



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사 학위논문

한국의 통화정책과 가계부채

- 부호제약을 부여한 VAR 분석 -

2017년 6월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

신 지 수

한국의 통화정책과 가계부채

- 부호제약을 부여한 VAR 분석 -

지도 교수 김 소 영

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함

2017년 6월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

신 지 수

신지수의 경제학석사 학위논문을 인준함

2017년 6월

위 원 장 _____ (인)

부위원장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

초 록

본 논문은 한국에서 통화정책 충격이 가계부채에 미치는 영향을 Uhlig(2005)의 부호제약을 부여한 VAR모형을 통해 경험적으로 분석하였다. 논문의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 긴축 통화정책 충격에 대해 주택가격은 유의미하게 하락하는 반면 가계부채는 유의미한 반응을 보이지 않는다. 이는 한국 가계부채의 경우, 변동금리 비중이 높다는 특징을 통해 설명될 수 있다.

둘째, 긴축 통화정책 충격 직후 예금은행의 가계대출은 유의미하게 하락하는 반면 비은행 예금취급기관의 가계대출은 유의미한 반응을 보이지 않는 것으로 나타났다. 이는 중신용등급자 이동의 영향으로 해석된다.

마지막으로, 긴축 통화정책 충격 직후 가계부채 레버리지가 상승하였으나 장기적으로 유의미한 반응은 나타나지 않았다. 반면, 가계부채 연체율은 장기적으로 상승하였다.

주요어 : 통화정책, 가계부채, 주택가격, VAR, 부호제약, 한국
학 번 : 2015-20165

목 차

제 1 장 서 론	1
제 2 장 선행연구	4
제 3 장 실증분석 방법	5
제 1 절 모형	5
제 2 절 자료	10
제 4 장 실증분석 결과	13
제 1 절 기본모형	13
제 2 절 확장모형1	15
제 3 절 확장모형2	17
제 5 장 결론	18
참고문헌	21
Abstract	24

표 목차

[표 1].....	5
[표 2].....	9
[표 3].....	10

그림 목차

[그림 1]	12
[그림 2]	14
[그림 3]	15
[그림 4]	16
[그림 5]	17
[그림 6]	18

제 1 장 서 론

한국의 가계부채는 급격히 상승하고 있다. 국내 가계부채의 전년동분기 대비 증가율은 2014년 이후 지속적으로 상승해 2015년 하반기 이후 10%를 상회하고 있다. 또한, 2016년 6월 기준 국내의 GDP 대비 가계부채 비율은 90.0%로 G20의 평균인 60.5%를 상회하였다. 적정 수준의 가계부채는 소비 평활화(Consumption smoothing)를 통해 경제 주체의 효용을 향상시키고 현재 소비를 촉진 할 수 있다. 그러나 급격한 가계부채의 증가는 가계의 부채 상환 부담을 증가시켜 소비를 위축시킬 가능성이 있다. 또한, 유동성이 자산 시장으로 흘러가 버블을 형성시킬 수 있으며, 경기회복 지연과 금리 상승압력 등이 존재하는 현재 국내 상황에서 채무 불이행 리스크로 금융안정성을 저하시킬 수 있다.

이러한 가계부채 리스크를 줄이기 위한 대안 중 하나로 통화정책이 언급되고 있다. 2009년 이후 낮은 기준금리와 대출금리 추세^①가 가계의 차입 비용을 줄여 가계부채 증가의 원인으로 지목되고 있는 만큼, 이자율을 높여 가계부채를 안정적 수준으로 유지할 수 있다는 내용이다. 글로벌 금융위기 이후 세계 각국에서 이와 같이 통화정책의 역할을 인플레이션율을 안정적으로 유지하는 기존의 역할을 넘어서 금융 안정성 유지까지 확대하자는 주장^②들이 힘을 얻었다. 국내에서도 통화정책의 목적을 금융안정성까지 확대하였다. 이에 따라, 실제 통화정책이 자산, 부채 등 금융 안정성에 기여할 수 있는지 그 효과를 경험적으로 확인할 필요가 있다.

통화정책과 가계부채를 논의하기 위해 주택 시장에 대한 고려를 빼 놓을 수 없다. 가계부채와 주택 가격은 긴밀하게 연결되어 있기 때문이다. 이론적으로 주택시장이 가계부채에 영향을

① 콜금리와 가계대출금리는 각각 2016Q4에 1.11%, 2016Q3에 2.98%로 최저였으며, 현재 2017Q1 금리는 각각 1.20%와 3.4%이다.

② 자산 가치가 이상과열 양상을 보일 때 선제적인 금리인상 조치를 통해 금융 안정성을 유지하는 정책 방향을 “바람에 맞서는 전략(Leaning against the wind)”이라고도 한다.

주는 경로는 다음과 같다. 첫째, ‘자산효과’를 통한 경로이다. 항상소득가설이나 생애주기가설에 따르면 개인은 평생 소득이 일정하더라도 늘어난 자산 가치만큼 평활화된 소비를 늘리고자 한다. 따라서 주택가격 상승으로 자산 가치가 증가할 경우, 일정한 소득에 비해 늘어난 소비를 충당하기 위해 가계 대출이 증가할 수 있다. 둘째, ‘담보효과’ 경로이다. 주택가격 상승은 담보가치 상승으로 이어져 대출여력을 확대시키고 주택담보대출을 증가시킨다. 현재 국내 주택담보대출의 경우 예금취급기관의 총 대출 중 약 60%를 차지하기 때문에 담보효과의 중요성이 더욱 크다는 것을 알 수 있다. 마지막으로, 주택구입을 위한 대출경로가 있다. 통계청의 조사에 따르면 현재 국내 가계부채의 경우, 거주주택 및 부동산 마련을 목적으로 한 대출이 부채 총액의 절반을 상회하고 있다. 통화정책 등의 충격으로 부동산 가격 상승 기대를 갖는 가계는 미리 주택을 구매하기 위한 차입을 늘리게 된다. 임진(2016)에 따르면 대출을 통한 주택구입이 일반화된 것은 저금리, 주택금융제도 발전 등에 힘입은 측면도 있으나, 주택 가격이 이미 상당히 높은 수준이어서 30~40대 주택구매 주 연령층이 금융자산만으로는 매입 자금을 충당하기 힘든 데에서도 기인한 측면이 있다. 한편, 가계부채는 유동성 경로, 포트폴리오 경로^③ 등을 통해 주택 가격에 영향을 미칠 수 있다.

