# COVID-19 시기 이전 자연금리 변화의 결정요인 분석: 한국, 미국, 일본을 중심으로

박준하* · 조두연**

본 연구는 COVID-19 시기 이전, 자연금리의 추세적 하락으로 인하여 명목금리가 제로금리 제약(Zero lower bound)에 도달하고 총수요가 잠재수준에 미달하는 수요 측면 장기침체(Secular stagnation) 양상을 분석하였다. 먼저, 기업의 가격 설정력과 가계의 유동성 제약이 존재하는 중첩세대모형(Overlapping generations model)을 이용하여 자연금리와 한계자본수익률이 균제상태에서 어떻게 결정되는지 이론적으로 분석하였다. 분석 결과, 추가적 조건 하에서 마크업(Markup) 비율의 증가는 한계자본수익률에 영향을 미치지 않고 자연금리를 감소시키는 것으로 나타났다. 이론적 분석 결과에 기초하여 한국, 미국, 일본에서 자연금리 하락의 원인이 자본축적에 따른 한계자본수익률 감소 또는 마크업 증가인지 알아보기 위해 실증적으로 분석하였다. 분석 결과, 각국의 자연금리는 추세적으로 하락하였고, 한국과 일본의 한계자본수익률도 추세적으로 하락한 반면, 미국의 경우, 추세적으로 하락하는 자연금리와 다른 양상을 보였음을 발견하였으며, 이러한 결과는 미국의 자연금리 하락은 한국, 일본과 달리 자본축적보다는 마크업에 기인함을 의미한다. 한국의 경우, 감소하는 자연금리가 한계자본수익률을 비교적 잘 반영하며, 구축효과로 인한 비용이 상대적으로 크지 않음을 시사한다.

JEL Classification: E2, H6
핵심 주제어: 장기침체가설, 자연금리, 한계자본수익률, 마크업 비율

* 제1저자. 성균관대학교 경제대학 퀀트응용경제학과 석사, 현재 University of Southern California 경제학과 박사과정 및 한국은행 조사역. (E-mail: junhapar@usc.edu, parkjh@bok.or.kr)
** 교신저자. 성균관대학교 경제대학 경제학과 및 퀀트응용경제학과 부교수. (E-mail: dooyeoncho@g.skku.edu)

본 연구의 내용은 전적으로 집필진의 의견이며, 한국은행의 공식적 견해와는 무관함을 밝힌다. 본 논문에 대해 유익한 의견을 주신 두 분의 익명의 심사자에게 감사드린다. 본 논문에 혹시 남아 있을 수 있는 오류는 저자들의 책임임을 밝힌다.

논문 투고일: 2023.1.9, 논문 수정일: 2023.3.6, 게재 확정일: 2023.6.7

# Ⅰ. 머리말

COVID-19 시기 이전까지 30여년의 기간 동안 세계 거시경제는 새로운 현상들과 정책적 도전에 직면하였다. 특히, 이전에 비해 안정적이고 심지어 목표치를 미달하는 수준의 인플레이션과 더불어 안전자산 실질금리의 추세적 하락 현상은 관심의 대상이 되어왔다. 〈Figure 1〉은 한국, 미국, 일본 3개국의 근원 인플레이션 추이를 나타낸다. 각 국 중앙은행의 명시적, 잠정적인 인플레이션 목표치를 2%라고 할 때, 미국의 인플레이션은 90년대 초반 4%내외에서 지속적으로 하락하여 목표치 주위에서 상대적으로 안정적으로 움직이고 있다. 일본, 한국의 경우는 안정적인 인플레이션을 넘어 코로나 19 사태 이전의 상당 기간 목표치를 하회하는 모습을 보여주고 있다. 〈Figure 2〉는 각국 10년물 국채에 대한 실질 수익률 추이를 묘사하고 있다. 3개국 모두 해당 실질금리가 추세적으로 하락하는 모습을 보여주고 있다.

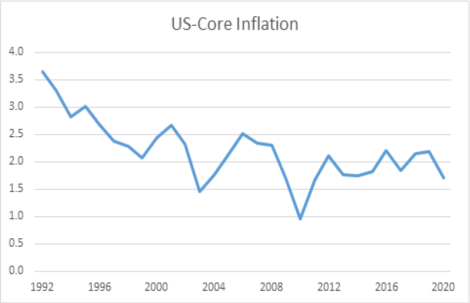
이러한 현상에 대해서 크게 2가지의 설명이 제시되었다. 첫 번째는 자산이 가지는 특수성을 중심으로 한 접근으로, 여러 이유로 안전자산의 위험자산 대비 상대가격이 상승하였다는 주장이다(Caballero et al., 2017). 중앙은행의 안전자산 보유 행태 및 양적완화 정책, 글로벌 금융위기 이후 금융기관에 대한 규제정책 강화 등 여타 요인으로 안전자산의 상대 수요가 증가하였다는 점을 지적하고 있다.

조금 더 넓은 시각에서, Summers (2014, 2015)는 총수요를 기조적으로 하락시키는 여러 장기적 요인들의 존재를 근거로 장기침체가설(Secular stagnation)을 주장하였다. 즉, 해당 현상이 정책적 요인에 기인한 안전자산 수요에 국한된 문제가 아닌 장기적 실물경제 요인에 따른 전반적인 자산시장에 관한 문제임을 지적한다. 총수요의 감소를 유발하는 요인들로는 잠재성장률 하락, 인구고령화, 소득불평등 증가, 투자재 가격 하락, 디레버리징, 신흥국들의 외환 지급준비금 수요에 따른 글로벌 저축과잉(saving glut) 등이 있는데, 이는 장기적으로 총수요를 잠재산출수준으로 일치시키는 자연금리(Natural rate of interest)의 하락을 초래한다. 명목금리는 제로금리 제약(ZLB)에 도달하면서 중앙은행은 실질금리를, 이미 낮아진 자연금리 수준으로 충분히 하락시킬 여력이 없으며, 경제의 총수요 압력은 지속적으로 감소하게 된다.

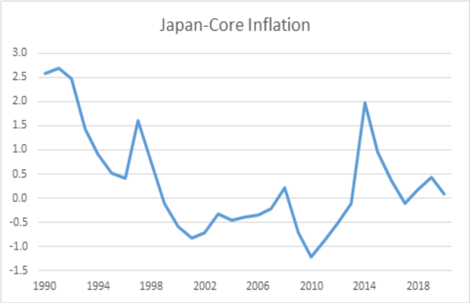
〈Figure 1〉 Core Inflation in Korea, the US and Japan

Korea

US




Japan



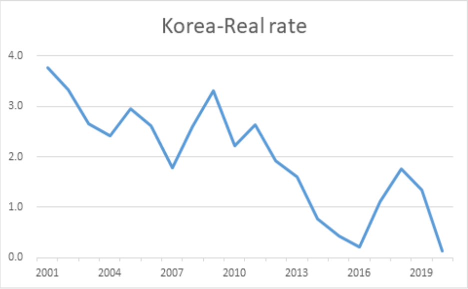

Source: FRED

두 번째 가설을 받아들일 경우, 자연스럽게 확장적 재정정책의 필요성이 강조된다. 특히, 만성적인 총수요 침체에 대응하기 위해, 세금을 이용하여 미래의 상환을 전제하지 않는 영구적인 국채발행을 재원으로 하는 형태의 정책이 검토되었다. Blanchard (2019)는 정부 부채의 경우 역사적으로 상당한 기간에 걸쳐 실질금리($r$)가 실질경제성장률($g$)보다 낮았음($r < g$)을 강조하며, 특히 최근의 실질금리 하락을 고려할 경우, 다양한 시나리오 하에서 영구적인 재정적자를 유지하기 위한 정부 부채의 안정적인 차환(rollover)이 가능함을 주장하였다.

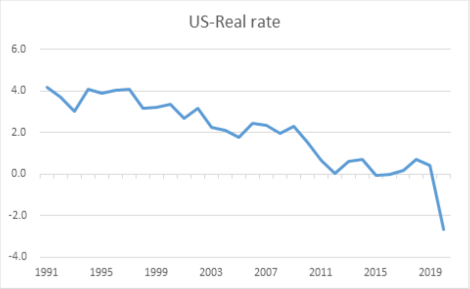
이러한 장기적 측면에서의 확장적 재정정책은 여러 비용 또한 초래하는데 관련된 대표적인 문제로, i) 정부부채 채무불이행 위험 증가에 기인한 금융 불안정과 ii) 자본축적 감소를 들 수 있다. 이 중 특히 두 번째 측면의 비용과 관련하여 Ball and Mankiw (2020)는 실질금리가 실질경제성장률보다 낮은 상황에서($r < g$) 영구적인 재정적자를 정부 부채로 조달하는 '폰지계획(Ponzi-scheme)'이 가능하지만 한계자본수익률과 자연금리가 일치하지 않을 경우, 해당 정책이

〈Figure 2〉 Real Interest Rate in Korea, the US and Japan

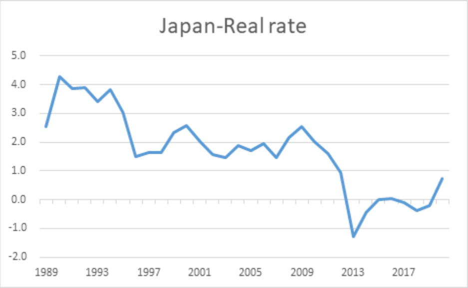
Korea




US




Japan




Source: FRED

Note: The estimated series is obtained by the authors based on the yearly average nominal interest rate of the 10-year treasury bond less the core inflation rate one year ahead.

자본축적 감소를 초래하며, 경제주체의 후생에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 강조하였다.

이와 같은 논의에 기초하여 본 연구에서는 영구적 국채발행을 재원으로 하는 재정정책의 비용과 관련, 한계자본수익률과 자연금리 간의 괴리를 중점적으로 분석하였다. 신고전파 성장모형에 따르면 위험이 없는 상황에서, 감가상각을 제외한 자본의 순한계생산이 자연금리와 일치해야 한다.[1] 이 경우, 자연금리($r^*$)의 하락은 저성장 및 인구 고령화를 포함한 요인 등 자본축적의 증가 경로를 통해 설명되어야 한다. 즉, 자연금리($r^*$)의 하락은 낮은 자본수익률을 의미하며, 낮은 수익률은 영구적 정부 부채가 자본축적을 감소시킴으로써 미치는 구축효과(crowding-out effect)로 인한 비용이 작음을 시사한다(Furman and Summers, 2020). 그러나 본문에

1) 즉, 신고전파 성장모형에 따르면 $r^* = f'(k^*) - \delta$, $f'' < 0$이 균제상태(steady-state)에서 성립한다.

서 설명하듯, 가격설정 능력을 가진 기업을 도입할 경우 자연금리는 순한계자본수익률과 일치하지 않게 되며 자본이 증가하지 않아도 마크업의 증가만으로 자연금리가 감소하게 된다. 이는 자연금리($r^*$)가 작더라도 자본의 한계수익률은 비교적 크기 때문에 구축효과로 인한 비용이 클 수도 있음을 보여준다. 즉, 확장적 재정정책이 수반하는 구축효과의 비용을 판단하기 위해서는 자연금리($r^*$) 감소가 자본축적 증가에 따른 한계자본수익률의 하락을 통하여 감소하였는지, 기업의 가격설정 능력의 증가에 기인하였는지에 관한 분석이 필요하다. 이러한 이론적 배경을 토대로, 본 연구에서는 한국의 자연금리 하락이 어떤 요인 때문에 발생했는지 미국 및 일본의 경우와 비교하여 분석하였다. 구체적으로, Ball and Mankiw (2020)에서 사용된 이론모형을 참고하여 국민계정 자료를 이용하여 자연금리와 한계자본수익률의 시계열을 추정하였다. 분석 결과, 미국의 자연금리 하락은 주로 마크업 증가에 기인한 반면, 한국의 자연금리 하락은 일본의 경우와 유사하게 자본축적 증가에 기인한 것으로 나타났다. 이는 한국의 경우, 감소하는 자연금리가 한계자본수익률을 비교적 잘 반영하며, 구축효과로 인한 비용이 상대적으로 크지 않음을 시사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 본 연구와 관련된 선행연구를 정리하고, Ⅲ장에서는 유동성 제약과 기업의 가격설정 능력이 존재하는 세대 간 중첩모형(Overlapping generations model)을 활용하여 정성적인 결과를 도출한다. Ⅳ장에서는 한국, 미국, 일본의 자연금리와 한계자본수익률을 추정하여 결과를 분석하고 정책적 시사점을 도출한다. 마지막으로, Ⅴ장에서는 결론을 제시한다.

# Ⅱ. 선행연구

자연금리($r^*$)를 어떻게 정의하고 식별하는지에 관한 연구는, 경제가 동태적 비효율성(Dynamic inefficiency)의 상태에 있는지에 관한 논의와 함께 이루어져 왔다. Phelps (1961)는 황금률(Golden rule)을 정의하고, 기업의 가격설정 능력과 불확실성이 없는 경제에서, 경제가 동태적 비효율성에 있는지 판단하기 위한 기준은 실질금리와 실질경제성장률의 차이($r-g$)의 부호에 달려있음을 밝혔다. Abel et al. (1989)은 경제에 자본투자 수익률의 불확실성을 도입하여 자연금리와 한계자본수익률을 분리하였고, 위험 프리미엄의 증가가 자연금리를 감소시킬 수 있음을 강조하였다. 이와 유사하게, Barro (2020)는 위험자산인 주식의

수익률을 기준으로 할 경우, 실질금리가 실질경제성장률보다 높지만($r > g$), 무위험자산인 국채의 수익률을 기준으로 할 경우, 실질금리가 실질경제성장률보다 낮다는($r < g$) 실증적 결과를 제시하였다. Brunnermeier et al. (2022)는 '거품'으로 표현될 수 있는 국채보유자가 직면하는 음(-)의 현금흐름이, 국채가 안전자산으로 가지고 있는 개별 리스크(idiosyncratic risk) 헷징 등의 '서비스 편익'을 고려할 때 정당화 될 수 있음을 보였다.

불확실성이 존재하는 경제에서 자연금리를 어떻게 정의해야 하는지 혹은 자본수익률과 자연금리 간 괴리를 어떻게 해석해야 하는지에 관한 이러한 논의는 자연금리 하락의 주요 원인에 대한 논의와 밀접한 관련이 있다. 자본수익률을 위험투자 수익률로, 자연금리를 안전자산 수익률로 정의할 경우, 자연금리의 하락은 위험 프리미엄 증가 또는 안전자산 공급 부족에 기인한 안전자산 수익률의 감소에 따른 결과라는 연구들이 보고되었다. Negro et al. (2018)은 글로벌 실질금리의 하락은 안전자산이 보유자에게 추가적으로 제공하는 '편의수익률(convenience yield)'에 일부 기인한다는 실증분석 결과를 제시하였다. 반면, Rachel and Summers (2019)는 회사채와 주식 등을 포함한 여러 종류(class)의 자산 수익률이 공통적으로 감소하는 추세를 보인다는 점을 고려하여, 편의수익률에 따른 실질금리의 감소분은 제한적임을 설명하였다. Eggertsson et al. (2021)은 가격 설정력을 가진 기업과 불확실성을 모두 도입한 일반균형 모형을 이용하여, 미국에서 관측되는 실질금리 감소, 투자율 감소, 기업의 이윤 증가 등 관련된 현상을 설명할 수 있음을 보였다.

경제에 불확실성을 도입하는 대신, Ball and Mankiw (2020)는 가격설정 능력을 가진 기업을 모형에 도입하여 한계자본수익률과 자연금리 간 괴리가 발생할 수 있다는 점을 강조하였다. 이러한 경제에서는 실질금리가 실질경제성장률보다 낮다고 하더라도($r < g$) 경제가 동태적 비효율성의 상태에 있다고 단정지을 수 없으며 영구적 정부 부채 발행에 따른 자본 구축효과가 오히려 경제주체의 후생을 감소시킬 수 있음을 보였다.

