



주택가격 변동이 주택연금 가입 및 해지에 미치는 영향 분석

An Analysis of the Impact of House Price Fluctuations on Subscription or Termination of Reverse Mortgage

임병권* · 장한익**

Byungkwon Lim · Han Ik Jang

■ Abstract ■

This study examines how the change in house price affects the decision of subscription or termination of reverse mortgage. We analyze the impact of various changes measured in house prices on subscription or termination of reverse mortgage with the Bayesian VAR model over a 15-year period from 2008 to 2023. The results are as follows. First, the subscription of reverse mortgage depends on past changes in house prices rather than last month's ones in the prices. Second, current changes in house prices are more important for the termination of reverse mortgage than past ones. Overall, different factors regarding variations of house prices have an impact on subscription or termination of reverse mortgage. Therefore, our findings imply that it is necessary to consider past trends in house prices and use them in order to predict the demand for subscription or termination of reverse mortgage. The results also could be basic data in seeking measures to avoid the termination of the reverse mortgage.

Keywords: Reverse mortgage subscription, Reverse mortgage termination, House price variation, Bayesian VAR, Impulse response

* 충남대학교 대학원 기술실용화융합학과 산학협력교수(주저자) | Collaboration Professor, Department of Technology Practical Convergence, Graduate School, Chungnam National University | First Author | bklim@cnu.ac.kr |

** IBK기업은행 IBK경제연구소 연구위원(교신저자) | Research Fellow, IBK Economic Research Institute, Industrial Bank of Korea | Corresponding Author | han0375@gmail.com |

1. 서론

국내의 역모기지(reverse mortgage) 상품은 1990년대 후반 민간 금융기관을 중심으로 도입되었으나, 초장기의 금융상품 구조에 따른 공급 기관의 리스크 노출과 수요부진 사유로 활성화되지 못하였다. 하지만, 2007년 공적보증 구조의 주택연금 상품이 시장에 공급하기 시작하며 역모기지가 본격적으로 국내에 자리매김하게 된 계기가 되었다. 우리나라의 인구 고령화 및 노년층의 빈곤이 심각한 사회문제로 대두되고 있는 현재의 상황하에서 보유자산인 주택을 유동화하는 주택연금 상품은 공적연금으로 부족한 은퇴 이후 노년층의 빈곤 완화를 위한 보완 수단으로 주목받고 있다.¹⁾

이와 같이 주택연금의 중요성이 부각됨에 따라 주택연금의 가입에 영향을 미치는 요인에 대해 가입자의 인구통계학적 특성을 고려한 연구가 수행되었다(고제현, 2015; 유승동 외, 2019; 이달남 외, 2015; 이충기·박상수, 2014). 또한, 주택연금과 관련한 제도 변경이 주택연금 수요에 미치는 영향도 분석이 이루어진 상황이다(김정주, 2013).

한편, 주택연금의 가입이나 해지는 주택가격과 밀접한 관련성이 존재할 수 있음에도 불구하고 이에 관한 연구는 비교적 제한적인 수준에서 이루어진 상황이다. 또한, 주택가격이 주택연금 가입에 미치는 영향에 대해서는 혼재된 결과가 제시되고 있다(김정주, 2013; 신현재, 2019; 임하나 외, 2016). 주택연금의 수요는 기본적으로 주택가격

변동과 밀접하게 관련될 가능성이 있으므로, 다양한 주택가격 수준을 고려해 볼 필요성이 있다(이종훈, 2020; Haurin et al., 2016).

또한, 주택연금 해지는 인구통계학적 측면과 함께 주택가격 변동이 중요한 영향을 미친다는 결과가 보고되고 있으나(Alai et al., 2014; Chiang and Tsai, 2020; Jiang and Miller, 2019), 주택연금 해지자의 실제 주택연금 가입 기간을 대상으로 추정된 주택가격 변동률을 고려하고 있다(김병국, 2020; 김병국·임병권, 2021).