통화정책이 가계대출에 미치는 영향을 경험적으로 분석하기에 앞서, 이론적으로 예상 가능한 영향을 다음과 같다. 첫째, 기준 금리 상승으로 대출금리가 높아지므로 가계의 차입 비용이 증가하여 가계부채의 감소 원인으로 작용할 수 있다. 둘째, 앞 단락에서 언급한 주택시장 경로를 통해 가계부채에 영향을 줄 수 있다. 긴축 통화정책으로 주택시장의 활황이 꺾이면, 자산효과나 담보효과 등을 통해 가계부채 감소를 유발할 수 있다. 마지막으로, 가계소득을 통한 경로이다. 긴축 통화정책은 가계의 실질소득 부진을 유발하여 저소득층을 중심으로 생활비를 위한 대출 수요를 증가시킨다. 첫 번째와 두 번째 경로는 가계부채에 음의 영향을 미친다. 반면, 가계소득을 통한 경로는 긴축 통화정책이 가계부채에 양의

^③ 유동성 제약 완화를 통해 주택 구매를 늘리는 유동성 경로, 통화가 늘어나면 최적 포트폴리오 조정을 통해 주택에 투자하여 주택 가격이 상승한다는 포트폴리오 경로가 있다.

영향을 미치는 요인이 된다.

본 논문은 구체적으로 주택 시장을 고려해 통화정책과 가계부채에 대한 다음의 3가지 문제에 대한 답을 찾고자 한다. 첫째, 통화정책이 주택 가격과 가계부채에 유의미한 영향을 주는지 살펴보고자 한다. 둘째, 가계대출을 예금은행의 가계대출, 비은행예금취급기관의 가계대출로 나누어 통화정책 충격에 대한 가계대출의 반응을 세부적으로 비교해보고자 한다. 이 경우 대출자의 신용등급을 고려한 가계대출의 움직임을 파악할 수 있다. 마지막으로, 통화정책 충격에 대한 가계 신용 레버리지 및 가계대출 연체율의 반응을 분석하여, 가계의 실질적 채무부담과 금융안정에 통화정책이 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

위 문제들에 대한 분석 방법론으로는 Uhlig(2005)의 부호 제약(Sign restrictions)을 부여한 VAR(Vector autoregressive) 모형을 사용하였다. VAR모형은 내생성 문제를 해결하여 통화정책 충격에 대한 거시경제 변수들의 반응들에 대한 유용한 분석이 가능하기 때문에 통화정책 효과를 알아보기 위한 모형에서 자주 사용된다. 그러나 VAR모형을 사용하기 위해서는 통화정책 식별의 문제가 발생한다. Uhlig(2005)는 분석 대상 변수를 제외한 몇몇 변수에 일정 기간 동안 이론적 부호 제약을 넣어 통화정책 충격을 식별하였다. 이러한 부호 제약을 통한 식별법은 기존의 경제 이론들과 맞지 않는 다양한 퍼즐 현상^④들을 해결할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 그럴듯한 결과를 만들어내기 위한 비공식적인 가정들로부터 벗어날 수 있다.

이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서 선행연구들을 살펴보고, 3절에서 분석을 위한 모형과 데이터에 대해 설명할 것이다. 4절에서 분석 결과를 제시하고, 5절에서 요약 및 결론을 제시하고자 한다.

^④ 통화정책 식별 시 대표적으로 가격 퍼즐(Price Puzzle), 유동성 퍼즐(Liquidity Puzzle)이 존재한다.

제 2 장 선 행 연 구

통화정책 충격이 주택 가격과 가계부채에 미치는 영향을 분석한 논문들은 주로 미국과 유럽을 대상으로 이루어졌다. Musso et al.(2011)은 VAR 모형으로 통화정책, 주택 수요 등의 충격 효과를 미국과 EU지역으로 나누어 비교해보았다. 분석 결과, 통화정책 충격에 대한 주택가격과 가계부채의 반응은 EU지역보다 미국이 더 컸다. Goodhart and Hofmann(2008)은 고정효과 Panel VAR모형으로 1970-2006 분기 데이터를 이용하여 17개의 개발도상국에서의 통화, 부채, 주택 가격간의 관계를 분석하였다. 확장적 통화정책은 유의하게 주택 가격을 상승시키고, 가계부채를 늘렸으며 특히 최근 1985-2006 사이 변수들간 관계가 더 강해졌다고 주장했다. 그러나 1986-2006년 데이터를 이용하여 18개 OECD국가를 대상으로 Panel VAR 분석을 한 Assenmacher-Wesche and Gerlach(2008)은 통화정책 충격이 주택 가격과 신용에 미치는 영향은 미미하다는 결론을 도출했다.

연구들간의 결론은 변수 및 추정, 식별법의 차이로 인해 다를 수 있다. 노르웨이를 대상으로 1994-2013년 분기 데이터로 통화정책 충격이 주택가격과 가계부채에 미치는 영향을 분석한 Robstad(2017)은 다양한 식별법들을 통해 도출한 결과들을 비교했다. 결과는 [표 1]과 같다. [표 1]은 이자율을 1%p 내리는 통화정책 시행 시 실직주택가격과 실질가계부채 최대 반응 값을 정리한 것이다. 식별법에 따라 변수들의 반응이 다르지만, 모든 경우에서 실질가계부채보다 실직주택가격의 통화정책 충격에 대한 반응이 더 크다는 특징이 있다.

[표 1] Robstad(2017)에서 식별법에 따른 변수들의 반응 차이

Identification method	Real house prices	Real credit
Choleski(Interest rate ordered last)	0-3	0-1
Choleski(House prices ordered last)	2-5	0.25-0.75
Long-and short-run restrictions	3-14	0.25-1.25
Sign restrictions ^⑤	2-8	0.5-1.75

국가별 요인 또한 통화정책 충격에 대한 주택가격 및 가계부채의 반응을 다르게 만든다. Robstad(2017)은 그 요인 중 하나로 변동금리 또는 고정금리 대출의 비중을 꼽았다. Calza et al.(2013)은 변동금리를 통한 주택 구매 비율이 높을수록 통화정책이 주택가격에 미치는 영향이 더 크다고 주장한다. 변동금리를 이용한 가계의 경우, 단기 이자율 변동이 처분가능소득에 미치는 영향이 더 크기 때문에 주택 수요도 더 크게 변할 수 있다는 것이다. 또한, Robstad(2017)는 Chomsisengphet and Pennington-Cross(2006)의 설문조사에서 이자율 하락이 고정금리 대출자들이 재대출을 받는 주된 이유라는 결과를 통해, 고정금리 대출로 집을 구매한 가계의 비중이 높을수록 재대출이 많아질 것이라고 주장했다. 따라서 가계부채와 주택 가격 사이의 더 강한 관계가 생길 것이라는 결론을 도출했다.

제 3 장 실증분석 방법

제 1 절 모형

^⑤ Interest rate에 양의 제약을, Inflation, GDP, Credit, House prices, Exchange rate에 음의 제약을 부여하였다.

