2019년도 연구용역보고서

거시경제의 구조적 충격이 주택시장에 미치는 영향

- 2019. 12. 05 -

이 연구는 국회예산정책처의 연구용역사업으로 수행된 것으로서, 보고서의 내용은 연구용역사업을 수행한 연구자의 개인 의견이며, 국회예산정책처의 공식 견해가 아님을 알려드립니다.

연구책임자

부산대학교 차경수

거시경제의 구조적 충격이 주택시장에 미치는 영향

- 2019. 12. 05 -

연구책임자 차 경 수 (부산대학교 경제통상대학 경제학부 교수)
연 구 원 배 정 환 (전남대학교 경영대학 경제학부 교수)

이 연구는 국회예산정책처의 정책연구 용역사업으로 수행된 것으로서, 본 연구에서제시된 의견이나 대안 등은 국회예산정책처의 공식의견이 아니라 본 연구진의 개인 의견임.

국회예산정책처
National Assembly Budget Office

목 차

Ⅰ. 서 론 ····· 1
1. 연구배경 및 목적 ····· 1
가. 연구배경 ····· 1
나. 연구의 목적 ····· 4
2. 연구내용 및 방법 ····· 5

Ⅱ. 선행연구 분석 ····· 8
1. 이론적 고찰 ····· 8
가. 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동에 미치는 효과 ····· 8
나. 주택가격의 변동이 실물경제에 미치는 효과 ····· 12
2. 선행연구 ····· 13

Ⅲ. 국내 주택경기변동의 특성 ····· 20
1. 전국 주택가격의 변동 특성 ····· 20
가. 동조성과 특이성 ····· 20
2. 베이지안 동태은닉공통인자모형 ····· 22
가. 동태은닉공통인자모형 ····· 22
나. MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 추정 ····· 24
다. 공통인자 ····· 27
라. 주택가격 변동의 주요 요인 ····· 29

Ⅳ. 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격에 미치는 효과 ····· 34
1. 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격의 효과 ····· 34
가. SVAR 모형 ····· 34

나. 부호제약 (Sign Restrictions) ····· 36
다. 충격반응함수 ····· 38
라. 분산분해 ····· 42

Ⅴ. 거시경제의 구조적 충격들이 금융기관의 건전성에 미치는 효과 ····· 45
1. 예금취급기관의 여신현황 ····· 45
2. 거시환경 변화위험에 노출된 예금취급기관의 여신규모 ····· 46

Ⅵ. 주택시장을 통한 거시경제의 구조적 충격들의 영향 ····· 51
1. 금융가속기 원리 ····· 51
2. 가상실험 (Counterfactual Experiment) ····· 52
가. 기본모형과 가상모형 ····· 52
나. 가상실험을 위한 부호제약 ····· 53
다. 가상실험 결과 ····· 55

Ⅶ. 결론 ····· 63

참고문헌 ····· 70

표 목 차

〈표 Ⅲ-1〉 동태은닉공통인자모형의 사후분포 ····· 26
〈표 Ⅳ-1〉 부호제약 조건 ····· 38
〈표 Ⅴ-1〉 거시환경변화에 노출된 예금취급기관의 대출 현황 ····· 48
〈표 Ⅴ-2〉 거시환경변화에 노출된 예금은행의 대출 현황 ····· 49
〈표 Ⅴ-3〉 거시환경변화에 노출된 비은행 예금취급기관의 대출 현황 ····· 50
〈표 Ⅵ-1〉 부호제약 조건 ····· 55
〈부록 A-1〉 주택가격 변동의 분산분해 추정결과 ····· 69

그 림 목 차

<그림 Ⅰ-1> 가계부채 및 주택담보대출 추이 ····· 3

<그림 Ⅲ-1> 24개 시 주택가격 증가율 ····· 20

<그림 Ⅲ-2> 24개 시 평균 주택가격 증가율 ····· 22

<그림 Ⅲ-3> 공통인자 f_t^c의 사후분포 ····· 28

<그림 Ⅲ-4> 공통인자 f_t^r의 사후분포 ····· 29

<그림 Ⅲ-5> 전국적 공통인자 f_t^c의 기여도 ····· 31

<그림 Ⅲ-6> 권역차원의 공통인자 f_t^r의 기여도 ····· 31

<그림 Ⅲ-7> 시별 특이성 e_{jt}의 기여도 ····· 32

<그림 Ⅳ-1> 팽창적 통화정책충격에 대한 충격반응함수 ····· 39

<그림 Ⅳ-2> 수요충격에 대한 충격반응함수 ····· 40

<그림 Ⅳ-3> 공급충격에 대한 충격반응함수 ····· 42

<그림 Ⅳ-4> 주택가격의 분산분해 결과 ····· 44

<그림 Ⅴ-1> 예금취급기관의 여신 추이 ····· 46

<그림 Ⅵ-1> 팽창적 통화정책충격에 대한 가상실험 결과 ····· 56

<그림 Ⅳ-2> 팽창적 통화정책충격의 가상실험 분산분해 결과 ····· 57

<그림 Ⅵ-3> 수요충격에 대한 가상실험 결과 ····· 58

<그림 Ⅳ-4> 수요충격의 가상실험 분산분해 결과 ····· 60

<그림 Ⅵ-5> 공급충격에 대한 가상실험 결과 ····· 61

<그림 Ⅳ-6> 공급충격의 가상실험 분산분해 결과 ····· 62

Ⅰ. 서 론

1. 연구배경 및 목적

가. 연구배경

(1) 주택가격 변동의 특성

❑ 일반적으로 주택가격은 거시환경과 지역적 특성에 영향으로 변동하는 것으로 알려져 있음

- ㅇ 거시환경이란 정부의 부동산 정책, 경기상황 및 금리수준의 변동과 같이 전국의 모든 주택가격에 공통영향을 미치는 거시경제의 구조적 충격들(structural shocks)을 의미
- ㅇ 지역적 특성이란 지역별 인구구조, 지역별 주택 수급현황 및 지역 개발상황 등과 같이 특정지역의 주택가격에만 영향을 미치는 지역적 특이성을 의미
  - Del Negro and Otrok (2007)은 미국의 경우, 과거 주택가격의 변동은 주로 지역적 특이성 의한 것으로 나타났으나, 글로벌 금융위기 이전의 주택가격 상승은 팽창적 통화정책(expansionary monetary policy)에 기인한 저금리가 주요 요인이었음을 지적
- ㅇ 주택가격이 갖는 이와 같은 특성을 이용하여 주택가격의 변동을 동조성(comovement)과 특이적 변동(idiosyncratic variation)으로 분해할 수 있음
  - 동조성은 거시경제의 구조적 충격들에 영향을 받아 전국 주택가격의 변동에서 나타나는 공통변동을 의미
  - 특이적 변동이란 거시경제의 구조적 충격들 외에 지역적 특성들에 기인하여 발생하는 지역별 변동을 의미

(2) 경제의 불확실성 증가와 주택시장과의 관계

❑ 미중 무역분쟁 장기화, 브렉시트(Brexit)의 불확실성 및 신흥국들의 경제 불안 등으로 세계경제의 불확실성이 증가함과 동시에, 일본의 수출규제조치로 국내 경기침체가 장기화될 것으로 전망됨에 따라 한국은행은 금리인하를 결정

❑ 경제의 불확실성이 증가하고 경기침체가 장기화됨에 따라 거시경제의 구조적 충격들이 주택시장에 미치는 효과에 관한 관심이 고조

○ 경기부양을 위한 팽창적 통화정책에 기인한 저금리는 현재 강남 재건축시장을 중심으로 상승세를 보이고 있는 주택가격을 상승시킬 수 있으나, 현재 진행 중인 경기침체 국면은 주택가격의 상승을 억제하는 요인으로 작용할 전망

❑ 주택가격 변동에 영향을 미치는 거시경제의 구조적 충격들 중 가장 큰 주목을 받는 충격은 통화정책충격으로, 주택수요에 영향을 미치는 경로를 살펴보면 다음과 같음

○ 통화정책충격은 실질대출비용과 가계의 부(wealth)를 변화시켜 가계의 주택수요에 영향을 미치게 됨

○ 특히, 비대칭적 정보(asymmetric information)와 계약이행의 불완전성(imperfect contract enforceability) 등과 같은 금융시장의 마찰이 존재할 경우, 신용경로(credit channel)를 통해 주택수요에 영향을 미침

○ 신용경로는 은행대출경로(bank lending channel)와 대차대조표경로(balance sheet channel)를 의미하며, 다음과 같이 정의됨

- 은행대출경로란 통화정책충격이 은행의 지불준비금과 예금규모를 변화시켜 은행의 대출금 규모에 영향을 미침으로써 주택수요에 영향을 미치는 경로
- 대차대조표경로란 통화정책충격이 가계의 외부자금조달 프리미엄(external finance premium)에 영향을 미쳐 대출금 규모를 변화시켜 주택수요에 영향을 미치는 경로를 의미
- 외부자금조달 프리미엄은 자금의 외부조달 비용과 내부 자금조달로부터 발생하는 기회비용의 차이로 정의됨

(3) 가계대출에서 차지하는 높은 주택담보대출 비중

❑ 해외 주요 국가들 뿐 아니라 국내에서도 주택은 가계보유 자산 중 가장 높은 비중을 차지할 뿐 아니라, 주택담보대출은 가계대출에서도 높은 비중을 차지하고 있음

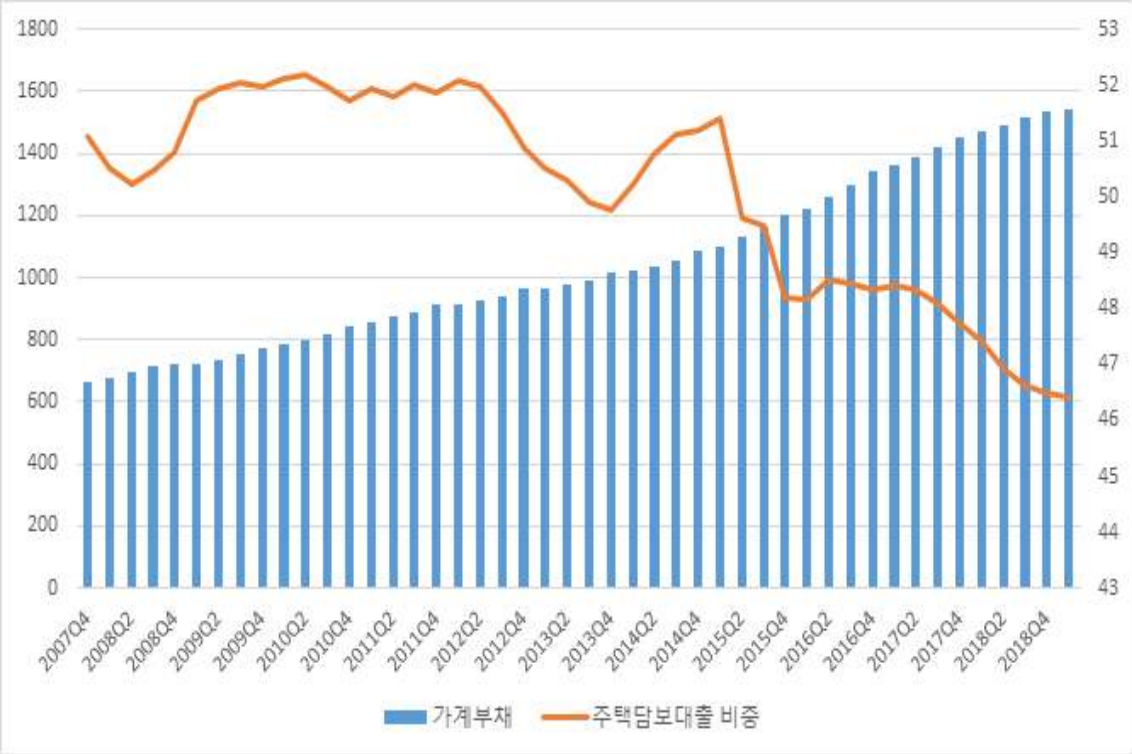
○ 2019년 2/4분기 예금은행 및 비은행 예금취급기관에 의한 가계대출은 1,049조 7,590억 원[1]을 기록했으며, 이중 주택담보대출은 58.57%[2]로 높은 비중을 차지하고 있음

1) 가계신용기준

○ 주택가격의 변동은 담보가치의 변동을 가져와 금융기관의 자산건전성에 영향을 미칠 뿐 아니라, 금융기관의 부실화를 초래할 수 있음

- 경기침체 심화로 주택가격이 하락할 경우, 담보가치의 하락으로 금융기관의 자산건전성이 악화될 수 있음
- 경기침체 장기화로 소득수준이 하락할 경우, 원리금상환부담 증가에 따른 가계부도 급증으로 금융기관의 부실화가 초래될 수 있음

〈그림 Ⅰ-2〉 가계부채 및 주택담보대출 추이 (단위: 조(좌측), %(우측))



자료 : 한국은행 경제통계시스템

(3) 주택시장 침체에 따른 실물경제의 악화

❑ 주택시장의 침체는 Bernanke and Gertler (1989), Kiyotaki and Moore (1997) 및 Bernanke et al. (1999) 등이 지적한 “금융가속기 원리(financial accelerator)”에 의해 실물경제와 주택시장의 침체를 가속화시키는 사이클을 형성

❑ 거시경제의 구조적 충격이 실물경제에 미치는 효과는 신용시장과 자산 가격 그리고

2) 예금취급기관(예금은행과 비은행 예금취급기관)의 주택담보대출을 의미

실물경제 간의 상호 피드백으로 인해 장기간 지속될 뿐 아니라, 충격의 효과가 더욱 증폭된다는 이론

- ㅇ 금융시장의 마찰이 존재할 경우, 금리수준을 상승시키고 가계의 순자산가치를 감소시키는 거시경제의 구조적 충격들은 가계 및 기업의 외부자금조달 프리미엄을 증가시켜 민간소비와 기업투자를 감소시킴
  - 대출기관은 차입자의 상환능력 및 투자결정에 대한 모니터링 비용을 지불해야 하므로, 일반적으로 외부자금조달 프리미엄은 양의 값을 가짐
  - 특히, 외부자금조달 프리미엄은 가계 및 기업의 순자산가치(net worth)와 현금흐름(cash flow) 등과 역(inverse)의 관계를 갖게 됨
  - 기업의 순자산가치는 자산에서 부채를 뺀 순 자산의 개념
- ㅇ 자산가격의 하락은 기업의 순자산가치(net worth)와 가계의 부(wealth)를 감소시켜 담보가치를 하락시키고, 이는 금융시장의 마찰이 존재할 경우 외부자금조달 프리미엄을 상승시켜 가계 및 기업의 차입능력을 제한하여 소비 및 투자를 감소시킴
- ㅇ 이와 같은 자산 가격 하락에 따른 실물경제의 악화는 자산가격의 경기 순응적 성격으로 인해 반복되며 점차 실물경제의 악화를 가속화시키는 사이클을 형성

나. 연구의 목적

- ❑ 본 연구는 국내 주택가격의 변동 특성을 분석한 후, 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격 변동에 미치는 효과를 살펴보는 것을 주요 목적으로 함
  - ㅇ 국내 24개 도시들의 주택가격 변동을 거시경제의 구조적 충격들에 영향을 받는 동조성 부분과 지역적 특성에 영향을 받는 특이적 변동으로 분해함으로써, 국내 주택경기 변동의 특성을 분석
    - 각 지역별 주택가격의 변동에서 거시경제의 구조적 충격들과 지역적 특성이 차지하는 기여도를 분석함으로써, 지역별 주택가격의 변동을 주도하는 주요 원동력(main driving force)을 식별
- ❑ 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격과 같은 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동에 미치는 효과를 분석

❑ 주택담보대출에 의해 거시경제의 구조적 충격들에 노출된 금융기관의 여신규모를 추정함으로써, 거시환경의 변화가 금융기관 건전성에 미치는 효과를 분석

❑ 금융가속기 원리에 의해 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동을 통해 실물경제에 미치는 효과를 분석

❑ 이와 같은 분석을 통해 현재 진행 중인 저금리정책과 경기침체 심화가 주택가격 뿐 아니라, 금융기관 건전성과 실물경제에 미치는 효과를 종합적으로 살펴봄으로써 다양한 경제현안 분석에 활용될 수 있도록 함

2. 연구내용 및 방법

(1) 국내 주택가격의 변동특성 분석

❑ 국내 24개 주요 도시들의 주택가격 변동을 거시경제의 구조적 충격들에 공통 영향을 받는 동조성 부분과 지역적 특성에 영향을 받는 특이적 변동 부분으로 분해하여, 국내 주택경기변동의 특성을 분석

- ㅇ 정보추출(signal extraction) 방식을 이용하여 국내 주요 도시들의 주택가격 변동을 동조성과 도시별 특이적 변동에 기인한 변동으로 분해
- ㅇ 이와 같은 분석을 통해 주택가격 변동에서 거시경제의 구조적 충격들과 지역별 특이성이 차지하는 기여도를 분석
  - – 특히, 지역별 특이성을 도시별 특이성 뿐 아니라, 수도권과 비수도권과 같은 권역차원의 특이성으로 분해함으로써, 국내 주택경기변동에 관한 심도 있는 분석을 시도

❑ 이를 위해 Del Negro and Otrok (2007), 차경수·황상연 (2013) 및 차경수·박재현(2019)에서와 같이 동태은닉공통인자모형(Dynamic Latent Common Factor Model)을 이용하여, 24개 도시들의 주택가격 변동으로부터 동조성과 특이적 변동을 추출

(2) 거시경제의 구조적 충격들이 국내 주택가격 변동에 미치는 효과 분석

❑ 통화정책충격, 공급충격 및 수요충격과 같은 거시경제의 주요 구조적 충격들이 국내

주택가격의 변동에 미치는 효과를 분석

- ㅇ 거시경제의 구조적 충격들이 국내 24개 주요 도시들의 주택가격 변동으로부터 추출된 동조성에 미치는 효과를 분석하여, 이로부터 거시경제의 구조적 충격들이 전국 주택가격의 변동에 미치는 공통효과를 추론

❑ 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격과 같은 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격 변동에 미치는 효과를 구조적 벡터자기회귀모형(Structural Vector Autoregression Model; 이하 SVAR)을 이용하여 분석

❑ 통화정책충격, 공급충격 및 수요충격과 같은 구조적 충격들의 식별(identification)은 Faust (1998), Canova and Pína (1999), Canova and Nicolð (2002) 및 Uhlig (2005)에서와 같이 부호제약(sign restrictions) 방식을 이용

- ㅇ 부호제약 방식이란 거시경제의 구조적 충격들에 대한 변수들의 충격반응함수(impulse response function)가 경제이론에 부합하는 부호를 갖도록 제약을 가함으로서 구조적 충격들을 식별하는 방식
  - – 예로서, 팽창적 통화정책충격을 식별할 경우, 경제이론에서 통화량, 물가, 산출량은 팽창적 통화정책충격에 반응하여 증가하므로 충격반응함수 값들의 부호가 양(+)의 부호를 갖도록 부호제약을 가함. 반면, 금리는 팽창적 통화정책충격에 반응하여 하락하므로 음(−)의 부호를 갖도록 제약을 가함
- ㅇ 부호제약과 함께 본 연구에서는 Uhlig (2005)와 같이 불가지론 접근법(agnostic approach)을 적용. 이는 관심대상인 변수의 충격반응함수에는 아무런 부호제약도 부과하지 않고, 오직 자료에 의해 반응형태가 결정되도록 하는 방식
  - – 팽창적 통화정책충격의 예에서 관심의 대상인 주택가격변동의 동조성 부분에는 아무런 부호제약을 가하지 않고, 자료에 의해 충격반응함수의 형태가 결정되도록 하는 방식

❑ 본 연구는 SVAR모형에서 식별된 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격과 같은 구조적 충격들에 대한 충격반응함수와 분산분해(variance decomposition) 결과를 통해 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동에 미치는 효과를 분석

(3) 거시경제의 구조적 충격들이 금융기관의 자산건전성에 미치는 효과 분석

❑ 주택시장을 통해 거시경제의 구조적 충격들에 노출된 금융기관의 여신규모를 추정함으로써 이들 충격들이 금융기관의 자산건전성에 미치는 효과를 분석

ㅇ 예금은행 및 비은행 예금취급기관들의 주택담보대출 규모 중 거시경제의 구조적 충격들에 노출된 여신규모를 추정

- 거시경제의 구조적 충격들에 의한 주택가격의 변동은 담보가치의 변동을 유발하고, 이는 금융기관의 자산건전성에 영향을 미치는 원리를 이용

ㅇ 이와 같은 분석을 통해 거시경제의 구조적 충격들이 주택시장을 통해 금융기관들의 자산건전성에 미치는 효과를 추정

❑ 이를 위해 전국 주택가격들의 변동 중에서 거시경제의 구조적 충격들에 노출된 주택담보대출의 규모를 추정

ㅇ 이와 함께 개별 구조적 충격(통화정책충격, 수요충격 및 공급충격)에 노출된 주택담보대출 규모를 추정

(4) 거시경제의 구조적 충격들이 주택시장을 통해 실물경제에 미치는 효과 분석

❑ 거시경제의 구조적 충격들이 금융가속기 원리에 의해 주택시장을 경유하여 실물경제에 미치는 효과를 분석

ㅇ 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동에 영향을 미쳐 투자 및 소비에 미치는 효과를 추정함으로써 금융가속기 원리의 작동여부를 분석

❑ 이를 위해 본 연구는 SVAR모형을 이용하여 거시경제의 구조적 충격들을 식별한 후, 거시환경의 변화가 주택시장을 통해 실물경제에 미치는 효과를 추정하고자 함

ㅇ SVAR모형에 물가수준, 금리, 실질 GDP, 주택가격, 투자, 소비 등의 변수들을 포함시켜, 거시경제의 구조적 충격들이 투자와 소비에 미치는 효과를 분석

- 금융가속기 원리를 반영하기 위해서는 외부자금조달 프리미엄 및 금융기관의 기업대출금 및 가계대출금을 SVAR 모형에 포함시켜야 하나, 시계열자료가 충분하지 못한 관계로 이를 포함시킬 수 없음

- 대신, 가상실험(counter factual experiment)을 통해 금융가속기 원리의 작동여부를 시험

Ⅱ. 선행연구 분석

1. 이론적 고찰

가. 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동에 미치는 효과

❑ 주택가격의 변동에 영향을 미치는 거시경제의 구조적 충격과 관련된 선행연구들은 대부분 통화정책충격의 전파경로에 관해 집중되어 있으나, 금리수준 및 가계의 순자산 가치를 변화시키는 구조적 충격들의 전파경로 역시 통화정책충격의 전파경로와 동일

