



Journal of Real Estate Analysis

<http://www.kabjrea.org>

May 2018, Vol.4, No.1, pp.55~70

이자율변동의 주택시장 파급효과 분석

The Effect of Interest Rates on Housing Market

허종만* · 이영수**

Heo, Jong Man · Lee, Young Soo

■ Abstract ■

This paper analyzes the effects of interest rate change on the Korean housing market. We construct a VAR model comprising mortgage rate, housing price, and housing transaction volume. And we identify the interest rate shocks by means of sign restrictions, and analyze the effects with the help of impulse response functions and forecast error variance decompositions. Data covers the period from January 2008 to July 2017. The results of analysis are as follows: First, the short-term impact of interest rate shocks are found to be bigger on housing transaction volume than on housing price. If the mortgage rate rises 0.25%p, housing transaction volume declines up to 11.9~13.5% after two months, while housing price drop up to 1.3~1.7% after 4~5 months. Second, while the effects of a decline in housing transaction volume disappear after 6~8 months, the effects of a drop in housing price do not disappear. Third, in the long run, interest rate shocks account for 26.2~28.7% of housing price volatility, and 19.1~21.4% of variation in housing transaction volume, while housing market shocks account for 38.1~43.5% of mortgage rate volatility.

Keywords : Interest rate, Housing market, VAR model, Cholesky decomposition, Sign restriction

* 영산대학교 부동산학 박사과정 수료(주저자) | Ph.D. Candidate, Department of Real Estate, Youngsan University | First Author | heojm@korea.kr |

** 영산대학교 부동산학과 교수(교신저자) | Professor, Department of Real Estate, Youngsan University | Corresponding Author | yslee@ysu.ac.kr |

I. 서론

오랫동안 지속되던 저금리 시대가 끝나고 통화정책 기조는 금리 인상으로 방향을 전환하고 있다. 이자율 상승은 주택 수요 위축을 통해 주택시장에 부정적인 영향을 미치게 된다.¹⁾ 주택 수요의 감소는 주택가격을 하락시키고 주택거래량을 위축시키는 효과를 갖는다. 이자율 상승의 효과가 주택시장에서 구체적으로 얼마나 그리고 어떠한 시간 경로를 따라 실현되는가에 대한 분석은 거시 혹은 주택관련 경제정책 담당자, 주택소유자, 부동산투자자, 그리고 연구자들 모두에게 중요한 관심사이다.

본 연구에서는 이자율과 주택시장 변수들로 구성된 벡터자기회귀(VAR) 모형을 통해 이자율 변동이 주택시장에 미치는 영향을 분석한다. VAR 모형을 이용하여 이자율의 변동 효과를 다룬 국내의 대부분의 연구는 주택시장 변수로 주택거래량을 고려하지 않고 있다.²⁾ 주택거래량은 주택가격과 함께 주택시장을 구성하는 가장 기본

적인 변수이다. 또한 두 변수간의 동적 연관성도 매우 높은 것으로 분석되고 있다.³⁾ 본 연구에서는 이를 감안하여 이자율, 주택가격, 주택거래량의 3변수로 구성된 VAR 모형을 설정하고, 이를 통해 이자율 변동이 주택시장에 미치는 효과를 구체적 수치를 통해 살펴보고자 한다. VAR 모형에서 통화, 소득, 물가 등의 거시경제 관련 통제변수를 부가함으로써 분석 결과의 정치성을 높일 수도 있겠으나, 그 차이가 본 연구에서의 분석결과를 훼손시킬 정도로 크지는 않을 것이라고 생각된다.⁴⁾ 본 연구에서는 이자율 변동이 주택시장에 미치는 직접적인 효과에 초점을 맞추어 모형을 단순화하였다.

VAR 모형을 통한 이자율 변동 효과 분석에서 쟁점 중의 하나는 이자율 충격을 어떻게 식별할 것인가의 문제이다.⁵⁾ 본 연구에서는 Uhlig(2005)의 부호제약(sign restriction) 방식을 이용하여 이자율 충격을 식별한다.⁶⁾ 부호제약에 의한 식별 방식은 통상적으로 많이 이용되는 출레스키 분해의 한계점⁷⁾을 갖지 않으며, 이자율 변동에

1) Bernanke and Blinder(1992)는 금리변동에 따른 단기적 주택시장에서의 영향이 주로 주택수요변동에 기인한다고 설명하고 있다.

2) 주택거래량을 포함한 연구로는 최윤영 외(2017) 외에 찾아보기 어렵다. 이들의 연구에서는 이자율 변동의 효과를 수치로 써가 아니라 부호(방향성)로 파악하고 있다. 자세한 내용은 II장의 선행연구 참조.

3) 주택가격-거래량의 동적(dynamic) 관련성에 관한 연구는 국내외적으로 활발히 연구되는 주제중의 하나이다. 주택가격-거래량의 동적 관련성에 관한 국내연구는 류현욱 · 고성수(2012)를 참조할 수 있다.

4) 이근영 · 김남현(2016)은 주택가격, 전세가격, 이자율의 3변수 모형을 분석한 후, 통제변수에 따른 분석결과와의 차이를 살펴보았다. 이들은 통제변수의 사용이 이자율 변동의 효과를 크게 변화시키지는 않는 것으로 보고하고 있다.

5) 이자율 변동을 초래하는 이자율충격이 주택시장 변수들을 변화시키는 동적(dynamic) 파급효과를 파악하기 위해서는 오차항들과 충격항들간의 관계를 규정하는 계수행렬의 식별(identification), 즉 충격에 대한 식별 작업이 선행되어야 한다.

6) 이자율과 주택시장의 관련성을 다룬 국내 연구 중 부호제약을 이용한 연구는 차경수 · 황상연(2013)과 이근영 · 김남현(2016) 외에 찾아보기 어렵다. 이들 연구에서는 주택시장 변수로 주택가격을 사용하고 있으며, 주택거래량 변수는 모형에 포함되지 않는다.

7) 출레스키 분해에서는 변수 배열 순서에 따라 분석결과가 달라질 뿐만 아니라 변수들의 동시적 인과(simultaneous causality) 관계에 대하여 특정한 제약을 가하고 있다는 점에서 한계를 갖는다.