본 논문은 VAR(Vector autoregressive)모형을 사용하여 통화정책의 영향을 분석하고자 한다. VAR은 일변량 자기회귀모형을 다변량 자기회귀모형으로 확장시킨 모형으로, 다중 방정식을 통해 내생성 문제를 해결할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 변수들이 동시에 움직이는 특징을 갖는 거시 경제 분석에서 내생변수의 변화에 따른 효과 분석 방법으로 자주 활용되고 있다. VAR를 활용하면 충격반응분석(Impulse Response Analysis)을 통하여 어떠한 한 변수의 변화가 내생변수에 미치는 동태적 효과를 파악할 수 있다.

VAR모형을 사용하기 위해서는 충격 식별(Identification)의 문제가 따른다. 경제적으로 의미 있는 형태의 구조적 형태(Structural Form) VAR의 파라미터들을 직접적으로 추정하는 것은 불가능하므로, 추정 가능한 축약형(Reduced Form)VAR을 구한 뒤 구조적 VAR로 변환시켜야 하기 때문이다.^⑥ 이러한 변환 과정에서 부여되는 단기 제약으로 대표적인 것이 축약형 VAR의 분산-공분산 행렬을 콜레스키 분해(Cholesky Decomposition)하여 구조형 VAR의 파라미터를 추정하는 Sims(1980)의 축차 모형(Recursive Model)이다. 또한, Blanchard and Quah(1989)는 축약형 VAR을 VMA(Vector Moving Average)로 변형한 뒤 통화정책의 장기 무력성 제약을 통해 외생적 충격들을 식별해 낼 수 있었다. Gali(1992)는 단기, 장기 제약을 모두 부여하고, Riyobom(2003)은 이분산성가정을 통해 충격을 식별해 내기도 했다.

통화정책 충격을 식별하기 위해서도 기존의 식별법들이 유용하게 사용되었다. 그러나 전통적 지식과는 맞지 않는 분석 결과를 의미하는 “Puzzle” 들이 발생한다는 문제점이 있었다. 예컨대, 긴축 통화정책 충격이 주어질 경우, 통화량은 상승하고, 이자율은 상승하며, 물가는 하락한다는 것이 전통적으로 인식되는 현상이다. 그러나 이자율 변화를 긴축 통화정책 충격으로 준 VAR모형에서 이자율과 물가가 함께 상승하는 “price puzzle” 현상이 발생했다.

^⑥ 변환 과정은 Uhlig(2005)에서의 A를 구체화하는 것과 같다. 이 때 $m(m-1)/2$ 의 자유도가 존재하여 추가적 가정이 필요하다.

또한, 통화량 변화를 통해 정책 충격을 분석하는 VAR모형의 경우 통화량과 이자율이 함께 상승하는 “liquidity puzzle” 도 발견됐다. McCarthy and Peach(2002)는 긴축 통화정책 충격 이후 주택 주택가격이 상승하는 “home price puzzle” 을 발견하기도 했다. 이러한 퍼즐은 충격의 식별이 정확하게 이루어지지 않았음을 의미한다. 또한, 퍼즐을 없애고 의미 있는 결과를 도출하기 위해서는 비공식적 가정들을 도입하여 모형을 수정해야 했다.

Uhlig(2005)는 관심 변수를 제외한 변수들의 반응 함수에 부호제약을 명시적으로 부여함으로써 퍼즐로 인한 문제를 구조적으로 해결하여 충격을 식별할 수 있음을 제시하였다. 예컨대, Uhlig(2005)는 긴축 통화정책은 “특정 기간 동안 물가를 상승시키지 않고, 비차입지준을 늘리지 않으며, 연방기금금리를 낮추지 않는다.”고 가정하였다. 따라서 물가, 비차입지준, 총지급준비금의 반응 함수에 비양(Nonpositive)의 제약을, 연방기금금리의 반응 함수에는 비음(Nonnegative)의 제약을 주어 이를 만족하는 충격을 통화정책 충격으로 식별하였다. 그리고 관심 변수인 GDP에는 아무런 제약을 가하지 않음으로써 통화정책 충격이 GDP에 미치는 영향을 살펴보았다. 부호제약은 특정 값이 아닌 부호로 제약을 부여하고, 관심 변수에 비공식적 제약을 가하지 않아도 되므로 가정을 최소화하여 퍼즐을 피하는 목적을 달성할 수 있다.

본 논문에서 사용한 Uhlig(2005)의 부호제약을 통한 VAR 분석법을 살펴보고자 한다.

축약형 VAR 모형은 다음과 같다.

$$Y_t = B_{(1)}Y_{t-1} + B_{(2)}Y_{t-2} + \cdots + B_{(l)}Y_{t-l} + u_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Y_t 는 $t = 1 - l, \dots, T$ 시점의 $m \times 1$ 벡터이다. $B_{(l)}$ 는 $m \times m$ 크기의 계수 행렬이다. u_t 는 $m \times 1$ 잔차 벡터이다. 이 때 $E(u_t) = 0, E(u_t u_t') = \Sigma$ 이다.

한편, 구조형 VAR 모형은 다음과 같다.

$$DY_t = G_{(1)}Y_{t-1} + G_{(2)}Y_{t-2} + \cdots + G_{(l)}Y_{t-l} + u_t, \quad t = 1, \dots, T$$

구조 VAR은 경제적 의미를 갖는 식이므로, v_t 는 $m \times 1$ 구조적 충격 벡터로서 독립성을 가정하여 $E(V_t V_t') = I_m$ 의 특징을 갖는다. 이 때 $u_t = Av_t$ 로 나타낼 수 있다. A 의 j 번째 열은 j 번째 구조적 충격이 있을 시 모든 변수에게 미치는 효과의 크기를 나타낸다. Uhlig(2005)는 이러한 조건을 만족하는 A 의 열인 벡터 a 를 충격 벡터(Impulse vector)라 했다. 충격 벡터는 $\Sigma = E[u_t u_t'] = AE[v_t v_t']A' = AA'$ 의 특징을 갖는다.

또한, 모든 a 는 $a = \tilde{A}\alpha$ 로 나타낼 수 있다. \tilde{A} 는 $\tilde{A}\tilde{A}' = \Sigma$ 로 출레스키 분해(Cholesky Decomposition) 한 것이며, α 는 m 차원 단위 벡터(unit vector)이다. 이에 따라, $r_i(k) \in R^m$ 가 k 기의 i 번째 충격에 대한 출레스키 분해의 반응 벡터라 할 때, a 에 대한 반응 함수(Impulse response)는 $r_a(k) = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_i(k)$ 로 나타낼 수 있다. 본 논문은 통화정책 충격에 관심 있으므로 통화정책 충격을 제외한 $m-1$ 개의 효과에 대해서는 식별하지 않아 불필요한 가정들을 줄일 수 있다.

