

한국의 통화 유통속도의 구조적 결정요인: 잠재성장률과의 공적분 관계를 중심으로

강 현 주*

논문 초록

2025년 하반기 원화 약세와 자산가격 상승의 원인으로 과잉유동성이 지목되는 가운데, 그 주요 근거로 한국의 GDP 대비 통화량(마살 k)이 주요국 대비 높다는 점이 제시되고 있다. 그러나 마살 k 는 통화유통속도의 역수라는 점에서, 이러한 주장은 결국 유통속도가 구조적으로 낮다는 사실을 달리 표현한 것에 불과하다. 이에 본 연구는 Benati(2020)의 '유통속도-자연이자율' 프레임워크를 한국의 M2 데이터에 적용하여, 유통속도 하락의 구조적 요인을 규명함으로써 과잉유동성 논쟁에 학술적으로 대응하고자 한다. 분석 결과, 잠재성장률은 유통속도의 장기 결정요인으로서 기준금리보다 현저히 높은 설명력을 가지는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 M1 유통속도 및 다양한 강건성 검정에서도 일관되게 확인된다. 본 연구의 실증 결과는 한국의 M2 증가가 과잉유동성이 아니라 잠재성장률 하락에 수반되는 정상적 화폐수요 반응이며, '돈맥경화' 해소의 근본 처방은 통화정책이 아닌 잠재성장률 제고에 있음을 시사한다.

핵심 주제어: 통화유통속도, 잠재성장률, 자연이자율
경제학문헌목록 주제분류: E41, E52, C32, O40

투고 일자: 2026. 3. 5. 심사 및 수정 일자: 2026. 3. 26. 게재 확정 일자: 2026. 4. 15.

* 자본시장연구원 거시금융실 선임연구위원, e-mail: hjkang326@kcmi.re.kr

I. 서론

2025년 하반기 한국의 통화정책은 공적 논쟁의 중심 이슈로 부상하였다. 구(舊) 통계 기준 M2 증가율이 전년동기비 8.7%(2025년 10월)에 달하면서, 국회 및 언론을 비롯하여 유튜브 경제 채널, 개인투자자들 사이에서 한국은행이 '과잉유동성'을 방치하여 원화 약세와 서울 부동산 가격 상승을 초래했다는 주장이 급속히 확산되었다. 이에 한국은행은 2025년 12월~2026년 1월 사이 유동성에 관한 세 차례에 걸친 블로그 포스트,¹⁾ M2 통계 편제 개편,²⁾ 그리고 금융통화위원회 직후 총재의 기자회견을 통한 반박 등 전례 없는 적극적 대응에 나섰다.

비판자들은 과도한 유동성 확대가 2025년 중 원화 약세와 자산가격 상승을 초래했다고 주장한다. 이론적 근거로는, 화폐수량설(quantity theory of money)을 단순화하여 과도한 통화 공급 확대가 원화 가치 하락으로 이어진다는 논리와, 통화량 증가가 소비자물가보다 자산가격을 먼저 자극한다는 주장이 함께 제기되었다. 실증적 근거로는 1,400원대 후반의 원·달러 환율과 더불어, 2025년 중 KOSPI지수의 75.6% 상승 및 서울 아파트 가격 상승(13.5%, 실거래가격지수 기준)이 제시되었다.

한편, 이러한 유동성 확대의 원인으로는 한국은행의 환매조건부증권(RP) 매입 운영과 2025년 중 정부의 추가경정예산 편성을 통한 민생회복 소비쿠폰 지급이 지목되었다. 특히 2025년 중 한국은행의 RP 매입액을 단순 누적한 규모가 약 488조 원에 달한다는 수치가 확산되면서, 공개시장운영이 환율 상승과 자산가격 상승의 직접적 원인이라는 인식이 형성되었다.³⁾

1) 박성진·이화연, 2025.12.16.; 함건 외, 2026.1.16.; 이균건 외, 2026.1.20.

2) 박성진·이화연(2025.12.16)은 2025년 10월 M2 증가분의 약 40%가 수익증권(ETF, 채권형 펀드 등)에서 발생했으며, 이는 포트폴리오 재분류 효과가 통계상 M2 증가로 포착된 데 따른 착시라고 설명하였다. 이후 한국은행은 2025년 12월 30일 수익증권을 M2에서 제외하고 1f로 재분류하는 통계 개편을 단행하였으며, 그 결과 2025년 10월 M2 증가율은 구편제 기준 8.7%에서 신편제 기준 5.2%로 하락하였다.

3) 다만 이러한 문제 제기는 RP 거래가 통상 매우 짧은 만기를 가지며, 환매를 전제로 한 일시적 유동성 공급 수단이라는 점을 고려하지 않았을 뿐만 아니라 연간 총매입액을 단순 누적할 경우 실제 잔액을 현저히 과대계상하게 된다(함건 외, 2026.1.16). 또한 환율과 관련하여 2005년 이후 한·미 M2 증가율 격차와 원/달러 환율 간 상관계수는 0.1 수준에 그치는 것으로 나타났다(이균건 외, 2026.1.20).

〈표 1〉 주요국 M2/GDP 비율 비교 (2025년 3분기 기준)

국가	M2/GDP(%)
중국	241
일본	193
한국	155
영국	105
유로지역	101
미국	73

자료: 이군건 외(2026.1.20.)

이러한 과잉유동성 비판의 핵심 근거는 〈표 1〉에서 나타나는 바와 같이 한국의 경제 규모 대비 통화량(M2/NGDP, 이하 마샬 k)이 155%로 미국(73%)의 두 배를 넘는 등 국제적으로 높은 수준이라는 것이다. 그런데 마샬 k는 M2 유통속도($V = NGDP/M2$)의 역수이므로, 통화량이 많다는 것은 곧 통화유통속도가 낮아 돈이 충분히 순환하지 않다는 사실의 다른 표현이다. 통화량이 빠르게 증가하지만 자금이 실물경제에 도달하지 못하는 상태인 이른바 ‘돈맥경화’ 현상과 과잉 유동성은 모순이 아니라 동일한 현상의 양면이며, 유통속도 하락의 구조적 원인을 규명하는 것이 과잉유동성 논란에 대한 학술적 답변이 된다.

본 연구는 Benati(2020)의 통화 유통속도와 자연이자율 프레임워크 안에서 이러한 논란을 학술적으로 재조명한다. Benati(2020)는 영국·미국 등 다수 국가에서 M1 유통속도가 단기 명목금리의 항구적 성분에 근사적으로 일치하며, 일시적 충격에는 사실상 반응하지 않음을 실증함으로써 물가안정목표제(inflation targeting)하에서 유통속도의 항구적 변동이 자연이자율(natural rate of interest)의 변동을 반영할 수 있음을 보였다. 이러한 결과를 확장하여 Laubach and Williams(2003)를 비롯한 중립금리 문헌들과 연결 지어보면, 실질중립금리(r^*)는 추세 GDP 성장률의 함수⁴⁾로 가정되므로 유통속도의 장기적 하락은 결국 잠재성장률 둔화를 시사할 가능성이 있다. 따라서, 본 연구에서는 ‘잠재성장률 → 자연이자율 → 유통속도’의 인과경로를 한국의 M2 데이터에 적용하여, 한국에서 유통속도와 잠재성장률의 장기 공행성(co-movement)이 이론적으로 예측되는 방향과 일치하는지를 실증적으로 검증한다. 이를 통해 최근 한국의 통화량 논란을 유통속도의 구조적 결정요인이라는 학술적 프레임워크 안에서 재해석한다.

4) Laubach and Williams(2003)에서 실질중립금리는 $r^* = c \cdot g^* + z$ 로 정의되며, 여기서 g^* 는 추세 GDP 성장률, z 는 저축선호 등 기타 요인을 포착하는 추가적 확률 추세이다.