총수요의 기조적 감소로 ZLB 제약에 있는 경제에서의 확장적 재정정책의 효과와 관련하여 Eggertsson et al. (2019) 는 물가상승률 목표치를 상승시키는 통화정책은 불안정한 균형을 초래하는 반면, 영구적 국채발행을 전제한 확장적 재정정책은 자연금리 상승을 통해 잠재수준 산출량에서의 안정적인 균형을 달성할 수 있음을 이론적으로 보여주었다. Rachel and Summers (2019)는 1970년대 이후 미국과 유럽을 포함한 선진국 권역(a block of advanced economy)의

민간부문에서 비롯된 요인들에 의해 자연금리가 7% 정도 하락하였지만, 정부 부채의 증가와 부과식 연금제도(pay-as-you-go pensions), 그리고 관대한 의료보장제도 등의 영향으로 자연금리 하락 폭이 최대 4% 정도 축소되었다는 실증분석 결과를 제시하였다.

서론에서 설명한 바와 같이, 본 연구에서는 재정지출에 따른 구축효과의 영향을 이해하기 위해서 한계자본수익률과 자연금리 간 괴리를 분석한다. 자연금리와 한계자본수익률 간 괴리가 작다면, Furman and Summers (2020)의 연구결과와 유사하게 낮은 자연금리를 고려할 때, 구축효과의 부정적 영향은 감소한다. 그러나 불확실성 또는 기업의 독점력으로 인해 자연금리와 한계수익률 간 괴리가 크다면, 자연금리가 낮다고 하더라도 구축효과의 부정적 영향은 증가할 수도 있다.

본 연구에서는 불확실성 대신 기업의 가격설정력 및 마크업이 자연금리와 자본수익률 간 괴리에 미치는 경로에 초점을 맞추어 분석한다. 미국의 경우, 기업의 마크업 비율이 증가하고 이윤의 비중이 증가하고 있음이 알려져 있다.[2)] 본 연구에서는 Ball and Mankiw (2020)와 Eggertsson et al. (2019)에 기초하여 불확실성 대신, 기업의 가격설정력이 존재하는 세대 간 중첩모형을 제시한 뒤, 정성적 결과를 도출하여 정책적 함의를 도출한다. 또한, Ball and Mankiw (2020)가 Calibration을 위해 사용한 모형과 토빈의 q 등을 추정한 자료를 이용하여 한국, 미국, 일본의 자연금리와 한계자본 수익률을 추정한 뒤, 국가 간 비교하여 분석한다. 불확실성이 없는 경제를 상정하고 이에 기초하여 자연금리 등을 추정하기 때문에 추정된 값은 중립금리를 추정하고자 시도한 기존의 국내문헌의 중립금리 추정값들보다 크게 추정되는 부분이 존재한다.

기존 국내 연구(오형석, 2014; 이재준, 배진호, 2015)에서는 안전자산과 위험자산이 공존하는 현실경제를 전제하고 중립금리를 콜금리나 정책금리, 국채금리 등을 베이스로 추정하는 방법을 사용하고 있다. 따라서 해당 연구의 중립금리는 경제를 자연 산출 수준에 있게 하는 '안전자산의 수익률'로 해석할 수 있다. 반면 본 연구에서는 불확실성이 없는 경제를 상정하여 그를 토대로 파라미터를 계산하고 주식자료, 자본소득 등의 자료를 근거로 자연금리를 추정하기 때문에 엄밀히 말하면 현실경제에서 관측되는 값은 아니고 개념상으로는 경제의 총지출을 자연 수준의 총공급과

2) De Loecker and Eeckhout (2017)은 기업의 미시 자료를 활용하여 마크업 비율이 증가하고 있음을 보였다. Barkai (2020)는 국민계정 자료 등을 이용하여 이윤을 제외한 순자본소득 비중을 추정한 후, 순자본소득이 감소하고 있는 반면, 노동소득과 순자본소득 이외의 잔여분에 해당하는 이윤 비중이 증가하고 있음을 보였다.

일치시키는 수준의 ‘모든 자산의 수익률 또는 금리의 평균값’이라고 해석해야 한다. 따라서 불확실성 하에서 존재하는 위험자산의 위험 프리미엄 등이 따로 구분되어 있지 않고 해당 값에 반영되어 있기 때문에 절대값이 높은 부분이 존재한다. 이러한 이슈는 ‘자연금리’를 자연수준의 산출량을 유지시키고 인플레이션을 고정시키는 실질금리로 해석하였을 때, 해당 해석을 위험을 고려하지 않고 경제 전체의 평균적인 자본수익률과 일치하는 것으로 해석할지, 협소한 의미에서 시간에 대한 가격만을 계산하는 금리(안전자산의 수익률)로 해석할지 관점의 차이에서 발생한다.

# Ⅲ. 이론적 기초

본 장에서는 Ball and Mankiw (2020)와 Eggertsson et al. (2019)를 참고하여 가격설정 능력을 가진 기업과 차입제약이 존재하는 간단한 중첩 세대 모형을 제시한다. Eggertsson et al. (2019)에서와 같이 3기간 중첩세대 모형 구조를 통하여 민간의 순가계부채를 모형에 반영하였다. 이는 순가계부채를 반영하는 방법에 있어서 세대 간 보유자산의 이질성(Heterogeneity)을 강조한다. 재정정책과 가격설정 능력을 가진 기업의 최적화 행태는 Ball and Mankiw (2020)와 같은 방식을 사용하여 반영하였다. 본 모형에서는 이러한 경제의 특징들을 조합하여 경제성장률, 마크업 비율, 가계부채, 정부부채 등이 자산시장에서 자본축적 및 장기실질금리에 어떤 영향을 주는지 비교정태분석을 실시하고 함의를 도출한다. 무한한 기간 동안 동태적 의사결정을 하는 경제주체가 존재하는 신고전파 성장모형에서 균제상태에서의 금리는 $r^* = \rho + \theta g$로 나타낼 수 있다. 즉, 자연금리($r^*$)는 시간할인율($\rho$)에 소비의 기간 간 대체탄력성($\theta$)과 경제성장률($g$)을 곱한 값을 더한 값으로 표현할 수 있다. 이 경우, 자연금리의 변동은 상당 부분 경제성장률의 변동에 의해 설명되지만, 이로 인하여 한편으로는 자본축적을 통해 자연금리를 변동시키는 다양한 요소들을 파악하기 어렵게 된다. 중첩 세대 모형은 경제주체의 생애 소비 의사결정을 현실적으로 반영하여 장기적 자본축적 변동의 양상과 그에 따른 자연금리의 모습을 효과적으로 분석하는데 유용하다. 따라서, 해당 모형을 이용하여 균제상태에서의 비교정태분석(Comparative static analysis)을 통한 정성적 결과를 제시한다.

# 1. 모형의 구조

## 가. 가계 및 기업

Eggertsson et al. (2019)에서 묘사된 바와 같이 대표적인 가계(representative household)는 3 기간 동안 생존하며 다음과 같은 로그 효용함수를 가지고 있다.

$$U = \log C_t^y + \beta \log C_{t+1}^m + \beta^2 \log C_{t+2}^o \quad (1)$$

위 식 (1)에서 $C_t^y$는 어린 시절, $C_{t+1}^m$는 중년, $C_{t+2}^o$는 노년의 소비를 의미한다. 동질적인 효용함수를 가진 가계들이 존재하고, 편의를 위해 전체 가계의 수를 1로 정규화하여 변하지 않는다고 가정한다. 효용함수에 포함된 전체 소비 바스켓 $C_t$는 통상적인 Dixit-Stiglitz 효용함수를 따라 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$C_t = [\int_0^1 (c_t^i)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (2)$$

위 식 (2)에서 $c_t^i$는 t기의 특정 재화 $i$에 대한 소비를 나타내고, 재화 $i$는 0과 1 사이에 균등하게 분포되어 있다. $\epsilon$은 재화 간의 대체탄력성을 의미하며, 기업의 마크업과 관련된다. 개별 가계는 일종의 자영업자로서 생산기술을 보유하고 있으며, 노동시간 1을 비탄력적으로 공급하고 자본을 임차하여 재화 $i$를 생산한다. 생산기술은 재화마다 모두 같으며 통상적인 규모수익불변(Constant returns to scale)과 한계수익체감의 성질을 갖는 생산함수로 표현된다. 이러한 생산함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$F = F(K_t, 1^* A_t),\, F/A_t = F(K_t/A_t, 1) \equiv f(k_t),\, L = 1,\, f' > 0,\, f'' < 0 \quad (3)$$

위 식 (3)에서 $K_t$는 t기의 자본수준이고, $A_t$는 t기의 기술수준으로 $\frac{A_{t+1}}{A_t} = 1 + g$을 만족한다.[3] 종합하면, 자영업자로서 가격설정력을 가진 기업은 해당 생산함수와

3) 해당 모형에서 노동공급은 1로 고정되어 있다. 노동투입이 외생적인 인구증가율 $n(>0)$으로 증가한다고 하면 모형에서의 경제성장률은 경제 전체의 성장률로서 $g = n + g_{percapita}$, $\frac{A_{t+1}}{A_t} = 1 + g_{percapita}$로 이해할 수 있다. 따라서 인구고령화에 따른 영향은 $g$의 하락으로 해석할 수 있다. 본고에서는 불필요한

개별 재화 소비에 관한 함수인 식 (2)에서 도출된 수요함수를 제약으로 다음과 같은 이윤을 극대화한다.

$$\pi_t^i = P_t^i F(K_t, 1^* A_t) - R_t K_t \tag{4}$$

고정된 재화 간 대체탄력성 $\epsilon$을 가진 효용함수에서 도출된 수요함수를 제약으로 이윤을 극대화하며 가격설정력을 가진 기업의 1계 조건은 다음과 같다.

$$P_t^i = \mu(MC_t) = \mu \frac{R_t}{MPK_t}\ ,\ \mu = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \tag{5}$$

균형상태에서는 모든 재화 간 가격이 같고 가격을 정규화하여 1이 된다. 위험이 존재하지 않는 경제이므로 임대료($R_t$)에서 감가상각($\delta_t$)을 제외한 순 임대료는 실질금리($r_t$)와 일치해야 한다. 이러한 사항을 고려하여 식 (5)는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$R_t = \frac{f'(k_t)}{\mu} = r_{t-1} + \delta_t \tag{6}$$

식 (6)은 통상적인 신고전학파의 임대료와 달리, 임대료가 한계자본수익률을 마크업 비율로 나눈 값과 일치함을 보여준다. 이 경우, 실질금리는 한계자본수익률과 일치하지 않기 때문에 차이(wedge)가 존재한다. 한계자본수익률($f'(k_t)$)과 감가상각률($\delta$)이 일정하다면 마크업의 증가는 임대료를 감소시키고 실질금리를 감소시키는데, 직관적으로 이는 기업의 독점력이 증가할수록 생산량이 줄고 자본에 대한 수요가 감소함을 의미한다.

가계는 이렇게 자신의 노동을 생산기술에 투입하여 기업의 입장에서 이윤을 극대화하는데 이것을 중년기에 실행한다고 가정한다. 그리고, 중년기에 얻은 이윤으로 중년기의 소비와 노년기의 소비를 위한 저축에 분배한다. 유년기에는 특별한 소득이 없기 때문에 대부자금시장에서 자금을 차입하는데, 유동성 제약이 존재한다고 가정한다. 유동성 제약의 정도는 충분히 제약적이어서, 유년기에 차입한 금액을 유년기에 모두 소비하고 중년기에 상환한다. 이를 다음과 같이 표현할 수 있다.

---

파라미터를 줄이기 위하여 $n$을 명시적으로 고려하지는 않았다.

$$C_t^y = B_t^y,\ B_t^y = \frac{D_t}{1+r_t} \quad (7)$$

$$C_{t+1}^m = \pi_{t+1} - D_t - S_{t+1}$$

$$C_{t+2}^o = (1+r_{t+1})S_{t+1} + \Omega_{t+2}$$

위 식 (7)에서 $\Omega_{t+2}$는 노년층에게 지급하는 정부의 보조금이다. 해당 보조금은 재정정책의 구체적인 내용에 따라 유년층이나 중년층에도 지급할 수 있다.[4] 앞에서 언급한 바와 같이, $D_t$는 유동성 제약의 정도를 나타내는 변수로 식 (7)에서 첫 번째 식이 성립할 수 있도록 충분히 제약적으로 설정된다. 민간부채의 영향이 경제 전체의 지출 및 이로 인해 금리에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 경제에서 대부자와 차입자를 분리해야 하며 유동성 제약을 설정해야 한다. Eggertsson and Krugman (2012)에서는 무한 기간 동안 동태적 최적화 문제를 사용하되, 시간 할인계수의 차이를 두어 차입자와 대부자를 나누고, 차입자에게 유동성 제약을 설정하였다.[5] 본 연구에서는 Eggertsson et al. (2019)의 모형에 기반하여, 경제주체의 횡단면적인 측면에서 차입자와 대부자를 분리하기보다는, 동일한 대표적 경제주체 안에서 생애주기 별로 차입자와 대부자의 상황이 다르게 발생할 수 있다고 가정하였다.[6]

## 나. 재정정책

부채를 영구히 차환(rollover)하는 재정정책을 효과적으로 반영하기 위해, Ball and Mankiw (2020)에서와 같이 재정정책은 다음과 같이 시행된다고 가정한다.

$$B_t^g = (1+r_{t-1})B_{t-1}^g + \Omega_t \quad (8)$$

위 식 (8)에서 $B_t^g$는 t기에 발행된 정부 부채의 잔액이다. $\Omega_t$는 앞서 설명한 바와 같이 노년층에게 보조하는 보조금이다. 즉, 재정정책은 세금징수 없이 정부 부채를 발행하여 노년층에게 보조금을 지급하는 형태로 시행된다. 식 (8)을 기술 수준인 $A_t$로 나누면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

4) 본 상황에서는 분석을 간결히 하기 위해 노년층에만 지급하는 것으로 가정하였지만, 유년층이나 중년층에 지급한다고 가정하여도 상황은 크게 변하지 않는다.

5) 이러한 접근은 Mian et al. (2021)에서도 유사하게 적용되었다.

6) 가능한 한 생애소득에 따라 소비를 평탄화하려고 하는 경제주체가 소득이 적거나 발생하지 않는 주기에 최대한 차입하여 소비하는 행태는 생애주기가설(life-cycle hypothesis)의 내용과 일치한다.

$$b_t^g = \frac{1+r_{t-1}}{1+g} b_{t-1}^g + \Omega_t^*, \; b_t^g = \frac{B_t^g}{A_t}, \; \Omega_t^* = \frac{\Omega_t}{A_t} \tag{9}$$

추가적으로, 균제상태에서 실질금리가 실질경제성장률보다 낮음($r < g$)을 가정하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$b^g = (\frac{1+g}{g-r})\Omega^* \tag{10}$$

즉, 정부 부채는 영원히 차환하여 실질경제성장률(g)의 비율로 증가하는 일정 수준의 보조금을 충당하는데 사용된다. 보조금의 크기가 증가하면 균제상태에서의 정부 부채 잔액도 증가한다.[7] 순 한계자본수익률과 실질금리가 일치하는 통상적인 신고전파 모형의 경우, 실질금리가 실질경제성장률보다 낮을 때($r < g$), 자본축적의 수준이 황금률(Golden rule) 수준보다 높은 동태적 비효율성 상태에 있음을 의미하고, 정부 부채의 증가가 과잉된 자본의 축적을 감소시켜 현재 세대와 미래 세대의 후생을 증가시킨다. Blanchard (2019)는 역사적 자료를 이용하여, 미국 정부 부채 금리의 경우, 실질금리가 실질경제성장률보다 낮았음($r < g$)을 강조하였다. 이는 영구적 차환을 통한 정부 부채 정책을 더 지지하는 방향성을 의미한다. 그러나, 기업의 가격설정력이 존재하는 경제에서는 앞서 설명하였듯이 순 한계자본수익률과 실질금리가 일치하지 않게 되고, 정부 부채로 인한 구축효과의 크기 또한 동태적 비효율성 상태의 경우보다 클 수 있다.