특정 $B = [B_1', \dots, B_l']$, Σ, K 가 주어졌을 때, $\Psi(B, \Sigma, K)$ 를 모든 통화정책 충격 벡터들의 집합이라 한다면, 이 집합은 아무것도 포함하지 않거나, 많은 요소들을 포함한다. 왜냐하면 부등호제약으로부터 충격 벡터들을 도출하기 때문이다. 따라서, 특정 값을 도출할 수 없으므로 식별을 위해 추가 가정이 필요하다. 본 논문은 베이시언법을 이용하여 $\Psi(B, \Sigma, K)$ 의 사전분포를 가정하여 이 문제를 해결하고자 한다.

$\tilde{A}(\Sigma)$ 를 Σ 의 출레스키 분해의 하삼각행렬(lower triangular matrix)이라 한다. Ω_m 는 $m \times m$ 양정(positive definite)행렬들의 공간이다. 마지막으로, $\Phi_m = \{\alpha \in R^m : \|\alpha\| = 1\}$ 이다. 파라미터 (B, Σ, α) 는 $R^{1 \times m \times m} \times \Omega_m \times \Phi_m$ 의 사전분포로부터 도출된다. 사전분포는 (B, Σ) 의 사전분포인 Normal-Wishart 분포에

$\tilde{A}(\Sigma)\alpha \in \Psi(B, \Sigma, K)$ 의 지시변수(Indicator variable)를 곱한 값에 비례한다.

이를 바탕으로, 부호 제약은 경험적으로 다음과 같이 이루어진다.

- (1) (B, Σ) 를 사후 분포인 Normal-Wishart 분포^⑦로부터 뽑는 동시에 α 를 사후 분포인 균등분포로부터 추출하여 충격 벡터 a 를 구성한다.
- (2) 변수 i 에 대해 $k = 0, \dots, K$ 의 기간동안 충격 반응($r_{k,i}$)을 구한다.
- (3) 모든 충격 반응 함수가 부호제약을 만족한다면, 추출을 계속한다. 만약 만족하지 못한다면, 추출물을 버린다. 부호 제약을 만족하는 n 개의 충격 반응 함수를 얻을 때까지 추출을 계속한다. 추출물들을 통해 오차 구간이 계산된다.

본 논문에서 $n=2000$ 을 가정하였다.

이에 따라 본 논문은 Uhlig(2005)의 부호 제약을 이용하여 통화정책을 식별하고자 한다. 구체적으로, 특정 기간 동안 본원 통화(MB), 산업생산지수(IP), 소비자물가지수(CPI)에 음의 제약을, 콜금리(CR)에는 양의 제약을 주어 긴축 통화정책을 식별할 것이다. VAR이 차분이 아닌 수준으로 추정되었으므로, 누적 반응이 아닌 충격 반응에 제약이 부여되었다.

[표 2] 긴축 통화정책 식별을 위한 부호 제약

Monetary policy shock	
MB	-
IP	-
CR	+
CPI	-

^⑦ 사후분포는 (B, Σ) 의 사전분포인 Normal-Wishart 분포에 $\tilde{A}(\Sigma)\alpha \in \Psi(B, \Sigma, K)$ 의 지시변수(Indicator variable)를 곱한 값으로부터 도출된다.

제 2 절 자료

본 논문의 주요 관심 변수는 가계부채다. 가계신용은 가계 대출과 판매신용으로 나누어진다. ‘가계 대출’은 예금은행, 비은행 예금취급기관, 기타 금융기관 등에서 빌린 주택구입용 대출, 일반 대출금, 카드론 등으로 이루어 진다. ‘판매신용’은 신용카드회사나 할부금융회사를 통해 신용카드나 할부로 구매한 물품 액수를 의미한다. 본 논문은 가계부채를 ‘가계 대출’로 한정하여 살펴보고자 한다.

기본 모형에 사용된 변수는 내생변수 6개, 외생변수 2개로 총 8개이다. 우선 내생변수는 본원통화(MB), 산업생산지수(IP), 콜금리(CR), 소비자물가지수(CPI), 주택매매가격지수(HP), 가계 대출 (Loan)이다. 이 중 MB, IP, CR, CPI는 Kim(2017)에 따라 통화정책 충격을 식별하기 위한 변수로 사용 되었다. 또한, HP, Laon는 본 논문에서 충격의 효과를 알고자 하는 관심 변수이다. CR을 제외한 변수는 로그 변환하였고, 시차는 AIC(Akaike information criterion)을 극소화하는 값인 4개월을 선택했다.

[표 3] Lag length selection tests

Criteria	LAG1	LAG2	LAG3	LAG4	LAG5	LAG6	LAG7	LAG8	LAG9	LAG10
AIC	-38.4	-39.8	-40.0	-40.4	-40.4	-40.2	-40.3	-40.3	-40.1	-40.2
BIC	-37.3	-38.1	-37.6	-37.3	-36.5	-35.6	-35.0	-34.2	-33.3	-32.6

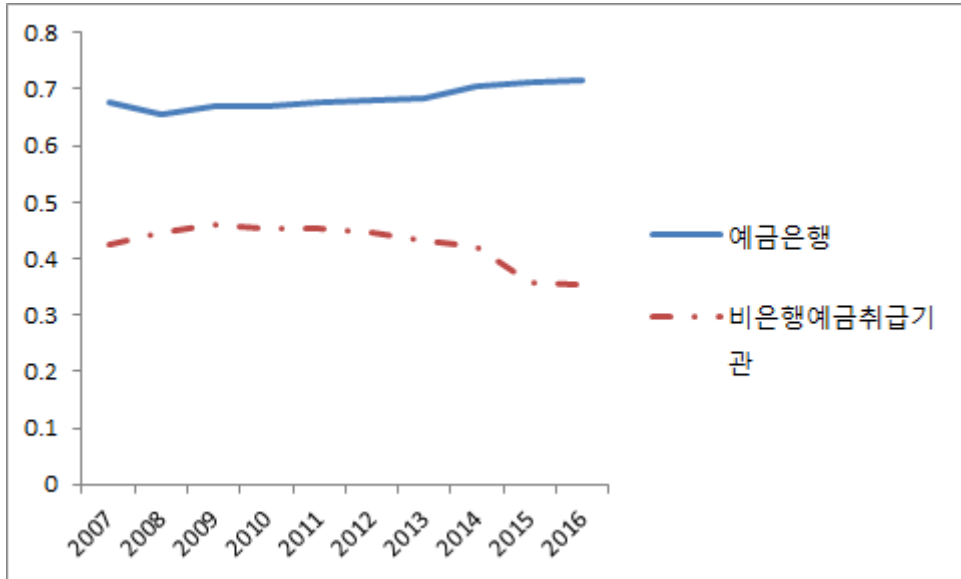
또한, 한국은 소규모경제이므로 Kim and Oh(2016)에 따라 외생변수로 연방기금금리(FFR)와 변동성지수(VIX)를 포함했다. 미국의 통화정책과 세계적 위험도를 나타내는 변수인 VIX는 한국에 중요한 영향을 미칠 수 있기 때문에 통제가 필요하기 때문이다. 외생변수의 경우, 모형의 자유도를 위해 시차를 가정하지 않았다.

