

통화정책의 Cash-Flow 경로 유효성 분석*

박 근 형**

논문 초록 | 본 연구는 국내 통화정책의 현금흐름 경로 유효성을 분석하고 동 경로에 따른 소비지출 변동 효과를 시산하였다. 분석결과, 차입 및 저축가구 현금흐름 경로가 모두 유의하게 작동하는 것으로 나타났으며 차입가구 중 유동성제약(Hand-to-Mouth) 가구인 경우에는 그 효과가 더욱 큰 것으로 추정되었다. 금리 100bp 인하 시 소비변동 효과는 차입가구는 2.4%, 저축가구는 $\Delta 0.9\%$ 로 추정되었다. 이처럼 차입가구의 현금흐름 경로에 의한 소비지출 변동(2.4%)이 저축가구($\Delta 0.9\%$)에 비해 높게 추정되었음에도 불구하고 저축가구의 비중(약 70%)이 상대적으로 많아 차입가구 효과가 상쇄되면서 경제전체의 소비지출 변동(0.06%)은 미미한 것으로 나타났다. 다만 이를 유동성제약(Hand-to-Mouth) 가구로 한정시킬 경우에는 경제전체적으로 소비지출이 0.19% 상승하는 것으로 분석되었다.

핵심 주제어: 현금흐름 경로, 통화정책, 재무구조 이질성

경제학문헌목록 주제분류: C2, E4

투고 일자: 2018. 7. 27. 심사 및 수정 일자: 2018. 10. 4. 게재 확정 일자: 2018. 11. 16.

* 본 논문은 2018년도 한국은행 행내현상논문에 기 제출한 논문을 일부 수정한 것입니다. 아울러 본 연구의 내용은 한국은행의 공식견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다.

** 한국은행 경기본부 과장, e-mail: keunhyeong.park@bok.or.kr

I. 머리말

글로벌 금융위기 이후 대규모 완화적 통화정책에도 불구하고 경기회복이 더디게 진행되는 현상이 주요 선진국을 중심으로 관측되었다. 이에 따라 기존의 대표 경제주체 모형을 벗어나 개별 경제주체의 재무구조에 따른 이질성을 고려할 경우 발생 가능한 새로운 통화정책 파급경로인 현금흐름 경로(cash-flow channel), 일반균형 소득효과 경로, 주택가격 경로 등에 관한 연구가 주목받기 시작했다.

현금흐름 경로(cash-flow channel)는 ‘금리인하(인상) → 대출 원리금상환액·투자자산 이자수취액 등에 기인한 현금흐름 변동’을 통해 가계의 소비지출에 영향을 미치게 되고 일반균형 소득효과는 ‘통화정책의 직접적인 효과에 의한 소비 및 생산 증가 → 기업의 노동수요 증가 → 근로소득 증대’를 통해 소비지출 증가를 유발하게 된다. 그리고 주택가격 경로는 ‘금리인하 시 차입비용 하락 → 주택수요 증가 → 주택가격 상승 → 부의 효과에 의한 소비 증가’의 과정을 따라 통화정책이 실물경제에 파급된다. 이 중에서 현금흐름 경로가 일반균형 소득효과 경로나 주택가격 경로와 구별되는 점은 후자의 두 경로가 통화정책 시 생산이나 주택가격 등 다른 실물변수에 미치는 영향을 통해서 2차적으로 파급되는 간접효과인 것과는 달리 현금흐름 변동을 통해 가계의 소비지출에 직접 영향을 미치게 된다는 점이다. 그런데 가계의 현금흐름은 대출 원리금상환액, 투자자산 이자수취액 변동과 직접적으로 연결되어 있으므로 위 세 가지 경로 중에서도 현금흐름 경로가 가계부채의 누적 및 이에 따른 가계 재무구조 변동과 가장 밀접하게 연관되어 있다고 할 수 있다.

한편, 우리나라는 글로벌 금융위기를 전후로 가계부채 누증과 함께 개별 가계 간 재무구조의 이질성도 심화되었다. 이에 따라 상술한 세 가지 경로 중에서도 특히 ‘통화정책 충격 → 대출 원리금상환액·투자자산 이자수취액 등에 기인한 현금흐름 변동’을 통해 가계의 소비지출 변동을 야기하는 현금흐름 경로가 우리나라의 통화정책 파급경로에 있어서 중요한 역할을 하고 있을 가능성이 높다. 따라서 향후 통화정책의 효율적 수행을 위해 동 경로의 유효성 등에 관한 분석이 필요할 것으로 판단된다.

이에 본고에서는 Cava et al. (2016), Floden et al. (2016) 등 관련 연구들의 방법론을 종합적으로 참고하여 글로벌 금융위기 이후 현금흐름의 변동이 개별 가계의 소비지출에 미치는 영향을 실증분석 하고 이를 기초로 금리인하(인상)시 현금흐름

경로를 통한 경제 전체의 소비지출 변동효과를 시산해보았다. 이를 위해 미시 패널 자료인 가계금융복지조사 자료를 활용하였으며 전체 가구를 크게 금융부채가 자산보다 많은 ‘차입가구’와 금융자산이 부채보다 많은 ‘저축가구’로 나누어 이들의 현금흐름 변동이 소비지출에 미치는 영향을 실증분석 하였다. 분석결과 「금리인하 → 차입비용 감소 → 현금흐름 개선 → 소비지출이 증가」하는 ‘차입가구 현금흐름 경로(borrower cash-flow effect)’와 반대로 「금리인하 → 이자수입 감소 → 현금흐름 악화 → 소비지출이 감소」하는 ‘저축가구 현금흐름 경로(lender cash-flow effect)’가 모두 유의하게 작동하는 것으로 나타났다. 또한 정책금리가 변동하는 만큼 여·수신금리도 동일하게 변동한다는 전제 하에서 금리를 100bp 인하하는 경우 경제전체의 소비지출 변동을 시산해 본 결과, 차입가구의 현금흐름 경로에 의한 소비지출 변동이 저축가구에 비해 컸음에도 불구하고 저축가구의 수가 상대적으로 많아 두 그룹의 현금흐름 경로에 따른 총 효과¹⁾가 상쇄되면서 0.06%의 다소 미미한 수준으로 추산되었다. 다만 이를 유동성 제약(Hand to mouth, 이하 HtM)에 직면해 있는 가구로 한정시킬 경우 차입가구의 현금흐름 효과가 보다 강화되면서 경제전체적으로 소비지출이 0.19% 상승하는 것으로 나타났다. 금리인상 시에는 위의 결과와는 반대로 소비가 감소할 것이나 여타 논문에서 여러 차례 입증된 통화정책의 비대칭성을 감안할 경우 소비지출 감소폭이 0.06%보다 확대될 것으로 판단되었다. 한편 이론적으로 현금흐름 경로는 대출금리 부과방식에 따라 파급효과가 달라질 수 있으므로 이를 추정해 보았는데 그 결과 변동금리부 대출 차입가구의 현금흐름 경로에 의한 소비지출 변동이 고정금리부 차입가구에 비해 통계적으로 유의하게 큰 것으로 분석되었다.

본고는 다음과 같은 사항들에 초점을 맞추어 연구를 수행하였다. 첫째, 현금흐름 경로에 대한 대다수의 연구들이 가계부채와 밀접한 관련이 있는 ‘차입가구 현금흐름 효과’를 중심으로 논의되는 경향이 있으나 본고는 경제전체의 현금흐름 효과를 보다 정확히 시산해보기 위하여 차입가구 뿐만 아니라 저축가구의 현금흐름 효과도 함께 고려하여 분석을 실시하였다. 둘째, 2012~17년 중 가계금융복지조사를 활용하여 금리 100bp 인하 시 현금흐름 경로에 의한 소비지출의 수량효과를 시산해 보았다. 동 분석을 통해 경제전체적으로 현금흐름 효과가 금리인하 시에는 소비지출을 증가

1) 총 효과는 차입(저축)가구 1가구당 소비변동 효과에 해당 가구 수를 곱한 것을 의미한다.

시키는 방향으로(그리고 금리인상 시에는 소비지출을 감소시키는 방향으로) 작용함을 확인할 수 있었으며 이는 향후 경제여건이 변화하였을 때 현금흐름 경로 효과를 가늠해 보기 위한 기준 추정치가 될 수 있을 것으로 생각된다. 셋째, 유동성 제약 가구의 존재 및 대출금리 부과방식(변동금리부 vs 고정금리부 대출)이 현금흐름 경로에 미치는 영향에 대해서도 분석하였다. 마지막으로 현금흐름 경로에 대한 연구가 Auclert (2016), Cava et al. (2016), Cloyne et al. (2016), Floden et al. (2016) 등 해외에서는 이론적·실증적인 측면에서 활발하게 연구되고 있으나 국내에서의 관련 연구는 김영주·임현준(2017)을 제외하면 아직까지는 다소 미진한 실정이라는 점에서 본 연구에 의미가 있는 것으로 생각된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 우리나라 가계부채 현황을 살펴보고 통화정책의 파급경로를 전통적인 경로뿐만 아니라 가계 재무구조의 이질성 고려 시 유효성이 부각될 수 있는 경로까지 포함하여 개관하였다. 제Ⅲ장에서는 실증분석을 위한 기초자료 및 추정방법에 대한 설명과 그에 따른 분석결과를 서술하였으며 마지막으로 제Ⅳ장에서는 분석결과에 따른 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 가계부채 현황 및 통화정책의 파급경로

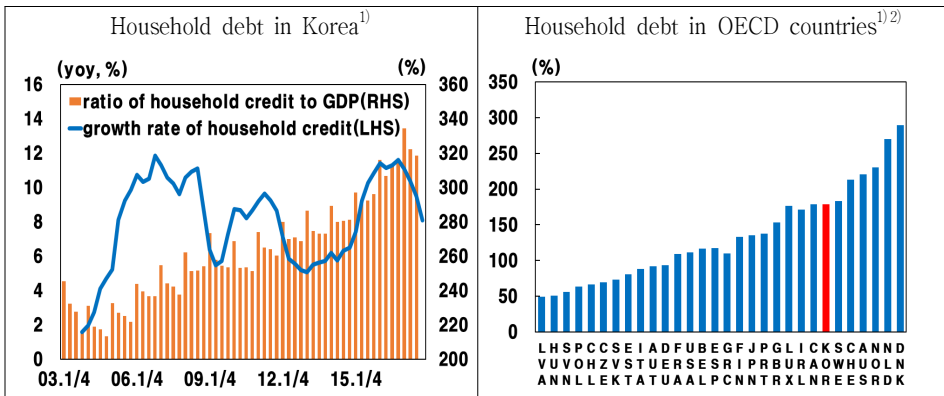
1. 가계부채 현황

현금흐름 경로의 주요 파급 동인은 가계의 현금흐름 변동이며 가계 현금흐름은 금리변동 시 소득 및 대출 원리금 상환액, 금융자산 이자수입액 등을 통해 변동하게 된다. 그러나 소득의 경우 금리 외에도 여타 다른 요인의 영향도 함께 받아 서서히 변동하기 때문에 실질적으로 현금흐름 경로의 파급효과를 결정하는 주요 동인은 대출 원리금 상환액과 금융자산 이자수입액이라 할 수 있다. 따라서 현금흐름 경로에 대한 본격적인 분석에 앞서 우리나라의 가계부채 등 현황을 살펴볼 필요가 있다.

우리나라의 명목 GDP대비 가계신용 수준은 2000년대 중반 이후로 꾸준히 상승하여 2017.3/4분기 기준으로 300%를 상회하고 있다(〈Figure 1〉). 전년동기대비 가계신용 증가율의 경우에도 꾸준히 양(+)의 증가세를 지속하고 있는 가운데 2000년대 중반 상승률이 급격히 높아지다가 금융위기, 유로존 재정위기, 국내 부동산

경기 침체 등을 겪으며 증가세가 둔화되었으나 2015년 들어 다시 증가세가 심화되며 2017. 4/4분기까지 10% 내외 수준을 유지하고 있다.