### 다. 균형 및 균제상태

t기의 중년층 가계의 저축은 t기 유년층의 차입수요, t기 정부 부채 공급, t+1기의 자본량을 생산하기 위한 투자수요에 사용된다. 통상적인 중첩 세대 모형의 경우와 같이 감가상각은 1로 가정한다. 이러한 실물시장의 균형은 가계와 기업이 효용과 이윤의 통상적인 최적화 문제를 따르고 대부자금시장의 수요와 공급이 일치하도록 정의되며 다음과 같이 제시된다.

$$S_t = B_t^g + \frac{D_t}{1+r_t} + K_{t+1} \tag{11}$$

위 식 (11)을 t기 기술수준 $A_t$로 나누고 가계의 최적 의사결정과 불확실성이

7) 정부 부채의 안정화와 관련한 해당 식 (10)은 중첩 세대 모형에서 잘 알려져 있다.

없는 경제에서 이전 기에 구매한 채권수익률이 당해 기 자본임대료와 일치한다는 식 $1+r_t = R_{t+1} = \frac{f^{'}(k_{t+1})}{\mu}$을 반영하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\frac{\beta}{1+\beta}(f(k_t) - \frac{f^{'}(k_t)k_t}{\mu} - \frac{d_{t-1}}{1+g}) - \frac{1}{1+\beta}\frac{\mu(1+g)}{f^{'}(k_{t+1})}\Omega^{*}_{t+1} \qquad (12)^{8)}$$
$$= b^g_t + \frac{\mu}{f^{'}(k_{t+1})}d_t + (1+g)k_{t+1}$$

위 식 (12)에서 소문자는 기술수준 $A_t$로 나눈 값을 의미한다. 비교정태분석을 위해서 균제상태에서 분석한다. 따라서, 경제가 유일한 균제상태를 가지도록 생산함수가 잘 설정(well-behaved)된 것으로 가정한다.[9] 유동성제약을 상징하는 $d_t$는 상수 $d$에서 안정화 된다고 가정하며, 균제상태에서 $r < g$가 성립한다고 가정한다. 즉, 균제상태에서의 모수가 $r < g$가 성립하도록 제약된다. 이는 세금징수 없이 영구히 차환하는 정부 부채의 효과를 분석하기 위함이며, 앞서 설명하였듯이, Blanchard (2019)는 미국 정부 부채 금리의 경우, 대다수 시기에 $r < g$이 성립하였음을 강조하였다. 효율수준을 고려한 정부 부채 잔액이 $b^g_t = b^g$로 고정되고, 그에 따라 보조금이 결정된다. 식 (10)과 (12)를 이용하여 균제상태를 다음과 같이 정리하여 표현할 수 있다.

$$f(k) - \frac{f^{'}(k)k}{\mu} = \frac{d}{1+g} + \frac{1+\beta}{\beta}[(1+g)k + b^g + \frac{\mu}{f^{'}(k)}d] \qquad (13)$$
$$+ \frac{\mu}{\beta f^{'}(k)}[(1+g) - \frac{f^{'}(k)}{\mu}]b^g$$

---

8) 식 (7)을 통해 t기 중년층이 직면하는 생애소득 예산선을 $c^m_t + \frac{c^o_{t+1}}{1+r_t} = \pi_t - D_{t-1} + \frac{\Omega_{t+1}}{1+r_t}$으로 나타낼 수 있다. 본고에 묘사된 Cobb-Douglas 효용함수를 가진 소비자는 생애소득의 일정한 비율($\frac{1}{1+\beta}$)을 현재소비로 선택하는 점을 고려하면 좌변에 해당하는 저축을 다음과 같이 나타낼 수 있다. $s^m_t = \pi_t - D_{t-1} - c^m_t = \frac{\beta}{1+\beta}(\pi_t - D_{t-1}) - \frac{\Omega_{t+1}}{(1+\beta)(1+r_t)}$. 이렇게 구한 좌변과 우변을 기술수준으로 나누고 $1+r_t = \frac{f^{'}(k_{t+1})}{\mu}$을 이용하여 도출한다.

9) 균제상태 자본량 $k$에서 $0 < \frac{dk_{t+1}}{dk_t} < 1$ 을 만족한다. 본 조건을 만족하는 대표적인 상황으로 효용함수가 로그함수이고 생산함수가 Cobb-Douglas 함수인 경우를 들 수 있다.

## 2. 비교 정태 분석

여러 모수가 균제상태 자본량에 미치는 영향을 알아보기 위해 식 (13)에 대해 음함수(implicit function) 미분을 적용한다. 식 (13)의 좌변을 $J(k,\mu)$, 우변을 $H(k,\mu,g,d,b^g)$라고 설정한다. 먼저 정부부채가 자본량에 미치는 영향은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{dk}{db^g}=\frac{H_{b^g}}{J_k-H_k} \tag{14}$$

먼저, 자본량을 대상으로 하는 모든 음함수 미분의 공통적인 분모인 $J_k-H_k$의 부호를 분석한다. 식 (13)을 자본량 $k$에 대해 시간 첨자를 고려하여 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$J(k_t)=H(k_{t+1}) \tag{15}$$

균제상태를 만족하기 위해 균제상태 자본량 $k$에서 $0<\frac{dk_{t+1}}{dk_t}<1$을 만족하여야 한다. 이를 이용하면 $\frac{\partial J}{\partial k_t}<\frac{\partial H}{\partial k_{t+1}}$이 성립하고, 균제상태 자본량 $k$에서 $J_k-H_k<0$임을 알 수 있다. 분자인 $H_{b^g}$는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$H_{b^g}=\frac{1+\beta}{\beta}+\frac{1}{\beta}\left[\frac{\mu(1+g)}{f'(k)}-1\right]>0 \tag{16}$$

보조금 증가로 노년층 소비 증가 효과 (첫 번째 항)

노년기에 받을 보조금 증가로 중년층 현재 소비 증가 효과 (두 번째 항)

$r<g$의 상황이므로 $H_{b^g}>0$이 성립하고 $J_k-H_k<0$이므로, 따라서 $\frac{dk}{db^g}=\frac{H_{b^g}}{J_k-H_k}<0$이 성립한다. 즉, 영구적인 정부 부채 잔액의 증가는 자본축적을 감소시킨다. 정부부채 잔액의 증가는 노년기에 주어지는 보조금을 증가시키는데, 이는 노년층의 소비를 증가시키고(식 (16) 우변 첫 번째 항), 중년층이 노년기에 받을 미래소득을 증가시켜 중년기의 소비를 증가시킨다(식 (16) 우변 두 번째 항).

결국, 자금시장에서 정부의 자금수요가 증가함과 동시에 중년층의 소비가 증가하여 저축이 감소하므로 이에 따라 자본축적량이 감소하고 실질금리가 상승한다.10)

같은 방법으로 다른 변수가 자본량에 미치는 효과도 분석할 수 있다. 분모에 해당하는 부분에 대해 $J_k - H_k < 0$가 성립하므로 분자의 부호에 따라 자본에 미치는 효과의 방향이 결정된다. 분자의 부호가 양수이면 지출이 증가하여 자본축적량이 감소한다. 가계부채 $d$의 증가가 미치는 효과는 다음과 같다.

$$H_d = \underbrace{\frac{1+\beta}{\beta}\frac{\mu}{f'(k)}}_{\text{차입제약 완화로 유년기 소비 증가 효과}} + \underbrace{\frac{1}{1+g}}_{\text{부채 상환 부담으로 중년층 저축 감소 효과}} > 0 \qquad (17)$$

차입제약 완화로
유년기 소비 증가 효과

부채 상환 부담으로
중년층 저축 감소 효과

$H_d > 0$이므로 정부 부채와 마찬가지로 $\frac{dk}{d(d)} = \frac{H_d}{J_k - H_k} < 0$이 성립한다. 차입제약이 완화되어 유년층의 소비가 즉각적으로 증가한다(식 (17) 우변 첫 번째 항). 동시에 부채 상환 부담이 증가하며 부채를 상환해야 하는 중년층의 현재 소득이 감소하는데 동태적 의사결정을 하는 경제주체는 현재 소비를 현재 소득의 감소 폭만큼 감소시키지 않기 때문에 소비뿐만 아니라 저축도 감소하게 된다(식 (17) 우변 두 번째 항). 종합적으로, 자금시장에서 유년층의 자금 수요가 증가하고 중년층의 자금공급이 감소하여 자본축적이 감소하고 실질금리는 상승한다. 현실에서 관측되는 가계부채는 상당 부분이 실물자산에 대응하는 부채로 존재하기 때문에, 본 모형에서 순수하게 소비를 목적으로 사용되는 경우와는 다르다. 또한, 해당 결과는 Mian et al. (2021)에서와 같이 차입제약 완화가 결국 실질금리를 하락시킨다는 결과와도 차이가 있다. 선행연구에서는 차입자와 대부자의 이질성(heterogeneity)이 횡단면적인 측면에서 시간할인율을 기준으로 분리되어 있다. 따라서, 상환 부담의 증가로 인한 차입자의 소비 감소를, 대부자의 부의 효과(wealth effect)에 의한 소비 증가로 상쇄하지 못하고 총수요가 하락하여 금리가 하락하게 된다. 본 모형에서는 횡단면적 이질성이 아닌 세대 간 이질성이 전제되어 있어, 상환을 하는 경제주체(중년층)가 동시에 자금공급의 주체라는 점이 차이점이며, 이로 인해 선행연구와 반대되는 효과가 나타날 수 있게 된다. 다음으로 실질경제성장률($g$)의 증가가 미치는 효과는 다음과 같다.

10) 이러한 결과는 전형적인 재정정책의 민간자본에 대한 구축효과를 보여준다.

$$H_g = \underbrace{\frac{-d}{(1+g)^2}}_{} + \underbrace{\frac{1+\beta}{\beta}k}_{} + \underbrace{\frac{\mu}{\beta f^{'}(k)}b^g}_{} \tag{18}$$

| 부채 상환 감소에 따른 중년층 저축 증가 효과 | 투자 수요 증가 효과 | 노년기 보조금 증가로 중년층 현재 소비 증가 효과 |
|---|---|---|

이전에 정부 부채와 가계부채가 자본량에 미치는 효과와 달리, 경제성장률이 자본에 미치는 영향은 모형 안에서 순수하게 결정되지 않는다. 경제성장률이 증가하여 투자 수요가 증가하는 통상적인 효과(식 (18) 우변 두 번째 항)와 생애소득의 일부로서 노년기에 받을 보조금이 증가하는데 동태적 의사결정을 하는 중년층이 이에 대해 현재 소비 증가로 반응하며 저축이 감소(식 (18) 우변 세 번째 항)한다. 그러나, 경제성장률이 증가하며 중년층의 가계부채 상환 부담이 감소하는데 동태적 의사결정을 하는 경제주체는 이에 따른 현재 소득 증가를 현재 소비 증가로 완전히 상쇄하지 않는다. 이에 따라 저축이 증가(식 (18) 우변 첫 번째 항)한다. 따라서 전체적인 방향은 파라미터에 대한 특별한 가정이 없으면 알 수 없다.[11] 다만 경제성장률과 자연금리 추정치가 밀접한 양의 상관관계가 있다는 실증적 결과(Lachel and Summers, 2019)와 통상적인 신고전파 모형 이론에서 경제성장률의 증가가 실질 금리를 상승시키는 점[12], 차입제약 $d$가 충분히 작게 설정되어 있는 경우 첫 번째 항에서의 저축 증가 효과는 비교적 제한적이라는 점을 고려하면, $H_g > 0$일 가능성이 높고 $\frac{dk}{dg} = \frac{H_g}{J_k - H_k} < 0$이 성립한다. 즉, 경제성장률은 자본축적량을 감소시키고 실질금리를 상승시킬 가능성이 높다. 마지막으로 마크업 비율 $\mu$의 증가가 미치는 효과는 다음과 같다.

$$H_\mu = \underbrace{\frac{1+\beta}{\beta}\frac{d}{f^{'}(k)}}_{} + \underbrace{\frac{1+g}{\beta f^{'}(k)}b^g}_{} - \underbrace{\frac{f^{'}(k)k}{\mu^2}}_{} \tag{19}$$

| 차입제약 완화로 유년층 소비 증가 | 노년에 받을 보조금 증가로 중년층 소비 증가 | 현재 이윤 증가로 중년층 저축 증가 |
|---|---|---|

11) 차입제약 $d$의 조건에 대해 좀 더 살펴보거나 각 파라미터에 현실적인 값을 대입하여 Calibration 분석을 실시할 수도 있으나 본 연구에서는 생략한다.

12) 통상적인 무한기간 의사결정을 하는 경제주체가 있는 모형의 균제상태에서 자연금리는 $r = \rho + \theta g$로 묘사된다. ($\rho$는 시간할인율, $\theta$는 효용함수의 상대 위험기피계수)

경제성장률의 경우와 같이 마크업 비율의 증가가 자본량에 미치는 효과의 방향도 모형 안에서 명확하게 식별되지 않는다. 마크업 비율의 증가가 미치는 1차적이고 즉각적인 효과는 기업의 자본에 대한 수요 감소이다. 이에 따라 자본 임대료와 실질금리도 1차적으로 감소한다. 금리 감소에 따른 2차적인 효과는 먼저 차입제약 완화로 유년층의 소비가 증가한다(식 (19) 우변 첫 번째 항). 또한, 정부 부채의 금리비용 감소로 $b^g$를 고정할 경우 노년층에게 지급할 보조금이 증가하는데, 이에 따라 미래 소득 증가를 고려한 중년층의 현재 소비가 증가한다(식 (19) 우변 첫 번째 항). 이상의 두 가지 효과는 자금시장에서 자금수요 증가와 자금공급 감소 효과를 초래한다. 하지만, 동시에 마크업 증가로 인해 기업의 이윤이 증가하고 중년층의 현재 소득이 증가한다. 동태적 의사결정을 하는 중년층은 현재 소비를 현재 소득만큼 증가시키지 않으므로, 이는 중년층의 저축 증가로 이어진다(식 (19) 우변 세 번째 항). 따라서, 자금시장 변동의 전반적인 방향은 알 수 없으며 마크업 하락이 자본축적에 미치는 영향의 방향도 해당 모형에서는 식별할 수 없다.[13] 본 경제에서 금리하락에 따른 지출증가 효과는 차입제약과 재정정책이라는 두 가지 제도적 장치에 의존한다. Eggertsson et al. (2021)은 마크업의 증가가 투자를 감소시켜 자본축적을 감소시키는 경로를 일반균형 모형을 통해 입증하였다. 금리의 하락이 거시경제의 지출을 증가시키고 저축을 감소시키는 통상적인 경우를 고려하면, 선행연구와 유사하게 자본축적을 감소시킬 가능성이 높다고 볼 수 있다. 추가적으로 고려할 사항은 마크업 비율의 증가가 실질금리에 미치는 최종적인 효과이다. 즉, 최종 효과는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$d\left(\frac{f'(k)}{\mu}\right)/d\mu = -\frac{f'(k)}{\mu^2} + \frac{f''(k)}{\mu}\frac{dk}{d\mu} \tag{20}$$

$\frac{dk}{d\mu} > 0$이라면 식 (20)의 값은 음수이고 마크업 비율의 증가는 실질금리를 감소시킨다. 반면 $\frac{dk}{d\mu} < 0$이라면 식 (20)의 값은 해당 정보만으로는 알 수 없다. 이 경우, 마크업 증가에 따른 1차적인 효과는 실질금리를 감소시키지만(식 (20) 우변 첫 번째 항), 추가적인 효과는 자본축적량을 감소시켜(식 (20) 우변 두 번째

13) 특히, 로그 효용함수로 설정된 상황은 금리 하락이라는 1차적 효과에 따른 가계의 기간 간 소비 대체 효과를 식별하기 어렵게 한다.

항) 실질금리의 감소를 일부 상쇄하거나 실질금리를 상승시킬 수도 있다.14)

## 3. 실증 분석에의 함의

기본적으로 위 모형의 정성적 결과는 여러 제도적 장치가 자본축적과 실질금리를 결정하는 중요한 요인들임을 보여준다. 특히, 실물변수인 경제성장률과 마크업이 자본량에 미치는 영향이 해당 경제의 부채 수준 등 다양한 변수에 따라 달라질 수 있다는 점을 의미한다.