다음으로 2가지 확장 모형을 통해 가계대출을 일정 기준으로 나누거나, 새로운 관심 변수들을 추가한 반응들을 알아보았다. 확장 모형의 분석에도 MB, IP, CR, CPI을 통화정책 식별을 위한 변수로 사용하였다. 또한, 외생변수로 연방기금금리(FFR)와 변동성지수(VIX)를 포함했다

첫 번째 확장모형은 Laon를 예금은행의 가계대출(BK)와 비은행예금취급기관의 가계대출(NBK)로 나누어 충격 반응을 비교했다. ‘제2금융권’이라고도 불리는 비은행예금취급기관은 은행으로 분류되지 않는 예금취급기관으로, 예금상호저축은행, 신용협동조합, 상호금융, 새마을 금고 등으로 구성되어있다. 이 기관들은 은행에 비해 대출이 쉽지만, 금리가 높다는 특징이 있다. 따라서 BK와 NBK의 비교는 대출자의 신용등급을 고려하여 가계부채의 영향을 볼 수 있다.

또한, BK과 NBK의 대출은 종류에 있어서도 차이가 있다. BK의 경우, [그림 1]와 같이 총대출 중 주택담보대출의 비중이 NBK보다 크다. 반면, NBK는 비주택담보대출, 신용대출, 보증대출 등을 포함하는 기타대출의 비중이 크다. 주택담보대출의 경우, 약 60%이상이 자택 또는 부동산을 구매하기 위한 목적으로 이용한다. 반면, NBK의 기타대출에서 큰 비중을 차지하는 신용대출의 경우, 부채 상환 및 생활비 마련을 위한 목적이 30% 이상으로 높은 비중을 차지하였으며, 상환 방법 별로는 수시상환의 비중이 40% 이상으로 높다는 특징이 있다.

[그림 1] BK, NBK의 주택담보대출 비중



(출처: 한국은행 경제통계시스템)

두 번째 확장모형에서는 통화정책이 금융기관의 안정성에 미치는 영향을 분석하였다. 우선, 통화정책 충격에 대한 가계 신용 레버리지(CL)의 반응경로를 도출하였다. 가계 신용 레버리지는 다양한 변수들을 통해 정의될 수 있지만, 본 논문에서는 실질 가계 부채/PI를 이용하여 CL을 측정하였다. CL의 충격 반응을 통해 통화정책이 가계의 부채 상환 부담과 예금기관들의 자산 건전성에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 이에 더하여, 통화정책 충격이 은행의 가계대출 연체율(DR)에 미치는 영향 분석을 통해 금융기관의 대출 채권 부실화에 미치는 영향도 살펴보았다.

MB, IP, CR, CPI, Loan, BK, NBK, CL, DR는 한국은행 경제통계시스템, HP는 국민은행 데이터를 이용하였다. 또한, FFR와 VIX는 Federal Reserve Bank of St. Louis Macro Database의 자료를 사용하였다. 데이터는 2003년 10월부터 2017년 2월까지의 월별 자료를 이용하였다. 한국은행은 1998년부터 통화정책 운

용체계로서 물가안정목표제를 채택하고, 금융거래가 활발해졌으므로 자료의 이용 가능한 시점인 2003년부터의 자료를 사용하였다. 다만, 자료의 제한으로 가계대출 연체율 분석에는 2005년 3월 이후의 데이터를 사용하였다.

제 4 장 실증분석 결과

제 1 절 기본 모형

[그림 2]은 통화정책 충격 발생 시 48개월 동안의 시간에 따른 변수들의 반응을 보여준다. 1표준편차 크기의 긴축 통화정책 충격을 가하였으며, 통화정책 충격이 있는 후 12개월동안 MB, IP, CR, CPI에 부호제약을 부여하였다. 가운데 실선은 중간 추정치를 나타내며, 점선으로 표시된 상, 하 밴드는 1 표준편차(68%) 구간을 나타낸다.

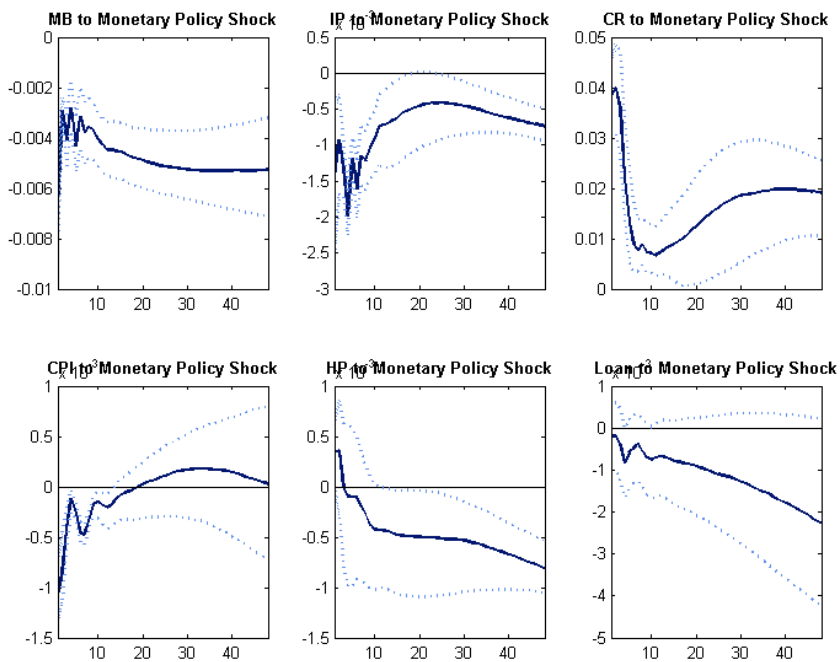
통화정책 충격에 대한 HP, Loan의 반응을 분석하기 이전에 통화정책이 HP, Loan 이외의 변수들에 미치는 영향을 검토해 보고자 한다. MB의 경우 약 0.005%까지 줄어들었으며, 48개월 이상 유의한 효과가 있었다. 또한, IP는 최대 2% 떨어졌으며, 통화정책 충격의 영향은 48개월 이상의 기간 동안 유의미했다. CR은 초기에 0.04%p 상승했으며, 충격 후 약 30개월 이후부터 0.02%p 상승이 지속되었다. CPI는 약 1%까지 하락했으며 효과는 충격 후 15개월까지 유의하게 지속되었다. 이러한 결과들로부터 HP, Loan 이외의 변수들에 부호제약을 부여함으로써 다양한 퍼즐 현상들을 피할 수 있음을 알 수 있다.

