

The Long-Run Relation of Public Debt and Fiscal Balance to Government Bond Rates: An Empirical Study on the Validity of Modern Monetary Theory^{*}

Kangwoo Park^{}**

Korea National Open University

Abstract

Evaluating the empirical validity of Modern Monetary Theory, this study implements panel cointegration analysis on annual panel data (2000-2022) of OECD countries. Specifically, the sample countries are divided into groups based on the presence of their own sovereign currencies, and for each group, the long-run equilibrium relation (cointegration) between the ratio of public debt or fiscal deficit and government bond rates is tested and estimated. Main findings are as follows: applying the pooled mean-group estimation for panel cointegration, it is found that both the ratios of public debt and fiscal deficit have significantly positive long-run correlation with government bond rates in countries without sovereign currency such as the Euro-zone or fixed exchange rate regime countries. However, in countries with sovereign currency such as non-Euro-zone or floating exchange rate regime countries, the long-run correlation is either negative or not statistically significant. Particularly, in countries without sovereign currency, the ratio of public debt has significantly positive correlation with the real government bond rates in the short run as well as the long run. These results are consistent with the prediction of Modern Monetary Theory, thus providing a supporting evidence for the empirical validity of the theory.

^{*} This study was supported by the 2021 Korea National Open University Research Grants.

^{**} Professor, Department of Economics, Korea National Open University.

E-mail: kwpark05@mail.knou.ac.kr.

Analyses & Alternatives 2023 7(3): 181-230

DOI: 10.22931/aanda.2023.7.3.007

Keywords

Modern Monetary Theory, Panel Cointegration Analysis, Sovereign Currency, Pooled Mean-Group Estimation

국가부채 및 재정수지와 국채이자율의 장기적 관계: 현대화폐이론 검증을 중심으로*

박강우**

한국방송통신대학교

요 약

본 연구에서는 현대화폐이론(Modern Monetary Theory)의 실증적 타당성을 평가하기 위해 OECD 국가의 연간 패널자료(2000~2022년)를 이용하여 패널 공적분 분석을 수행하였다. 구체적으로 OECD 가입국을 대상으로 주권화폐(sov​er​eign currency) 보유 여부에 따라 국가그룹을 나눈 후, 각 그룹별로 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 장기균형 관계, 즉 공적분 관계를 검정 및 추정하였다.

실증분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 통합 평균-그룹(pooled mean-group) 추정법을 통한 패널 공적분 추정 결과, 유로존 또는 고정환율제 그룹과 같은 비주권화폐국에서는 국가부채 및 재정적자 비율이 국채이자율과 장기적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 반면, 비유로존 또는 변동환율제 그룹과 같은 주권화폐국의 경우에는 음(-)의 상관관계를 가지거나 유의한 관계가 나타나지 않았다. 특히 비주권화폐국에서 국가부채 비율은 장기뿐만 아니라 단기적으로도 실질 국채이자율과 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 관계에 대한 현대화폐이론의 예측과 부합하는 것이며, 따라서 동 이론의 실증적 타당성을 지지하는 하나의 근거가 될 수 있다.

주제어

현대화폐이론, 패널 공적분 분석, 주권화폐, 통합 평균-그룹 추정법

* 이 논문은 2021년도 한국방송통신대학교 학술연구비 지원에 의해 작성되었음.

여러모로 연구를 도와준 서울대학교 경제학부 대학원 이진희 군에게 깊이 감사드립니다.

** 한국방송통신대학교 경제학과 교수, 이메일: kwpark05@mail.knou.ac.kr.

I. 머리말

글로벌 금융위기 이후 글로벌 금융위기 이후 재정지출을 확대하는 과정에
서 많은 선진국의 재정적자 및 국가부채가 공통적으로 증가하였는데, 왜 이
중 어떤 국가는 재정위기를 겪은 반면 다른 국가는 그렇지 않았는가? 좀 더
‘조작적(operational)’으로 표현하면, 왜 어떤 국가는 국제이자율이 급등한 반면
다른 국가는 국제이자율이 안정되었는가? 이와 같이 국가별로 상반된, 재정
확대의 경제적 결과를 판가름하는 근본 요인(underlying factor)은 무엇인가?
본 연구는 이러한 질문에서 시작되었다).

<그림 1>은 OECD 국가 가운데 유로화 사용 국가(이후 유로존(Euro zone)
국가)와 비사용 국가(이후 비유로존 국가)를 나누어 그중 일부의 국가부채 및
재정수지 비율과 국제이자율 추이를 그린 것이다. 이 중 유로존 국가로는,
2008년 글로벌 금융위기와 2010년대 초 유럽 재정위기를 공통적으로 겪은 이
른바 PIGS(Portugal, Italy, Greece, Spain) 국가 가운데 실제로 채무불이행 상태
에 빠졌던 그리스를 제외하는 대신 남유럽 이외 지역에서 재정위기의 여파에
크게 노출되었던 아일랜드를 포함하였다. 한편 비유로존 국가로는, OECD 가
입국 가운데 완전한 자유변동환율제도²⁾에 상대적으로 가까운 것으로 간주되
는 4개국(미국, 영국, 일본, 캐나다)을 선정하였다.

그림을 보면 글로벌 금융위기 이후 정책적으로 대응하는 과정에서, 다소 정
도의 차이는 있지만 두 국가그룹 모두 국가부채 비율이 상승하고 재정적자 폭
이 증가했음을 알 수 있다. 물론 재정위기를 겪은 그룹의 국가부채 비율이 금
융위기 이후 평균적으로 더 큰 폭으로, 더 높은 수준으로 상승한 것은 사실이
다. 그러나 이탈리아를 제외하고는 이들 국가 역시 금융위기 이전까지는 국가
부채 비율이 비유로존 그룹과 대체로 유사한 수준이었다. 뿐만 아니라 그림의

1) 이러한 질문은 이후 언급할 유사 선행연구인 Kim(2021)의 서론에서 제기된 문제들과 사
실상 동일한 것이다.

2) 자유변동환율제도는 한 국가가 이후 언급할 ‘주권화폐’를 보유하기 위한 필요조건 가운
데 하나이다.

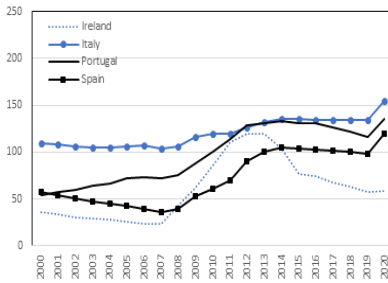
유로존 국가 가운데 전 기간에 걸쳐 가장 국가부채 비율이 높았던 이탈리아조차도, 비유로존 국가 중 최고 수준인 일본과 비교하면 지극히 양호한 수준이라고 할 수 있다. 또한 금융위기 이후 재정수지 비율을 비교하면, 유로존 국가 중 아일랜드를 제외할 경우 두 그룹 간 재정적자 수준에는 별 차이가 없음을 알 수 있다. 특히 각 그룹에서 금융위기 이후 재정적자 수준이 가장 낮았던 이탈리아와 캐나다를 비교하면, 오히려 재정적자의 ‘증가 폭’은 캐나다가 이탈리아를 압도하였다.

이와 같이 글로벌 금융위기 이후 국가부채 및 재정적자의 증가 추세는 그림의 두 그룹 모두에서 유사한 폭으로, 공통적으로 나타난 현상이었다. 그런데도 맨 아래 그림에서 보듯이 두 그룹의 국채시장은 완전히 판이하게 반응하였다. 즉 왼쪽 그림의 유로존 국가에서는 2010년대 초 재정위기를 전후하여 최소 2%p에서 최대 6%p 정도까지 국채이자율이 급등한 반면, 같은 기간 오른쪽 그림의 비유로존 국가에서는 이전의 점진적 하락 추세가 지속되거나 심지어 2012년에는 일시적으로 빠르게 하락하기도 하였다. 다시 말해 전자의 유로존 그룹에서는 주류경제학 이론에서 말하는 이른바 구축효과(crowding-out effect)가 나타나면서 재정위기로까지 이어진 반면, 위기 이전 재정여건에 별 차이가 없었던 후자의 비유로존 그룹에서는 위기는커녕 구축효과도 전혀 나타나지 않은 것이다. 본 연구는 이러한 차이를 어떻게 설명할 것인가에 대한 질문에서 출발한다.

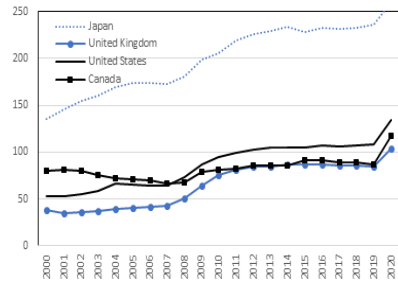
이러한 질문에 대해 이른바 현대화폐이론(MMT: Modern Monetary Theory)은 비교적 명확한, 그러나 매우 논쟁적인 답변을 제시한다. 즉, 상기 예에서 유로존 국가들만이 재정위기를 겪은 근본적인 이유는 이들 국가가 스스로 발행하는 ‘주권화폐’를 가지지 못했기 때문이라는 것이다.

〈그림1. GDP 대비 국가부채 및 재정수지 비율과 국채이자율 추이〉

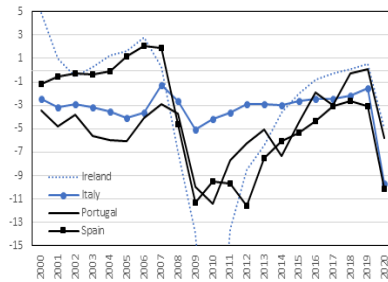
(국가부채 비율: 유로존 국가)



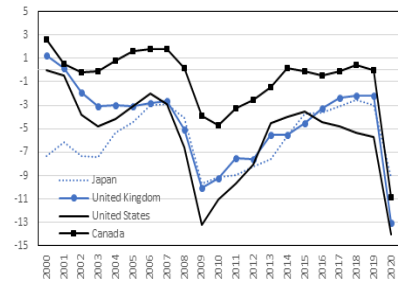
(국가부채 비율: 비유로존 국가)



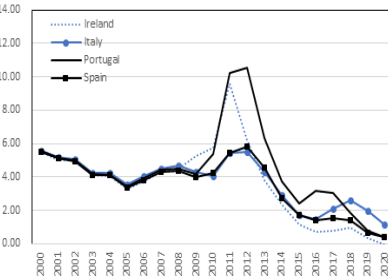
(재정수지 비율: 유로존 국가)



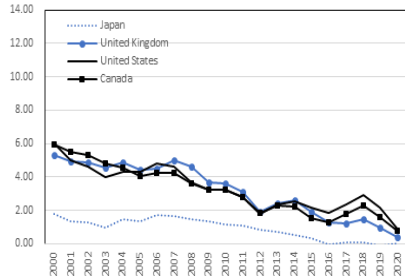
(재정수지 비율: 비유로존 국가)



(국채이자율: 유로존 국가)



(국채이자율: 비유로존 국가)



주: 국가부채 및 재정수지는 모두 일반정부(general government) 기준이며, 국채이자율은 각국의 10년 만기 명목 국채수익률임.

자료: OECD, IMF

다음 장에서 자세히 논의하겠지만, 현대화폐이론에 따르면 주권화폐를 보유한 국가(이후 주권화폐국)는 필요할 경우 언제든지 화폐를 발행하여 국가부채를 갚고 재정적자를 조달할 수 있으므로 국가부채의 채무불이행 위험은 물론 조세수입에 따른 예산계약으로부터도 자유롭다. 더구나 주권화폐국들은 전통적 통화정책이나 혹은 양적완화와 같은 비전통적 통화정책을 통해 시장이자율을 외생적으로 조정할 수 있는 능력을 갖추고 있다. 이 때문에 상기 그림에서 보듯이 주권화폐를 보유한 미국, 영국, 일본, 캐나다 등은 국가부채 및 재정적자 증가에 따른 이자율 상승압력에도 불구하고 국채이자율이 안정되면서 재정위기는 물론 구축효과로부터 자유로울 수 있었다는 것이다.

반면 유로존 국가들과 같이 자국 화폐가 아예 존재하지 않거나, 존재하더라도 특정 외환에 가치를 고정하는 고정환율제도를 채택함에 따라 주권화폐를 보유하지 않은 국가(이후 비주권화폐국)의 경우 상황이 많이 달라진다. 이들은 재량에 따라 화폐를 발행할 수 없으므로 재정지출을 조세수입으로 조달한 뒤 모자란 경우에는 부채를 늘릴 수밖에 없으며, 이렇게 늘어난 국가부채를 화폐 발행을 통해 상환(이른바 ‘부채의 화폐화(debt monetization)’)할 수도 없다. 따라서 이들 국가의 재정지출은 항상 예산계약에 속박되지 않을 수 없으며, 국가부채는 채무불이행 위험에 항상 노출된다. 이 때문에 상기한 주권화폐국들과 달리 주권화폐를 보유하지 않은 유로존 국가의 경우, <그림 1>에서 보듯이 재정적자 누적 및 국가부채 증가가 구축효과 또는 위험프리미엄의 확대를 통해 국채이자율 상승을 초래하고 결국에는 재정위기에 이르게 된다는 것이다.

본 연구는 상기한 현대화폐이론의 논의로부터 실증적 함의(testable implication)를 도출하고, OECD 국가별 패널자료를 이용하여 이를 검증함으로써 현대화폐이론의 실증적 타당성(empirical validity)을 간접적으로 평가해 보고자 한다. 구체적으로 OECD 가입국을 주권화폐 보유 여부에 따라 국가별 그룹으로 분류한 후, 각 그룹별로 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 장기균형 관계, 즉 공적분 관계를 검정 및 추정한다. 추정 결과를 그룹 간 비교함으로써, 상기한 대로 주권화폐 보유 여부를 통해 국가부채 또는 재정수지 비율과 국채이자율 간의 관계를 설명하는 현대화폐이론의 가설이 타당한지를 검증하는 것이 본 연구의 주된 목적이다.

실증분석 결과, 유로존 또는 고정환율제 그룹과 같은 비주권화폐국에서는 국가부채 및 재정적자 비율이 국제이자율과 장기적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 반면, 비유로존 또는 변동환율제 그룹과 같은 주권화폐국의 경우에는 음(-)의 상관관계를 가지거나 유의한 관계가 나타나지 않았다. 특히 비주권화폐국에서 국가부채 비율은 장기뿐만 아니라 단기적으로도 실질 국제이자율과 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상기한 현대화폐이론의 이론적 예측 및 이를 검증한 선행연구의 결과와 부합하는 것이며, 따라서 동 이론의 실증적 타당성을 지지하는 추가적인 근거가 될 수 있다.