〈Figure 1〉



Note: 1) 'Ratio of household credit to GDP' is calculated on nominal GDP basis. Notes: 1) Ratio of household debt to net disposable income in 2016.

Source: Bank of Korea.

2) Japan, Chile and hungary: based on 2015.

Source: OECD.

우리나라의 가계부채 수준은 해외와 비교해보아도 높은 수준이다. OECD 자료에 따르면 순 가처분소득 대비 가계부채 비율(2016년 기준)이 179%로 평균치인 134%를 크게 상회하고 있으며 조사대상 30개국 중 7번째로 영국(153%), 일본(135%, 2015년 기준), 미국(111%), 독일(93%) 등 주요 선진국에 비해서도 상당히 높은 수준이다.

이렇듯 가계부채 수준이 지속적으로 확대되어 오면서 가계 간 재무구조의 이질성도 심화되었다. 〈Table 1〉의 2012년과 2017년을 비교해 보면 부채 보유가구의 비중은 소폭 감소하였음에도 불구하고 가구당 평균 부채보유액과 금융부채 보유가구의 평균 부채액 증가율은 각각 33%, 44%로 크게 증가하였다. 반면 가구당 평균 자산액이 21% 증가한 가운데 가구당 순 자산 격차가 18% 확대되었다. 또한 가계 재무건전성과 관련된 지표들을 살펴보면 가처분소득 대비 원리금 상환액 및 금융부채의 비율이 각각 17.0 → 25.0%로, 103.6 → 121.4%로 상승하였으며 저축액 대비 금융부채 비율도 63.8 → 68.6%로 높아졌다.

가계의 현금흐름은 가계가 보유한 금융자산 및 부채, 이로 인해 발생하는 원리금 상환액 및 이자수입 등에 의해 영향을 받게 된다. 따라서 가계부채 확대를 비롯한 위에서 살펴 본 지표들의 변동에 따라 우리나라에서도 현금흐름 경로가 통화정책 파급 시 중요한 요소로 작용하고 있을 가능성이 높다. 이에 다음 절에서는 현금흐름 경로를 포함한 가계 재무구조 이질성 고려 시 유효성이 부각될 수 있는 통화정책 파급경로를 개관하고 관련된 기존연구 사례를 살펴볼 것이다. 그리고 다음 장에서 본격적인 실증분석에 들어가도록 한다.

〈Table 1〉 Summary of household balance sheet in Korea

(ten thousand won, %, %p)

	2012	2017	changes
Share of debt holding household	64.6	63.2	-1.4
Debt holdings per household	5,291	7,022	1,731 (32.7%)
(Average debt amount of households with debt holdings)	6,147	8,850	2,703 (44.0%)
Asset holdings per household	31,495	38,164	6,669 (21.2%)
Net asset gap between households ¹⁾	78,590	92,652	14,062 (17.9%)
Ratio of principal repayments to disposable income	17.0	25.0	8.0
Ratio of financial debt to disposable income	103.6	121.4	17.8
Ratio of financial debt to saving amount	63.8	68.6	4.8
Share of household that feel burdened by debt among financial debt holding household	68.1	67.8	-0.3

Notes: 1) Subtract the net assets of the first quartile from the net assets of the fifth quartile.

2) Figures in parentheses refer to growth rate.

Sources: Bank of Korea, Statistics Korea.

2. 통화정책의 파급경로

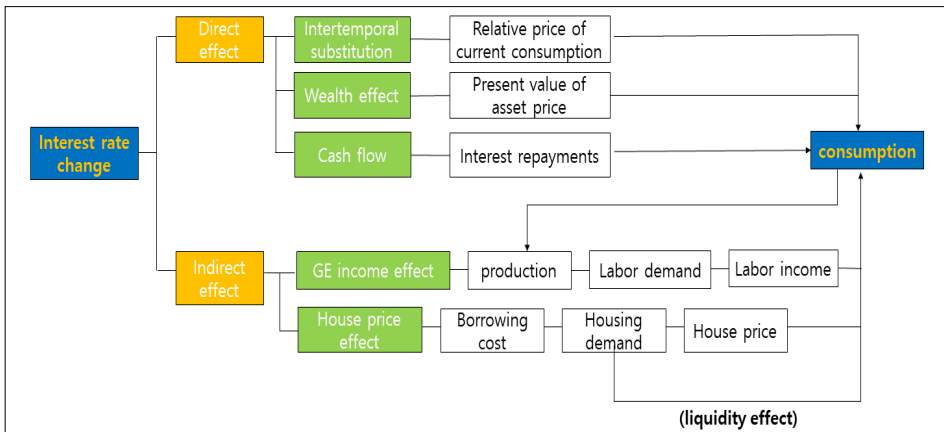
(1) 이론적 개관

일반적으로 통화정책의 파급경로라 함은 중앙은행의 정책금리 조정에 따라 소비,

투자, 수출, 생산, 인플레이션 등 주요 실물변수에 거시적으로 영향을 미치는 것을 의미하는 것으로 이러한 개념의 범주에서 볼 때 파급경로는 금리경로, 자산가격 경로, 환율경로, 신용경로, 기대경로 등으로 나눌 수 있다. 그러나 본고에서의 분석은 통화정책이 현금흐름 변동을 통해 소비에 미치는 영향에 초점이 맞춰져 있음을 감안하여 통화정책의 파급경로를 정책금리 조정이 가계 소비지출에 영향을 줄 수 있는 미시적인 효과를 중심으로 살펴보고자 한다.

통화정책이 소비에 미치는 영향을 분석한 기존 자료를 종합하여 파급경로를 정리해보면 아래 <Figure 2>에서와 같이 우선 직접효과와 간접효과로 분류할 수 있다. 첫번째 직접효과인 기간 간 대체효과는 금리인하 시 현재소비의 상대가격이 미래소비에 비해 저렴해짐에 따라 미래소비 즉, 저축은 줄고 현재소비는 증가하게 되는 효과이다. 다음으로 부의 효과는 이자율 하락에 따라 보유자산의 현재가치가 상승하여 가계가 소비를 늘리게 되는 효과이다. 마지막으로 현금흐름 효과(cash-flow effect)는 ‘금리인하(인상) → 대출 원리금상환액 · 투자자산 이자수취액 등에 기인한 현금흐름 변동’을 통해 가계의 소비지출 변동을 야기하는 효과이다. 동 효과는 순 자산 보유액 및 변동 · 고정금리 등 대출금리 부과 방식에 따라 경제주체별로 효과가 다르게 나타날 수 있어 최근 들어 많은 주목을 받고 있는 경로이다.

<Figure 2> Monetary policy transmission to consumption expenditure



간접효과는 직접효과와 달리 통화정책이 생산이나 주택가격 등 다른 실물변수에 미치는 영향을 통해서 2차적으로 파급되는 것으로서 일반균형 소득효과와 주택가격

효과, 유동성 효과 등이 있다. 일반균형 소득효과는 앞서의 직접효과에 따라 소비 및 생산이 증가하고 이에 따라 기업의 노동수요가 증가함으로써 근로소득이 증대되어 소비가 증가하는 효과이다. 다음으로 주택가격 효과는 금리인하 시 차입비용 하락으로 주택수요가 증가함에 따라 주택가격이 상승하여 부의 효과에 의해 소비가 증가하게 되는 효과이다. 이러한 주택가격 효과는 또 다른 간접효과로 이어질 수 있는데 주택수요가 증가하여 보유주택의 유동성이 개선되면 소비가 증가하게 되는 유동성 효과가 바로 그것이다. 주택가격 효과와 유동성 효과의 경우에도 주택 보유 상황에 따라 통화정책 효과가 경제주체별로 다르게 나타날 수 있다.

전통적으로 통화정책 파급효과에 관한 연구는 직접효과 중에서도 기간 간 대체효과를 중심으로 이루어져 왔다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 대규모 완화적 통화정책에도 불구하고 경기회복이 더디게 진행되는 현상이 주요 선진국을 중심으로 관측되었다. 이에 따라 기존의 대표 경제주체 모형을 벗어나 개별경제 주체의 재무구조와 관련된 이질성을 고려할 경우 그 효과가 부각되는 통화정책 파급효과인 현금흐름 효과, 일반균형 소득효과, 주택가격 효과 등에 주목한 연구가 해외를 중심으로 다수 이루어졌다.

(2) 기존연구 사례

본고는 개별 경제주체의 재무구조 이질성과 관련된 통화정책 파급경로인 현금흐름 효과, 일반균형 소득효과, 주택가격 효과 중에서도 국내의 경제상황을 감안 시 가장 밀접한 관련이 있을 것으로 판단되는 현금흐름 효과를 중심으로 분석을 수행하였다. 또한 유동성 제약 여부와 대출금리 부과방식(변동금리 vs 고정금리)에 따른 현금흐름 경로의 파급효과도 분석하였다.

우선 현금흐름 경로를 중심으로 실증분석한 연구로 Floden et al. (2016)은 스웨덴의 현금흐름 경로의 파급효과를 미시자료를 활용하여 실증분석 하였다. 분석결과 DTI 비율이 높고 부채가 변동금리인 가계의 경우에 현금흐름 효과가 상당한 효과를 가지는 것으로 나타났다. Cloyne et al. (2016)은 미국과 영국의 미시자료를 활용해 주택담보대출이 소비에 미치는 영향을 일반균형 소득효과와 현금흐름 효과를 중심으로 실증분석 하였다. 분석결과 두 효과 모두 유의하게 작동하는 것으로 나타났는데 현금흐름 효과보다는 일반균형 소득효과가 수량적으로 보다 중요한 요인임

을 주장하였다. Cava et al. (2016)은 호주의 미시 패널자료를 활용하여 현금흐름 효과가 유의하게 작동하고 있는지 실증분석 하였다. 분석결과 금리인하 시 ‘차입가구 현금흐름 효과’와 ‘저축가구 현금흐름 효과’가 모두 작용하는 가운데 차입가구의 현금흐름 효과가 더욱 강한 것으로 나타났다. 그 결과 경제전체의 현금흐름 효과는 ‘금리인하 → 현금흐름 개선 → 내구재 소비지출 증가’로 이어지는 것으로 분석되었으며 이를 수량적으로 추정한 결과 금리 100bp 인하에 대하여 소비지출이 0.1~0.2% 증가하는 것으로 나타났다.

두 번째로 유동성 제약이 통화정책 파급효과에 미치는 영향을 분석한 연구로 Auclert (2016)에서는 현금흐름 효과 등에 의한 재분배 경로 (redistribution channel)²⁾도 통화정책 파급 시 기간 간 대체경로만큼 중요한 역할을 할 수 있음을 이론적으로 보이는 한편, 차입제약 가구의 존재로 인해 금리인하 시보다 금리인상 시에 통화정책 파급효과가 더욱 크게 나타나는 비대칭성이 나타날 수 있음을 입증하였다. 마찬가지로 Cava et al. (2016)과 Cloyne et al. (2016)에서도 유동성제약에 직면해 있는 가구의 경우 현금흐름 효과가 더 강하게 나타날 수 있는 것으로 분석하였다.

세 번째로 대출금리 부과방식(변동금리 vs 고정금리)의 통화정책 파급 시 역할을 강조한 연구로는 앞서의 Floden et al. (2016), Cloyne et al. (2016), Cava et al. (2016), Auclert (2016)이 모두 해당되며 Di Maggio et al. (2015)에서도 변동금리 모기지 부채 비중과 단기이자율 하락에 의한 자동차 등 내구재 소비 증가의 관계를 분석하였다. 상기의 모든 연구들은 공통적으로 변동금리 비중이 높을수록 통화정책 파급효과가 증폭될 수 있음을 보였다.³⁾

한편 국내의 관련 연구는 아직 해외에 비해 다소 미진한 가운데 최근 김영주·임현준(2017)이 1984~2015년 중 28개국 패널자료를 대상으로 교차패널 VAR모형을 통해 통화정책의 유효성이 가계부채 수준에 의해 어떻게 영향을 받는지에 관한 분석을 시도하였다. 분석 결과, 통화정책 충격 발생 시 가계부채 수준이 높은 경우 소비 및 고정투자가 더욱 크게 반응하는 것으로 나타났으며 그러한 반응의 크기는

2) Auclert (2016)에서의 interest rate exposure channel이 현금흐름 경로와 유사한 경로이나 본고에서의 직접적인(direct) 현금흐름 경로와 달리 근로소득이나 재산소득에 영향을 주어 발생하는 indirect cash flow effect라는 점에서 차이가 있다.