이러한 분석을 통해 본 연구는 유통속도-기준금리 사이에는 공적분이 확인되지 않는 반면, 유통속도-잠재성장률 사이에 1% 유의수준에서 공적분이 확인된다는 점을 발견하였다. 이러한 점은 M1과 M2에서 모두 공통적으로 관측되는 결과이다. 특히, 코로나 이후 유통속도와 잠재성장률 모두 하락 속도가 현저히 둔화되었으며, 이러한 동반 평탄화는 Benati 프레임워크의 예측과 정합적이다. 이러한 실증 결과는 한국의 통화량 증가를 ‘과잉유동성’으로 해석하는 대중적 서사에 대한 실증적 반론을 제공하며, 유통속도 제고 혹은 ‘돈맥경화’ 해소의 근본 처방이 통화정책이 아닌 잠재성장률 제고를 위한 구조개혁임을 함의한다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 이론적 배경과 선행연구를 정리하고, 제Ⅲ절에서 데이터와 양식화된 사실을 함께 제시하며 분석 방법론을 설명한다. 제Ⅳ절에서 실증분석 결과 및 강건성 검정 결과를 보고하고, 제Ⅴ절에서 결론과 정책적 함의를 논의한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구

1. 통화유통속도의 분석적 지위 변천

화폐수량설이 인플레이션 이론으로 기능하기 위해서는 통화유통속도가 안정적이거나 최소한 예측 가능해야 한다. 그러나 1980년대 이후 금융혁신과 규제완화는 통화유통속도를 불안정하게 만들었고, 이는 주요국 중앙은행이 통화량 목표제를 포기하고 금리 중심 체계로 이행한 핵심 근거였다. 주요국 중앙은행 중 가장 먼저 이탈한 것은 캐나다 중앙은행으로, 1975년 M1 목표를 도입했으나 금융혁신에 따른 화폐수요 함수의 불안정화로 1982년 이를 폐기했다.⁵⁾ 미국 연방준비제도는 Paul Volcker 의장 재임기 중 비차입지준(nonborrowed reserves) 목표제를 통해 M1을 통제하려는 본격적인 ‘통화주의 실험’을 수행하였다. 그러나 M1의 정의와 통화수요 함수의 안정성이 약화되면서, 연준은 1982년 말 사실상 M1 목표제를 포기하였다. 이후 Alan Greenspan 의장은 1993년 7월 의회 증언에서 “화폐와 소득, 그리고 화폐와 물가 수준 간의 역사적 관계가 대부

5) 당시 총재였던 Gerald Bouey의 캐나다 하원에서의 발언(“우리가 통화량을 버린 것이 아니라, 통화량이 우리를 버렸다(We did not abandon M1. M1 abandoned us)”)은 이후 각국 중앙은행의 경험을 함축적으로 대변하는 문구가 되었다.

분 붕괴되어, 통화총량의 정책 지침으로서의 유용성이 상당 부분 상실되었다”고 선언하며 1994년 이후 매 FOMC 회의 이후 기준금리 목표를 발표하면서 금리중심 통화정책을 명확히 하였다(나승호 외, 2023).

한편, 독일 분데스뱅크의 전통을 계승한 유럽중앙은행(ECB)은 1998년 출범 당시 통화정책 전략으로 통화분석과 경제분석으로 구성된 이원적 분석체계(two-pillar framework)를 도입하였다. 이를 통해 초기에는 M3 증가율 목표치 4.5%를 제시하며 통화분석을 상대적으로 강조하였다. 그러나 실제 M3 증가율이 목표치를 지속적으로 상회했음에도 불구하고 물가상승으로 이어지지 않는 괴리가 반복되자, 2003년 통화정책 전략 재검토(strategy review)를 통해 경제분석이 단기 및 중기 물가전망의 주된 정책 판단 근거로 자리매김한 반면, 통화분석은 중장기적 관점에서의 보완적 교차점검 수단으로 격하되었다(European Central Bank, 2003). 나아가 2021년 7월에는 이원적 분석 체계를 공식적으로 폐지하고 경제분석 중심의 통합분석체계(integrated analytical framework)로 전환하였다. 한국은행 또한 1998년 물가안정목표제를 도입한 초기에는 MCT 및 M3⁶⁾ 증가율 목표와 물가목표를 병행하는 절충적 운용을 시도하였으나, 2003년 통화량 목표를 완전히 폐기하고 기준금리를 중심으로 한 단일 운용체계로 전환하였다(한국은행, 2017).

이러한 전환을 예견한 것이 Goodhart(1975)의 법칙 — “통제 목적으로 사용되는 순간 관측된 통계적 규칙성은 붕괴하는 경향이 있다” — 이며, 그 이론적 기반을 체계화한 것이 Woodford(2003)이다. Woodford(2003)는 뉴케인지언 DSGE 모형에서 IS 곡선(총수요), 필립스 곡선(총공급), 테일러 준칙(정책반응함수)의 3 방정식 체계만으로 산출값, 인플레이션, 이자율이 동시 결정되며, 통화량은 이 체계에 등장하지 않는 잔차적 내생 변수임을 보였다. 이로써 금리가 통화정책 스탠스의 충분통계량이 되고, 통화총량은 정보변수로서의 지위만 유지하게 되었다.

2. Benati의 유통속도-자연이자율 프레임워크

그러나 유통속도의 단기적 불안정성이 장기적 비체계성을 의미하지는 않는다.

6) MCT는 “M2 + CD(양도성예금증서) + 금전신탁(Cash in Trust)”의 약자로, 한국 고유의 통화지표였다. 2006년 통화지표 체계가 개편되어 구(舊) M3는 Lf(금융기관유동성)로 재정의되고, 새로운 L(광의 유동성)이 추가되었다.

Benati(2021)는 27개국의 18세기 이후 초장기 데이터를 분석하여, 광의통화의 증가율과 인플레이션이 단기적으로는 관계가 불안정하지만 수십 년 단위의 장기 추세에서는 거의 1:1의 동행성을 유지해 왔음을 확인했다. 이는 유통속도가 장기적으로 체계적 패턴을 가짐을 시사한다. 실제로 Benati et al.(2021)은 38개국의 M1 데이터에서 화폐수요비율(M1/GDP)과 단기금리 사이에 안정적인 장기 공적분 관계가 존재함을 확인하여, 유통속도의 장기적 규칙성에 대한 추가적 국제 비교 증거를 제공한 바 있다.

이러한 장기적 체계성의 구조적 결정요인을 직접 규명한 것이 Benati(2020)의 유통속도-자연이자율 프레임워크이다. Benati(2020)는 영국·미국 등 다수 국가의 2차대전 이후 데이터에서, M1 유통속도가 단기 명목금리의 항구적 성분에 근사적으로 일치하며, 일시적 충격에는 사실상 반응하지 않음을 보여주었다. 구체적으로, 공적분 VECM 분석과 구조적 VAR에서 명목금리의 항구적 충격이 M1 유통속도 변동의 거의 전부를 설명하는 반면, 일시적 충격의 기여는 무시할 수 있는 수준이었다.

이러한 발견의 정책적 함의는 다음과 같다. M1 유통속도가 단기 명목금리의 항구적 성분, 즉 명목자연이자율($i^* = r^* + \pi^*$)의 근사적 관측치라는 것은 유통속도가 교환방정식의 단순한 잔차가 아니라 경제의 구조적 펀더멘탈을 반영하는 진단지표임을 의미한다. 나아가 물가안정목표제와 같이 인플레이션이 안정적($I(0)$)인 통화정책 체제에서는 항구적 인플레이션 충격이 존재하지 않으므로, 유통속도의 변동은 사실상 실질중립금리(r^*)의 변동만을 반영하게 된다. 즉, 직접 관찰이 어려운 실질중립금리를 유통속도로부터 역산할 수 있는 것이다.