즉, 단순히 전월과의 비교나 주택연금 가입기간 동안의 주택가격 변동 이외에도 다양한 과거기간의 주택가격 추이 그리고 더욱 정교한 주택가격 변동의 접근을 통해 주택가격이 주택연금 가입 및 해지에 미치는 영향을 고찰할 필요성이 있다.

노년층의 소득 보전을 위한 주택연금의 중요성을 감안할 때, 주택연금 수요(가입 또는 해지)가 주택가격에 어떠한 영향을 받는지를 규명하는 것은 매우 중요한 사항일 수 있다. 왜냐하면 주택연금 가입을 통해 매월 지급되는 연금액은 주택가격 변동률과 밀접한 관련성이 있기 때문이다. 하지만 전술한 바와 같이 주택연금 수요와 주택가격 변동에 대해서는 제한적인 수준에서 연구가 이루어졌을 뿐, 현재의 주택가격 변동 수준이나 어떠한 과거기간의 주택가격 변동이 주택연금 수요에 직접적인 영향을 미치는지 그리고 과거기간 대비 현재의 주택가격 변동(초과 주택가격 변동)을 종합적으로 고려한 연구는 부족한 상황이다. 따라서 본 연구는 다양한 주택가격 변동을 고려하여

1) 주택연금의 누적 가입자는 지난 2018년까지 5만 건을 돌파한 이래로, 불과 4년만인 지난 2022년 누적 가입자 수가 10만 명을 넘어서며 가파른 증가세를 보이고 있다.

주택연금 가입과 해지에 미치는 영향을 종합적으로 규명하고자 한다.

보다 구체적으로 본 연구는 2008년부터 2023년 6월까지의 기간을 대상으로 다양한 주택가격 변동(전월, 과거 일정기간, 초과 주택가격 변동)이 주택연금 가입 및 해지에 일련의 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 이를 위해 사전확률분포를 이용한 예측모형인 베이지안 추정기법 기반의 VAR 모형(vector autoregressive model)을 이용하고자 하며, 분석결과를 토대로 이론적 그리고 실무적 시사점을 제시하고자 한다.

본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전월의 주택가격변동은 주택연금 가입이나 해지 수요에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 주택연금의 가입 및 해지 수요는 현재의 주택가격 변동에 제한적인 영향을 받는 것으로 판단된다. 둘째, 주택연금의 가입 및 해지는 주택가격 변동의 상이한 측면에 기인하는 것으로 확인된다. 주택연금 가입건수는 과거 일정 기간 동안의 주택가격 변동(각각 과거 1년, 3년, 5년)이 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 주택연금 해지는 과거 일정 기간 동안의 주택가격 변동보다는 현재의 주택가격 변동이 과거의 주택가격 변화와 비교할 때 높은지 또는 낮은 수준인지(초과 주택가격 변동)가 주요한 영향을 미치고 있음이 확인되었다.

전체적으로 주택연금 가입 또는 해지 수요와 주택가격 변동은 밀접한 관련성이 존재하는 것으로 확인된다. 하지만, 주택연금 가입 및 해지 수요는 현재의 주택가격 변동과 같은 단기적인 상황에 기인하기보다는 과거기간의 주택가격 변화 추이

와 밀접한 관련성이 있는 것으로 추론해 볼 수 있다. 또한, 주택연금 해지의 경우에는 과거의 주택가격 대비 현재의 주택가격 수준이 중요한 요인으로 작용함을 확인해 볼 수 있다. 따라서 주택연금 가입 또는 해지 수요를 예측함에 있어 이를 고려할 필요가 있는 것으로 판단된다. 또한, 주택연금 해지결정에 있어 단기기간의 주택가격 급등이 가입자에게 유리하게 작용하지 않을 가능성을 제시할 필요가 있는 것으로 사료된다.

이하 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 우선 2장에서는 주택가격 변동과 주택연금 수요에 관한 기존연구를 살펴보고, 3장에서는 본 연구의 표본 및 분석방법을 설명한다. 그리고 4장에서는 실증 분석 결과를 제시하고 마지막 5장에서는 전체적인 연구결과를 요약하고 본 연구의 시사점을 제시하고자 한다.