3) 변동금리 비중이 높아 듀레이션이 짧을수록 통화정책 효과가 증폭될 수 있음을 DSGE 이론모형을 통해 입증한 연구로는 Rubio (2011), Calza et al. (2013), Garriga et al. (2015) 등이 있다.

확장적 통화정책 기조에서보다 긴축적 기조에서 더욱 두드러진 것으로 추정되었다. 아울러 긴축적 통화정책이 실물부문에 미치는 부정적 영향이 변동금리 대출 비중이 높은 국가에서 더욱 두드러진 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과에 따라 긴축적 통화정책의 파급경로에서 현금흐름 경로가 작용하는 것으로 판단하였다.

본고는 현금흐름 경로와 관련된 기존연구들 가운데 Floden et al. (2016), Cava et al. (2016) 등 실증분석을 주로 참고하였다. 김영주·임현준(2017)이 28개국 패널자료를 이용하여 분석한 방식과는 다르게 본고는 국내의 가계금융복지조사 자료만을 활용하였으며 이를 통해 우리나라의 현금흐름 경로의 유효성을 중심으로 유동성 제약가구, 대출금리 부과방식이 통화정책 파급효과에 미치는 영향 등도 함께 분석을 시도하였다.

Ⅲ. 실증분석

1. 실증분석 기초자료 및 추정방법

(1). 실증분석 기초자료

현금흐름 경로의 유효성을 검증하기 위해서는 가계의 소비지출, 소득, (금융)자산 및 부채 등에 대한 정보가 필요하므로 이를 모두 포괄하고 있는 가계금융·복지조사 자료를 실증분석 시 이용하였다. 동 자료는 통계청이 한국은행 및 금융감독원과 공동으로 2012년부터⁴⁾ 연간 주기로 작성하고 있으며 전국 2만여 가구(금융조사 1만 가구, 복지조사 1만 가구)를 대상으로 표본 설문조사한 연동패널 자료이다.

가계금융·복지조사와 유사한 성격의 자료로서 한국노동패널조사 자료⁵⁾가 시계열이 1998~2017년으로 더 길다는 장점이 있으나 가계금융·복지조사의 금융자산 및 부채 관련 정보가 보다 풍부하고 대상표본도 4배 가까이 되어 실증분석 결과의

4) ‘가계금융조사’는 2010년부터 실시하였으나 2012년에 ‘가계금융·복지조사’로 명칭을 변경하여 표본개편 및 복지부문을 추가하였으므로 실증분석 시 2012~17년도의 자료를 이용하였다. 아울러 추정 시 이용된 자료에 대한 세부사항은 본 질 본 항의 ‘(2). 추정방법’을 참조하기 바란다.

5) 두 자료에 대한 보다 상세한 정보는 <부록 1>을 참조하기 바란다.

안정성 등을 감안해 가계금융·복지조사를 활용하였다.

다음으로 ‘차입가구 현금흐름 효과’와 ‘저축가구 현금흐름 효과’를 각각 추정하기 위하여 표본그룹을 순 자산 기준으로 차입가구와 저축가구로 분류하였다.⁶⁾ 구체적으로는 (금융자산-금융부채)가 음수(-)이면 차입가구로, 양수(+)이면 저축가구로 식별하였는데 이는 금리변동 시 금융자산, 금융부채로부터 발생하는 이자수취액 및 원리금상환액 변동이 현금흐름에 직접적으로 영향을 줄 수 있음을 감안한 것이다. 가계금융·복지조사상 금융자산·금융부채의 포괄범위는 아래 <Table 2>와 같다.

<Table 2> Asset and liability classification of The Survey of Household Finances and Living Conditions¹⁾

Total assets	Total liabilities
Financial asset (AS002) (saving amount) (rental deposit)	Financial liability (DB002) (mortgage loan) (credit loan)
real asset (real estate) (other real assets)	rental deposit

Nore: 1) Figures in parentheses refer to variable codes in ‘The Survey of Household Finances and Living Conditions’.

(유동성 제약-HtM 가구의 식별)

일반적으로 유동성 제약은 차입제약을 의미하나 본고에서는 금리인상(인하) 등에 따라 현금흐름에 변동이 발생했을 때 소비를 평탄화하기 위해 완충역할을 할 수 있는 자산이 부족하다는 의미에 보다 가깝다. 예컨대 극단적으로 유동성 제약에 직면해있는 가구는 매월의 소득을 그 달에 전부 소진하고 저축이 전혀 없는 경우이다. 이들은 금리인상으로 대출 원리금 상환액이 늘어나게 되면 소비도 늘어난 상환액만

6) 차입가구와 저축가구로 구분하여 분석하는 것은 가계의 소득수준이나 재무구조 등에 따라 소득충격에 대한 소비 지출 변동이 가계별로 이질적으로 나타날 수 있기 때문이다. 예를 들어, 영국을 대상으로 분석한 Anderson et al. (2014)는 저축자(lender)의 이자율 변동에 대한 소비 변동이 차입자(borrower)에 비해 작음을 보였으며, Misra and Surico (2014)는 미국의 경기부양을 위한 세금환급이 소비에 미치는 영향이 가계 소득수준에 따라 다르게 나타남을 보였다.

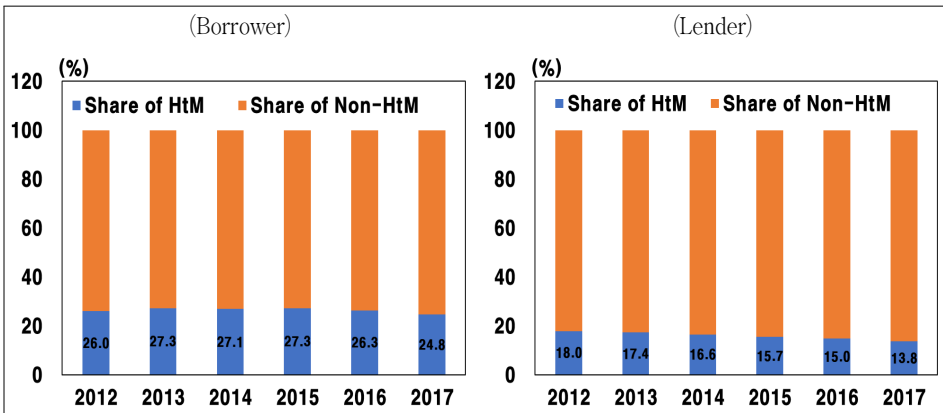
큼 감소시킬 수밖에 없게 된다. Kaplan et al. (2014)는 이 같은 유동성제약 가구의 소비지출이 항상소득이 아닌 현재소득의 변동에도 민감하게 반응할 수 있음을 이론적으로 입증하였다.⁷⁾ 그에 따르면 주택과 같은 비유동자산은 충분히 보유하고 있으나 유동자산이 부족한 wealthy-hand to mouth (W-HtM) 가구의 경우 poor-hand to mouth (P-HtM) 가구와 마찬가지로 항상소득이 아닌 현재소득 혹은 일시소득의 변동에 소비지출이 크게 반응할 수 있는 것으로 나타났는데 이는 W-HtM가구 입장에서 일시소득 변동시 소비 평탄화를 위하여 현재의 소비변동을 억제하는 것보다 소비 평탄화를 포기함에 따른 후생이 더 높기 때문이다. 현금흐름 경로는 일시소득의 변동을 수반하게 되므로 이와 같은 유동성제약 가구를 식별하여 현금흐름 경로의 유효성을 분석해 볼 필요가 있다.

본고는 HtM가구를 식별하기 위하여 Kaplan et al. (2014)를 따랐다. Kaplan et al. (2014)는 유동성제약 가구를 “consumers that spend all of their available resources in every pay-period.”로서 “households who hold little or no liquid wealth (cash, checking, and savings accounts)”로 정의하였다. 그리고 가계가 유동자산을 일정한 속도로 소진하고 자산액 조사시점이 평균적으로 급여기간 시작과 종료의 중간지점이라는 가정 하에서 “가계의 유동자산 잔액이 월평균소득의 절반 이하인 가구”를 유동성제약 가구로 식별하였다. 이는 대부분의 가구가 급여를 받은 후 다음 급여를 받기 이전까지 소득을 점진적으로 소비에 사용하는데 유동자산 잔액에 대한 조사시점이 급여를 받은 후 그 돈을 다 소진한 날과 우연히 일치하지 않는 이상 소득 이외의 저축이 전혀 없는 가구라 하더라도 해당 월의 소득이 남아있어 유동자산 잔액이 0을 초과하게 됨을 감안한 것이다. 만약 앞서 제시된 두 가지 가정 및 HtM가구 식별 요건에 부합하는 가구라면 급여기간 종료시점에는 유동자산이 0이 될 것이다.

7) Friedman(1957), Hall(1978) 등의 전통적인 이론인 생애주기 항상소득가설(life cycle permanent income hypothesis)에 따르면 가계는 소비를 평탄화하기 때문에 일시적인 소득 변동이 아닌 항상소득의 변동에만 크게 반응한다. 그런데 실제 실증분석에서는 일시적인 소득의 변동에도 소비가 크게 변동하는 현상(excess sensitivity)이 나타났으며 이와 관련된 논문으로는 Parker(1999), Souleles(1999), Shapiro and Slemrod(2003a, 2003b, 2009), Johnson, Parker and Souleles(2006), Parker et al. (2013), Broda and Parker(2014), Jappelli and Pistaferri(2010) 등이 대표적이다. 아울러 국내의 자료를 통해 실증분석한 논문으로는 Ni and Seol(2014)이 있다.

구체적으로 본고에서는 HtM가구를 ‘금융자산 중 자유입출식저축액(AS005) 및 주식·채권(AS014) 보유 잔액이 월평균 근로소득(IC002/12)의 절반 이하인 가구’로 식별하였다. 동 기준에 따라 산출된 차입가구 및 저축가구 내 HtM가구의 비중은 2012~17년 중 평균으로 각각 26%, 16% 수준이었으며 전체가구 기준으로는 18% 정도로 나타났다. 이를 연도별로 살펴보면 2012~17년 중 큰 변동은 없으나 2015년 이후 소폭이나마 차입가구와 저축가구 모두 HtM가구 비중이 감소한 것으로 나타났다.

〈Figure 3〉 Share of HtM households



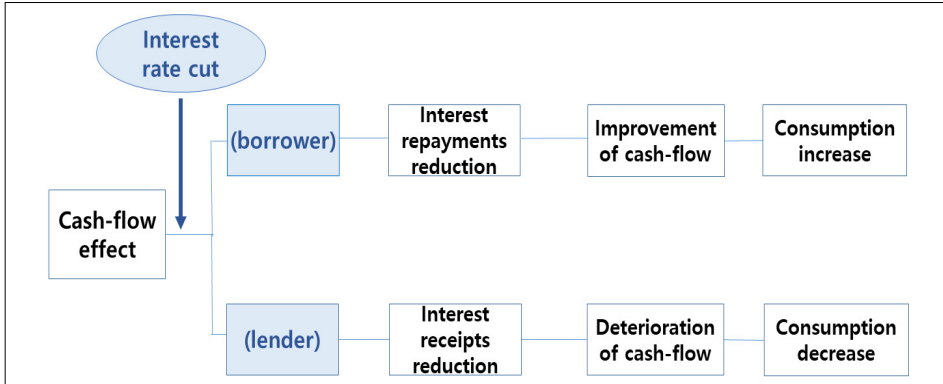
Source: Author's calculation using 'The Survey of Household Finances and Living Conditions'.