따른 주택시장에의 파급효과를 특정한 수치가 아니라 일정한 범위로 나타냄으로써 보다 현실적인 분석 결과를 얻을 수 있는 장점을 갖는다. 본 연구에서는 출레스키 분해를 이용한 분석결과도 함께 제시함으로써 부호제약에 의한 식별 방식과의 차이도 살펴보았다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 1장의 서론에 이어 2장에서는 선행연구를 개관하였다. 출레스키 분해와 부호제약 방식을 이용한 국내외 선행 논문들과 이들 논문의 분석 결과들을 정리하였다. 3장은 모형 및 연구방법에 대한 설명이다. VAR 모형 분석에서 충격의 식별이 필요한 이유, 부호제약 방식의 방법론 등을 다루었다. 4장은 실증분석 결과이다. 주택시장에 대한 이자율 변동의 동적 파급효과를 충격반응함수와 예측오차분산분해의 결과들을 통해 살펴보았다. 5장은 요약 및 결론이다.

II. 선행연구

VAR 모형을 통해 이자율과 주택시장의 관계를 분석한 논문들 중,⁸⁾ 출레스키 분해를 이용한 연구들로는 해외의 경우 Aoki et al.(2002), Lastrapes(2002), Giuliadori(2005) 등이 있으며, 국내 연구로는 손종철(2010), 최희갑(2013), 송인호(2015), 엄근용·진창하(2016), 최윤영 외(2017) 등이 있다.

Aoki et al.(2002)은 이자율과 주택가격 그리고 소득 등의 거시경제변수들을 포함하는 VAR 모형을 구축하였으며, 이자율의 순서를 가장 뒤로 위치시키고 있다. 영국의 데이터를 이용한 분석결과는 정책금리 1%p의 상승이 주택가격을 1.6%까지 하락시키는 효과를 갖는다. Giuliadori(2005) 역시 이자율의 위치를 가장 뒤로한 VAR 모형을 분석하였다. 유럽의 9개 국가 모두에서 이자율의 상승은 주택가격을 하락시키는 효과를 가지며, 1%p의 단기금리 상승은 주택가격을 0.6~1.8% 정도 하락시킨다. Lastrapes(2002)는 주택시장의 변수로서 주택가격 외에 신규주택 판매량을 포함하였다. 앞의 두 논문과는 달리 이자율의 위치를 주택시장 변수들보다 앞에 위치시키고 있다. 미국의 데이터를 이용한 분석결과는 0.35~0.45%p의 단기 금리 상승이 주택가격을 동기에(contemporaneously) 0.1% 하락시키며 최대 0.7%의 하락요인으로 작용한다. 한편, 주택판매량은 동기에 2.5% 하락 그리고 최대 3.5% 하락하면서 단기적인 효과가 주택가격보다 크게 나타나고 있다.

출레스키 분해를 이용한 국내연구에서 손종철(2010)과 송인호(2015)는 주택시장과 관련하여 주택가격만을 대상으로 하였으며, 최윤영 외(2017)는 주택가격과 주택거래량을 모두 고려하였다. 손종철(2010)은 주택가격, 이자율, 거시경제변수들을 포함하는 10변수 VAR 모형을 구축하였다. 출레스키 분해를 이용한 식별에서 변수

8) 여기서는 출레스키 분해와 부호제약의 식별방식을 이용한 논문들을 중심으로 다루었다. 참고로, 장기계약방식을 이용한 연구로는 Iacoviello and Minetti(2008), 김윤영(2012) 등이 있으며, 동시적 계약방식을 이용한 연구로는 Elbourne(2008), 이영수(2008), 이태리·조정희(2016) 등이 있다.

의 외생성 추론에 따라 이자율과 주택가격을 중간에 위치시키되 주택가격을 이자율의 앞으로 배치하였다. 콜금리 1표준오차의 상승충격은 최고 0.1%p의 주택가격변동률을 하락시킨다. 송인호(2015)는 이자율-주택가격-인플레이션-총생산의 순으로 변수순서를 배열하였으며, 1.22%p의 콜금리 상승충격은 주택가격변동률을 0.82%p까지 하락시키는 효과를 갖는다. 최윤영 외(2017)는 주택담보대출금리-주택거래량-주택가격-주택소비심리의 순으로 변수순서를 배열하였다. 주택담보대출금리의 상승 충격은 주택가격과 주택거래량 모두를 하락시키는 요인으로 분석되었다.

최희갑(2013), 엄근용 · 진창하(2016)는 벡터 오차수정모형(VECM)에서 출레스키 분해를 이용하여 충격을 식별하였다. 최희갑(2013)은 이자율, 주택가격, 거시경제변수를 포함하는 8변수 VECM을 설정하고 일반화충격반응함수를 사용하여 충격을 식별하였다.⁹⁾ 엄근용 · 진창하(2016)는 이자율, 주택가격 및 전세가격, 통화량, 소득을 포함하는 모형에서 이자율을 가장 앞에 위치시키고 있다. 두 논문 모두 이자율 변수로 CD금리를 사용하였으며, 이자율 상승이 주택가격의 하락요인으로 작용함을 보이고 있다.

부호제약 방식을 이용하여 충격을 식별한 연구로는 해외의 경우 Vargas-Silva(2008), Jarocinski and Smets(2008) 등이 있으며, 국내연구로는 차경수 · 황상연(2013)과 이근영 · 김남현(2016)이 있다.

Vargas-Silva(2008)는 이자율 상승충격이 주

택가격 및 거시경제변수에 6개월 혹은 12개월 동안 음(-)의 효과를 미친다는 가정을 부호제약으로 이용하였다. 미국의 데이터를 이용한 분석에서 0.25%p의 연방기금금리 상승은 주택가격을 0.6%까지 하락시키는 효과를 갖는다. Jarocinski and Smets(2008)는 동시적 제약과 부호제약을 혼용하여 충격을 식별하였다. 9변수 VAR 모형을 이용한 분석에서 0.25%p의 연방기금금리 상승은 0.5%의 실질주택가격 하락 요인으로 작용하고 있다.

차경수 · 황상연(2013)은 이자율, 주택가격, 물가, GDP, 통화량의 5변수 VAR 모형에 부호제약 방식을 적용하였다. 분석 결과는 이자율 변동이 주택가격 하락에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 분석 결과는 이자율을 상승시키는 긴축적 통화정책 충격이 주택가격을 제외한 나머지 변수들에서만 음(-)의 충격 효과를 갖는다는 제약 방식과 관련이 있는 것으로 여겨진다. 이근영 · 김남현(2016)은 이자율, 주택가격, 전세가격의 3변수 모형에 부호제약 방식을 적용하였다. CD 금리 상승은 주택가격 및 전세가격을 하락시키는 효과를 갖고 있으며, 그 효과는 금리 상승기보다는 금리 하락기에 더욱 커진다는 결과를 보고하였다.