가계부채의 증가는 자본량을 감소시켜 실질금리를 증가시키는 것으로 나타났다. 가계부채의 증가로 차입제약에 있는 유년층의 소비에 필요한 자금수요가 증가함과 동시에 부채를 상환해야 하는 중년층의 저축이 감소하여 자금공급이 감소하기 때문이다. 경제성장률의 증가는 명확히 식별되지는 않으나 여러 점을 고려할 때 실질금리를 증가시킬 것으로 예상된다. 성장률의 증가로 투자수요가 증가하고 노년기에 받을 보조금의 증가를 고려한 중년층의 현재 소비가 증가하여 자금수요가 전반적으로 증가하지만, 중년층 가계부채 상환부담 하락에 따른 저축 증가에 따른 자금 공급 증가가 일부 이를 상쇄할 것으로 예상된다. 구체적인 효과의 크기는 해당 경제의 가계부채, 정부부채, 자본량 등에 결정된다. 마크업 증가가 자본에 미치는 효과는 불확실할 것으로 예상된다. 마크업 증가에 따른 즉각적인 효과로 금리가 하락한며, 이에 따라 차입제약이 완화되어 자금수요가 증가하고 노년기에 받을 보조금의 증가를 고려한 중년층이 현재 소비를 증가시켜 자금공급을 감소시키지만 중년층이 받는 현재 이윤이 증가하면서 자금공급이 증가하는 경로가 존재한다.15)

본 연구의 주제와 관련되어 있는 재정정책의 형태와 효과는 모형 안에서 비교적 명확하게 식별되었다. $r < g$인 경우 세금의 징수 없이 영구적인 재정적자가 가능하며 지속적인 차환을 통해 일정 정도의 정부 부채 수준을 유지할 수 있다. 즉, 일종의 폰지계획(Ponzi-Scheme)이 가능하다. 해당 정부 부채 수준의 증가는 자본축적을 감소시키는 구축효과를 야기하며 실질금리를 상승시킨다. 독점력

---

14) 앞서 언급한 바와 같이, $\frac{dk}{d\mu} < 0$일 가능성이 큰 상황에서 1차 효과가 추가적 효과에 비해 지배적임을 가정하면, 최종 실질금리도 하락할 가능성이 크다. 이러한 방향은 선행연구와도 일치한다(Eggertsson et al., 2021)

15) 현실에서 주식회사의 경우 모든 이윤이 바로 배당되지 않고 유보이윤의 형태로 존재하는데 증가한 유보이윤이 기업저축으로 활용되고 있는 상황이 마지막 경로와 관련되어 있다.

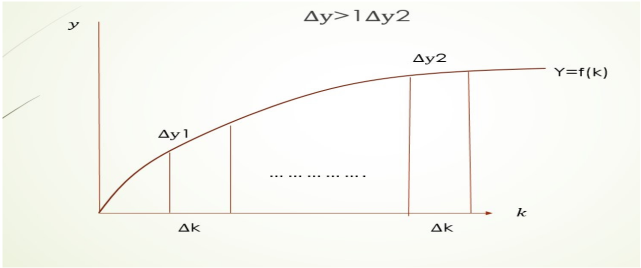
이 없는 경제에서는 $r+\delta=f'(k)$가 성립하고 $r<g$ 상황에서는 이러한 세금의 징수가 없는 영구적 재정적자의 크기를 증가시켜 정부 부채를 증가시키는 것이 현재 세대와 미래 세대의 후생을 모두 증가시킨다. 직관적으로, 이는 정부 부채의 증가가 민간자본을 감소시켜 생산량을 감소시키지만 이러한 구축효과의 크기가 순 한계자본수익률이 경제성장률보다 낮은 $f'(k)-\delta<g$ 조건에서는 소비 증가를 상쇄할 정도로 크지 않다는 점을 시사한다. 즉, 낮은 금리가 경제의 낮은 자본수익률을 잘 보여주며, 구축효과가 크지 않음을 암시한다. 그러나, 본 모형과 같이 $r+\delta=\frac{f'(k)}{\mu}$인 상황에서는 정부 부채의 증가가 현재 세대와 미래 세대의 후생을 증가시킨다는 보장이 없다. $f'(k)-\delta<g$가 성립하지 않기 때문에 낮은 실질금리가 낮은 자본의 한계수익률을 의미하지 않고 정부 부채의 증가에 따른 민간자본의 구축효과가 클 수도 있다.

특히 이러한 점은 실질금리 하락의 원인과 관련하여 해석할 때 중요하다. $r+\delta=\frac{f'(k)}{\mu}$, $f''(k)<0$임과 앞의 모형 분석 결과를 고려할 때, 실질금리는 다음과 같은 두 가지 '직접적인' 경로에 영향을 받는다. 먼저, 자본($k$)가 증가할 때 실질금리가 하락한다. 이 경로는 비교적 명확하다. 그리고 마크업 비율($\mu$)가 증가할 때 실질금리가 하락할 가능성이 크다. 금리를 하락시키는 1차 효과와 이것이 자본량에 미치는 가변적이고 불확실한 방향의 2차 효과를 고려할 때 1차 효과가 지배적이라는 전제 하에 실질금리가 하락할 것이다.

따라서 다음과 같은 가설을 세워볼 수 있다. 실질금리가 자본($k$) 증가에 기인하여 하락한 경우, 실질금리와 한계자본수익률 간 차이는 비교적 크지 않고, 낮은 실질 금리는 재정정책의 자본에 대한 구축효과가 작을 수 있다. 반면, 실질금리 하락이 마크업($\mu$) 증가에 기인한 경우, 실질금리와 한계자본수익률 간 차이는 크고 낮은 실질금리에도 불구하고 재정정책의 자본에 대한 구축효과가 클 수도 있다. 〈Figure 3〉은 통상적인 성질을 가진 생산함수를 통해 이러한 논리를 그림으로 묘사한다. 자본축적을 통해 자연금리가 하락하여 낮은 자연금리가 낮은 한계자본수익률을 잘 반영한다면 구축효과는 그림에서의 $\Delta y_2$에 해당한다. 반면 마크업을 통해 자연금리가 하락하여 낮은 자연금리가 낮은 한계자본수익률을 의미하지 않는다면 그림에서의 $\Delta y_1$에 해당한다. 본 연구는 이러한 가설을 토대로 한국, 미국, 그리고 일본의 실질금리와 한계자본수익률을 추정하고 국가별로 어떻

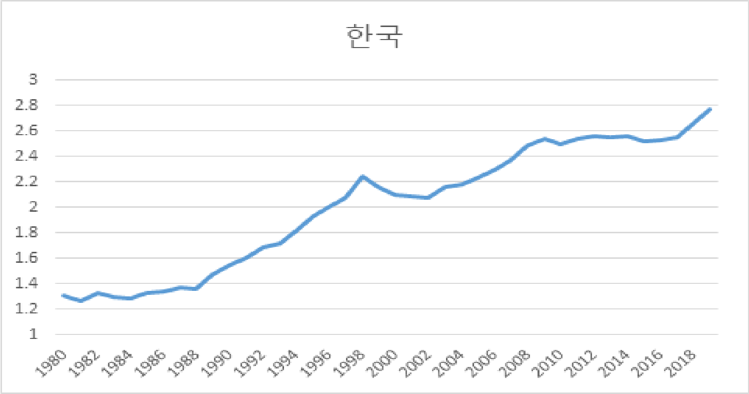
게 다른 양상을 보이는지 분석하고자 한다. ⟨Figure 4⟩는 한국, 미국, 일본의 민간자본 대비 GDP에 대한 시계열을 보여주고 있다. 일본화(Japanification)이라는 이름으로 1990년대 초부터 수요 측면 장기침체의 양상을 보여왔던 일본의 경우 자본비율이 해당 기간부터 급격하게 상승해왔다. 이를 토대로 일본의 경우 실질금리 하락의 원인이 자본축적에 있다는 가설을 세워볼 수 있다. 미국의 경우 이와 다른 양상이 나타난다. 1980년대부터 1990년대 중반까지 오히려 자본비율이 하락한다. 2000년 이후 다소 반등하였으나 이후 일정한 장기 수준에서 횡보하고 있는 모습을 보여준다. 이러한 모습은 고전적인 Kaldor의 정리에서 자본과 소득이 일정한 속도로 증가한다는 사실과 일치한다. 이를 토대로 미국의 경우 실질금리 하락의 원인이 자본축적이 아닌 다른 요인에 있다는 가설을 세워볼 수 있다. 더욱이, 최근 미국경제의 마크업 및 이윤 비중 증가를 보고하는 연구(De Loecker and Eeckhout, 2017; Barkai, 2020)를 고려할 때 미국의 실질금리 하락이 독점력 증가에 따른 마크업 증가에 기인한 것이라는 가설을 세워볼 수 있다. 한국의 경우 일본과 유사하게 자본비율이 지속적으로 상승하고 있는 점으로 미루어볼 때, 일본의 경우와 유사할 것으로 가설을 세워볼 수 있다. 즉, 미국의 경우 자본비용(자연금리)이 한계자본수익률을 잘 반영하지 못한다면, 시장에서 관측되고 있는 자본비용이 낮다고 해서 구축효과의 크기가 작다는 주장은 설득력을 잃게 된다. 마크업의 크기는 한계자본수익률이 큼에도 불구하고 자연금리를 감소시키기 때문이다. 반면, 한국, 일본과 같이 한계자본수익률이 자본비용을 상대적으로 잘 반영한다면 자본비용의 하락을 근거로 구축효과가 상대적으로 작을 수 있다는 주장을 할 수 있을 것이다. 다음 장에서는 실증분석을 통해 이러한 가설이 자료와 부합하는지 확인할 것이다.

⟨Figure 3⟩ Size of Crowding-out Effect depending on Marginal Product of Capital

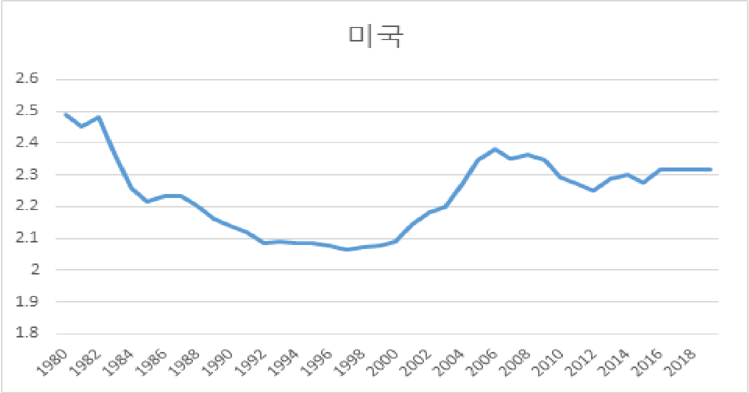


〈Figure 4〉 Fixed Capital of the Private Sector over GDP in Korea, the US and Japan

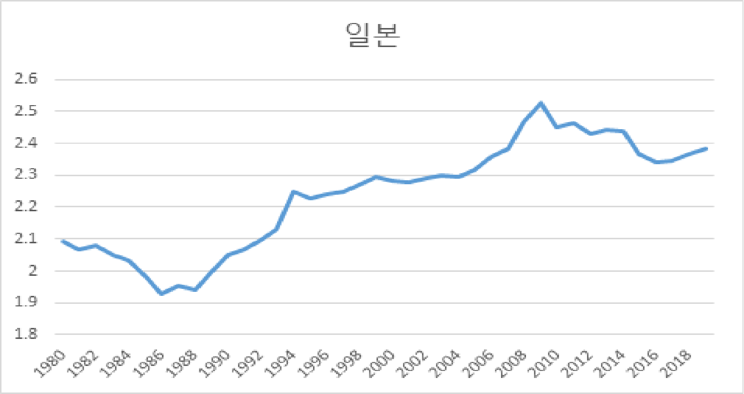
Korea




US




Japan




Note: Current-cost net stock of fixed assets of the private sector over GDP from 1980 to 2019.
Source: OECD

# Ⅳ. 실증 분석

본 장에서는 Ball and Mankiw (2020)가 캘리브레이션(Calibration)을 위해 사용한 모형과 국민계정 자료를 토대로 한국, 미국, 일본의 자연금리와 한계 자본수익률을 추정한다.

## 1. 식별을 위한 모형

본 경제는 앞서 소개한 모형과 같이 불확실성이 존재하지 않고 기업의 가격설정력이 존재하는 경제이다. 생산함수는 다음과 같이 묘사된다.

$$Y = F(K, AL), \ \frac{(\dot{AL})}{AL} = g \tag{21}$$

생산함수는 통상적인 규모 수익 불변의 함수이고 효율노동은 상수 $g$의 속도로 증가한다. 앞선 모형과 같이 기업의 가격설정력이 존재하므로 기업의 통상적인 1계 조건을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P = \mu \frac{R}{MP_K} = \mu \frac{W}{MP_L}, \ where \ MP_K = F_K, \ MP_L = AF_L \tag{22}$$

$\mu$는 한계비용을 가격과 일치시켜주는 마크업 비율로 앞선 모형의 결과와 기본적으로 같다. 생산함수를 효율노동 $AL$로 나누고 $P=1$로 정규화하여 오일러 정리(Euler's theorem)를 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$R = \frac{f'(k)}{\mu}, \ W = \frac{A(f(k) - f'(k)k)}{\mu} \tag{23}$$

위 식 (23)에서 소문자는 효율임금 수준으로 나눈 변수이다. 마크업이 1보다 커 실효적인 경우 경제 생산물 중 일부는 순수한 이윤의 몫이 된다. 생산물에서 자본과 노동에 대한 몫으로 분배된 나머지로서 이윤 비율($\Pi$)은 다음과 같이 정의된다.

$$\Pi = \frac{Y - RK - WL}{Y} \tag{24}$$

식 (23), (24)를 이용하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Pi = 1 - \frac{1}{\mu} \tag{25}$$

이윤비율과 마크업 비율은 비례하고 이윤비율이 결정되면 해당 경제의 마크업 비율도 결정된다. 해당 경제는 불확실성이 없으므로 자연금리는 앞선 모형과 같은 방식으로 표현된다.

$$r = R - \delta = \frac{f'(k)}{\mu} - \delta \tag{26}$$

실질금리는 감가상각률을 제외한 순임대료와 일치하고 임대료는 한계자본수익률을 마크업으로 나눈 값이다. 다음으로 '평균' 자본수익률을 정의한다. 평균자본수익률은 실제로 관측되는 '자본'의 몫을 자본으로 나눈 값으로 다음과 같이 정의된다.

$$m = \frac{RK - \delta K + \Pi Y}{K} \tag{27}$$

위 식 (27)에서 분자는 자본의 순 임대수입에 이윤을 더한 값인데 아래에서 설명하듯 국민계정 상 영업잉여를 나타낸다. 식 (26)을 고려하여 식 (27)은 다음과 같이 다른 방식으로 표현될 수 있다.

$$m = \frac{f'(k)}{\mu} - \delta + \frac{\Pi y}{k} \tag{28}$$

다음으로 토빈의 $q$를 정의한다. 현실에서 많은 경우에 있어 기업은 자본을 임대하기 보다는 직접 소유하는 경우가 많은데 토빈의 $q$는 기업이 보유한 자본의 시장가치를 자본의 장부상 가치로 나눈 값이다[16]. 이를 위해 분자에 해당하는 자본의 시장가치를 이론적으로 식별할 필요가 있다. 성장률이 상수이고 불확실성이 없는 경제에서 할인율에 해당하는 금리도 상수이므로 Gordon의 배당성장모형을 이용하면 기업이 소유한 자본의 시장가치는 현재와 미래이윤의 성장률을 고려하여 할인한 현재가치의 합이므로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

---

16) 본 연구에서 정의한 토빈의 $q$는 전체 자본의 시장가격을 전체 장부상 가격으로 나눈 실증적으로 계산 가능한 평균(average) 토빈의 $q$이다. '자본의 시장가격'으로서 정확한 토빈의 $q$는 한계적(marginal) $q$이다. 이와 관련하여 자세한 내용은 Hall (2001)에 제시되어 있다.

$$M = \frac{RK - \delta K - gK + \Pi Y}{r - g} \tag{29}$$

효율노동이 $g$로 성장하는 경제에서 매기 기업은 생산물에서 노동소득을 제외하고 여기에 기존 자본의 감가상각분에 대한 투자와 효율노동대비 자본 수준을 일정하게 유지하기 위한 투자가 필요하다. 나머지에 해당하는 순수한 '이윤'을 성장률과 할인율을 고려하여 조정한 값이 $M$이다. 식 (28)과 토빈의 $q$ 정의를 고려하면 토빈의 $q$는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$q = \frac{M}{K} \tag{30}$$

식 (26)과 (29)를 이용하여 식 (30)을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$q = 1 + \frac{\Pi y}{k(r - g)} \tag{31}$$

마지막으로 식 (26), (28), (31)을 이용하여 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$r = \frac{f'(k)}{\mu} - \delta = \frac{m - g}{q} + g \tag{32}$$

## 2. 데이터 설명 및 추정방법

본 장에서는 분석에 사용한 데이터를 설명하고 추정방법에 대해 설명한다. 앞선 모형을 기초로 할 때 각국의 자연금리와 한계자본수익률을 추정하기 위해서 필요한 변수의 값은 실질적으로 $g, \delta, m, q$ 총 4개이다. 먼저, $g, m, q$의 값을 파악하면, 식 (32)를 통해 자연금리($r^*$)를 계산할 수 있다. 추정한 $r$과 $g$, $q$를 통해 $\Pi$를 추정할 수 있다. $\Pi$를 추정한 뒤, 식 (25)를 통해 마크업 비율 $\mu$를 구할 수 있으며, $\mu$와 $\delta$를 통해 식 (26)을 이용하여 한계자본수익률 $f'(k)$를 추정할 수 있다.