(2) 추정방법

현금흐름 경로는 통화정책 수행 시 아래 〈Figure 4〉에서와 같이 크게 2단계를 거쳐 소비에 영향을 미치게 된다. 첫 번째는 ‘중앙은행의 기준금리 인상(인하) → 여수신 시장금리 인상(인하) → 차입가구 및 저축가구의 현금흐름 변동’으로 이어지는 단계로 현금흐름 경로가 유효하게 작동하기 위해서는 중앙은행의 금리 조정이 실제 가계의 현금흐름 변동으로 파급되는 동 단계가 필수 선행조건이다. 두 번째는 첫 번째 단계가 정상적으로 작동하고 있다는 전제하에서 ‘현금흐름 개선/악화 → 소비지출 변동’을 통해 실물경기에 영향을 주게 되는 단계를 말한다. 따라서 현금흐름 경로의 유효성을 검증하기 위해서는 금리-현금흐름의 1단계, 현금흐름-소비지출의

2단계 연결고리를 모두 분석해야 할 필요가 있다.

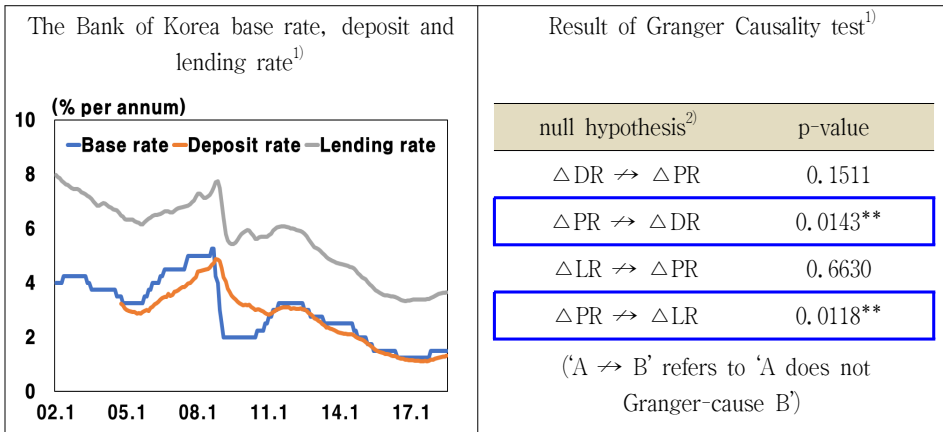
〈Figure 4〉 Cash-flow channel of borrower and lender



우선 1단계 경로가 제대로 작동하기 위해서는 한국은행 기준금리⁸⁾ 변동 시 여·수신금리가 함께 변동해야 한다. 이를 그래프를 통해 살펴보면 금융위기의 영향이 거의 사라진 2011년 이후 양 계열간 동조성이 매우 높은 것으로 보인다. 실제로 2011.1월~2018.7월중 정책금리와 여·수신금리 간 상관계수는 모두 0.99로 매우 높은 것으로 나타났다. 보다 엄밀한 분석을 위하여 그레인저 인과관계 검정(Granger-causality test)과 김석원(2007)의 방법론에 따른 회귀분석을 실시하였는데, 우선 그레인저 인과관계 검정의 경우 정책금리의 변동이 여·수신금리의 변동을 ‘Granger cause’하지 않는다는 귀무가설을 기각하여 정책금리가 여·수신금리에 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면, 여·수신금리 변동이 정책금리 변동을 ‘Granger cause’하지 않는다는 귀무가설은 기각되지 못하였다.

8) 한국은행의 정책금리는 도입 당시에는 콜금리였으나 동 지표의 변동성 축소, 자금 배분 기능 약화 등 부작용이 나타남에 따라 2008년 3월부터 정책금리를 한국은행 기준금리로 변경하였다.

<Figure 5>



Note: 1) Deposit and lending rates are weighted average on outstanding basis

Source: Bank of Korea

Notes: 1) Estimation sample period is from January 2010~August 2018 and the lag length is 3

2) ΔDR , ΔLR and ΔPR refer to differenced deposit, lending and base rate, respectively

3) ** denotes statistical significance at the 5% level

다음으로 회귀분석은 김석원 (2007)의 방법론을 따라 정책금리의 변동이 여·수신금리 변동에 시차를 두고 서서히 반영될 수 있다는 점을 감안하여 자기회귀 분포시차모형 (Autoregressive Distributed Lag model)을 이용하였고 이 때 시차는 AIC (Akaike Info Criteria)에 따라 최적으로 선택되도록 하였다. 주요 변수인 정책금리와 여·수신 금리는 단위근 검정 결과 불안정 (non-stationary) 계열인 것으로 나타나 1차 차분을 취하였으며 정책금리와 여·수신금리 간에 장기관계가 있을 가능성이 있으므로 공적분 검정도 실시하였는데 그 결과 공적분이 있는 것으로 나타나 전기 ($t-1$)의 오차수정향을 설명변수로 추가하였다.⁹⁾

9) 수신금리와 여신금리 회귀식에 포함되는 오차수정향은 각각 $dr_t = \alpha + \beta pr_t + e_t$, $lr_t = \alpha + \beta pr_t + e_t$ (dr, pr, lr 은 순서대로 수신금리, 정책금리, 여신금리를 의미)에서 도출된 잔차항 (\hat{e}_t)의 1기 전 값으로 도출된다.

(수신금리)

$$\Delta dr_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^6 \alpha_i \Delta dr_{t-i} + \beta_0 \Delta pr_t + \sum_{j=1}^6 \beta_j \Delta pr_{t-j} + \omega ECT_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

(여신금리)

$$\Delta lr_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \Delta lr_{t-i} + \beta_0 \Delta pr_t + \sum_{j=1}^2 \beta_j \Delta pr_{t-j} + \omega ECT_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

단, Δdr , Δlr , Δpr : 각각 차분한 수신, 여신, 기준금리, ECT : 오차수정항

동 추정모형(식 (1), (2))을 이용한 실증분석 결과(〈Table 3〉), 수신금리의 경우 현기의 정책금리 변동뿐만 아니라 1기 전, 4기 전, 5기 전의 정책금리 변동도 수신금리에 유의하게 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 여신금리도 마찬가지로 현기 뿐만 아니라 1기 전, 2기 전의 정책금리 변동이 여신금리에 유의하게 양(+)의 영향을 주는 것으로 추정되었다.

〈Table 3〉 The sensitivity of deposit and lending rates to policy rate¹⁾²⁾

deposit rate			lending rate		
explanatory variable	coefficient	p-value	explanatory variable	coefficient	p-value
$\Delta dr(-1)$	0.20	0.0384**	$\Delta lr(-1)$	0.61	0.0000***
$\Delta dr(-2)$	0.27	0.0465**	Δpr	0.14	0.0000***
$\Delta dr(-3)$	0.06	0.6362	$\Delta pr(-1)$	0.10	0.0000***
$\Delta dr(-4)$	-0.19	0.0794*	$\Delta pr(-2)$	0.08	0.0002***
$\Delta dr(-5)$	-0.22	0.0953*	$ECT(-1)$	-0.01	0.0006***
$\Delta dr(-6)$	0.30	0.0009***	constant (α_0)	-0.01	0.0000***
Δpr	0.08	0.0007***			
$\Delta pr(-1)$	0.08	0.0001***			
$\Delta pr(-2)$	0.02	0.4923			
$\Delta pr(-3)$	0.001	0.9422			
$\Delta pr(-4)$	0.04	0.0701*			
$\Delta pr(-5)$	0.06	0.0035***			
$\Delta pr(-6)$	0.04	0.1749			
$ECT(-1)$	-0.02	0.0224**			
constant (α_0)	-0.01	0.0000***			

Notes: 1) ***, **, * denote statistical significance at the 1, 5, 10% levels.

2) The estimation sample period is from January 2010~July 2018.

또한 식 (3)에 따라 정책금리의 변동이 장기적으로 여·수신금리 변동에 미치는 영향을 의미하는 장기승수(long-run multiplier)도 산출해보았는데¹⁰⁾ 여신금리의 경우 0.85, 수신금리의 경우 0.56으로 추정되었다. 이 같은 추정결과를 종합하여 보면 정책금리의 변동은 여수신금리 변동에 유의한 양(+)의 영향을 주되, 이는 여러 기간에 걸쳐 서서히 나타나고 장기승수는 1보다 작아 여·수신금리의 반응은 모두 다소 경직적인 것으로 나타났다. 한편, 수신금리에 대한 장기계수보다 여신금리에 대한 장기계수가 더욱 큰 것으로 나타났는데 이는 정책금리의 변동이 여신금리와 수신금리에 비대칭적인 영향을 주고 있음을 의미하는 것이라 할 수 있다.

$$\gamma = \frac{\beta_0 + \sum_{j=1}^l \beta_j}{1 - \sum_{i=1}^k \alpha_i} \quad (3)$$

단, k : 여신과 수신에 각각 1과 6, l : 여신과 수신에 각각 2와 6

1단계 경로가 작동하기 위한 두 번째 요건은 여·수신금리의 변동이 금융자산 및 부채를 보유하고 있는 가구의 원리금상환액 또는 이자수입액 등 현금흐름에 영향을 주어야한다는 점이다. 이를 분석하기 위해 여신금리(잔액 기준)와 가계동향조사의 가구당 이자비용을 가계신용으로 나눈 값¹¹⁾ (이하 ‘금리 이자비용’)으로 그래프를 그려본 결과 두 계열은 매우 비슷한 움직임을 보이고 있었으며 2010.1/4분기에서 2018.2/4분기중 상관계수가 0.96으로 매우 높게 나타났다. 또한 그레인저 인과관계 검정 실시결과¹²⁾ 여신금리가 금리 이자비용을 ‘Granger cause’ 하지 않는다는 귀무가설을 기각하여 여신금리가 이자비용에 영향을 주는 것으로 나타난 반면, 금리 이자비용이 여신금리를 ‘Granger cause’ 하지 않는다는 귀무가설은 기각되지 못하였다.

10) 단기승수(short-run multiplier)는 β_0 이다.

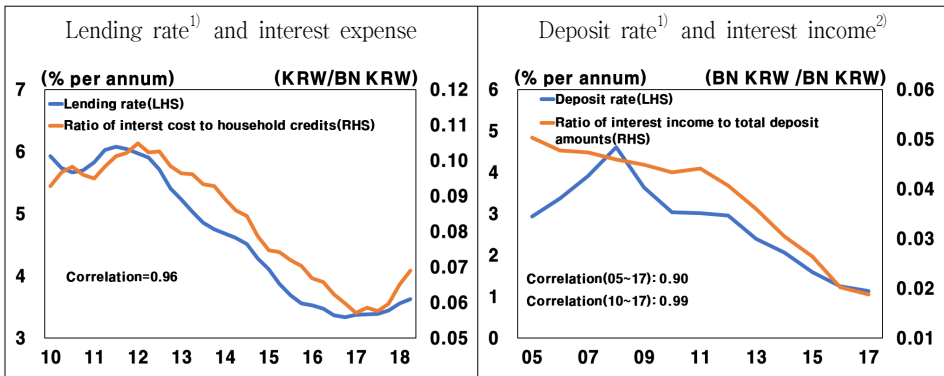
11) 가구당 이자비용은 여신금리 인상에 의해서가 아닌 추가 부채에 의해서도 증가될 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 이자비용을 가계신용액으로 나누었다.

12) 그레인저 인과관계 검정의 결과는 아래와 같다.

	여신금리 \rightarrow 금리이자비용	금리이자비용 \rightarrow 여신금리
p-value	0.000***	0.8965

다음으로 수신의 경우에도 수신금리(잔액 기준)와 국민계정상 가계 및 비영리단체 이자소득을 예금은행 총수신액(잔액 기준)으로 나눈 값(이하 ‘금리 이자수입’)으로 그래프를 그려본 결과 두 계열이 유사한 흐름을 보였으며 상관계수도 2005~17년 중에는 0.90, 금융위기 이후 기간인 2010~17년 중에는 0.99로 매우 높게 나타났다. 다만 수신금리와 금리 이자수입의 경우 연간자료로 시계열이 충분하지 않아 그래인저 인과관계 검정은 생략하였다.