통화정책 충격에 대해서 HP는 약 10개월까지 유의미한 영향을 받지 않았지만, 이후 지속적으로 하락하여 48개월 이후 약 0.8% 수준까지 하락하였다. 반면, Loan 추정치의 중간값은 긴축 통화정책 충격으로 인해 48개월 동안 지속적으로 감소하는 추세를 보이지만, 68% 신뢰구간에서 유의하지 않다. 통화정책 충격에 대한 HP와 Loan의 반응 차이는 Goodhart and Hofmann(2008),

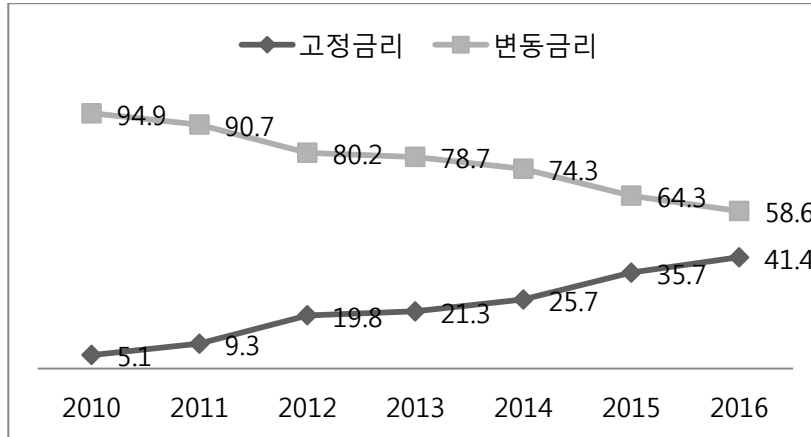
Alpanda and Zubairy(2014) 등의 연구를 지지한다. 이 연구 결과들 또한 통화정책 충격에 대한 Loan의 반응은 미미하며, HP의 반응이 Loan보다 크다고 나타났다.

Robstad(2017)는 이러한 반응 효과가 나타나는 원인 중 하나로 변동금리 비율을 꼽았다. 한국의 경우, [그림 3]와 같이 과거에서부터 지속적으로 변동금리 비중이 높았다. Robstad(2017)의 해석에 따라 변동금리 비중이 높은 한국의 경우, 긴축 통화정책 충격이 재대출 감소보다는 처분가능 소득 감소로 인한 주택 수요 감소에 더 큰 영향을 준다고 볼 수 있다.

[그림 2] 통화정책에 대한 충격 반응_기본 모형



[그림 3] 가계대출 중 고정금리, 변동금리 비중



제 2 절 확장 모형1

[그림 4]은 통화정책 충격 발생 시 48개월 동안의 시간에 따른 변수들의 반응을 보여준다. 1표준편차 크기의 긴축 통화정책 충격을 가하였으며, 통화정책 충격이 있는 후 12개월동안 MB, IP, CR, CPI, HP에 부호제약을 부여하였다. 가운데 실선은 중간 추정치를 나타내며, 점선으로 표시된 상, 하 밴드는 1 표준편차(68%) 구간을 나타낸다. 이러한 조건은 앞으로의 확장 모형2의 분석에도 동일하다.

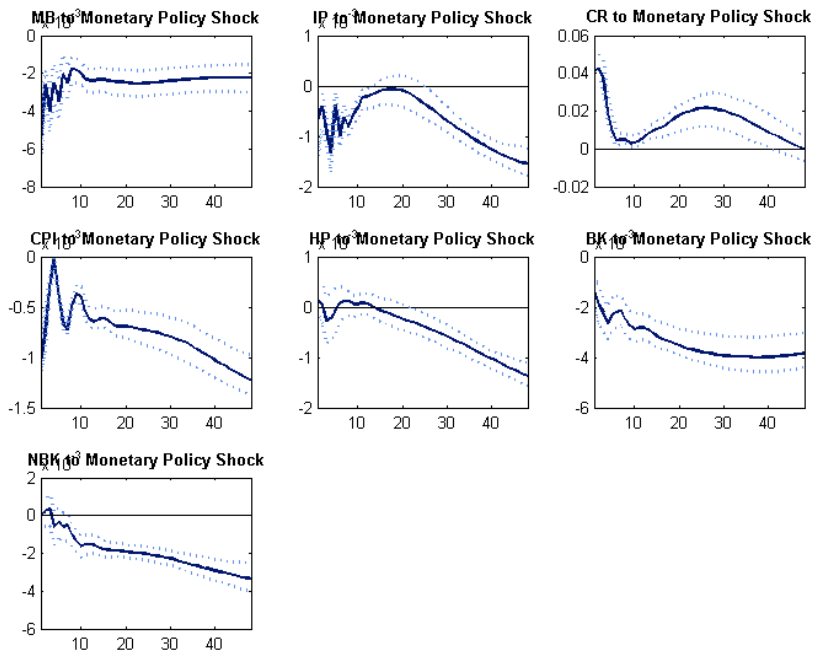
Laon를 BK와 NBK로 구분하여 분석한 결과는 [그림 4]와 같다. BK, NBK 모두 통화정책 충격에 대해 장기적으로 유의미하게 줄어드는 반응을 보인다. 그러나 BK의 경우 긴축 통화 충격 직후 2% 이상 감소하는 반면, NBK는 약 10개월 동안 68% 신뢰 구간 하에서 유의미한 반응을 보이지 않는다.

통화정책 충격 직후, BK와 NBK 반응의 차이는 중신용등급자들의 이동으로 이해할 수 있다. 긴축 통화정책은 대출 이자율

상승과 함께 은행의 대출 심사 기준을 높인다. 이로 인해 예금은행 대출의 문턱에 있는 중신용등급자들이 대출 심사에 통과하지 못하여 제2금융권인 비은행예금취급기관으로 이동하게 된다. 따라서 긴축 통화정책 충격 직후 BK는 감소하나, NBK는 유의미한 반응이 없다고 해석할 수 있다.

또한, 통화정책 충격에 대한 4년 후의 BK는 NBK의 반응 수준은 비슷하다. 충격 직후 NBK에 유의미한 영향이 없었다는 점을 고려할 때, 이후의 분석 기간 동안 NBK가 더 탄력적으로 움직였음을 알 수 있다.