II. 기존 연구

주택연금의 가입이나 해지에 대한 차입자의 의사결정에 있어 주택가격 수준 또는 주택가격변동은 중요한 요인으로 작용할 수 있다. 왜냐하면, 역모기지 상품인 주택연금의 월지급금은 예상 주택가격 변동률, 예상 시장금리 그리고 기대여명 등을 고려하여 매년 재산정되기 때문이다.

주택연금 가입자는 가입 이후 향후 주택가격이 상승하면 중도해지를 통해 주택가격 상승분만큼의 효익을 추구할 수 있다. 반대로 만기까지 계약을 유지하는 경우에 주택가격이 하락하여 수령 받은 연금 총액이 담보자산(주택) 가격을 상회할지

라도 초과로 받은 금액에 대해서는 비소구(non-recourse) 되는 특징을 보유하고 있다. 따라서 주택연금에 대한 수요는 주택가격과 밀접한 관련성이 존재할 개연성이 있다.

한편, 주택연금 수요에 대해 기존 연구에서는 성별이나 연령 등과 같은 가입자의 인구통계학적 특성이나 주택연금 가입을 위한 담보주택의 특성, 주택연금 공급을 위한 제도적 요인 그리고 주택가격 변화와 같은 외생적 요인을 고려하여 분석을 행하고 있다. 본 연구와 관련된 주택연금 가입 또는 해지에 영향을 미치는 주요 기존 연구는 다음과 같다.

우선, 고재현(2015)은 국내 주택연금 가입자의 특성을 살펴본 후 부동산 자산과 소득 수준, 지역별 차등적 희망소득 등을 활용하여 주택연금의 잠재 수요에 대해 분석하였다. 분석결과, 주택을 보유한 고령층 중에서 약 30%는 주택연금을 활용할 유인이 크며, 이는 지방보다는 서울에서 더 높다는 결과를 보여주고 있다.

김대환·최경진(2020)은 2017년과 2018년의 주택연금수요실태조사 자료를 이용하여 향후의 주택가격 변동에 대한 전망과 현재의 주택연금 가입 의사결정 간 어떠한 관련성이 존재하는지를 분석하였다. 분석결과, 향후 주택가격 하락이 예상될수록 주택연금의 가입 의향이 증가하여 고령자들의 주택연금 수요와 주택가격은 일련의 관련성이 존재한다는 결과를 보여주고 있다.

김병국(2020)은 주택연금 가입자가 중도 해지하는 요인에 대해 고찰하였는데, 당월의 LTV (loan-to-value ratio)와 주택가격상승률 등이 주택연금 해지에 유의미한 영향을 미친다는 결과

를 제시하고 있다. 이와 유사하게 김병국·임병권(2021)은 주택연금의 중도해지 이후 재가입하는데 어떠한 요인이 영향을 미치는지에 대해 규명하였다. 분석결과, 주택가격 변동률 변수와 재가입 간에는 양(+)의 관련성을 보여 주택연금 해지뿐만 아니라 재가입에 있어서도 주택가격 변동률이 중요한 요인으로 작용함을 보여주고 있다.

신현재(2019)는 2008년부터 2018년까지의 기간을 대상으로 주택가격 변동률이 주택연금의 가입에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 VECM (vector error correction model)을 이용하여 시계열분석을 행하였다. 분석결과에 의하면, 주택연금 가입자 수는 주택가격 변동률 충격에는 음(-), 주택가격 충격에는 양(+)의 방향으로 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한, 주택연금 가입자에 대해 주택가격 변동률은 시차 1부터 5까지 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다.

김정주(2013)는 주택연금 수요 변화의 결정요인에 대해 외생적 요인(고령자 수 변화, 주택가격 변화, 대출금리차 등)과 함께 정책적 변수(신상품 도입, 가입연령 완화, 대출한도 확대 등)를 고려하여 분석하였다. 분석결과, 전월 주택가격증감률 등의 외생적 요인이 주택연금 가입에 미치는 영향은 제한적이며, 주택연금 가입은 주로 제도적 요인에 기인한다는 결과를 보여주고 있다.