한편, Laubach and Williams(2003) 등 표준적인 중립금리 추정모형에서 중립금리는 추세 GDP 성장률의 함수이다. 이를 위의 프레임워크와 결합하면 다음의 인과경로가 성립한다:

$$\text{잠재성장률}(g^*) \rightarrow \text{실질중립금리}(r^*) \rightarrow \text{명목중립금리}(i^*) \rightarrow V$$

다만, Benati(2020) 자신이 한국의 M1 데이터(1964Q1~2017Q4)를 분석하였으나, 유통속도-금리 공적분은 추정모형에 따라 일관된 결과가 나타나지 않았으며 단위근 검정에서도 시차변수 선택에 따라 상반된 결과가 보고되는 등, 한국은 Benati 프레임워크의 원형(유통속도~금리)이 깔끔하게 적용되지 않는 국가 중 하나였다. 한국의 유통속도에 관한 국내 실증연구 역시 이러한 한계에서 자유롭지 않다. 주상영(2002)은 이자율 하락

과 화폐 간 대체(asset substitution)를 M2 유통속도 하락의 주요 요인으로 식별하였으나, 이자율-유통속도 공격분의 존재 여부가 검정 방식에 따라 상이하게 나타나는 등 장기균형 관계의 강건성에 한계를 보였다. 본 연구와 좀 더 밀접히 연관된 연구로, Park(2015)는 1962~2011년 한·일·영·미 4개국 비교에서 GDP 성장률과 통화증가율이 분석 기간에 관계없이 일관되게 유의한 반면, 할인율은 표본기간에 따라 유의성을 상실하여 금리 변수의 설명력이 강건하지 않음을 보고하였다. 다만, 두 연구 모두 자연이자율 프레임워크나 잠재성장률과의 구조적 연계를 다루지 않았다. 이에 따라 본 연구는 한국에서 Benati 프레임워크가 불분명한 결과를 보인 원인이 설명변수의 선택 — 금리가 아닌 잠재성장률 — 에 있을 수 있다는 가설을 제기하고, 이를 한국의 M2 데이터로 직접 검정한다.

III. 데이터, 양식화된 사실 및 분석 방법론

1. 분석 데이터

본 연구는 2003년 4분기부터 2025년 3분기까지 88개 분기 관측치를 사용한다. 분석 기간의 시작점(2003Q4)은 한국 M2 통계의 현행(2025년 12월 개편) 편제가 시작된 시점과 일치하는데, 이는 단순한 데이터 가용성의 제약일 뿐 아니라 방법론적으로도 의미를 갖는다. 2003년은 한국은행이 M3 증가율 목표를 공식 폐지한 해로서, 이후 한국의 통화정책은 온전히 물가안정목표제하에서 운용되었다. Benati(2020)의 핵심 이론적 결과가 물가안정목표제에서 추세 인플레이션이 앵커링되어 있어야 성립하므로, 분석 기간 전체가 IT 체제에 해당한다는 것은 식별 조건의 충족이라는 강점으로 작용한다.

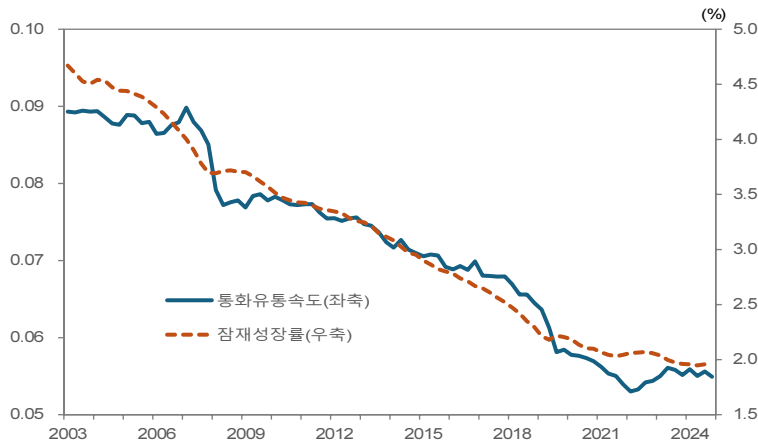
〈표 2〉 분석 변수의 정의와 기초통계량

변수	정의	평균	표준편차	최솟값	최댓값
V_M2	명목GDP/M2 평잔	0.0719	0.0118	0.0530	0.0898
G_two	양측 필터 잠재성장률	3.10	0.86	1.95	4.67
G_one	단측 필터 잠재성장률	3.40	0.98	1.83	5.18
MP	한국은행 정책금리	2.56	1.22	0.50	5.25

분석에 사용된 잠재성장률 추정치는 강현주·백인석(2024)의 준구조모형 방법론⁷⁾에 따른다. 양측 필터 추정치(G_two)는 전체 표본 정보를 활용한 사후적(ex post) 추정치이며, 단측 필터 추정치(G_one)는 해당 시점까지의 정보만 사용한 실시간(real-time) 추정치로서 종단점 편이(end-point bias) 문제를 완화한다. 양측 필터 추정치는 생산함수 접근법을 통한 이은경 외(2024)의 추정치와 거의 모든 기간에 걸쳐 0.2%p 이내의 차이에 그치고, 하락 궤적 또한 일치하는 것으로 나타나, 분석 결과가 특정 추정 방법론에 의존하지 않음을 뒷받침한다.

〈그림 1〉은 한국의 M2 유통속도와 잠재성장률을 보여준다. 시각적으로 두 변수는 20여 년에 걸쳐 거의 동행(co-movement)하며 하락하는 것이 관찰된다. 유통속도는 동 기간 약 0.091에서 약 0.055로 약 40% 하락하는 동안, 잠재성장률은 약 4.5%에서 약 2.0% 수준으로 절반 이상 하락했다. 실제로 V_M2 와 잠재성장률(G_two)의 상관계수는 0.979로 거의 완전한 선형 공행성을 보인다. 반면, 〈그림 2〉에서 나타나듯 V_M2 와 기준금리(MP)의 상관계수는 0.562로, 유통속도가 기준금리와 같은 방향으로 움직이는 경향은 있으나 그 정도가 잠재성장률과의 관계에 비해 현저히 약하다.

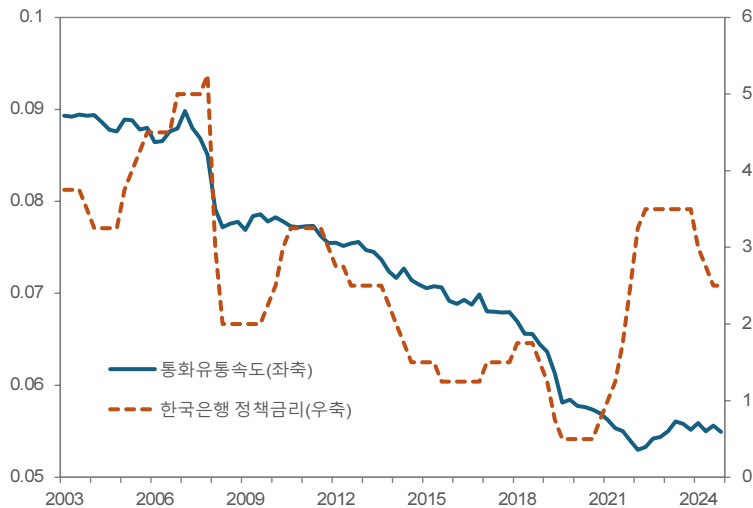
〈그림 1〉 한국의 M2 유통속도(좌축)와 잠재성장률(우축)



주: 잠재성장률은 강현주·백인석(2024)에 의한 추정치

7) Laubach and Williams(2003)를 확장하여 IS 곡선, 필립스 곡선, 오쿤의 법칙, 테일러 준칙 및 잠재성장률-실질중립금리 관계식으로 구성된 방정식 체계로 잠재성장률, 실질중립금리와 추세 인플레이션을 동시에 식별하고, 이를 통해 명목균형금리를 도출하는 준구조적 중립금리 추정 모형이다. 추세성장률 및 추세 인플레이션의 추정에는 서베이 전망치를 관측식에 포함하여 모형 추정치와 결합하는 하이브리드 방식을 채택하고 있다.

〈그림 2〉 한국의 M2 유통속도(좌축)와 정책금리(우축)



유통속도(V_M2)와 잠재성장률(G_two)의 공행성은 하락의 수준뿐 아니라 속도에서도 관찰된다. 글로벌 금융위기 이후부터 코로나 직전까지(2008Q3~2019Q4) V_M2 의 연평균 변화율은 -1.8%였으나, 코로나 이후(2020Q1~2025Q3)에는 -0.9%로 하락 속도가 약 절반으로 둔화되었다. 같은 기간 잠재성장률의 연평균 변화폭도 -0.153%p에서 -0.046%p로 약 3분의 1 수준으로 줄었다. 이처럼 두 변수의 하락세가 동시에 완만해지는 ‘동반 평탄화’는 양자 간 장기균형 관계의 존재를 시사한다. 이상의 두 가지 관찰 — 잠재성장률과 기준금리 간 설명력의 현저한 격차, 그리고 코로나 전후 잠재성장률과 통화유통속도의 동반 평탄화 — 이 본 연구의 출발점이며, 이하에서 공적분 분석을 통해 이 관계의 구조적 성격을 엄밀히 검정한다.