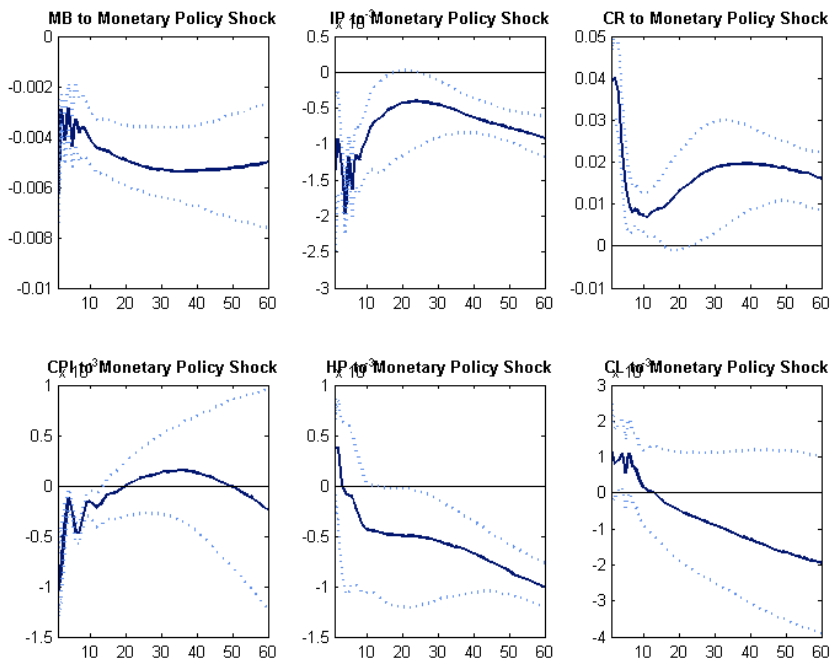
[그림 4] 통화정책 충격에 대한 충격 반응_확장모형1



제 3 절 확장 모형2

[그림 5]는 통화정책 충격에 대한 CL의 반응을 보여준다. CL은초기 수준보다 약 1% 이상 상승하나 유의미한 효과는 충격 직후 짧은 기간에 그치는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 Svensson(2013), Robstad(2017)에서 긴축 통화정책으로 det-to-GDP ratio이 상승하는 결과를 지지한다. Genlain et al.(2015)는 장기 대출의 도입으로 인해 이자율이 상승하여도 가계부채가 바로 줄어들지 않을 수 있음을 보여준다. 한편, 장기적으로 CL은 하락하는 추세를 보이지만 유의미하지 않다.

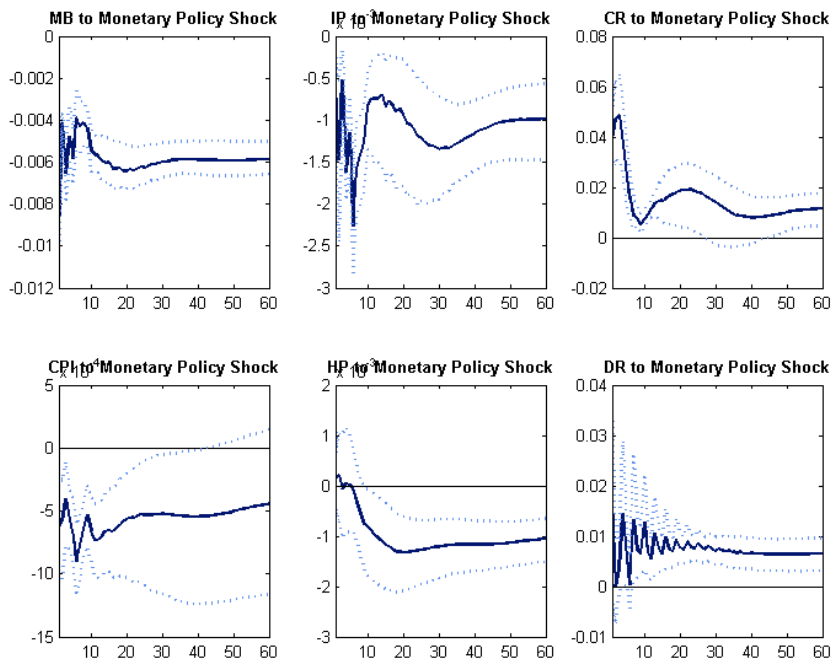
[그림 5] 통화정책 충격에 대한 충격 반응_확장모형2(CL)



통화정책 충격이 DR에 미치는 영향은 [그림 6]와 같다. 통화정책 충격은 충격 직후에는 DR에 유의미한 영향을 미치지 못했

다. 그러나 10개월 이후부터 DR이 약 0.01%p 상승하는 반응을 보인다. 긴축 통화정책 충격으로 인해 CL 그리고 DR이 상승 반응을 보이는 것은 가계의 부채 상환 부담이 늘고, 금융 안정성이 저해될 수 있음을 뜻한다.

[그림 6] 통화정책 충격에 대한 충격 반응_확장모형2(DR)



제 5 장 결 론

본 논문은 한국에서 통화정책 충격이 가계부채에 미치는 영향을 분석했다. 분석 방법으로는 Uhlig(2005)의 부호제약을 부여한 VAR 모형을 이용하였고, 긴축 통화정책 충격의 식별 변수로는 본원통화, 산업생산지수, 콜금리, 소비자물가지수를 사용하였다.

연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 긴축 통화정책 충격은 주택 가격 하락에 유의미한 영향을 미치는 반면, 가계부채 감소에는 유의미한 영향을 미치지 못했다. 이러한 결과는 한국의 경우 총 가계 대출 중 변동금리의 비중이 높기 때문으로 보여진다. 변동금리 대출자의 경우, 이자율 변화 시 재대출 액을 바꾸기 보다는 처분가능 소득의 변화로 인해 주택 수요를 바꾸는 경우가 더 많기 때문이다.

둘째, 긴축 통화정책 충격으로 예금은행과 비은행예금취급기관의 가계 대출 모두 장기적으로 감소하였다. 그러나 충격 직후 예금은행 대출은 감소하는 반면, 비은행예금취급기관의 대출은 유의미한 반응을 보이지 않았다. 이는 이자율 상승과 함께 은행의 대출심사 기준 강화로 중신용등급 대출자들이 비은행으로 이동한 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로, 긴축 통화정책 충격으로 장기 가계부채 레버리지는 유의미한 반응이 없었지만, 충격 직후 상승하였다. 이는 장기 대출 도입으로 가계부채가 늦게 반응한다는 점을 통해 해석할 수 있다. 또한, 가계부채 연체율은 장기적으로 상승하였다. 따라서 긴축 통화정책은 가계부채 레버리지나 연체율을 높여 가계의 부채 상환부담을 늘리고, 금융 안정성을 저해할 수 있다는 점을 염두에 둘 필요가 있다.