III. 모형

이자율과 주택시장의 관련성을 살피기 위해

9) Pesarana and Shin(1998)에 의해 개발된 일반화충격반응함수 분석은 해당변수를 가장 앞에 위치시키는 출레스키 분해와 동일한 결과를 갖는다.

다음과 같은 구조벡터자기회귀(SVAR) 모형을 설정한다.¹⁰⁾

$$X_t = \sum_{i=0}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{식 1})$$

위 식에서 X_t 는 이자율과 주택시장 변수들로 이루어진 $k \times 1$ 내생변수 벡터이며, A_i 는 $n \times k$ 계수행렬이다. A_0 는 내생변수간의 관련성을 보여주는 계수행렬로써, 대각항이 모두 0인 행렬이다. ε_t 는 $k \times 1$ 충격항 벡터로써 Ω 의 공분산행렬을 갖는다. 충격항간의 상관성은 없는 것으로 가정하며, 따라서 Ω 의 비대각항은 모두 0이다.

(식 1)은 충격항과 내생변수와의 관계를 나타내는 구조적 모형이다. 그러나 이러한 SVAR 모형은 직접적으로 추정할 수 없으며, 추정이 가능한 축약벡터자기회귀(RVAR) 모형으로 변환하게 된다. 변환된 RVAR 모형은 다음과 같다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + u_t \quad (\text{식 2})$$

위 식에서 B_i 는 $n \times k$ 계수행렬이며, $B_i = (I - A_0)^{-1} A_i$ 이다. 여기서 I 는 단위행렬(identity matrix)을 나타낸다. u_t 는 $k \times 1$ 예측오차 벡터로서 Σ 의 공분산행렬을 갖는다. u_t 와 ε_t 의 관계는 $u_t = (I - A_0)^{-1} \varepsilon_t$ 이며, 계수조정을 통해 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$u_t = H \times \varepsilon_t \quad (\text{식 3})$$

위 식에서 H 는 $k \times k$ 계수행렬로써, ε_t 의 변화가 초래하는 X_t 의 변화 효과 $\partial X_t / \partial \varepsilon_t$ 를 나타내는 행렬이다. ε_t 는 ε_t 의 각 항들의 분산을 1로 표준화한 $k \times 1$ 충격항벡터로써, ε_t 의 공분산행렬은 단위행렬(I)로 표시된다. ε_t 의 공분산행렬이 단위행렬이라는 점을 이용하면, (식 3)으로부터의 관계를 도출할 수 있다. H^T 는 H 의 전치행렬을 표시한다.

$$\Sigma = H \times H^T \quad (\text{식 4})$$

부호제약에 의한 충격의 식별은 Faust(1998), Canova and De Nicolò(2002), Uhlig(2005), Rubio-Ramirez et al.(2010) 등에 의해 개발된 방법이다. 이 방법은 H 를 하나의 정확한 값으로 식별하기보다는 가능한 값들의 집합, 즉 H 의 가능한 범위를 찾는 데 주안점을 두고 있다. H 의 가능한 범위는 (식 4)를 만족시키는 모든 H 중에서, 충격반응함수들의 부호가 선험적 논리에 부합하는 것들로 이루어진다. 부호제약에 의한 여러 가지 식별 방식 중,¹¹⁾ 본 연구에서는 Uhlig (2005)의 방식을 이용하였다.

Uhlig(2005)는 H 행렬 전체가 아니라 H 행렬의 하나의 열벡터(column vector)에 대한 식별 문제를 다루고 있다. a 를 $\Sigma = A \times A^T$ 를 만족시키는 행렬 A 의 하나의 열벡터라고 하자.¹²⁾ Uhlig는 출레스키 분해에 의한 하방삼각행렬을 이용하여 a 를 다음과 같이 나타낼 수 있음을 보이고 있다.¹³⁾

10) 모형에서 설명의 편의를 위해 상수항 벡터는 고려하지 않았다.

11) 부호제약을 이용한 여러 가지 식별방법 및 활용에 대하여는 Fry and Pagan(2011)을 참조.

12) (식 4)의 H 는 집합 $\{A\}$ 의 하나의 원소이다.

13) (식 5)의 성립에 대한 증명은 Uhlig(2005) 참조.

$$a = F \times \alpha \quad (\text{식 } 5)$$

위 식에서 F 는 출레스키 분해에 의한 하방삼각 행렬이며, α 는 길이가 1인 단위벡터이다($\|\alpha\|=1$). a 는 단위벡터 α 의 구체적인 값에 따라 다양한 값을 가지며, 그러한 다양한 값들 중에서 충격반응함수값들의 부호가 선행적 부호에 부합하는 것들을 찾게 된다. 부호제약을 이용한 식별에서는 부호제약기간에 따라 결과가 다르게 나타날 수 있다.

a 에 대응하는 충격반응함수 및 예측오차분산 분해의 값들은 다음과 같다.¹⁴⁾

$$r_a(m) = \sum_{i=1}^k \alpha_i \times r_i(m) \quad (\text{식 } 6)$$

$$\Phi_{a,j}(m) = \frac{\sum_{l=1}^m r_{a,j}(l)^2}{\sum_{l=1}^m \sum_{i=1}^k (r_{i,j}(l)^2)} \quad (\text{식 } 7)$$

(식 6)은 충격반응함수($\partial X_{t+m}/\partial e_t$)를 표시한다. 식에서 $r_a(m)$ 은 m 시차(horizon)에서의 a 에 대응하는 충격반응함수값들(벡터)이며, $r_i(m)$ 은 i 번째 항의 충격에 따른 출레스키 분해에서의 충격반응함수벡터이다. α_i 는 단위벡터 α 의 i 번째 원소(element)이다. (식 7)은 m 단계 예측오차(m -step ahead forecast error)에 대한 분산분해로서, $\Phi_{a,j}$ 는 j 변수에 대한 분산분해값을 그리고 $r_{a,j}$ 와 $r_{i,j}$ 는 j 변수에 대한 충격반응함수를 표시한다.