본고는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 관련 선행연구 개관을 통해 현대화폐이론으로부터 검증대상 가설을 도출한다. 여기서는 서두에서 제기한 문제, 즉 국가부채 또는 재정수지 비율과 국제이자율 간 관계의 국가별 차이를 설명하기 위해 현대화폐이론 관련 선행연구에서 제시된 논의를 검토하고, 이로부터 도출된 실증적 함의를 본고의 연구 가설로 정립한다. III장에서는 가설 검증을 위한 실증분석 방법론을 제시한다. 구체적으로 분석대상 패널자료의 구성 및 특징과 패널 공적분 모형의 설정 및 추정 방법을 설명한다. IV장에서는 패널 공적분 검정 및 추정 결과를 제시하고 이를 그룹 간 비교함으로써, 현대화폐이론으로부터 도출된 가설의 타당성을 검증한다. V장에서는 분석 결과를 정리하고 이로부터 시사점을 제시한 후, 본 연구의 한계에 대해서도 살펴본다.

II. 현대화폐이론 검증을 위한 가설의 도출

1. 관련 선행연구 개관

본 연구의 분석대상인 국가부채 또는 재정수지 비율과 국제이자율 간의 관계는 과거부터 수많은 실증연구들이 다루어온 전통적인 연구주제의 하나라고 할 수 있다. 왜냐하면, 주류경제학 이론에서 말하는 이른바 구축효과의 존재 및 크기를 검증 및 추정하기 위해서는 동 효과의 1단계 연결고리에 해당하는

부분, 즉 국가부채 또는 재정수지 비율의 변화가 시장이자율에 미치는 영향을 실증적으로 추정하는 것이 필수적이기 때문이다³⁾. 이러한 실증 선행연구들에 따르면 구축효과의 존재에 관해 일관된 결론을 얻지 못하거나, 동 효과가 존재하더라도 그 크기의 편차가 매우 큰 것으로 나타났다(Gale & Orszag(2004), Warshawsky & Mantus(2022) 등의 서베이 결과 참조).

한편 글로벌 금융위기와 이에 따른 대침체를 계기로, 기능적 재정(functional finance)과 통화정책에 대한 재정적 우위(fiscal dominance)를 주장하는 이른바 현대화폐이론(MMT: Modern Monetary Theory)이 대두하면서 구축효과에 대해서도 새로운 시각이 제기되었다. 즉, 구축효과의 존재 및 크기가 현대화폐이론에서 말하는 주권화폐(sovereign currency or money)의 보유 여부에 따라 결정된다는 것이다(자세한 이론적 논의는 Sharpe(2013) 등 참조)⁴⁾. 이와 같이 주권화폐의 보유 여부에 따라 구축효과의 존재 및 크기가 결정된다는 현대화폐이론의 실증적 함의를 이용하여, 동 이론을 실증적으로 검증하고자 시도하는 연구들이 등장하기 시작했다.

이 중 선구적인 연구로서 Sharpe(2013)는 1999~2010년 기간의 10개국 자료에 패널 벡터오차수정모형(panel vector error correction model)을 적용함으로써 국가부채 또는 재정수지 비율과 국채이자율 간의 관계가 주권화폐국 그룹과 비주권화폐국 그룹 간에 어떻게 달라지는지를 비교하였다. 분석 결과, 프랑스·스페인·그리스 등 유로존 국가와 같은 비주권화폐국 그룹에서는 국가부채 또는 재정적자가 증가할 경우 장기 국채이자율⁵⁾이 유의하게 상승한 반면, 미국·영국·일본 등 주권화폐국 그룹에서는 유의한 관계가 나타나지 않았다. Sharpe(2013)는 이러한 결과가, 주권화폐를 가진 국가의 경우 자국 화폐로 표시된 국가채무에 대해 채무불이행에 빠질 위험으로부터 자유롭다는 현대화폐

- 3) 전통적 의미의 구축효과가 ‘재정지출 증가에 따른 재정적자 및 국가부채 증가 → 국채이자율 등 시장이자율 상승 → 민간투자 감소’의 단계를 거쳐 파급된다면, 본 연구의 분석 대상은 이러한 파급과정의 첫 번째 단계에 해당한다.
- 4) 현대화폐이론에서 주권화폐의 의미와 주권화폐 보유 여부가 구축효과의 존재 및 크기에 미치는 영향에 관해서는 다음 장에서 자세히 다룰 것이다.
- 5) 더 정확히 말하면, Sharpe(2013)는 국가부채 또는 재정수지 비율이 이자율 스프레드(장기 국채이자율에서 중앙은행 정책금리 또는 콜금리를 차감한 값)에 미치는 영향을 추정하였다.

이론의 주장을 지지하는 증거라고 보았다.

그런데 Sharpe(2013)는 공적분 관계의 존재를 전제하는 벡터오차수정모형을 추정하였음에도 불구하고 정작 변수 간 장기균형 관계를 나타내는 공적분 계수의 추정치는 보고하지 않았으며, 변수 간 단기동학(short-run dynamics)을 나타내는 계수에만 주목하여 결과를 해석하였다. 이러한 점에서 Sharpe(2013)의 연구는 국가부채 또는 재정수지 비율과 국채이자율 간의 ‘장기적’ 관계에 주목하는 본 연구와 분석의 대상 및 취지에 차이가 있다.

최근의 관련 선행연구로서 Kim(2021)은 선진국으로 구성된 17개국의 1973~2016년 기간의 패널자료에 고정효과(fixed effect) 모형(정확히는 최소제곱더미변수(LSDV: Least Squares Dummy Variable) 모형)을 적용하여, 국가부채 또는 재정수지 비율이 10년 만기 국채이자율에 미치는 영향을 추정하였다. 특히 Kim(2021)은 국가별 환율제도에 따라 주권화폐 보유 여부를 분류하였는데, 과거의 실제 환율변동률이 $\pm 2\%$ 내의 범위를 유지한 국가들을 고정환율제도를 채택한 비주권화폐국으로, 이외의 국가들을 변동환율제도를 채택한 주권화폐국으로 간주하였다.

분석 결과, 동일한 폭의 재정적자 비율 증가에 대해 비주권화폐국은 주권화폐국보다 국채이자율이 더 큰 폭으로 상승하였고, 이러한 차이는 통계적으로 유의하였다. 뿐만 아니라, 비주권화폐국의 경우 국가부채 비율이 특정 임계수준을 넘어서면 부채 비율 증가가 국채이자율 상승을 가속화하는 것으로 나타난 반면, 주권화폐국에서는 부채 비율과 국채이자율 사이에 유의한 관계가 없거나 오히려 모형에 따라서는 전자가 증가할 때 후자가 하락하기도 하였다. Kim(2021)은 이러한 결과를 현대화폐이론의 주장을 지지하는 실증적 증거로 간주하였다.

한편 국내 선행연구로서 이건우(2022)는 유로존 국가를 포함한 34개국의 2000~2019년 기간의 국가별 패널자료를 이용하여 국가부채 비율의 증가가 장기 국채이자율에 미치는 영향을 추정하고, 그 결과를 주권화폐 보유 여부에 따라 비교하였다. 특히 동 연구는 국가별 환율의 변동 폭이 아닌, 유로화 사용 여부에 따라 주권화폐국과 비주권화폐국을 분류하였다는 점과 통상적인 고정효과 모형 대신 자기상관성 및 내생성을 고려할 수 있는 시스템적률법(system

generalized method of moments)을 통해 모형을 추정하였다는 점에서 Kim(2021)과 차별화된다. 분석 결과, 비주권화폐국 그룹인 유로존 국가의 경우 국가부채 비율의 증가가 장기 국채이자율을 통계적으로 유의하게 상승시켰으나, 주권화폐국 그룹에서는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 이진우(2022)는 이러한 결과를, 주권화폐를 보유한 국가의 경우 해당 화폐로 표시된 국가 채무에 따른 금융적 제약으로부터 상대적으로 자유롭다는 현대화폐이론의 주장을 지지하는 증거로 해석하였다.

상기한 선행연구들이 국가부채 또는 재정수지 비율과 국채이자율 간의 ‘단기적’ 관계에 주로 주목한 반면, 본 연구와 같이 이들 간의 ‘장기적’ 관계에 초점을 맞춘 연구도 드물긴 하지만 존재한다. 최근 연구 가운데 대표적 예로서 Palatiello & Pilkington(2022)는 1980년대 이후 미국의 시계열 자료에 오차 수정형태(error correction form)의 자기회귀시차분포(ARDL: Auto-Regressive Distributed Lag) 모형을 적용하여 장기 국채이자율과 GDP 대비 재정수지 비율의 장단기 관계를 추정하였다. 추정 결과 단기적으로 재정적자의 증가는 전통적인 이론의 예측대로 국채이자율을 상승시켰으나, 장기적으로는 오히려 국채이자율의 하락으로 이어졌다. 다시 말해, 재정적자와 국채이자율이 음(-)의 방향으로 장기 공적분 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이들은 이러한 결과를, 경제의 장기이자율이 전통적인 대부자금설에서와 같이 실물부문에서 저축 및 투자에 의해 결정되는 것이 아니라, 미 연준과 같은 중앙은행의 통화정책기조에 따라 화폐부문에서 결정됨을 시사하는 것으로 해석하였다⁶⁾.

이와 같이 Palatiello & Pilkington(2022)의 연구는 국가부채와 함께 재정건전성을 나타내는 대표적 지표인 재정수지 비율과 국채이자율 간의 장기적 관계를 살펴보았다는 점에서 본 연구와 유사한 측면이 존재한다. 그러나 본 연구는 ① 단일국가의 시계열 자료가 아닌 국가별 패널자료를 대상으로 했다는 점과 ② 이를 통해 주권화폐국과 비주권화폐국의 차이를 비교하는 데 중점을 두

6) 이러한 해석을 뒷받침하는 실증 선행연구의 예로서 Hillenbrand(2021)와 Borio et al.(2017)을 들 수 있다. 이들은 각각 1980년대 이후의 미국 시계열 자료와 19개 국가의 1870년 이후의 초장기 패널자료를 대상으로 이자율 결정요인을 추정하였는데, 그 결과 중앙은행의 통화정책기조가 장기적인 이자율 변동의 거의 대부분을 설명하는 것으로 나타났다.

었다는 점에서, 미국 시계열 자료를 대상으로 한 Palatiello & Pilkington(2022)과 차별화된다.

지금까지의 선행연구 검토 결과에 따르면, 본 연구는 관련 선행연구와 다음과 같은 측면에서 차별화된다. 첫째, 상기한 대로 대부분의 선행연구가 국가부채 또는 재정수지 비율과 국채이자율 간의 단기적 관계에 주목한 반면, 본 연구는 동 변수 간의 공적분 관계를 검정 및 추정함으로써 이들 간의 장기적 관계를 살펴보는 데 주력하였다는 점이다. 둘째, 이러한 분석을 주권화폐 보유 여부에 따라 분류된 그룹별 패널자료에 적용하여 주권화폐국과 비주권화폐국 간의 장기적 관계의 차이를 비교함으로써 현대화폐이론을 실증적으로 검증하고자 시도하였다는 점이다.

2. 검증대상 가설의 도출

이 절에서는 앞서 소개한 Sharpe(2013)와 Mitchell(2009), Wray(2015), Mitchell et al.(2019) 등 현대화폐이론 관련 문헌의 논의에 기초하여, 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 관계에 대해 현대화폐이론이 가지는 실증적 함의(testable implication), 즉 본 연구가 검증하고자 하는 연구 가설을 도출한다.

현대화폐이론에 따르면, 주권화폐를 보유하는 국가의 정부는 국가부채 또는 재정적자 누적에 따른 금융적 제약으로부터 본질적으로 자유롭다. 여기서 어떤 국가가 주권화폐를 가진다는 것은 다음을 의미한다. 즉, 조세 납부는 물론 모든 국내 거래에 통용되는 자국 화폐를 중앙은행이 직접 발행하고, 발행된 화폐는 금이나 달러와 같은 외환으로 바꾸어 줄 의무가 없는 불태환 화폐(non-convertible or fiat money)이며, 동 화폐와 외환의 교환비율 즉 환율은 완전히 자유로운 변동환율제도(fully floating)에 따라 시장에서 결정된다는 것이다. 현대화폐이론에 따르면 이러한 조건을 만족하는 주권화폐를 가지는 국가는 필요할 경우 언제든지 화폐를 발행하여 재정적자를 조달하고 국가부채를 갚을 수 있으므로, 국가부채의 채무불이행 위험은 물론이고 장기적으로 재정지출을 조세수입 내로 제한해야 하는 제약으로부터도 자유롭다(Mitchell, 2009; Wray, 2015; 신희영, 2020).

현대화폐이론에 따르면, 이와 같이 주권화폐를 가진 국가에서는 국가부채의 채무불이행 위험 자체가 존재하지 않으므로 국가부채의 증가가 위험프리미엄 확대를 통해 국채이자율 상승으로 이어지는 일은 발생하지 않는다. 더 나아가 현대화폐이론에 따르면 애당초 재정지출이 조세수입에 따른 예산제약에 구애 받지 않으므로, 주류경제학 이론에서 말하는 구축효과를 통해 재정적자 조달을 위한 국가부채의 증가가 국채이자율을 상승시키는 현상도 원천적으로 발생하지 않는다. 구체적으로 대부자금설(*loanable funds theory*)에 따르면, 구축효과는 채권시장과 같은 대부자금시장에서 정부의 자금수요(음(-)의 정부저축을 의미함)가 민간의 자금공급(양(+))의 민간저축을 의미함)을 흡수함에 따라 시장이자율이 상승하면서 발생하는 현상이다. 그런데 현대화폐이론에 따르면, 재정적자 조달을 위해 정부가 대부자금시장에서 차입해야 할 필요가 애당초 존재하지 않으므로 구축효과 역시 원천적으로 발생하지 않는 것이다⁷⁾.

반면 자국 화폐를 발행하지 않거나 발행하더라도 고정환율제도에 따라 외환 대비 통화가치를 일정 수준으로 유지해야 하는 비주권화폐국에 대해서는 상기한 원리가 적용되지 않는다. 즉, 이들은 상기한 주권화폐국과 달리 필요할 때 화폐를 발행하여 재정적자를 조달하고 국가부채를 상환할 수 있는 재량이 존재하지 않는다. 따라서 이들 국가의 부채는 채무불이행 위험에 항상 노출되며 재정지출 역시 조세수입에 따른 예산제약에 속박되지 않을 수 없다. 그 결과 이러한 비주권화폐국에서는 재정적자 누적에 따른 국가부채의 증가가 위험프리미엄 확대 또는 구축효과를 통해 국채이자율 상승을 야기할 수 있다.