공적분 분석의 전제로서 각 변수의 적분 차수를 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검정으로 확인하였다. 상수항만 포함한 모형과 상수항 및 추세를 포함한 모형을 병행하며, ADF 검정의 시차 길이는 AIC 기준으로 선택하였다. 수준 및 차분 변수의 단위근 검정 결과는 〈표 3〉에 정리되어 있다.

〈표 3〉 수준변수의 단위근 검정 결과

변수	수준변수		1차 차분변수	
	ADF	PP	ADF	PP
V_M2	-2.688 (0.241)	-2.716 (0.230)	-4.508*** (0.000)	-7.494*** (0.000)
G_two	-1.464 (0.841)	-0.666 (0.975)	-3.371** (0.012)	-4.539*** (0.000)
G_one	-4.124*** (0.006)	-3.742** (0.020)	-5.462*** (0.000)	-8.490*** (0.000)
MP	-2.408 (0.374)	-1.995 (0.604)	-3.944*** (0.002)	-5.806*** (0.000)

주: 수준변수는 상수항과 추세를 포함한 모형을, 1차 차분변수는 상수항만 포함한 모형을 기준으로 검정함. ADF 검정의 시차는 4로 설정하였으며, PP 검정은 Newey-West 대역폭(3)을 적용함. () 내의 수치는 p-value이며, ***와 **는 각각 1%와 5% 유의수준에서 귀무가설(단위근 존재)을 기각함을 의미함.

V_M2, G_two, MP는 수준변수에서 ADF와 PP 모두 단위근 귀무가설을 기각하지 못하며, 1차 차분 후에는 모두 강하게 기각된다. 따라서 세 변수는 I(1)로 판정된다. G_one은 모형에 따라 결과가 엇갈린다. 추세 포함 모형에서는 ADF와 PP 모두 단위근이 기각되나, 상수 포함 모형에서는 ADF가 -0.990(p = 0.757)으로 기각되지 않는다. 이러한 불일치는 단측 필터 추정치의 특성에 기인한다. 단측 필터 시계열은 미래 정보를 활용하지 못하므로 양측 추정치에 비해 확정적 추세 성분이 강하게 나타나며, 추세 포함 모형에서의 기각은 이 확정적 추세를 제거한 후의 잔차가 정상적이라는 의미이지, 변수 자체가 I(0)임을 반드시 뜻하지는 않는다. 따라서 G_one의 적분 차수는 I(0)과 I(1) 사이의 경제적 사례로 판단한다. 이러한 적분 차수의 혼합 가능성은, I(0)과 I(1) 변수가 혼재하는 경우에도 적용 가능한 ARDL(Autoregressive Distributed Lag) bounds test를 주된 공적분 검정 방법으로 채택하는 추가적 근거가 된다.

2. 분석 방법론

본 연구의 실증 분석은 두 단계로 구성된다. 첫 번째 단계는 공적분 존재 여부의 검정이다. 주된 방법은 Pesaran, Shin, and Smith(2001)의 ARDL bounds test이며, 이를 채택하는 이유는 세 가지이다. 첫째, 소표본(88분기)에서 Johansen 검정보다 검정력이 유지된다(Narayan, 2005). 둘째, 앞에서 언급한 바와 같이 잠재성장률, 특히 G_one은 I(0)일 가능성을 배제할 수 없는데, ARDL은 I(0)과 I(1) 변수가 혼합된 경우에도 적용 가

능하다. 셋째, ARDL conditional ECM은 잠재성장률을 약외생적(weakly exogenous) 변수로 취급하는데, 이는 ' $g^* \rightarrow r^* \rightarrow i^* \rightarrow V$ '라는 단방향 인과 경로를 상정하는 본 연구의 설계에 적합하며, g^* 가 정책금리보다 구조적 변수라는 점과도 정합적이다. Johansen(1988) trace 검정은 ARDL 결과의 강진성을 확인하는 보완적 방법으로 병행한다.

두 번째 단계는 장기균형 계수의 추정이다. ARDL conditional ECM(Error Correction Model)은 공적분 검정과 장기계수 추정을 하나의 모형 안에서 동시에 수행하는 장점이 있으나, 모형 간 설명력을 직관적으로 비교하기 위해 Stock and Watson(1993)의 DOLS(Dynamic OLS)를 병행한다. DOLS는 선행/시차(leads/lags) 차분항을 포함하여 내생성 편의를 보정하며, 회귀 형태로 추정되므로 Adj. R^2 를 통한 모형 간 설명력 비교가 용이하다. 본 연구에서 ARDL ECM의 장기계수와 DOLS 장기계수는 내생성 보정 전략이 상이한 추정치이므로, 양자가 유사한 값을 보고할 경우 이는 결과의 추정 방법에 대한 강진성을 의미한다.

이하에서 세 가지 추정모형(모형 1: $V_M2 \sim MP$, 모형 2: $V_M2 \sim G_two$, 모형 3: $V_M2 \sim G_two + MP$)에 대해 ARDL bounds test와 Johansen 검정으로 공적분을 판정한 후, ARDL ECM과 DOLS로 장기계수를 추정하여 비교한다.

추정모형 1. Benati(2020)의 원형을 재현한다. 화폐수요 이론에서 화폐 보유의 기회비용은 명목금리이며, Baumol(1952) 및 Tobin(1956) 이래 유통속도는 명목금리의 증가함수로 이론화되어 왔다. Benati는 물가안정목표제에서 명목금리의 항구적 변동이 명목증립금리(i^*)의 변동을 반영한다는 점을 이용하여, 유통속도의 장기 움직임을 i^* 로 설명하였다. 이 모형은 한국 M2에서도 동일한 기회비용 채널이 작동하는지를 검정한다.

$$\begin{aligned} \Delta V_M2_t & \\ &= \alpha_0 + \phi \cdot V_M2_{t-1} + \theta \cdot MP_{t-1} \\ &\quad + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \cdot \Delta V_M2_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j \cdot \Delta MP_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

추정모형 2는 본 연구의 핵심 가설을 검정한다. Benati(2020)의 인과경로($g^* \rightarrow r^* \rightarrow i^* \rightarrow V$)에서 자연이자율(r^*)은 핵심 매개변수이나, Laubach and Williams(2003)에 따르면 r^* 자체가 잠재성장률(g^*)의 함수이다. 따라서 잠재성장률은 r^* 을 명시적으로 경유하지 않더라도 축약형(reduced-form) 추정을 통해 유통속도의 장기 추세를 직접 포착할

수 있다. 잠재성장률이 하락하면 자연이자율이 함께 낮아져 화폐보유자의 기회비용이 줄고, 이에 따라 유통속도도 구조적으로 하락한다. 이 구조에서 유통속도의 장기 궤적을 결정하는 핵심 변수는 관측 가능한 정책금리가 아니라 그 배후의 추세적 성장 속도, 즉 잠재성장률이다. 이로부터 M2 유통속도에 대해 정책금리보다 잠재성장률이 더 높은 장기 설명력을 가질 것으로 기대된다.

$$\begin{aligned} \Delta V_M2_t & \\ &= \alpha_0 + \phi \cdot V_M2_{t-1} + \theta \cdot G_two_{t-1} \\ &\quad + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \cdot \Delta V_M2_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j \cdot \Delta G_two_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

추정모형 3. 잠재성장률과 기준금리를 동시에 포함하여, 두 채널의 상대적 기여를 직접 비교한다. 잠재성장률을 통제한 후에도 기준금리가 유의한 추가 설명력을 가진다면 두 채널이 독립적으로 작동하는 것이며, 기준금리의 설명력이 소멸한다면 한국 M2에서 기회비용 채널은 성장 채널에 흡수됨을 의미한다.