IV. 실증분석

1. 데이터 분석

본 연구에서 사용되는 변수는 이자율(i), 주택가격(hp), 주택거래량(hq)이다. 이자율 변수로는 주택시장과 관련이 깊은 주택담보대출금리를 이용하였으며, 주택가격과 주택거래량 변수는 아파트실거래가격지수와 아파트매매거래량을 이용하였다. 주택담보대출금리는 예금 취급기관의 신규취급액 기준의 가중평균금리로서 한국은행의 DB(ECOS)에서 구하였으며, 아파트실거래가격지수와 아파트매매거래량의 데이터는 한국감정원의 DB(통계정보)를 이용하였다.

주택가격과 주택거래량 변수는 자연로그로 변환하고, 계절성을 제거하기 위해 X12-ARIMA로 계절조정하였다. 데이터는 월간 데이터이며, 기간은 2008년 1월부터 2017년 6월까지이다.

〈표 1〉은 변수들에 대한 단위근 검정 결과이다. 단위근 검정은 ADF검정, PP검정, KPSS검정을 이용하였다.¹⁵⁾ 검정식에서 차수(lag)는 6으로 설정하였으며, 추세항은 고려하지 않았다. 단위근 검정 결과, 주택거래량 변수는 $I(0)$ 그리고 나머지 변수들은 $I(1)$ 으로 확인된다. 단위근 검정 결과에 따라 주택거래량 변수는 수준변수를 그리고 나머지 변수들은 1차 차분하여 사용한다.

〈표 2〉는 본 연구에서 사용되는 변수들에 대한 기초 통계량을 보여준다. 표에서 di 는 전월대

14) (식 6)과 (식 7)은 (식 5)를 충격반응함수와 예측오차분산분해의 정의식(definition)에 적용하여 유도할 수 있다.

15) ADF(Augmented Dickdy-Fuller) 검정과 PP(Phillipse-Perron) 검정은 단위근이 존재한다는 것이 귀무가설이며, KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정은 단위근이 존재하지 않는다는 것이 귀무가설이다.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

변수	ADF		PP		KPSS	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분
i	-0,30	-5,68*	-0,77	-10,32*	1,90*	0,07
hp	-2,14	-4,32*	-1,98	-4,65*	2,00*	0,15
hq	-3,69*	-	-7,89*	-	0,30	-

* p(0,01).

〈표 2〉 기초 통계량

변수	평균	표준편차	최대값	최소값
di(%p)	-0,032	0,168	0,330	-1,180
dhp(%)	0,225	0,744	1,669	-3,485
hq*(호)	53,357	14,520	94,647	16,968

비 이자율 변동치(%p), dhp는 전월대비 주택가격 증가율(%)이다. hq*는 로그를 취하지 않은 원래의 주택거래량(호)이다.

〈표 3〉은 데이터 기간 내에서 변수들 간의 교차상관계수를 계산한 표이다. 먼저 주택가격(dhp)과 거래량(hq)의 관계를 보면, k=0에서의 상관계수가 0.465로 양(+)의 상관성을 보이고 있다. 특기할 만한 것은 k=1에서의 상관계수가 0.634로 k=0에서의 상관계수보다 높다는 점이다. 이러한 결과는 주택가격이 주택거래량에 비해 1개월 정도의 선행성을 갖고 있음을 시사한다. 한편, 주택가격(dhp)과 이자율(di)에서는 k=1, 2, 4, 8에서, 그리고 주택거래량(hq)과 이자율(di)에서는 k=4, 8, 12에서 음(-)의 상관관계가 나타남으로써 이자율 상승이 시간을 두고 주택가격

과 거래량에 부정적인 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 반면에 k=0, -1, -2, -4에서는 양(+)의 상관관계를 보이면서 주택시장의 호황이 이자율(주택대출금리)의 상승으로 연계되고 있음을 시사하고 있다.

〈표 3〉 교차상관계수

k	hq _t , dhp _{t-k}	dhp _t , di _{t-k}	hq _t , di _{t-k}
-12	-0,064	-0,152	-0,054
-8	-0,147	-0,101	-0,090
-4	-0,041	0,278	0,180
-2	0,193	0,565	0,298
-1	0,413	0,627	0,391
0	0,465	0,255	0,269
1	0,634	-0,110	0,163
2	0,557	-0,209	0,052
4	0,342	-0,241	-0,016
8	-0,054	-0,230	-0,217
12	-0,123	0,037	-0,058

2. 모형 추정 결과

본 연구의 VAR 모형에서 내생변수는 이자율변동치(di), 주택가격변동률(dhp), 주택거래량(hq)의 3변수이며, 충격변수는 이자율 충격과 나머지 주택시장 관련 충격으로 이루어져 있다. 본 연구에서의 초점은 이자율 충격에 따른 주택시장의 파급효과를 살펴보는 데 있으며, 나머지 주택시장 관련 충격에 대하여는 따로 구분하지 않았다.

16) AIC(Akaike information criterion)나 BIC (Bayesian information criterion) 기준을 적용한 적정 차수는 1로 나타나고 있다. 이 경우, 모형의 동학적 구조가 지나치게 단순해지며, 현실적으로 주택시장에 대한 이자율의 직접적인 영향이 장기적일 수 있다는 점을 감안하여, 본 연구에서는 차수(lag)를 6으로 설정하였다.

이자율 충격의 식별, 그리고 주택시장에의 파급효과를 살펴보기 위해서는 VAR 모형의 추정 이 필요하다. 모형의 추정을 위해 (식 1)에서의 차수(p)는 6으로 설정하였으며,¹⁶⁾ 통상최소자승법(OLS)을 이용하여 모형을 추정하였다.

〈표 4〉는 모형추정 결과이다. 표에서 보는 바와 같이, 주택가격(dhp_t)과 주택거래량(hq_t) 방정식에서 t-1기의 이자율(di_{t-1}) 계수는 모두 음(-)의 값을 보이며, 통계적 유의성을 갖는다.

3. 부호제약을 이용한 분석 결과

이자율 상승은 일반적으로 주택가격과 거래량을 위축시키는 효과를 갖는 것으로 알려져 있다. 여기서는 이자율 충격에 의한 이자율 상승이 일정기간동안 주택가격과 거래량을 위축시킬 것이라는 전제를 부호제약으로 이용한다. 이자율 변동이 주택시장에 미치는 동적 효과(dynamic effect)는 충격반응함수와 예측오차 분산분해를 통해 살펴본다.