❑ 따라서 본 연구는 구조적 충격들이 주택가격의 변동에 미치는 전파경로를 통화정책충격의 전파경로를 이용하여 설명하고자 함

(1) 전통적 금리경로

❑ 팽창적 통화정책충격은 실질금리를 하락시켜 실질 대출비용(real cost of borrowing)을 감소시킴으로써 가계의 주택수요를 증가시킴

- ㅇ 팽창적 통화정책충격은 단기 명목금리를 하락시키나, 인플레이션에 대한 기대를 증가시켜 궁극적으로 단기 실질금리가 하락하게 됨
- ㅇ 팽창적 통화정책충격이 금리경로를 통해 주택가격에 영향을 미치는 과정은 다음과 같이 설명될 수 있음
  - – 팽창적 통화정책충격 ⇒ 실질금리 하락 ⇒ 가계의 주택수요 증가 ⇒ 주택가격 상승

(2) 부의 효과(Wealth Effects)

❑ 팽창적 통화정책충격은 가계의 부를 증가시키는 부의 효과를 유발시켜 주택수요를 증가시킴

- ㅇ 팽창적 통화정책충격이 부의 효과를 통해 주택가격에 영향을 미치는 과정은 다음과 같이 설명될 수 있음
  - – 팽창적 통화정책충격 ⇒ 소득증가 ⇒ 부의 증가 ⇒ 주택수요 증가 ⇒ 주택가격

상승

(3) 신용경로(Credit Channel)

❑ 신용경로는 은행대출경로와 대차대조표경로를 의미하며, 이중 은행대출경로란 팽창적 통화정책충격이 은행의 대출금 규모를 증가시켜 주택수요를 증가시킴을 의미

- ㅇ 팽창적 통화정책충격이 은행대출경로를 통해 실물경제에 영향을 미치는 과정은 다음과 같이 설명될 수 있음
  - 팽창적 통화정책충격 ⇒ 지불준비금 및 예금 증가 ⇒ 대출 증가 ⇒ 주택수요 증가 ⇒ 주택가격 상승
- ㅇ 통화정책충격의 전파경로로서 은행대출경로의 중요성이 과거에 비해 약화되었다는 실증분석 결과들이 발표되고 있는데, 그 주요 원인들은 다음과 같음
  - 미국의 경우, 더는 은행의 자금조달 능력에 제약을 두고 있지 않으므로, 지불준비금이나 예금 감소가 발생하더라도 은행은 CD발행 등을 통해 대출에 필요한 자금을 조달할 수 있음
  - 세계적으로 은행권의 대출업무 규모가 축소되는 상황이므로, 은행대출경로의 중요성이 감소하고 있는 추세

❑ 대차대조표 경로는 팽창적 통화정책충격이 가계의 외부자금조달 프리미엄을 하락시켜 대출금 규모를 증가시킴으로써 주택수요를 증가시키는 경로를 의미

- ㅇ 비대칭적 정보와 계약이행의 불완전성 등과 같은 금융시장의 마찰이 존재할 경우, 팽창적 통화정책충격은 가계의 순자산가치를 상승시켜 역 선택(adverse selection) 및 도덕적 해이(moral hazard) 문제를 완화시킴
- ㅇ 순자산가치가 낮은 가계에 대출이 이루어질 경우, 역 선택과 도덕적 해이가 발생할 가능성이 높아짐
  - 가계의 순자산가치가 낮다는 것은 담보가치가 낮다는 것을 의미하므로, 역 선택으로 발생할 수 있는 손실이 커질 수 있음을 의미
  - 가계의 순자산가치가 낮다는 것은 파산 시 손해 볼 재산이 많지 않음을 의미하므로, 대출이 이루어진 후 위험이 높은 투자에 집중할 요인이 존재
  - 역 선택과 도덕적 해이 문제가 발생할 경우, 대출금의 회수가능성이 낮아지므로

외부자금조달 프리미엄이 상승하여 가계에 대한 대출규모가 감소함

- ㅇ 팽창적 통화정책충격이 대차대조표 경로를 통해 주택수요에 영향을 미치는 과정은 다음과 같이 설명될 수 있음
  - – 팽창적 통화정책충격 ⇒ 실질이자율 하락 ⇒ 주택가격 상승 ⇒ 가계의 순자산가치 상승 ⇒ 역 선택 및 도덕적 해이 문제 감소 ⇒ 외부자금조달 프리미엄 하락 ⇒ 대출금 증가 ⇒ 주택수요 증가 ⇒ 주택가격 상승

❑ 팽창적 통화정책충격은 가계의 현금흐름[3]을 개선시켜 역 선택과 도덕적 해이 문제를 완화시켜, 대출금 규모를 증가시킴으로써 주택가격에 영향을 미침

- ㅇ 팽창적 통화정책충격은 명목금리를 하락시켜 가계의 원리금 상환부담을 감소시킴으로써 대차대조표를 개선시키는 효과를 유발
- ㅇ 현금흐름의 개선은 역 선택 및 도덕적 해이 문제를 감소시켜 외부자금조달 프리미엄을 감소시킴으로써 대출금 증가를 유발
- ㅇ 팽창적 통화정책충격이 현금흐름을 개선시켜 주택가격에 영향을 미치는 대차대조표 경로는 다음과 같이 설명될 수 있음
  - – 팽창적 통화정책충격 ⇒ 가계의 현금흐름 개선 ⇒ 가계의 순자산가치 상승 ⇒ 역 선택 및 도덕적 해이 문제 감소 ⇒ 외부자금조달 프리미엄 감소 ⇒ 대출금 증가 ⇒ 주택수요 증가 ⇒ 주택가격 상승

❑ 팽창적 통화정책충격은 기대하지 못한 물가상승을 유발시켜 가계의 순자산가치를 변화시킴으로써 주택수요에 영향을 미침

- ㅇ 대부분의 채무계약은 고정금액으로 체결되어 있으므로 팽창적 통화정책충격에 기인한 기대 못한 물가상승은 채무의 실질가치는 하락시키는 반면, 자산의 실질가치에는 큰 영향을 미치지 못함
- ㅇ 따라서 팽창적 통화정책충격은 기대 못한 물가상승을 통해 가계의 순자산가치를 증가시켜, 역 선택 및 도덕적 해이 문제를 감소시켜 대출을 증가시킴
- ㅇ 팽창적 통화정책충격이 기대 못한 물가상승경로를 통해 주택가격에 영향을 미치는 과정은 다음과 같이 설명될 수 있음

3) 기업의 현금수취와 현금지출의 차이로 정의됨

- 팽창적 통화정책충격 ⇒ 기대 못한 물가상승 ⇒ 가계의 순자산가치 상승 ⇒ 역선택 및 도덕적 해이 문제 감소 ⇒ 외부자금조달 프리미엄 감소 ⇒ 대출금 증가 ⇒ 주택가격 상승

나. 주택가격의 변동이 실물경제에 미치는 효과

❑ 주택가격의 변동은 소득효과, 토빈의 q효과, 금융가속기 원리 등을 통해 실물경제에 영향을 미침

(1) 부의 효과

❑ 주택가격의 상승은 가계의 부를 증가시키고, 담보가치 상승에 따른 대출금 규모를 증가시켜 민간소비에 영향을 미칠 수 있음

○ 주택가격의 상승은 가계의 부를 증가시키는 부의 효과를 유발시켜 소비를 증가시킴

○ 또한 가계의 순자산가치를 증가시켜 가계에 대한 은행의 대출금 규모를 증가시킴으로써 가계의 소비를 증가시킴

○ 주택가격의 상승이 실물경제에 영향을 미치는 과정은 다음과 같이 설명될 수 있음

- 주택가격의 상승 ⇒ 부의 증가, 가계의 순자산가치 증가 ⇒ 대출금 증가 ⇒ 민간소비 증가

(2) Tobin's q 효과

❑ 주택가격의 상승은 주택건설비용보다 시장가치를 더 높게 상승시켜 기업들의 건설투자를 증가시킴

○ $q = \frac{\text{주택의 시장가치}}{\text{주택의 건설비용}}$이므로 $q > 1$이면 건설투자 증가, $q < 1$이면 건설투자 감소

○ 주택가격의 상승이 Tobin'q를 통해 실물경제에 영향을 미치는 과정은 다음과 같이 설명될 수 있음

- 주택가격의 상승 ⇒ 주택의 시장가치 상승 ⇒ q 증가 ⇒ 건설투자 증가

(3) 금융가속기 원리

❑ 주택가격의 상승은 전술한 부의 효과 및 Tobin's q 효과를 통해 민간소비 및 기업투자

를 증가시키는 직접효과 외에, 가계와 기업의 순자산가치 상승에 의한 대차대조표 경로를 통해 실물경제에 영향을 미치고 이는 다시 주택가격에 영향을 미치는 순환 사이클을 형성

❑ 주택가격의 변동은 주택가격, 신용시장 그리고 실물경제 간의 상호 피드백으로 그 효과가 더욱 증폭되고 가속화되는 순환 사이클을 형성하게 됨

- ㅇ 주택가격 상승에 따른 기업 및 가계의 순자산가치 상승은 역 선택 및 도덕적 해이 문제를 완화시켜 외부자금조달 프리미엄의 하락을 유발
- ㅇ 외부자금조달 프리미엄의 하락은 은행권의 대출금 규모를 증가시켜 기업의 투자증가 및 가계의 민간소비를 증가시킴
- ㅇ 실물경제의 호황은 주택가격이 갖는 경기 순응적 성격으로 인해 주택가격을 더욱 상승시키고, 이는 다시 전술한 효과들을 유발시키는 순환 사이클을 형성

❑ 따라서 주택가격의 변동을 유발시키는 거시경제의 구조적 충격이나, 주택시장 자체의 충격의 효과는 더욱 증폭될 뿐 아니라 지속성을 갖게 됨

2. 선행연구

❑ Aoki, Proudman and Vlieghe (2002) :

- ㅇ 1974년 1/4～1999년 4/4분기까지 영국을 대상으로 통화정책충격이 기업의 건설투자 및 가계의 민간소비에 미치는 영향을 분석하고, 주택시장의 역할을 SVAR모형으로 추정
- ㅇ 긴축적 통화정책충격이 발생할 경우, 주택가격, 건설투자 및 민간소비는 감소하며, 건설투자가 주택가격보다 더 빠르고 큰 폭으로 감소하는 것으로 나타나, 금융가속기 원리가 작동하고 있음을 지적

❑ Bjørand and Jacobsen (2010) :

- ㅇ 1983년 1/4～2006년 4/4분기까지 노르웨이, 스웨덴 및 영국을 대상으로 통화정책충격의 전파경로에서 주택시장이 차치하는 역할을 SVAR모형으로 분석
- ㅇ 주택가격은 긴축적 통화정책충격이 발생할 경우 즉각적으로 빠르게 하락했으며, 주택가격의 하락은 산출량과 물가수준의 하락을 더욱 가속화시켜 금융가속기 원리가 작동

하고 있음을 확인

- ㅇ 또한, 주택시장에서 발생한 충격에 대해 3개국 모두에서 금리수준은 증가하는 반응형태를 보였으나 반응속도 및 반응크기는 국가마다 다른 것으로 나타나, 주택시장이 각국의 통화정책 설정에 서로 다른 역할을 하고 있음을 지적

❑ Calza, Monacelli and Stracca (2009) :

- ㅇ 1970년 1/4~2008년 2/4분기까지 19개 선진국들(호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 아일랜드, 이탈리아, 일본, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국)을 대상으로 주택시장이 통화정책충격의 전파경로에서 차지하는 역할을 SVAR모형으로 추정
- ㅇ 긴축적 통화정책충격이 발생할 경우, 주택가격, 건설투자 및 민간소비는 모두 감소하는 반응형태를 보임. 특히, 민간소비에 비해 민간투자는 긴축적 통화정책충격에 더 빠르고 크게 반응하는 형태를 갖는 것으로 나타남
- ㅇ 또한 모기지(mortgage) 시장의 발달 정도에 따라 19개 국가들을 2개의 그룹으로 나누어 통화정책충격의 효과를 살펴본 결과, 모기지 시장이 발달한 국가일수록 통화정책충격이 건설투자에 미치는 효과가 더 크게 나타남
- ㅇ 반면, 민간소비에 미치는 효과는 모기지 시장의 발달정도를 측정하는 방식에 따라 다소 차이를 갖는 것으로 나타남
  - DTG(Debt To GDP)나 LTV비율보다 MEW(Mortgage Equity Withdrawal)에 의해 모기지 시장이 발달된 것으로 분류된 국가들에서는 민간소비에 미치는 통화정책충격의 효과가 더 큰 것으로 나타남
  - 반면, DTG(Debt To GDP)나 LTV비율에 의해 모기지 시장을 분류할 경우에는 통화정책충격의 효과가 통계적 유의성을 갖지 못하는 것으로 나타남

❑ Elbourne (2008) :

- ㅇ 1987년 1~2003년 5월까지 영국을 대상으로 통화정책충격의 전파경로에서 주택시장이 차지하는 역할을 SVAR모형으로 분석
- ㅇ 긴축적 통화정책충격이 발생할 경우, 소매판매량, 주택가격 및 물가상승률은 하락하는 것으로 나타났으며, 주택가격을 상승시키는 주택수요충격이 발생할 경우 소비, 물가상

승률 및 금리수준은 상승하는 것으로 나타났음

- ㅇ 이들 추정치를 결합시킬 경우, 주택가격의 변동은 통화정책충격 이후 나타나는 민간소비 감소의 1/7 수준을 설명할 수 있음을 발견

❑ Giuliodori (2005) :

- ㅇ 1979년 3/4～1998년 4/4분기까지 9개 유럽 국가들(오스트리아, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아일랜드, 이탈리아, 네덜란드)을 대상으로 통화정책충격의 전파경로에서 주택시장이 차지하는 역할을 SVAR모형으로 분석
- ㅇ 통화정책충격에 대해 주택가격은 통계적으로 유의한 반응을 보였으며, 모기지 시장이 발달할수록 주택시장은 통화정책충격이 민간소비에 미치는 효과를 증폭시키는 것으로 나타남

❑ Goodhart and Hofmann (2008) :

- ㅇ 1973년 1/4～2006년 4/4분기까지 17개 선진국들(미국, 일본, 독일, 프랑스, 이탈리아, 영국, 캐나다, 스위스, 스웨덴, 노르웨이, 핀란드, 덴마크, 스페인, 네덜란드, 벨기에, 아일랜드, 오스트리아)을 대상으로 주택가격, 통화량, 민간신용, 그리고 실물경제간의 관계를 SVAR모형을 이용하여 추정
- ㅇ 주택가격, 통화량 및 민간신용은 상호 영향을 주는 것으로 나타났으며, 이들 간의 관계는 1985～2006년 기간 중 더욱 강해진 것으로 나타남
- ㅇ 이와 같은 상호관계는 주택가격, 통화량 및 민간신용에 영향을 미치는 구조적 충격들은 실물경제에 영향을 미칠 수 있음을 의미하며, 실물경제, 물가수준 및 금리수준에 영향을 미치는 구조적 충격들은 주택가격, 통화량 및 민간신용에 영향을 미칠 수 있음을 의미
- ㅇ 특히, 통화량 및 민간신용에서 발생한 구조적 충격이 주택가격에 미치는 충격의 효과는 주택시장이 호황국면에 있을 경우 더욱 큰 것으로 나타남

❑ Iacoviello and Minetti (2008) :

- ㅇ 1974년 2/4～1999년 4/4분기까지 핀란드, 독일, 노르웨이 및 영국을 대상으로 통화정책충격의 신용경로가 주택자금조달 구조의 특성들(효율성 및 모기지 제공 금융기관의 형태)에 의존하는지 여부를 SVAR모형으로 추정

- 4개국 모두에서 신용경로, 주택자금조달의 효율성 및 모기지 제공 금융기관들의 형태 간에 명확한 관계가 존재함을 발견

❑ Jarocinski and Smets (2008) :

- 1987년 1/4～2007년 2/4분기까지 미국을 대상으로 통화정책충격, 주택시장의 충격, 그리고 장기금리와 연방기금 금리의 차이로 정의되는 금리 차 충격(term spread shocks)이 실물경제에 미치는 효과를 SVAR모형으로 분석
- 주택수요충격은 건설투자와 주택가격에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 경제성장률과 인플레이션에 미치는 효과는 미미한 것으로 추정됨
- 통화정책충격 역시 건설투자와 주택가격에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 2002～2004년 중 디플레이션 우려를 불식시키기 위해 실행된 팽창적 통화정책은 2004～2005년 중 주택가격의 상승에 상당부분 기여한 것으로 나타났음. 그러나 통화정책충격 역시 실물경제에 미치는 효과는 제한적인 것으로 나타남
- 장기 채권시장의 발달이 주택시장에 미치는 효과를 살펴보기 위해 살펴본 금리 차 충격의 효과는 건설투자에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났음. 한편, 장단기 금리 차의 증가는 실질 GDP, GDP 디플레이터 및 주택가격을 하락시키는 것으로 나타났으나, 그 영향은 미미한 것으로 나타남

❑ Musso, Neri and Stracca (2010) :

- 1986년 1/4～2009년 2/4분기까지 미국과 EA(Euro Area)국가들(벨기에, 프랑스, 독일, 아일랜드, 이탈리아, 네덜란드, 스페인)을 대상으로 통화정책충격, 여신충격, 그리고 주택수요충격의 전파경로에서 주택시장의 역할을 SVAR모형을 이용하여 분석
- 통화정책충격, 여신충격 및 주택수요충격의 효과는 미국과 EA 국가들 유사한 형태를 갖는 것으로 나타남. 그러나 통화정책충격의 전파과정에서 주택시장의 역할은 EA 국가들에 비해 미국에서 더 명확한 것으로 나타났으며, 주택수요충격의 경우도 EA 국가들에 비해 미국에서 민간소비에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났음
- 통화정책충격이 민간소비에 미치는 효과는 미국과 EA 국가들 모두에서 미미한 것으로 나타났으나, EA 국가들 보다는 미국에서 더 큰 것으로 나타났음. 그러나 이와 같은 결과는 EA 국가들에서 독일이 제외될 경우, 역전되는 것으로 나타남

- 긴축적 통화정책충격에 따른 명목금리의 상승은 모기지 대출금 금리의 인상을 초래했으나 인상규모는 미미한 것으로 나타나, 외부자금조달 프리미엄의 변동을 통해 통화정책충격이 파급되는 경로는 미미한 것으로 해석됨
- 여신감소충격은 미국과 EA 국가들에서 주택가격과 건설투자를 감소시키는 것으로 나타났으며, 미국에 비해 EA 국가들에서 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났음
- 주택수요충격에 따른 주택가격의 상승은 건설투자, 소비자물가, 단기 이자율, 민간소비 및 모기지 부채액 등 모형에 포함된 모든 변수들을 증가시키는 것으로 나타났음. 특히, 민간소비에 미치는 효과는 EA 국가들에 비해 미국에서 더 큰 것으로 나타났음

❑ Nocera and Roma (2017) :

- 1980년 1/4～2014년 4/4분기까지 EA(Euro Area) 국가들(벨기에, 프랑스, 독일, 아일랜드, 이탈리아, 네덜란드, 스페인)을 대상으로 주택수요충격의 영향과 통화정책충격의 전파과정에서 주택시장이 차지하는 역할을 SVAR모형을 이용하여 분석
- 주택수요충격이 민간소비에 미치는 효과는 아일랜드와 스페인을 제외한 그 외의 국가들에서 크지 않은 것으로 나타남. 반면, 이들 두 국가들에서는 주택가격의 변동이 민간소비증가율의 변동에 큰 영향을 미치는 것으로 나타남
- 주택수요충격은 모든 국가들에서 대출금 규모에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 충격의 크기는 국가별로 차이를 갖지 않는 것으로 나타남. 특히, 분산분해 결과 대출금의 총 변동을 평균적으로 40% 가량 설명할 수 있는 것으로 나타남. 이와 같은 결과는 주택가격 상승에 따른 담보가치 상승이 가계의 대출능력을 향상시키는 것을 의미하므로 금융가속기 원리를 지지하는 것으로 해석
- 마지막으로 모든 EA 국가들에서 통화정책충격의 전파경로에서 주택가격이 중요한 역할을 하고 있는 것으로 나타났으며, 주택가격의 변동에 미치는 통화정책충격의 효과는 국가별로 큰 차이를 갖는 것으로 나타남

❑ 이영수 (2008) :

- SVAR모형을 이용하여 금리수준의 변화가 주택가격에 미치는 효과와 주택가격의 변동이 소비, 산출량 및 물가수준에 미치는 효과를 분석
- 분석결과, 금리상승충격은 미국이나 유럽을 대상으로 한 연구결과와 비교해 상대적으

로 크게 주택가격을 하락시키는 것으로 나타났으며, 주택가격의 상승은 소비, 물가 및 산출량 수준을 증가시키는 것으로 분석됨

- ㅇ 금리상승이 주택가격의 하락을 초래하고 주택가격 하락이 소비와 생산의 감소로 이루어짐에 따라 주택시장이 통화정책충격의 파급과정에서 중요한 역할을 하고 있음을 지적하였음

❑ 손종칠 (2010) :

- ㅇ VAR모형을 이용하여 실물 및 금융변수가 주택가격에 미치는 효과를 분석한 결과, 2000년대 들어 금리수준의 변동으로 식별된 통화정책충격은 주택가격의 변동에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남
- ㅇ 반면, 실질소득, 소비지출, 주거용 건설투자, 물가 등과 같은 실물경제충격과 가계대출충격은 주택가격에 통계적으로 유의하면서도 큰 영향을 미치는 것으로 나타남

❑ 이준희 (2011) :

- ㅇ 차입제약이 부동산가치에 의존하는 담보제약 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium Model)모형으로 국내 경기변동에서 화폐 및 금융요인이 차지하는 역할을 분석
- ㅇ 담보가치에 따른 차입제약이 모형에 도입될 경우, 국내 경기변동을 설명함에 있어 금융 및 신용경로의 유용성이 확인되었으며, 통화정책충격의 파급효과를 확대시키는 금융가속기 원리가 작동하고 있음을 지적
- ㅇ 반면, 부동산가격 변동이 거시경제로 확산되는 효과는 존재하기는 하나, 크기는 제한적인 것으로 나타남

❑ 김윤영 (2012) :

- ㅇ 금리수준 및 물가수준과 같은 거시변수들이 주택가격과 전세가격 변동에 미치는 영향을 외환위기 전후와 글로벌 금융위기 전후로 나누어 분석
- ㅇ 주택투자수익률 결정모형을 의미하는 단일방정식모형의 추정결과, 금리수준은 주택 및 전세가격을 설명함에 있어 외환위기 전후 모두 음의 값을 갖는 것으로 나타났으나, 글로벌 금융위기 전후로는 통계적 유의성을 갖지 못하는 것으로 나타남
- ㅇ 한편, 물가수준은 글로벌 금융위기 이후에만 주택가격을 상승시키는 것으로 나타났으

나, 전세가격의 경우는 전 기간에 걸쳐 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타나 인플레이션이 전세가격의 변동에 빠르게 반영되고 있음을 지적하였음