유승동 외(2019)는 지역별 상속의향 차이가 주택연금 공급에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석하였다. 분석결과, 지역별 주택연금 가입 차이에 있어 노인가계의 주택상속 의향이 중요한 요인으로 작용하고 있음을 제시하고 있다.

이종훈(2020)은 인구구조의 변화와 주택가격

전망을 이용하여 Bass 확산모형을 기초로 주택연금의 중장기 수요를 추정하였다. 분석결과에 의하면, 주택연금의 신규 가입자 수는 2030년대 중반부터 정점을 기록한 후 이후 장기적으로 안정적인 수준을 유지할 것으로 예측하고 있다. 한편, 주택연금 수요 추정에 있어 주택가격과 관련한 다양한 요인이 고려될 필요가 있음을 제시하고 있다.

임유선 외(2018)는 주택연금 가입자의 계약 해지 여부와 지역별 주택가격상승률 간 차이에 대해 분석하였다. 분석결과, 주택연금 가입 후 계약을 해지한 경우의 주택가격누적상승률은 4.235%로 나타나, 유지자들의 초과누적상승률인 -0.157%보다 높은 것으로 확인되었다. 즉, 주택연금 계약 해지의 주요 원인은 지역별 주택가격상승률임을 시사하고 있다.

임하나 외(2016)는 지역별 주택연금 가입에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하였다. 분석결과, 주택연금 가입에 양(+)의 영향을 미치는 요인으로는 대학 이상의 가구주 비율과 최소노후생활비 대비 월지급금인 것으로 나타났다. 한편, 주택가격상승률이나 고령가구 비율 등은 주택연금 가입에 음(-)의 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다.

추가적으로 Haurin et al.(2016)은 역모기지 가입과 주택가격 간의 관련성에 대해 미국의 주(state)별 과거의 장기평균 주택가격과 현재의 주택가격 수준을 분석하였다. 분석결과, 주택가격 변동성이 높은 주에 거주하거나 현재의 주택가격이 과거 평균에 비해 높은 경우 주택연금을 가입할 가능성이 더 높다는 결과를 보여주고 있다. 즉, 주택연금 수요에 있어 단순한 주택가격 변동이 아

닌 주택가격의 다양한 측면을 고려할 필요성을 시사하고 있다.

이상과 같이 주택연금의 가입 또는 해지에 있어 미래의 주택가격 상승에 대한 전망이나 과거 또는 현재의 주택가격 변동률은 밀접한 관련성이 존재할 수 있다. 하지만 기존연구의 경우 주로 미래의 주택가격 전망에 중점을 두고 주택연금 수요와의 관련성을 검증하고 있을 뿐, 과거 주택가격 변동에 대해서는 엄정한 분석이 이루어지지 않고 있다. 따라서, 주택가격변동의 다양한 측면(전월, 과거 일정기간, 초과 주택가격 변동)을 고려하여 주택연금 가입 및 해지에 어떠한 영향을 미치는지를 규명해 볼 필요가 있다.

III. 연구내용 및 분석방법

1. 표본의 구성

본 연구는 2008년부터 2023년 6월까지의 기간에 대해 한국주택금융공사에서 공급하는 주택연금에 신규로 가입하거나 해지된 건수(각각 186개의 월별 자료)를 이용하여 분석하고자 한다. 본 연구를 위해 필요한 월별 주택연금 가입 또는 해지 건수는 한국주택금융공사의 주택금융통계시스템(HOUSTAT)을 통해 수집·가공하여 이용한다. 그리고 주택가격에 관한 자료는 KB부동산(Kbland)에서 제공하는 주택매매가격지수를 가공하여 활용한다.