부호제약은 VAR 변수의 적분(integrated)변수에 대하여 행하였으며,¹⁷⁾ 부호제약기간은 12개월로 설정하였다.¹⁸⁾ (식 6)의 충격반응함수를 계산하기 위한 단위벡터 α_i 는 일양분포(uniform distribution)에서 추출하였으며, 부호제약을 만족시키는 2,000개의 식별결과를 충격반응함수 및 예측오차 분산분해 계산에 이용하였다.

〈표 4〉 모형추정결과

변수	di _t	dhp _t	hq _t
상수항	1.028 (1.042)	-5.844 (4.739)	587.751*** (184.905)
di _{t-1}	0.606*** (0.109)	-1.755*** (0.496)	-38.237* (19.387)
di _{t-2}	-0.184 (0.128)	0.251 (0.582)	10.303 (22.744)
di _{t-3}	-0.196 (0.127)	0.574 (0.579)	8.991 (22.623)
di _{t-4}	0.043 (0.126)	-0.505 (0.575)	-0.747 (22.468)
di _{t-5}	-0.270** (0.113)	0.408 (0.515)	17.020 (20.110)
di _{t-6}	0.085 (0.075)	-0.188 (0.342)	-4.093 (13.373)
dhp _{t-1}	0.154*** (0.023)	0.614*** (0.105)	17.461*** (4.100)
dhp _{t-2}	-0.097*** (0.036)	0.132 (0.164)	10.560 (6.415)
dhp _{t-3}	0.028 (0.036)	0.127 (0.167)	0.828 (6.543)
dhp _{t-4}	0.004 (0.036)	-0.299* (0.165)	0.800 (6.450)
dhp _{t-5}	0.047 (0.036)	0.107 (0.165)	0.044 (6.469)
dhp _{t-6}	0.061* (0.032)	-0.189 (0.146)	-4.442 (5.712)
hq _{t-1}	0.001* (0.001)	0.005** (0.002)	0.104 (0.104)
hq _{t-2}	-0.002*** (0.001)	-0.000 (0.002)	0.005 (0.109)
hq _{t-3}	0.000 (0.001)	0.001 (0.002)	-0.036 (0.114)
hq _{t-4}	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.060 (0.113)
hq _{t-5}	-0.001 (0.001)	0.003 (0.002)	0.021 (0.112)
hq _{t-6}	0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.297*** (0.094)
R ²	0.611	0.588	0.500
DW	1.976	2.080	1.994

주 : ()안은 표준오차이다.

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

17) 이 경우, 부호제약은 $\partial \text{hp}_{t+m} / \partial e_t^i \leq 0$, $\partial (\sum_{j=0}^m \text{hq}_{t+j}) / \partial e_t^i \leq 0$ 으로 표현된다(m=0, 1, ..., h). e_t^i 는 이자율 충격이다.

18) 부호제약에서 충격반응함수 값의 범위는 제약기간에 따라 다르게 나타나며, 부호제약기간이 길어지면 그 범위가 좁아지게 된다. 본 연구의 과정에서 다양한 제약기간에 대한 결과를 살펴보았으며, 부호제약기간이 8개월 이상이면 본 연구모형에서는 동일한 결과가 나타나고 있음을 확인한다.

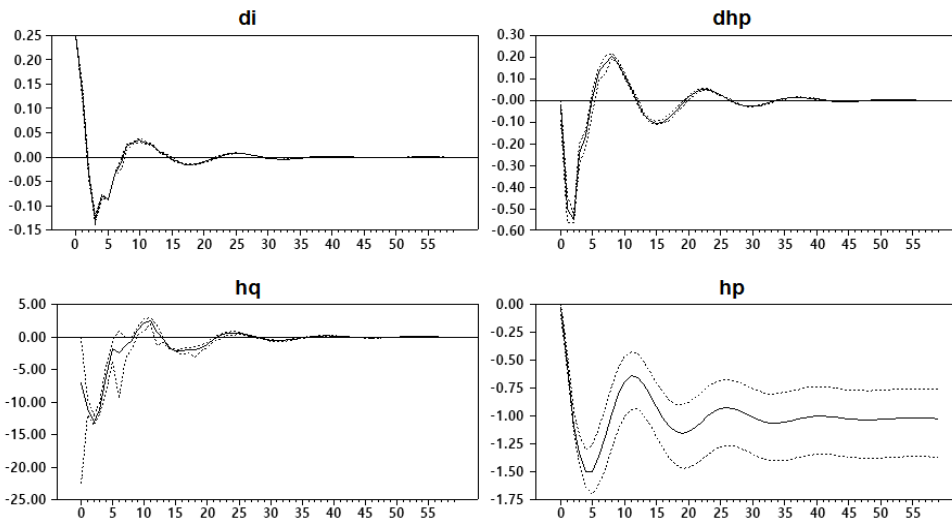
〈그림 1〉은 부호제약을 이용하여 계산한 2,000개의 충격반응함수의 최소값, 최대값, 그리고 중앙값을 보여준다. 이자율 충격의 크기는 통화정책에서 기준금리 변동이 0.25%p 단위로 이루어지는 점을 감안하여, 0.25%p의 이자율 상승을 초래하는 경우로 조정하였다. 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 이자율 0.25%p의 상승은 동월의 주택가격을 최대 0.09%까지 그리고 동월의 주택거래량을 최대 22.68%까지 하락시키는 효과를 갖는다. 중앙값은 주택가격의 경우 0.03% 하락 그리고 주택거래량의 경우 7.65% 하락하는 것으로 분석된다.¹⁹⁾ 최대값이나 중앙값으로 판단할 때, 이자율 변동의 효과는 주택가격보다는 주택

거래량에서 훨씬 크게 나타날 수 있다.

둘째, 이자율 상승의 효과는 거래량 및 주택가격 증가율에서는 2개월 뒤, 그리고 주택가격 수준에서는 4~5개월 뒤에 가장 극대화되고 있다.²⁰⁾ 이자율 0.25%p 상승 시, 주택거래량은 2개월 뒤 11.90~13.53% 하락하며, 주택가격 증가율 역시 2개월 뒤 0.52~0.56%p 하락하는 효과를 갖는다. 주택가격 수준은 4~5개월 뒤에 1.30~1.69%까지 하락한다. 이러한 결과는 이자율 변동의 효과가 극대화되는 시점에서의 효과 역시 이자율 변동의 효과는 주택가격보다는 주택거래량에서 훨씬 크게 나타나고 있음을 보여준다.