- ㅇ 마지막으로 VAR모형의 추정결과, 물가수준, 환율 및 주가는 주택 및 전세가격이 장기균형으로부터 이탈한 오차에 통계적으로 유의한 영향을 미침을 지적함

❑ 박천규·김유현·권수연·지대식 (2012) :

- ㅇ LTV(Loan to Value) 및 DTI(Debt to Income)와 같은 주택금융정책 및 통화정책의 효과와 미분양주택해소 정책이 부동산 PF(Project Financing)에 미치는 효과를 분석
- ㅇ 총수요부문, 금융부문 및 부동산부문으로 구성된 구조방정식 모형을 이용한 분석결과, 기준금리인상, LTV 및 DTI 규제는 주택가격을 하락시키는 것으로 분석되었음. 특히, 팽창적 통화정책은 주택가격을 상승시키는 것으로 나타났으며, 미분양주택 해소정책은 부동산 PF(Project Financing)의 부실위험을 감소시켜 민간소비와 산출량을 증가시키는 것으로 분석됨

❑ 차경수·황상연 (2013) :

- ㅇ SVAR모형을 이용하여 금리수준 및 산출량 충격이 주택가격에 미치는 효과와 주택시장의 수요 및 공급교란충격이 실물경제에 미치는 효과를 분석
- ㅇ 분석결과, 이자율충격은 주택가격에 영향을 미치나, 통화정책충격에 기인한 금리수준의 변동은 주택가격에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남. 또한 금리수준을 상승시키는 산출량충격은 중기적으로 주택가격을 상승시키는 것으로 분석됨
- ㅇ 한편, 주택가격을 상승시키는 주택수요충격은 민간소비와 민간여신 등에 영향을 미쳐 주택가격의 담보효과가 존재할 수 있는 것으로 나타났으나, 실물경제에 미치는 효과가 크지는 않은 것으로 나타남
- ㅇ 반면, 주택공급충격에 기인한 주택가격의 변화는 실물경제에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남

❑ 이태리·송인호 (2015) :

- ㅇ 통화정책충격이 주택시장과 경제전반에 미치는 영향 뿐 아니라, 지역별·주택유형별로 세분화된 주택시장에 미치는 미시적 파급효과를 FAVAR(Factor Augmented VAR)모

형으로 추정

- ㅇ 긴축적 통화정책충격이 발생할 경우, 전국 주택매매가격 뿐 아니라 7개 대도시의 주택매매가격은 하락했으며, 아파트, 단독주택 및 연립주택들의 가격도 유사하게 하락함을 발견하였음
- ㅇ DOLS(Dynamic Ordinary Least Squares) 분석결과, 국내 주택가격은 경기와 양의 관계를 갖고 통화정책금리는 경기, 주택가격과 유의적인 음의 관계를 갖는 것으로 분석됨. 특히, 소비자 효용극대화 모형을 통해 금리수준은 주택매매가격에 영향을 준다는 점과 주택매매가격에 의한 부의 효과가 거시경제의 변동성과 연결되어 금리수준에도 영향을 미칠 수 있음을 지적하였음

❑ 이영수 (2019) :

- ㅇ SVAR모형을 이용하여 통화정책충격이 가격에 미치는 효과를 분석한 결과, 긴축적 통화정책충격에 따른 금리수준의 상승은 주택가격 및 주택거래량을 감소시키는 것으로 나타남
- ㅇ 통화정책충격은 주택가격의 변동보다 주택거래량을 더 크게 변동시키는 효과를 갖고 있으며, 통화정책충격의 효과는 실물경제에 비해 주택시장에서 큰 것으로 나타났음

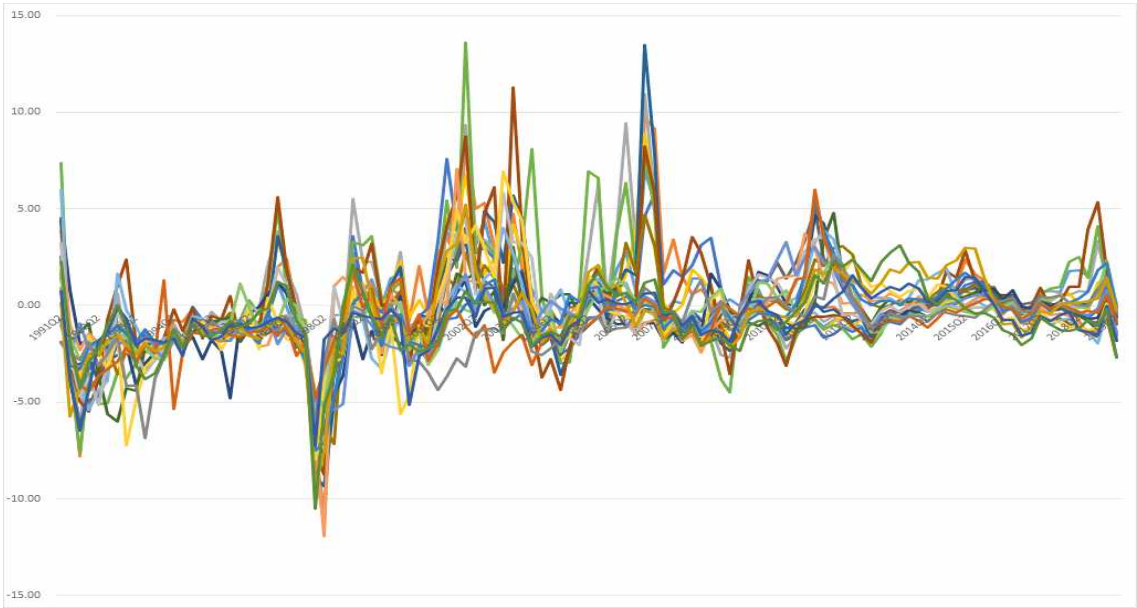
Ⅲ. 국내 주택경기변동의 특성

1. 전국 주택가격의 변동 특성

가. 동조성과 특이성

❑ <그림 Ⅲ-1>은 국민은행이 발표하는 국내 24개 도시들의 주택매매가격 종합지수를 소비자물가지수로 나눈 실질 주택매매가격 종합지수 (이후 주택가격)의 전 분기 대비 증가율을 나타냄

〈그림 Ⅲ-1〉 24개 시 주택가격 증가율 (단위: %)



자료 : 국민은행

○ 24개 도시 (서울, 안산, 안양, 부천, 인천, 성남, 수원, 광명, 부산, 울산, 춘천, 원주, 청주, 충주, 대전, 천안, 전주, 익산, 광주, 목포, 순천, 대구, 포항) 주택가격의 증가율에는 동조성과 함께 특이성이 나타나고 있음. 다시 말해, 도시별 주택가격의 증가율에서는 공통추세가 발견되고 있으나, 도시별 편차도 존재함을 의미

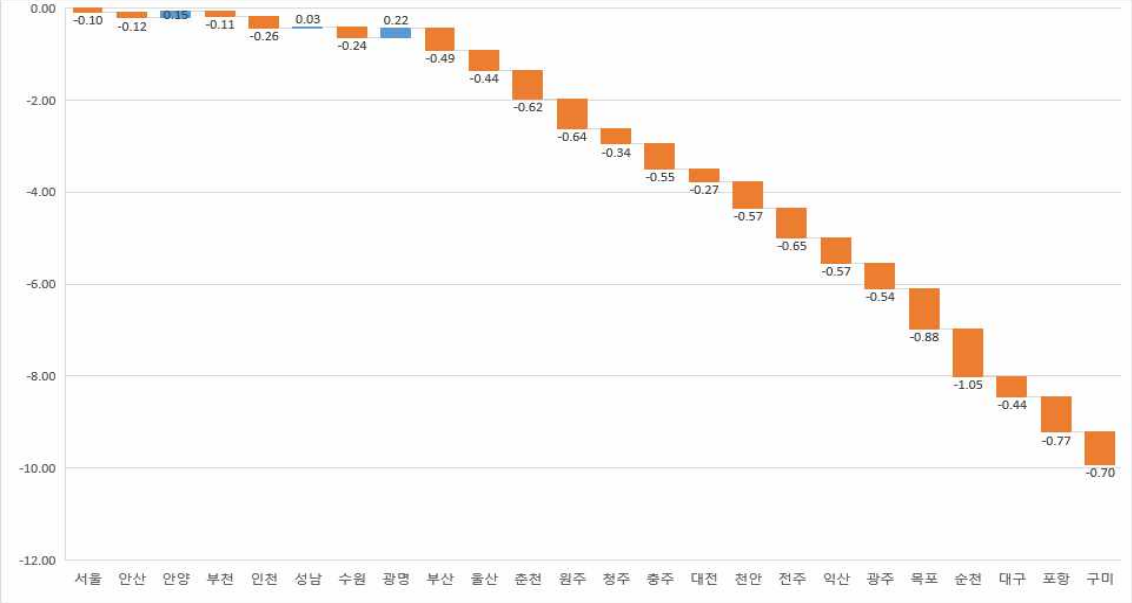
- 24개 시 주택가격 증가율에서 나타나는 동조성은 거시경제의 구조적 충격들에 기인하며, 특이성은 지역적 특성에 기인

❑ <그림 Ⅲ-2>는 1991년 2/4~2019년 2/4분기까지 24개 도시 주택가격 증가율의 평균값들을 나타내고 있으며, 이 역시 동조성과 특이성이 나타나고 있음

- 24개 도시 중, 21개 도시의 주택가격 증가율은 하락하고 있으나 안양, 성남 및 광명 등 3개 도시의 주택가격 증가율은 상승하여 동조성과 함께 특이성이 존재
- 한편, 주택가격 증가율이 하락하는 동조성을 보이고 있는 21개 도시의 경우에도 시별 증가율에서는 편차를 갖고 있어 특이성이 존재. 또한 주택가격 증가율이 상승하는 동조성을 보이고 있는 3개 도시의 경우 역시 시별 증가율에서는 편차를 보여 특이성이 존재
- 도시별 주택가격 증가율 평균에서 나타나는 또 다른 특징은 권역차원의 동조성과 특이성이 존재하고 있다는 점임. 다시 말해, 수도권에 속한 8개 도시(서울, 안산, 안양, 부천, 인천, 성남, 수원, 광명)와 비수도권에 속한 16개 도시의 주택가격 증가율에서는 권역별로 상호 구분되는 특이성이 존재하며, 동일 권역 내에서는 동조성과 특이성이 동시에 나타남
  - 비수도권에 속한 16개 도시의 경우, 주택가격 증가율이 모두 하락하는 동조성을 갖고 있으나, 수도권의 경우 3개 도시는 상승하고 그 외 5개 도시는 하락하는 형태를 보임
  - 이와 같은 특성은 수도권과 비수도권 도시들의 주택가격 증가율이 뚜렷이 구별될 수 있는 특이성을 갖고 있음을 의미
  - 그러나 권역별로 살펴보면 비수도권에 속한 16개 도시의 주택가격 증가율은 하락하는 동조성을 보이면서도, 시별 증가율에서는 편차를 보여 동일 권역 내에서 동조성과 특이성이 존재함
  - 수도권에 속한 8개 시의 경우, 안양, 성남 및 광명 등 3개 도시는 주택가격 증가율이 증가하는 동조성을, 그 외 5개 시의 주택가격 증가율은 하락하는 동조성을 갖고 있음. 특히, 이와 같이 상반되는 증가율은 권역 내에서도 뚜렷한 특이성이 존재함을 의미

○ 이처럼 주택가격의 변동을 수도권과 비수도권으로 분할하여 권역차원의 동조성에 관해 살펴볼 수 있는 이유는 차경수·황상연 (2013)이 지적한 바와 같이 주택가격에 영향을 미치는 인구, 경제활동 및 교육기관이 주로 수도권에 집중되어 있어 두 권역에서 큰 차이를 갖기 때문임

〈그림 Ⅲ-2〉 24개 시 평균 주택가격 증가율 (단위: %)



2. 베이지안 동태은닉공통인자모형

가. 동태은닉공통인자모형

❑ 본 연구는 국내 주택가격 변동에서 나타나는 동조성과 특이성을 추적하기 위해 Del Negro and Otrok (2007), 차경수·황상연 (2013) 및 차경수·박재현 (2019)에서와 같이 동태은닉공통인자모형을 이용하였음

○ Stock and Watson (1989a,b, 1991)이 개발한 동태은닉공통인자모형은 관찰 가능한 여러 시계열들의 변동으로부터 동조성을 의미하는 공통인자(common factor)와 개별 시계열들의 특이적 변동(idiosyncratic variation)을 추출하는 계량모형을 의미

○ 동태은닉공통인자모형은 다음과 같이 표현될 수 있음

$$x_{jt} = \alpha_j + \beta_j f_t^c + \beta_j^r f_t^r + e_{jt},\ j = 1,2 \cdots, 24,\ r = 1,2 \qquad (1)$$

- 여기서, x_{jt}는 관찰 가능한 j번째 도시의 주택가격 증가율, f_t^c는 전국차원의 동조성을 의미하는 공통인자, f_t^r은 권역차원(수도권($r=1$), 비수도권($r=2$))의 공통인자, e_{jt}는 j번째 도시의 특이성, α_j는 j번째 도시 주택가격 증가율의 장기추세를 나타내는 파라미터, β_j^c와 β_j^r은 공통인자 f_t^c와 f_t^r에 대한 y_{jt}의 반응도를 나타내는 파라미터로 팩터-로딩(factor-loading)이라 불림
- f_t^c는 거시경제의 구조적 충격들에 공통적으로 영향을 받아 24개 도시들의 주택가격 변동에서 공통으로 나타나는 동조성을 반영하는 전국차원의 공통인자
- f_t^r은 수도권과 비수도권이라는 권역차원의 지역특성을 반영하여, 각 권역에 속한 도시들의 주택가격 변동에서만 공통적으로 나타나는 동조성을 반영하는 권역차원의 공통인자
- 따라서 f_t^r은 거시경제의 구조적 충격들에는 영향을 받지 않고, 주택가격에 영향을 미치는 권역 내 요인들(예: 수도권 주변 신도시 개발이 인근 도시들의 주택가격에 미치는 효과 등)에 의해 영향을 받음

○ 동태은닉공통인자모형은 동태(dynamic)라는 이름을 갖기 위해 공통인자들 f_t^c와 f_t^r, 그리고 특이적 변동 e_{jt}가 다음과 같이 q차 및 p차 자기회귀과정(autoregressive regression)을 따르고 있는 것으로 가정

$$f_t^c = \gamma_1^c f_{t-1}^c + \gamma_2^c f_{t-2}^c \cdots + \gamma_q^c f_{t-q}^c + \epsilon_t^c,\ \ \epsilon_t^c \sim N(0, \sigma_c^2) \quad (2)$$

$$f_t^r = \gamma_1^r f_{t-1}^r + \gamma_2^r f_{t-2}^r \cdots + \gamma_q^r f_{t-q}^r + \epsilon_t^r,\ \ \epsilon_t^r \sim N(0, \sigma_r^2),\ r = 1,2 \quad (3)$$

$$e_{jt} = \rho_{1j} e_{jt-1} + \cdots + \rho_{pj} e_{jt-p} + \eta_{jt},\ \eta_{jt} \sim N(0, \sigma_{\eta_j}^2),\ j = 1,2,\cdots,24 \quad (4)$$

○ 마지막으로 식(2)~식(4)에 나타나 있는 교란항들(disturbance terms)은 서로 상관관계가 없는 것으로 가정됨

$$E(\epsilon_t^c \epsilon_t^r) = E(\epsilon_t^c \eta_{jt}) = E(\epsilon_t^r \eta_{jt}),\ for\ all\ j, r\ and\ t \qquad (5)$$

❑ 한편, 식(1)~식(5)의 동태은닉공통인자모형을 추정할 경우, 다음과 같은 두 가지 식별문제(identification problems)가 발생

○ 첫 번째 식별문제는 팩터-로딩들과 공통인자들의 부호가 식별되지 못하는 문제를 의미함

- 이를 해결하기 위해 f_t^c와 f_t^r에 대한 팩터-로딩들 중 한 개가 양의 부호를 갖는다는 제약을 부과하였음. 이 경우, f_t^c에 대해서는 서울의 팩터-로딩이 양의 부호를 갖는다는 제약을 부과했으며, f_t^r에 대해서는 수도권은 서울, 그리고 비수도권은 대전의 팩터-로딩이 양의 부호를 갖는다는 제약을 부과하였음
- 이는 많은 인구와 주택수를 가지면서 왕성한 경제활동을 하는 도시들이 거시상황과 같은 공통충격 뿐 아니라, 권역차원의 충격에 대해서도 정의 반응 보일 것이라는 가정에 기초함

○ 두 번째 식별문제는 팩터-로딩들과 공통인자들의 크기(scale)가 식별되지 못하는 문제를 의미함

- 이를 해결하기 위해 공통인자 f_t^c와 f_t^r의 분산 σ_c^2와 $\sigma_r^2, r=1,2$를 상수로 정규화시킴[4)]

나. MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 추정

❑ 동태은닉공통인자모형의 추정은 베이지안 MCMC 방법을 이용하였음

○ Kose, Otrok and Whiteman (2003), Del Negro and Otrok (2007), 차경수·황상연 (2013), Jackson, Kose, Otrok and Owyang (2015) 및 차경수·박재현 (2019)과 같이 베이지안 MCMC를 이용

- 베이지안 MCMC 방법론은 공통인자들과 파라미터들의 조건부 사후분포

4) 이와 달리 팩터-로딩들 중 하나의 값을 1로 정규화 시키는 방법도 존재하나, Del Negro and Otrok(2007)은 이 경우 MCMC로 파라미터들을 추정할 경우 사후분포가 부정확하게 추정되는 단점이 존재함을 지적

(conditional posterior distribution)를 이용하는 Gibbs sampler를 통해 안정적 사후분포(stationary posterior distribution)를 추정하는 방법

○ 파라미터들에 대한 충분한 지식을 갖고 있지 못하므로 본 연구에서는 파라미터에 대한 사전분포들로 비교적 큰 분산을 갖는 비-정보적(non-informative) 사전분포를 가정하였음

- 먼저, $\alpha_j, j=1,2,\cdots 24$는 모두 전국 주택가격의 전 분기대비 증가율의 표본기간 평균값을 평균으로 갖고 분산이 1인 정규분포로 가정하였음
- 팩터-로딩들의 사전분포는 $N(0,250)$으로 가정하였음
- 식(4)에 나타나 있는 분산 $\sigma^2_{\eta_j}, j=1,2,\cdots 24$의 사전분포는 모두 역-감마(inverted Gamma)분포인 $IG(4,0.1)$로 가정하였음
- 식(2)~식(4)의 자기회귀과정의 시차는 $p=q=2$로 설정했으며, 시차 파라미터들의 사전분포들은 모두 평균이 0인 정규분포를 가정함. 분산의 경우, $p=1$인 $\rho_{1j}, j=1,2,\cdots,24$의 분산을 1로 하고, p가 증가할수록 분산은 2배씩 증가하는 것으로 가정하였음

○ 모형의 추정은 1991년 2/4~2019년 2/4분기까지 분기별 자료를 이용하였음

- 24개 도시의 주택매매가격 종합지수와 소비자물가지수는 모두 계절 조정된 자료를 이용
- Markov 체인의 수렴은 Geweke의 CD(Convergence Diagnostics)를 이용하여 점검[5]하였음
- 추정은 100,000번의 Markov 체인으로부터 사후분포를 얻었으며, 초기 전 처리(burn-in) 단계는 Markov 체인의 10%인 20,000번으로 처리하였음

○ 식(1)~식(5)에는 너무 많은 파라미터들을 포함하고 있으므로, <표 Ⅲ-1>은 이들 중 경제적 의미를 갖는 상수항 α_j와 팩터-로딩들에 대한 사후분포의 추정결과를 나타내고 있음

- 추정결과를 살펴보면 Geweke의 CD는 모든 파라미터들이 95% 신뢰수준에서 수

5) Geweke의 CD는 점근적으로 표준정규분포를 따르는 것으로 알려져 있으므로, CD의 절대값이 1.96보다 작으면 95% 신뢰수준에서 안정적 사후분포(stationary posterior distribution)으로 수렴한 것으로 판단

렴했음을 나타내고 있음

<표 Ⅲ-1> 동태은닉공통인자모형의 사후분포

	파라미터	평균	HPDI (90%)	표준편차	Geweke's CD
서울 ($j=1, r=1$)	α_j	-0.3926	[-0.9449, 0.1410]	0.3329	-1.7684
	β_j^c	0.8824	[0.7365, 1.0397]	0.0926	-0.3669
	β_j^r	0.5704	[0.5002, 0.6482]	0.0451	-0.8833
안산 ($j=2, r=1$)	α_j	-0.4298	[-1.0332, 0.1591]	0.3634	-1.7668
	β_j^c	0.9202	[0.7497, 1.1012]	0.1068	-0.8206
	β_j^r	0.5434	[0.4442, 0.6515]	0.0633	0.1081
안양 ($j=3, r=1$)	α_j	-0.4609	[-1.1696, 0.2360]	0.4270	-1.7790
	β_j^c	1.1213	[0.9265, 1.3239]	0.1215	-0.8580
	β_j^r	0.6558	[0.5438, 0.7760]	0.0709	0.1693
부천 ($j=4, r=1$)	α_j	-0.3245	[-0.7806, 0.1140]	0.2717	-1.6739
	β_j^c	0.6905	[0.5601, 0.8282]	0.0816	-1.0039
	β_j^r	0.3968	[0.3023, 0.4992]	0.0603	1.2056
인천 ($j=5, r=1$)	α_j	-0.3062	[-0.8491, 0.2361]	0.3320	-1.9902
	β_j^c	0.7246	[0.6031, 0.8539]	0.0762	-0.5910
	β_j^r	0.2680	[0.1958, 0.3460]	0.0454	-0.2449
성남 ($j=6, r=1$)	α_j	-0.4438	[-1.1955, 0.2915]	0.4533	-1.6726
	β_j^c	1.0833	[0.8535, 1.3259]	0.1439	-0.4838
	β_j^r	0.7788	[0.6394, 0.9325]	0.0893	-0.7463
수원 ($j=7, r=1$)	α_j	-0.4072	[-0.9350, 0.1024]	0.3175	-1.8303
	β_j^c	0.9390	[0.7779, 1.1114]	0.1015	-1.0935
	β_j^r	0.4532	[0.3555, 0.5621]	0.0632	1.0579
광명 ($j=8, r=1$)	α_j	-0.4229	[-1.0779, 0.2167]	0.3951	-1.8629
	β_j^c	0.9847	[0.7824, 1.2013]	0.1277	-0.3020
	β_j^r	0.6812	[0.5565, 0.8144]	0.0789	-1.0512
부산 ($j=9, r=1$)	α_j	-0.2752	[-0.7048, 0.1553]	0.2628	-1.4758
	β_j^c	0.6577	[0.5105, 0.8097]	0.0909	-0.0732
	β_j^r	0.4131	[0.1136, 0.6753]	0.1699	-1.5206
울산 ($j=10, r=1$)	α_j	-0.2805	[-0.7812, 0.2223]	0.3092	-1.6219
	β_j^c	0.6796	[0.5735, 0.7897]	0.0658	-0.0781
	β_j^r	0.2048	[0.0126, 0.3841]	0.1126	-1.6932
춘천 ($j=11, r=2$)	α_j	-0.3362	[-0.7856, 0.0803]	0.2701	-1.6119
	β_j^c	0.6604	[0.5137, 0.7992]	0.0863	-1.5044
	β_j^r	-0.4376	[-0.6297, -0.2360]	0.1193	1.3229
원주 ($j=12, r=2$)	α_j	-0.2152	[-0.7926, 0.3769]	0.3629	-1.5451
	β_j^c	0.6337	[0.5128, 0.7585]	0.0748	0.0405
	β_j^r	0.2318	[0.0411, 0.4199]	0.1145	-1.8056

