural Rate of Interest: A Comparison of Two Alternative Approaches,” Economic Brief, No. 15-10, Federal Reserve Bank of Richmond, 2015.
 34. Mian, A., A. Sufi, and E. Verner, “Household Debt and Business Cycles Worldwide,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 132, No. 4, November, 2017, pp.1755-1817.
 35. Negro, M. D., D. Giannone, M. P. Giannoni, and A. Tambalotti, “Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest,” Brookings Papers on Economic Activity, 2017.
 36. Reifschneider, D., and J. C. Williams, “Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 32, No. 4, 2000, pp.936-966.
 37. Schularick, M., and A. M. Taylor, “Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008,” *The American Economic Review*, Vol. 102, No.

- 2, 2012, pp.1029-1061.
38. Smets, F., and R. Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, 2007, pp.586-606.
39. Summers, L. H., "Demand Side Secular Stagnation," *American Economic Review*, Vol. 105, No. 5, 2015, pp.60-65.
40. Summers, L. H., and L. Rachel, "On Falling Neutral Real Rates, Fiscal Policy and the Risk of Secular Stagnation," *Brookings Papers on Economic Activity BPEA Conference Drafts*, March 7-8. 2019.
41. Taylor, J. B., "Discretion Versus Policy Rules in Practice," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, 1993, pp.195-214.
42. Taylor, J. B., and V. Wieland, "Finding the Equilibrium Real Interest Rate in a Fog of Policy Deviations," Economics Working Paper, No. 16109, Hoover Institution, 2016.
43. Wicksell, K, "Interest and Prices. A Study of the Causes Regulating the Value of Money," Macmillan, translation of 1898 edition by R.F. Kahn, 1936.
44. Woodford, M., "Interest and Prices," Princeton Univ, 2003.
45. Wynne, M. A., and R. Zhang, "Estimating the Natural Rate of Interest in an Open Economy," Working Paper No. 316, Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute, 2017.

〈부록 1〉 실질중립금리 추정 모형 세부구조

□ LW(2003) 기본모형

I. IS곡선

$$y_t - y_t^* = a_1(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + a_2(y_{t-2} - y_{t-2}^*) + a_3/2 \sum_{i=0}^1 (r_{t-i} - r_{t-i}^*) + \epsilon_t^y \quad (1)$$

II. 필립스곡선

$$\begin{aligned} \pi_t = & b_1\pi_{t-1} + b_2\pi_{t-2,4} + (1-b_1-b_2)\pi_{t-5,8} + b_3(y_{t-1} - y_{t-1}^*) \\ & + b_4(imp_t - \pi_t) + \epsilon_t^\pi \end{aligned} \quad (2)$$

III. 잠재GDP

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_t + \epsilon_t^{y^*} \quad (3)$$

IV. 잠재성장률

$$g_t = g_{t-1} + \epsilon_t^g \quad (4)$$

V. 실질중립금리

$$r_t^* = cg_t + z_t \quad (5)$$

VI. 기타요인

$$z_t = \rho z_{t-1} + \epsilon_t^z \quad (6)$$

단, y_t : 실질GDP, y_t^* : 잠재GDP, r_t : 실질기준금리, r_t^* : 실질중립금리
 π_t : 근원물가상승률, $\pi_{t-2,4}$, $\pi_{t-5,8}$: 근원물가상승률(각각 t-2~4분기, t-5~8분기 이동평균 기준), imp_t : 수입물가상승률, g_t : 잠재성장률, z_t : 기타요인

□ 동 모형을 다음과 같은 상태공간(state-space) 형태로 전환 후 칼만필터링과 최우추정법을 통해 모수를 추정

○ 관측방정식: $y_t = Ax_t + H\xi_t + w_t$, $w_t \sim N(0, R)$

$$o \text{ 상태방정식: } \xi_t = F\xi_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q)$$

$$y_t = [y_t, \pi_t]'$$

$$x_t = [y_{t-1}, y_{t-2}, r_t, r_{t-1}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2,4}, \pi_{t-5,8}, imp_t - \pi_t]'$$

$$\xi_t = [y_t^*, y_{t-1}^*, y_{t-2}^*, g_t, g_{t-1}, z_t, z_{t-1}]'$$

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & \frac{a_3}{2} & \frac{a_3}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_3 & 0 & 0 & 0 & b_1 & b_2 & 1-b_1-b_2 & b_4 \end{bmatrix},$$