셋째, 이자율 상승이 주택거래량을 감소시키



〈그림 1〉 이자율 충격(0.25%p)에 따른 충격반응함수 : 부호제약

주 : 점선은 2,000개 시뮬레이션 값의 최소값최대값이며 실선은 중앙값임.

19) 최소값은 부호제약에서의 가정에 따라 모두 0%이다.

20) 부호제약에서는 주택거래량의 최대 감소효과가 동기에 나타날 수도 있다. 다만, 그러한 경우는 2,000개의 시뮬레이션값 중 16.5% 정도에 그치고 있다.

는 효과는 <그림 1>에서 보는 것처럼 6~8개월 이후 사라지는 반면, 주택가격의 감소효과는 장기적으로 지속되는 특징을 갖는다. 0.25%p의 이자율 상승에 따른 주택가격의 장기적 하락 폭은 0.77~1.37% 수준이다.

<표 5>는 예측오차 분산분해결과로서 주택거래량 및 주택가격 증가율 변동에서 이자율 충격의 비중이 얼마나 되는가를 보여준다.

장기적으로(예측시계 ∞), 주택가격증가율 변동의 26.2~28.7%, 그리고 주택거래량 변동의 19.1~21.4%는 이자율 충격에 따른 효과인 것으로 나타난다. 이자율(주택담보대출금리) 변동에서 주택시장 자체의 충격이 차지하는 장기적 비중은 38.1~43.5%이다.²¹⁾

<표 5> 예측오차분산분해 : 부호제약
(이자율충격의 비중, %)

m	최소			최대		
	di	dhp	hq	di	dhp	hq
1	89.91	1.14	8.98	99.49	2.29	16.47
2	63.89	15.36	13.76	70.33	17.31	18.93
6	61.67	25.06	20.35	67.86	27.54	22.84
12	58.21	25.94	18.97	63.90	28.46	21.90
36	56.48	26.17	19.14	61.96	28.69	22.00
∞	56.47	26.17	19.14	61.95	28.70	21.42

주 : m은 예측시계(forecasting horizon)를 표시함.

4. 출레스키 분해를 이용한 분석 결과

출레스키 분해에서는 변수의 순서에 따라 충

격의 식별을 위한 기본 전제가 다르게 나타난다. 이자율 변수를 가장 앞으로 놓는 경우(모형 A), 이자율 충격에 따른 이자율 변화는 동 시점에서 주택시장(주택가격과 거래량)에 영향을 미치나 주택시장에서의 충격은 동 시점의 이자율 변화를 초래하지 않는다는 가정을 전제로 하고 있으며, 이자율을 가장 뒤로 놓는 경우(모형 B)에는 주택시장에서의 충격이 동시적인 이자율 변화를 초래하는 반면 이자율 충격은 주택시장에 동시적 영향을 미치지 않는다는 가정이 전제되어 있다.

<표 6>은 모형 A와 모형 B에 대한 H행렬의 식별결과이다. 모형 A에서 첫 번째 열(column)은 이자율 충격에 대한 변수들의 동시적 반응을 보여준다. 식별 결과는 이자율 충격에 의한 이자율 상승이 동 시점에서 주택가격 하락과 주택거래량 감소를 초래하는 것으로 나타나고 있다. 모형 B에서는 마지막 열이 이자율 충격에 대한 변수들의 동시적 반응으로서, 이자율 충격은 주택시장에 동시적 영향을 미치지 않는다.

<표 6> H의 식별결과

모형 A: di-dhp-hq

$$\begin{pmatrix} 0.095 & 0 & 0 \\ -0.046 & 0.431 & 0 \\ -5.097 & -0.602 & 16.112 \end{pmatrix}$$

모형 B: dhp-hq-di

$$\begin{pmatrix} 0.433 & 0 & 0 \\ -0.057 & 16.910 & 0 \\ -0.010 & -0.0129 & 0.090 \end{pmatrix}$$

21) 이자율변동에 대한 주택시장 자체충격의 비중은 전체 이자율변동(100%)에서 이자율충격의 비중을 제외한 값으로 계산할 수 있다.

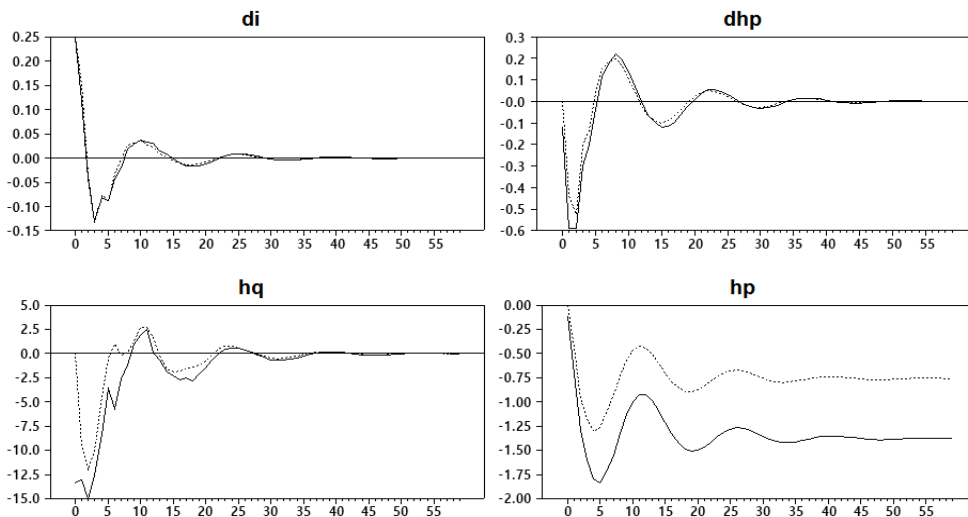
〈그림 2〉는 출레스키 분해를 이용하여 구한 이자율 충격(0.25%p)에 따른 충격반응함수이다. 그림에서 실선은 모형 A에서의 그리고 점선은 모형 B에서의 충격반응함수이다. 〈그림 1〉의 충격반응함수와 비교할 때, 모형 B에서의 충격반응함수는 부호제약을 사용하는 경우의 최소값과 유사한 형태를 보이고 있다. 이러한 결과는 출레스키 분해에서 이자율을 가장 뒤로 배치하는 경우의 동시적 인과관계가 부호제약에서의 최소값이 의미하는 동시적 인과관계와 일치하기 때문에 나타나는 결과이다. 반면에, 모형 A에서의 충격반응함수는 동월의 주택거래량에 미치는 이자율 상승효과에서 큰 차이를 보이고 있으며, 충격반응함수의 형태도 부호제약을 사용하는 경우의 최대값과 다소 차이를 보이고 있다. 〈표 7〉에서는 이자율 충격의 효과가 극대화 되는 시점과 장기적인 시점에서 출레스키분해