지금까지의 논의를 정리하면, 현대화폐이론이 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 관계에 대해 가지는 실증적 함의를 다음과 같이 도출할 수 있다. 즉, 현대화폐이론에 따르면 주권화폐국의 경우 국가부채 또는 재정

7) 게다가 머리말에서 언급한 대로 주권화폐를 보유한 국가들은 전통적 또는 비전통적 통화정책을 통해 시장이자율을 외생적으로 조정할 수 있는 능력을 가지고 있다(Wray, 2006). 따라서 설사 정부가 시장에서 차입을 늘림으로써 구축효과로 인한 시장이자율 상승압력이 발생한다 해도, 이러한 통화정책에 의해 상승압력이 상쇄되면 구축효과가 발생하지 않을 수 있다.

적자 비율과 국채이자율 간에 유의한 관계가 존재하지 않는 반면, 비주권화폐국의 경우 이들 간에 유의한 관계가 존재한다는 것이다. 구체적으로 동 이론의 예측에 따르면, 이러한 관계는 국가부채 또는 재정적자 비율의 ‘상승’이 구축효과 또는 위험프리미엄 확대를 통해 국채이자율을 ‘상승’시키는 방향, 즉 양(+)의 상관관계로 나타나게 된다.

이러한 함의를 본고의 핵심 연구 가설로 설정하고, 이후의 논의에서는 국가별 패널자료를 이용하여 동 가설을 실증적으로 검증하고자 한다. 구체적으로 OECD 국가 가운데, 유로존 국가와 같이 자국 화폐를 발행하지 않거나 다양한 형태의 고정환율제도를 채택한 국가들을 비주권화폐국으로, 나머지 국가들을 주권화폐국으로 간주하여 표본 국가를 그룹별로 분류하였다. 이후 패널 공적분 검정 및 추정을 통해 각 국가그룹별로 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 장기적 관계가 어떻게 다른지를 서로 비교함으로써 상기한 연구 가설을 검증하고자 한다. 이러한 과정을 통해 현대화폐이론의 실증적 타당성을 간접적으로나마 평가해 보는 것이 본 연구의 주된 취지이다.

III. 실증분석 방법론

1. 모형 설정 및 추정 방법

앞 장에서 도출한 연구 가설을 실증적으로 검증하기 위해, 본 연구는 상기한 Palatiello & Pilkington(2022)와 유사한 오차수정형태(error correction form)의 자기회귀시차분포(ARDL) 모형을 추정대상 모형으로 활용하고자 한다. 모형의 의미를 보다 명료하게 이해하기 위해, 모형 추정식을 우선 가장 간단한 형태의 자기회귀시차분포(ARDL(1,1)) 형태로 나타내면 다음과 같다.

$$y_{i,t} = \lambda_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{i,t} + \gamma_i' x_{i,t-1} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서 종속변수 $y_{i,t}$ 는 10년 만기 국채이자율로 측정된, t 기 i 국가의 명목 이자율 또는 이로부터 근원 인플레이션율을 차감한 실질이자율이다. 다음으로 설명변수 벡터 $x_{i,t}$ 는 ① 주요 관심 설명변수로서 t 기 i 국의 GDP 대비 국가 부채(일반정부 또는 중앙정부 부채) 비율 또는 일반정부의 재정적자 비율을, ② 통제 설명변수로서 실질 GDP(로그 수준), 생산가능인구 비율, 근원 인플레이션율(종속변수가 명목이자율인 경우에만 포함)을 포함한다. 한편 μ_i 는 국가 별 시간 불변 이질성(time-invariant heterogeneity)을 포착하는 고정효과(fixed effect) 항이다.

그런데 식 (1)에서는 본고의 주된 관심대상인 변수 간 공적분 관계, 즉 장기 균형 관계식이 명시적으로 나타나지 않는다. 이에 따라 장기균형 관계를 명시적으로 고려하기 위해, 식 (1)을 간단한 조작을 통해 다음과 같은 오차수정형태로 변형할 수 있다.

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i(y_{i,t-1} - \theta_i' x_{i,t-1}) + \delta_i' \Delta x_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

여기서 우변의 $(y_{i,t-1} - \theta_i' x_{i,t-1})$ 은 오차수정항(error correction term)으로서 그 계수인 ϕ_i 는 장기균형으로의 조정 여부 및 속도를 나타내는 계수이며, 식 (1)과 비교하면 $\phi_i = -(1 - \lambda_i)$ 의 관계가 성립함을 알 수 있다. 또한 오차수정항 $(y_{i,t-1} - \theta_i' x_{i,t-1})$ 가 바로 공적분 관계식, 즉 변수 간 장기균형 관계를 나타내는 식인데, 여기서 θ_i 는 공적분 계수로서 식 (1)과 비교하면 $\theta_i = (\beta_i + \gamma_i)/(1 - \lambda_i)$ 의 관계가 성립함을 알 수 있다. 한편 δ_i 는 변수 간 단기적 관계를 나타내는 단기동학 계수로서, 식 (1)과 비교하면 $\delta_i = \beta_i$ 의 관계가 성립한다.

식 (2)를 추정하는 경우, 우리의 주된 관심대상은 장기균형 관계의 존재 및 방향을 결정하는 ϕ_i 와 θ_i 의 부호 및 유의성 여부이다. 예컨대 ϕ_i 가 음(-)의

방향으로 통계적으로 유의한 경우, $x_{i,t}$ 와 $y_{i,t}$ 사이에 공적분, 즉 장기균형 관계가 존재하는 것으로 해석할 수 있다. 왜냐하면 $\phi_i < 0$ 인 경우 식 (2)에서 보듯이 지난 기간 종속변수 $y_{i,t-1}$ 가 공적분 관계식 $y_{i,t-1} - \theta_i' x_{i,t-1}$ 로부터 일단 이탈하고 나면, 여기에 ϕ_i 를 곱한 $\phi_i(y_{i,t-1} - \theta_i' x_{i,t-1})$ 만큼 다음 기간의 종속변수 $y_{i,t}$ 를 이탈 방향과 반대 방향으로 되돌리는 힘이 작용하기 때문이다. 따라서 식 (2)에서 ϕ_i 의 추정 결과를 통해, 국가부채 또는 재정적자와 국제이자율 간 ‘장기균형 관계의 존재 여부’를 검정할 수 있다⁸⁾. 또한 공적분 계수 θ_i 의 부호 및 유의성을 살펴봄으로써 국가부채 또는 재정적자와 국제이자율 간 ‘장기균형 관계의 방향’을 식별할 수 있다. 마지막으로 변수 간 단기동학을 나타내는 δ_i 의 부호 및 유의성을 통해 국가부채 또는 재정적자와 국제이자율 간 단기적 관계의 존재 및 방향을 파악할 수 있다.

식 (1)과 식 (2)는 설명의 편의를 위해, 변수의 최대 과거 시차가 1인 가장 간단한 형태의 자기회귀시차분포 모형을 예로 든 것이다. 변수의 과거 시차를 보다 일반화한 ARDL(p,q) 모형으로 확장하는 경우, 식 (1)은 다음과 같이 변형된 형태로 표현된다.

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \beta_i' x_{i,t} + \sum_{k=1}^q \gamma_{ik}' x_{i,t-k} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

8) 이와 같이 장기균형으로의 조정 여부 및 속도를 나타내는 계수 ϕ_i 의 부호 및 유의성을 통해 공적분 관계의 존재 여부를 검정하는 것은, 다음 장에서 언급할 Westerlund(2007) 패널 공적분 검정의 기본 원리에 해당한다. Westerlund 패널 공적분 검정에서는 각각의 패널개체(본고에서는 각 국가에 해당함) i 에 대해 식 (2)와 같은 오차수정모형을 추정하여 오차수정항 계수 ϕ_i 를 추정한 후, 이를 패널개체에 걸쳐 평균한 값의 부호와 유의성을 검정하는 방식으로 패널 공적분 관계의 존재를 판별한다. Westerlund 검정의 귀무가설은 ‘모든 패널개체 i 에 대해 $\phi_i = 0$ ’이고, 대립가설은 ‘일부 i (Group-mean test의 경우) 또는 모든 i (Panel test의 경우)에 대해 $\phi_i < 0$ ’이다. 따라서 귀무가설이 기각되면 공적분 관계가 존재함을 의미한다.

앞에서 식 (1)을 식 (2)로 변형한 것과 유사한 방법에 따라 식 (3) 역시 좀 더 일반적인 오차수정형태로 변형할 수 있으며, 그 결과 도출된 다음의 식 (4)가 본 연구의 최종적인 추정식이 된다.

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} = & \phi_i(y_{i,t-1} - \theta_i' x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \eta_{ij} \Delta y_{i,t-j} \quad (4) \\ & + \delta_{i0}' \Delta x_{i,t} + \sum_{k=1}^{q-1} \delta_{ik}' \Delta x_{i,t-k} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

식 (3)과 식 (4)를 비교하면 각 식의 계수 간에 다음의 관계가 성립함을 알 수 있다.

$$\begin{aligned} \phi_i = & -\left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}\right), \theta_i = -\left(\frac{\beta_i + \sum_{k=1}^q \gamma_{ik}}{1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}}\right), \delta_{i0} = \beta_i, \\ \eta_{ij} = & -\left(\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}\right), \delta_{ik} = -\left(\sum_{l=k+1}^q \gamma_{il}\right) \quad (5) \end{aligned}$$

다음으로 식 (4)를 추정하는 방법에 관해 논의한다. 물론 패널 자료 전체가 아닌, 개별 국가 i 의 시계열에 대해서는 Johansen 검정 및 추정법과 같은 통상적인 시계열 공적분 검정법을 적용하여 식 (4)를 추정할 수 있다. 그러나 이와 같이 각 국가에 대해 개별적으로 식 (4)를 추정하는 방법으로는 주된 관심 대상인, 주권화폐 보유 여부에 따른 ‘국가그룹 간’ 공적분 관계의 차이를 식별하는 것이 매우 어렵다.

이와 같은 그룹 간 비교를 위해, 주권화폐 보유 여부에 따라 분류된 그룹별로 패널 데이터를 통합(pooling)하여 식 (4)를 최소제곱법(OLS)으로 추정하는

방법을 생각할 수 있다. 그러나 이렇게 각 그룹별 패널자료를 통합하여 OLS로 추정하는 경우, 그룹 내에서 식 (4)의 모든 계수들의 모수값이 동일함을 가정하게 된다. 만일 이러한 가정이 위배되는 보다 일반적인 경우, 즉 국가별로 다양한 요인에 의해 계수의 모수값이 서로 이질적인 경우(heterogeneous panel)에 대해 이 방법을 적용하면, 계수 추정치의 일치성(consistency)이 보장되지 않는 문제가 발생한다.

이에 대해 Pesaran & Smith(1995)는 패널개체별 계수의 이질성이 존재하는 패널자료에서 계수를 추정하는 방법을 제시하였는데, 이것이 바로 평균-그룹(MG: Mean-Group) 추정법이다. 이는 계수의 이질성을 고려하여 각 개체별로 계수를 추정하되, 추정된 개체별 계수의 산술평균을 통해 변수 간의 ‘평균적’ 관계를 나타내는 최종적인 계수값을 구하는 방법이다. 이 방법을 본 연구에 적용하면 추정절차는 다음과 같다. 우선 주권화폐 보유 여부에 따라 국가를 분류하여 국가그룹별로 패널자료를 구축한 후, 그룹 내 개별 국가의 시계열 자료를 이용하여 식 (4)의 오차수정모형을 OLS로 추정한다. 이렇게 구한 개별 국가별 계수 추정치를 그룹 내 모든 국가에 대해 산술평균한 값이 해당 그룹 전체에 대한 최종적인 계수 추정치가 된다.

그러나 이러한 평균-그룹 추정법을 통해 국가별 계수의 이질성을 고려함으로써 계수 추정량의 일치성은 보장할 수 있지만, 다른 한편으로는 시계열 길이의 제약으로 인해 계수 추정량의 효율성(efficiency)이 저하되는 새로운 문제가 대두된다. 즉, 상기한 대로 평균-그룹 추정법에서는 패널개체별 개별 시계열에 대해 OLS를 적용하므로, 시계열의 길이가 비교적 짧은 경우에는 관측치 부족으로 인해 추정량의 표준오차가 최적보다 커질 수밖에 없다. 특히 본고에서와 같이 패널개체 수, 즉 표본 국가 수에 비해 각국 시계열의 길이가 상대적으로 짧은 경우에는 이러한 효율성 저하의 문제가 더욱 심각해진다.

이러한 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 상기한 평균-그룹 추정법 대신, Pesaran et al.(1999)의 통합 평균-그룹(PMG: Pooled Mean-Group) 추정법을 적용하였다. 통합 평균-그룹 추정법은 일반적인 평균-그룹 추정법과 같이 패널개체별, 즉 여기서는 국가별 계수의 이질성을 허용하되, 주된 관심대상인 국가부채 또는 재정적자와 국제이자율 간의 공적분 계수에 한해서는 그룹 내 모

든 국가들의 계수가 동일하다는 제약을 부여한 것이다. 이러한 추가적인 정보 제약을 도입함으로써 짧은 시계열 길이에 따른 낮은 자유도(degree of freedom) 문제를 완화하고, 평균-그룹 추정법에 비해 효율적인 추정량을 얻을 수 있다.

구체적으로 Pesaran et al.(1999)의 통합 평균-그룹 추정법을 본 연구의 추정 식 (4)에 적용하면, 다음과 같은 절차를 통해 추정이 이루어진다. ① 먼저 주권화폐 보유 여부에 따라 국가를 분류하여 국가그룹별 패널자료를 구축한다. ② 그룹 내 모든 국가 i 에 대해 공적분 계수가 동일하다($\theta_i = \theta$)는 제약을 부여한 상황에서, 공통의 공적분 계수 θ 를 최대우도추정법(MLE: Maximum Likelihood Estimation)으로 추정한다. ③ 추정된 공적분 계수를 대입하여 개별 국가별로 식 (4)를 OLS 추정한다. ④ 그 결과로 얻은 국가별 계수 추정치 $\{\phi_i, \eta_{ij}, \delta_{i0}, \delta_{ik}\}$ 을 그룹 내 모든 국가에 대해 산술평균함으로써 해당 그룹 전체에 대한 최종적인 계수 추정치를 구한다.

한편 식 (4)의 실제 추정 시에는 연간 자료의 특성상 비교적 짧은 시계열 길이를 고려하여 시차 종속변수($y_{i,t-j}$)의 최대 시차를 $p = 2$ (이 경우 설명변수로 포함되는 시차 종속변수는 $\Delta y_{i,t-1}$ 뿐임)로 설정하였고, 마찬가지로 짧은 시계열 길이와 함께 여러 시차의 변수를 동시에 포함할 경우 발생할 수 있는 다중공선성(multicollinearity) 문제를 감안하여 시차 설명변수($x_{i,t-k}$)의 최대 시차는 $q = 1$ (이 경우 추정에 포함되는 시차 설명변수는 $\Delta x_{i,t}$ 뿐임)로 설정하였다⁹⁾.