### 가. 토빈의 q 추정

토빈의 q를 Eggertsson et al. (2021)을 참조하여 추정하였다. 각 국의 연간 국민계정 자료를 사용하였는데 국가 간 비교를 위해 기본적으로 OECD Statistics의 자료를 사용하였다. 국민계정 자료를 사용한 토빈의 q는 문헌에서

크게 2가지 방식으로 보고되었는데, Eggertsson et al. (2021)에서 사용된 Hall (2001)의 방식을 적용한다.17) 이는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$q = \frac{V-(FA-FL)-Inventory}{K} \tag{33}$$

위 식 (33)에서 $V$는 기업의 시가총액, $FA$와 $FL$는 각각 기업이 보유한 금융자산과 금융부채, $Inventory$는 기업이 보유한 재고자산(Inventories)을 나타낸다. $K$는 경제이론에서 자본의 장부상 가격에 해당하는 부분을 나타낸다. 생산자본의 시장가치를 평가하기 위해 시가총액에서 해당 기업이 보유한 순금융자산을 제외하고 재고자산을 제외한 것이다. q를 계산하기 위해 사용된 모든 자료의 제도부문(Sector)은 비금융기업(Non-financial corporations)의 자료를 사용하였다. 국민계정시스템(System of National Accounts) 2008년 기준으로 $V$는 자금순환표(Financial Accounts)의 금융자산부채잔액표(Financial Balance sheets)의 부채(Liabilities) 파트의 주식(Equity) 항목을 사용하였다.18) 시계열을 연장하기 위해 국민계정 2008년 이전 시계열 자료 또한 사용하였는데 2008년 이전 시계열 자료에서 얻은 연간 '변화율' 데이터를 사용하여 2008년 국민계정 자료를 기준으로 하여 시계열을 연장하였다. 한국의 경우 OECD에 2002년 이전의 시계열은 존재하지 않아 이 부분은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)의 금융자산부채 잔액 자료에서 얻은 변화율로 시계열을 연장하였다. $FA$와 $FL$도 동일한 출처에서 얻은 뒤, 같은 방식으로 가공하여 얻었다. Inventories와 자본 $K$는 비금융자산에 대한 국민대차대조표(Balance sheets for non-financial assets)에서 재고자산(Inventories)과 고정자산(fixed assets) 자료를 사용하였다. 비금융자산은 생산자산(Produced assets)과 비생산자산(Non-produced assets)으로 나누어지는데 비생산자산은 토지, 광물 등을 의미한다. 생산자산은 고정자산과 재고자산으로 나누어지는데 고정자산은 건물 및 장비 등 재고자산을 제외한 투자를 통해 생산되는 모든 자산으로서 경제이론에서의 $K$를 가장 잘 나타낸다. 추정한 q는 〈Figure 5〉에 제시되어 있다.

한국은 1980년대를 거치면서 1980년대 후반부터 외환위기 이후까지 매우 낮은 q를 보여주고 있다. 특히 이 기간 q는 1을 하회하였는데 식 (31)을 통해 미루어볼 때, 해당기간 기업 이윤의 비중이 0보다 작을 가능성을 암시하고 있다.

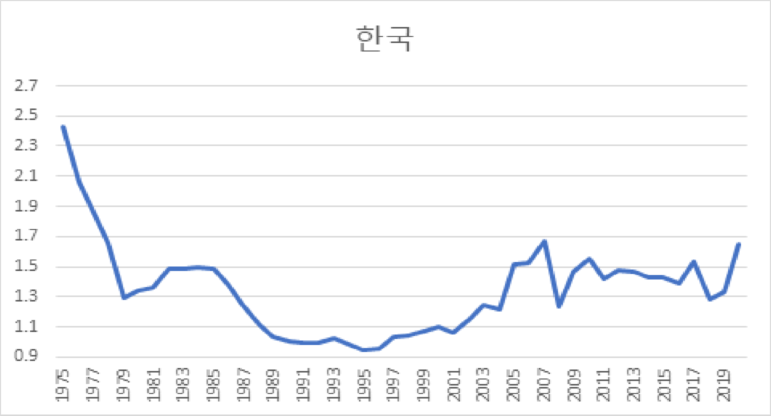
---

17) Eggertsson et al. (2021)는 두 가지 방식의 q가 약간의 수준(level)차이를 제외하고 추세나 방향은 거의 일치하였음을 보고하고 있다.

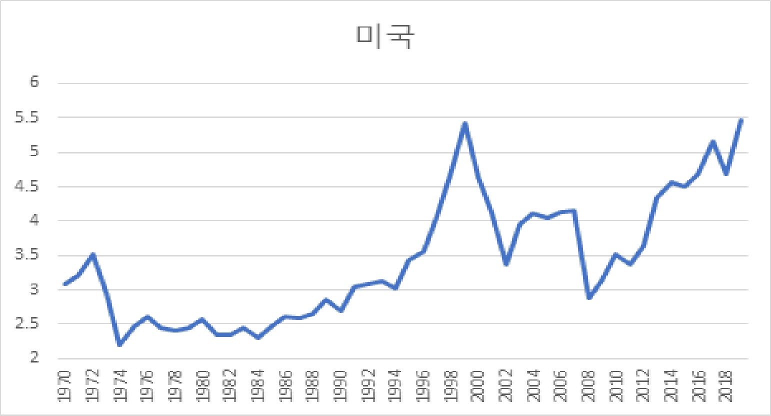
18) 부채 항목에 있는 주식 부분이 해당 기업 자본의 시장가치를 나타내기 때문이다.

〈Figure 5〉 Tobin's q in Korea, the US and Japan

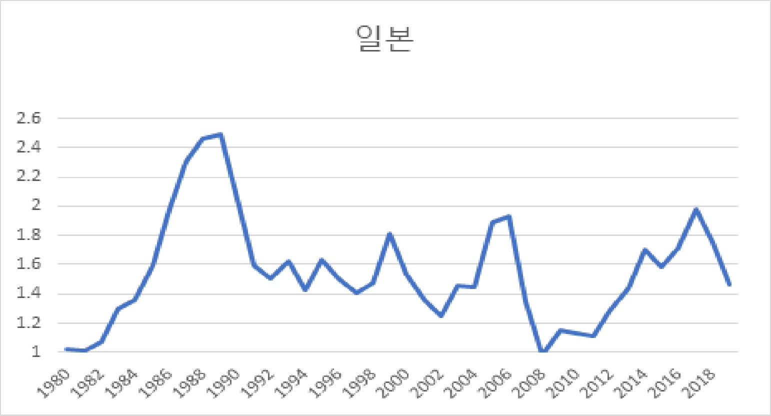
Korea




US




Japan




Note: The estimated series is obtained by the authors using National Accounts data from 1980 to 2019.
Source: OECD

이후 q는 2000년대 중반까지 빠르게 회복되었으나 글로벌 금융위기 때 하락하고 이후 일정한 수준에서 횡보하는 모습을 보이고 있다. 일본의 경우 1990년대 초반 '거품경제'가 붕괴되기 전까지 높은 수준으로 상승한 q는 이후 급락하여 그보다 낮은 수준에서 비교적 높은 변동 수준을 보이며 횡보하고 있다. 글로벌 금융위기 당시 급락한 q는 이후 회복하여 일정 수준에서 횡보하고 있다. 미국의 경우 주목할 점은 q의 값이 상대적으로 높다는 것이다. Eggertsson et al. (2021)에서 거시 자료 및 미시 자료로 계산한 q의 값보다 높은 수준이지만 추세와 방향성은 일치한다.[19] 미국은 1990년대 중후반 닷컴버블시기 역사적으로 높은 수준의 q값을 보이고 이후 하락하였다. 글로벌 금융위기 때 저점을 마크하였으나 이후 추세적으로 상승하여 역사적 고점과 유사한 수준에 이르렀다. 추가적으로 고려할 점은 q의 변동성이 q를 바탕으로 추정될 자연금리와 한계자본수익률의 변동성도 높인다는 점이다. q의 분자에 해당하는 시가총액 부분이 펀더멘탈을 잘 반영한다면 Gordon의 배당성장모형과 일치하지만 현실적으로 거품이 존재하는 등 일시적으로 가치평가(valuation)가 과도 혹은 과소할 경우가 존재한며, 추정된 자연금리 등도 불필요하게 거품의 영향을 받게 된다. 이 점을 조정하기 위한 절차가 필요한데 뒤에서 논의한다.

### 나. 평균자본수익률(m) 및 기타 변수 추정

다음으로 식 (27)에서 설명된 평균자본수익률(m)을 추정한다. 분모 $K$는 동일한 OECD의 국민계정 자료의 민간 고정자산(fixed assets of the private sector) 자료를 사용하였다. 앞서 설명하였듯이, 분자는 분배국민소득 항목에서 영업잉여(Operating surplus)를 의미한다. 즉, 순생산세(Production taxes less than subsidies)를 부과하기 전 기초가격(Basic prices) 총부가가치(Gross value added)에서 피용자보수(Compensation for employees), 고정자본소모(Consumption of fixed capital), 기타순생산세(Other taxes less subsidies)를 제외한 몫에 해당한다. 모형에서는 세금의 존재를 도입하지 않았기 때문에 영업잉여 자료를 사용하기 전 약간의 가공절차를 거쳤다. 국내총생산(GDP)과 총부가가치는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

19) 참고 논문에서는 Fed에서 제공하는 자영업자를 제외한 기업의 자료를 사용하였다. 본 연구에서는 국가 간 비교를 위해 OECD 자료를 사용하였다.

$$GDP(Y) = \text{순생산세} + GVA(\text{기초가격}) \tag{34}$$
$$GVA(\text{기초가격}) = \text{피용자보수}(WL) + \text{영업잉여}(RK + \Pi Y - \delta K)$$
$$+ \text{고정자본소모}(\delta K) + \text{기타순생산세}$$

본 연구는 식 (34)에서 $WL + (RK + \Pi Y - \delta K) + \delta K$ 중 $WL$, $RK + \Pi Y - \delta K$, $\delta K$의 비중을 각각 계산하였다. 그리고 그 비중을 $Y$에 곱하여 세금이 없는 경제에서 $Y$가 각각의 몫으로 온전히 분배되도록 하는 $WL$, $RK + \Pi Y - \delta K$, $\delta K$을 계산하였다. 이는 생산에 대한 세금이 요소들에 구체적으로 어떻게 분배되는지에 관한 정보가 없기 때문에 각 요소의 세후 몫에 대응하여 분배된다고 가정한 것이다.[20) 이렇게 GDP에 부합되게(GDP-based) 새롭게 계산된 영업잉여를 분자로 사용하고 평균자본수익률( m)을 계산하였다. 경제성장률 $g$는 실질 GDP 성장률을 5년 이동 평균한 자료를 사용하였다. $K/Y$를 계산할 때 $K$는 위와 같이 민간 고정자산을 사용하였다. 감가상각률의 경우는 앞서 세금을 조정하여 계산한 고정자본소모(Consumption of fixed capital)를 경제 전체의 고정자산(fixed assets of total economy)으로 나누어 계산하였다.[21)]

## 3. 추정 결과

토빈의 q를 포함하여 계산된 자료를 모형에 대입하여 자연금리와 한계자본수익률을 시산한다. 앞서 설명하였듯이 토빈의 q에서 분자는 이론적으로는 펀더멘탈을 반영해야 하지만 현실적으로 거품이 존재하여 토빈의 q가 과대 또는 과소 추정되는 경우가 존재한다. q의 불필요한 변동성은 자연금리와 한계자본수익률 등 여타 변수 추정치의 변동성도 증가시킨다. 장기적으로 주식의 가치가 펀더멘탈을 온전히 반영한다는 가정하에 q로부터 비롯되는 불필요한 변동성을 제거하기 위하여 Hodrick- Prescott (HP) 필터를 사용하였다.[22)] 필터를 q에 적용하여 도출된 자료를 보여주거나 최종적으로 도출된 자료에 필터를 적용하여 추세치를 나타내는 방법이 존재한다. 본 연구에서는 q의 변동성이 포함된 실제 추정치와 추세치를 동시에 보여주는 후자의 방법을 선택한다.[23)] OECD의 국민계정

20) GDP 중 세금 항목의 비중은 각 국이 모두 10% 내외에서 비교적 일정한 모습을 보였다.
21) GDP의 고정자본소모 몫은 민간부문 만이 아닌 공공부문이 보유한 고정자산까지 포함하여 계산된 것이기 때문에 민간부문의 고정자산과 공공부문의 고정자산이 유사한 감가상각률을 가진다는 가정하에 이와 같은 방식으로 계산하였다.
22) 통상적으로 연간 데이터에 사용하는 $\lambda = 100$을 사용하였다.

자료가 일본에 대해 1980년 이후의 자료만을 제공하여 비교를 위해 1980-2019년의 자료를 제시한다. 먼저 추정 과정에서 계산되는 이윤비중과 마크업 비율의 추정치를 〈Figure 6〉에 제시한다.

한국의 이윤비중은 1980년대를 거쳐 지속적으로 하락하여 1980년대 후반부터 외환위기 직전까지 매우 낮은 수준을 유지하였다. 특히, 1990년대 중반의 이윤비중은 0보다 작았는데 이는 기업들의 생산한 재화보다 많은 몫이 노동과 자본으로 분배되었음을 보여준다. 이러한 현상은 외환위기 직전 수년간 발생하였던 경상수지 적자 확대 및 기업의 외채 증가와 연관되어 있을 가능성이 있음을 시사한다. 외환위기 이후 이윤비중은 회복되어 글로벌 금융위기 당시 정점에 도달하였으나 이후 미세하게 하락하는 모습을 보여준다. 2000년대 중반 이후에는 횡보하는 모습을 보이고 있다. 일본의 이윤비중은 1980년대 급격하게 증가하였으나 거품경제 붕괴 이후 20여년간 서서히 하락하였다. 2010년대 이후 반등하여 다시 미세하게 상승하는 추세를 보이고 있으나 긴 시계열로 보면 대체로 횡보하는 모습을 보이고 있다. 미국의 이윤비중은 한국 및 일본과는 전혀 다른 양상을 보이고 있다. 이윤비중은 1980년대 이후 명확한 추세적 상승패턴을 보여주고 있다. 마크업 비율도 이에 따라서 증가하고 있는데 최근 1.2까지 도달한 마크업 비율의 수준과 이윤 비중의 상승 추세는 관련문헌의 결과와 일치한다(Eggertsson et al., 2021; De Loecker and Eeckhout, 2017; Barkai, 2020).