를 이용한 결과와 부호제약을 이용한 결과를 구체적인 수치로써 비교하고 있다. 출레스키 분해에서의 모형 B의 결과는 부호제약에서의 최소값과 거의 같은 수치를 보이고 있으나, 모형 A의 결과는 부호제약에서의 최대값과 다소 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 특기할 만한 것은 모형 A의 결과가 부호제약에서의 최소값과 최대값의 범위를 벗어난다는 점이다.

〈표 7〉 이자율 0.25%p 상승충격의 효과 비교
(단위 : %)

구분	주택거래량	주택가격	
(출레스키 분해)			
모형 A	-14.92(2)	-1.83(5)	-1.37(∞)
모형 B	-11.88(2)	-1.30(4)	-0.75(∞)
(부호제약)			
최대효과	-13.53(2)	-1.69(5)	-1.36(∞)
최소효과	-11.90(2)	-1.30(4)	-0.76(∞)

주 : ()안의 수치는 경과개월수를 표시한다.



〈그림 2〉 이자율 충격(0.25%p)에 따른 충격반응함수 : 출레스키분해

주 : 실선은 모형 A, 점선은 모형 B의 충격반응함수임.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 이자율, 주택가격, 주택거래량의 3변수로 구성된 VAR 모형을 사용하여 이자율 변동이 주택시장에 미치는 영향을 분석하였다. 이자율은 주택담보대출금리, 주택가격과 주택거래량은 아파트실거래가지수와 아파트매매거래량을 사용하였으며, 데이터 기간은 2008년 1월부터 2017년 6월까지이다.

이자율 충격의 식별은 부호제약 방식을 이용하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 이자율 충격의 효과가 극대화되는 시점은 주택거래량에서는 2개월 뒤, 주택가격에서는 4~5개월 뒤이다. 둘째, 주택대출금리가 0.25%p 상승하는 경우, 주택거래량은 11.9~13.5%까지 감소하며, 주택가격은 1.3~1.7%까지 하락한다. 셋째, 주택대출금리가 0.25%p 상승하는 경우, 주택거래량 감소효과는 6~8개월 이후 사라지는 반면 주택가격 감소효과는 사라지지 않는다. 주택가격의 장기적 하락 폭은 0.8~1.4% 수준이다. 넷째, 장기적으로 주택가격변동의 26.2~28.7% 그리고 주택거래량변동의 19.1~21.4%는 이자율 충격에 의해 발생한다.

연구의 시사점은 두 가지 측면에서 살펴볼 수 있다. 먼저 연구결과 측면에서의 시사점이다. 본 연구의 분석결과에 의하면, 이자율 변동이 미치는 효과는 주택가격보다 주택거래량에서 압도적으로 크게 나타나고 있다. 또한 주택가격이나 주택거래량의 변동에서 이자율 충격이 차지하는 비중도 20%를 웃도는 높은 수준이다. 이자율 변동의 결정적 요인은 통화정책이다. 통화정책 수립 과정에서 이자율이 주택시장에 미치는

이러한 효과들을 충분히 고려하여 정책 결정을 내릴 필요가 있을 것이다.

두 번째는 방법론 측면에서의 시사점이다. 통상적으로 사용되는 출레스키 분해에서는 변수의 배열순서 즉, 동시적 인과관계에 대한 순서가 가정되어 있으며, 변수의 배열 순서에 따라 결과도 달라진다. 그러나 동시적 인과관계 순서의 적정성에 대한 실증적 검증은 매우 어려운 작업이며, 본 연구에서 살펴본 것처럼 분석결과가 부호제약 방식을 사용한 분석결과의 범위를 넘어서기도 한다. 부호제약 방식에서의 기본 가정이 보다 현실적인 가정이라는 점을 감안하면, 다소 무리한 0의 제약을 사용하는 여러 가지 식별방식에 의한 분석보다는 부호제약을 이용한 분석결과가 선호될 수 있을 것으로 생각된다.

본 연구의 분석결과는 3변수 VAR 모형에 기반하고 있다. 향후 이자율 변수를 정책(기본)금리와 주택대출금리로 구분하고, 주택대출액 등 통화정책의 신용경로를 반영할 수 있는 변수를 모형 내에 도입한다면, 보다 정직한 결과가 도출될 수 있으리라 기대한다.

참고문헌

1. 김윤영, 2012, 「우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석」, 『경제학연구』, 60(3): 127-153.
2. 류현욱·고성수, 2012, 「가격과 거래량의 관계에 대한 실증연구-서울시 주택시장을 중심으로-」, 『부동산학연구』, 18(3): 23-36.
3. 손종철, 2010, 「통화정책 및 실물·금융변수와 주택 가격간 동태적 상관관계 분석」, 『경제학연구』,