2. 자료

실증분석을 위해 2022년 말 기준 OECD에 가입된 37개국 가운데 35개국¹⁰⁾

-
- 9) 지면 관계상 따로 제시하지 않았으나, 시차 설명변수의 최대 시차를 $q = 2$ 로 늘린 경우에도 이후의 검정 및 추정 결과는 계수의 부호 및 유의성 측면에서 질적으로(qualitatively) 차이가 없었다.
- 10) OECD 가입국 중 에스토니아와 코스타리카는 국제이자율 등 주요 변수에 대해 충분한 시계열 자료 입수가 어려워 분석대상에서 제외하였다.

에 대해, 2000년에서 2022년까지의 연간 데이터를 국가별 패널로 구축하였다¹¹⁾. 명목이자율 변수로는 각국의 10년 만기 국제이자율을 사용하였고, 동계열에서 해당 국가의 근원(core) 인플레이션율을 차감하여 모형의 종속변수인 실질이자율을 계산하였다. 관심 설명변수인 재정관련 변수로는 GDP 대비 일반정부 또는 중앙정부의 채무비율과 GDP 대비 일반정부의 재정적자 비율을 사용하였다. 한편 기타 통제 설명변수로는, 장기 실질이자율에 영향을 주는 요인으로서 경제성장 추세를 나타내는 실질 GDP(로그 기준)와 고령화 등 인구구조의 변화를 나타내는 총인구 대비 생산가능인구(15-64세 인구) 비율을 사용하였으며, 실질이자율이 아닌 명목이자율을 종속변수로 하는 모형에서는 여기에 명목이자율의 핵심 구성요소인 근원 인플레이션율을 추가하였다. 한편 앞 장에서 언급한 대로 주권화폐 보유 여부를 판단하는 기준변수로는 ① 유로존 국가 여부와 ② 고정 또는 변동환율제도 채택 여부를 사용하였다.

자료의 출처와 관련해서, 종속변수인 10년 만기 국제이자율을 비롯한 대부분의 자료는 OECD 데이터베이스(OECD.Stat)로부터 수집하였으나¹²⁾ 재정관련 자료, 즉 GDP 대비 일반정부 또는 중앙정부의 채무비율과 GDP 대비 일반정부 재정적자 비율의 경우는 IMF 데이터베이스(Global Debt database 등)로부터 입수하였다. 또한 주권화폐 보유 여부를 판단하는 기준변수 가운데 고정 또는 변동환율제도 채택 여부는 IMF 연차보고서(IMF, 2022)를 기준으로 하여 “floating” 또는 “free floating”에 해당하는 국가를 변동환율제도 채택 국가로, 그 이외의 국가는 고정환율제도 채택 국가로 분류하였다¹³⁾.

- 11) 단, 이후 분석에서 변수 간 장기적 관계, 즉 공적분 관계의 계수를 추정할 때는 코로나 19 팬데믹으로 인한 이상치(outlier)의 영향을 제거하기 위해, 팬데믹 이전인 2019년까지의 자료만을 대상으로 하였다.
- 12) OECD 자료의 경우, 입수 당시 시점에서 가장 최근이었던 2022년 11월 OECD Economic Outlook에 수록된 자료이다. 따라서 동 자료 가운데 2022년의 관측값은 실측치가 아닌 전망치임에 유의하기 바란다.
- 13) IMF 연차보고서에서는 단일통화인 유로화의 환율이 시장에서 결정된다는 의미에서 유로존 국가들을 ‘free floating’, 즉 변동환율제 국가로 분류하고 있다. 그러나 유로존 개별 국가의 입장에서는 명백히 자국의 주권화폐가 존재하지 않는다고 볼 수 있으므로, 유로존 국가들은 당연히 고정환율제 국가로 분류되는 것이 타당하다. 이에 따라 2022년 말 기준으로 모든 유로존 국가(유로화 출범 이후 도중에 유로화를 사용하기 시작한 라트비아, 리투아니아, 슬로바키아, 슬로베니아의 4개국도 포함)를 고정환율제 국가로 분

한편 주권화폐 보유 여부를 판단하는 또 다른 기준변수로서 유로존 국가 여부를 사용한 경우에는, 2022년 말 기준 유로존 국가 가운데 유로화 출범 이후 도중에 유로화를 사용하기 시작한 라트비아, 리투아니아, 슬로바키아, 슬로베니아의 4개국을 모든 표본 그룹(유로존 및 비유로존 그룹)에서 제외하였다. 이는 보다 보수적인 기준에 따라 주권화폐 보유 여부를 명확히 분류함으로써, 분석 결과의 신뢰성 및 강건성(robustness)을 제고하기 위함이다.

앞에서 언급한 대로 본 연구는 패널자료에 대한 공적분 검정 및 추정을 통해 변수 간 장기균형 관계의 존재 및 방향을 검증하는 데 목적을 둔다. 따라서 본격적 분석에 앞서 단위근 검정(unit root test)을 통해 분석에 사용되는 변수들의 안정성(stationarity), 즉 장기적 확률 추세(stochastic trend)의 존재 여부를 살펴볼 필요가 있다. <표 1>은 분석에 사용된 주요 변수들의 패널 단위근 검정 결과를 정리한 것이다.

우선 이후 언급할 기본 모형의 종속변수인 실질 국제이자율의 경우, 검정 종류와 관계없이 단위근이 존재하는 불안정적(non-stationary) 계열인 것으로 나타나 이후 공적분 분석을 수행하는 데 적합한 것으로 판단된다. 한편 이후 언급할 대안 모형의 종속변수인 명목 국제이자율의 경우, 일부 검정에서 단위근이 존재하지 않는 안정적(stationary) 계열인 것으로 나타났다. 그러나 표에서 단위근의 존재를 기각한 ① LLC, IPS 검정 등이 각 패널개체(본고에서는 각 국가에 해당함) 간의 동시적 상관관계(cross-sectional dependence)에 따른 유의수준 왜곡(size distortion) 문제로 인해 제1종 오류(type 1 error)에 취약한 것으로 알려져 있다는 점과 ② <그림 1>의 예를 통해 알 수 있듯이 대부분의 선진국에서 2000년 이후 최근까지 명목이자율이 추세적으로 하락해 왔다는 점을 감안하여, 명목이자율도 실질이자율과 마찬가지로 단위근이 존재하는 불안정적 계열로 간주하고 공적분 분석을 시행하였다.

류하였으며, 여기에 유로화에 대해 상황에 따라 신축적으로 환율을 고정해온 스위스('Crawl-like arrangements')와 덴마크('Conventional pegs')를 추가하였다. 결과적으로 전체 표본 국가 가운데 고정환율제도를 채택한 것으로 분류된 국가는 다음과 같이 총 18개국이다. 오스트리아, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아일랜드, 이탈리아, 라트비아, 리투아니아, 룩셈부르크, 네덜란드, 포르투갈, 슬로바키아, 슬로베니아, 스페인, 스위스.

〈표1. 주요 변수의 패널 단위근 검정 결과〉

검정대상 변수	검정 종류				
	LLC (Levin, Lin and Chu)	IPS (Im, Pesaran and Shin)	Breitung	ADF-Fisher	PP-Fisher
실질 국채이자율	1.457 (0.927)	4.301 (1.000)	0.773 (0.780)	34.614 (1.000)	36.075 (1.000)
명목 국채이자율	-4.657*** (0.000)	-1.831** (0.034)	7.602 (1.000)	77.732 (0.246)	78.144 (0.236)
중앙정부 채무비율	-0.081 (0.468)	2.136 (0.984)	0.122 (0.548)	56.392 (0.880)	41.822 (0.997)
일반정부 채무비율	0.126 (0.550)	2.019 (0.978)	-1.019 (0.154)	51.369 (0.934)	30.904 (1.000)
일반정부 재정적자 비율	-5.114*** (0.000)	-7.263*** (0.000)	-5.432*** (0.000)	170.585*** (0.000)	147.508*** (0.000)
생산가능인구 비율	-4.142*** (0.000)	0.254 (0.600)	4.891 (1.000)	81.996 (0.155)	43.800 (0.994)
ln(실질 GDP)	-4.044*** (0.000)	1.834 (0.967)	-7.248*** (0.000)	57.065 (0.867)	105.337*** (0.004)
근원 인플레이션을	3.718 (0.999)	-2.424*** (0.008)	10.595 (1.000)	94.997** (0.025)	83.141 (0.135)

주: 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 ‘패널자료에 단위근이 존재한다’는 귀무가설을 기각함을 의미.

한편 관심 설명변수 가운데 국가부채를 나타내는 일반정부 또는 중앙정부의 채무비율은 둘 다 단위근이 존재하는 불안정적 계열로 나타났으나, 재정수지를 나타내는 일반정부의 재정적자 비율은 검정 종류와 관계없이 단위근이 존재하지 않는 안정적 계열로 나타났다. 이는 정의에 따라 재정수지가 개별적으로 각각 추세를 가지는 변수인 재정수입과 재정지출 간의 차이인 데다, 역시 추세를 가지는 변수인 GDP로 이를 나누어 비율을 계산하는 과정에서 확률적 추세가 추가적으로 제거됨을 감안하면 당연한 결과라고 할 수 있다. 그

럼에도 국가부채 비율이 결국 재정수지의 누적 합에 의해 결정되며, 따라서 재정적자의 변화가 국가부채 비율을 통해 국채이자율의 장기적 추세에도 영향을 줄 수 있다는 점을 고려하여 재정적자 비율 역시 일반정부 및 중앙정부의 채무비율과 마찬가지로 공적분 관계식의 관심 설명변수로 포함하여 분석을 시행하였다.

다음으로 통제 설명변수 가운데, 생산가능인구 비율의 경우에는 LLC 검정을 제외한 모든 검정에서 단위근이 존재하는 불안정적 계열로 나타났다. 반면 실질 GDP(로그 수준)의 경우 일부 검정에서 단위근이 존재하지 않는 안정적 계열로 나타났는데, 그럼에도 본고에서는 이를 불안정적 계열로 보아 공적분 관계식의 통제 설명변수로 포함하였다. 이는 ① 단위근의 존재를 기각한 것이 상기한 동시적 상관관계에 따른 유의수준 왜곡의 문제에 기인했을 가능성이 있고 ② 검정 종류에 따라서는 단위근의 존재를 기각하지 못한 경우가 발견되며 ③ GDP 수준 변수의 경우 대부분의 실증분석 문헌에서 단위근이 존재하는 불안정적 계열로 간주된다는 점을 감안한 것이다. 마지막으로 통제 설명변수 가운데 근원 인플레이션율의 경우(종속변수가 명목이자율인 경우에만 설명변수로 포함됨에 유의) 일부 검정에서 단위근이 존재하지 않는 안정적 계열로 나타났으나, 상기한 유의수준 왜곡의 문제와 함께 인플레이션율이 종속변수인 명목이자율의 핵심 구성요소라는 점을 감안하여 이 역시 공적분 관계식에 통제 설명변수로 포함하고 분석을 시행하였다¹⁴⁾.

한편 <표 1>에서 *Breitung* 검정을 제외한 나머지 단위근 검정에서는 모두 검정식에 상수항(constant)만을 포함하였으나, 검정식에 상수항 이외에 시간 추세(time trend)를 추가로 포함하는 경우에도 검정 결과는 대동소이한 것으로 나타났다.

14) 상기한 대로 분석대상 변수 가운데 일부는 안정적 계열로 나타났으나, 장기 공적분 관계 추정 시 이들 변수를 모형에 포함하더라도 추정 결과에는 유의미한 영향을 주지 않을 것으로 판단된다. 본고에서 추정 방법으로 활용한 Pesaran et al.(1999)의 통합 평균-그룹 추정법은 추정대상 변수가 모두 불안정적 계열인 경우뿐만 아니라, 불안정적 및 안정적 계열이 혼재하는 경우에도 강건한(robust) 결과를 산출하는 것으로 알려져 있기 때문이다.

IV. 실증분석 결과 및 해석

1. 장기균형 관계 검정 결과: 패널 공적분 검정

이 장에서는 패널 공적분 검정 및 추정 결과를 제시하고 그 경제적 의미를 해석하고자 한다. 단, 본고에서는 모형의 종속변수가 실질 국제이자율인 경우(기본 모형)와 명목 국제이자율인 경우(대안 모형)로 나누어 각각의 결과를 보고할 것이다. 비록 두 모형의 종속변수가 다르긴 하지만 대안 모형의 경우 명목이자율과 실질이자율의 차이에 해당하는 인플레이션율을 설명변수로 추가하여 통제한다는 점에서, 대안 모형과 기본 모형은 사실상 거의 동일한 모형이라고 볼 수 있다.

본 연구에서 종속변수가 실질이자율인 경우를 벤치마크가 되는 기본 모형으로 설정한 것은 다음과 같은 이유 때문이다. 우선 <표 1>의 단위근 검정 결과에서 보듯이 근원 인플레이션율에 확률 추세가 존재하는지 여부가 다소 불분명하다는 점과 1980년대 중반 이후의 이른바 ‘대안정기(Great Moderation)’를 포함해서 코로나 팬데믹 이전의 최근까지 대부분의 선진국에서 인플레이션이 하향 안정화하였음을 감안할 때, 설사 대안 모형에서 인플레이션율을 통제 설명변수로 추가한다 해도 종속변수인 명목이자율의 장기 추세에 대한 인플레이션의 영향을 충분히 통제하지 못할 수 있다는 것이다.

또한 이론적 관점에서 보아도 국가부채 또는 재정적자의 변화가 위험프리미엄을 통해 직접적으로 영향을 미치는 대상은 명목이자율이 아닌 실질이자율이므로, 실질이자율을 종속변수로 설정하는 편이 이러한 국가부채 또는 재정적자의 이자율에 대한 효과를 직접적·명시적으로 살펴보는 데 더욱 적합하기 때문이다.