$$\begin{aligned} \Delta V_M2_t & \\ &= \alpha_0 + \phi \cdot V_M2_{t-1} + \theta_1 \cdot G_two_{t-1} + \theta_2 \cdot MP_{t-1} \\ &\quad + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \cdot \Delta V_M2_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{1j} \cdot \Delta G_two_{t-j} + \sum_{k=0}^{r-1} \delta_{2k} \cdot \Delta MP_{t-k} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

세 모형 모두에서 ARDL bounds test의 귀무가설은 ‘수준변수 계수가 동시에 0’인 것으로, 모형 1과 2에서는 $H_0: \phi = \theta = 0$, 모형 3에서는 $H_0: \phi = \theta_1 = \theta_2 = 0$ 이다. 이를 Pesaran, Shin, and Smith(2001)의 F-검정과 오차수정 계수 ϕ 에 대한 t-검정으로 동시에 판정한다. 최적 시차 (p, q) 는 AIC 기준으로 선택한다. Pesaran, Shin, and Smith(2001)의 원래 임계값은 표본이 충분히 클 때의 점근 분포에 기반하므로, 소표본에서는 실제 기각률이 명목 유의수준과 괴리될 수 있다. 이를 보정하기 위해 표본 크기, 변수 수, 시차 구조를 반영한 Kripfganz and Schneider(2020)의 유한 표본 임계값을 사용한다.

공적분이 확인된 모형에서 장기균형은 수준변수 계수의 비율로 도출된다. 모형 2를 예로 들면, 장기균형 유통속도는 $V_M2^* = -\alpha_0/\phi - (\theta/\phi) \cdot g^*$ 이고, 장기계수 $\beta = -\theta/\phi$ 는 잠재성장률 1%p 변화에 대한 유통속도의 장기 반응을 나타낸다.

ARDL conditional ECM과 독립적인 장기계수 추정치를 확보하기 위해 Stock and Watson(1993)의 Dynamic OLS(DOLS)를 병행 추정한다. DOLS는 설명변수의 선행/시차 차분항을 포함시킴으로써 내생성 편의를 교정하며, 소표본에서도 편의가 작고 정규 접근 분포를 갖는 장점이 있다.

$$V_M2_t = \alpha + \beta \cdot X_t + \sum_{j=-k}^k \psi_j \cdot \Delta X_{t-j} + u_t \quad (4)$$

여기서 X_t 는 모형에 따라 G_two, MP, 또는 (G_two, MP)이며, 선행/시차 길이는 $k=2$ 로 설정한다. DOLS 추정의 수정 R^2 를 모형 간에 비교함으로써 각 채널의 설명력을 직접 대비한다. 한편, ARDL 결과의 강진성을 확인하기 위해 Johansen(1988) trace 검정을 보완적으로 실시한다. 시차 길이는 Johansen 공적분 검정을 위한 VAR 모형의 시차 선택 기준인 AIC에 의해 결정하며, 시차 2~6에 대한 민감도 분석을 병행한다.

IV. 실증분석 결과

1. 공적분 검정

제III절에서 설정한 세 가지 모형에 대해 ‘두 변수 사이에 장기균형 관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설에 대한 ARDL bounds test를 실시하였다. AIC 기준으로 선택된 최적 시차는 모형 1이 ARDL(1,1), 모형 2가 ARDL(1,2), 모형 3이 ARDL(1,2,1)이다. 분석 결과를 살펴보면, 모형 2(V_M2 ~ G_two)에서만 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 M2 유통속도와 잠재성장률 사이에 장기균형 관계가 존재함을 강하게 지지한다. 반면, 모형 1(V_M2 ~ MP)에서는 10% 유의수준에서도 귀무가설이 전혀 기각되지 않는다. 이 결과는 Benati(2020)의 원형 모형이 한국 M2 데이터에는 적용되지 않음을 의미한다. F 통계량의 크기 차이(8.647 vs. 0.467)는 두 채널의 설명력 격차를 극적으로 보여준다.

〈표 4〉 ARDL Bounds Test 결과

추정모형	ARDL	F 통계량	t 통계량	1%	5%	10%
모형 1: V_M2 ~ MP	(1,1)	0.467	-0.796	비기각	비기각	비기각
모형 2: V_M2 ~ G_two	(1,2)	8.647***	-4.130***	기각	기각	기각
모형 3: V_M2 ~ G_two+MP	(1,2,1)	3.529	-3.078	비기각	비기각	불확정

주: Kripfganz and Schneider(2020) 유한표본 임계값 사용. *** $p < 0.01$.

이러한 결과는 Benati(2020)의 한국 분석과도 연결된다. 제Ⅱ절에서 언급한 바와 같이, Benati(2020)는 한국 M1 데이터(1964Q1~2017Q4)에 대해 단위근 검정에서도 시차 선택에 따라 상반된 결과가 보고되는 한편, 화폐수요 추정모형에 따라 유통속도-금리 공적분에 대해서도 일관된 결과가 나타나지 않았다. 본 연구의 모형 1의 결과는 Benati(2020)가 한국 M1에서 관찰한 금리 채널의 불분명한 결과가 M2에서는 공적분의 완전한 부재로 나타남을 보여주며, 동시에 모형 2의 결과는 금리가 아닌 잠재성장률이 한국 유통속도의 진정한 장기 결정요인임을 시사한다. 모형 3에서는 $F = 3.529$ 으로 모형 2보다 약해지며, 1%와 5%에서 비기각, 10%에서 불확정⁸⁾으로 나타난다. Bounds test의 귀무가설은 모든 수준변수의 계수가 동시에 0이라는 결합 가설이므로, 모형 3의 약한 결과는 잠재성장률의 설명력을 부정하는 것이 아니라, 기준금리가 잠재성장률을 통제한 후 추가적 설명력을 갖지 못하여 모형 전체의 통계적 유의성을 끌어내리는 것으로 이해해야 한다.

한편, ARDL 결과의 강건성을 확인하기 위해 Johansen trace 검정(시차 4, restricted constant)을 보완적으로 실시하였다. V_M2 ~ G_two에서 trace 통계량은 31.18로 5% 임계값(19.96)을 대폭 초과하여, $r = 0$ (공적분 벡터 없음)의 귀무가설이 기각된다. 반면, V_M2 ~ MP에서는 trace 통계량이 17.74로 임계값(19.96)에 미달하여 공적분이 확인되지 않는다. 또한, V_M2 ~ G_two의 공적분은 시차를 2~6으로 반복 실시하더라도 마찬가지로 확인되며, V_M2 ~ MP의 공적분 부재 역시 모든 시차에서 일관적이다. 두 검정 방법론 — ARDL bounds test와 Johansen trace 검정 — 이 완전히 일관된 결론을 산출한다는 점은 결과의 신뢰성을 높인다.

8) ARDL bounds test의 임계값은 하한(I(0) bound)과 상한(I(1) bound)의 쌍으로 구성된다. F 통계량이 상한을 초과하면 기각, 하한에 미달하면 비기각으로 판정되며, 하한과 상한 사이에 위치하면 설명변수의 적분 차수에 따라 결론이 달라지므로 불확정(inconclusive)으로 판정된다.

2. 장기균형 추정

공적분이 확인된 모형 2($V_M2 \sim G_two$)에 대해 ARDL(1,2) conditional ECM을 추정하였다. 이 모형은 장기균형 관계와 단기 동학을 동시에 포착하며, 오차수정 메커니즘의 작동 여부를 직접 확인할 수 있다. 추정 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 오차수정 계수는 -0.2389로, 부호(-)와 유의성 모두 이론에 정합적이다. 이는 V_M2 가 장기균형에서 이탈하면 분기당 약 24%가 복원됨을 의미하며, 완전 조정까지 약 4분기가 소요된다. 오차수정 계수의 절댓값이 0에 가깝지 않다는 것은 두 변수 사이의 장기 끌림(attraction)이 경제적으로 유의미한 속도로 작동하고 있음을 확인시켜 준다. 한편, 잠재성장률의 장기계수는 0.0135로, 잠재성장률 1%p 하락이 V_M2 를 약 0.0135 하락시킨다. 이 계수의 함의를 구체적으로 살펴보면, 2003년 이래 잠재성장률이 약 4.7%에서 2025년 3분기 기준 약 1.95%로 2.75%p 하락하였으므로, 이로 인한 V_M2 의 예측 하락분은 $0.0135 \times 2.75 \approx 0.037$ 이다. 이는 같은 기간 V_M2 의 실제 하락분($0.090 - 0.055 = 0.035$)과 매우 근사하여, 잠재성장률 하락만으로 유통속도 하락의 대부분이 설명된다.