〈Figure 6〉



Note: 1) Based on depository bank outstanding
Source: Bank of Korea, Statistics Korea

Notes: 1) Based on depository bank outstanding
2) Based on National account household and NPISHs interest (resources)

Source: Bank of Korea

이제까지의 분석결과를 볼 때 정책금리 → 여·수신금리 → 가계의 원리금상환액 및 이자수입액 등 현금흐름으로 이어지는 1단계 경로가 잘 작동되고 있는 것으로 판단된다. 따라서 여기서부터는 본고의 핵심이라 할 수 있는 2단계 연결고리인 ‘현금흐름 개선/악화 → 소비지출 변동’에 대한 실증분석을 설명하도록 하겠다.

우선 현금흐름 경로를 식별하기 위한 회귀식에서 가장 핵심적인 설명변수인 현금흐름(Y^{CF})은 이자수입액(IR) 및 근로소득 등 모든 소득(Y^0)에서 세금(T)과 보유하고 있는 부채로 인해 발생하는 원리금상환액(M)을 차감한 것으로 아래와 같이 정의된다.

$$Y^{CF} \equiv Y^D - M \equiv IR + Y^O - T - M \quad (4)$$

또한, 위의 현금흐름(Y^{CF})은 이자율 변동에 따라 연동되는 부분인 Interest rate sensitive cash-flow(ICF)와 그렇지 않은 부분인 Other cash-flow(OCF)로 분해할 수 있다. 이 중에서 현금흐름 경로의 식별을 위한 핵심 변수는 ICF인데 이는 현금흐름 경로의 작동여부를 판단하기 위해서는 이자율 변동과 이에 따른 현금흐름 변동의 결과로 소비지출 변동이 나타나야하기 때문이다. 차입가구는 원리금상환액(M)이, 저축가구는 이자수입액(IR)이 ICF에 해당된다. OCF는 Y^{CF} 에서 ICF를 제외한 나머지 부분이다.

위에서 정의된 차입가구와 저축가구의 ICF를 이용한 현금흐름 경로 식별 회귀모형은 아래와 같다. 종속변수는 차입가구와 저축가구가 동일하게 소비지출 전체¹³⁾이며 설명변수는 금융자산 및 부채 보유에 따른 이자율 연동 현금흐름(ICF), 기타 현금흐름(OCF), 통제변수(X), 고정효과(fixed effect, θ)이다. 여기서 차입가구식의 ICF 계수인 β_M 이 유의한 음수로 추정되면 ‘금리하락(상승) → 원리금상환액 감소(증가) → 소비지출이 증가(감소)’하는 것이므로 ‘차입가구 현금흐름 효과’가 유효한 것으로 판단할 수 있으며 반대로 저축가구의 ICF 계수인 β_{IR} 이 유의한 양수로 추정되면 ‘저축가구 현금흐름 효과’가 유효한 것으로 볼 수 있다.

$$(\text{차입가구}) \ln(C_{i,t}) = c + \beta_M \ln(M_{i,t}) + \gamma \ln(Y_{i,t}^{OCF}) + \delta X_{i,t} + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$(\text{저축가구}) \ln(C_{i,t}) = c + \beta_{IR} \ln(IR_{i,t}) + \gamma \ln(Y_{i,t}^{OCF}) + \delta X_{i,t} + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

소비지출(C), ICF, OCF 변수는 스케일 조정 및 계수해석상 편의-탄력도로 해석이 가능-등을 위해 log 변환하였으며 통제변수(X)로는 가구주 나이, 가구주의 종사상 지위, 가구원 수, 입주형태, 가구주 교육수준 등을 이용하였다.¹⁴⁾ 또한 개별가구가 가진 잠재적으로 소비에 영향을 미칠 수 있지만 관찰 불가능한 특성을 반

13) 소비지출의 탄력성이 높은 편인 내구재만을 대상으로 분석하는 것이 보다 바람직할 수 있으나 가계금융복지조사에서는 내구재 소비지출 자료를 따로 제공하지 않아 전체 소비지출을 이용하였다.

14) Cava et al. (2016)에서는 가구주의 나이, 교육수준, 가구원 수 등을 항상소득 결정에 영향을 미치는 요인으로 간주하였으며, 항상소득이 소비에 미치는 영향을 통제하기 위하여 동 변수들을 활용하였다. 또한, MaCurdy(1982)에서도 마찬가지로 나이와 교육수준 등을 항상소득에 영향을 미치는 요인으로 보았다.

영하기 위해 횡단면 고정효과 변수(θ)도 추가하였다. 설명변수의 시차는 data의 frequency가 연간이며 통상 금리변동이 현금흐름에 미치는 효과와 현금흐름이 소비에 미치는 영향이 그리 길지 않음을 고려하여 0으로 설정하였다.¹⁵⁾

이론적인 측면에서 현금흐름 경로는 명목이자율과 현금흐름 변동이 실질 소비지출에 미치는 영향을 의미하지만 본고에서는 실질 소비지출 대신 명목 소비지출을 이용하였다. 이는 가계금융복지조사상 각 가구가 응답한 소비지출의 총 금액은 알 수 있으나 어떤 품목을 얼마만큼 구입했는지는 알 수 없기 때문에 실질화 할 수 있는 방법이 없기 때문이다. 하지만 실질 소비지출 대신 명목 소비지출을 분석에 사용하더라도 통화정책 충격에 따라 차입가구와 저축가구가 직면하게 되는 물가수준이 크게 차별적으로 영향을 받지는 않을 것이므로 분석결과에 유의미한 차이를 유발하지는 않을 것으로 판단된다.

〈Table 4〉 Data summary

Data	The Survey of Household Finances and Living Conditions code and details
consumption expenditure	- CS002: including grocery, housing, educational, medical · transportation · tele communication expenses etc
disposable income (A)	- IC017: subtract non-consumption expenditure such as taxes from current income such as labor · business · property income etc
cash-flow	- ‘disposable income (A) -principal and interest repayments (B)’
(ICF)	- borrower (B): calculate principal and interest repayments based on financial debt (DB002) ¹⁾ - lender (C): calculate interest income based on financial asset (AS002) ²⁾
(OCF)	- borrower: A, lender: A-C-B
borrower / lender	- If ‘financial asset (AS002)-financial debt (DB002)’ < 0, then borrower If ‘financial asset (AS002)-financial debt (DB002)’ > 0, then lender
control variables	- age (GG02), job status (GG07), number of family members (GG18), education (GG04) etc

Notes: 1) Maturity 30 years, interest rate is weighted average of depository bank lending rates, outstanding basis.

2) interest rate is depository bank deposit rate, outstanding basis.

15) Cava et al. (2016)에서도 동일하게 연간 단위의 패널 설문조사 자료(HILDA Survey)를 활용하였으며 시차를 0으로 설정하였다.

2. 실증분석 결과(기준모형)

앞에서 설명한 회귀모형을 기초로 전체 가구를 차입가구와 저축가구로, 그리고 차입 및 저축가구 각각을 HtM, Non-HtM 가구로 분류하여 추정한 결과는 아래 <Table 5>와 같다. 추정방식은 설명변수와 오차항간 내생성¹⁶⁾ 및 오차항의 이분산 문제를 감안하여 일반화 적률법 (Generalized Method of Moments, GMM) 을 이용하였다.

일반적으로 내생성 문제가 있는 경우 최소자승법으로는 일치추정량을 얻을 수 없으므로 도구변수(IV) 나 일반화 적률(GMM) 추정법을 활용하는데 도구변수와 일반화 적률법 중 어느 추정방식을 활용할지에 관해서는 오차항의 이분산 여부에 따라 달라지게 된다. 이분산성이 있는 것으로 판단될 경우 도구변수 추정계수는 일치추정량이라는 하지만 동 추정계수의 표준오차는 불일치추정량이 되어 P-값에 의한 유의도 등 진단 시 오류가 발생하게 되므로 이에 대한 대안으로 일반화 적률법을 활용할 수 있다. 특히 패널분석의 경우 군집에 의한 이분산(clustering)¹⁷⁾이 발생하는 경우가 많으므로 분석 시 이에 유의해야할 필요가 있다.

따라서 내생성 여부를 진단하기 위한 Hausman test와 이분산 여부를 진단하기 위한 Breusch-Pagan test를 실시하였으며 그 결과 차입가구와 저축가구 모두 내생성 및 이분산 문제가 있는 것으로 나타나 일반화 적률법(GMM) 을 추정방식으로 선택하였다.¹⁸⁾ 도구변수는 설명변수와 연관성이 있고 오차항과는 contemporaneous correlation이 없을 것이라 판단되는 각 설명변수의 (t-1) 기, (t-2) 기 변수를 이용하였다. 이와 관련하여 이용된 도구변수의 적정성을 검정하기 위한 J-통계량이 모든 회귀분석 결과에서 ‘도구변수가 오차항과 무관하다’는 귀무가설을 채택하는 것으로 나와 도구변수가 적절히 이용되었음을 확인하였다.

16) 내생성(endogeneity) 문제는 설명변수와 오차항간에 유의한 상관관계가 존재할 경우 일반 최소자승법(OLS) 추정치가 편의(bias)를 가지게 되는 문제를 의미하는데 도구변수 추정법(IV) 및 일반화 적률법(GMM)은 일정요건을 충족한 변수를 도구변수로 활용함으로써 이와 같은 내생성 문제를 해결해주는 회귀분석방법이다.

17) 회귀식에서의 오차항이 그룹 내에서는 상호 연관되어 있지만 그룹 간에는 그렇지 않은 경우를 말한다. 예를 들어, 동일 가구 내의 각 개인들은 상관관계를 가지지만 다른 가구 내의 각 개인들 간에는 상관관계를 가지지 않는 것이 대부분이며 이 때 clustering이 발생할 수 있다.

18) Hausman test 및 Breusch-Pagan test에 대한 설명과 추정결과는 <부록 2>를 참조하기 바란다.

GMM 추정결과 차입가구의 Y^{ICF} 계수는 -0.24, 저축가구의 Y^{ICF} 계수는 0.02 수준이었으며 HtM 가구 기준으로는 차입가구는 -0.29, 저축가구는 0.02로 나타났다. 이는 금리인상(인하) 시 차입가구 원리금 상환액이 증가(감소) 하고 이에 따라 소비가 감소(증가) 하는 ‘차입가구 현금흐름 효과’와 반대로 금리인상(인하) 시 이자 수취액이 증가(감소) 이에 따라 소비가 증가(감소) 하는 ‘저축가구 현금흐름 효과’가 모두 유의하게 작동하고 있음을 의미한다. 그런데, 동 실증분석 결과는 금리가 지속적으로 인하된 시기인 2012~17년 중 자료를 기준으로 추정된 것이므로 이하의 분석에서는 금리인하를 기준으로 서술하도록 한다. 이러한 현금흐름 효과는 차입가구가 저축가구에 비해 강한 것으로 추정됐다.

〈Table 5〉 Estimation result of benchmark model¹⁾²⁾³⁾

explanatory variables	borrower			lender		
	All	HtM	Non-HtM	All	HtM	Non-HtM
constant (γ_0)	6.76*** (1.063)	10.19*** (2.871)	10.55*** (1.831)	3.28*** (1.007)	3.18*** (0.888)	3.21*** (0.950)
interest rate sensitive cash-flow (Y^{ICF})	-0.24*** (0.080)	-0.29** (0.132)	-0.21*** (0.078)	0.02** (0.009)	0.02** (0.010)	0.02* (0.008)
other cash-flow (Y^{OCF})	-0.07 (0.098)	-0.17 (0.260)	0.04 (0.086)	0.18*** (0.022)	0.17*** (0.019)	0.09*** (0.022)
control variables ($X_{i,t}$)						
(age)	0.03*** (0.005)	0.03 (0.056)	-0.01 (0.010)	0.03*** (0.008)	0.02** (0.008)	0.03*** (0.011)
(education)	-0.001 (0.042)	-0.09 (0.342)	-0.28*** (0.042)	0.11* (0.060)	0.16 (0.102)	0.10*** (0.016)
(job status)	0.05 (0.043)	-0.01 (0.010)	-0.01 (0.011)	-0.02** (0.011)	0.003 (0.010)	-0.01 (0.014)
(number of family members)	0.47*** (0.099)	-0.11 (0.424)	0.004 (0.085)	0.25*** (0.062)	0.415*** (0.027)	0.41*** (0.140)
$\overline{R^2}$	0.90	0.94	0.94	0.89	0.95	0.94
J-statistics ⁴⁾	7.33 〈0.40〉	1.76 〈0.62〉	2.42 〈0.66〉	8.91 〈0.35〉	5.82 〈0.56〉	7.66 〈0.18〉
observations	12,465	3,293	9,172	42,778	6,893	35,885

Notes: 1) Figures in () refer to standard errors and ***, **, * denote statistical significance at the 1, 5, 10% levels.