〈표2. Pedroni 패널 공적분 검정 결과〉

(기본 모형: 종속변수가 실질이자율인 경우)

관심 설명변수	표본 국가그룹	Within Dimension Test			Between Dimension Test		
		Modified PP	PP	ADF	Modified PP	PP	ADF
중앙정부 채무비율	전체	1.183 (0.118)	-4.767*** (0.000)	-4.009*** (0.000)	3.550*** (0.000)	-3.216*** (0.001)	-2.097** (0.018)
	변동환율	-0.970 (0.166)	-7.285*** (0.000)	-6.725*** (0.000)	0.743 (0.229)	-6.663*** (0.000)	-5.498*** (0.000)
	고정환율	0.282 (0.389)	-4.784*** (0.000)	-5.776*** (0.000)	2.150** (0.016)	-3.559*** (0.000)	-4.208*** (0.000)
	비유로존	-1.004 (0.158)	-8.057*** (0.000)	-7.880*** (0.000)	0.817 (0.207)	-7.404*** (0.000)	-6.464*** (0.000)
	유로존	0.997 (0.159)	-2.928*** (0.002)	-2.833*** (0.002)	2.119** (0.017)	-2.726*** (0.003)	-2.485*** (0.007)
일반정부 채무비율	전체	0.639 (0.262)	-5.886*** (0.000)	-5.944*** (0.000)	3.092*** (0.001)	-4.092*** (0.000)	-3.676*** (0.000)
	변동환율	-1.159 (0.123)	-7.555*** (0.000)	-8.472*** (0.000)	0.775 (0.219)	-6.655*** (0.000)	-6.757*** (0.000)
	고정환율	0.724 (0.235)	-3.372*** (0.000)	-3.912*** (0.000)	2.411*** (0.008)	-2.071** (0.019)	-2.685*** (0.004)
	비유로존	-1.220 (0.111)	-7.977*** (0.000)	-9.049*** (0.000)	0.803 (0.211)	-6.959*** (0.000)	-7.392*** (0.000)
	유로존	0.960 (0.168)	-3.095*** (0.001)	-3.241*** (0.001)	1.863** (0.031)	-3.794*** (0.000)	-3.487*** (0.000)
일반정부 재정적자 비율	전체	1.097 (0.136)	-4.706*** (0.000)	-3.374*** (0.000)	3.334*** (0.000)	-3.660*** (0.000)	-1.902** (0.029)
	변동환율	-0.479 (0.316)	-6.093*** (0.000)	-5.549*** (0.000)	1.420* (0.078)	-4.790*** (0.000)	-3.628*** (0.000)
	고정환율	1.089 (0.138)	-2.832*** (0.002)	-3.090*** (0.001)	2.425*** (0.008)	-2.265** (0.012)	-2.814*** (0.002)
	비유로존	-0.298 (0.383)	-5.867*** (0.000)	-5.483*** (0.000)	1.675** (0.047)	-4.491*** (0.000)	-3.654*** (0.000)
	유로존	1.661** (0.048)	-1.747** (0.040)	-1.524* (0.064)	2.352*** (0.009)	-2.419*** (0.008)	-1.831** (0.034)

주: 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설을 기각함을 의미.

이제 종속변수가 실질이자율인 기본 모형을 대상으로, 관심 설명변수를 각각 중앙정부 채무비율, 일반정부 채무비율, 일반정부 재정적자 비율로 바꾸어 가면서 변수 간 장기균형 관계, 즉 공적분 관계의 존재를 검정한 결과를 살펴본다. <표 2>와 <표 3>은 기본 모형에 대한 패널 공적분 검정 결과를 정리한 것이다.

이 중 <표 2>는 공적분 관계의 패널개체 간 이질성을 허용하는 패널 공적분 검정법인 Pedroni(1999; 2004)의 공적분 검정 결과를 정리한 것이다. 여기서 Within Dimension Test의 대립가설은 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재한다’이며, Between Dimension Test의 대립가설은 ‘적어도 일부 국가에 대해 공적분 관계가 존재한다’이다. 아울러 <표 2>의 결과는 상기한 패널개체 간 동시적 상관관계에 따른 유의수준 왜곡의 문제를 완화하고 특정 기간에 모든 국가에 대해 공통적으로 영향을 미치는 글로벌 충격을 통제하기 위해, 모든 검정대상 변수에 대해 연도별 횡단면 평균(cross-sectional mean)을 차감(demean)한 계열을 대상으로 검정을 수행한 것이다.

<표 2>를 보면, Modified PP 통계량을 제외한 거의 대부분의 경우에서 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설이 통계적으로 유의하게 기각되고 있다. 이러한 결과는 중앙정부 또는 일반정부의 채무비율이나 재정적자 비율 등 관심 설명변수의 종류와 관계없이 공통적으로 나타났으며, 전체 표본 국가뿐만 아니라 주권화폐 보유 여부에 따라 분류된 모든 국가 그룹에 걸쳐서도 마찬가지로 나타났다. 이를 통해 국가별 인구구조, 경제성장 추세와 같은 주요 이자율 결정요인을 통제한 상황에서 관심 설명변수, 즉 국가부채 또는 재정적자 비율과 실질 국채이자율 간에는 장기균형 관계가 존재한다고 볼 수 있다.

〈표3. Westerlund 패널 공적분 검정 결과〉

(기본 모형: 종속변수가 실질이자율인 경우)

관심 설명변수	표본 국가그룹	Group-mean test		Panel test	
		Gt	Ga	Pt	Pa
중앙정부 채무비율	전체	-3.704 (0.000)*** <0.000>†††	-5.712 (1.000) <0.962>	-17.507 (0.000)*** <0.012>††	-4.956 (1.000) <0.906>
		-3.951 (0.000)*** <0.002>†††	-4.553 (1.000) <0.990>	-12.714 (0.001)*** <0.014>††	-5.432 (1.000) <0.862>
	고정환율	-3.470 (0.000)*** <0.018>††	-6.802 (1.000) <0.788>	-12.350 (0.010)*** <0.090>†	-4.771 (1.000) <0.902>
		-3.976 (0.000)*** <0.008>†††	-5.418 (1.000) <0.958>	-13.655 (0.000)*** <0.022>††	-5.725 (1.000) <0.816>
	비유로존	-3.231 (0.018)** <0.050>††	-6.172 (1.000) <0.878>	-10.804 (0.008)*** <0.092>†	-4.246 (1.000) <0.908>
		전체	-3.881 (0.000)*** <0.002>†††	-6.499 (1.000) <0.882>	-25.267 (0.000)*** <0.000>†††
	변동환율		-4.152 (0.000)*** <0.000>†††	-5.064 (1.000) <0.976>	-12.500 (0.001)*** <0.022>††
		고정환율	-3.655 (0.000)*** <0.004>†††	-7.687 (1.000) <0.536>	-20.296 (0.000)*** <0.002>†††
	비유로존		-4.210 (0.000)*** <0.000>†††	-6.246 (1.000) <0.856>	-13.297 (0.000)*** <0.010>†††
		유로존	-3.392 (0.003)*** <0.026>††	-6.776 (1.000) <0.746>	-19.030 (0.000)*** <0.002>†††

관심 설명변수	표본 국가그룹	Group-mean test		Panel test	
		Gt	Ga	Pt	Pa
	전체	-3.556 (0.000)*** <0.004> ^{†††}	-6.718 (1.000) <0.818>	-17.853 (0.000)*** <0.026> ^{††}	-7.078 (1.000) <0.516>
		-3.760 (0.000)*** <0.002> ^{†††}	-5.732 (1.000) <0.948>	-12.315 (0.005)*** <0.014> ^{††}	-8.458 (0.974) <0.192>
일반정부 재정적자 비율	고정환율	-3.375 (0.001)*** <0.018> ^{††}	-7.591 (1.000) <0.512>	-13.136 (0.002)*** <0.072> [†]	-6.494 (0.999) <0.576>
		-3.779 (0.000)*** <0.002> ^{†††}	-6.288 (1.000) <0.906>	-13.217 (0.002)*** <0.020> ^{††}	-8.574 (0.977) <0.182>
	유로존	-3.309 (0.008)*** <0.040> ^{††}	-8.087 (0.999) <0.470>	-10.399 (0.024)** <0.148>	-6.447 (0.995) <0.608>

주: 1) 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설을 기각함을 의미.
 2) <> 안은 bootstrap 방법을 통해 구한 robust p값이며 †, ††, †††는 bootstrap p값 기준으로 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설을 기각함을 의미.

한편 종속변수가 명목 국채이자율인 대안 모형에 대해서도 유사한 결과를 얻을 수 있다. <부록>의 <표 A1>은 대안 모형에 대해 Pedroni 공적분 검정을 시행한 결과인데, <표 2>의 결과와 마찬가지로 관심 설명변수, 표본 국가그룹 및 검정통계량의 종류와 관계없이 대부분의 경우에서 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 유의하게 기각되었다.

다음으로 <표 3>은 장기균형 관계, 즉 공적분 관계뿐만 아니라 단기동학 관계의 패널개체 간 이질성까지 추가적으로 고려하는, 더욱 일반화된 패널 공적분 검정법인 Westerlund(2007)의 공적분 검정 결과를 정리한 것이다. 앞의 각주에서 언급한 대로 Westerlund 검정은 공적분 관계식만을 기반으로 하는 Pedroni 검정과 달리 단기동학을 포함하는 오차수정모형 기반의 공적분 검정

법으로서, 예컨대 식 (4)에서 장기균형으로의 조정 여부 및 속도를 나타내는 계수 ϕ_i 의 부호 및 유의성을 검정하는 방식으로 공적분 관계의 존재를 판별하는 검정이다. 여기서 Group-mean test의 대립가설은 ‘적어도 일부 국가에 대해 공적분 관계가 존재한다’이며, Panel test의 대립가설은 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재한다’이다.

<표 3>의 결과를 보면 계수 ϕ_i 의 추정된 t 값에 기초하여 계산되는 Gt와 Pt 검정통계량을 중심으로, 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 통계적으로 유의하게 기각되고 있음을 알 수 있다. 이와 같이 유의한 결과는 관심 설명변수, 표본 국가그룹 및 대립가설의 종류와 관계없이 공통적으로 나타났으며, 이는 <표 2>의 Pedroni 검정 결과와도 일치하는 것이다.

한편 Westerlund 검정의 세부통계량 가운데 Ga와 Pa 통계량의 경우에는 대부분 귀무가설을 유의하게 기각하지 못하였는데, 이는 연간 자료의 특성상 비교적 시계열 길이가 짧은 상황에서 공적분 계수뿐만 아니라 단기동학 계수의 패널개체 간 이질성까지 허용하는 Westerlund 검정의 일반화된 특징에 따라 검정력(power)이 저하된 데 기인한 것으로 보인다. 이러한 검정력 저하는 명목이자율을 종속변수로 하는 대안 모형에서 더욱 두드러지는데, 이는 대안 모형에서 근원 인플레이션을 통제 설명변수로 추가함에 따라 이미 표본 크기가 작은 상황에서 자유도 손실이 더욱 커지는 데 기인하는 것으로 판단된다. 실제로 <부록>의 <표 A2>는 명목이자율을 종속변수로 하는 대안 모형에 대해 Westerlund 검정을 시행한 결과인데, Gt와 Pt 통계량의 일부 경우를 제외하고는 대부분 귀무가설이 기각되지 않음을 알 수 있다.

정리하면 검정 및 검정통계량의 종류에 따라 유의성에 다소 차이가 있으나, 대체로 장기균형 관계, 즉 공적분 관계의 존재를 지지하는 것으로 나타났다. 이는 인구구조 및 경제성장 추세 등의 요인을 통제한 상황에서, 관심 설명변수인 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간에 장기균형 관계가 존재함을 의미한다. 특히 장기균형 관계의 존재를 지지하는 결과는 종속변수가 명목이자율(대안 모형)보다는 실질이자율(기본 모형)인 경우에 더욱 뚜렷하게 나타났다.

2. 장기균형 관계 추정 결과

상기한 공적분 검정 결과를 통해 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간에 장기균형 관계가 존재할 가능성을 확인하였다. 이 절에서는 이러한 장기균형 관계를 주권화폐 보유 여부에 따라 분류한 국가그룹별로 직접 추정된 결과를 제시하고, 그 결과를 그룹 간 비교함으로써 현대화폐이론의 실증적 타당성에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

〈표4. 기본 모형 추정 결과(관심 설명변수: 일반정부 채무비율)〉

설명변수		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		전체 국가	유로존	비유로존	고정환율	변동환율
장기 공적분 계수	일반정부 채무비율(-1)	-0.019*** (0.001)	0.039*** (0.000)	-0.027*** (0.000)	0.037*** (0.000)	-0.027*** (0.000)
	생산가능인구 비율(-1)	0.322*** (0.000)	1.218*** (0.000)	0.262*** (0.000)	1.169*** (0.000)	0.248*** (0.000)
	ln(실질GDP)(-1)	-4.839*** (0.000)	0.448 (0.677)	-5.681*** (0.000)	-0.050 (0.959)	-5.304*** (0.000)
단기 동학 계수	오차수정항	-0.601*** (0.000)	-0.431*** (0.000)	-0.729*** (0.000)	-0.526*** (0.000)	-0.783*** (0.000)
	Δ실질이자율(-1)	0.088* (0.057)	0.048 (0.453)	0.081 (0.255)	0.100 (0.110)	0.119* (0.093)
	Δ일반정부 채무비율	0.037* (0.074)	0.051 (0.108)	0.001 (0.984)	0.056*** (0.010)	0.005 (0.909)
	Δ생산가능인구 비율	0.553 (0.203)	0.143 (0.826)	0.864 (0.213)	0.619 (0.279)	0.793 (0.293)
	Δln(실질GDP)	0.352 (0.930)	3.136 (0.715)	2.385 (0.445)	-2.060 (0.746)	2.346 (0.488)
	상수항	71.656*** (0.000)	-41.609*** (0.000)	113.120*** (0.000)	-40.812*** (0.000)	114.059*** (0.000)
국가 수	34	12	18	18	16	
관측치 수	596	216	314	318	278	
Log likelihood	-549.907	-163.997	-273.039	-278.276	-254.566	

- 주: 1) 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 계수 추정치가 통계적으로 유의함을 의미.
2) 뉴질랜드의 경우 일반정부 채무비율 자료의 입수가 어려운 관계로 표본에서 제외하였으므로 전체 표본 국가 수는 34개국임.

<표 4>~<표 6>은 기본 모형, 즉 식 (4)의 종속변수 $y_{i,t}$ 를 실질 국제이자율로 설정한 경우를 상기한 통합 평균-그룹(PMG) 추정법을 통해 추정한 결과이다.

먼저 <표 4>는 관심 설명변수 가운데 일반정부 채무비율을 사용한 결과를 보여 준다. 우선 표본 국가그룹과 관계없이 모든 경우에 걸쳐 오차수정항의 계수는 음(-)의 방향으로 유의하게 나타났다. 즉, 식 (4)에서 오차수정항의 계수 ϕ_i 가 음(-)의 방향으로 유의하게 나타났는데, 이는 앞서 언급한 대로 변수 간에 장기균형 관계가 성립함을 지지하는 결과이다. 이러한 결과는 관심 설명변수로 중앙정부 채무비율과 일반정부 재정적자 비율을 사용한 <표 5>와 <표 6>, 뿐만 아니라 종속변수로 명목이자율을 사용한 대안 모형(<부록>의 <표 A3>, <표 A4>, <표 A5>)에서도 공통적으로 나타난다. 따라서 <표 2>와 <표 3>의 공적분 검정 결과를 통해서도 확인한 대로, 관심 설명변수 및 표본 국가 그룹과 관계없이 변수 간에 장기균형 관계가 존재한다고 판단할 수 있다.