- 58(2): 179-219.
4. 송인호, 2015, 「주택시장과 거시경제의 관계(주택 가격, 금리, 소비 및 총생산을 중심으로)」, 『부동산·도시연구』, 8(1): 47-65.
5. 엄근용·진창하, 2016, 「유동성의 변동이 주택가격 변동성에 미치는 영향」, 『주택연구』, 24(4): 5-28.
6. 이근영·김남현, 2016, 「금리와 주택가격」, 『경제학연구』, 64(4): 45-82.
7. 이영수, 2008, 「한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석」, 『부동산학연구』, 14(3): 129-147.
8. 이태리·조정희, 2016, 「미국 금리 인상의 한국 주택 시장 파급효과 연구」, 『주택연구』, 24(4): 29-54.
9. 차경수·황상연, 2013, 「국내 주택매매가격 변동의 특징과 주요 거시경제변수와의 상호작용」, 『경제분석』, 19(4): 1-45.
10. 최윤영·김지현·조경철, 2017, 「SVAR모형을 이용한 대출금리, 주택소비심리, 주택시장 간의 파급 효과 분석」, 『국토연구』, 95: 3-20.
11. 최희갑, 2013, 「주택가격과 거시경제:구조적 VEC 모형」, 『국토연구』, 79: 91-109.
12. Aoki, K., J. Proudman, and G. Vlieghe, 2002, "Houses as collateral: Has the link between house prices and consumption in the U.K. changed?," *Economic Policy Review*, 8(1): 163-177.
13. Bernanke, B. and A. Blinder, 1992, "The federal funds rate and the channels of monetary transmission," *American Economic Review*, 82(4): 901-921.
14. Canova, F. and G. De Nicro, 2002, "Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7," *Journal of Monetary Economics*, 49(6): 1131-1159.
15. Elbourne, A., 2008, "The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach," *Journal of Housing Economics*, 17(1): 65-87.
16. Faust, J., 1998, "The robustness of identified VAR conclusions about money," *Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy*, 49: 207-244.
17. Fry, R. and A. Pagan, 2011, "Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review," *Journal of Economic Literature*, 49(4): 938-960.
18. Giuliadori, M., 2005, "The role of house prices in the monetary transmission mechanism across european countries," *Scotish Journal of Political Economy*, 52(4), 519-543.
19. Iacoviello, M. and R. Minetti, 2008, "The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market," *Journal of Macroeconomics*, 30(1): 69-96.
20. Jarocinski, M. and F. R. Smets, 2008, "House prices and the stance of monetary policy," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 90(4): 339-65.
21. Lastrapes, W. D., 2002, "The real price of housing and money supply shocks: Time series evidence and theoretical simulations," *Journal of Housing Economics*, 11: 40-74.
22. Pesarana, H. H. and Y. Shin, 1998, "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models," *Economics Letters*, 58(1): 17-29.
23. Rubio-Ramirez, J., D. Waggoner, and T. Zha, 2010, "Structural vecor autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference," *The Review of Economic Studies*, 77(2): 665-696.
24. Sims, C. A., 1986, "Are forecasting models usable for policy analysis," *Quarterly Review*, 10(1): 2-16.
25. Uhlig, H., 2005, "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure," *Journal of Monetary Economics*, 52(2): 381-419.
26. Vargas-Silva, C., 2008, "Monetary policy and the US housing market: A VAR analysis imposing sign restrictions," *Journal of Macroeconomics*, 30 (3): 977-990.

논문 접수일 : 2018년 4월 11일
심사(수정)일 : 1차 2018년 5월 8일
 2차 2018년 5월 23일
게재확정일 : 2018년 5월 25일

국문초록

본 연구에서는 주택대출금리, 주택가격, 주택거래량의 3변수로 구성된 VAR 모형을 사용하여 이자율 변동이 주택시장에 미치는 영향을 분석하였다. 이자율 충격의 식별은 부호제약 방식을 이용하였으며, 충격반응함수와 예측오차분산분해를 통해 이자율 변동의 파급효과를 살펴보았다. 데이터 기간은 2008년 1월부터 2017년 6월까지이다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 이자율 충격에 따른 효과는 단기적으로 주택가격보다는 주택거래량에서 크게 나타나고 있다. 주택대출금리가 0.25%p 상승하는 경우, 주택거래량은 2개월 뒤 11.9~13.5%까지 감소하며, 주택가격은 4~5개월 뒤 1.3~1.7%까지 하락한다. 둘째, 주택거래량 감소효과는 6~8개월 이후 사라지는 반면, 주택가격 감소효과는 사라지지 않는다. 셋째, 장기적인 관점에서, 이자율 충격의 비중은 주택가격변동에서 26.2~28.7% 그리고 주택거래량변동에서 19.1~21.4%이며, 주택대출금리 변동에서 주택시장의 충격이 차지하는 비중은 38.1~43.5%이다.

주제어 : 이자율, 주택시장, 벡터자기회귀모형, 출레스키분해, 부호제약

보론 : 출레스키 분해와 변수의 순서

(식 3)의 H 행렬의 식별에서 출레스키 분해를 이용하는 방식은 Sims(1986) 이후 널리 사용되어온 방법으로, H를 하방삼각행렬(lower triangular matrix)의 형태로 가정한다. 3변수 VAR 모형에서,

$$H = \begin{pmatrix} h_{11} & 0 & 0 \\ h_{21} & h_{22} & 0 \\ h_{31} & h_{32} & h_{33} \end{pmatrix}$$

로 표현되며, 대각항 오른쪽의 값들은 모두 0의 값을 갖는다.²²⁾ 이러한 0 제약의 위치로 인해 출레스키 분해를 이용한 식별에서 변수의 순서는 다음과 같은 특징들을 갖게 된다.

첫째, 동시적 인과관계(contemporaneous causality)의 방향을 규정한다. 출레스키 분해에서 첫 번째 순서의 변수는 뒤의 변수들에 대하여 일방적인 동시적 인과관계를 갖는다. 앞의 H식에서 첫 번째 변수의 충격(e_1)에 따른 첫 번째 변수의 변화(h_{11})는 h_{21} 과 h_{31} 을 통해 두 번째와 세 번째 변수에 동시적 영향을 미치게 되나, 두 번째 변수 혹은 세 번째 변수의 충격(e_2 혹은 e_3)은 첫 번째 변수에 동시적 영향을 미치지 않는다($h_{12}=h_{13}=0$). 둘째, 첫 번째 순서의 변수가 뒤의 변수들에 미치는 동시적 인과관계의 크기는 뒤의 변수들의 순서가 바뀌어도 변하지 않는다. 즉 h_{21} 과 h_{31} 의 크기는 두 번째 변수와 세 번째 변수의 순서가 바뀌면 위치만 바뀔 뿐 그 크기

는 그대로 유지된다는 것이다. 이러한 관계는 $h_{11}^2 = \Sigma_{11}$, $h_{11} \times h_{j1} = \Sigma_{1j}$ 의 식으로부터 간단하게 도출할 수 있다. 셋째, 세 번째 순서의 변수는 앞의 변수들에 대한 동시적 인과관계가 모두 0이며, 이러한 동시적 인과관계는 앞의 변수들 순서와 무관하다($h_{13}=h_{23}=0$).

22) 출레스키 분해에서 k변수 VAR 모형에서는 모두 $k(k-1)/2$ 개의 0 제약을 가지게 되며, 이러한 제약(추가정보)을 통해 H행렬을 정확하게 식별(just identification)하게 된다.