노동소득(피용자 보수)과 이윤비중을 알고 있기 때문에 영업잉여에서 이윤비중을 제외한 순수한 자본소득 비중을 추정할 수 있다. 여기서 제시된 자본소득에는 감가상각에 따른 고정자본 소모분(consumption of fixed capital)을 제외하지 않았다. 피용자보수, 영업잉여 앞서 설명하였듯 순생산세를 조정하여 다시 계산하였으며, 〈Figure 7〉에 제시되어 있다.[24)]

한국의 자본소득비중은 외환위기 직전 정점을 찍으며 지속적으로 상승하였으나 외환위기 이후 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있다. 외환위기 이전 노동소득비중도 정점을 찍고 하락하였으나 노동소득비중은 회복세를 지속하여 최근에는 역사적 고점에 이르렀다. 이윤 비중이 2000년대 중반 이후 대체로 횡보하였음을 고려할 때 하락한 자본소득이 그대로 노동소득의 증가로 전환되었음을 알 수 있다. 일본의 자본소득비중은 1980년대부터 거품경제를 거치며 지속적으

23) 두 가지 방법은 관심의 대상이 되는 추정치들에 대해 유의미한 차이 없이 모두 유사한 패턴의 그림을 보여준다. 두 방법 간 차이에 관해서는 뒤의 계량분석에서 다시 검토한다.

24) 조정에 따라 GDP=피용자보수+자본소득+이윤의 몫이 성립한다.

로 하락하였다가 2000년 이후 반등하는 모습을 보여주었다. 노동소득비중도 대체로 횡보하는 모습을 보여주는데 최근 노동소득비중이 역사적 고점에 이르는 등 증가하고 자본소득비중이 하락하는 모습을 보이고 있다. 일본 역시 이윤비중이 최근 대체로 횡보하였음을 고려할 때 감소한 자본소득이 노동소득으로 전환되었음을 보여준다. 그러나, 일본은 이러한 추세를 기록한지 몇 년이 되지 않았기 때문에 추세적 모습을 단정하기엔 어려워 보인다. 미국은 한국 및 일본과 다른 모습을 보이고 있다. 노동소득비중은 1980년 이후 추세적으로 하락하고 있다. 자본소득비중 또한 하락하는 추세를 보이고 있는데 이는 미국에서 이윤비중의 뚜렷한 증가에 기인하는 것으로 보인다. 노동소득비중과 자본소득비중 모두 하락하는 것은 선행연구(Eggertsson et al., 2021; Barkai, 2020)에서 밝혀진 내용과 일치한다. 자연금리와 한계자본수익률에 대한 결과는 <Figure 8>에 제시되어 있다. 한국과 일본, 미국 모두 자연금리가 추세적으로 하락하고 있음을 확인할 수 있다. 한국은 1980년대 초 약 27%에서 2019년 약 7%까지 하락하였다. 일본은 같은 기간 약 13%에서 5%까지 하락하였다[25]. 추정된 금리의 수준은 시장에서 관측되는 안전자산 수익률보다 높은데 이는 불확실성이 없는 경제에서 추정한 금리가 위험가중 평균수익률로 해석될 수 있기 때문이다(Ball and Mankiw, 2020). 미국의 경우 1980년 초중반 일시적으로 7%까지 상승하였으나 이후 지속적으로 하락하여 3.5%까지 하락하였다. 일본은 거품경제가 붕괴되며 급격하게 하락한 후 횡보하였으나 2010년 이후 다시 하락하는 모습을 보이고 있다. 한계자본수익률은 미국이 한국 및 일본과 다른 모습을 보여주고 있다. 한국과 일본이 자연금리와 매우 유사한 변동흐름을 보이며 유사하게 추세적으로 하락하는 모습을 보여주는 반면 미국은 1980년대부터 한계자본수익률이 상승하여 1990년대 일정한 수준을 유지하였으나 1990년대 후반부터 글로벌 금융위기 전까지 하락하였고 금융위기 이후 비교적 일정한 수준에서 횡보하고 있다. <Figure 9>는 한계자본수익률을 자본/GDP 비율과 같이 제시하고 있다. 추정된 생산함수가 일정하다는 가정하에 한계자본수익률이 자본/GDP 비율과 역의 관계에 있다는 경제 이론과 일치하고 있음을 보여주고 있다. 한국과 일본은 한계자본수익률과 반대로 추세적인 상승을 보여주고 있고, 미국은 한계자본수익률과 자본

25) 본 연구에서 추정된 비교적 높은 수준의 자연금리 값은 추정된 값에 포함된 위험자산의 위험프리미엄과 더불어 계산과정에서 평균자본수익률을 계산할 때, 토지와 재고자산을 포함하지 않고 민간의 고정자산을 포함하였기 때문이다. 이와 관련된 선행연구(조태형 외, 2015)에서는 정부 부문 및 토지, 재고자산을 포함하여 본 연구의 평균자본수익률에 대응하는 '사후내생수익률'을 계산하였는데 민간부문의 해당 수익률은 1970년-2013년에 해당하는 기간 동안 평균값이 4.2%로 제시되었다.

/GDP 비율이 반대의 움직임을 보여주고 있다. 이는 추정된 한계자본수익률이 경제이론 및 데이터와 부합함을 보여주고 있다. 일본의 경우 2010년 이후 두 변수가 같은 방향으로 움직이고 있는데 생산함수의 형태 등 구조적인 변화가 있었을 가능성을 암시한다. 또한 금리와 직접 비교 가능하도록 한계자본수익률에서 감가상각률을 차감한 순한계자본수익률과 추정한 자연금리의 HP필터 추세치를 함께 보여주고 있다. 한국, 일본의 경우 상대적으로 순한계자본수익률이 자연금리와 큰 차이를 보이고 있지 않으며 일정한 차이가 유지되는 것을 확인할 수 있다. 하지만, 미국의 경우 순한계자본수익률이 자연금리와 상대적으로 큰 차이를 보이고 있으며 이러한 격차는 최근들어 더욱 커지고 있는 추세임을 확인할 수 있다.

한국과 일본의 자연금리와 한계자본수익률이 거의 유사하게 하락하는 방향으로 움직이는 반면 미국은 한계자본수익률과 자연금리가 상당히 다른 움직임을 보이고 있다. 한계자본수익률도 1990년대 중반 정점에 있던 시기에 비해서 하락하였으나 자연금리가 약 6%에서 3.7%로 하락한 반면, 한계자본수익률은 약 13%에서 11%로 상대적으로 적게 하락하였다. 한국과 일본의 자연금리는 각각 1980년 27%와 14%에서 2019년 8%와 5%로 하락하였고 한계자본수익률도 각각 38%, 20%에서 15%, 13%로 크게 하락하였다.

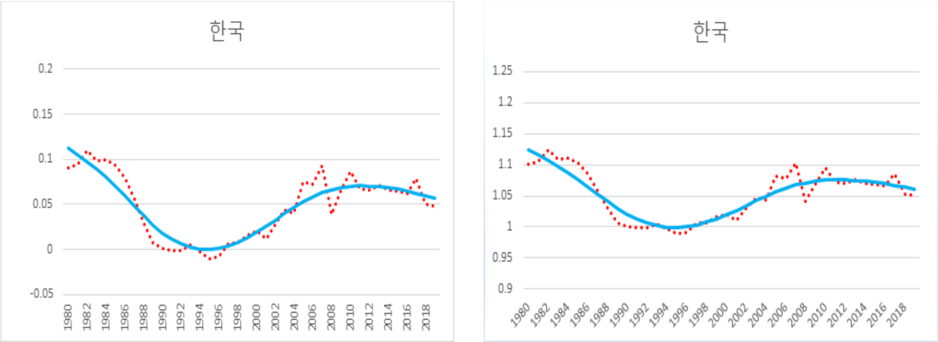
분석 결과는 선행연구 및 경제이론과 일관성이 있음을 알 수 있다. 한국과 일본, 미국의 자연금리는 모두 하락하는 추세를 보이고 있지만, 한계자본수익률은 한국, 일본만 뚜렷한 하락추세를 보이고 미국은 다른 양상을 보이고 있다. 미국의 경우 자연금리와 한계자본수익률이 한국, 일본과 비교해 다르게 움직이고 있으며 이러한 결과는 미국의 지속적인 마크업 비율 상승에 기인한다. 즉, 분석 결과는 한국과 일본의 자연금리 하락은 주로 자본축적에 의해서 진행되었으나 미국의 자연금리 하락은 자본축적이 아닌 기업의 독점력 증가에 따른 마크업 비율 상승에 의한 것이라는 가설을 지지한다. 2000년대 이후 미국의 자본량이 증가하며 한계자본수익률 또한 어느 정도 하락하였으나 해당 하락분은 자연금리의 하락 정도에 비해 상대적으로 크지 않다. 마크업은 지속적으로 증가하였는데 이는 미국의 자연금리를 지속적으로 하락시키는데 상당한 영향을 준 것으로 보인다.

〈Figure 6〉 Proportion of Economic Profit to GDP, Mark-up rate in Korea, the US and Japan

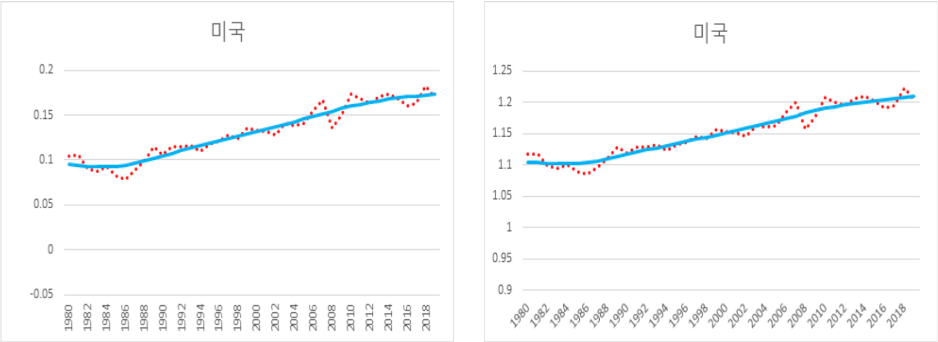
(a) Proportion of economic profit to GDP

(b) Mark-up rate

Korea




US




Japan

Note 1) The estimated series is obtained by the authors using National Accounts data from 1980 to 2019.
2) The red dotted line indicates the estimated value and the blue line denotes the HP-filtered value.

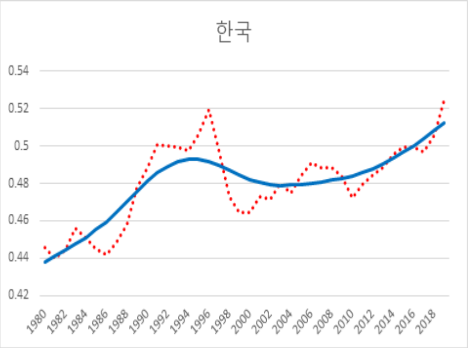
Source: OECD

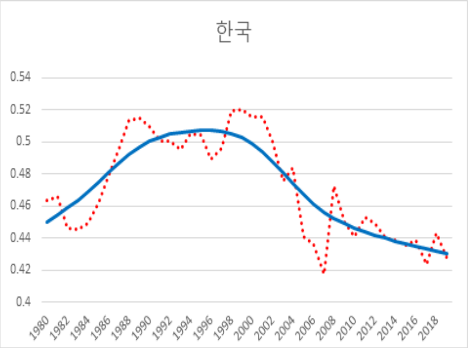
〈Figure 7〉 Proportion of Labor Compensation to GDP, Capital Share less Economic Profit to GDP in Korea, the US and Japan

(a) Labor compensation to GDP

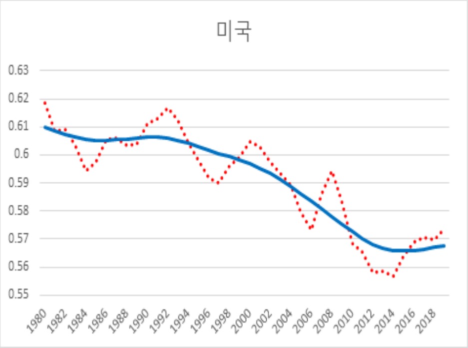
(b) Capital share less economic profit to GDP

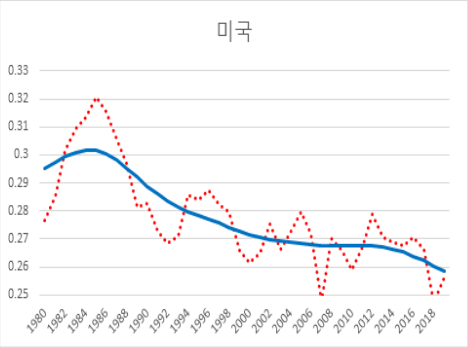
Korea



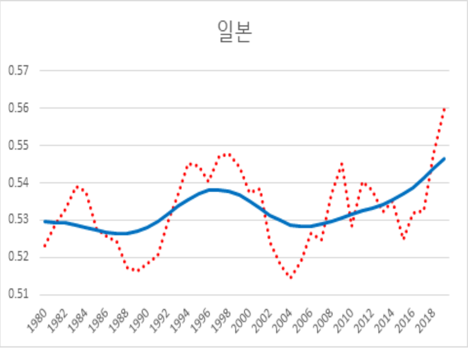



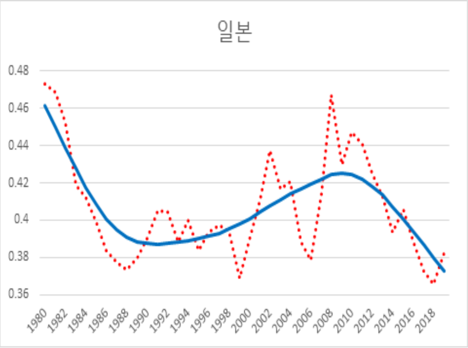

US




Japan



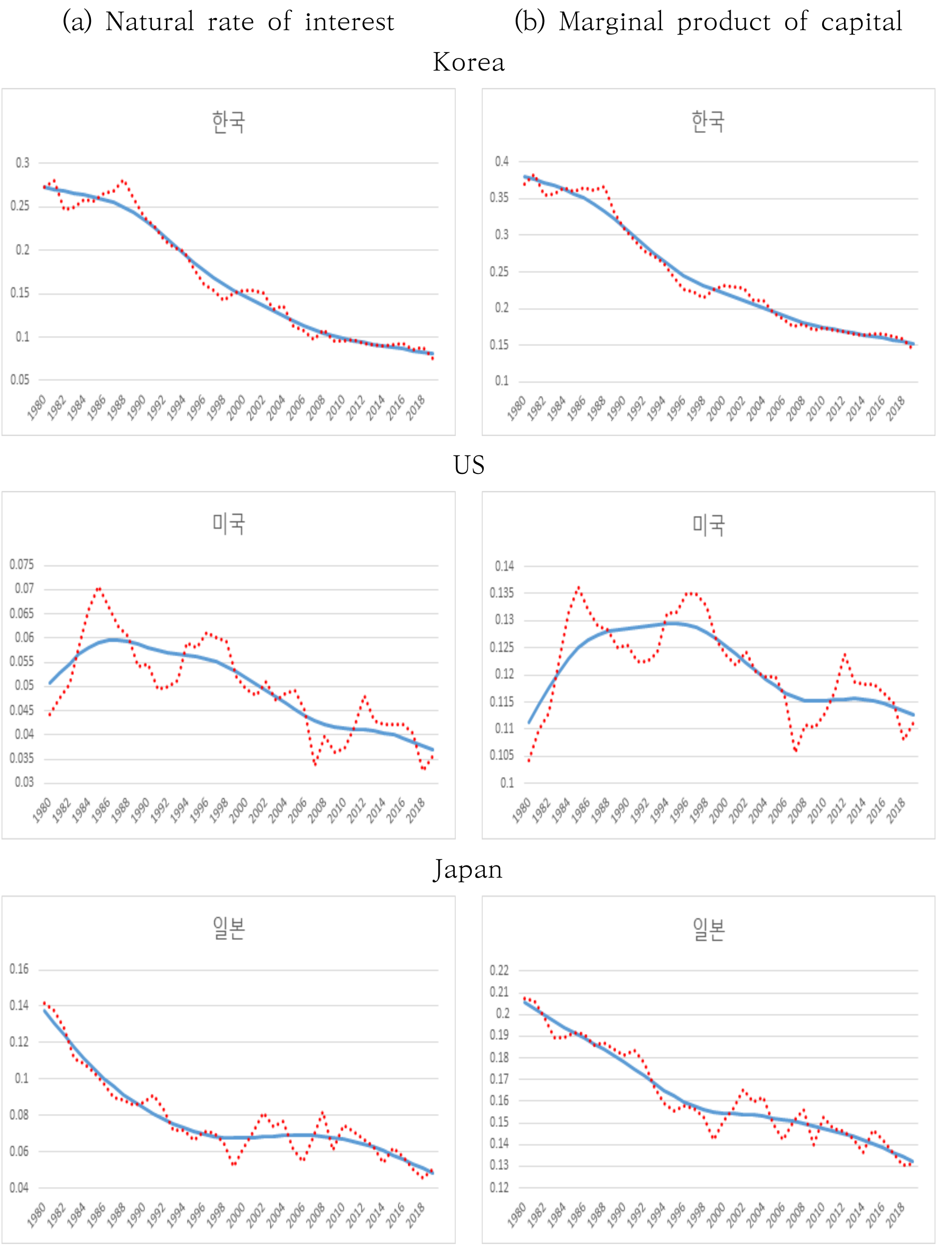




Note 1) The estimated series is obtained by the authors using National Accounts data from 1980 to 2019.