이제 주된 관심대상인 장기 공적분 계수의 추정치를 살펴보자. 먼저 전체 국가의 표본에서는 관심 설명변수인 일반정부 채무비율의 공적분 계수가 음(-)의 방향으로 유의하였다. 그러나 주권화폐 보유 여부에 따라 분류한 국가그룹 간에는 서로 상반된 결과가 나타났다. 즉, 주권화폐를 보유한 것으로 간주되는 비유로존 및 변동환율제 국가에서는 전체 표본에서와 같이 공적분 계수가 음(-)으로 유의하였으나, 주권화폐를 보유하지 않은 것으로 간주되는 유로존 및 고정환율제 국가에서는 공적분 계수가 양(+)의 방향으로 유의하게 나타났다.

이러한 결과는 주권화폐 보유 여부에 따른 국가부채 또는 재정적자 비율과 국제이자율 간의 관계에 대한 현대화폐이론의 예측과 부합하는 것이다. 즉 현대화폐이론에 따르면, 유로존 또는 고정환율제 국가와 같이 주권화폐를 보유하지 않은 국가들은 주권화폐국과 달리 재량에 따라 화폐를 발행할 수 없으며

로 재정지출이 항상 예산제약에 속박되고 국가부채가 채무불이행 위험에 노출된다. 따라서 비주권화폐국의 경우 재정적자 누적 및 국가부채 증가가 구축 효과 또는 위험프리미엄 확대를 통해 실질 국제이자율의 상승을 초래한다는 것이다.

다음으로 기타 통제 설명변수에 대한 장기 공적분 계수의 추정 결과를 보면, 우선 생산가능인구 비율의 계수가 표본 국가그룹과 관계없이 양(+)으로 유의하게 나타났다. 이는 고령화가 상당 수준으로 진행되어 생산가능인구 비율이 낮은 국가일수록 상대적으로 저축이 증가하면서 장기균형 이자율이 낮아진다는, 고령화 관련 기존 문헌의 논의와 부합하는 결과이다¹⁵⁾. 한편 실질 GDP의 경우 비주권화폐국을 제외하고 나머지 모든 경우에서 음(-)으로 유의하게 나타났다. 이 역시 솔로우(Solow) 모형 또는 램지(Ramsey)의 최적성장모형과 같은 주류경제학의 전통적인 경제성장이론에서 자본축적에 따라 소득수준이 높아지는 반면, 성장 및 축적이 진행될수록 자본의 한계수확감에 따라 장기균형 이자율이 낮아지는 것과 부합하는 결과이다.

단기동학 계수의 추정 결과를 보면, 고정환율제도를 채택한 국가그룹에서 일반정부 채무비율의 계수가 양(+)으로 유의하게 나타났다. 이는 유로존 국가 이외에 고정환율제도 채택에 따라 주권화폐를 보유하지 않은 국가의 경우, 일반정부의 국가부채 비율 상승이 장기뿐만 아니라 단기적으로도 실질 국제이자율을 상승시키는 방향으로 작용함을 의미한다. 한편 일반정부 채무비율 이외에 다른 통제 설명변수의 단기동학 계수는 모두 유의하지 않았다.

<표 5>는 관심 설명변수로 중앙정부 채무비율을 사용한 결과를 보여 주는데, 일반정부 채무비율을 사용한 <표 4>와 계수의 부호 및 유의성에 있어서 거의 유사함을 알 수 있다. 즉, 주권화폐국으로 간주되는 비유로존 및 변동환율제 국가에서는 공적분 계수가 음(-)으로 유의하였으나, 비주권화폐국으로 간

15) 인구구조의 고령화 수준은 생산가능인구 비율과 음(-)의 관계를 가진다. 따라서 추정 결과와 같이 생산가능인구 비율이 국제이자율과 양(+)의 관계를 가진다는 것은, 결국 고령화 수준이 국제이자율과 음(-)의 관계를 가짐을 함축한다. 즉, 고령화 수준이 높을수록 생산가능인구 비율이 낮아지며, 이것이 국제이자율을 낮추는 방향으로 작용함을 의미한다.

주되는 유로존 및 고정환율제 국가에서는 공적분 계수가 양(+)의 방향으로 유의하게 나타났다. 이는 재정의 범위를 좁게 또는 넓게 보느냐와 관계없이, 국가부채 비율의 상승은 비주권화폐국에서만 국제이자율에 대한 상승압력으로 작용함을 의미한다. 생산가능인구 비율 등 기타 통제 설명변수의 장기 공적분 계수 역시 <표 4>와 유사한 결과를 얻었다.

〈표5. 기본 모형 추정 결과(관심 설명변수: 중앙정부 채무비율)〉

설명변수		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		전체 국가	유로존	비유로존	고정환율	변동환율
장기 공적분 계수	중앙정부 채무비율(-1)	0.016*** (0.000)	0.033*** (0.002)	-0.020** (0.011)	0.020*** (0.000)	-0.019** (0.012)
	생산가능인구 비율(-1)	0.621*** (0.000)	1.112*** (0.000)	0.341*** (0.000)	0.847*** (0.000)	0.326*** (0.000)
	ln(실질GDP)(-1)	-6.021*** (0.000)	0.061 (0.953)	-6.692*** (0.000)	-2.205** (0.012)	-6.393*** (0.000)
	오차수정항	-0.645*** (0.000)	-0.455*** (0.000)	-0.716*** (0.000)	-0.599*** (0.000)	-0.768*** (0.000)
단기 동학 계수	Δ실질이자율(-1)	0.139*** (0.005)	0.027 (0.653)	0.090 (0.165)	0.140 (0.107)	0.129** (0.043)
	Δ중앙정부 채무비율	0.039* (0.093)	0.079** (0.035)	-0.019 (0.638)	0.080*** (0.002)	-0.016 (0.714)
	Δ생산가능인구 비율	0.724 (0.123)	-0.178 (0.814)	0.596 (0.313)	0.214 (0.726)	0.523 (0.411)
	Δln(실질GDP)	-1.001 (0.809)	7.993 (0.382)	0.313 (0.930)	0.335 (0.962)	-0.134 (0.973)
	상수항	83.129*** (0.000)	-35.174*** (0.000)	127.613*** (0.000)	0.780 (0.331)	131.347*** (0.000)
	국가 수	35	12	19	18	17
관측치 수	609	216	332	313	296	
Log likelihood	-535.125	-158.387	-290.716	-243.915	-272.485	

주: 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 계수 추정치가 통계적으로 유의함을 의미.

<표 6. 기본 모형 추정 결과(관심 설명변수: 일반정부 재정적자 비율)>

설명변수		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		전체 국가	유로존	비유로존	고정환율	변동환율
장기 공적분 계수	일반정부 재정적자 비율(-1)	-0.004 (0.819)	0.249*** (0.000)	-0.025 (0.276)	0.226*** (0.000)	-0.016 (0.466)
	생산가능인구 비율(-1)	0.385*** (0.000)	0.917*** (0.000)	0.315*** (0.000)	0.820*** (0.000)	0.288*** (0.000)
	ln(실질GDP)(-1)	-5.597*** (0.000)	1.230 (0.232)	-6.197*** (0.000)	0.074 (0.931)	-5.882*** (0.000)
단기 동학 계수	오차수정항	-0.616*** (0.000)	-0.353*** (0.000)	-0.750*** (0.000)	-0.444*** (0.000)	-0.810*** (0.000)
	Δ실질이자율(-1)	0.113** (0.019)	0.018 (0.787)	0.076 (0.282)	0.056 (0.412)	0.116* (0.091)
	Δ일반정부 재정적자 비율	-0.021 (0.647)	0.005 (0.907)	0.015 (0.749)	-0.002 (0.981)	0.022 (0.677)
	Δ생산가능인구 비율	0.737* (0.099)	-0.245 (0.758)	1.260** (0.034)	0.189 (0.755)	1.333** (0.043)
	Δln(실질GDP)	-4.065 (0.291)	-1.487 (0.800)	3.535 (0.333)	-6.214 (0.233)	3.756 (0.374)
	상수항	83.458*** (0.000)	-32.894*** (0.000)	123.342*** (0.000)	-24.745*** (0.000)	127.594*** (0.000)
국가 수	35	12	19	18	17	
관측치 수	614	216	332	318	296	
Log likelihood	-578.787	-178.725	-291.897	-285.251	-275.336	

주: 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 계수 추정치가 통계적으로 유의함을 의미.

단기동학 계수의 추정 결과 역시 계수의 부호와 유의성에 있어서 <표 4>와 거의 유사하였으나, 한 가지 차이는 고정환율제 그룹뿐만 아니라 유로존 그룹에서도 중앙정부 채무비율의 계수가 양(+)으로 유의하게 나타났다는 점이다. 이는 유로존 그룹을 포함한, 모든 비주권화폐국 그룹에서 중앙정부의 국가부

채 비율 상승이 장기는 물론 단기적으로도 국채이자율을 상승시키는 방향으로 작용함을 의미한다. 한편 이러한 차이는 비주권화폐국에서 일반정부보다는 중앙정부의 채무비율이 국채이자율의 위험프리미엄에 단기적으로 더욱 뚜렷한 영향을 미치는 요인임을 시사하는 결과이기도 하다.

<표 6>은 저량(stock) 변수인 국가부채가 아닌 유량(flow) 변수인 일반정부의 재정적자 비율을 관심 설명변수로 사용한 경우의 결과를 보여 준다. 먼저 장기 공적분 계수의 추정 결과를 보면, 주권화폐국의 경우 재정적자 비율의 계수가 유의하지 않은 것을 제외하면 <표 4> 및 <표 5>의 결과와 거의 유사함을 알 수 있다. 즉, 비주권화폐국으로 간주되는 유로존 및 고정환율제 국가에서만 재정적자 비율의 공적분 계수가 양(+)의 방향으로 유의하게 나타났다. 이는 국가부채 비율과 마찬가지로 재정적자 비율의 상승 역시 비주권화폐국에 대해서만 국채이자율을 상승시키는 요인으로 작용함을 의미한다. 또한 생산가능인구 비율 등 기타 통제 설명변수의 장기 공적분 계수 역시 <표 4> 및 <표 5>와 거의 유사한 결과를 얻었다.

한편 단기동화 계수의 추정 결과를 보면, <표 4> 및 <표 5>에서 비주권화폐국의 경우 국가부채 비율의 계수가 양(+)으로 유의하였던 것과 달리 <표 6>에서 재정적자 비율의 계수는 국가그룹과 관계없이 모든 경우에 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 차이는 유량변수인 재정적자보다는 저량변수인 국가부채가 비주권화폐국에서 국채이자율의 위험프리미엄에 단기적으로 더욱 뚜렷한 영향을 미치는 요인임을 시사하는 것이다. 그도 그럴 것이 국채이자율의 위험프리미엄에 직접적으로 강력한 영향을 주는 것은 단기적 또는 일시적인 재정수지의 변화(유량의 변화)보다는 장기적 또는 구조적인 재정적자의 누적과 그로 인한 국가부채 비율의 상승(저량의 변화)이기 때문이다. 이러한 이유로 인해 <표 4> 및 <표 5>에서 저량변수인 국가부채 비율의 상승이 장기뿐만 아니라 단기적으로도 국채이자율에 유의한 영향을 미친 반면, <표 6>에서 유량변수인 재정적자 비율의 상승은 오직 장기에서만 국채이자율에 유의한 영향을 미친 것으로 판단된다.

다음으로 명목 국채이자율을 종속변수로 하는 대안 모형의 결과를 살펴보자. <부록>의 <표 A3>~<표 A5>는 식 (4)에서 종속변수 $y_{i,t}$ 를 명목 국채이자

율로 설정한 경우를 상기한 통합 평균-그룹(PMG) 추정법을 통해 추정한 결과이다. <표 A3>, <표 A4>, <표 A5>를 각각 <표 4>, <표 5>, <표 6>과 비교하면 알 수 있듯이, 주요 관심 설명변수에 대한 계수의 부호 및 유의성 측면에서 대안 모형의 결과는 기본 모형과 거의 유사한 것으로 나타났다.

우선 장기 공적분 계수의 추정 결과를 보면, 기본 모형의 결과와 마찬가지로 국가부채 또는 재정적자 비율의 계수가 비주권화폐국에서는 양(+)으로 유의하게 나타난 반면¹⁶⁾ 주권화폐국에서는 유의하지 않거나 음(-)으로 유의하게 나타났다. 이는 실질이자율뿐만 아니라 명목이자율에 대해서도 국가부채 또는 재정적자 비율의 상승은 비주권화폐국에서만 국제이자율에 대한 상승압력으로 작용하였음을 의미하며, 따라서 현대화폐이론의 예측과 부합하는 결과이다. 관심 설명변수 이외의 통제 설명변수에 대한 추정 결과를 보면, 명목이자율의 구성요소로서 대안 모형에서 새롭게 추가된 근원 인플레이션율이 양(+)의 방향으로 유의하게 나타난 것을 제외하고는 계수의 부호 및 유의성 측면에서 기본 모형과 거의 유사한 결과를 얻었다.

한편 단기동학 계수의 추정 결과를 보면, 비주권화폐국 그룹에서 국가부채 비율의 단기동학 계수가 양(+)으로 유의하게 나타났던 기본 모형과 달리 대안 모형에서는 재정적자 비율은 물론이고 국가부채 비율의 계수 역시 모든 경우에 걸쳐 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 대안 모형의 종속변수가 ‘명목’ 국제이자율인 상황에서, 명목이자율의 구성요소인 인플레이션율이 유럽 재정위기를 전후하여 비주권화폐국을 중심으로 급격하게 변동하면서 계수

16) 단, 대안 모형에서 관심 설명변수로서 일반정부 채무비율을 사용한 <표 A3>의 경우, 기본 모형의 결과와 달리 비주권화폐국 중 고정환율제 그룹(표의 (4)열 참조)에서 일반정부 채무비율의 계수가 유의하지 않았다. 이러한 기본 및 대안 모형의 결과 차이는 다음과 같이 설명할 수 있다.

유로존 그룹이 아닌 국가 가운데 고정환율제 그룹에 포함된 국가는 도중에 유로화를 사용하기 시작한 라트비아, 리투아니아, 슬로바키아, 슬로베니아의 4개국과 스위스 및 덴마크인데, 이 중 덴마크를 제외한 모든 국가들은 유럽 재정위기 전후로 근원 인플레이션율이 급격히 하락하면서 디플레이션 또는 디스인플레이션을 겪었다는 공통점을 가진다. 이와 같이 명목이자율의 구성요소인 인플레이션율이 급격히 하락한 것은 대안 모형의 종속변수인 명목 국제이자율에 하방압력으로 작용함으로써 관심 설명변수인 채무비율의 계수 추정치에 하방 편향(bias)을 유발할 수 있다.