2) Instrumental variables are the (t-1), (t-2) lagged variables of explanatory variables.

3) Estimation sample period is 2012~17.

4) Figures in < > refer to p-value of J-statistics.

한편 여기서 특이한 점은 차입가구의 경우 Kaplan et al. (2014)의 이론에 따라 HtM가구의 계수(-0.29)가 Non-HtM가구의 계수(-0.21)에 비해 절대 값이 크게 나타난 반면 저축가구는 거의 비슷한 수준으로 추정되었다는 점이다. 이는 차입·HtM가구의 경우 대체로 예산제약으로 인해 소비지출을 원하는 만큼 충분히 하지 못하고 있어 금리변동에 따라 상대적으로 소비지출이 크게 변할 수 있는 반면, 저축·HtM가구의 경우 이미 충분히 소비를 하고 있었으므로 금리변동에 따라 소비지출이 변할 여지가 크지 않았기 때문인 것으로 보인다.

다음으로 차입가구의 OCF 계수는 HtM가구와 Non-HtM가구가 둘 다 유의하지 않은 것으로 나타난 반면, 저축가구의 경우 HtM가구와 Non-HtM가구의 OCF 계수가 모두 유의하게 나타났다. 이는 차입가구는 저축가구에 비해 부채보유로 인한 이자상환 부담이 크므로 이자상환 부담을 경감시키기 위하여 가처분소득 증가 시 소비지출을 늘리기 보다는 부채를 상환하는 것이 우선이지만 저축가구는 그런 부담이 없기 때문에 소비지출을 늘리는 것으로 판단된다. 또한 저축-HtM가구의 OCF 계수가 Non-HtM가구에 비해 큰 것으로 나타났는데 이는 Kaplan et al. (2014)의 이론에 부합하는 결과라고 할 수 있다.

다음으로 위의 추정결과를 이용하여 한계소비성향(MPC)을 산출해보기 위해 아래와 같은 식을 이용하였다.

$$MPC = \frac{\partial C}{\partial Y^{CF}} = \left(\frac{\Delta C}{\Delta Y^{CF}} \times \frac{\overline{Y^{CF}}}{\overline{C}} \right) \times \frac{\overline{C}}{\overline{Y^{CF}}} = \beta \times \frac{\overline{C}}{\overline{Y^{CF}}} \quad (7)$$

한계소비성향(MPC) 산출결과 전체가구 기준으로 차입가구의 ICF 변동 시 한계소비성향(MPC_ICF)은 -0.58, 저축가구는 0.29로 나타났으며 HtM가구 기준으로는 각각 -0.63, 0.34로 나타났다. 이는 우리나라 차입가구는 평균적으로 금리인하로 인해 이자율 민감 현금흐름 즉, 원리금상환액(Y^{ICF})이 1% 감소하면 소비지출은 0.58% 증가(HtM가구 0.63%)하고 저축가구는 이자율 민감 현금흐름 즉, 이자수입액(Y^{ICF})이 1% 감소하면 소비지출이 0.29% (HtM가구는 0.34%) 감소하게 됨을 의미한다.

〈Table 6〉 Estimation result of marginal propensity to consume(MPC)¹⁾²⁾

	borrower			lender		
	All	HtM	Non-HtM	All	HtM	Non-HtM
〈Basic statistics〉 (unit: ten thousand KRW)						
β^{ICF}	-0.24	-0.29	-0.21	0.02	0.02	0.02
β^{OCF}	-0.07	-0.17	0.04	0.18	0.17	0.09
\overline{C}	2,652	2,504	2,708	2,249	2,256	2,247
$\overline{Y^{ICF}}$	1,104	1,157	1,051	178	167	189
$\overline{Y^{OCF}}$	4,069	3,863	4,146	3,349	3,550	3,458
〈MPC〉						
MPC_ICF	-0.58	-0.63	-0.54	0.29	0.34	0.19
MPC_OCF	-0.04	-0.11	0.03	0.12	0.11	0.06

Notes: 1) \overline{C} , $\overline{Y^{ICF}}$, $\overline{Y^{OCF}}$ refer to weighted average using weight value of SFLC.
2) MPC_ICF and MPC_OCF mean MPC by 1 unit changes of ICF, OCF respectively.

마지막으로 한계소비성향(MPC)과 차입 및 저축가구의 경제 내 가구 수 등을 고려하여 아래 식을 통해 금리 100bp 인하 시 현금흐름 경로에 의한 경제전체의 소비 변동 효과(ΔC)를 시산해 보았다. 다만 여기서 한 가지 유의할 점은 이하의 추정치가 기준금리가 변동하는 만큼 동일하게 여·수신금리도 변동한다는 전제하에서 산출된 것이라는 점이다. 그러나 앞서 〈Table 3〉 추정결과에서 나타났듯이 기준금리의 변동은 여·수신금리 변동에 다소 경직적으로 반영되므로 실제로는 이하에서 도출된 추정치에 비해 소비의 변동이 작고 서서히 나타날 것으로 생각된다.

$$\frac{\Delta C_j}{C_j} = \frac{MPC_j \times \Delta Y_j^{CF}}{\overline{C_j}} = \frac{MPC_j \times (\Delta r \times \overline{W_j})}{\overline{C_j}} \tag{8}$$

$$\Delta C = \sum_j \left(\omega_j \times \frac{\Delta C_j}{C_j} \right) \tag{9}$$

단, j 는 차입가구와 저축가구, ω_j : 가구 수 가중치, r : 이자율, W : 순 자산(= 금융자산-금융부채)

우선 차입(저축)가구의 소비변동률(식 (8))은 현금흐름 변동과 현금흐름 효과에 의한 한계소비성향의 곱을 평균소비금액으로 나누어 산출되며 현금흐름 변동은 이

자율 변동과 순 자산액의 곱으로 계산된다. 그리고 경제 전체의 소비변동률(식 (9))은 경제 내 차입가구와 저축가구 수를 가중치로 하여 식 (8)을 통해 구한 차입 및 저축가구 각각의 소비변동률을 가중평균함으로써 산출된다.

시산결과, 금리 100bp 인하 시 차입가구의 현금흐름 경로에 의한 소비지출 변동은 2.4%, 저축가구는 $\Delta 0.9\%$ 로 추정되었다. 차입가구의 소비지출 변동이 저축가구에 비해 더욱 높은 것으로 나타났으나 차입가구와 저축가구의 비중이 약 3:7로 저축가구가 2배 이상 많아 차입가구에 의한 소비지출 변동 효과가 일부 상쇄되면서 경제전체의 소비지출 변동(0.06%)은 미미한 것으로 나타났다. 다만 이를 HtM가구로 한정시킬 경우 차입가구의 비중이 소폭 확대되고 MPC가 상승하게 되면서 경제전체적으로 소비지출이 0.19% 상승하는 것으로 분석되었다. 이는 HtM가구의 비중에 따라 현금흐름 경로에 의한 소비지출 변동효과가 영향을 받을 수 있음을 입증하는 결과라 할 수 있다.¹⁹⁾

〈Table 7〉 Quantifying aggregate cash flow channel

	All		HtM	
	borrower	lender	borrower	lender
Net assets(ten thousand) (\overline{W}_j)	-10,960	7,026	-7,698	4,607
Interest rate change(bps) (Δr)	-100	-100	-100	-100
Change in cash flows(ten thousand) ($\Delta Y_j^{CF} = \Delta r \times \overline{W}_j$)	109.6	-70.3	77.0	-46.1
$ MPC_j $	0.58	0.29	0.63	0.34
Change in spending(ten thousand) ($\Delta C_j = MPC_j \times \Delta Y_j^{CF}$)	63.9	-20.0	48.7	-15.5
Average spending(ten thousand) (\overline{C}_j)	2,652	2,249	2,504	2,256
Growth in spending(%) ($\Delta C_j / \overline{C}_j$)	2.4	-0.9	1.9	-0.7
Share of households(w_j) ¹⁾	0.29	0.71	0.33	0.67
Aggregate growth in spending per household(%) ($\sum_j w_j \times \Delta C_j / \overline{C}_j$)	0.06		0.19	

19) Auclert(2016)에서 한계소비성향이 상대적으로 높은 유동성 제약 가구의 존재로 인해 전체 소비변동이 확대될 수 있음을 이론적으로 입증하였다.

한편 위의 결과는 금융위기 이후 기준금리가 지속적으로 인하된 시기인 2012~17년을 대상으로 분석한 결과이며 금리인상 시에는 위의 결과와는 반대로 소비가 감소하게 될 것이다. 다만 통화정책의 비대칭성²⁰⁾을 감안할 경우 우리나라와 같이 높은 가계부채 수준 하에서는 차입가구의 이자부담 증가에 따른 소비지출 감소 효과가 상대적으로 증폭되어 전체적인 소비지출 감소폭이 0.06%보다 확대될 것으로 판단된다. 이와 관련하여 국내 통화정책 효과의 비대칭성에 대한 연구는 김기화(2009), 양준모(2003), 김준태(2001), 김치호(1999) 등이 있으며 분석결과가 공통적으로 확장정책에 비해 긴축정책의 파급효과가 더 큰 것으로 나타났다.

3. 대출금리 부과방식에 따른 차입가구 현금흐름 효과

현금흐름 경로는 이론상 정책금리 변동 → 여수신 시장금리 변동 → 현금흐름 변동을 통해 소비지출에 영향을 주기 때문에 대출금리가 고정금리인 경우 정책금리 인상에도 불구하고 대출금리가 변동하지 않아 현금흐름 경로가 작동하지 않게 된다. 따라서 현금흐름 경로가 원활하게 작동하고 있는 경제라면 변동금리부 차입가구와 고정금리부 차입가구의 현금흐름 경로에 의한 소비지출 변동의 크기는 서로 다르게 나타나게 될 것이다. 그리고 만약 변동금리부, 고정금리부 차입가구의 현금흐름 효과의 강도가 다르게 나타난다면 변동금리 혹은 고정금리의 비중에 따라 경제전체의 (차입가구) 현금흐름 효과에 의한 소비지출 변동이 달라질 것이다. 이는 Auclert(2016), Cava et al. (2016), Di Maggio et al. (2015), Floden et al. (2016) 등 여러 논문에서도 입증된 바가 있다. 따라서 변동금리부 차입가구와 고정금리부 차입가구의 현금흐름 경로에 의한 소비 파급효과가 실제로 다르게 나타나는지 실증 분석 해 볼 필요가 있다.

변동금리부(Adjustable-rate, AR) 차입가구와 고정금리부(Fixed rate, FR) 차입가구의 현금흐름 효과에 차이가 있는지 분석하기 위해서는 우선 AR 차입가구와 FR 차입가구의 식별이 선행되어야 한다. 이를 위해 Floden et al. (2016)의 방법론을 참고하여 아래와 같은 방식으로 차입가구를 AR, FR 가구로 구분하였다.

20) 김영주·임현준(2017), Auclert(2016), Hedlund et al. (2016)에서 금리인하 시보다 금리인상 시에 통화정책의 효과가 더욱 크게 나타나는 비대칭성이 있음을 실증적, 이론적으로 보였다.