2) The red dotted line indicates the estimated value and the blue line denotes the HP-filtered value.

Source: OECD

〈Figure 8〉 Natural Rate of Interest and Marginal Product of Capital in Korea, the US and Japan



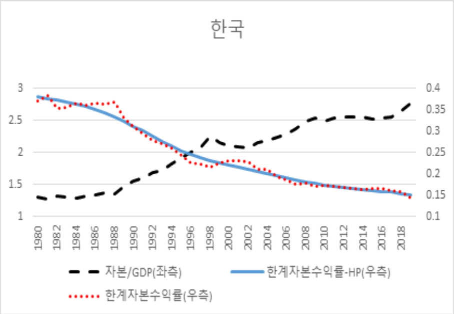

Note 1) The estimated series is obtained by the authors using National Accounts data from 1980 to 2019.
2) The red dotted line indicates the estimated value and the blue line denotes the HP-filtered value.

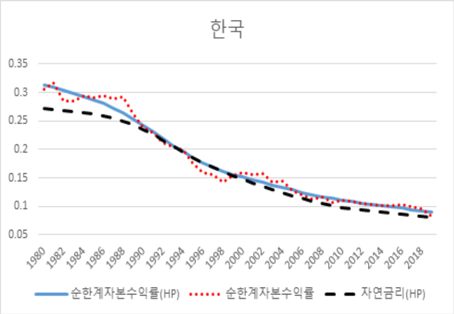
Source: OECD

〈Figure 9〉 Marginal Prodcut of Capital less depreciation rate, Marginal Prodcut of Capital and the Ratio of Fixed capital to GDP in Korea, the US and Japan

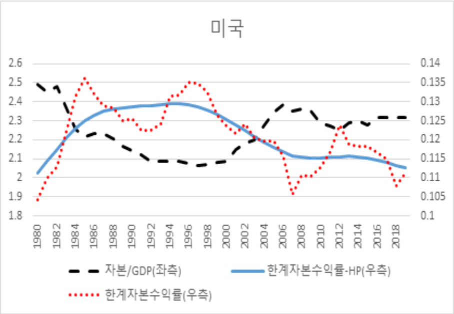
| (a) Fixed capital to GDP, Marginal product of capital | (b) Marginal product of capital less depreciation rate, HP filtered natural rate of interest |
|---|---|

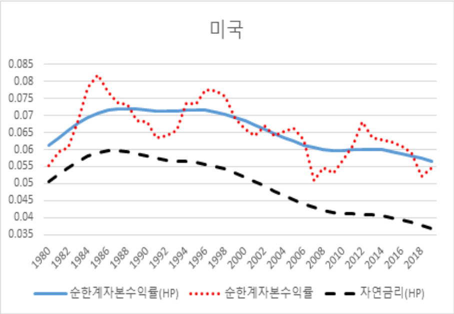
Korea



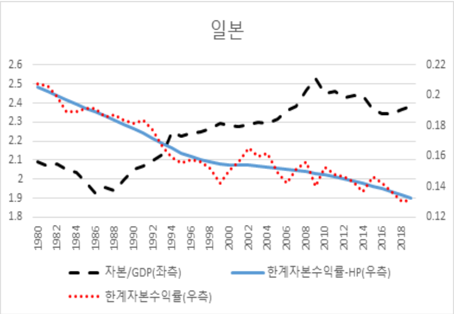



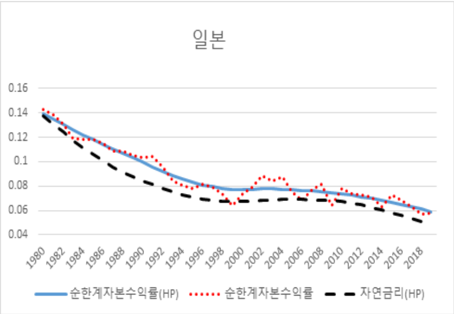

US




Japan




Note 1) The estimated series is estimated by the authors using National Accounts data from 1980 to 2019.

2) The red dotted line indicates the estimated value and the blue line denotes the HP-filtered value (the right axis). The black dashed line indicates the ratio of fixed capital to GDP in the private sector (the left axis).

Source: OECD

## 4. 추가 분석: 상관관계 분석

추정된 자연금리를 비롯한 자료들을 이용하여 추가적 분석을 수행한다. 각국의 자연금리 변동에 있어서 자본비율과 마크업 비율의 변동이 각각 어느 정도 설명하는지를 확인하고자 한다. 먼저 식 (26)을 다시 쓰면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$r_t = \frac{f'(k_t)}{\mu_t} - \delta_t = g(k_t, \mu_t), g_k < 0, g_\mu < 0 \tag{35}$$

식 (26)과 달리 마크업을 시간가변적인 변수로 표현하였다. 생산함수의 형태를 모르기 때문에 자연금리를 $g$라는 임의의 함수식으로 나타내었다. 함수의 형태를 모르고 샘플의 개수가 많은 편이 아니기 때문에 선형 회귀분석은 자연금리의 변동을 설명변수의 변동으로 설명하기 위한 선형근사(Linear approximation)식으로서 간단하고 유용한 방법이다. 따라서 자연금리를 종속변수로 하고 자본비율과 마크업 비율을 설명변수로 하는 회귀식을 다음과 같이 설정한다.

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 (k/y)_t + \beta_2 \mu_t + \epsilon_t,\ E(X\epsilon) = 0 \tag{36}$$

위 식 (36)에서 $X$는 회귀식에 사용된 설명변수들을 포함한 행렬이다. $E(X\epsilon) = 0$ 이라는 가정은 계수 $\beta_i$가 선형투사(Linear projection)식의 회귀계수(regression parameter)임을 의미한다. 자료는 이전 장에서 추정한 자연금리 등의 자료를 사용하였다. 그러나 앞서 설명하였듯이 토빈의 q의 분자인 자본의 시장가치가 거품 등으로 과대 또는 과소평가 되어 불필요한 변동성이 존재하고 이로 인해 추정된 자연금리 등 자료에도 불필요한 변동성이 존재하는 문제가 생기게 된다. 이를 보정하기 위해 q에 HP 필터를 적용하여 추세치를 추출한 후 이 추세를 기초로 자연금리 등 자료를 추정하는 방법이 있다.[26)]

식 (36)을 차분하여 회귀계수를 추정하며, 회귀식은 다음과 같다.[27)]

$$\triangle r_t = \beta_1 \triangle (k/y)_t + \beta_2 \triangle \mu_t + \triangle \epsilon_t \tag{37}$$

26) 이전 장에서는 q에 따로 필터를 적용하지 않고 추정한 자연금리 등 자료에 직접 HP 필터를 적용하여 추세치를 같이 보여주는 방법을 선택하였다. 이번 분석에서는 q에 필터를 적용하여 뽑아낸 추세치를 바탕으로 추정한 자연금리와 마크업 비율을 사용하였다.

27) 변수들에 대하여 단위근 검정(Unit root tests)를 시행한 결과, 불안정한 변수가 존재하여 변수들을 1차 차분한 뒤 사용하였다.

〈Table 1〉 Estimation Results of Regression Analysis

| Countries | $(k/y)$ (Capital to GDP) | $\mu$ (Mark-up rate) |
|---|---|---|
| Korea (Coefficient) | -0.123 | -0.034 |
| $p$-value | 0.000 | 0.770 |
| US (Coefficient) | -0.043 | -0.220 |
| $p$-value | 0.003 | 0.000 |
| Japan (Coefficient) | -0.111 | -0.402 |
| $p$-value | 0.003 | 0.000 |

Source: OECD

$E(\triangle X \triangle \epsilon)=0$이라는 가정 하에 $\beta_i$는 차분한 식을 차분한 설명변수와 차분한 자연금리에 관한 선형투사(Linear projection)식의 회귀계수로 간주할 수 있다. 잔차에 자기상관(Autocorrelation)이 있으므로 Newey-West standard errors를 사용한다. 추정 결과는 〈Table 1〉에 제시되어 있다.

추정 결과, 미국과 일본의 경우 모든 변수들에 대한 계수가 유의하게 추정되었다. 한국의 경우 자본비율에 대한 계수는 유의하게 추정되었으나, 마크업에 대한 계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 세 국가 모두 회귀계수가 음수로 추정되었는데 이는 경제이론과 부합한다. 추정된 계수는 국가별로 차이가 있음을 알 수 있다. 한국의 경우 자본비율 계수는 -0.123으로 세 국가 중 가장 작은데, 이는 1980년대 한국의 자본량이 다른 나라에 비해 작았고 자본의 한계생산체감으로 자본비율의 수준이 높을수록 자본비율의 증가가 자연금리에 미치는 하락 폭이 커지는 비선형성을 고려하면 설명이 가능하다. 주목할만한 점은 미국의 마크업 계수는 -0.220으로 추정되어, 자본비율에 대한 계수 추정값인 -0.043에 비해 상대적으로 작으므로 (또는 절대값이 크므로), 이는 미국 자연금리의 변동 중 마크업이 설명하는 비중이 클 수도 있음을 나타낸다.

추정한 회귀계수를 원래의 식 (36)에 대입하여 잔차 및 $R^2$를 계산할 수 있다.[28] 그리고 같은 방식을 이용하여 3개의 설명변수 중 일부 변수를 제외한 축약형(reduced form) 모형의 계수, 잔차, $R^2$ 또한 추정할 수 있다. 이를 이용하여 다른 변수와의 선형 상관관계를 제거한 후 두 변수 간 선형관계의 강도를 나

28) 상수항은 잔차의 합을 0으로 만드는 계수 값으로 선택할 수 있다.

타내는 Partial $R^2$를 계산할 수 있다. 즉, Partial $R^2$를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$Partial\ R^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(e_i^2 - u_i^2)}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2} \tag{38}$$

$e_i, u_i$는 각각 관심 변수를 제외한 회귀식의 잔차, 모든 설명변수가 포함된 회귀식의 잔차이다. 식 (37)을 회귀한 식의 잔차를 $u_i$로 두고 관심의 대상이 되는 변수를 제외한 식의 잔차를 $e_i$로 두고 Partial $R^2$들을 계산하였다. Partial $R^2$를 포함한 계산한 결과들은 <Table 2>에 제시되어 있다.

한국과 일본의 $R^2$는 각각 0.967과 0.893으로 0.716인 미국에 비해 전반적으로 높은 것을 알 수 있다. 이는 미국의 자연금리 변동성이 상대적으로 더 크게 추정되었기 때문인데 이는 추정의 기반이 되는 토빈의 q가 미국에서 더 크게 변동해 왔다는 사실에 기인한다. 자본비율과 마크업의 Partial $R^2$ 또한 미국과 한국, 일본이 다른 패턴을 보여주고 있다. 미국의 경우, 마크업을 통제한 상태에서 자본비율과 자연금리 간 Partial $R^2$가 0.086인 반면 마크업과 자연금리 간 Partial $R^2$는 0.640로 자본비율의 Partial $R^2$보다 훨씬 강한 상관관계를 보여주고 있다. 한국과 일본의 경우 자본비율과 자연금리 간 Partial $R^2$는 0.967, 0.888에 이르는 반면, 마크업과 자연금리 간 Partial $R^2$는 0.035와 0.766으로 상대적으로 작은 값을 보여주고 있다. 일본의 경우 마크업과 자본비율의 값이 격차가 큰 한국에 비해 작은 격차를 보여주고 있다. 이 점에 있어서 일본, 미국과 한국을 1980-2019년 기간 동안 같은 위치에서 직접 비교하는데 있어 고려해

<Table 2> Partial $R^2$

| Countries | $R^2$(overall) | $(k/y)$ | $\mu$ |
|---|---|---|---|
| Korea (Partial $R^2$) | 0.967 | 0.967 | 0.035 |
| US (Partial $R^2$) | 0.716 | 0.086 | 0.640 |
| Japan (Partial $R^2$) | 0.893 | 0.888 | 0.766 |

Source: OECD

야 할 점들이 존재한다. 일본, 미국이 분석기간 이전부터 이미 선진국 대열에 올라 신흥국의 전형적인 자본축적을 통한 경제발전단계를 이미 완료한 상태였던 반면에 한국은 어떤 기준에 따른다고 해도 적어도 1980년부터 외환위기가 발생한 1990년대 후반에 해당하는 기간 동안 신흥국의 전형적인 자본축적을 통한 경제발전단계를 겪었을 것으로 간주할 수 있다. 그렇게 본다면, 한국의 경우 자본축적을 통한 자연금리의 하락이 수치 측면에서 한층 더 강하고 극단적으로 나타날 것으로 예상할 수 있다. 마크업과 자본비율 간 Partial $R^2$가 어느 정도 차이가 있어야 해당 국가의 자연금리 하락 양상이 어느 변수에 의존하였는지 판단할 명확한 기준점이 없는 상황에서 국가 간 상대적인 비교를 통해 문제를 가늠해본다고 하였을 때, 선진국 기준으로 비교하였을 때 일본의 Partial $R^2$이 마크업이 실질금리 하락을 견인한 주요 요인으로 볼 수 있을지 판단할 절대적 기준은 존재하지 않는다. 다만 분석을 통해 알 수 있는 것은, 일본이 미국에 비해 자연금리 변동에 있어서 자본축적에 많이 기인하였으며, 한국의 경우 -전형적인 경제발전단계에 따라 자본축적이 수치상 과도하게 설명되는 측면이 있지만- 자연금리 변동에 있어서 일본과 유사한 경로를 따르고 있다고 할 수 있다. 이러한 결과는 그림을 통해 살펴보았던 앞선 분석 결과와 일치한다. 미국 자연금리 변동의 많은 부분은 마크업 비율로 설명이 되는 반면, 한국과 일본 자연금리 변동의 상당 부분은 자본비율로 설명됨을 알 수 있다.

# V. 결론

본 연구에서는 자연금리가 추세적으로 하락함에 따라 경제가 명목금리의 제로금리 제약(ZLB)에 도달할 가능성이 높아지고 총수요가 지속적으로 잠재수준에 미달하는 수요 측면 장기침체(Secular stagnation)의 양상이 어떻게 다르게 나타나는지 분석하였다. 장기적으로 명목금리에 관한 Fisher 방정식 $i=r+\pi^*$가 성립할 때, 장기명목금리 값이 0보다 작거나, 0에 매우 근접하는 상황을 막기 위해서는 자연금리를 증가시키거나(재정정책) 장기인플레이션 값 또는 목표치를 상승(통화정책)시켜야 한다. 본 논문에서는 재정정책과 관련한 질문에서 구체적으로 확장적 재정정책이 자연금리를 상승시킬 수 있는지와 수반되는 비용은 얼마나 되는가와 같은 점을 중점적으로 분석하였다.

먼저 기업이 가격설정력과 가계의 유동성 제약이 존재하는 중첩세대모형을 이용하여 이론적으로 분석한 결과, 자연금리는 균형에서의 경제의 자본량과 기업의 독점력을 나타내는 마크업 비율에 반비례하는데, 가계부채와 정부 부채의 증가는 자본량을 감소시켜 자연금리를 상승시키는 것으로 나타났다. 특정 조건하에서 정부 부채를 세금징수 없이 계속 차환하여 운용하는 폰지계획(Ponzi-scheme)이 가능한데 이러한 재정정책이 가능함에도 정부 부채는 민간자본을 감소시키는 비용이 존재함을 확인하였다.