추정치에 편의(bias)를 유발하거나 표준오차를 확대시킨 데 기인한 것으로 보인다.

구체적으로 보면 상기 각주에서도 언급한 대로 고정환율제 그룹 국가 중 상당수가 유럽 재정위기 전후로 디플레이션 또는 디스인플레이션을 겪었는데, 이는 대안 모형의 종속변수인 명목 국채이자율에 하방압력으로 작용하면서 국가부채 비율의 단기동학 계수 추정치에 하방 편의를 유발했을 가능성이 있다. 뿐만 아니라 유로존 그룹에 포함된 국가들 역시 유럽 재정위기 전후로 큰 폭의 디스인플레이션과 이후의 반등 과정을 거쳤는데¹⁷⁾, 이러한 인플레이션 변동성 확대가 종속변수인 명목 국채이자율의 변동성에 반영되면서 계수 추정량의 표준오차가 확대됨에 따라 계수의 유의성이 전반적으로 감소한 것으로 판단된다.

3. 결과의 해석 및 강건성

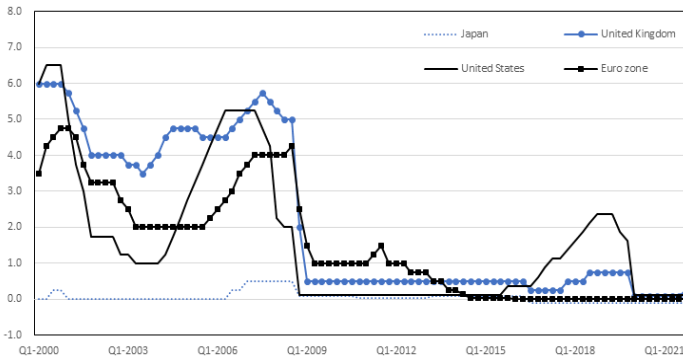
앞 절에서 제시한, 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 장기균형 관계를 추정된 결과를 정리하면 다음과 같다. 국가부채 및 재정적자 비율의 상승은 유로존 또는 고정환율제 그룹과 같은 비주권화폐국의 국채이자율을 장기적으로 유의하게 상승시키는(양(+))의 상관관계) 반면, 비유로존 또는 변동환율제 그룹과 같은 주권화폐국의 경우에는 국채이자율을 오히려 하락시키거나(음(-)의 상관관계) 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 특히 국가부채 비율의 상승은 장기뿐만 아니라 단기적으로도 비주권화폐국의 실질 국채이자율을 상승시키는 것으로 나타났다. 이와 같이 국가부채 또는 재정적자 비율의 상승이 비주권화폐국에 대해서만 장단기에 걸쳐 국채이자율을 상승시키는 요인으로 작용한다는 본고의 결과는 현대화폐이론의 예측과 부합하는 것이며, 따라서 동 이론의 실증적 타당성을 지지하는 근거가 될 수 있다.

이 절에서는 앞 절에서 제시한 실증분석 결과의 경제적 해석 및 강건성(robustness)과 관련하여 추가적인 논점을 검토하고자 한다. <표 4>와 <표 5>

17) 유럽 재정위기 전후 유로존 국가들의 평균 근원 인플레이션율(OECD의 harmonised core inflation 기준)은 다음과 같다. 2008년 1.9%, 2009년 1.4%, 2010년 1.0%, 2011년 1.4%, 2012년 1.5%.

를 보면, 비주권화폐국에 대해서는 현대화폐이론의 예측과 부합하게 국가부채 비율의 공적분 계수가 양(+)의 방향으로 유의하게 추정되었으나, 주권화폐국의 경우 공적분 계수가 오히려 음(-)의 방향으로 유의하게 추정되었다. 다시 말해, 주권화폐국으로 간주되는 비유로존 및 변동환율제 그룹의 경우 국가부채 비율 증가가 국제이자율을 높이기는커녕 도리어 낮추는 것으로 나타난 것인데, 이와 같이 경제 이론은 물론 직관과도 어긋나는 결과가 나온 이유를 해석 또는 규명할 필요가 있다.

〈그림2. 주요국 중앙은행의 정책금리 추이(2000Q1~2021Q4)〉



주: OECD Economic Outlook(No. 113)의 central bank key interest rate 기준.
자료: OECD

본고에서는 이러한 결과가 나타난 주된 원인으로, 글로벌 금융위기 및 유럽 재정위기 이후 대부분의 선진국에서 시행된 전례 없이 강력했던 확장적 통화정책에 주목하고자 한다. <그림 2>에서 보듯이 2000년대 후반 글로벌 금융위기와 2010년대 초반 유럽 재정위기를 거치면서 재정위기의 발원지인 유럽의 중앙은행은 물론이고 미국, 영국, 일본을 포함한 대부분의 비유로존 또는 변동환율제 국가들 역시 정책금리를 제로 수준으로 또는 이에 가깝게 인하하거나 심지어 마이너스 금리 정책을 시행하였다. 이와 같이 주권화폐국에서도 전례 없이 강력한 확장적 통화정책이 시행되면서 시장이자율에 대한 강한 하

방압력으로 작용하였고, 그 결과 <그림 1>의 우측 그림과 같이 위기 전후 재정적자가 누적되고 국가부채 비율이 상승하는 상황에서도 국채이자율이 상승하기는커녕 오히려 하락하였던 것이다.

다른 한편으로 이러한 해석은 본고의 주요 결과, 즉 유로존 또는 고정환율제 국가와 같은 비주권화폐국에서 국가부채 및 재정적자 비율과 국채이자율 간에 유의한 양(+)의 관계가 나타났다는 결과가 매우 강건한(robust) 것임을 방증하는 증거가 될 수 있다. 왜냐하면 이러한 양(+)의 관계는, 상기한 대로 위기 이후의 대규모 확장적 통화정책이 강력한 시장이자율 하방압력으로 작용했음에도 불구하고, 비주권화폐국의 경우 국가부채 및 재정적자 비율 상승에 따른 국채이자율 상승효과가 이를 압도할 만큼이나 강력했음을 의미하기 때문이다.

확장적 통화정책의 효과와 관련된, 결과의 강건성을 뒷받침하는 또 다른 요인이 있다. 본고에서 분류한 유로존 및 고정환율제 그룹에는 둘 다 독일이 포함되어 있는데, 주지하다시피 유럽 재정위기 당시 독일의 국채이자율은 상승하기는커녕 유럽중앙은행의 정책금리 인하에 따라 도리어 급격히 하락하였다. 이러한 독일을 비주권화폐국 그룹에 포함했음에도 불구하고, 상기 결과와 같이 비주권화폐국에서만 국가부채 및 재정적자 비율과 국채이자율 간에 유의한 양(+)의 관계가 나타났다는 점은 본고의 추정 결과가 보수적인 조건에서도 재현 가능하고(reproducible) 강건한 결과임을 시사한다.

V. 맺음말

본 연구에서는 현대화폐이론의 논의로부터 국가부채 또는 재정수지 비율과 국채이자율 간 관계에 대한 실증적 함의를 도출하고, OECD 국가별 패널자료를 이용하여 이를 검증함으로써 현대화폐이론의 실증적 타당성을 평가하고자 시도하였다. 구체적으로 OECD 가입국을 대상으로 주권화폐 보유 여부에 따라 국가그룹을 나눈 후, 각 그룹별로 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 장기균형 관계, 즉 공적분 관계를 검정 및 추정하였다. 이후 추정

결과를 그룹 간 비교함으로써 현대화폐이론의 예측이 실증적으로 타당한지 검증하고자 하였다.

패널 공적분 검정 및 추정 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 패널 공적분 검정 결과 인구구조 및 경제성장 추세 등을 통제한 상황에서 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간에는 장기균형 관계가 존재하는 것으로 판단된다. 특히 종속변수가 명목이자율(대안 모형)보다는 실질이자율(기본 모형)인 경우에 장기균형 관계의 존재를 더욱 뚜렷하게 지지하는 것으로 나타났다. 둘째, 패널 공적분 추정 결과 국가부채 및 재정적자 비율의 상승은 유로존 또는 고정환율제 그룹과 같은 비주권화폐국의 국채이자율을 장기적으로 유의하게 상승시키는 반면, 비유로존 또는 변동환율제 그룹과 같은 주권화폐국의 경우에는 국채이자율을 오히려 하락시키거나 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 특히 국가부채 비율의 상승은 장기뿐만 아니라 단기적으로도 비주권화폐국의 실질 국채이자율을 상승시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국가부채 또는 재정수지 비율과 국채이자율 간 관계에 대한 현대화폐이론의 실증적 함의와 일치하는 것이며, 따라서 관련 선행연구의 결과에 더하여 동이론의 실증적 타당성을 지지하는 추가적인 근거가 될 수 있다.

본 연구는 패널 공적분 분석을 통해 국가부채 또는 재정적자 비율과 국채이자율 간의 ‘장기적’ 관계에 주목했다는 점과 동 분석을 주권화폐 보유 여부에 따라 분류된 국가그룹별로 적용하고 그 결과를 비교했다는 점에서, 개별 국가의 시계열을 대상으로 공적분 분석을 시행하거나 국가별 패널자료를 대상으로 하되 변수 간 ‘단기적’ 관계에 주목했던 관련 선행연구와 차별화되는 기여점을 가진다. 그럼에도 본 연구는 연구방법론 및 분석의 범위에 있어 다음과 같은 여러 가지 한계를 가진다.

첫째, 본 연구에서는 현대화폐이론의 이론체계로부터 국가부채 또는 재정수지와 국채이자율 간 관계에 관한 실증적 함의를 연역적(deductive)으로 도출하고, 이를 연구 가설로 설정하여 검증하였다. 따라서 본고의 연구 가설은 현대화폐이론의 다양한 이론적 예측 가운데 하나에 불과하며, 따라서 본고에서 동가설을 실증적으로 지지하는 결과를 얻었다 하더라도 이것이 현대화폐이론 전반의 실증적 타당성을 증명하는 것은 아니라는 점에 유의해야 한다¹⁸⁾. 말하

자면 본 연구는 현대화폐이론이 실증적으로 타당하기 위한 ‘필요조건’ 가운데 하나를 검증한 것이며, 따라서 본 연구의 결과는 현대화폐이론이 타당하기 위한 ‘충분조건’의 성립 여부에 대해 아무런 정보를 주지 못한다.

둘째, 국가별 주권화폐 보유 여부를 분류하는 기준이 다양하지 못한 점도 중요한 방법론적 한계라고 할 수 있다. 본고에서는 유로존/비유로존 또는 고정환율제/변동환율제의 두 가지 기준에 따라 주권화폐 보유 여부를 분류하였으나, 표본 국가 수가 많지 않고 두 기준에 따른 그룹 분류가 상당 부분 겹치다 보니 사실상의 분류 기준은 유로존 여부, 하나라고 볼 수도 있다¹⁹⁾. 뿐만 아니라 동일한 그룹, 예컨대 유로존 그룹 내에서도 국제시장의 유동성이나 대외적 취약성에 있어 매우 이질적인 국가들이 공존한다는 점에서 이들 모두를 하나의 비주권화폐국 그룹으로 분류하는 것은 추정 결과를 왜곡시키는 요인이 될 수 있다²⁰⁾.

셋째, 선진국 중심인 OECD 국가에 대해, 2000년대 이후 연간 자료로만 분석의 범위가 제한되었다는 점 역시 본고의 또 다른 한계이다. 이는 상기한 대로 본 연구에서 분류한 비주권화폐국 그룹의 핵심이 유로존이다 보니, 유로화가 출범한 2000년대보다 이전의 자료는 표본에서 제외될 수밖에 없었기 때문이다. 또한 자료 입수의 어려움으로 인해 신흥국 자료나 분기 주기 자료를 할

18) 이와 같은 본고의 연구방법론적 한계는 익명의 심사자가 심사의견을 통해 지적한 것이다. 심사자의 유익한 논평에 감사드린다.

19) 본 연구에서 분류한 비주권화폐국 그룹은 유로존 그룹과 고정환율제 그룹이다. 그런데 상기 각주에서 언급한 대로 유로존 그룹이 아니면서 고정환율제 그룹에 포함된 국가는, 도중에 유로화를 사용하기 시작한 라트비아, 리투아니아, 슬로바키아, 슬로베니아의 4개국과 스위스 및 덴마크의 6개국에 불과하다. 게다가 상기 4개국은 도중이긴 하지만 이미 상당 기간 유로화를 사용해왔고 스위스와 덴마크 역시 유로화에 대해 어느 정도 환율을 고정해왔던 국가라는 점에서, 본 연구에서 분류한 비주권화폐국 그룹은 명목상으로는 둘이지만 실질적으로는 유로존 그룹 하나뿐이라고 볼 수도 있다.

20) 이러한 한계 역시 익명의 심사자가 심사의견을 통해 지적한 것이다. 본문에 언급한 것처럼 동일 그룹 내 국가 간에 이질성이 존재하는 경우, 시간 불변 고정효과 외에 심사자의 제안대로 시변(time-varying) 통제변수, 예컨대 국제시장에서 해외투자자의 거래 또는 보유 비중 등의 변수를 추정에 추가함으로써 이질성으로 인한 왜곡 문제를 어느 정도 방지할 수 있다. 그러나 과거 시계열 부재, 국가별 자료 입수의 제약 등으로 인해 이 역시 여의치 않았다. 심사자의 유익한 논평에 감사드린다.

용하지 못한 것 역시 분석 범위를 제약하는 또 다른 요인이다.

이러한 다양한 한계를 고려하면, 본고는 현대화폐이론의 실증적 타당성에 관한 하나의 간접적 증거를 제시한, 일종의 시론적 연구로서 제한적으로 해석하는 것이 바람직하다. 아울러 향후 후속연구에서는 현대화폐이론의 보다 보편적인 실증적 함의를 도출하는 한편, 주권화폐 보유 여부에 관한 다양한 분류 기준을 도입하는 동시에 시계열 자료 및 표본 국가 확충을 통해 분석 범위를 확장하는 시도가 필요하다.