	파라미터	평균	HPDI (90%)	표준편차	Geweke's CD
청주 ($j=13, r=2$)	α_j	-0.2008	[-0.6160, 0.2093]	0.2549	-1.6632
	β_j^c	0.4660	[0.3542, 0.5830]	0.0698	-0.6311
	β_j^r	-0.1034	[-0.2916, 0.0786]	0.1123	-1.4834
충주 ($j=14, r=2$)	α_j	-0.2228	[-0.6746, 0.2392]	0.2799	-1.2496
	β_j^c	0.6232	[0.4766, 0.7749]	0.0905	0.2788
	β_j^r	0.5155	[0.2986, 0.7065]	0.1243	-1.3143
대전 ($j=15, r=2$)	α_j	-0.2560	[-0.7724, 0.2852]	0.3249	-1.0440
	β_j^c	0.6414	[0.4799, 0.8088]	0.1001	-0.0182
	β_j^r	0.6716	[0.4333, 0.9033]	0.1454	1.0382
천안 ($j=16, r=2$)	α_j	-0.2972	[-0.8815, 0.2864]	0.3594	-1.3574
	β_j^c	0.6505	[0.4950, 0.8131]	0.0967	-0.2062
	β_j^r	0.3102	[0.0607, 0.5482]	0.1489	-0.7445
전주 ($j=17, r=2$)	α_j	-0.2533	[-0.7497, 0.2302]	0.3062	-1.8737
	β_j^c	0.4119	[0.3209, 0.5087]	0.0568	0.2417
	β_j^r	-0.0345	[-0.1915, 0.1202]	0.0945	-1.6099
익산 ($j=18, r=2$)	α_j	-0.1691	[-0.5489, 0.2132]	0.2349	-1.7598
	β_j^c	0.4528	[0.3624, 0.5463]	0.0561	0.1233
	β_j^r	0.1408	[-0.0346, 0.2937]	0.0996	-1.2888
광주 ($j=19, r=2$)	α_j	-0.2743	[-0.7044, 0.1477]	0.2613	-1.8396
	β_j^c	0.5785	[0.4912, 0.6715]	0.0543	-0.1485
	β_j^r	0.0046	[-0.1845, 0.1654]	0.1061	-1.9511
목포 ($j=20, r=2$)	α_j	-0.2206	[-0.8006, 0.3458]	0.3582	-1.7442
	β_j^c	0.4083	[0.3095, 0.5129]	0.0620	0.5120
	β_j^r	0.0278	[-0.1437, 0.1955]	0.1033	-1.5366
순천 ($j=21, r=2$)	α_j	-0.1926	[-0.7771, 0.3801]	0.3579	-1.8531
	β_j^c	0.4083	[0.3012, 0.5188]	0.0662	0.1272
	β_j^r	0.0743	[-0.1295, 0.2613]	0.1189	-1.6768
대구 ($j=22, r=2$)	α_j	-0.3552	[-0.9102, 0.1951]	0.3397	-1.6760
	β_j^c	0.7779	[0.6412, 0.9180]	0.0838	0.2384
	β_j^r	0.2998	[0.0453, 0.5236]	0.1443	-1.8670
포항 ($j=23, r=2$)	α_j	-0.2479	[-0.6196, 0.1184]	0.2264	-1.8171
	β_j^c	0.5567	[0.4495, 0.6716]	0.0677	-0.3085
	β_j^r	0.0786	[-0.1631, 0.2846]	0.1350	-1.9511
구미 ($j=24, r=2$)	α_j	-0.3328	[-1.0115, 0.3286]	0.4171	-1.8482
	β_j^c	0.7763	[0.6552, 0.9034]	0.0755	-0.0697
	β_j^r	0.0719	[-0.2337, 0.3145]	0.1705	-1.7626

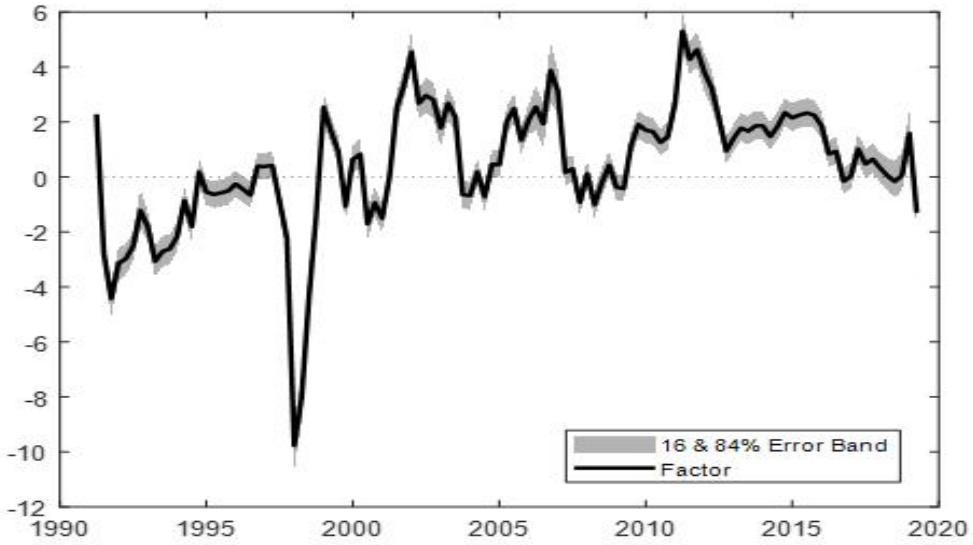
다. 공통인자

❑ <그림 Ⅲ-3>은 전국차원의 공통인자 f_t^c의 사후분포로부터 얻은 중위값(median) 및 68% 분위구간(34~86% 분위값)을 나타내고 있음

○ 거시경제의 구조적 충격들에 영향을 받는 f_t^c는 비교적 작은 오차범위를 가지며 과거 주요시기에 발생했던 주택가격 변동을 잘 추적하고 있음

- 예로서, 과거 1990년대 주택공급 확대 및 1998년 외환위기 발생에 따른 주택가격 하락과 2008~2009년 글로벌 금융위기 이후의 주택시장 침체 등을 잘 추적하고 있음
- 또한 2001년, 20005년 및 2011~2012년까지 발생한 주택가격 상승도 잘 포착하고 있음

〈그림 Ⅲ-3〉 공통인자 f_t^c의 사후분포 (단위: %p)



❑ <그림 Ⅲ-4>는 권역차원의 공통인자 $f_t^r, r=1,2$의 사후분포로부터 얻은 중위값(median) 및 68% 분위구간(34~86% 분위값)을 나타내고 있음

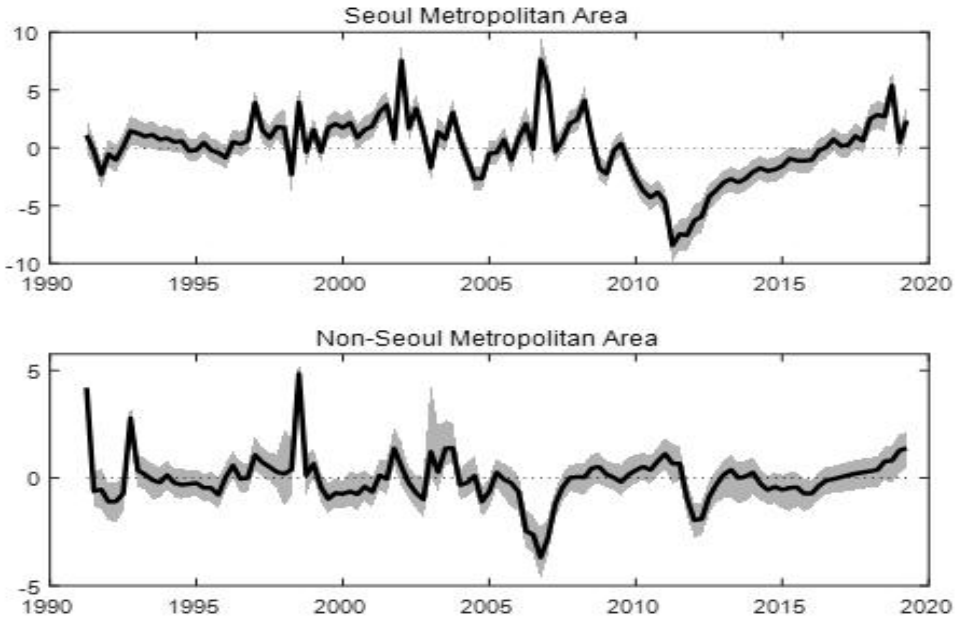
○ 이들 권역차원의 공통인자 역시 f_t^c와 같이 비교적 작은 오차범위를 가지며 과거 지역 주택시장의 상황을 잘 추적하고 있음

- 예로서, 2006년 비수도권 주택시장은 침체되었으나, 수도권 주택시장은 판교지역의 매수증가로 주택가격이 상승했던 사실을 잘 추적하고 있음
- 또한 2010~2011년 중 경기침체 장기화에 대한 우려로 수도권을 중심으로 주택

시장의 침체가 발생한 사실을 추적

- 문재인 정부 들어 서울을 중심으로 한 주택가격 상승이 비수도권에 비해 수도권 주택시장을 크게 과열시킨 점도 비교적 잘 추적하고 있음

〈그림 Ⅲ-4〉 공통인자 f_t^r의 사후분포 (단위: %p)



라. 주택가격 변동의 주요 요인

❑ 주택가격 변동요인의 분석은 다음과 같은 분산분해(variance decomposition)방식을 통해 이루어짐

○ Del Negro and Otrok (2007), 차경수·황상연 (2013) 및 차경수·박재현 (2019) 등은 동조성과 지역적 특성이 개별 도시의 주택가격 변동에서 차지하는 기여도를 다음과 같이 주택가격 총 변동에서 공통인자들과 도시별 특이성이 차지하는 기여도로 정의

$$v_j = \frac{\sum_{t=1}^{T}(\beta_j^c f_t^c)^2}{\sum_{t=1}^{T}(\beta_j^c f_t^c)^2 + \sum_{t=1}^{T}(\beta_j^r f_t^r)^2 + \sum_{t=1}^{T}(e_{jt})^2}, \quad j = 1,2,\cdots,24, \quad r = 1,2 \qquad (6)$$

- 여기서, v_j는 j번째 도시의 주택가격 변동에서 전국차원의 공통인자 f_t^c가 차지하는 기여도
- 권역차원의 공통인자 f_t^r과 도시고유의 특이성 e_{jt}가 차지하는 기여도 역시 식(6)과 유사한 방식으로 계산될 수 있음

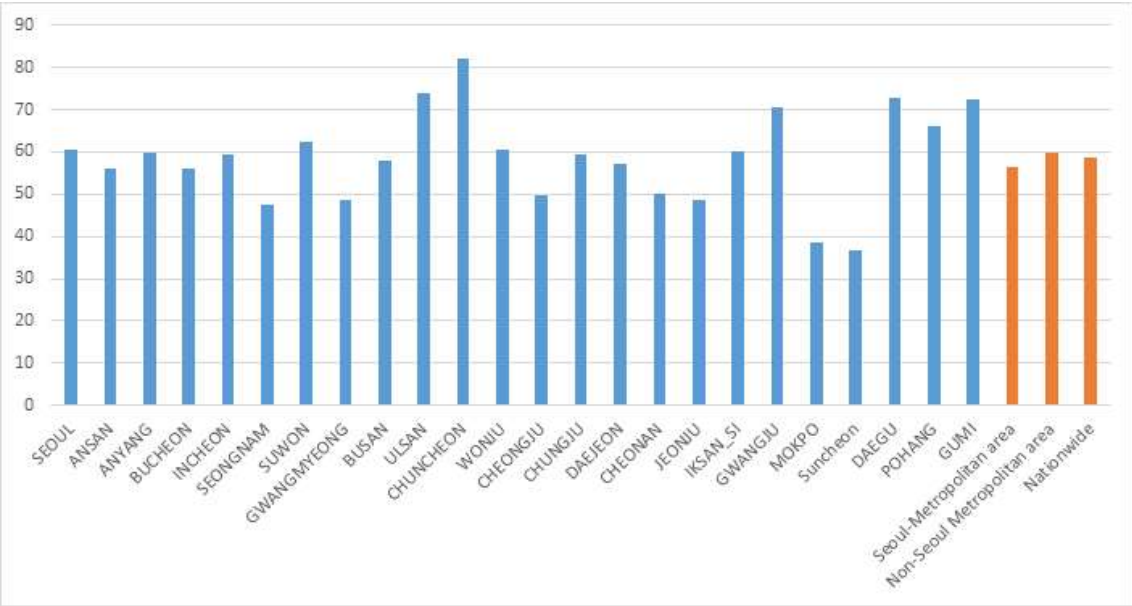
○ 식(6)의 분산분해는 식(1)~식(5)의 공통인자모형을 추정하는 과정에서 함께 수행되었으며 <그림 Ⅲ-5>~<그림 Ⅲ-7>은 그 결과를 나타내고 있음

- <그림 Ⅲ-5>~<그림 Ⅲ-7>은 분산분해 결과는 중위값 기준 기여도를 나타내며, 34~64% 분위구간에 대한 추정결과는 부록에 첨부하였음

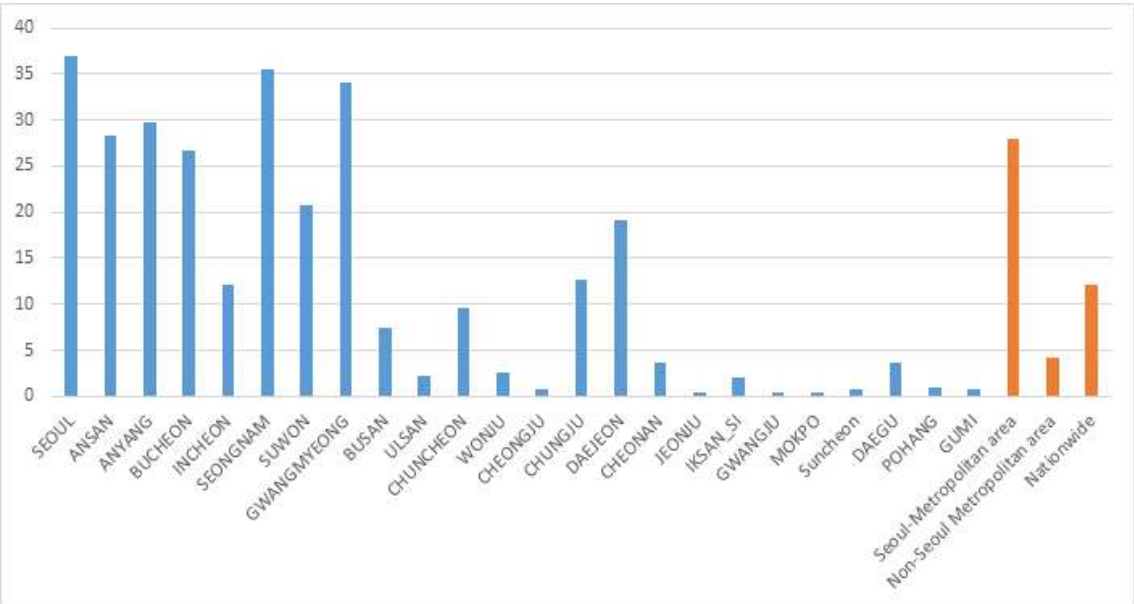
○ <그림 Ⅲ-5>~<그림 Ⅲ-7>>의 분산분해 결과를 살펴보면 전국 주택가격 변동에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 금리수준 및 경기상황의 변동과 같은 거시경제의 구조적 충격들인 것으로 나타남

- 거시경제의 구조적 충격들에 영향을 받는 전국차원의 공통인자 f_t^c가 주택가격 변동에서 차지하는 기여도는 중위값 기준으로 전국 평균 58.62%
- 지역 특성을 반영하는 권역차원의 공통인자 f_t^r과 도시 고유의 특이성 e_{jt}가 주택가격 변동에서 차지하는 기여도는 중위값 기준으로 전국 평균 12.5%와 28.88%를 각각 기록
- 이와 같은 결과는 국내 24개 도시 주택가격 변동을 주도하는 원동력(driving force)은 거시환경의 변화임을 지적하는 것으로 해석할 수 있음

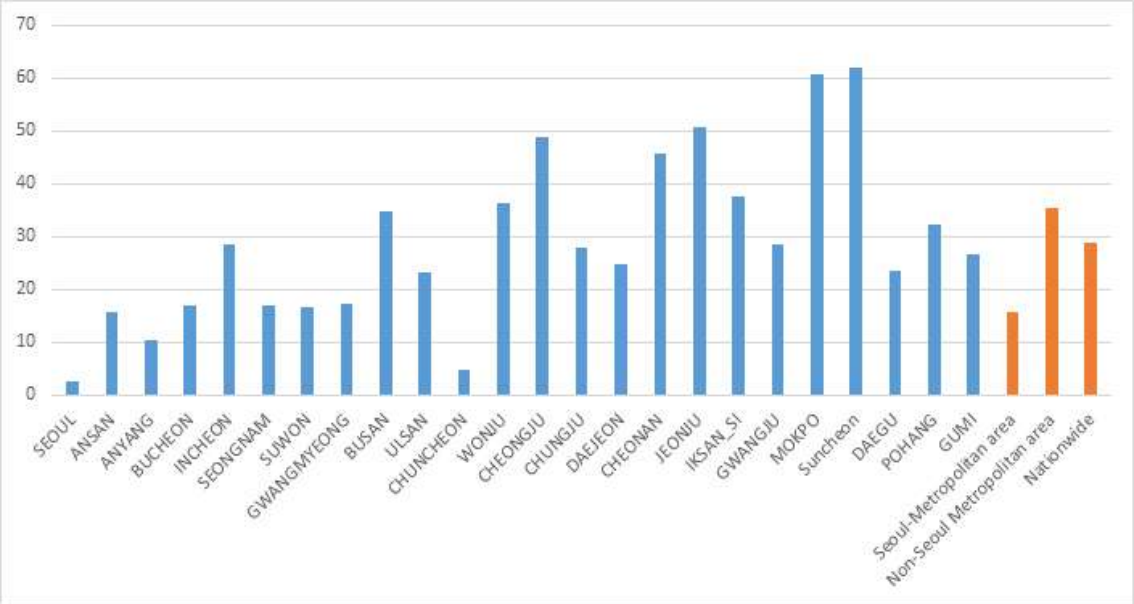
<그림 Ⅲ-5> 전국적 공통인자 f_t^c의 기여도 (단위: %, 중위값 기준)



<그림 Ⅲ-6> 권역차원의 공통인자 f_t^r의 기여도 (단위: %, 중위값 기준)



<그림 Ⅲ-7> 시별 특이성 e_{jt}의 기여도 (단위: %, 중위값 기준)



○ 수도권 도시들의 주택가격 변동은 주로 거시경제 상황과 권역차원의 특성에 영향을 받는 반면, 비수도권 도시들의 주택가격 변동은 주로 거시경제 상황과 시별 특성에 영향을 받고 있음을 나타내고 있음

- 거시경제의 구조적 충격들에 영향을 받는 전국차원의 공통인자 f_t^c가 주택가격 변동에서 차지하는 기여도는 중위값 기준으로 전국 평균 58.62%이며, 수도권과 비수도권의 평균은 각각 56.32%와 59.77%
- 지역적 특성을 반영하는 권역차원의 공통인자 f_t^r이 차지하는 기여도는 중위값 기준으로 전국 평균 12.15%, 수도권 및 비수도권의 평균은 각각 28.03%과 4.21%로 큰 차이를 보임
- 마지막으로 도시고유의 특이성 e_{jt}가 차지하는 기여도는 중위값 기준으로 전국 평균 28.88%, 수도권 평균 15.61%, 비수도권 평균 35.51%를 각각 차지
- 이와 같은 결과는 수도권의 경우, 서울을 중심으로 광역 생활권이 형성되어 권역자체가 하나의 거대 도시처럼 기능을 하고 있음을 의미

○ 거시경제의 구조적 충격들에 영향을 받는 전국차원의 공통인자가 주택가격 변동에서 차지하는 기여도는 춘천, 울산, 대구 및 구미 순으로 나타나고 있음

- 다른 도시들에 비해 경북에 위치한 대구, 구미 및 포항의 주택가격 변동에서 전국차원의 공통인자가 차지하는 기여도가 상대적으로 높게 나타남

Ⅳ. 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격에 미치는 효과

1. 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격의 효과

가. SVAR 모형

❑ 본 연구는 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격과 같은 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격 변동에 미치는 효과를 구조적 벡터자기회귀모형(Structural Vector Autoregression Model; 이하 SVAR)을 이용하여 분석

○ 상수항을 비롯한 결정변수들(deterministic variables)을 무시할 경우 SVAR모형은 다음과 같이 나타낼 수 있음

$$\Gamma(L)X_t = v_t, \quad v_t \sim N(0, I) \qquad (7)$$

- X_t는 $(n \times 1)$ 벡터이고, $\Gamma(L)$은 시차연산자 L에 대한 $(n \times n)$ 다항계수행렬이며, v_t는 서로 직교(orthogonal)하며 분산이 1로 정규화된 구조적 교란항(structural disturbances)을 나타내는 $(n \times 1)$벡터
- 본 연구는 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동에 미치는 효과를 살펴보기 위해 Del Negro and Otrok (2007), 차경수·황상연 (2013) 및 차경수·박재현 (2019) 등과 같이 X_t에 본원통화, 금리, 물가, 실질 GDP, 그리고 동태은닉공통인자모형에서 추출된 공통인자 f_t^c 등을 포함시킴

❑ 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격과 같은 구조적 충격들의 식별(identification)은 Faust (1998), Canova and Pína (1999), Canova and Nicolð (2002) 및 Uhlig (2005)에서와 같이 부호제약(sign restrictions) 방식을 이용

○ 부호제약 방식이란 거시경제의 구조적 충격들에 대한 변수들의 충격반응함수(impulse response function)가 경제이론에 부합하는 부호를 갖도록 제약을 가함으로서 구조적