본 논문의 의의는 다음과 같다. 첫째, 부호제약을 이요한 VAR모형을 이용하여 현실적인 가정으로 통화정책이 가계부채에 미치는 영향을 살펴보았다. 기존의 한국 연구들이 주로 축차모형을 이용했다는 점에서 본 논문은 방법론적 의의가 있다. 둘째, 확장모형을 통해 가계부채 종류에 따른 반응 변화와 가계신용 레버리지 그리고 가계부채 연체율의 반응변화를 살펴봄으로써 세부적 분석을 할 수 있었다. 마지막으로, 본 논문의 분석에 따르면 한국의 긴축 통화정책이 가계 레버리지나 연체율을 높이므로, 금융안정성을 위한 통화정책의 역할에 대해 재고할 수 있는 기회가 될 것이다.

본 논문의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 통화정책 충격에 대한 변수들의 반응 제약 기간을 임의적으로 12개월로 설정하였다. 다른 기간 동안의 제약을 부여하거나 혹은 다른 식별법을 활용하여 결과의 강건성(Robustness)을 확인해 볼 필요가 있다. 둘째, 가계부채의 경우 통화정책뿐만 아니라 LTV, DTI 등 정책의 영향을 크게 받을 수 있다. 본 논문은 이러한 정책의 효과를 포함하지 못하고 있다. 따라서 주택, 대출 정책 충격 또한 고려하여 가계부채의 영향을 살펴보는 것도 의미 있을 것이다.

참고 문헌

김지섭 (2016), 최근 가계부채 증가의 특징과 시사점: 부동산대출 규제완화 전후를 중심으로, KDI 보도자료, Retrieved from https://www.kdi.re.kr/common/news_down.jsp?fidx=eku5atdr2RZIEANGZ0Fa%2Bw%3D%3D&ftype=C

문권순 (1997), 백터자기회귀(VAR)모형의 이해, 통계분석연구, 2(1), 23-56.

임진 (2016), 주택시장과 가계부채간의 관계분석 및 정책과제, 부동산 포커스, 97, 37-45.

오세진 (2017), 최근 가계부채 현황과 위험요인 점검, Weekly KDB Report, Retrieved from <https://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:AfEha8AfSmIJ:https://rd.kdb.co.kr/er/cmscontents/common/cmsERFileDown.jsp%3Fcid%3D22296%26fid%3D11%26fname%3Dbinary1%26index%3D1+&cd=1&hl=ko&ct=clnk&gl=kr>

주원, 조규립 (2016), 국내 가계부채 증가의 원인 및 전망-2017년 말 가계부채 1500조원 내외, 현대경제연구원 현안과 과제, 16-42.

한국은행 (2016), 금융안정보고서.

KB금융지주 경영연구소 (2012), 국내 주택담보대출 보유자 특성분석, KB daily 지식 비타민, 2012-27.

Alpanda, S., & Zubairy, S (2017), Addressing household indebtedness: Monetary, fiscal or macroprudential policy?, European economic review, 92, 47-73.

Assenmacher-Wesche, K., & Gerlach, S. (2008), Ensuring financial stability: financial structure and the impact of monetary policy on asset prices. IEW-working papers, Institute for Empirical Research in Economics-University of Zurich.

Bauer, GH., & Granziera, E. (2016), Monetary policy, private debt and financial stability risks, Bank of Canada Staff Working Paper, 2016-59.

Bernake, BS& Gertler, M. (2001), Should central banks respond to movements in asset prices?, The American economic review, 91(2), 253-

257.

Borio, C. & Lowe, P. (2004), Securing sustainable price stability: should credit come back from the wilderness?, BIS Working paper, 157.

Calza, A., Monacelli, T., & Stracca, L. (2013), Housing finance and monetary policy, *J Eur Econ Assoc* 11, 101–122.

Carlos, Vargas-Silva (2008), Monetary policy and the US housing market: A VAR analysis imposing sign restrictions, *Journal of macroeconomics*, 977–990.

Cartensen, K., Hulsewig, O., Wollmershauser, T. (2009), Monetary Policy Transmission and House Prices: European Cross-country Evidence, CESifo working paper, 2750.

Chomsisengphet, S., & Pennington-Cross, A. (2006), Subprime refinancing: equity extraction and mortgage termination, *Eur Econ Rev* 50(4), 995–1016.

Elbourne, A. (2008), The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach, *Journal of housing economics*, 17.

Gelain P, Lansing KJ, & Natvik GJ (2015), Leaning against the credit cycle, Norges Bank working paper, 4.

Goodhart, C., & Hofmann, B. (2008), House prices, money, credit, and the macroeconomy, *Oxford review of economic policy*, 24(1), 180–205.

Igan, D., & Kang, H. (2011), Do Loan-to-Value and Debt-to-Income Limits Work? Evidence from Korea, IMP working paper.

Laseen, S., & Strid, I., (2013), Debt Dynamics and Monetary Policy: A Note, Sveriges Riksbank Working Paper Series, 283.

Musso, A, Neri, S., & Stracca, L. (2011), Housing, consumption and monetary policy: How different are the US and the euro area?, *Journal of banking&finance*

Nickell, S. (2003), House Prices, household debt and monetary policy, *Bank of England Quarterly Bulletin*.

Robstad, O. (2017), House prices, credit and the effect of monetary policy in Norway: evidence from structural VAR models, *Empirical economics*, 1–23.

Svensson, LEO. (2013), Leaning against the wind leads to a higher household debt-to-GDP ratio, Working paper, The Institute for Financial Research and Swedish House of Finance and Stockholm School of Economics and IIES, Stockholm University.

Abstract

Monetary Policy and Household Debt in Korea

–VAR analysis with sign restrictions–

Jisu Shin

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper is intended to analyze the effect of monetary policy shock on household debt empirically, using a VAR model imposing sign restrictions, which is suggested by Uhlig.

First, the empirical results of this paper indicate that after a tight monetary policy, housing prices decrease statistically significantly, whereas the response of household debt to the monetary policy is not statistically significant, which implies that household debt does not change despite the monetary policy.

Second, the result indicates that a contractionary monetary policy has negative effect immediately on home mortgage loans of depository institution statistically significantly, whereas those of

non-bank deposit-taking institutions is not responding significantly to the monetary policy. This means that vulnerable borrowers with middle credit are thought to move from depository institution to on-bank deposit-taking institutions for loans.

Lastly, household leverage increases after a contractionary monetary policy shock, but the response is only significant in the short-term period. However, the impact of the policy on delinquency rate of household debt is significant only in the long-term period.

**Keywords : Monetary policy, Household debt, House price, VAR,
Sign restriction, Korea**
Student Number : 2015-20165