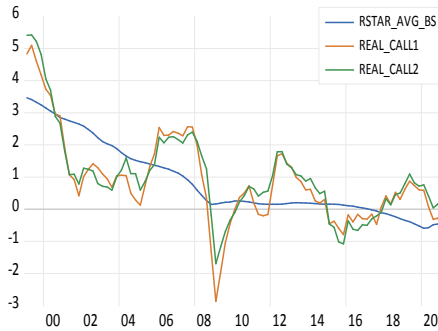
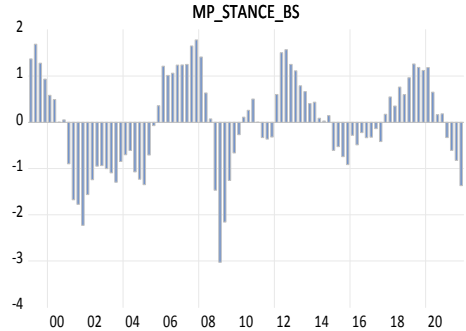
$$H = \begin{bmatrix} 1 & -a_1 & -a_2 & -c\frac{a_3}{2} & -c\frac{a_3}{2} & -\frac{a_3}{2} & -\frac{a_3}{2} \\ 0 & -b_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$F = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad R = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix},$$

$$Q = \begin{bmatrix} (1+\lambda_g^2)\sigma_{y^*}^2 & 0 & 0 & (\lambda_g\sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ (\lambda_g\sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & (\lambda_g\sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & (\lambda_z\sigma_1/a_3)^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

〈참고〉

LW(2003) 기본모형에 따른 실질중립금리와 통화정책기조 평가

〈그림 19〉 실질중립금리와 실질기준금리¹⁾〈그림 20〉 통화정책기조 평가¹⁾

주: 1) 2000-2021년 기준. RSTAR_AVG_BS는 LW(2003) 방식에 따른 실질중립금리 추정치 평균(모형 1~3)을, REAL_CALL1과 REAL_CALL2는 근원물가 상승률로 실질화한 기준금리를 의미.

주: 1) 2000-2021년 기준. LW(2003) 방식에 따른 실질중립금리 추정치 평균(모형1~3)인 RSTAR_AVG_BS와 실질기준금리(REAL_CALL1 기준) 간의 격차(%p).

[2] 가계신용갭 반영 실질중립금리 추정모형

I. 가계신용갭 포함 IS곡선

$$y_t - y_t^* = a_1(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + a_2(y_{t-2} - y_{t-2}^*) + a_3/2 \sum_{i=0}^1 (r_{t-i} - r_{t-i}^*) + a_4 h h c g a p_{t-1} + \epsilon_t^y \quad (7)$$

II. 필립스곡선

$$\pi_t = b_1 \pi_{t-1} + b_2 \pi_{t-2,4} + (1 - b_1 - b_2) \pi_{t-5,8} + b_3 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + b_4 (i m p_t - \pi_t) + \epsilon_t^\pi \quad (8)$$

III. 잠재GDP

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_t + \epsilon_t^{y^*} \quad (9)$$

IV. 잠재성장률

$$g_t = g_{t-1} + \epsilon_t^g \quad (10)$$

V. 실질중립금리

$$r_t^* = cg_t + z_t \quad (11)$$

VI. 기타요인

$$z_t = \rho z_{t-1} + \epsilon_t^z \quad (12)$$

VII. 가계신용갭

$$\begin{aligned} hhcgap_t = & \gamma_1 hhcgap_{t-1} + \gamma_2 hhcgap_{t-2} + \gamma_3 hhcgap_{t-3} \\ & + \gamma_4 / 2 \sum_{i=0}^1 (r_{t-i} - r_{t-i}^*) + \epsilon_t^h \end{aligned} \quad (13)$$

단, y_t : 실질GDP, y_t^* : 잠재GDP, r_t : 실질콜금리, r_t^* : 실질중립금리,
 $hhcgap_t$: 가계신용갭, π_t : 근원물가상승률, $\pi_{t-2,4}$, $\pi_{t-5,8}$: 근원물가상승률
 (각각 t-2~4분기, t-5~8분기 이동평균 기준), imp_t : 수입물가상승률
 g_t : 잠재성장률, z_t : 기타요인

□ 동 모델을 다음과 같은 상태공간(state-space) 형태로 전환 후 칼만필터링과 최
 우추정법을 통해 모수를 추정

○ 관측방정식: $y_t = Ax_t + H\xi_t + w_t$, $w_t \sim N(0, R)$

○ 상태방정식: $\xi_t = F\xi_{t-1} + v_t$, $v_t \sim N(0, Q)$

$$y_t = [y_t, \pi_t, hhcgap_t]'$$

$$x_t = [y_{t-1}, y_{t-2}, r_t, r_{t-1}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2,4}, \pi_{t-5,8}, imp_t - \pi_t, hhcgap_{t-1}, \\ hhcgap_{t-2}, hhcgap_{t-3}]'$$

$$\xi_t = [y_t^*, y_{t-1}^*, y_{t-2}^*, g_t, g_{t-1}, z_t, z_{t-1}]'$$

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & \frac{a_3}{2} & \frac{a_3}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 & a_4 & 0 & 0 \\ b_3 & 0 & 0 & 0 & b_1 & b_2 & 1-b_1-b_2 & b_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{\gamma_4}{2} & \frac{\gamma_4}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 \end{bmatrix},$$

$$H = \begin{bmatrix} 1 & -a_1 & -a_2 & -c\frac{a_3}{2} & -c\frac{a_3}{2} & -\frac{a_3}{2} & -\frac{a_3}{2} \\ 0 & -b_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -c\frac{\gamma_4}{2} & -c\frac{\gamma_4}{2} & -\frac{\gamma_4}{2} & -\frac{\gamma_4}{2} \end{bmatrix},$$

$$F = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad R = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 \end{bmatrix},$$

$$Q = \begin{bmatrix} (1+\lambda_g^2)\sigma_{y^*}^2 & 0 & 0 & (\lambda_g\sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ (\lambda_g\sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & (\lambda_g\sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & (\lambda_z\sigma_1/a_3)^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