충격들을 식별하는 방식

- 예로서, 금리인하를 반영하는 팽창적 통화정책충격을 식별할 경우, 경제이론은 팽창적 통화정책충격에 반응하여 통화량, 물가 및 산출량은 증가하므로 충격반응함수 값들의 부호가 양의 부호를 갖고, 금리는 하락하므로 음의 부호를 갖도록 제약을 가하는 방식임
- 부호제약과 함께 본 연구에서는 Uhlig (2005)에서와 같이 불가지론 접근법(agnostic approach)을 적용하였음. 이는 분석의 관심 대상인 변수의 충격반응함수에는 아무런 부호제약도 부과하지 않고, 오직 자료에 의해서만 반응형태가 결정되도록 하는 방식임
- 따라서 팽창적 통화정책충격의 예에서 관심의 대상인 주택가격에는 부호제약을 가하지 않고, 자료에 의해 충격반응함수의 형태가 결정되도록 함

❑ 본 연구는 SVAR모형에서 식별된 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격과 같은 구조적 충격들에 대한 충격반응함수와 분산분해(variance decomposition) 결과를 통해 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동에 미치는 효과를 분석

○ 앞서 살펴본 SVAR모형의 양변에 당기의 구조계수행렬 $\Gamma_0(=\Gamma(0))$의 역행렬 Γ_0^{-1}을 곱하면 다음과 같은 RVAR모형(Reduced Form VAR; 이하 RVAR)을 얻게 됨

$$\Phi(L)X_t = \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0,\Sigma) \qquad (8)$$

- $\Phi(L)$은 시차연산자 L에 대한 $(n \times n)$ 다항계수행렬을 나타냄

○ 부호제약을 통해 식별된 Γ_0와 추정을 통해 얻어진 $\Phi(L)$을 이용하면 SVAR모형은 다음과 같은 벡터이동평균모형(vector moving average representation; 이하 VMAR)로 표현됨

$$X_t = \Phi(L)^{-1}\epsilon_t = \Phi(L)^{-1}\Gamma_0^{-1}v_t = \Psi(L)v_t = \sum_{i=0}^{\infty}\Psi_i v_{t-i}$$

- $\Psi(L)$은 시차연산자 L에 대한 $(n \times n)$ 다항계수행렬을 나타냄

○ VMAR모형을 이용하여 충격반응함수와 분산분해 분석을 수행할 수 있음

- 충격반응함수는 구조적 충격에 대한 변수들의 동태적 반응경로를 나타냄
- 분산분해는 X_t에 포함된 내생변수들의 총 예측오차 변동에서 식별된 구조적 충격이 차지하는 기여도로, 통상 해당 내생변수의 변동을 가져오는 주요 원동력(main driving force)을 식별하는 지표(measure)

❑ 모형의 추정은 콜 금리 자료가 존재하는 1991년 1/4부터 2019년 1/4분기까지 하며, Uhlig (2005)에서와 같이 Bayesian VAR모형을 이용하여 추정하였음

○ 모든 자료는 계절조정 되었으며, X_t에는 본원통화, 콜 금리, 소비자물가지수, 실질 GDP, 그리고 동태은닉공통인자모형에서 추출된 전국차원의 공통인자 f_t^c 등이 포함됨

- 콜 금리와 공통인자 f_t^c 를 제외한 변수들은 로그-차분 된 증가율 자료를 이용함

○ Uhlig (2005)는 정규-위샷 분포(Normal-Wishart distribution)를 가정하는 베이지안 VAR모형에서 거시경제의 구조적 충격들을 식별하기 위해 충격벡터(impulse vector)를 생성하는 알고리듬을 제안

- 반면, 본 연구는 QR분해(QR decomposition)를 통해 충격행렬(impulse matrix)을 생성함으로서 다수의 구조적 충격들을 동시에 식별하는 Rubio-Ramĩrez, Waggoner and Zha (2006)의 알고리즘을 이용하였음

○ SVAR모형의 시차는 AIC(Akaike Information Criteria)와 SIC(Schwarz Information Criterion)에 의해 2로 설정하였음

나. 부호제약 (Sign Restrictions)

❑ 본 연구는 부호제약에 의해 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격을 식별하기 위해 이들 충격들을 다음과 같이 정의하였음

○ 팽창적 통화정책충격은 금리수준을 k기간 동안 하락시키나, 본원통화, 물가수준 및 산출량 증가율은 k기간 동안 상승시키는 충격으로 정의

○ 수요충격은 Peersman and Straub (2004) 및 Sariola (2015) 등과 같이 금리수준과 산출량 및 물가수준 증가율을 k기간 동안 상승시키는 충격으로 정의

- 팽창적 통화정책충격과 달리 총수요를 증가시키는 그 외 요인들에 의해 금리수

준, 물가수준 및 산출량이 증가하는 수요측면의 충격을 의미

- ㅇ 공급충격은 Del Negro and Otrok (2007), 차경수·황상연 (2013) 및 차경수·박재현 (2019) 등과 같이 산출량 증가율은 k기간 동안 증가시키나, 물가상승률은 k기간 동안 감소시키는 충격으로 정의
  - – 본 연구에서 가정하는 공급충격은 생산성 증가충격으로 기업의 생산비용을 하락시켜 산출량은 증가시키나 물가수준은 하락시키는 충격을 의미

❑ 본 연구는 구조적 충격들에 대한 이와 같은 정의에 기초하여 변수들의 충격반응함수에 부호제약을 부과

- ㅇ 구조적 충격에 대해 해당 변수가 k기간 동안 증가할 경우 충격반응함수가 “+”의 부호를 갖는 제약을 부과하며, k기간 동안 감소할 경우에는 충격반응함수가 “−”의 부호를 갖는 제약을 부과
- ㅇ 한편, 구조적 충격에 대한 변수의 반응에 관해 경제이론이 존재하지 않을 경우에는 해당 변수의 충격반응함수에 아무런 부호제약도 가하지 않음
  - – 수요충격의 경우, 본원통화 증가율에 대해 경제이론이 존재하지 않으므로 부호제약을 가하지 않음
  - – 공급충격의 경우, 본화통화 증가율 및 금리수준에 대해 경제이론이 존재하지 않으므로 부호제약을 가하지 않음
- ㅇ 부호제약을 통해 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격을 식별함에 있어 주택가격의 충격반응함수에는 부호제약을 가하지 않음. 이는 구조적 충격에 대해 관심의 대상이 되는 변수의 반응이 자료에 의해 결정되도록 하는 접근법으로 Uhlig (2005)는 이를 “불가지론 접근법 (agnostic approach)”라 부름
- ㅇ <표 Ⅳ-1>은 본 연구에서 거시경제의 구조적 충격들을 식별하기 위해 부과된 부호제약을 나타내고 있음. 본 연구는 이들 부호제약이 성립되는 기간을 4분기로 설정하였음 ($k=4$)

〈표 Ⅳ-1〉 부호제약 조건

	금리	산출량	물가	본원통화	주택가격
팽창적 통화정책충격	−	+	+	+	
수요충격		+	+		
공급충격		+	−		

다. 충격반응함수

(1) 팽창적 통화정책충격이 주택가격에 미치는 효과

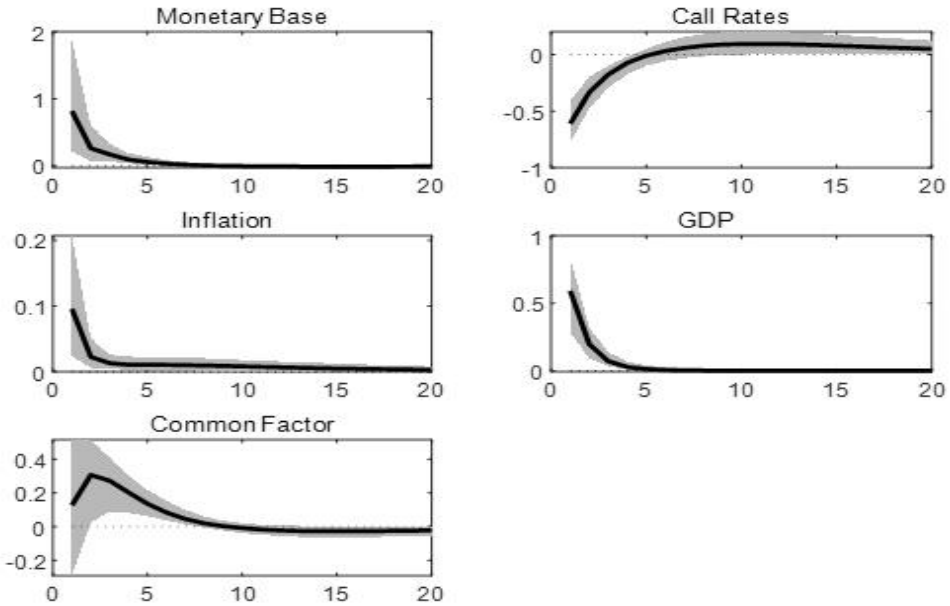
❑ <그림 Ⅳ-1>은 <표 Ⅳ-1>에 나타나 있는 부호제약에 의해 식별된 팽창적 통화정책충격에 대한 변수들의 충격반응함수를 나타내고 있음

- ㅇ 4분기 동안 <표 Ⅳ-1>의 부호제약을 만족시켜 팽창적 통화정책충격으로 식별된 구조적 충격의 교란항이 표준편차 1단위만큼 증가할 경우, 이에 대한 각 변수들의 동태적 반응경로를 나타냄
- ㅇ 이를 얻기 위해 Rubio-Ramĩrez, Waggoner and Zha (2006)의 알고리듬을 이용하여 <표 Ⅳ-1>의 부호제약들을 모두 만족시키는 충격행렬을 5,000번 생성시키는 몬테칼로 시뮬레이션을 통해 충격반응함수의 사후분포를 얻음
  - − <그림 Ⅳ-1>에서 실선은 사후분포의 중위값을 의미하며, 오차구간은 34∼86%의 분위구간을 의미
- ㅇ <그림 Ⅳ-1>을 살펴보면, 팽창적 통화정책충격은 금리수준을 하락시키고, 본원통화, 물가수준 및 산출량 증가율을 증가시키고 있음. 특히, 팽창적 통화정책충격은 통계적 유의성을 가지며 주택가격을 상승시키는 것으로 나타나고 있음
  - − 이에 따라 충격발생 3분기 이후 전국 주택가격에 최대 0.3%p(중위값 기준)의 상승압력이 존재한 후, 시간이 경과함에 따라 충격의 효과가 점차 사라지는 형태를 보임
- ㅇ 이와 같은 결과는 팽창적 통화정책충격은 전국의 모든 주택가격을 상승시킴을 의미하며, 이는 앞서 설명한 통화정책충격의 파급경로에 기인
  - − 전통적 금리경로 : 명목금리가 하락하고 물가상승률이 증가함에 따라 실질대출

비용이 하락하여 주택수요가 증가함

- 부의 효과 : 실질소득 증가로 주택수요 증가
- 은행대출경로 : 팽창적 통화정책충격으로 은행 대출금이 증가함에 따라 주택수요 증가
- 대차대조표 경로 : 가계의 순자산가치 상승 및 원리금 상환 부담 경감으로 외부자금조달 프리미엄 감소가 이루어져 대출금 증가

<그림 Ⅳ-1> 팽창적 통화정책충격에 대한 충격반응함수 (단위: %p)



(3) 수요충격이 주택가격에 미치는 효과

❑ <그림 Ⅳ-2>는 <표 Ⅳ-1>에 나타나 있는 부호제약에 의해 식별된 수요충격에 대한 변수들의 충격반응함수를 나타내고 있음

○ <표 Ⅳ-1>의 부호제약을 4분기 동안 만족시켜 수요충격으로 식별된 구조적 충격의 교란항이 표준편차 1단위만큼 증가할 경우, 이에 대한 각 변수들의 동태적 반응경로를 나타냄

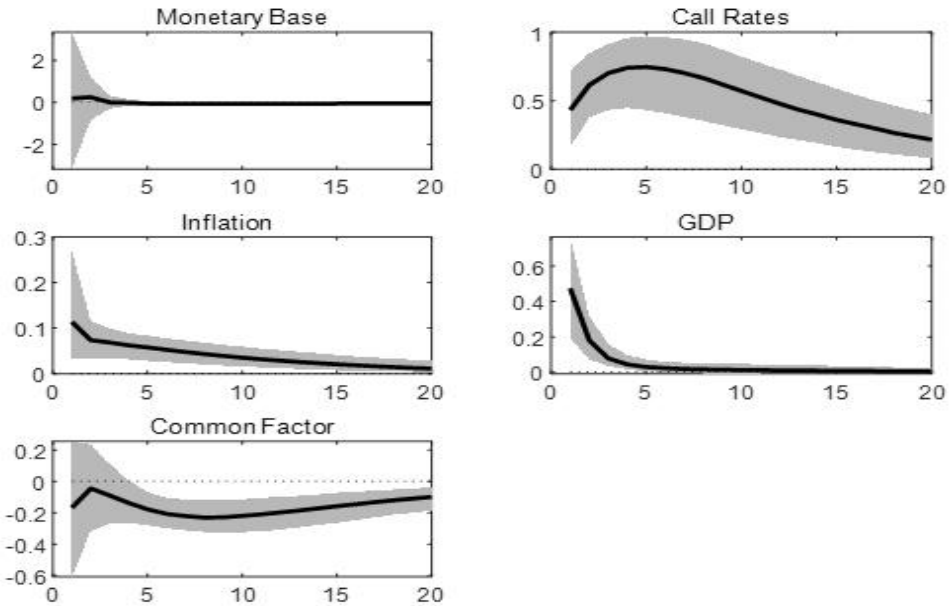
- <그림 Ⅳ-2>에서 실선은 사후분포의 중위값을 의미하며, 오차구간은 14~86%의 분위구간을 의미

○ <그림 Ⅳ-2>를 살펴보면, 수요충격은 금리수준과 물가수준 및 산출량 증가율을 증가시키고 있으나, 본원통화 증가율은 큰 변화가 없는 것으로 나타남

○ 반면, 수요충격이 발생할 경우 주택가격은 시간이 경과함에 따라 감소하기 시작하여 5분기 이후부터는 통계적 유의성을 가지며 감소하는 것으로 나타남

- 이에 따라 충격발생 8분기 이후 최대 -0.12%p 감소한 후, 시간이 경과함에 따라 충격의 효과가 점차 사라지는 형태를 보임
- 이와 같은 형태를 보이는 이유는 충격발생 직후에는 금리수준의 상승폭이 크지 않고 산출량도 증가하여 주택가격의 하락압력이 높지 않은 상태이나, 시간이 경과함에 따라 금리수준이 큰 폭으로 상승하며 주택수요를 감소시키기 때문임
- 이 경우 금리수준과 소득수준이 모두 상승하므로 전통적 금리경로, 부의 효과 및 대차대조표 효과로 주택가격의 상승 및 하락압력이 동시에 존재하나, 궁극적으로 하락압력이 우세함을 의미
- 따라서 팽창적 재정정책과 같이 금리수준을 상승시키는 수요정책충격은 전국 주택가격에 하락압력을 유발시키는 것으로 결론지을 수 있음

<그림 Ⅳ-2> 수요충격에 대한 충격반응함수 (단위: %p)

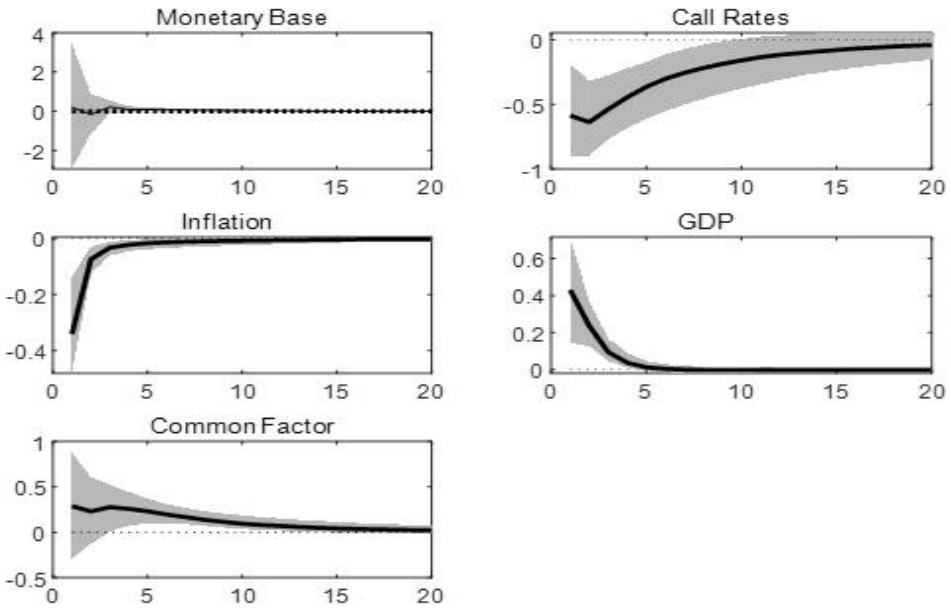


(4) 공급충격이 주택가격에 미치는 효과

❑ <그림 Ⅳ-3>은 <표 Ⅳ-1>에 나타나 있는 부호제약에 의해 식별된 공급충격에 대한 변수들의 충격반응함수를 나타내고 있음

- 다시 말해, <표 Ⅳ-1>의 부호제약을 4분기 동안 만족시켜 공급충격으로 식별된 구조적 충격의 교란항이 표준편차 1단위만큼 증가할 경우, 이에 대한 각 변수들의 동태적 반응경로를 나타냄
  - <그림 Ⅳ-3>에서 실선은 사후분포의 중위값을 의미하며, 오차구간은 14~86%의 분위구간을 의미
- <그림 Ⅳ-3>을 살펴보면, 공급충격은 부호제약에 의해 물가수준을 감소시키고 산출량을 증가시키고 있으나, 부호제약을 가하지 않은 금리수준은 하락시키고 있음
  - 이처럼 금리수준이 하락하는 이유는 실질화폐잔고(real money balances)가 증가하기 때문인 것으로 보임. 다시 말해, 물가상승률은 하락하나 본원통화증가율은 큰 변화가 없으므로 실질화폐공급량이 증가함을 의미함
- 이처럼 산출량이 증가하고 금리수준이 하락할 경우, 공급충격은 주택수요를 증가시켜 전국 주택가격을 상승시키게 됨
  - 이에 따라 충격발생 3분기 이후부터 통계적 유의성을 가지며 전국 주택가격에 상승압력이 발생하며, 4분기 후 최대 0.26%p 증가한 후, 시간이 경과함에 따라 충격의 효과가 점차 사라지는 형태를 보임
  - 명목금리와 물가상승률 모두 하락하고 있으나 명목금리의 하락 폭이 더 크게 나타나 실질이자율은 하락
  - 따라서 이 경우 통화정책충격의 경우에서와 같이 전통적 금리경로, 부의 효과 및 대차대조표 경로에 의해 주택가격이 상승

<그림 Ⅳ-3> 공급충격에 대한 충격반응함수 (단위: %p)



❑ 이상의 결과들은 금리수준의 변동에 기인한 전통적 금리경로와 신용경로(대차대조표 경로)가 전국 주택가격에 가장 큰 영향을 미치는 요인임을 지적하고 있음

○ 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격 모두 산출량의 증가를 가져오는 충격이나 중장기적으로 전국 주택가격의 증감에 영향을 미치는 요인은 금리수준의 변동이라 할 수 있음

– 팽창적 통화정책충격과 공급충격의 경우, 금리수준이 하락함에 따라 주택가격에 하락압력이 발생한 반면, 수요충격의 경우는 금리수준이 증가함에 따라 전국 주택가격에 상승압력이 발생

– 이와 같은 분석결과는 산출량이 증가하여 경기가 호황국면에 진입하더라도 금리수준의 변화 방향에 따라 주택가격에 미치는 소득효과가 더 증폭되거나 제한될 수 있음을 의미

라. 분산분해

❑ <그림 Ⅳ-4>는 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격이 주택가격의 공통인자 f_t^c의 총 변동에서 차지하는 기여도(중위값 기준)를 나타내고 있음. 각각의 구조적 충

격이 전국 주택가격의 공통변동에서 차지하는 기여도를 살펴보면 다음과 같음

- ㅇ 팽창적 통화정책충격의 경우, 충격발생 직후 전국 주택가격 공통변동의 4.88%를 설명한 후 5분기에 최대 9.15%를 설명하나, 이후부터 설명력이 점차 감소하여 20분기 이후에는 6.98%를 설명하는 것으로 분석됨
- ㅇ 수요충격의 경우, 충격발생 직후 전국 주택가격 공통변동의 5.33%를 설명한 후, 설명력이 시간이 경과함에 따라 점차 증가하여 충격발생 20분기 이후에는 18.71%를 설명하는 것으로 나타남
- ㅇ 공급충격의 경우, 충격발생 직후 전국 주택가격 공통변동의 10.47%를 설명한 후, 시간이 경과함에 따라 설명력이 점차 증가하여 충격발생 9분기 이후 최대 14.85%를 설명. 그러나 이후부터는 설명력에서 큰 변화를 보이지 않으면서 충격발생 20분기 이후에는 전국 주택가격 공통변동의 14.49%를 설명하는 것으로 분석됨

❑ 이상의 분석결과들은 국내 주택가격의 공통변동을 주도하는 주요 원동력은 수요충격과 공급충격으로 중기적으로 이들 두 구조적 충격들이 주택가격 공통변동의 35% 수준을 설명

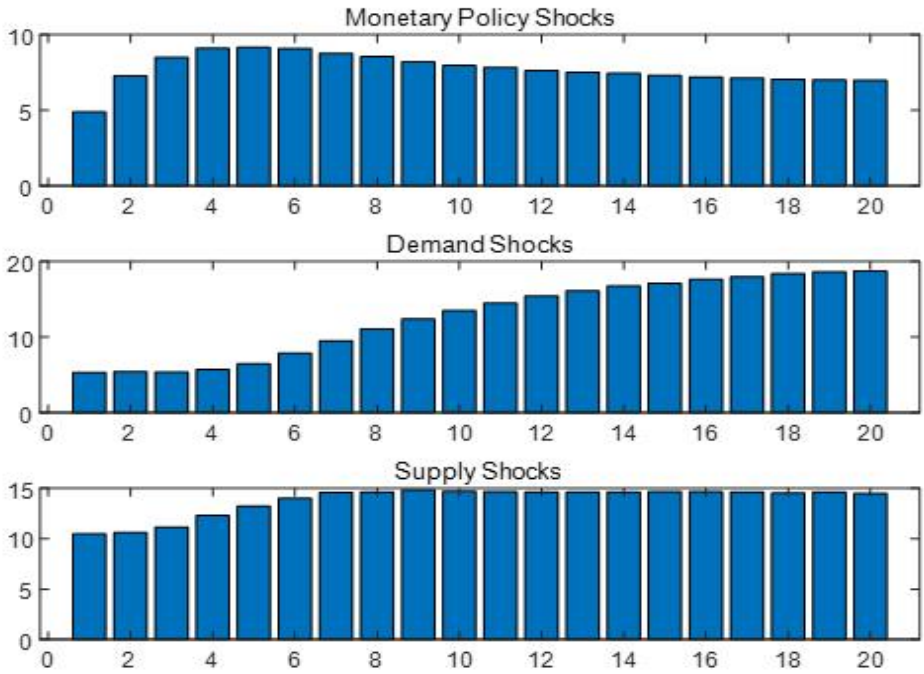
- ㅇ 특히, 이들 두 구조적 충격들이 국내 주택가격 공통변동에서 차지하는 기여도는 중장기로 갈수록 점차 증가하는 형태를 갖는 것으로 분석됨
- ㅇ 반면, 팽창적 통화정책충격의 설명력은 이들 두 충격들에 비해 상대적으로 단기적인 성격을 갖고 있음
- ㅇ 이와 같은 이유는 콜 금리의 충격반응함수에 미치는 수요충격과 공급충격의 영향이 중장기적인 반면, 팽창적 통화정책의 영향은 비교적 단기적으로 나타나기 때문임
  - – 주택가격의 공통변동에 가장 큰 영향을 미치는 변수가 금리수준인 점을 고려할 경우, 수요충격과 공급충격이 금리수준에 장기적인 영향을 미쳐 주택가격의 공통변동을 중장기적으로 주도하는 주요 원동력으로 작동