〈AR·FR 가구의 식별〉

- ① 가계금융·복지조사 자료의 가구별로 아래의 $r_{i,t}^d$ 를 산출

$$r_{i,t}^d = \frac{\text{연간 이차지급액}(CS029)}{\text{금융부채 잔액}(DB002)}$$

- ② $r_{i,t}^d$ 와 기준금리와의 상관계수(correlation)를 가구별로 산출
 ③ 해당 가구의 상관계수가 전체 상관계수의 중위값(median)보다 크면 AR가구로 간주하고, 작으면 FR가구로 간주

이는 개별가구의 대출이 변동금리에 가까울수록 기준금리 변동과 유사한 움직임을 보일 것이므로 이를 이용하여 AR가구와 FR가구를 식별한 것이다. 분석의 목적이 AR가구가 FR가구에 비해 현금흐름 효과에 의한 소비지출 변동이 상대적으로 더 크게 나타나는지 확인하는 데 있으므로 적절한 식별방법으로 판단되며 그 결과는 아래 〈Table 8〉과 같다.

〈Table 8〉 Identifying AR·FR households¹⁾²⁾

	corr($r_{i,t}^d$, base rate)	number of households
avg. of AR Households	0.60	2,135
avg. of FR Households	-0.57	2,135
median	0.17	-

Notes: 1) The sample period is from 2012 to 2017.

2) The sample households are borrower that surveyed over three years during sample period.

다음으로 추정식의 경우 기준모형에서 AR더미(AR가구인 경우 1, FR가구인 경우 0)와 FR더미(FR가구인 경우 1, AR가구인 경우 0)를 추가한 아래 식을 이용하였다.

$$\ln(C_{i,t}) = c + \beta_{AR} \ln(M_{i,t}^{AR}) + \beta_{FR} \ln(M_{i,t}^{FR}) + \gamma X_{i,t} + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

단, $C_{i,t}$: 소비지출, $M_{i,t}^{AR}$: AR더미(1이면 AR가구, 0이면 FR가구)와 차입가구의 원리금 상환액 변수의 곱, $M_{i,t}^{FR}$: FR더미(1이면 FR가구, 0이면 AR가구)와 차입가구의 원리금 상환액 변수의 곱, X : 나이, 가구원수 등 통제변수

여기서 한 가지 유의해야 할 점은 차입가구의 원리금 상환액(ICF)이 각 가구의 ‘실제 원리금상환액’ 데이터가 아니라 해당 기간의 이자율 수준을 반영하여 산출된 ‘required 원리금상환액/이자수입액’이라는 것이다(〈Table 4〉 참조). 만약 차입가구의 원리금 상환액(ICF)이 ‘실제 원리금상환액’이라면 위의 회귀식은 현금흐름 1단위 변동에 따른 소비지출 변동을 측정할 뿐이므로 변동금리부(AR) 차입가구와 고정금리부(FR) 차입가구의 현금흐름 효과에 차이가 있는지 분석하는 데 적절한 방법이라 할 수 없다. 반면 ‘required 원리금상환액’인 경우 변동금리부 가구는 정책금리 변동 시 현금흐름 경로를 통해 소비지출 변동이 수반되어 계수가 유의하게 추정될 것이나 고정금리부 가구는 ‘required 원리금상환액’ 변동에도 불구하고 ‘실제 원리금상환액’과 소비지출이 변동하지 않아 계수가 유의하지 않게 추정될 가능성이 높다.

즉, 현금흐름 경로가 원활히 작동하고 있는 경제라면 위 추정식에서 β_{AR} 이 음수인 가운데 $|\beta_{AR}| > |\beta_{FR}|$ 로 유의하게 추정될 것이다. 이는 본고의 가설대로 변동금리 차입가구의 비중이 높을수록 현금흐름 효과가 더 크게 나타날 수 있음이 입증되는 것이라 할 수 있다.

추정방식은 기준모형과 마찬가지로 Panel GMM을 활용하였으며 그 결과는 아래 〈Table 9〉와 같다. β_{AR} 과 β_{FR} 은 각각 -0.31, -0.06으로 추정된 가운데 10% 유의수준에서 β_{AR} 은 유의한 것으로 나타났지만 β_{FR} 은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 두 추정계수 간 차이가 유의한지 확인해 보기 위하여 귀무가설 $H_0: \beta_{AR} = \beta_{FR}$ 에 대한 Wald test 결과 p-value가 0.0983으로 β_{AR} 과 β_{FR} 간 차이가 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다.

〈Table 9〉 Cash flow channel of AR and FR households¹⁾²⁾

explanatory variables	borrower
ARM dummy * interst rate sensitive cash flow (ARM* Y^{ICF})	-0.31* (0.162)
FRM dummy * interst rate sensitive cash flow (FRM* Y^{ICF})	-0.06 (0.108)
other cash flow (Y^{OCF})	0.04 (0.040)
control variables ($X_{i,t}$)	
(age)	0.02** (0.008)
(education)	0.04 (0.095)
(housing type)	0.09 (0.061)
J-statistics ³⁾	17.19<0.37>
observations	8,558

Notes: 1) Figures in () refer to standard errors and ***, **, * denote statistical significance at the 1, 5, 10% levels.

2) Instrumental variables are the (t-1), (t-2) lagged variables of explanatory variables.

3) Figures in < > refer to p-value of J-statistics.

이 같은 추정결과를 통해 현금흐름 경로의 특성상 대출금리 부과방식에 따라 차입가구의 소비지출에 대한 파급효과가 달라질 수 있음을 확인할 수 있었다. 즉, 차입가구라 하더라도 고정금리 대출비중이 큰 가구의 경우 현금흐름 효과가 미미하거나 혹은 작동하지 않을 수 있으며 이에 따라 경제전체의 현금흐름 효과는 변동금리 대출 비중이 높을수록 강하게 나타나게 될 것이다.

다음으로 〈Table 9〉의 추정결과를 기초로 한계소비성향(MPC)을 산출해 본 결과(〈Table 10〉) 변동금리 차입가구의 MPC는 전체 차입가구의 MPC인 -0.58보다 높은 -0.72로 나타났다. 고정금리 차입가구의 경우 0.14로 나타났는데 β_{FR} 이 통계적으로 유의하지 않았으므로 동 추산치도 사실상 0과 다르지 않은 것으로 볼 수 있다. 이로 비추어볼 때 전체 차입가구의 MPC는 변동금리 차입가구의 높은 한계소비성향이 고정금리 차입가구에 의해 상쇄된 결과인 것으로 판단된다.

〈Table 10〉 Estimation result of MPC¹⁾

	$\beta_{AR/FR}$ ²⁾	\bar{C}	\bar{Y}^{ICF}	MPC
AR borrower	-0.31*	2,787	1,212	-0.72
FR borrower	-0.06	2,696	1,118	0.14

Notes: 1) \bar{C} and \bar{Y}^{ICF} refer to weighted average using weight value of SFLC.

2) ***, **, * denote statistical significance at the 1, 5, 10% levels.

IV. 시사점

이제까지의 분석결과 첫째, 우리나라에서는 차입가구와 저축가구의 현금흐름 경로가 모두 작동하는 것으로 나타났으며 경제전체적으로는 차입가구의 한계소비성향(-0.58)이 저축가구(0.29)에 비해 더 높아 금리인하 시 소비지출은 증가하는 방향으로 작용하는 것으로 분석되었다. 다만, 저축가구의 가구 수 비중(70%)이 더 많아 차입가구에 의한 소비지출 증가를 상쇄하여 그 증가 폭은 금리 100bp 인하 시 0.06%로 크지 않았다. 반대로 금리인상 시에는 이와는 반대로 소비지출이 감소할 것이나 통화정책의 비대칭성에 의해 그 감소폭은 0.06%보다는 확대될 것으로 판단되었다.²¹⁾

이 같은 분석결과는 우리나라의 높은 가계부채 수준에도 불구하고 순 자산액 기준으로 아직까지 저축가구가 차입가구에 비해 많아 향후 금리인상 시 현금흐름 경로에 따른 소비 등 실물경기 위축이 크게 우려할만한 수준은 아님을 시사한다.²²⁾ 다만 분석대상을 유동성제약(HtM) 가구로 한정시킬 경우 현금흐름 경로에 의한 소비 변동 폭이 확대되는 것으로 나타났는데 이는 경제 내에 HtM 가구의 비중이 많아질수록 금리인상(인하) 시 소비지출 감소(증가) 폭이 커지게 될 것임을 의미한다. 따라서 HtM 가구의 비중이 통화정책 효과에 미치는 영향 등을 고려하여 모니터링을 실시할 필요가 있다.

또한, 대출금리 부과방식에 따른 현금흐름 경로의 파급효과를 분석해 보았는데 변동금리 비중이 많아질수록 현금흐름 경로에 의한 소비지출 변동 폭이 확대되는 것으로 나타났다. 이와 관련하여 우리나라 정부는 금리인상기 도래에 따른 가계부채 리스크 방지를 위해 정책적으로 고정금리 비중을 높이고 있으며 2017년 말 예금은행 여신 잔액기준 고정금리 비중은 약 30% 수준이다.²³⁾ 경기회복 및 미국 금리인상 등에 따라 당분간 금리인상기가 지속될 것으로 예상되므로 소비지출 감소를

21) 다만 앞서서도 언급하였듯이 기준금리의 변동이 여·수신금리에 다소 경직적으로 반영되므로 실제로는 동 추정치에 비해 소비의 변동이 작고 서서히 나타날 것으로 판단된다.

22) 2016년 기준 1인당 명목 민간소비지출액은 1,558만원으로 동 금액의 0.06%는 약 9,000원에 불과하며 비대칭성을 감안한다 해도 그 금액의 크기는 우려할만한 수준은 아닌 것으로 판단된다.

23) 「2018년 금융위원회 업무계획」에 따르면 지난해 45% 수준(은행권 기준)이었던 주택담보대출 고정금리 대출 비중을 올해 47.5%까지 확대하도록 목표치를 상향 조정하였다.

완화한다는 측면에서는 긍정적인 효과가 기대되나 반대로 금리를 인하하는 경우에는 통화정책 효과를 약화시킬 수도 있다. 따라서 동 정책의 추진에 따른 기대효과와 부작용을 함께 고려하여 정책을 시행할 필요가 있다.

마지막으로 이처럼 현금흐름 경로가 유효하게 작동한다는 분석결과는 통화정책이 소비에 미치는 효과가 가계 순 자산액, 차입·저축가구, 변동·고정금리, 유동성제약 가구의 비중 등에 따라 달라질 수 있음을 의미²⁴⁾ 하므로 향후 통화정책 수행 시 이와 같은 통화정책의 상태의존적(state-dependence) 특성을 감안할 필요가 있다.

본고에서의 연구는 현존하는 미시자료의 한계로 인해 금리인하기만을 포괄하는 비교적 짧은 기간을 대상으로 하였으며 금리인상기에 대해서는 통화정책 효과의 비대칭성을 언급하는 데 그쳤을 뿐 엄밀한 실증분석을 수행하지는 못하였다. 따라서 향후 자료가 누적되면 금리인상기를 포함한 미시자료를 이용하여 현금흐름 경로 과급효과의 비대칭성 등에 대한 추가적인 분석이 필요할 것으로 판단된다.

■ 참 고 문 헌

1. 김기화, “경기순환 국면별 통화정책 효과의 비대칭성,” 『경제학연구』, 제58집 제1호, 한국경제학회, 2009.
(Translated in English) Kim, Keehwa, “Asymmetric Effects of Monetary Policy over the Business Cycle Phases,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 58, No. 1, The Korean Economic Association, 2009.
2. 김석원, “통화정책과 금융기관의 비대칭적 금리조정,” 『금융경제연구』, 제293호, 한국은행 금융경제연구원, 2007.
(Translated in English) Kim, Seokwon, “Monetary Policy and Asymmetric Interest-rate Adjustments of Financial Institutions,” *BOK Working Paper*, No. 293, The Bank of Korea Economic Research Institute, 2007.
3. 김영주·임현준, “Transmission of Monetary Policy in Times of High Household Debt,” 한

24) 순 자산액에 따라 달라지는 것은 금리인상(인하) 시 현금흐름 경로에 기인한 소비지출 변동의 크기는 한계소비성향, 이자율 변동, 순 자산 변동액의 곱으로 산출되는 것에 기인한다.