참고문헌

- 신희영. (2020). 현대화폐이론에 대한 좌파 케인즈주의-마르크스주의적 비판과 제언. *사회경제평론* 통권 제61호.
- 이건우. (2022). 현대화폐이론 실증분석: 주권화폐, 정부 부채, 장기국채 이자율 간의 관계. *사회경제평론* 통권 제68호.
- Borio, C., Disyatat, P., Juselius, M. & Rungcharoenkitkul, P. (2017). *Why So Low for So Long? A Long-Term View of Real Interest Rates*. BIS Working Paper 685. Basel: Bank for International Settlements.
- Gale, W. G. & Orszag, P. R. (2004). Budget Deficits, National Saving, and Interest Rates, *Brookings Papers on Economic Activity* 2004(2).
- Hillenbrand, S. (2021). The Fed and the Secular Decline in Interest Rates. Available at SSRN: <https://papers.ssrn.com/abstract=3550593> (검색일: 2023.9.12.).
- IMF (2022). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2021*. Washington, DC: IMF.
- Kim, H. (2021). Sovereign Currency and Long-Term Interest Rates. *International Review of Applied Economics* 35(3-4).
- Mitchell, W. (2009). *A Modern Money Perspective on the Crisis and a Reform Agenda*. Center of Full Employment and Equity Working Paper 2. NSW: Center of Full Employment and Equity.
- Mitchell, W., Wray, R., & Watts, M. (2019). *Macroeconomics*. NY: Bloomsbury Publishing.
- Palatiello, B. & Pilkington, P. (2022). *Government Deficits and Interest Rates: A Keynesian View*. Institute for New Economic Thinking Working Paper 183. NY: Institute for New Economic Thinking.
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(S1).
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP

- Hypothesis. *Econometric Theory* 20(3).
- Pesaran, M. H. & Smith, R. P. (1995). Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics* 68(1).
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association* 94(446).
- Sharpe, T. P. (2013). A Modern Money Perspective on Financial Crowding-out. *Review of Political Economy* 25(4).
- Warszawsky, M. J. & Mantus, J. (2022). An Expanded and Updated Analysis of the Federal Debt's Effect on Interest Rates. *AEI Economic Perspectives* 5.
- Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6).
- Wray, R. (2006). "When are Interest Rates Exogenous?". in Setterfield, M. (eds.). *Complexity, Endogenous Money, and Macroeconomic Theory: Essays in Honor of Basil J. Moore* (pp.271-289). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Wray, R. (2015). *Modern Money Theory: A Primer on Macroeconomics for Sovereign Monetary Systems*. London: Palgrave Macmillan.

〈부록〉 대안 모형(종속변수가 명목이자율인 경우)의 검정 및 추정 결과

〈표A1. Pedroni 패널 공적분 검정 결과(대안 모형)〉

관심 설명변수	표본 국가그룹	Within Dimension Test			Between Dimension Test		
		Modified PP	PP	ADF	Modified PP	PP	ADF
중앙정부 채무비율	전체	3.952*** (0.000)	-1.473* (0.070)	-1.992** (0.023)	6.034*** (0.000)	-0.615 (0.269)	-0.650 (0.258)
	변동환율	1.932** (0.027)	-3.276*** (0.001)	-4.322*** (0.000)	3.385*** (0.000)	-3.079*** (0.001)	-4.233*** (0.000)
	고정환율	2.487*** (0.006)	-1.642** (0.050)	-2.410*** (0.008)	4.091*** (0.000)	-0.887 (0.188)	-1.396* (0.081)
	비유로존	1.834** (0.033)	-4.161*** (0.000)	-5.276*** (0.000)	3.388*** (0.000)	-4.062*** (0.000)	-5.172*** (0.000)
	유로존	2.310*** (0.010)	-1.768** (0.039)	-3.357*** (0.000)	3.741*** (0.000)	-1.138 (0.128)	-3.017*** (0.001)
	일반정부 채무비율	전체	3.498*** (0.000)	-2.808*** (0.003)	-3.301*** (0.001)	5.809*** (0.000)	-1.690** (0.046)
변동환율	1.760** (0.039)	-3.618*** (0.000)	-4.990*** (0.000)	3.231*** (0.001)	-3.351*** (0.000)	-4.833*** (0.000)	
고정환율	2.300** (0.011)	-1.948** (0.026)	-2.595*** (0.005)	3.882*** (0.000)	-1.307* (0.096)	-1.848** (0.032)	
비유로존	1.653** (0.049)	-4.590*** (0.000)	-5.987*** (0.000)	3.211*** (0.001)	-4.482*** (0.000)	-5.826*** (0.000)	
유로존	2.380*** (0.009)	-1.356* (0.088)	-3.164*** (0.001)	3.563*** (0.000)	-1.703** (0.044)	-3.975*** (0.000)	
일반정부 재정적자 비율	전체	3.247*** (0.001)	-2.952*** (0.002)	-3.110*** (0.001)	5.356*** (0.000)	-2.001** (0.023)	-2.227** (0.013)
	변동환율	1.859* (0.032)	-3.705*** (0.000)	-4.500*** (0.000)	3.405*** (0.000)	-3.275*** (0.001)	-3.788*** (0.000)
	고정환율	2.030** (0.021)	-2.420** (0.008)	-2.940** (0.002)	3.592*** (0.000)	-1.823** (0.034)	-2.314** (0.010)
	비유로존	1.940** (0.026)	-3.963*** (0.000)	-4.947*** (0.000)	3.549*** (0.000)	-3.565*** (0.000)	-4.492*** (0.000)
	유로존	2.733*** (0.003)	-0.049 (0.480)	-1.613 (0.053)	3.947*** (0.000)	0.037 (0.485)	-2.078** (0.019)

주: 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설을 기각함을 의미.

〈표A2. Westerlund 패널 공적분 검정 결과(대안 모형)〉

관심 설명변수	표본 국가그룹	Group-mean test		Panel test		
		Gt	Ga	Pt	Pa	
중앙정부 채무비율	전체	-2.923 (0.355) <0.154>	-4.345 (1.000) <0.970>	-12.184 (0.998) <0.514>	-3.583 (1.000) <0.956>	
		변동환율	-3.014 (0.254) <0.134>	-3.571 (1.000) <0.994>	-7.651 (0.998) <0.698>	-3.932 (1.000) <0.942>
			고정환율	-2.837 (0.549) <0.220>	-5.072 (1.000) <0.884>	-9.084 (0.960) <0.494>
	비유로존			-2.929 (0.380) <0.152>	-4.197 (1.000) <0.982>	-7.783 (1.000) <0.760>
		유로존		-2.895 (0.453) <0.228>	-4.728 (1.000) <0.922>	-7.706 (0.919) <0.530>
			전체	-3.070 (0.096)* <0.096>†	-4.233 (1.000) <0.992>	-16.915 (0.034)** <0.072>†
	변동환율			-3.153 (0.108) <0.114>	-2.877 (1.000) <0.998>	-8.869 (0.905) <0.364>
		고정환율		-3.001 (0.261) <0.168>	-5.357 (1.000) <0.850>	-13.064 (0.028)** <0.092>†
			비유로존	-3.098 (0.143) <0.102>	-3.483 (1.000) <0.996>	-8.439 (0.992) <0.630>
	유로존			-2.991 (0.314) <0.214>	-5.419 (1.000) <0.790>	-11.058 (0.025)** <0.140>

관심 설명변수	표본 국가그룹	Group-mean test		Panel test	
		Gt	Ga	Pt	Pa
일반정부 재정적자 비율	전체	-2.943	-5.152	-13.351	-5.936
		(0.306)	(1.000)	(0.976)	(1.000)
		<0.122>	<0.918>	<0.428>	<0.556>
	변동환율	-3.046	-3.495	-7.806	-3.527
		(0.211)	(1.000)	(0.997)	(1.000)
		<0.120>	<0.994>	<0.676>	<0.984>
	고정환율	-2.851	-6.617	-10.177	-6.710
		(0.524)	(1.000)	(0.834)	(1.000)
		<0.282>	<0.528>	<0.372>	<0.380>
	비유로존	-2.971	-4.352	-7.738	-3.880
(0.309)		(1.000)	(1.000)	(1.000)	
	<0.158>	<0.972>	<0.790>	<0.962>	
유로존	-2.927	-6.678	-8.176	-6.937	
	(0.405)	(1.000)	(0.823)	(0.997)	
	<0.208>	<0.550>	<0.446>	<0.388>	

주: 1) 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설을 기각함을 의미.

2) <> 안은 bootstrap 방법을 통해 구한 robust p값이며 †, ††, †††는 bootstrap p값 기준으로 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 ‘모든 국가에 대해 공적분 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설을 기각함을 의미.

〈표A3. 대안 모형 추정 결과(관심 설명변수: 일반정부 채무비율)〉

설명변수		(1)				
		전체 국가	(2) 유로존	(3) 비유로존	(4) 고정환율	(5) 변동환율
장기 공적분 계수	일반정부 채무비율(-1)	-0.374*** (0.000)	0.032*** (0.000)	-0.011 (0.125)	-0.013 (0.176)	-0.010 (0.156)
	생산가능인구 비율(-1)	0.550*** (0.000)	1.545*** (0.000)	0.237*** (0.000)	0.707*** (0.000)	0.234*** (0.000)
	근원 인플레이션율(-1)	0.271*** (0.000)	0.248*** (0.000)	0.500*** (0.000)	0.245*** (0.009)	0.490*** (0.000)
	ln(실질GDP)(-1)	-1.779*** (0.006)	0.635 (0.667)	-4.192*** (0.000)	-1.666 (0.181)	-4.222*** (0.000)
	오차수정항	-0.442*** (0.000)	-0.449** (0.012)	-0.510*** (0.000)	-0.386*** (0.000)	-0.559*** (0.000)
	Δ명목이자율(-1)	0.034 (0.505)	0.130 (0.233)	0.059 (0.475)	0.017 (0.778)	0.095 (0.290)
	Δ일반정부 채무비율	0.012 (0.406)	0.022 (0.496)	0.018 (0.354)	0.029 (0.161)	0.016 (0.456)
단기 동학 계수	Δ생산가능인구 비율	0.773* (0.077)	0.526 (0.417)	1.429*** (0.007)	0.629 (0.242)	1.310** (0.024)
	Δ근원 인플레이션율	0.283*** (0.000)	0.455*** (0.000)	0.250*** (0.000)	0.365*** (0.000)	0.249*** (0.000)
	Δln(실질GDP)	1.552 (0.689)	1.254 (0.881)	3.979 (0.136)	-0.778 (0.904)	3.437 (0.249)
	상수항	7.986*** (0.000)	-53.590** (0.012)	57.498*** (0.000)	-0.021 (0.959)	63.792*** (0.000)
	국가 수	34	12	18	18	16
	관측치 수	596	216	314	318	278
	Log likelihood	-319.545	-115.946	-136.827	-190.905	-128.274

주: 1) 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 계수 추정치가 통계적으로 유의함을 의미.

2) 뉴질랜드의 경우 일반정부 채무비율 자료의 입수가 어려운 관계로 표본에서 제외하였으므로 전체 표본 국가 수는 34개국임.

〈표A4. 대안 모형 추정 결과(관심 설명변수: 중앙정부 채무비율)〉

설명변수		(1)				
		전체 국가	(2) 유로존	(3) 비유로존	(4) 고정환율	(5) 변동환율
장기 공적분 계수	중앙정부 채무비율(-1)	-0.032*** (0.000)	0.032*** (0.000)	-0.001 (0.881)	0.029*** (0.000)	-0.001 (0.900)
	생산가능인구 비율(-1)	0.668*** (0.000)	1.455*** (0.000)	0.320*** (0.000)	1.513*** (0.000)	0.318*** (0.000)
	근원 인플레이션율(-1)	0.274*** (0.000)	0.368*** (0.000)	0.434*** (0.000)	0.343*** (0.000)	0.424*** (0.000)
	ln(실질GDP)(-1)	-1.637** (0.017)	0.156 (0.889)	-4.428*** (0.000)	0.910 (0.369)	-4.388*** (0.000)
	오차수정항	-0.415*** (0.000)	-0.468*** (0.004)	-0.453*** (0.000)	-0.501*** (0.000)	-0.493*** (0.000)
	Δ명목이자율(-1)	0.042 (0.386)	0.144 (0.153)	0.053 (0.510)	0.117 (0.131)	0.088 (0.309)
	Δ중앙정부 채무비율	0.005 (0.760)	0.054 (0.128)	-0.003 (0.876)	0.035 (0.147)	-0.005 (0.804)
단기 동학 계수	Δ생산가능인구 비율	0.701* (0.097)	0.217 (0.768)	1.444*** (0.002)	0.846 (0.172)	1.331*** (0.009)
	Δ근원 인플레이션율	0.292*** (0.000)	0.502*** (0.000)	0.228*** (0.000)	0.434*** (0.000)	0.223*** (0.000)
	Δln(실질GDP)	0.992 (0.791)	6.280 (0.455)	1.148 (0.687)	0.934 (0.878)	0.502 (0.874)
	상수항	2.375*** (0.000)	-47.209** (0.004)	51.772*** (0.000)	-62.047** (0.000)	56.003*** (0.000)
	국가 수	35	12	19	18	17
	관측치 수	609	216	332	313	296
	Log likelihood	-315.117	-114.489	-145.703	-173.901	-136.925

주: 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 계수 추정치가 통계적으로 유의함을 의미.

〈표A5. 대안 모형 추정 결과(관심 설명변수: 일반정부 재정적자 비율)〉

설명변수		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		전체 국가				
장기 공적분 계수	일반정부 재정적자 비율(-1)	0.087*** (0.000)	0.296*** (0.000)	-0.071*** (0.003)	0.378*** (0.000)	-0.059** (0.011)
	생산가능인구 비율(-1)	1.064*** (0.000)	0.961*** (0.000)	0.400*** (0.000)	1.002*** (0.000)	0.367*** (0.000)
	근원 인플레이션율(-1)	0.207*** (0.000)	0.165 (0.120)	0.513*** (0.000)	0.166 (0.066)	0.509*** (0.000)
	ln(실질GDP)(-1)	-1.574*** (0.000)	-0.574 (0.555)	-5.789*** (0.000)	0.385 (0.592)	-5.631*** (0.000)
	오차수정항	-0.399*** (0.000)	-0.220 (0.054)	-0.542*** (0.000)	-0.263*** (0.010)	-0.573*** (0.000)
	Δ명목이자율(-1)	0.054 (0.263)	0.067 (0.548)	0.080 (0.305)	0.004 (0.959)	0.108 (0.200)
	Δ일반정부 재정적자 비율	0.005 (0.827)	-0.021 (0.573)	-0.020 (0.334)	0.022 (0.567)	-0.026 (0.232)
단기 동학 계수	Δ생산가능인구 비율	0.961** (0.049)	-0.418 (0.553)	1.131*** (0.001)	0.420 (0.492)	1.120*** (0.005)
	Δ근원 인플레이션율	0.262*** (0.000)	0.409*** (0.000)	0.237*** (0.000)	0.340*** (0.000)	0.230*** (0.000)
	Δln(실질GDP)	1.890 (0.576)	0.077 (0.990)	2.217 (0.415)	-0.615 (0.888)	1.908 (0.530)
	상수항	-9.614*** (0.000)	-10.333** (0.046)	79.797*** (0.000)	-19.632*** (0.008)	83.656*** (0.000)
	국가 수	35	12	19	18	17
	관측치 수	614	216	332	318	296
	Log likelihood	-342.807	-124.224	-149.838	-188.704	-140.979

주: 괄호 안은 p값이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 계수 추정치가 통계적으로 유의함을 의미.