<표 5> ARDL(1,2) Conditional ECM 추정 결과 (모형 2: $V_M2 \sim G_two$)

구분	변수	계수	표준오차	t 통계량	p-value
오차수정	ϕ	-0.2389	0.0579	-4.13	0.000
장기	$-\theta/\phi$	0.0135	0.0005	25.15	0.000
단기	δ_0	-0.0261	0.0045	-5.80	0.000
단기	δ_1	0.0160	0.0056	2.86	0.006
상수	α	0.0065	0.0017	3.81	0.000

잠재성장률의 단기 차분($D.G_two$)은 -0.0261로 음의 계수를 보인다. 이는 잠재성장률이 단기적으로 하락할 때 유통속도가 장기균형 이상으로 과조정(overshooting)될 수 있음을 시사한다. 반면, 1기 시차 차분($LD.G_two$)은 0.0160으로 양의 값을 갖는 것으로 나타나, 이전 분기의 잠재성장률 변동에 대한 부분적 되돌림이 존재한다. 이러한 단기 진동 패턴은 실물경제의 구조적 변화가 화폐수요에 반영되기까지 약 1~2분기의 시차가 존재함을 반영한다.

한편, ARDL conditional ECM과 독립적인 장기계수 추정치를 확보하기 위해 Stock

and Watson(1993)의 DOLS를 병행 추정하였으며, ± 2 의 선행 및 시차 차분항을 포함하였다. DOLS 추정 결과 또한 ARDL ECM의 결론을 강하게 지지한다. 모형 2($V_M2 \sim G_two$)의 장기계수는 0.0131($t = 29.58$)로 ARDL의 0.0135와 매우 유사하다. 수정 R^2 는 0.985로, ARDL ECM과 마찬가지로 잠재성장률이라는 단일 변수만으로 20여 년에 걸친 M2 유통속도 변동의 대부분을 설명함을 의미한다. 반면, 모형 1($V_M2 \sim MP$)의 수정 R^2 는 0.369에 불과하다. 기준금리의 장기계수(0.0032)가 통계적으로 유의하나, 이는 잠재성장률과 기준금리 사이의 상관($\rho = 0.578$)을 반영한 간접적 효과일 가능성이 높으며, 통합 모형(모형 3)에서 이를 직접 확인할 수 있다. 잠재성장률과 기준금리를 동시에 포함하면, 잠재성장률의 계수(0.0130)와 R^2 (0.985)는 모형 2와 사실상 동일한 반면, 기준금리의 계수는 0.0003으로 크게 축소되며 통계적 유의성을 상실한다. 이는 기준금리의 장기 설명력이 잠재성장률을 통제하면 사실상 소멸됨을 뜻하며, 한국 M2 유통속도의 장기 결정에 있어 성장 채널($V \sim g^*$)이 기회비용 채널($V \sim r^*$)을 압도하는 구조임을 보여준다.

〈표 6〉 DOLS 장기계수 비교

추정모형	장기계수 (β)	Adj. R^2
모형 1: $V_M2 \sim MP$	0.0032***	0.369
모형 2: $V_M2 \sim G_two$	0.0131***	0.985
모형 3: $V_M2 \sim G_two+MP$	G: 0.0130***, MP: 0.0003	0.985

주: 선행/시차 = ± 2 . *** $p < 0.01$.

두 추정 방법(ARDL ECM과 DOLS)이 산출한 장기계수가 거의 일치한다는 점(0.0135 vs. 0.0131)도 주목할 만하다. ARDL은 오차수정 메커니즘을 통해, DOLS는 선행/시차 차분항을 통해 내생성을 각각 독립적으로 교정하므로, 양자의 수렴은 추정 결과가 특정 방법론에 의존하지 않는 강건한 것임을 확인시켜 준다.

3. 강건성 검정

기본 결과의 강건성을 다음의 다섯 가지 차원에서 점검한다. 먼저 잠재성장률 추정 방법을 양측 필터에서 단측 필터로 대체하고, 통화지표를 M2에서 M1으로 변경하여 결과의 민감도를 확인한다. 이어서 재귀적 DOLS 추정을 통해 장기계수의 시간적 안정성

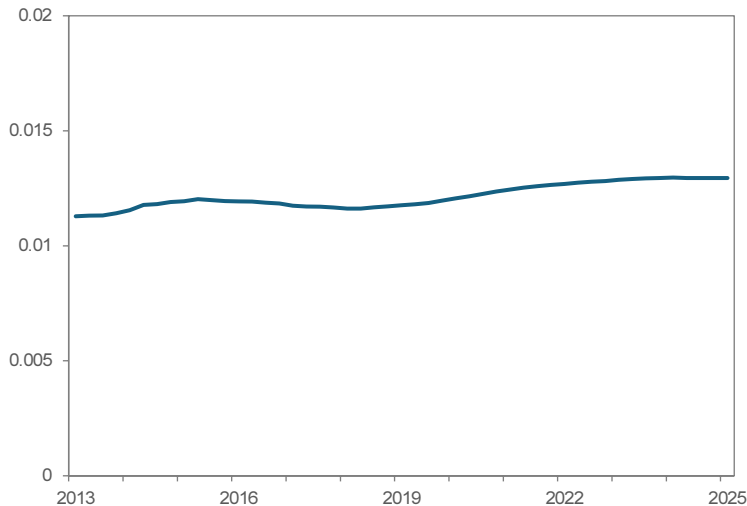
을 점검하고, 코로나 전후 구조변화의 성격을 판별한다. 마지막으로 정책금리 대신 명목중립금리(i^*)를 사용한 경쟁 모형 검정을 통해, 기회비용 채널의 약세가 대리변수의 잡음이 아닌 구조적 현상인지를 확인한다.

첫째로, 본 분석에서 사용한 양측 필터 추정치(G_two)는 전체 표본 정보를 활용하는 사후적(ex post) 추정치로서, 미래 정보를 사용한다는 비판이 가능하다. 이에 해당 시점까지의 정보만 사용하는 단측 필터 추정치(G_one)로 대체하여 전체 분석을 반복하였다. DOLS 장기계수는 0.0124이고, 수정 R^2 는 0.982(기본 모형 0.985)로 매우 유사하다. Johansen trace 통계량도 공적분 존재를 지지한다. 결과가 잠재성장률 추정 방법의 선택(smoothed vs. filtered)에 민감하지 않음이 확인되었다.

둘째, Benati(2020)의 원형은 M1 유통속도를 분석 대상으로 한다. M1은 현금과 요구불예금으로 구성되어 사실상 이자를 지급하지 않으므로, 기준금리가 곧 M1 보유의 기회비용이 된다. 반면 M2는 정기예금·MMF 등 이자부 자산을 포함하므로, M2 보유의 진정한 기회비용은 기준금리 자체가 아니라 대체 자산 수익률과 M2 자체 수익률 간의 스프레드가 된다. 이러한 구조적 차이는 $V_M2 \sim MP$ 공적분이 기각될 수 있는 이론적 근거 중 하나이다. 이 논점을 실증적으로 검토하기 위해, M1 유통속도에 대해 동일한 DOLS 분석을 실시하였다. $V_M1 \sim MP$ 의 R^2 는 0.500으로, V_M2 에서의 0.369보다는 높다. 이는 M1이 정책금리 변동에 대한 기회비용 민감도가 M2보다 높다는 이론적 예측과 일치한다. 그러나 $V_M1 \sim G_two$ 의 $R^2(0.887)$ 가 여전히 $V_M1 \sim MP(0.500)$ 를 크게 상회한다. M1에서 금리의 상대적 설명력이 M2보다 높아지는 것은 이론적 예측에 부합하나, M1 기준으로 성장 채널이 지배적이라는 사실은 $V_M2 \sim MP$ 공적분 기각이 M2의 이자부 구성에서 비롯된 것이 아닐 수 있음을 시사한다. 이는 본 연구의 핵심 발견이 통화지표의 선택에 강건함을 확인시켜 준다.