❑ <그림 Ⅳ-4>의 분산분해 결과는 전국 주택가격의 공통변동에 가장 큰 영향을 미치는 거시적 요인은 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격과 같이 거시변수에 영향을 미치는 변수보다 정부의 주택정책과 같은 정책적이며 사회구조적 요인임을 의미

- ㅇ 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격이 주택가격 총 변동에서 차지하는 기여

도는 최대 45% 수준으로, 이는 이들 충격들 외에 정책적이며 사회구조적 요인들에 의해 주택가격은 더 큰 영향을 받음을 의미

〈그림 Ⅳ-4〉 주택가격의 분산분해 결과 (단위: %)



Ⅴ. 거시경제의 구조적 충격들이 금융기관의 건전성에 미치는 효과

1. 예금취급기관의 여신현황

❑ 2019년 2/4분기 말 예금은행 및 비은행 예금취급기관의 총 여신 규모는 2,212조 8,800억 원 수준이며, 이중 가계대출은 1,049조 7,590억 원으로 47.44%을 차지하고 있음. 또한 주택담보대출은 가계대출의 58.57%인 614조 8,180억 원으로 총 여신의 27.78%를 차지하고 있음

❑ <그림 Ⅴ-1>은 2008년 1/4～2019년 2/4분기까지 총 여신 대비 가계대출 비율, 총 대출 대비 주택담보대출 비율, 그리고 가계대출 대비 주택담보대출 비율 추이를 나타내고 있음

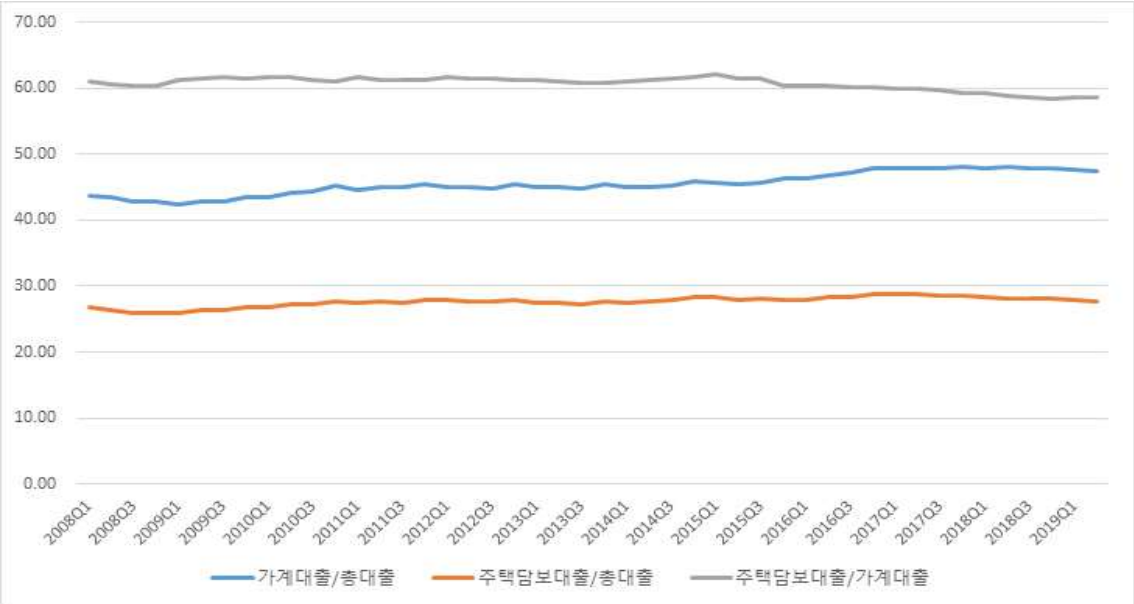
- ○ 2017년 3/4분기 47.94%까지 상승했던 총 여신 대비 가계대출 비율은 이후 하락세로 반전되어 2019년 2/4분기에는 47.44%를 기록
- ○ 총 여신 대비 주택담보대출 비율은 2016년 4/4분기 28.82%까지 상승했으나, 이후부터 하락하기 시작하여 2019년 2/4분기에는 27.78%까지 하락
- ○ 가계대출 대비 주택담보대출 비율 역시 2015년 1/4분기 62.22%까지 상승했으나, 이후 하락세로 반전되어 2019년 2/4분기에는 58.57%까지 하락

❑ <그림 Ⅴ-1>에 나타나 있는 바와 같이 국내 주택담보대출은 가계대출에서 60%대에 달하는 매우 높은 비중을 차지할 뿐 아니라, 총 여신에서도 30%대에 달하는 수준을 차지하고 있음

- ○ 2019년 2/4분기 예금취급기관의 총여신 대비 가계대출 비율은 47.44%을 기록했으며, 예금은행과 비은행 예금취급기관의 총 여신 대비 가계대출 비율은 각각 44.55%와 55.76%로 비은행 예금취급기관의 비율이 더 높은 것으로 나타남
- ○ 2019년 2/4분기 예금취급기관의 총여신 대비 주택담보대출 비율은 27.78%로, 예금은행과 비은행 예금취급기관의 총 여신 대비 주택담보대출 비율은 각각 31.06%와 18.35%로 예금은행의 비율이 더 높은 것으로 나타남

○ 2019년 2/4분기 예금취급기관의 가계대출 대비 주택담보대출 비율은 58.57%로 예금은행과 비은행 예금취급기관의 가계대출 대비 주택담보대출 비율은 각각 69.70%와 32.91%로 예금은행이 더 높은 것으로 나타남

<그림 Ⅴ-1> 예금취급기관의 여신 추이 (단위: %p)



자료 : 한국은행 경제통계 시스템

❑ 예금취급기관의 총 여신에서 주택담보대출 비율이 이처럼 높은 비중을 차지하고 있는 현실은 주택가격 변동에 따른 담보가치의 변화가 금융기관의 자산건전성에 영향을 미칠 수 있음을 의미

○ 금리수준의 상승이나 경기침체로 인한 주택가격의 하락은 담보가치를 하락시켜 금융기관의 자산 건전성을 악화시킴

○ 특히, 금리수준 상승과 경기침체 장기화에 따른 원리금 상환부담 증가로 가계부도가 증가할 경우, 부실대출비율이 증가하면서 금융기관이 부실화 될 위험이 존재

2. 거시환경 변화위험에 노출된 예금취급기관의 여신규모

❑ 본 연구는 동태은닉공통인자모형에 의해 추정된 분산분해 결과를 이용하여 예금취급

기관의 총 여신 중 거시환경 변화위험에 노출된 여신규모를 추정했으며, 그 추정결과는 <표 Ⅴ-1>에 나타나 있음

- ㅇ <그림 Ⅲ-5>의 분산분해 결과는 전국 주택가격의 총 변동 중 58.62% (중위값 기준 전국 평균값) 수준이 거시환경의 변화에 기인함을 나타내고 있음
- ㅇ 이와 같은 결과는 전국 예금취급기관의 주택담보대출 중 58.62% 수준이 거시환경 변화에 따른 담보가치 변동 위험에 노출된 대출금 규모라 할 수 있음
- ㅇ <표 Ⅲ-2>에 나타나 있는 중위값 및 34～64%의 오차범위를 적용시켜 2019년 2/4분기말 전국 예금취급기관의 총 여신 중 거시환경 변화위험에 노출된 여신규모를 추정한 결과는 <표 Ⅴ-1>에 나타나 있음

❑ 이와 함께 본 연구는 SVAR모형으로 추정한 <그림 Ⅳ-4>의 분산분해 결과를 이용하여 거시환경의 변화에 노출된 예금취급기관의 여신 중 개별 거시경제의 구조적 충격에 노출된 여신규모를 추정

- ㅇ <그림 Ⅳ-4>의 분산분해 결과는 거시환경의 변화위험에 노출된 전국 주택가격의 총 변동에서 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격이 차지하는 기여도를 나타내고 있음
- ㅇ 따라서 이를 이용하여 거시환경의 변화위험에 노출된 주택담보대출 중 이들 구조적 충격들에 노출된 담보대출의 비중을 추정
- ㅇ 이를 위해 본 연구는 <그림 Ⅳ-4>에 나타난 각 구조적 충격에 대한 분산분해 값들 중 각 구조적 충격의 최대 기여도를 이용
  - – 이에 따라 거시환경의 변화위험에 노출된 주택담보대출 중 팽창적 통화정책충격 위험에는 9.15%가, 수요충격 위험에는 18.71%가, 공급충격 위험에는 14.85%가 노출된 것으로 가정
  - – 전술한 구조적 충격들의 개별 기여도를 거시환경 변화에 노출된 총 여신 규모의 34～64% 추정치에 적용하여, 개별 구조적 충격에 노출된 여신규모를 추정한 결과는 <표 V-1>에 나타나 있음

❑ 이에 따라 전국 예금취급기관의 여신 중 거시환경의 변화위험에 노출된 여신규모와 개별 거시경제의 구조적충격 위험에 노출된 여신규모는 다음과 같음

○ 먼저, 예금취급기관 총 여신의 14.09～17.94%에 달하는 31조 1,800～39조 7,000억 원 규모가 거시경제의 환경변화에 따른 담보가치 변동에 노출된 대출금 규모로 추정됨

○ 이중 팽창적 통화정책충격 위험에 노출된 대출규모는 총 여신의 1.29～1.64%에 달하는 2조 8,500～3조 6,300억 원 규모로 추정됨

○ 한편, 수요충격 위험에 노출된 대출규모는 총 여신의 2.64～3.36%에 달하는 5조 8,300～7조 4,200억 원 규모로 추정됨

○ 마지막으로 공급충격 위험에 노출된 대출규모는 총 여신의 2.09～2.66%에 달하는 4조 6,300～5조 8,900억 원 규모로 추정됨

❑ 총 여신 중 거시환경의 변화위험에 노출된 16.29% (중위값 기준)의 대출금 중 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격의 위험에 노출된 대출금 규모는 6.76% (중위값 기준)에 달해, 이들 세 가지 구조적 충격 외의 거시환경 변화에 노출된 대출금 규모가 10% 수준에 달하는 것으로 나타남

○ 다시 말해, 금리수준 및 경기상황의 변동을 유발하는 3가지 구조적 충격들 외에 정부의 부동산정책 및 인구구조의 변화 등과 같이 전국 주택가격의 변동에 영향을 미치는 거시환경의 변화위험에 노출된 대출규모가 10%수준에 달하는 것으로 추정됨

〈표 Ⅴ-1〉 거시환경변화에 노출된 예금취급기관의 대출 현황

	총여신 대비 비율 (단위 : %)			금액 (단위 : 100억 원)		
	34%	50%	64%	34%	50%	64%
거시환경	14.09	16.29	17.94	3118.7	3603.8	3970.7
통화정책	1.29	1.49	1.64	285.4	329.7	363.3
수요충격	2.64	3.05	3.36	583.2	673.9	742.5
공급충격	2.09	2.42	2.66	463.1	535.2	589.7

❑ <표 Ⅴ-2>는 예금취급 기관 중, 예금은행의 총 여신 중 거시환경의 변화 위험에 노출된 대출금 규모와 개별 구조적 충격에 노출된 대출금 규모의 추정치를 나타내고 있음

○ 예금은행의 총 여신 중 15.75～20.06%에 달하는 25조 8,800～32조 9,500억 원이 거시

환경변화 위험에 노출된 대출금 규모로 추정됨

○ 한편, 거시환경의 변화위험에 노출된 예금은행의 여신 중, 개별 거시환경의 구조적 충격 위험에 노출된 대출금 규모는 다음과 같음

- 먼저, 예금은행 총 여신의 1.44~1.84%에 달하는 2조 3,600~3조 100억 원 규모가 팽창적 통화정책 위험에 노출된 것으로 추정됨
- 또한 예금은행 총 여신의 2.95~3.75%에 달하는 4조 8,400~6조 1,600억 원 규모가 수요충격 위험에 노출된 것으로 추정됨
- 마지막으로 예금은행 총 여신의 2.34~2.98%에 달하는 3조 8,400~4조 8,900억 원 규모가 공급충격 위험에 노출된 것으로 추정됨

❑ 예금은행의 총 여신 중 거시환경의 변화위험에 노출된 18.20% (중위값 기준)의 대출금 중 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격의 위험에 노출된 대출금 규모는 7.77% (중위값 기준)에 달해, 이들 세 가지 구조적 충격 외의 거시환경 변화에 노출된 대출금 규모가 10% 수준에 달하는 것으로 나타남

〈표 Ⅴ-2〉 거시환경변화에 노출된 예금은행의 대출 현황

	총여신 대비 비율 (단위 : %)			금액 (단위 : 100억 원)		
	34%	50%	64%	34%	50%	64%
거시환경	15.75	18.20	20.06	2588.4	2991.0	3295.6
통화정책	1.44	1.67	1.84	236.8	273.7	301.5
수요충격	2.95	3.40	3.75	484.0	559.3	616.3
공급충격	2.34	2.70	2.98	384.4	444.2	489.4

❑ <표 Ⅴ-3>는 예금취급 기관 중, 비은행 예금취급기관의 총 여신 중 거시환경의 변화위험에 노출된 대출금 규모와 개별 구조적 충격에 노출된 여신 규모의 추정치를 나타내고 있음

○ 먼저, 비은행 예금취급기관의 총 여신 중 9.31~11.85%에 달하는 5조 3,000~6조 1,200억 원 수준이 거시환경의 변화위험에 노출된 것으로 추정됨

○ 거시환경의 변화위험에 노출된 비은행 예금취급기관의 여신 중, 개별 거시환경의 구조적 충격의 위험에 노출된 대출금 규모는 다음과 같음

- 먼저, 비은행 예금취급기관의 총 여신의 0.85~1.08%에 달하는 4,800~6,100억 원 규모의 대출금이 팽창적 통화정책 위험에 노출된 것으로 추정됨
- 한편, 비은행 예금취급기관의 총 여신 중 1.74~2.22%에 달하는 9,900~1조 1,400억 원 규모의 대출금이 수요충격 위험에 노출된 것으로 추정됨
- 마지막으로 비은행 예금취급기관의 총 여신 중 1.38~1.768%에 달하는 7,800~1조원 규모의 대출금이 공급충격 위험에 노출된 것으로 추정됨

❑ 비은행 예금취급기관의 총 여신 중 거시환경의 변화위험에 노출된 10.75% (중위값 기준)의 대출금 중 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격의 위험에 노출된 대출금 규모는 4.59% (중위값 기준)에 달해, 이들 세 가지 구조적 충격 외의 거시환경 변화에 노출된 대출금 규모가 6% 수준에 달하는 것으로 나타남

〈표 Ⅴ-3〉 거시환경변화에 노출된 비은행 예금취급기관의 대출 현황

	총여신 대비 비율 (단위 : %)			금액 (단위 : 100억 원)		
	34%	50%	64%	34%	50%	64%
거시환경	9.31	10.75	11.85	530.3	612.8	675.2
통화정책	0.85	0.98	1.08	48.5	56.1	61.8
수요충격	1.74	2.01	2.22	99.2	114.6	126.3
공급충격	1.38	1.60	1.76	78.8	91.0	100.3

❑ 이상의 분석결과들이 의미하는 바는 거시환경의 변화위험에 노출된 전국 예금취급기관의 여신 중 금리수준이나 경기상황의 변동을 유발하는 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격의 위험에 노출된 여신규모보다는 정책적이며 사회구조적인 거시환경변화에 노출된 여신규모가 더 크다는 것을 의미

○ 한편, 3가지 거시경제의 구조적 충격들에 노출된 대출규모는 수요충격, 공급충격 그리고 팽창적 통화정책충격의 순으로 나타남

Ⅵ. 주택시장을 통한 거시경제의 구조적 충격들의 영향

1. 금융가속기 원리

❑ 주택가격의 변동이 실물경제에 영향을 미치는 경로는 부의 효과 및 Tobin's q 효과를 통해 민간소비와 기업의 건설투자를 증가시키는 직접효과와 함께, Bernanke and Gertler (1989), Bernanke et al. (1999) 및 Kiyotaki and Moore (1997) 등이 제시한 금융 가속기 원리에 의해 설명될 수 있음

○ 전술한 바와 같이 금융가속기 원리란 주택가격의 변동은 주택가격, 신용시장 및 실물경제 간의 피드백으로 그 효과가 더욱 증폭되며 가속화되는 순환 사이클을 형성하게 된다는 이론

- 다시 말해, 주택가격 상승에 따른 기업 및 가계의 순자산가치의 상승은 역 선택 및 도덕적 해이 문제를 완화시켜 외부자금조달 프리미엄을 하락시킴
- 외부자금조달 프리미엄이 하락함에 따라 은행권의 대출금 규모가 증가하고, 이는 기업의 건설투자 및 가계의 민간소비를 증가시킴
- 자산가격의 경기 순응적 성격으로 인해 실물경제의 호황은 주택가격을 상승시키고, 이는 다시 외부자금조달 프리미엄 하락과 이에 따른 대출금 증가, 실물경제 호황을 유발시키는 사이클이 형성

○ 전술한 바와 같이 Aoki, Proudman and Vlieghe (2002), Bjørand and Jacobsen (2010), Calza, Monacelli and Stracca (2009), Elbourne (2008), Giuliodori (2005), Goodhart and Hofmann (2008), Iacoviello and Minetti (2008), Jarocinski and Smets (2008), Nocera and Roma (2017) 등은 실물경제에 미치는 통화정책충격의 영향은 주택시장을 경유한 금융가속기 경로에 의해 더욱 증폭되고 있음을 지적

○ 한편, Jarociński and Smets (2008)과 Cardarelli et al. (2009) 등은 주택시장에서 발생한 수요충격 및 공급충격에 의한 주택가격의 변동이 소비, 투자 및 산출량에 영향을 미칠 수 있음을 지적

○ 국내의 경우, 차경수·황상연 (2013)은 Jarociński and Smets (2008) 및 Cardarelli et al.

(2009)과 같이 주택시장의 교란이 실물경제에 영향을 미칠 수 있음을 보임

❑ 본 연구는 주택시장에서 발생한 교란 대신, 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격의 변동을 통해 실물경제에 미치는 효과를 분석함으로써 금융가속기 원리의 작동 여부를 검증코자 함

- 다시 말해, 본 연구는 거시경제의 구조적 충격들에 의해 주택가격의 변동이 발생할 경우, 실물경제에 미치는 구조적 충격들의 효과가 증폭되는지 여부를 분석

2. 가상실험 (Counterfactual Experiment)

가. 기본모형과 가상모형

❑ 본 연구는 거시환경의 변화가 주택시장을 경유하여 실물경제에 미치는 효과를 SVAR 모형의 충격반응함수와 분산분해를 통해 추정

- SVAR모형에 금리, 물가, 실질GDP, 주택가격 변동의 공통인자, 투자, 소비 등의 변수들을 포함시켜, 거시경제의 구조적 충격들이 투자, 소비 및 산출량에 미치는 효과를 분석
  - 금융가속기 원리의 작동여부를 직접적으로 검증하기 위해서는 금융기관의 기업대출금 및 가계대출금을 SVAR모형에 포함시켜 주택가격 변동과 이들 자료들 간의 관계를 분석해야 하나, 대출금에 대한 시계열자료가 충분하지 못한 관계로 이를 포함시킬 수 없음
  - 대신, SVAR모형을 이용한 가상실험(counterfactual experiment)을 통해 금융가속기 원리의 작동여부를 시험하기로 함
  - 부호제약을 이용하여 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격을 식별한 후, 이들 충격들이 주택가격의 변동과 투자, 소비 및 산출량 등에 미치는 효과를 살펴봄으로써 금융가속기 원리의 작동여부를 검증
- 가상실험은 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격이 주택시장에 영향을 미치는 경우를 기본모형으로, 주택시장에 영향을 미치지 않는 경우를 가상모형으로 설정한 후, 이들 두 모형에서 나타난 결과를 비교함으로써 금융가속기 원리의 작동여부를 검

증

- 기본모형(baseline model)의 경우, 앞서 추정한 결과에 기초하여 팽창적 통화정책 충격과 공급충격은 주택가격을 상승시키고, 수요충격은 주택가격을 하락시키는 것으로 설정
- 반면, 가상모형(counterfactual model)은 주택시장에 미치는 구조적 충격들의 효과가 기본모형과 반대인 것으로 설정
- 이들 두 모형에서 구조적 충격들이 민간소비, 투자 및 산출량에 미치는 효과를 비교함으로써 주택시장을 통해 거시경제의 구조적 충격들이 실물경제에 증폭되어 가는 금융가속기 원리를 간접적으로 검증

나. 가상실험을 위한 부호제약

❑ 기본모형과 가상모형에서 구조적 충격들을 식별하기 위해 전술한 내용에 기초하여 부호제약을 다음과 같이 부과

○ 가상실험의 목적은 실물경제에 미치는 구조적 충격의 효과가 주택가격의 변동을 통해 증폭되는지 여부를 살펴보는 것이므로, 기본모형과 가상모형에서 구조적 충격에 대한 변수들의 반응형태는 주택가격의 공통인자를 제외하고는 모두 동일

- 다시 말해, 구조적 충격에 대한 주택가격 공통인자의 반응은 기본모형과 가상모형에서 반대 방향인 것으로 가정되며, 그 외 변수들의 반응형태는 동일한 것으로 가정

○ 기본모형

- 팽창적 통화정책충격은 금리수준을 k기간 동안 하락시키나, 본원통화, 물가수준, 및 산출량의 증가율과 주택가격의 공통인자를 k기간 동안 상승시키는 충격으로 정의
- 수요충격은 금리수준 및 산출량과 물가수준의 증가율을 k기간 동안 상승시키나, 주택가격의 공통인자는 k기간 동안 하락시키는 충격으로 정의
- 공급충격은 물가수준의 상승률은 k기간 동안 감소시키나, 산출량 증가율과 주택가격 공통인자는 k기간 동안 증가시키는 충격으로 정의
- 기본모형의 경우, 제Ⅲ장에서 구조적 충격들이 주택가격에 미치는 영향을 추정