이러한 이론적 분석 결과를 토대로 한국, 미국, 일본에서의 자연금리 하락의 원인이 자본축적 혹은 마크업 증가에 있는지를 알아보기 위한 실증 분석을 시행하였다. 분석 결과, 각국의 자연금리는 추세적으로 하락하였고 한국 및 일본의 한계자본수익률도 추세적으로 하락하였으나 미국의 한계자본수익률은 추세적으로 하락하는 자연금리의 패턴과 다른 모습을 나타내었다. 이러한 결과는 미국의 자연금리의 하락이 자본축적에 기인하기보다는 마크업에 기인함을 시사한다.

본 연구의 분석 결과는 중요한 정책적 시사점을 제시한다. 수요측면 장기침체에 대응하기 위한 재정정책은 영구적인 부채의 차환을 통해 확장적 재정정책에 필요한 재원을 조달하는 성격을 가지는데 이 과정에서 민간자본이 감소하는 구축효과가 발생한다. 민간자본 구축효과가 초래하는 비용과 관련하여, 정부부채 증가가 민간자본 감소를 통해 자연금리를 증가시킨다면 구축효과의 비용은 한계자본수익률을 기준으로 판단되어야 하며 마크업이 존재하는 경제에서 한계자본수익률과 자연금리에는 괴리가 발생한다. 이 경우 현재와 같은 낮은 자연금리는 현재 자본수익이 낮음을 의미하고 확장적 재정정책이 민간자본을 구축한다고 해도 그 비용이 크지 않을 것이라는 주장이 반드시 성립하지는 않는다. 마크업을 감안한 한계자본수익률을 기준으로 구축효과의 비용을 고려해야한다. 실증분석 결과는 한국과 일본의 경우 자연금리의 하락이 낮은 수준의 한계자본수익률을 잘 반영하며, 따라서 구축효과의 비용이 상대적으로 작을 수 있음을 보여주는 반면, 미국의 경우는 자연금리의 하락이 구축효과 비용의 감소를 상대적으로 잘 반영하지 못하며 낮은 자연금리를 토대로 구축효과의 비용이 낮다고 볼 수 없음을 시사한다.

# 〈참고문헌〉


오형석 (2014), "칼만필터를 이용한 우리나라의 중립금리 추정", 『금융연구』 제28권 1호, 한국금융학회, pp. 1-26.

이재준, 배진호 (2015), "위기 이후 통화정책의 방향 및 시사점: 자연이자율 하락을 중심으로", 정책연구시리즈 2015-15, 한국개발연구원.

조태형, 최병호, 황수빈, 김만학 (2015), "사후내생수익률을 적용한 자본서비스물량 추정에 관한 연구", 『국민계정리뷰』 2015년 제3호, 한국은행, pp. 1-30.

Ball, L. M. and N. G. Mankiw (2021), "Market Power in Neoclassical Growth Models," NBER Working Papers 28538, *National Bureau of Economic Research*.

Barkai, S. (2020), "Declining Labor and Capital Shares," *The Journal of Finance*, Vol. 75, pp. 2421-2463.

Barro, R. J. (2020), "r minus g," NBER Working Papers 28002, *National Bureau of Economic Research*.

Blanchard, O. (2019), "Public Debt and Low Interest Rates." *The American Economic Review*, Vol. 109, pp. 1197-1229.

Brunnermeier, M. K., S. A. Merkel and Y. Sannikov (2022), "Debt as Safe Asset," NBER Working Papers 29626, *National Bureau of Economic Research*.

Caballero, R. J., E. Farhi and P. O. Gourinchas (2017), "The safe asset shortage Conundrum," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 31, pp. 29–46.

De Loecker, J. and J. Eeckhout (2017), "The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications," NBER Working Papers 23687, *National Bureau of Economic Research*.

Del Negro, M., D. Giannone, M. Giannoni and A. Tambalotti (2018), "Global trends in interest rates," Staff Reports 866, *Federal Reserve Bank of New York*.

Eggertsson, G. B. and P. Krugman (2012), "Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, pp. 1469–1513.

Eggertsson, G. B., N. R. Mehrotra, and J. A. Robbins (2019), "A Model of Secular Stagnation: Theory and Quantitative Evaluation," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 11, pp. 1-48.

Eggertsson, G. B., J. A. Robbins and E. G. Wold (2021), "Kaldor and Piketty's facts: The rise of monopoly power in the United States," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 124, pp. 19-38.

Furman, J., and L. H. Summers (2020), "A Reconsideration of Fiscal Policy in the Era of Low Interest Rates. Presentation to the Hutchins Center on

Fiscal & Monetary Policy and Peterson Institute for International Economics."

Hall, R. E. (2001), "The Stock Market and Capital Accumulation," *The American Economic Review*, Vol. 91, pp. 1185-1202.

Mian, A., L. Straub and A. Sufi (2021), "Indebted Demand," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 136, pp. 2243-2307.

Phelps, E. (1961), "The Golden Rule of Accumulation: A Fable for Growthmen," *The American Economic Review*, Vol. 51, pp. 638-643.

Rachel, Ł., L. H. Summers (2019), "On Secular Stagnation in the Industrialized World," NBER Working Papers 26198, *National Bureau of Economic Research*.

Summers, L. H. (2014), "U.S. Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound," *Business Economics*, Vol. 49, pp. 65-73.

Summers, L. H. (2015), "Demand Side Secular Stagnation," *The American Economic Review*, Vol. 105, pp. 60-65.

# 〈Appendix〉 마크업, 자연금리, 한계자본수익률 추정치

〈Table A1〉 Mark-up rate in Korea, the US and Japan

| | Korea | US | Japan |
|---|---|---|---|
| 1980 | 1.1002 | 1.1170 | 1.0038 |
| 1981 | 1.1044 | 1.1184 | 1.0023 |
| 1982 | 1.1235 | 1.0983 | 1.0146 |
| 1983 | 1.1087 | 1.0952 | 1.0439 |
| 1984 | 1.1105 | 1.1015 | 1.0524 |
| 1985 | 1.1027 | 1.0893 | 1.0796 |
| 1986 | 1.0864 | 1.0856 | 1.0996 |
| 1987 | 1.0596 | 1.0967 | 1.1097 |
| 1988 | 1.0292 | 1.1109 | 1.1229 |
| 1989 | 1.0076 | 1.1299 | 1.1157 |
| 1990 | 1.0018 | 1.1187 | 1.1009 |
| 1991 | 0.9990 | 1.1291 | 1.0804 |
| 1992 | 0.9990 | 1.1296 | 1.0709 |
| 1993 | 1.0048 | 1.1319 | 1.0809 |
| 1994 | 0.9970 | 1.1236 | 1.0577 |
| 1995 | 0.9899 | 1.1335 | 1.0773 |
| 1996 | 0.9918 | 1.1374 | 1.0708 |
| 1997 | 1.0061 | 1.1463 | 1.0585 |
| 1998 | 1.0074 | 1.1420 | 1.0617 |
| 1999 | 1.0158 | 1.1565 | 1.0957 |
| 2000 | 1.0208 | 1.1542 | 1.0787 |
| 2001 | 1.0114 | 1.1520 | 1.0529 |
| 2002 | 1.0291 | 1.1463 | 1.0401 |
| 2003 | 1.0463 | 1.1634 | 1.0698 |
| 2004 | 1.0424 | 1.1605 | 1.0696 |
| 2005 | 1.0816 | 1.1638 | 1.1023 |
| 2006 | 1.0781 | 1.1836 | 1.1046 |
| 2007 | 1.1034 | 1.1998 | 1.0648 |
| 2008 | 1.0407 | 1.1569 | 0.9960 |
| 2009 | 1.0704 | 1.1770 | 1.0255 |
| 2010 | 1.0954 | 1.2091 | 1.0246 |
| 2011 | 1.0721 | 1.2017 | 1.0194 |
| 2012 | 1.0709 | 1.1950 | 1.0384 |
| 2013 | 1.0767 | 1.2060 | 1.0589 |
| 2014 | 1.0707 | 1.2106 | 1.0767 |
| 2015 | 1.0691 | 1.2027 | 1.0744 |
| 2016 | 1.0661 | 1.1914 | 1.0859 |
| 2017 | 1.0863 | 1.1949 | 1.1047 |
| 2018 | 1.0538 | 1.2241 | 1.0945 |
| 2019 | 1.0504 | 1.2049 | 1.0613 |

Source: OECD

〈Table A2〉 Natural rate of interest in Korea, the US and Japan

| | Korea | US | Japan |
|---|---|---|---|
| 1980 | 0.2723 | 0.0443 | 0.1418 |
| 1981 | 0.2807 | 0.0477 | 0.1378 |
| 1982 | 0.2462 | 0.0506 | 0.1278 |
| 1983 | 0.2493 | 0.0580 | 0.1112 |
| 1984 | 0.2582 | 0.0659 | 0.1088 |
| 1985 | 0.2569 | 0.0707 | 0.1039 |
| 1986 | 0.2653 | 0.0666 | 0.0973 |
| 1987 | 0.2691 | 0.0625 | 0.0902 |
| 1988 | 0.2817 | 0.0604 | 0.0885 |
| 1989 | 0.2593 | 0.0542 | 0.0859 |
| 1990 | 0.2384 | 0.0548 | 0.0870 |
| 1991 | 0.2284 | 0.0494 | 0.0910 |
| 1992 | 0.2118 | 0.0500 | 0.0840 |
| 1993 | 0.2026 | 0.0513 | 0.0718 |
| 1994 | 0.1991 | 0.0591 | 0.0716 |
| 1995 | 0.1787 | 0.0580 | 0.0666 |
| 1996 | 0.1605 | 0.0610 | 0.0713 |
| 1997 | 0.1542 | 0.0601 | 0.0706 |
| 1998 | 0.1415 | 0.0592 | 0.0649 |
| 1999 | 0.1507 | 0.0520 | 0.0519 |
| 2000 | 0.1540 | 0.0494 | 0.0625 |
| 2001 | 0.1538 | 0.0480 | 0.0711 |
| 2002 | 0.1511 | 0.0511 | 0.0818 |
| 2003 | 0.1325 | 0.0470 | 0.0739 |
| 2004 | 0.1356 | 0.0486 | 0.0767 |
| 2005 | 0.1126 | 0.0493 | 0.0617 |
| 2006 | 0.1072 | 0.0450 | 0.0547 |
| 2007 | 0.0971 | 0.0335 | 0.0680 |
| 2008 | 0.1091 | 0.0398 | 0.0821 |
| 2009 | 0.0954 | 0.0365 | 0.0607 |
| 2010 | 0.0962 | 0.0372 | 0.0744 |
| 2011 | 0.0972 | 0.0416 | 0.0709 |
| 2012 | 0.0935 | 0.0481 | 0.0674 |
| 2013 | 0.0910 | 0.0430 | 0.0626 |
| 2014 | 0.0899 | 0.0423 | 0.0537 |
| 2015 | 0.0911 | 0.0423 | 0.0625 |
| 2016 | 0.0922 | 0.0421 | 0.0571 |
| 2017 | 0.0859 | 0.0403 | 0.0503 |
| 2018 | 0.0881 | 0.0325 | 0.0456 |
| 2019 | 0.0749 | 0.0357 | 0.0501 |

Source: OECD

〈Table A3〉 Marginal product of capital in Korea, the US and Japan

| | Korea | US | Japan |
|---|---|---|---|
| 1980 | 0.3708 | 0.1043 | 0.2075 |
| 1981 | 0.3838 | 0.1099 | 0.2062 |
| 1982 | 0.3542 | 0.1128 | 0.1989 |
| 1983 | 0.3563 | 0.1221 | 0.1896 |
| 1984 | 0.3645 | 0.1314 | 0.1892 |
| 1985 | 0.3606 | 0.1363 | 0.1915 |
| 1986 | 0.3656 | 0.1321 | 0.1913 |
| 1987 | 0.3619 | 0.1289 | 0.1860 |
| 1988 | 0.3669 | 0.1284 | 0.1873 |
| 1989 | 0.3316 | 0.1250 | 0.1840 |
| 1990 | 0.3099 | 0.1256 | 0.1814 |
| 1991 | 0.2942 | 0.1224 | 0.1838 |
| 1992 | 0.2792 | 0.1225 | 0.1777 |
| 1993 | 0.2714 | 0.1242 | 0.1664 |
| 1994 | 0.2612 | 0.1315 | 0.1592 |
| 1995 | 0.2426 | 0.1316 | 0.1556 |
| 1996 | 0.2258 | 0.1351 | 0.1580 |
| 1997 | 0.2235 | 0.1348 | 0.1565 |
| 1998 | 0.2148 | 0.1327 | 0.1525 |
| 1999 | 0.2264 | 0.1264 | 0.1423 |
| 2000 | 0.2314 | 0.1235 | 0.1508 |
| 2001 | 0.2296 | 0.1217 | 0.1567 |
| 2002 | 0.2287 | 0.1243 | 0.1653 |
| 2003 | 0.2107 | 0.1206 | 0.1598 |
| 2004 | 0.2116 | 0.1197 | 0.1619 |
| 2005 | 0.1937 | 0.1197 | 0.1495 |
| 2006 | 0.1857 | 0.1157 | 0.1423 |
| 2007 | 0.1750 | 0.1056 | 0.1511 |
| 2008 | 0.1789 | 0.1107 | 0.1563 |
| 2009 | 0.1703 | 0.1103 | 0.1401 |
| 2010 | 0.1734 | 0.1128 | 0.1527 |
| 2011 | 0.1711 | 0.1170 | 0.1477 |
| 2012 | 0.1680 | 0.1238 | 0.1464 |
| 2013 | 0.1660 | 0.1187 | 0.1430 |
| 2014 | 0.1639 | 0.1183 | 0.1365 |
| 2015 | 0.1657 | 0.1183 | 0.1467 |
| 2016 | 0.1657 | 0.1166 | 0.1421 |
| 2017 | 0.1616 | 0.1148 | 0.1366 |
| 2018 | 0.1580 | 0.1079 | 0.1304 |
| 2019 | 0.1440 | 0.1112 | 0.1312 |

Source: OECD

# Analysis of Determinants to Account for Changes in the Natural Rate of Interest before the COVID-19 Pandemic in Korea, the US, and Japan

Junha Park*, Dooyeon Cho**

This study investigates how the pattern of demand-side secular stagnation changed in countries such as Korea, the US, and Japan before the COVID-19 pandemic. First, we analyze how the natural rate of interest is determined theoretically using the overlapping generations model with imperfect competition in a goods market and with liquidity constraints imposed on the household. A firm's mark-up rate plays a key role as a wedge between the natural rate of interest and the marginal product of capital. In particular, we find that with an additional condition, an increase in the mark-up ratio reduces the natural interest rate without affecting the marginal product of capital. Based on a theoretical analysis, we also empirically analyze whether a decline in natural interest rates in Korea, the US, and Japan is caused by capital accumulation or by an increase in the markup. The estimation results indicate that while natural interest rates in each country tend to fall and the marginal product of capital in Korea and Japan also declines in a trend, the marginal product of capital in the

* First author. Master in Economics, Department of Quantitative Applied Economics, Sungkyunkwan University. Currently, Ph.D. Student at the University of Southern California and Economist at the Bank of Korea. (E-mail: junhapar@usc.edu, parkjh@bok.or.kr)

** Corresponding author. Associate Professor, Department of Economics and Department of Quantitative Applied Economics, Sungkyunkwan University. (E-mail: dooyeoncho@g.skku.edu)

The views expressed in this study are those of the authors and should not be attributed to the Bank of Korea. The authors are grateful to two anonymous reviewers for their helpful comments and suggestions. Any remaining errors are the sole responsibility of the authors.

Received: 9 January 2023, Received in revised form: 6 March 2023, Accepted: 7 June 2023

US shows a distinct pattern compared to the trend of declining natural interest rates. This implies that, unlike the case for Korea and Japan, the decline in the natural interest rate in the US appears to result from the markup rather than capital accumulation.

JEL Classification Number: E2, H6

Keywords: Secular stagnation, Natural rate of interest, Marginal product of capital, Markup