셋째, 장기계수가 표본의 선택에 의존하지 않는지를 확인하기 위해 재귀적(recursive) DOLS 추정을 실시하였다. 이는 표본의 시작점을 고정한 채 종료 시점을 한 분기씩 확장하면서 장기계수를 반복 추정하는 방법으로, 계수가 특정 시기의 관측치에 의해 좌우되는지, 아니면 표본 전체에 걸쳐 안정적인 구조적 관계를 반영하는지를 시각적으로 판별할 수 있다. 추정 결과, G_two 의 장기계수(β)는 표본이 40개 이상 누적된 이후 0.012~0.013 범위에서 안정적인 값을 유지하며(그림 3)), 코로나 충격 전후로도 급변하지 않는다. 이는 유통속도와 잠재성장률 간의 장기균형 관계가 특정 표본 구간이나 경제적 사건에 의존하지 않는 강건한 구조적 관계임을 확인시켜 준다.

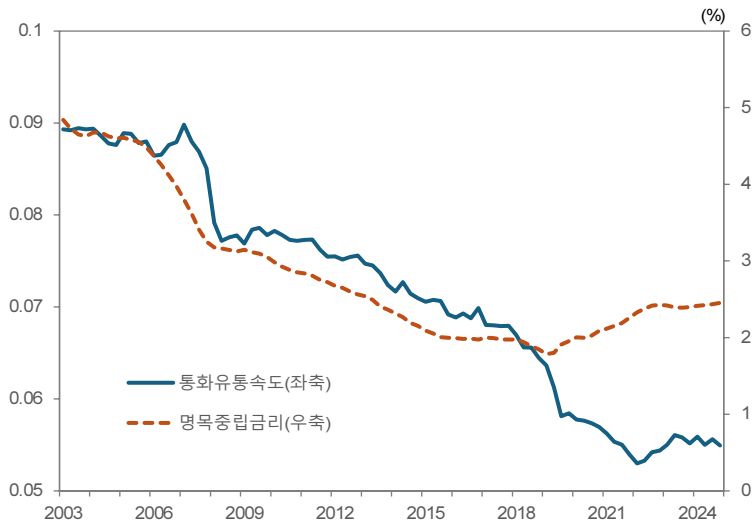
〈그림 3〉 재귀적 DOLS 계수 안정성



주: 2003Q4~2013Q1을 초기 표본(40분기)으로 한 후 매 분기 1개 관측치를 추가하는 확장 표본(expanding window) 방식으로 DOLS 장기계수(β)를 재귀 추정한 결과. 선행/시차 = ± 2 .

넷째, 제Ⅲ절에서 제기한 코로나 이후 ‘동반 평탄화’가 구조적 안정화인지 일시적 교란인지를 판별한다. 코로나(2020Q1) 시점에 대한 Chow 구조변화 검정은 $V_M2 \sim G_two$ 관계에서 유의한 구조변화를 보고한다($\chi^2 = 86.01$, $p < 0.001$). 그러나 이 결과는 두 변수 간 장기균형 관계의 붕괴를 의미하지 않으며, 다음의 세 가지 증거가 이를 뒷받침한다. 우선, 제Ⅲ절에서 확인한 바와 같이 코로나 이후 잠재성장률과 유통속도 모두 하락 속도가 동시에 둔화되었으며, Chow 검정이 포착한 구조변화는 이러한 ‘동반 평탄화’에 의한 기울기의 변화이다. 또한, ARDL ECM의 오차수정 계수(-0.2389)는 코로나 이후 구간을 포함한 전체 표본에서 추정되었음에도 통계적으로 강하게 유의하여($p < 0.001$), 유통속도가 잠재성장률과의 장기균형으로 복원되는 메커니즘이 코로나 이후에도 작동하고 있음을 보여준다. 끝으로, 앞에서 언급한 〈그림 3〉의 재귀적 DOLS 추정 결과와도 정합적이다. 이상을 종합하면, 코로나 전후로 변한 것은 두 변수의 변화 속도이지 양자 간의 구조적 연결 자체가 아니며, 코로나 이후의 평탄화는 잠재성장률 하락 세 둔화에 수반된 구조적 현상으로 판단된다.

〈그림 4〉 한국의 M2 유통속도(좌축)와 명목증립금리(우축)



주: 명목증립금리는 강현주·백인석(2024)에 의한 추정치

다섯째, 본문의 모형 1에서 기준금리(MP)와 유통속도 사이의 공적분이 기각되었으나, 이에 대해 정책금리가 Benati(2020)가 이론적으로 강조한 변수의 적절한 대리변수가 아니라는 반론이 가능하다. Benati(2020)의 원래 논증에서 유통속도를 결정하는 것은 관측되는 정책금리가 아니라 명목금리의 항구적 성분, 즉 명목자연이자율(i^*)이다. Benati(2026)는 이 통찰을 역으로 활용하여, 유통속도에 정책금리를 투영함으로써 명목자연이자율을 추정하는 방법론을 제안하였다. 두 논문을 종합하면, 유통속도와 명목자연이자율은 근사적으로 선형변환 관계에 있으며, 양자 간의 정보 흐름은 양방향적이다. 따라서 본 연구의 모형 1($V \sim MP$)에서 공적분이 기각된 것이 단순히 정책금리가 i^* 의 잡음 섞인 대리변수(noisy proxy)이기 때문인지, 아니면 한국 M2에서 기회비용 채널 자체가 구조적으로 약한 것인지를 판별할 필요가 있다. 이 문제를 직접적으로 해소하기 위해, 강현주·백인석(2024)에서 추정된 실질증립금리(r^*)와 추세 인플레이션(π^*)을 바탕으로 명목증립금리⁹⁾를 구성하고, 본문과 동일한 분석을 반복하였다. 명목증립금리는 정책금리와 달리 경기순환적 변동이 제거된 항구적 성분만을 반영하므로, Benati 프레임워크의 이론적 변수에 보다 정확히 대응한다.

9) 거시경제모형을 통해 추정된 한국의 명목균형금리는 수익률 곡선 모형으로부터 도출된 명목균형금리(기간 프리미엄을 제외한 5년 후 5년 선도금리)와 매우 유사한 흐름을 나타낸다(강현주·백인석, 2024).

분석 결과, 명목중립금리(i^*)를 단독 설명변수로 사용한 모형 4에서도 ARDL F통계량은 1.118에 불과하여 공적분이 확인되지 않으며, Johansen trace 통계량(17.68) 역시 5% 임계값(19.96)에 미달한다. 정책금리($F = 0.467$)보다는 개선되었으나, 잠재성장률($F = 8.647$)과의 격차는 여전히 현저하다. 이는 모형 1의 공적분 기각이 정책금리의 잡음 때문이 아니라, 한국 M2 유통속도에서 기회비용 채널 자체의 설명력이 성장 채널에 비해 구조적으로 열등하기 때문임을 확인시켜 준다.

V. 결론 및 정책적 함의

최근 한국의 M2/GDP 비율이 주요국에 비해 높다는 지적과 함께 ‘과잉유동성’ 우려가 제기되고 있다. 본 연구는 이러한 통화량 확대가 과잉유동성의 결과인지, 아니면 잠재성장률 변화에 따른 구조적 화폐수요의 반영인지를 규명하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 Benati(2020)의 프레임워크를 한국의 M2 데이터에 적용하여 유통속도의 장기 결정요인을 실증적으로 검증하였다.

분석 결과, 한국 M2 유통속도와 잠재성장률 사이에는 강건한 공적분 관계가 존재하는 반면, 유통속도와 기준금리 간에는 공적분이 확인되지 않는다. 이러한 결과는 잠재성장률 추정 방법, 통화지표, 추정 방법론, 시차 선택 등 다양한 설정에서 일관되게 유지된다. 특히 코로나 이후 유통속도의 하락세가 잠재성장률과 함께 동조적으로 완만해진 반면, 명목금리는 정책 정상화 과정에서 상승하는 상이한 움직임이 관찰된다. 이는 유통속도의 장기 경로가 금리보다 성장 흐름과 더 밀접하게 연동되어 있음을 시사한다.