할 경우 취했던 불가지론 접근법 대신, 앞서 추정된 결과에 기초하여 구조적 충격에 대한 주택가격 공통인자의 충격반응함수에 부호제약을 가함. 이는 가상모형에서는 주택가격의 충격반응함수에 이와 상반되는 부호제약을 가함으로서 주택시장을 경유하는 금융가속기 원리의 작동여부를 확실하게 구분하기 위함임

○ 가상모형

- 팽창적 통화정책충격은 본원통화, 물가수준 및 산출량의 증가율을 k기간 동안 상승시키나, 금리수준과 주택가격의 공통인자는 k기간 동안 하락시키는 충격으로 정의
- 수요충격은 금리수준 및 산출량과 물가수준의 증가율과 주택가격의 공통인자를 k기간 동안 상승시키는 충격으로 정의
- 공급충격은 물가수준의 상승률과 주택가격의 공통인자는 k기간 동안 감소시키나, 산출량의 증가율은 k기간 동안 상승시키는 충격으로 정의

○ 앞의 분석과 마찬가지로 구조적 충격에 대한 변수의 반응에 관해 특정 이론이 존재하지 않을 경우, 해당 변수의 충격반응함수에 아무런 부호제약도 가하지 않음

- 수요충격의 경우, 본원통화 증가율에 대해서는 부호제약을 가하지 않음
- 공급충격의 경우, 본화통화 증가율 및 금리수준에 대해 부호제약을 가하지 않음

○ 또한, 두 모형에서 구조적 충격들을 식별함에 있어 관심의 대상이 되고 있는 기업투자 및 민간소비의 충격반응함수에는 부호제약을 가하지 않는 불가지론 접근법을 취함

○ <표 Ⅵ-1>은 가상실험을 수행하기 위해 각 변수들의 충격반응함수에 부과된 부호제약을 나타내고 있음. 본 연구는 이들 부호제약이 성립되는 기간을 4분기로 설정하였음 ($k=4$)

〈표 Ⅵ-1〉 부호제약 조건

		금리	산출량	물가	본원통화	주택가격
팽창적 통화정책충격	기본모형	−	+	+	+	+
	가상모형	−	+	+	+	−
수요충격	기본모형		+	+		−
	가상모형		+	+		+
공급충격	기본모형		+	−		+
	가상모형		+	−		−

다. 가상실험 결과

(1) 팽창적 통화정책충격

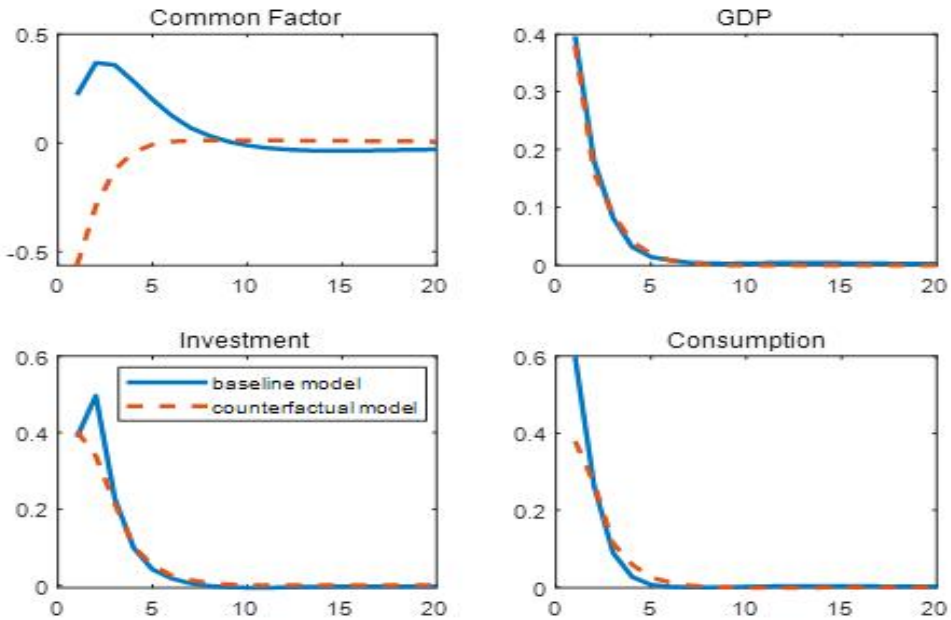
❑ <그림 Ⅵ-1>은 기본모형 및 가상모형에서 팽창적 통화정책충격이 주택시장을 경유하여 기업투자, 민간소비 및 산출량에 미치는 효과에 관한 충격반응함수를 나타내고 있음

- <그림 Ⅵ-1>에서 실선은 기본모형 변수들의 충격반응함수(중위값)를 나타내며, 점선은 가상모형 변수들의 충격반응함수(중위값)를 각각 나타냄
  - 기본모형 및 가상모형에서 모든 변수들의 충격반응함수는 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타남
- <표 Ⅵ-1>의 부호제약에 의해 기본모형에서는 팽창적 통화정책충격에 반응하여 주택가격의 공통인자가 증가하는 형태를 보이고 있으나, 가상모형의 경우는 현실과 다르게 감소하는 형태를 갖는 것으로 나타남
- 기본모형의 경우 팽창적 통화정책충격에 대한 기업투자, 민간소비 및 산출량의 반응이 가상모형에서의 반응보다 크게 나타남. 특히, 기업투자와 민간소비의 경우, 기본모형에서의 증가폭이 가상모형보다 크게 나타나고 있음
- 이와 같은 결과는 팽창적 통화정책충격에 반응하여 주택가격이 상승할 경우, 기업투자, 민간소비 및 산출량의 반응이 주택가격이 하락할 경우에 비해 더 크게 증가함을 의미
- 이는 팽창적 통화정책충격이 부의 효과 및 Tobin's q 효과와 함께 대차대조표 경로를

통해 실물경제에 미치는 영향이 증폭된다는 금융가속기 원리가 작동하고 있음을 의미

- 다시 말해, 팽창적 통화정책충격에 따른 주택가격의 상승이 가계 및 기업의 순자산가치를 상승시켜, 외부자금조달 프리미엄을 하락시켜 대출금을 증가시키고 이에 따라 기업투자 및 민간소비가 증가함을 의미

<그림 Ⅵ-1> 팽창적 통화정책충격에 대한 가상실험 결과 (단위 :%p)



❑ <그림 Ⅵ-2>는 팽창적 통화정책충격이 주택시장을 경유하여 기업투자, 민간소비 및 산출량에 미치는 효과에 관한 분산분해 결과(중위값 기준)를 나타내고 있음

○ 팽창적 통화정책충격이 산출량, 기업투자 및 민간소비의 총 변동에서 차지하는 기여도는 가상모형에 비해 기본모형에서 큰 것으로 나타나고 있음

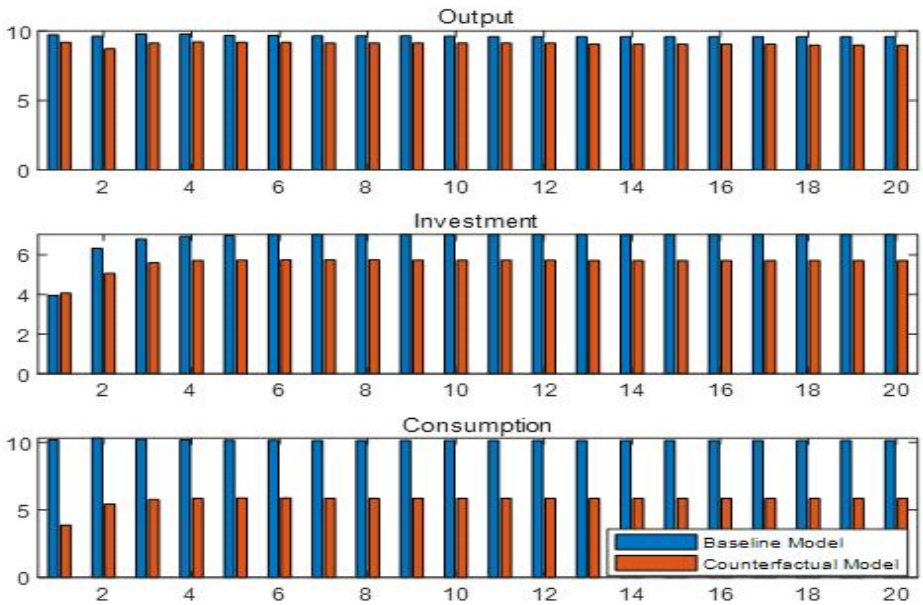
- 팽창적 통화정책충격이 산출량의 총 변동에서 차지하는 기여도는 기본모형의 경우 9.57~9.77%인 반면, 가상모형에서는 8.70~9.17% 수준으로 나타남
- 또한 기본모형에서 팽창적 통화정책충격은 기업투자의 총 변동을 3.95~7.02% 설명할 수 있으나, 가상모형에서는 4.06~5.72% 설명할 수 있는 것으로 나타남
- 마지막으로 민간소비의 총 변동에서 팽창적 통화정책충격이 차지하는 기여도는

기본모형의 경우는 10.14~10.31%로 나타났으나, 가상모형에서는 3.88~5.88% 수준으로 나타남

- 분산분해 결과를 살펴보면 가상모형에 비해 기본모형에서 팽창적 통화정책충격의 영향을 가장 많이 받는 변수는 민간소비인 것으로 나타남
- 이는 전술한 바와 같이 부의 효과 및 담보가치 상승에 따른 대차대조표 경로를 통해 통화정책충격의 효과가 민간소비에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있음

○ 따라서 앞서 살펴본 충격반응함수와 분산분해 결과는 실물경제에 미치는 팽창적 통화정책의 효과가 주택시장을 경유하여 증폭된다는 금융가속기 원리를 지지하는 결과로 해석할 수 있음

<그림 Ⅳ-2> 팽창적 통화정책충격의 가상실험 분산분해 결과 (단위: %)



(2) 수요충격

❑ <그림 Ⅵ-3>은 기본모형 및 가상모형에서 수요충격이 주택시장을 경유하여 기업투자, 민간소비 및 산출량에 미치는 효과에 관한 가상실험의 결과를 나타내고 있음

○ <그림 Ⅵ-3>에서 실선은 기본모형 변수들의 충격반응함수(중위값)를 나타내며, 점선

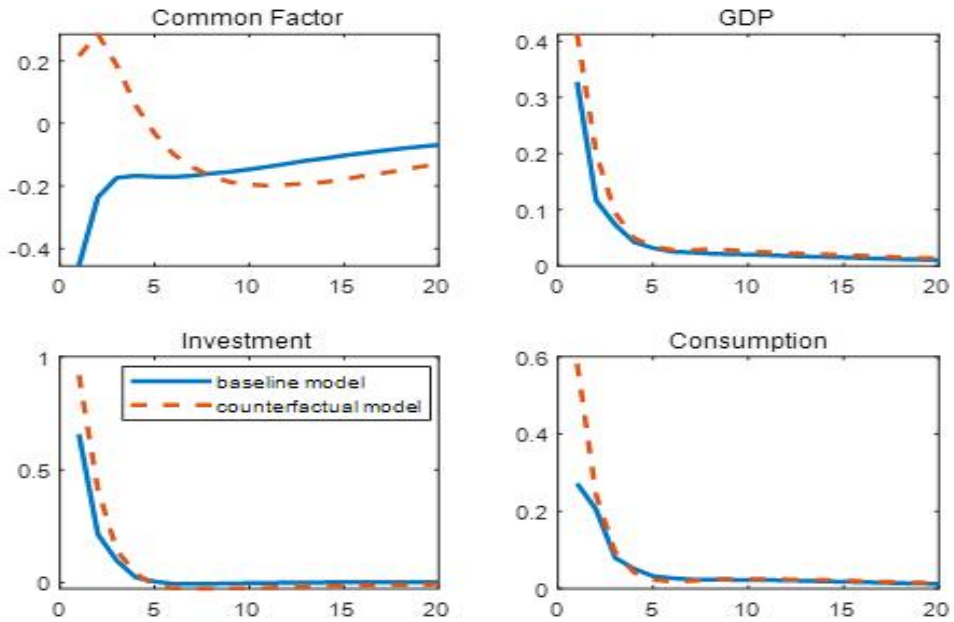
은 가상모형 변수들의 충격반응함수(중위값)를 각각 나타냄

- 기본모형 및 가상모형에서 모든 변수들의 충격반응함수는 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타남

○ <표 Ⅵ-1>의 부호제약에 의해 기본모형의 경우, 수요충격에 반응하여 주택가격의 공통인자가 하락하는 형태를 보이고 있으나, 가상모형에서는 증가하는 형태를 갖는 것으로 나타남

○ 팽창적 통화정책충격의 경우와 달리 수요충격에 대해 주택가격의 공통인자가 증가하는 반응형태를 갖도록 부호제약을 가한 가상모형에서의 기업투자, 민간소비 및 산출량의 증가가 기본모형보다 큰 것으로 나타남

〈그림 Ⅵ-3〉 수요충격에 대한 가상실험 결과 (단위: %p)



○ 이와 같은 결과 역시 수요충격에 반응하여 현실과 다르게 주택가격이 상승할 경우, 기업투자, 민간소비 및 산출량의 반응이 주택가격이 하락할 경우에 비해 더 크게 증가함을 의미

○ 이는 수요충격이 주택가격의 상승을 통해 부의 효과 및 Tobin's q 효과와 함께 대차대

조표 경로를 통해 실물경제에 미치는 영향을 증폭시키는 금융가속기 원리가 작동하고 있음을 의미

- 다시 말해, 수요충격에 따른 주택가격의 상승이 가계 및 기업의 순자산가치를 상승시켜, 외부자금조달 프리미엄을 하락시켜 대출금을 증가시키고 이에 따라 기업투자 및 민간소비가 증가함을 의미

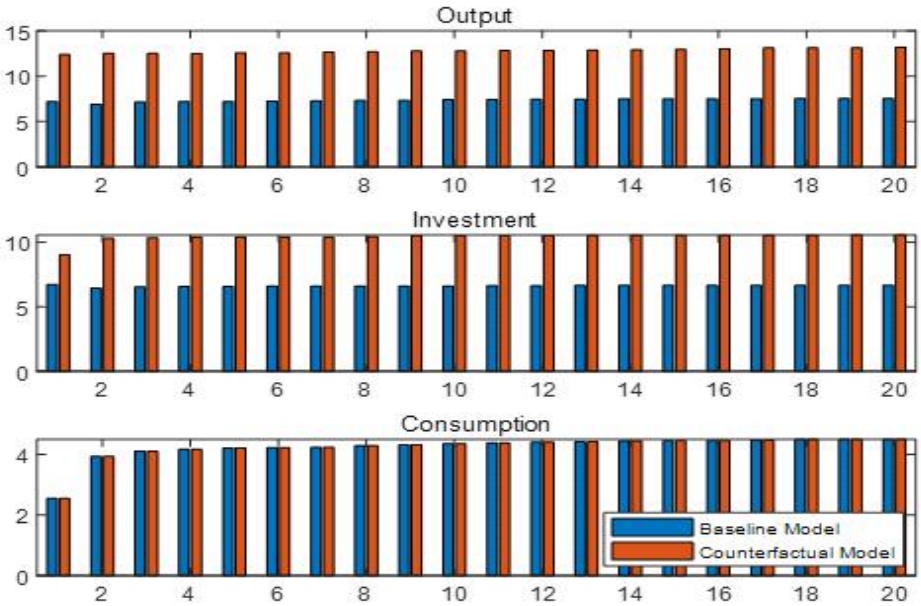
❑ <그림 Ⅵ-4>는 수요충격이 주택시장을 경유하여 기업투자, 민간소비 및 산출량에 미치는 효과에 관한 분산분해 결과(중위값 기준)를 나타내고 있음

○ 수요충격이 산출량, 기업투자 및 민간소비의 총 변동에서 차지하는 기여도는 기본모형에 비해 가상모형에서 큰 것으로 나타나고 있음

- 기본모형의 경우, 수요충격은 산출량의 총 변동을 6.90~7.547% 수준에서 설명하고 있으나, 가상모형의 경우는 12.38~13.19% 수준까지 설명할 수 있는 것으로 나타남
- 또한 기본모형에서 기업투자의 총 변동에서 수요충격이 차지하는 기여도는 6.45~6.68% 수준인 반면, 가상모형에서는 9.02~10.56% 수준인 것으로 나타남
- 마지막으로 민간소비의 총 변동에서 수요충격이 차지하는 기여도는 기본모형의 경우 2.55~4.50%로 나타났으나, 가상모형에서는 10.56~11.53% 수준으로 나타남
- 통화정책충격의 경우와 같이, 주택가격이 상승할 경우 수요충격에 가장 영향을 많이 받는 실물변수는 민간소비인 것으로 나타남. 이는 전술한 바와 같이 부의 효과 및 대차대조표 경로에 의해 수요충격의 효과가 민간소비에 가장 큰 영향을 미치게 됨을 의미

○ 따라서 충격반응함수와 분산분해 결과 역시 실물경제에 미치는 수요충격의 효과가 주택시장을 경유하여 증폭된다는 금융가속기 원리를 지지하는 결과로 해석할 수 있음

<그림 Ⅳ-4> 수요충격의 가상실험 분산분해 결과 (단위: %)



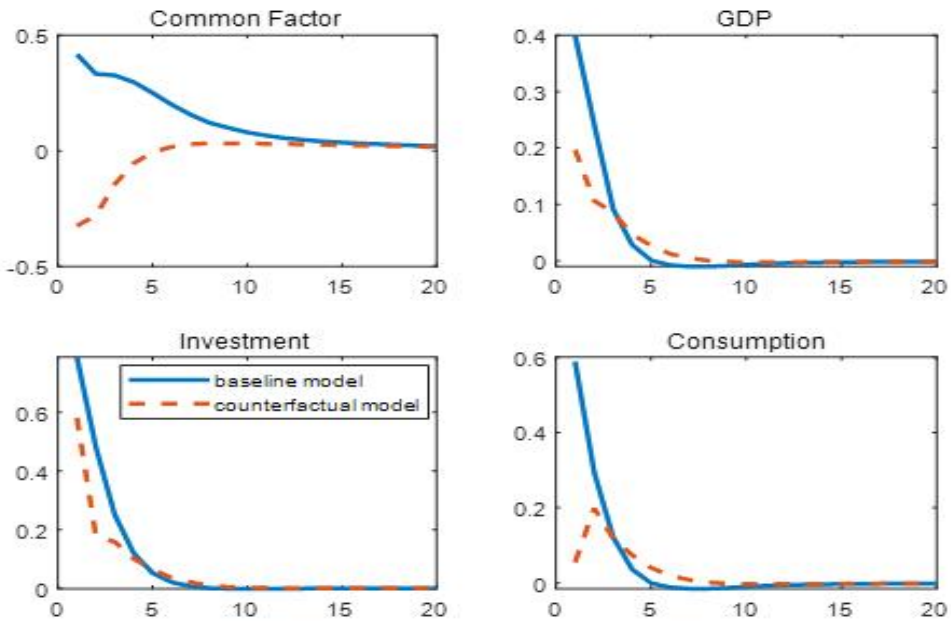
(3) 공급충격

❑ 마지막으로 <그림 Ⅵ-5>는 기본모형과 가상모형에서 공급충격이 주택시장을 경유하여 기업투자, 민간소비 및 산출량에 미치는 효과에 관한 가상실험의 결과를 나타냄

- <그림 Ⅵ-5>에서 실선은 기본모형 변수들의 충격반응함수(중위값)를 나타내며, 점선은 가상모형 변수들의 충격반응함수(중위값)을 각각 나타냄
  - 기본모형 및 가상모형에서 모든 변수들의 충격반응함수는 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타남
- <표 Ⅵ-1>의 부호제약에 의해 기본모형의 경우, 공급충격에 반응하여 주택가격의 공통인자는 상승하는 형태를 보이고 있으나, 가상모형의 경우에는 감소하는 형태로 나타남
- 공급충격에 대해 주택가격의 공통인자가 하락하는 반응형태를 갖도록 제약을 가한 가상모형에 비해 주택가격의 공통인자가 상승하는 기본모형에서 기업투자, 민간소비 및 산출량의 증가가 큰 것으로 나타남
- 이와 같은 결과는 공급충격에 반응하여 주택가격이 상승할 경우, 기업투자, 민간소비 및 산출량의 반응이 주택가격이 하락할 경우에 비해 더 크게 증가함을 의미

○ 이 역시 앞서 살펴본 팽창적 통화정책충격이나 수요충격의 경우와 같이 부의 효과 및 Tobin's q 효과와 함께 대차대조표 경로를 통해 실물경제에 영향을 미치는 금융가속기 원리가 작동하고 있음을 의미

<그림 Ⅵ-5> 공급충격에 대한 가상실험 결과 (단위: %p)



❑ <그림 Ⅵ-6>은 공급충격이 주택시장을 경유하여 기업투자, 민간소비 및 산출량에 미치는 효과에 관한 분산분해 결과(중위값 기준)를 나타내고 있음

○ 공급충격이 산출량, 기업투자 및 민간소비의 총 변동에서 차지하는 기여도는 가상모형에 비해 기본모형에서 큰 것으로 나타나고 있음

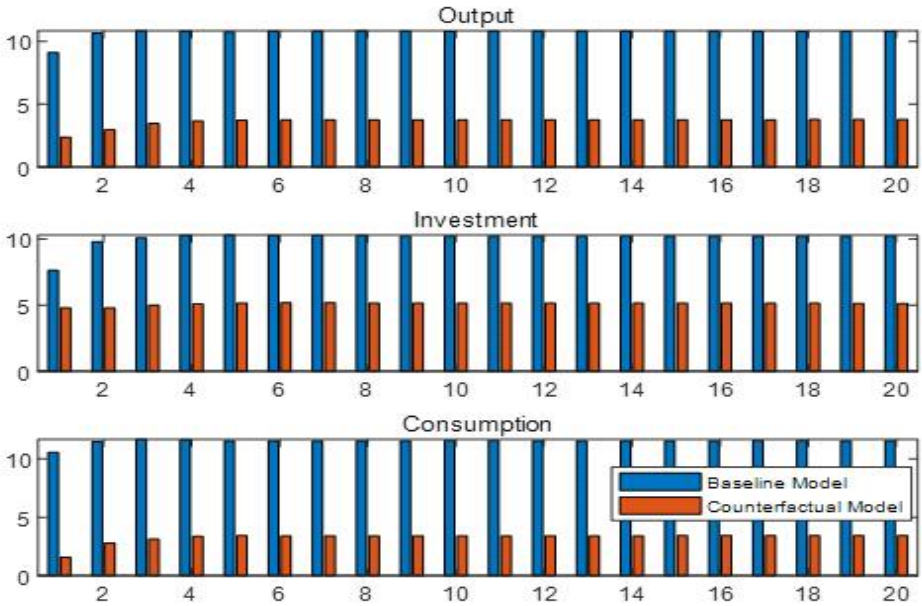
- 기본모형의 경우 공급충격이 산출량의 총 변동에서 차지하는 기여도는 9.12~10.83%인 반면, 가상모형에서는 2.37~3.78% 수준으로 나타남
- 기업투자의 총 변동은 기본모형에서 공급충격이 7.63~10.30%를 설명할 수 있으나, 가상모형의 경우는 4.79~5.20% 수준을 설명할 수 있는 것으로 나타남
- 마지막으로 민간소비의 총 변동에서 공급충격이 차지하는 기여도는 기본모형에서는 10.55~11.65%로 나타났으나, 가상모형에서는 1.56~3.42% 수준으로 나타