③ 중위 불편추정치 활용

o LW(2003) 기본모형 및 가계신용갭 반영 모형 모두 최우추정법에서 상태방정식의 분산이 0에 수렴하는 현상(pile-up problem)을 해결하기 위해 분산 간 비율을 나타내는 $\lambda_g (\equiv \frac{\sigma_g}{\sigma_{y^*}})$ 와 $\lambda_z (\equiv \frac{a_3\sigma_z}{\sigma_1})$ 는 Stock and Watson(1998)의 방법을 준용하여 중위 불편추정치 사용

〈표 6〉 모형별 중위불편 추정치

구분	LW(2003) 기본모형	가계신용갭 반영 모형		
		HP필터	BP필터	Hamilton필터
λ_g	0.1269	0.0884	0.0800	0.0855
λ_z	0.0437	0.0361	0.0306	0.0334

〈부록 2〉

〈표 7〉 가계신용갭(HP·Hamilton 필터)을 반영한 실질중립금리 추정결과¹⁾

구분	BP 필터 방식			Hamilton 필터 방식		
	모형7	모형8	모형9	모형10	모형11	모형12
〔IS곡선〕						
a_1	1.328***	1.339***	1.245***	1.300***	1.316***	1.223***
a_2	-0.489***	-0.496***	-0.448***	-0.458***	-0.472***	-0.421***
a_3	-0.109***	-0.087**	-0.113**	-0.129***	-0.102***	-0.132**
a_4	-0.049	-0.050	-0.042	-0.038	-0.036	-0.033
〔필립스곡선〕						
b_1	1.043***	1.039***	1.049***	1.047***	1.045***	1.051***
b_2	-0.233***	-0.229***	-0.234***	-0.239***	-0.237***	-0.238***
b_3	0.104***	0.107***	0.114***	0.101***	0.103***	0.111***
b_4	0.021***	0.022***	0.020***	0.021***	0.021***	0.020***
〔기타요인〕						
ρ	$\rho = 1$ 가정	0.600	1.000***	$\rho = 1$ 가정	0.748	1.000***
〔실질중립금리〕						
c	0.579**	0.332	$c = 1$ 가정	0.557**	0.301	$c = 1$ 가정
〔가계신용갭〕						
γ_1	2.601***	2.602***	2.603***	1.032***	1.031***	1.033***
γ_2	-2.453***	-2.454***	-2.455***	-0.022	-0.023	-0.024
γ_3	0.830***	0.831***	0.831***	-0.144	-0.143	-0.141
γ_4	-0.007	-0.006	-0.007	-0.084	-0.072	-0.079
log likelihood	-237.385	-237.078	-239.786	-459.234	-459.056	-461.854
AIC	4.543	4.555	4.585	8.505	8.519	8.551
SIC	4.955	4.992	4.998	8.918	8.956	8.964

주: 1) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 내에서 유의.

Estimation of the Neutral Real Interest Rate with Household Credit Gap*

Hyoung-Seok Oh** · Jiuk Choi***

Abstract

The Laubach and Williams(2003) model has been widely used to estimate the neutral real interest rate (r^*). However, crucial limitations have been continuously raised since the model cannot reflect the impact of financial conditions on the real economy. In Korea, household credit has increased significantly since the second half of 2014. Thus many economists worry about the possibility that the high level of household credit in Korea appears to contract private consumption and negatively affect long-term growth. Considering household credit conditions in Korea, this paper analyzed the neutral real interest rate using a model that explicitly reflects the effect of the household credit cycle on growth. We find that the neutral real interest rate level during the household credit cycle expansion period is higher than that estimated from the original Laubach and Williams(2003) method. Accordingly, the neutral real interest rate and monetary policy stance under excessive credit growth should be carefully estimated and assessed.

Key Words: neutral real interest rate, monetary policy, household credit gap

JEL Classification: E43, E52, G51

Received: Sept. 7, 2022. Revised: Nov. 7, 2022. Accepted: Jan. 5, 2023.

* We thank anonymous referees for useful comments. The views expressed herein are those of the authors, and do not reflect the official views of the author's affiliated organization. When reporting or citing this paper, the authors' names should always be explicitly stated.

** First Author, Head, Monetary & Credit Policy Research Team, Monetary Policy Department, Bank of Korea, 67, Sejong-daero, Jung-gu, Seoul, 04514, Korea, Phone: +82-2-759-4941, e-mail: ohs@bok.or.kr

*** Co-Author, Senior Research Associate, Economist, Citibank Korea Inc., 50, Saemun-ro, Jongno-gu, Seoul, 03184, Korea, Phone: +82-10-6279-2456, e-mail: jiuk.choi@citi.com