Benati(2020)의 원형 프레임워크는 ‘ $i^* \rightarrow V$ ’ 경로에서 명목중립금리를 핵심 매개변수로 강조하나, 한국의 M2에서는 정책금리뿐 아니라 명목중립금리를 사용한 경우에도 유통속도와의 공적분이 확인되지 않는다. 이는 금리 채널의 약세가 단순한 측정오차가 아니라 구조적 현상임을 의미한다. 대신, 잠재성장률이 유통속도를 직접 설명하는 ‘성장 채널($g^* \rightarrow V$)’이 지배적으로 작동하며, 이러한 결과는 M1을 사용한 강건성 분석에서도 유지된다. 이는 한국의 잠재성장률 하락이 주요국¹⁰⁾ 대비 상대적으로 크고 빠르게 진행되어 왔다는 점과 관련될 가능성이 있다. 또한 정책금리가 물가안정뿐 아니라 금융안정¹¹⁾ 요인을 함께 반영해 결정되어 온 점 역시, 중립금리와의 괴리를 확대시켜 기회비

10) OECD의 추정에 따르면 코로나 이전(2013~2019)과 이후(2021~2026) OECD의 잠재성장률 추정치는 각각 1.87% 및 1.86%로 거의 변화가 없다.

용 채널을 제약하는 요인으로 작용했을 수 있다.

이상의 결과는 최근 통화량 논란에 대해 다음과 같은 정책적 함의를 제공한다. 첫째, M2/GDP 비율의 상승은 '과잉유동성'이 아니라 잠재성장률 하락에 따른 구조적 화폐수요의 반영으로 해석될 수 있다. 둘째, 통화량 증가와 유통속도 하락이 동시에 나타나는 '돈맥경화' 현상은 유동성 총량의 문제가 아니라 자금 배분 구조의 문제이며, 가계의 예비적 저축 증가와 기업의 투자수익률 하락에 따른 내부유보 확대가 주요 경로로 작용한다. 따라서 이는 통화정책이 아닌 투자수익률 제고를 위한 구조개혁을 통해 대응하는 것이 바람직하다.

한편, 본 연구는 88분기의 비교적 짧은 표본에 기반하고 있어 장기 시계열 분석으로서의 한계를 가진다. 이를 보완하기 위해 유한표본 임계값과 복수의 추정 방법으로 강건성을 확인한 것은 이러한 한계에 대한 부분적 대응이다. 향후 연구에서는 비선형·체제전환 모형을 통한 구조변화 분석이 유의미한 확장 방향이 될 것이다. 아울러 IMF IFS 자료와 한국은행 ECOS를 체계적으로 연계하여 외환위기 이전 시계열을 포함한 장기 분석, 그리고 콜금리·CD금리·국고채 금리 등 다양한 시장금리 변수를 활용한 분석도 후속 연구 과제로 남겨둔다.

11) 신인석·강현주(2022)는 2021년 기준금리 인상의 주요 배경으로 가계부채 및 주택가격 등 금융안정 고려가 작용하였음을 지적하고, 금융안정 목적의 금리 조정의 적정성을 쟁점으로 논의하고 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 강현주·백인석, “통화정책 전환에 따른 저금리 회귀 가능성 평가,” 『자본시장연구원 이슈보고서』, 24-07, 2024.
2. 나승호·김용건·김도완·이승철·이아람, “미 연준의 지준타겟팅 제도 운영경험과 정책적 시사점,” 『한국경제포럼』, 제16집 제2호, 2023, pp.93-124.
3. 박성진·이화연, “최근 유동성 상황에 대한 이해,” 한국은행 블로그, 2025.12.16.
4. 신인석·강현주, “한국 통화정책의 최근 기조 평가 및 쟁점,” 『한국경제포럼』, 제14집 제4호, 2022, pp. 25-55.
5. 이균건·정원석·김태섭, “최근 유동성 및 환율 상황에 대한 오해와 사실,” 한국은행 블로그, 2026.1.20.
6. 이은경·천동민·김정욱·이동재, “우리 경제의 잠재성장률과 향후 전망,” 『한국은행 BOK 이슈노트』, 2024-33, 2024.
7. 주상영, “우리나라 화폐유통속도의 변화요인,” 『국제경제연구』, 제8집 제1호, 2002, pp.213-231.
8. 한국은행, “통화 및 유동성 개편 결과,” 보도자료, 2025.12.30.
9. 한국은행, “한국의 통화정책,” 2017.
10. 함건·유창현·윤옥자, ““한국은행이 RP매입으로 유동성을 과도하게 공급한다” 는 주장의 심각한 오류,” 한국은행 블로그, 2026.1.16.
11. Baumol, W. J., “The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 66, No. 4, 1952, pp.545-556.
12. Benati, L., “Money Velocity and the Natural Rate of Interest,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 116, 2020, pp.117-134.
13. Benati, L., “Long-Run Evidence on the Quantity Theory of Money,” Diskussionschriften dp2110, Department of Economics, University of Bern, 2021.
14. Benati, L., R. E. Lucas Jr., J. P. Nicolini, and W. Weber, “International Evidence on Long-Run Money Demand,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 117, 2021, pp.43-63.
15. Benati, L., “A New Approach to Estimating the Natural Rate of Interest,” *Journal of Money, Credit and Banking*, forthcoming, 2026.
16. European Central Bank, “The ECB's Monetary Policy Strategy,” Press Release, 8 May 2003.
17. Goodhart, C. A. E., “Monetary Relationships: A View from Threadneedle Street,” in *Papers in Monetary Economics*, Reserve Bank of Australia, 1975.
18. Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, 1988, pp.231-254.
19. Kripfganz, S. and D. C. Schneider, “Response Surface Regressions for Critical Value Bounds and Approximate p-values in Equilibrium Correction Models,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 6, 2020, pp.1456-1481.
20. Laubach, T. and J. C. Williams, “Measuring the Natural Rate of Interest,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4, 2003, pp.1063-1070.
21. Narayan, P. K., “The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests,” *Applied Economics*, Vol. 37, No. 17, 2005, pp.1979-1990.
22. Park, K. W., “Velocity of Money in Korea, Japan, the United Kingdom and the United States

- of America: 1962-2011," *Journal of International Trade and Commerce*, Vol. 11, No. 1, 2015, pp.1-19.
23. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3, 2001, pp.289-326.
24. Stock, J. H. and M. W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, 1993, pp.783-820.
25. Tobin, J., "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 38, No. 3, 1956, pp.241-247.
26. Woodford, M., *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton: Princeton University Press, 2003.

Money Velocity and Potential Growth in Korea: A Cointegration Analysis

Hyunju Kang*

Abstract

In the second half of 2025, excess liquidity has been cited as a key driver of the depreciation of the Korean won and rising asset prices, based on Korea's relatively high money-to-GDP ratio (Marshall's k). However, since Marshall's k is the inverse of velocity, this claim effectively restates that velocity is structurally low. Applying Benati's (2020) velocity–natural rate of interest framework to Korean M2 data, this study identifies the structural determinants of the secular decline in velocity, thereby providing an academic response to the excess liquidity debate. The results show that the potential growth rate, as a long-run determinant of velocity, exhibits markedly greater explanatory power than the policy rate, a finding that holds consistently for M1 velocity and across a range of robustness checks. These empirical results suggest that Korea's M2 growth reflects a normal money demand response accompanying the decline in potential growth rather than excess liquidity, and that the fundamental remedy for sluggish monetary circulation lies not in monetary policy but in raising the potential growth rate.

Key Words: Money Velocity, Potential Growth Rate, Natural Rate of Interest
JEL Classification: E41, E52, C32, O40

Received: Mar. 5, 2026. Revised: Mar. 26, 2026. Accepted: Apr. 15, 2026.

* Senior Research Fellow, Korea Capital Market, Phone: +82-02-3771-0850, e-mail: hjkang326@kcmi.re.kr