남

- 통화정책충격 및 수요충격의 경우와 같이 공급충격에 가장 큰 영향을 받는 변수는 민간소비인 것으로 나타남. 이는 앞서 살펴본 두 종류의 구조적 충격의 경우와 같이 부의 효과 및 담보가치 상승에 따른 대차대조표 경로를 통해 공급충격의 효과가 민간소비에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있음

○ 충격반응함수와 분산분해 결과는 실물경제에 미치는 공급충격의 효과가 주택시장을 경유하여 증폭된다는 금융가속기 원리를 지지하는 것으로 해석할 수 있음

<그림 Ⅳ-6> 공급충격의 가상실험 분산분해 결과 (단위: %)



❑ 지금까지 가상실험을 통해 살펴본 결과들은 거시경제의 구조적 충격들이 실물경제에 미치는 효과는 주택시장을 경유하여 증폭될 뿐 아니라 지속된다는 금융가속기 원리를 지지하는 것으로 해석할 수 있음

❑ 특히, 구조적 충격이 실물경제에 미치는 효과는 주택가격 상승에 따른 부의 효과와 대차대조표 경로를 통해 민간소비에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타남

Ⅶ. 결 론

❑ 미중 무역분쟁 장기화, 브렉시트(Brexit)의 불확실성 및 신흥국들의 경제 불안 등으로 국내 경기침체가 장기화됨에 따라 거시경제의 구조적 충격들이 주택시장에 미치는 관심이 고조되고 있음

- ㅇ 경기부양을 위한 중앙은행의 저금리 통화정책 기조는 주택가격을 상승시킬 수 있으나, 경기침체 국면은 주택가격의 상승을 억제하는 요인으로 작용
- ㅇ 특히, 2019년 2/4분기 기준으로 예금취급기관의 가계대출 중 주택담보대출은 58.57%를 차지하고 있어, 주택가격의 변동은 금융기관의 자산건전성에 영향을 미칠 수 있음
- ㅇ 또한, 주택시장의 침체는 금융가속기 원리에 의해 실물경제와 주택시장의 침체를 가속화시키는 사이클을 형성시켜, 경기침체를 심화시킬 가능성이 존재

❑ 본 연구는 이와 같은 거시환경의 변화와 주택시장 간의 관계를 분석하기 위해 다음과 같은 분석을 목적으로 설정하였음

- ㅇ 국내 24개 도시들의 주택가격을 대상으로 국내 주택경기변동의 특성을 분석
  - – 국내 주택가격의 변동을 거시경제의 구조적 충격들에 영향을 받는 동조성 부분과 지역적 특성에 영향을 받는 특이적 변동으로 분해하여, 국내 주택경기변동의 주요 원동력을 식별
- ㅇ 거시경제의 구조적 충격들이 국내 주택가격 변동에 미치는 효과를 분석
  - – 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격이 전국 24개 도시들의 주택가격으로부터 추출된 동조성에 미치는 효과를 분석
- ㅇ 거시경제의 구조적 충격들이 금융기관의 자산건전성에 미치는 효과를 분석
  - – 주택담보대출을 통해 거시경제의 구조적 충격들에 노출된 예금취급기관들의 여신규모를 추정함으로써 거시환경의 변화가 금융기관의 자산건전성에 미치는 효과를 분석
- ㅇ 거시경제의 구조적 충격들이 주택시장을 경유하여 실물경제에 미치는 효과를 분석
  - – 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격이 금융가속기 원리에 의해 주택시장을 경유하여 실물경제에 미치는 효과를 분석

❑ 동태은닉공통인자를 이용하여 국내 주택경기변동의 특성을 분석한 결과, 국내 24개 도시 주택가격의 변동을 주도하는 주요 원동력은 거시환경의 변화로 분석되었음

- ㅇ 국내 24개 도시들의 주택가격을 거시경제의 구조적 충격들에 영향을 받는 동조성 부분과 지역적 특성에 영향을 받는 특이적 변동으로 분해하여, 도시별 주택가격에서 이들 변동분이 차지하는 기여도를 분석
  - – 거시경제의 구조적 충격들에 의한 변동은 전국 평균 58.62%를 차지하는 것으로 나타났으며, 권역 차원의 지역 특성에 의한 변동은 전국 평균 12.5%, 그리고 도시별 지역 특성에 의한 변동은 전국 평균 28.88%로 나타남
  - – 수도권 도시들의 주택가격 변동은 거시경제 상황과 권역 차원의 지역 특성에 영향을 받는 것으로 나타났으나, 비수도권 도시들의 경우는 거시경제 및 시별 지역 특성에 영향을 받는 것으로 나타남
  - – 이는 수도권 도시들의 경우, 서울을 중심으로 광역 생활권이 형성되어 권역 자체가 거대 도시처럼 기능하고 있음을 의미하며, 비수도권 도시들의 경우는 도시간의 연계성이 강하지 못함을 반영하는 것으로 해석할 수 있음

❑ SVAR모형을 이용하여 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격과 같은 거시경제의 구조적 충격들이 주택가격에 미치는 효과를 분석한 결과, 전통적 금리경로와 신용경로 (대차대조표 경로)에 의해 주택가격에 영향을 미치는 것으로 나타남

- ㅇ 본 연구는 충격반응함수의 부호에 제약을 가하는 부호제약 방식을 통해 이들 세 종류의 구조적 충격들을 식별했으며, 관심의 대상이 되는 주택가격의 충격반응함수에는 부호제약을 가하지 않는 불가지론을 적용
- ㅇ 금리수준을 하락시키고, 본원통화, 물가수준 및 산출량을 증가시키는 충격으로 정의된 팽창적 통화정책충격은 통계적 유의성을 가지며 주택가격을 상승시키는 것으로 나타남
  - – 주택시장에 미치는 이와 같은 통화정책충격의 효과는 전통적 금리경로, 부의 효과, 은행대출경로 및 대차대조표 경로와 같은 통화정책충격의 파급경로에 기인
- ㅇ 금리수준, 물가수준 및 산출량을 증가시키는 충격으로 정의된 수요충격은 주택가격을 하락시키는 것으로 나타남

- 수요충격의 경우, 금리수준과 소득수준이 상승하므로 전통적 금리경로, 부의 효과 및 대차대조표 효과로 주택가격의 하락 및 상승압력이 동시에 존재하나, 궁극적으로 하락압력이 우세

○ 물가수준을 감소시키고 산출량을 증가시키는 충격으로 정의된 공급충격은 주택가격을 상승시키는 것으로 나타남

- 이 경우, 명목금리와 물가상승률 모두 하락하나, 명목금리의 하락폭이 더 크게 나타나 실질이자율은 하락
- 따라서 전통적 금리경로, 부의 효과 및 대차대조표 경로에 의해 주택가격이 상승하는 것으로 해석할 수 있음

○ 분산분해 결과, 전국 주택가격 총 변동은 수요충격과 공급충격에 의해 35% 수준이 설명되는 것으로 나타났으며, 이들 두 충격들의 영향력은 중장기로 갈수록 증가

- 통화정책충격의 경우 전국 주택가격의 총 변동을 최대 9.15% 수준을 설명하는데 그치며, 주택가격의 변동에 미치는 효과도 단기적으로 나타남

○ 거시경제의 환경변화에 영향을 받는 전국 주택가격의 총 변동에서 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격에 의해 설명되는 부분은 최대 45% 수준으로 나타남

- 이와 같은 결과는 금리수준과 소득수준에 영향을 미치는 거시환경의 변화보다 부동산 정책과 같은 제도적 충격이 주택가격의 변동에 더 큰 영향을 미치고 있음을 의미

❑ 예금취급기관의 총여신 중 거시경제의 구조적 충격 위험에 노출된 여신규모를 추정한 결과, 거시환경의 변화위험에 노출된 여신규모는 총 여신의 14.09~17.94%에 달하는 31조 1,800~39조 7,000억 원 규모로 추정되었음. 이중 팽창적 통화정책충격 위험에 노출된 대출규모는 총 여신의 1.29~1.64%에 달하는 2조 8,500~3조 6,300억, 수요충격 위험에 노출된 대출규모는 총 여신의 2.64~3.36%에 달하는 5조 8,300~7조 4,200억 원, 그리고 공급충격 위험에 노출된 대출규모는 총 여신의 2.09~2.66%에 달하는 4조 6,300~5조 8,900억 원 규모로 추정됨

○ 국내 주택담보대출은 가계대출에서 60% 수준의 높은 비중을 차지하고 있을 뿐 아니라, 총 여신에서도 30% 수준을 차지하고 있어, 주택가격 변동에 따른 담보가치의 변

화는 금융기관의 자산건전성에 영향을 미칠 수 있음

- ㅇ 본 연구는 동내은닉공통인자모형과 SVAR모형의 분석결과를 이용하여 국내 예금취급기관의 주택담보대출에서 거시환경에 노출된 여신규모와 이중 개별 구조적 충격에 노출된 여신규모를 추정
- ㅇ 예금은행 총 여신 중 거시환경의 변화위험에 노출된 여신규모는 총 여신의 15.75~20.06%에 달하는 25조 8,800~32조 9,500억 원에 달하는 것으로 추정됨
  - – 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격의 위험에 노출된 여신규모는 각각 예금은행 총 여신 중 1.44~1.84%에 달하는 2조 3,600~3조 100억 원, 2.95~3.75%에 달하는 4조 8,400~6조 1,600억 원, 그리고 2.34~2.98%에 달하는 3조 8,400~4조 8,900억 원 규모인 것으로 추정됨
- ㅇ 비예금은행 총 여신 중 거시환경의 변화위험에 노출된 여신규모는 총 여신의 9.31~11.85%에 달하는 5조 3,000~6조 1,200억 원 수준이 거시환경의 변화위험에 노출된 것으로 추정됨
  - – 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격의 험에 노출된 여신규모는 각각 비예금 취급기관의 총 여신 중 0.85~1.08%에 달하는 4,800~6,100억 원, 1.74~2.22%에 달하는 9,900~1조 1,400억 원, 그리고 1.38~1.768%에 달하는 7,800~1조원 규모로 추정됨
- ㅇ 거시환경의 변화위험에 노출된 전국 예금취급기관의 여신은 금리수준이나 경기상황의 변동을 유발하는 주요 구조적 충격보다 정책적이며 사회구조적인 거시환경의 변화에 주로 기인
  - – 거시환경의 변화위험에 노출된 예금취급기관의 여신규모(16.29%) 중 팽창적 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격 외의 정책적이며 사회구조적 환경변화에 노출된 여신규모는 10% 수준에 달하는 것으로 나타남

❑ 거시환경의 변화가 주택시장을 경유하여 실물경제에 미치는 효과를 분석하기 위해 SVAR모형을 이용한 가상실험을 수행한 결과, 금융가속기 원리에 의해 거시경제의 구조적 충격들의 효과가 증폭되는 것으로 나타남

- ㅇ 팽창적 통화정책충격에 반응하여 주택가격이 상승할 경우, 기업투자, 민간소비 및 산

출량의 반응이 주택가격이 하락할 경우에 비해 더 크게 증가하는 것으로 나타남

- ㅇ 수요충격에 반응하여 현실과 다르게 주택가격이 상승할 경우, 기업투자, 민간소비 및 산출량의 반응이 주택가격이 하락할 경우에 비해 더 크게 증가하는 것으로 나타남
- ㅇ 공급충격에 반응하여 주택가격이 상승할 경우, 기업투자, 민간소비 및 산출량의 반응이 주택가격이 하락할 경우에 비해 더 크게 증가하는 것으로 나타남
- ㅇ 가상실험에서 나타난 충격반응함수와 분산분해 결과들은 부의 효과 및 Tobin's q 효과와 함께 대차대조표 경로를 통해 거시경제의 구조적 충격들이 실물경제에 미치는 효과가 주택시장을 경유하여 증폭된다는 금융가속기 원리가 작동하고 있음을 의미
  - 주택가격의 상승은 가계 및 기업의 순자산가치를 상승시켜, 외부자금조달 프리미엄을 하락시켜 대출금을 증가시키고 이에 따라 기업투자 및 민간소비가 증가함을 의미
  - 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격에 가장 큰 영향을 받는 변수는 민간소비인 것으로 나타남. 이는 부의 효과 및 담보가치 상승에 따른 대차대조표 경로를 통해 구조적 충격들의 효과가 민간소비에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있음

❑ 이상의 결과들이 시사하고 있는 바는 전국 주택가격의 변동에 영향을 미치는 주요 요인은 거시환경의 변화로 산출량 및 금리수준과 같은 거시집계변수들의 변동과 함께 정부의 부동산정책 및 사회구조적 요인들도 중요한 역할을 하고 있음을 의미

- ㅇ 주택가격의 변동에 가장 큰 영향을 미치는 거시집계변수는 금리수준으로 전통적 금리경로와 대차대조표 경로를 통해 주택수요를 변화시켜 주택가격의 변동을 주도하는 것으로 나타남
- ㅇ 통화정책충격, 수요충격 및 공급충격 외에 정부의 부동산정책 및 사회구조적 요인들도 주택가격의 변동에서 중요한 역할을 하고 있으므로 주택가격의 변동을 최소화하기 위해서는 다양한 부동산금융정책을 통해 주택가격의 급등이나 급락을 조절해야 함
  - 담보인정비율(LTV)나 총부채상환비율(DTI)와 같은 부동산금융정책을 부동산시장의 상황에 맞게 조절함으로써 가계부채의 증가를 억제하고 주택가격의 안정을 도모해야 함

- 이와 함께 본 연구는 주택시장 조정지역 지정, 투기과열지구 지정 및 부동산세제 개편 등과 같은 부동산 정책도 주택시장 상황에 따라 조절함으로 주택가격의 안정을 도모해야 함

❑ 마지막으로 국내에서도 주택시장을 경유하여 실물경제에 미치는 거시경제의 구조적 충격들의 효과가 증폭되는 금융가속기 원리가 작동하고 있으므로 경제정책 효과를 예측함에 있어 이를 반영해야 함

○ 금융가속기 원리가 작동하고 있다는 점은 부동산시장과 경제 상황이 불황국면에 진입할 경우, 주택가격의 하락과 경기침체가 상호 피드백으로 더욱 심화 될 수 있음을 의미하므로, 정부는 이를 방지하기 위해 적절한 부동산 정책과 경기부양책을 통해 부동산시장과 경기 안정화를 추구해야 함을 의미

○ 반면, 부동산시장과 경제 상황이 호황국면에 진입할 경우, 주택가격과 경기과열을 방지할 수 있는 적절한 부동산 정책과 경기 안정화정책이 시행되어야 함을 의미

<부 록>

〈A-1〉 주택가격 변동의 분산분해 추정결과

	전국차원의 공통인자			권역차원의 공통인자			도시고유의 특이성		
	34%	50%	66%	34%	50%	66%	34%	50%	66%
서울	55.10	60.46	64.68	32.94	36.94	41.95	1.37	2.46	3.86
안산	48.53	56.01	62.01	23.19	28.32	34.30	12.93	15.63	19.02
안양	53.35	59.91	65.19	24.46	29.78	35.59	8.42	10.43	12.86
부천	48.15	56.11	62.14	19.70	26.76	35.01	13.07	16.96	21.78
인천	53.71	59.28	63.74	8.08	12.02	16.88	23.89	28.46	33.69
성남	39.75	47.45	53.77	30.22	35.49	41.46	14.18	17.09	20.57
수원	55.28	62.53	67.83	16.04	20.76	26.73	13.83	16.67	20.24
광명	41.69	48.77	54.56	28.96	34.14	39.77	14.35	17.18	20.60
부산	49.88	57.79	63.81	2.40	7.44	13.19	29.47	34.82	40.95
울산	68.56	74.05	78.31	0.40	2.27	5.15	19.46	23.34	28.12
춘천	62.54	81.95	89.70	5.28	9.57	16.36	1.99	4.82	27.42
원주	53.64	60.54	65.86	0.60	2.56	5.66	31.56	36.46	42.75
청주	39.21	49.68	57.74	0.06	0.70	3.42	41.26	48.83	58.58
충주	50.39	59.36	66.50	7.71	12.72	18.84	22.70	27.78	33.89
대전	47.54	57.18	64.93	11.56	19.17	30.66	8.79	24.63	32.83
천안	40.47	50.19	58.15	1.06	3.65	7.54	38.14	45.69	54.66
전주	38.53	48.43	56.74	0.05	0.36	1.86	42.53	50.67	60.45
익산	52.88	60.08	65.74	0.24	1.99	5.12	32.43	37.42	43.74
광주	65.14	70.72	75.52	0.05	0.38	1.74	23.53	28.51	34.07
목포	29.70	38.48	46.17	0.05	0.35	1.69	53.13	60.76	69.37
순천	28.17	36.64	44.04	0.08	0.78	2.92	54.90	62.08	70.19
대구	66.55	72.69	77.35	0.90	3.71	7.27	19.85	23.41	27.92
포항	61.00	66.20	70.02	0.08	0.98	3.51	28.71	32.33	36.93
구미	67.64	72.26	75.52	0.07	0.72	2.55	23.42	26.62	30.89
수도권	**49.45**	**56.32**	**61.74**	**22.95**	**28.03**	**33.96**	**12.75**	**15.61**	**19.08**
비수도권	**51.36**	**59.77**	**66.01**	**1.91**	**4.21**	**7.97**	**29.49**	**35.51**	**43.30**
전국	**50.73**	**58.62**	**64.58**	**8.92**	**12.15**	**16.63**	**23.91**	**28.88**	**35.22**

참 고 문 헌

김윤영 (2012), “우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석.” 『경제학연구』, 60(3), 127-153.

박천규·김유현·권수연·지대식 (2012), “주택금융정책의 효과분석 연구,” 『지역개발연구』, 44(2), 57-74.

이태리·송인호 (2015), “통화정책의 주택시장 파급경로 연구,” 『住宅硏究』, 23(3), 31-62.

이영수 (2019), “통화정책과 주택시장,” 『주택연구』, 27(1), 113-136.

차경수·황상연 (2013), “국내 주택매매가격 변동의 특징과 주요 경제변수와의 상호작용,” 『경제분석』, 2013. Ⅳ, 1-45.

차경수·김재현 (2019), “경기침체와 금리인상에 따른 부산지역 주택가격의 변동위험이 실물경제와 금융기관 건전성에 미치는 영향,” 한국은행 부산본부.

Aoki, K., J. Proudman and G. Vlieghe (2002), “House as Collateral: Has the link between house prices and consumption in the UK Changed?,” *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 8(1), 163-178.

Bernanke, B. S. (1986), “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation,“ in Brunner, K. and A. Metzler (eds.), Real Business Cycles, Real Exchange Rates, and Actual Polices, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 69-73.

Bernanke, B. S. and J. Boivin (2003), “Monetary Policy in a Data-Rich Envirionment,“ *Journal of Monetary Economics*, 50, 525-546.

Bernanke, B., J. Boivin, and P. Eliasz (2005), “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach,“ *NBER Working Paper*, No. 10220.

Bernanke, B. S. and M. Gertler (1989), “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations,“ *American Economic Review*, 79, 14-31.

Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist (1999), “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,“ in Taylor, J. B. and M. Woodford(eds.), Handbook of Macroeconomics, Vol. 1C, Handbooks in Economics, Vol. 15, 1341-1393.

Bjørnland, H. C. and D. H. Jacobsen (2010), “The Role of House Prices in the Monetary Policy Transmission Mechanism in Small Open Economies,” *Journal of Financial Stability*, 6(4),

218-229.

Calza, A., T. Monacelli, and L. Stracca (2013), "Housing Finance and Monetary Policy," *Journal of the European Economic Association*, 11(1), 101-122.

Canova, F. and J. Pina (1999), "Monetary Policy Misspecification in VAR Models," *Center for Economic Policy Research Discussion Paper*, No. 2333.

Canova, F. and G. de Nicolõ (2002), "Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7," *Journal of Monetary Economics*, 49, 1131-1159.

Del Negro, M. and C. Otrok (2007), "99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across U.S. States," *Journal of Monetary Economics*, 54, 1962-1985.

Elbourne, A. (2008), "The UK Housing Market and the Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach," *Journal of Housing Economics*, 17(1), 65-87.

Faust, J. (1998), "On the Robustness of the Identified VAR Conclusions about Money," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, 207-244.

Giuliodori, M. (2005), "The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism Across European Countries," *Scottish Journal of Political Economy*, 52(4), 519-543.

Goodhart, C. and B. Hofmann (2008), "House Prices, Money, Credit and the Economy, *Working Paper Series* No. 888, European Central Bank.

Iacoviello, M. and R. Minetti (2008), "The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market," *Journal of Macroeconomics*, 30(1), 69-96.

Jarocinski, M. and F. Smets (2008), "House Prices and the Stance of Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 90(4), 339-365.

Kiyotaki, N. and J. Moore(1997), "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105, 339-366.

Kose, M. A. and C. Otrok, and C. H. Whiteman(2003), "International Business Cycles: World, Region and Country Specific Factors," *American Economic Review*, 93, 1216-1239.

Musso, A., S. Neri, and L. Stracca (2011), "Housing, Consumption and Monetary Policy: How Different Are the US and Euro Area?," *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 3019-3041.

Nocera, A. and M. Roma (2017), "House Prices and Monetary Policy in the Euro Area: Evidence from Structural VARs," *Working Paper Series,* No. 2073, European Central Bank.

Rubio-Ramĩrez, J., D. Waggoner, and T. Zha (2006),"Markov Switching Structural Vector Autoregression: Theory and Application," *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper* No.

2005-27.

Stock, J. H. and M. W. Watson (1989a), "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators," *NBER Working Paper*, No. 2772.

_____ (1989b), "New Indexes of Coincident and Leading Indicators," in O. Blanchard and S. Fisher(eds.), NBER Macroeconomic Annual, Cambridge, MIT Press, 351-394.

_____ (1991), A Probability Model of the Coincident Indicators," in K. Lahiri and G. Moore (eds.), Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Record, Cambridge, Cambridge University Press, 63-65.

Uhlig, H. (2005), "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, 52, 381-419.