- 국은행, 『BOK경제연구』, 2017-35호, 2017.
- (Translated in English) Kim, Youngju, and Hyunjoon Lim, "Transmission of Monetary Policy in Times of High Household Debt," *BOK Working Paper*, No. 2017-35, 2017.
4. 김준태, "금리변동의 비대칭성과 통화정책의 효과," 한국은행 특별연구실, 제7권 제4호, 2001, pp. 1-34.
(Translated in English) Kim, Juntae, "Asymmetry of Interest-rate fluctuations and The Effect of Monetary Policy," *The Bank of Korea*, Vol. 7, No. 7, 2001, pp. 1-34.
 5. 김치호, "경제변동의 비대칭성과 통화정책," 한국은행 조사국, 제5권 제2호, 1999, pp. 1-28.
(Translated in English) Kim, Chiho, "Asymmetry of Economic Fluctuations and Monetary Policy," *The Bank of Korea Research Department*, Vol. 5, No. 2, 1999, pp. 1-28.
 6. 양준모, "경기 국면별 금리변동의 파급영향 분석," 제4권 제4호, 2003, pp. 48-73.
(Translated in English) Yang, Junmo, "Analysis of The Impact of Interest-rate Fluctuations over Business Cycle," Vol. 4, No. 4, 2003, pp. 48-73.
 7. Anderson, G., P. Bunn, A. Pugh, and A. Uluc, "The Potential Impact of Higher Interest Rates on the Household Sector: Evidence from the 2014 NMG Consulting Survey," *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 54, No. 4, 2014 Q4, pp. 419-433.
 8. Auclert, A., "Monetary Policy and the Redistribution Channel," MIT mimeo, 2016.
 9. Breusch, T. S. and A. R. Pagan, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," *Econometrica*, Vol. 47, No. 5, 1979.
 10. Broda, C. and J. Parker, "The Economic Stimulus Payments of 2008 and the Aggregate Demand for Consumption," Mimeo, 2014.
 11. Calza, A., T. Monacelli, and L. Stracca, "Housing Finance and Monetary Policy," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 11, 2013.
 12. Cava, L. G., H. Hughson, and G. Kaplan, "The Household Cash Flow Channel of Monetary Policy," *RBA Research Discussion Paper*, No. 2016-12, 2016.
 13. Cloyne, J., Ferreira, C. and P. Huertgen, "Monetary Policy when Households have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism," 2016.
 14. Di Maggio, M., A. Kermani, and R. Ramcharan, "Monetary Policy Pass Through: Household Consumption and Voluntary Deleveraging," *Columbia University mimeo*, Berkeley University and Boards of Governors, 2015.
 15. Flodén, M., M. Kilström, J. Sigurdsson, and R. Vestman, "Household Debt and Monetary Policy: Revealing the Cash-flow Channel," Available at SSRN 2748232, 2016.
 16. Friedman, M., "The Permanent Income Hypothesis," 1957.
 17. Garriga, Carlos, Kydland, Finn E., and Sustek, Roman, "Mortgages and Monetary Policy," Working Paper, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2015.
 18. Hausman, J. A., "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, 1978.
 19. Hedlund, Aaron, Karahan, Fatih, Mitman, Kurt, and Ozkan, Serdar, "Monetary Policy, Heterogeneity and the Housing Channel," mimeo, 2016.
 20. Jappelli, T. and L. Pistaferri, "The Consumption Response to Income Changes," Working

- Paper 15739, *National Bureau of Economic Research*, 2010.
21. Johnson, D., J. Parker and N. Souleles, "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001," *The American Economic Review*, Vol. 96, No. 5, 2006, pp.1589-1610.
 22. Kaplan, G., G. L. Violante, and J. Weidner, "The Wealthy Hand-to-mouth," *Brookings Papers on Economic Activity*, 48(Spring), 2014.
 23. MaCurdy, T., "The Use of Time Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis," *Journal of Econometrics*, Volume 18, Issue 1, 1982, pp.83-114.
 24. Misra, K., and P. Surico, "Consumption, Income Changes, and Heterogeneity: Evidence from Two Fiscal Stimulus Programs," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 6, No. 4, 2014, pp.84-106.
 25. Ni, S., and Y. Seol, "New Evidence on Excess Sensitivity of Household Consumption," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 63, 2014, pp.80-94.
 26. Parker, J. A., "The Reaction of Household Consumption to Predictable Changes in Social Security Taxes," *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 4, 1999, pp.959-973.
 27. Parker, J. A., N. S. Souleles, D. S. Johnson, and R. McClelland, "Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008," *American Economic Review*, Vol. 103, No. 6, 2013, pp.2530-2553.
 28. Robert, E. Hall, "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, 1978, pp.971-987.
 29. Rubio, Margarita, "Fixed- and Variable-Rate Mortgages, Business Cycles, and Monetary Policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43, No. 4, 2011.
 30. Shapiro, M. and J. Slemrod, "Consumer Response to Tax Rebates," *American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, 2003a, pp.381-396.
 31. _____, "Did the 2001 Tax Rebate Stimulate Spending? Evidence from Taxpayer Surveys," *Tax Policy and the Economy*, Vol. 17, 2003b, pp.83-109.
 32. _____, "Did the 2008 Tax Rebates Stimulate Spending?" *American Economic Review*, Vol. 99, No. 2, 2009, pp.374-379.
 33. Souleles, N., "The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds," *American Economic Review*, Vol. 89, No. 4, 1999, pp.947-958.

〈부록 1〉 한국노동패널조사와 가계금융·복지조사 비교

1. 조사목적

- (한국노동패널조사) 노동시장 관련 시초 조사자료의 미흡 및 부재의 문제를 해소하고 나아가 분석적인 노동시장 연구를 활성화시킴으로써, 보다 합리적이고 정확한 노동시장 및 고용정책의 수립과 평가에 기여함.
- (가계금융·복지조사) 가구특성별 자산과 부채의 규모 등 가계의 재무건전성을 파악하고, 경제적 삶(well-being)의 수준, 변화, 지속기간 등을 미시적으로 파악하는데 기여함.

2. 조사개요

	한국노동패널조사	가계금융·복지조사
작성기관	한국노동연구원	통계청·금융감독원·한국은행
조사대상	도시지역 거주 가구 (제주도 등 제외)	전국의 동/읍면에 거주하는 1인 이상 일반가구
조사방식	직접 면접	면접 및 인터넷 조사
모집단	1995년 인구주택총조사	2010년 인구주택총조사
대상표본	1998년 5,000가구 및 2009년 추가된 1,415가구	전국 약 20,000가구 (금융 1만 가구, 복지 1만 가구)
표본설계 방법	2단계 층화집락계통추출법	시도, 동/읍면, 주택유형을 기준으로 층화추출
조사대상 기간 ¹⁾	1998~2016년	2012~2017년
조사 및 공표주기	연 1회	연 1회
비고	동일가구를 추적조사 하는 연동패널	동일가구를 추적조사 하는 연동패널

주: 1) 변수에 따라 조사대상 시작 시기가 늦거나 '지난 한해'를 대상으로 조사가 이루어진 경우 대상 기간 중의 모든 시계열이 존재하지 않는 경우가 있음.

3. 조사내용상 주요 차이점

- (소비지출) 한국노동패널조사는 내구재 및 식비, 교육비, 통신비 등 항목별로 세분화되어 조사가 되는 반면, 가계금융·복지조사는 내구재 소비지출 항목은 별도로 분류되어 있지 않음.
- (가계의 자산·부채 관련 조사항목) 가계금융·복지조사가 한국노동패널조사에 비해 비교적 상세한 분류를 제공함.
 - 예를 들어, 가계금융·복지조사에서는 거주주택 마련을 위한 담보대출에 대한 대출액, 원금상환액, 이자상환액 등에 대한 자료를 각각 입수가 가능함.

〈부록 2〉 Hausman test, Breusch-Pagan test 개요 및 추정결과

1. Hausman test

- Hausman (1978)'s specification test는 이론상 일치추정량으로 알려진 $\hat{\theta}_1$ 과 내생성이 없다는 귀무가설 하에서 일치추정량인 $\hat{\theta}_2$ 을 비교한다. 귀무가설이 사실인 경우 $\hat{\theta}_1$ 과 $\hat{\theta}_2$ 사이에 체계적인 차이가 발생하지 않게 되고 귀무가설이 사실이 아닌 경우에는 차이가 발생하게 되므로 Hausman test의 검정통계량은 $\hat{\theta}_1$ 과 $\hat{\theta}_2$ 의 차이를 반영하여 산출되며 χ^2 분포를 따른다.
 - 예를 들어 내생성이 있는 경우 OLS 추정치($\hat{\theta}_2$)는 일치추정량이 아니게 되므로 OLS 추정치($\hat{\theta}_2$)와 IV 추정치($\hat{\theta}_1$) 간 체계적인 차이가 발생하게 되지만 내생성이 없다면 양 추정치 간 체계적인 차이가 없게 되며 OLS 추정치($\hat{\theta}_2$)는 효율적 일치추정량이 된다.

2. Breusch-Pagan test

— Breusch - Pagan (1979) 에 따른 이분산 test는 OLS 추정시 오차항에 이분산이 있는지 여부를 검정하는 방법으로 귀무가설은 이분산이 없다는 것이며 검정통계량이 χ^2 분포를 따른다.

3. 검정 결과

— 내생성 검정 결과 차입가구와 저축가구에 대한 검정통계량이 충분히 크게 추정되어 내생성이 없다는 귀무가설*을 기각하였음.

* Ho: difference in coefficients not systematic (Stata, Hausman test)

— 이분산 검정도 차입가구와 저축가구에 대한 검정통계량이 충분히 크게 추정되어 오차항의 분산이 동분산(homoskedasticity)이라는 귀무가설*을 기각하였음.

* Ho: Constant variance (Stata, Breusch-Pagan test)

Estimation result of test statistics(χ^2)¹⁾

	Endogeneity (χ^2)	Heterogeneity (χ^2)
borrower	572.16 (0.0000)	304.90 (0.0000)
Lender	1046.29 (0.0000)	438.37 (0.0000)

Note: 1) Figures in () refer to p-value.

An Analysis of Cash-Flow Channel Effectiveness in Monetary Policy*

Keun-Hyeong Park**

Abstract

In this paper, we analyze the cash-flow channel effectiveness in domestic monetary policy and quantify the change of consumption expenditure according to this channel. We find that both borrower and lender cash-flow channel are significant, and it is estimated that the effect of cash-flow channel on consumption expenditure is stronger for HtM borrower households than non-HtM. Although the change of consumption expenditure by borrower cash-flow channel (2.4%) was estimated to be higher than that of lender households ($\Delta 0.9\%$), the change of consumption expenditure on the whole economy (0.06%) was not large when the interest rates reduced by 100bp. This is because the share of lender households (about 70%) is relatively higher than that of borrower households, which offset the effect of borrower cash-flow channel. However, if we limit this analysis to HtM households, the change of consumption expenditure on the whole economy is estimated to be 0.19%.

Key Words: cash-flow channel, monetary policy, household balance-sheet heterogeneity

JEL Classification: C2, E4

Received: July 27, 2018. Revised: Oct. 4, 2018. Accepted: Nov. 16, 2018.

* This paper is revised version of the paper submitted to '2018 Paper Awards in the Bank of Korea'. and The views expressed in this paper are solely those of the author and do not necessarily reflect the official views of the Bank of Korea.

** Manager, Junior Economist, Bank of Korea, 217, Paldal-ro, Jangan-gu, Suwon-si, Gyeonggi-do 16272, Korea, Phone: +82-31-250-0083, e-mail: keunhyeong.park@bok.or.kr