한편, 주택가격 변화 변수는 전월 대비, 전월부터 과거 기간(1년, 3년, 5년) 동안의 평균적인 변

화율 그리고 초과 주택가격 변화(전월 주택가격 변화율 - 과거기간의 평균 주택가격 변화율)을 이용한다. 그리고 내생변수인 통제변수로 CD (certificate of deposit)금리, 소비자물가지수 (consumer price index, CPI), 경기선행지수 (composite leading indicator, CLI)를 이용하고자 한다. 이를 위해 CD금리, CPI, CLI 등의 변수는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)을 통해 추출하여 분석에 활용한다.²⁾

2. 분석방법

주택가격 변동이 주택연금 가입 또는 해지에 미치는 영향을 살펴보기 위해 Ahmad and Haider (2019)와 Kilian and Lütkepohl(2017)의 연구에서 활용한 베이지안 VAR(Bayesian vector autoregression model) 모형을 이용한다.

Litterman(1986)은 VAR 모형에 처음으로 베이지안 방법론인 Minnesota 사전분포의 적용을 제안하였다. 이후 Sims(1992), Sims and Zha (1998), del Negro(2011)의 연구를 거치며 보다 완화된 사전분포 및 제약 조건 등의 가정을 도입하며 해당 모형은 발전하여 왔다.

베이지안 VAR 모형은 모형의 파라미터가 상수가 아닌 평균과 분산을 갖는 확률변수로 보고 이에 대한 사전 제약을 부여함으로써 통상적인 VAR 모형에서 직면하는 차원의 문제(dimensionality problem)를 해소하고 결과적으로 파라미터 추정에 효율성을 증가시킬 수 있다. 또한, 베이지안

VAR 모형은 계량분석에 있어 충분한 시계열 자료의 확보가 충족될 수 없는 경우에도 효율적인 추정이 가능하다는 이점이 존재한다.

한편, Ahmad and Haider(2019), Djurovic et al.(2020), Gianfreda et al.(2020), Kilian and Lütkepohl(2017)는 동태확률일반균형 모형(dynamic stochastic general equilibrium) 모형, 일반적인 축약형 VAR 모형에서 제기되는 설정 오류, 식별문제, 자료생성과정(data generating process, DGP)을 고려할 때 상대적으로 베이지안 VAR 모형의 추정결과가 정확하다는 연구 결과를 제시하고 있다. 또한, 국내에서는 손종철 (2010), 이영수(2019)의 연구에서 베이지안 VAR 모형을 주택시장 연구에 활용하고 있다.

즉, 베이지안 VAR 모형은 실증분석모형에 대한 설정 오류나 식별의 문제를 해결하기 위한 유용한 방법으로 알려져 있는 베이지안 추정기법을 VAR 모형에 적용한 것으로 분석모형은 아래의 (식 1)과 같다.

$$Y_t = \beta_0 + B_1 Y_{t-1} + \epsilon_t, \\ \epsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad (\text{식 1})$$

(식 1)에서 모형의 시차 1은 SIC 기준을 통해 선정하였으며, Y_t 는 CD금리, CLI, CPI, 주택가격, 주택연금 가입 및 해지건수 변화율로 구성된 6×1 벡터이다.³⁾ β_0 는 상수항으로 6×1 벡터이며, B_1 는 $t-1$ 기 시차변수의 추정계수로 6×6 행렬이다. ϵ_t 는 6×1 벡터이며, 평균 0과 분산·공분산행렬 Σ 를 가진 오차항이다. 여기서 조건부 우

2) 김정주(2013)에 의하면, 국내 경제성장률이 낮아지는 경우 고령자들은 직접적인 소득감소 상황에 처할 가능성을 제시하고 있다. 따라서 전반적인 경제 상황과 가계의 물가 부담은 CLI와 CPI를 이용한다.

도함수인 $p(Y_{1:T} | B, \Sigma, Y_{1-p:0})$ 는 $B(=\beta_0, B_1)$, Σ 의 함수로 표현되는 조건부인 $Y_{1:T}$ 의 결합밀도 함수로 나타낼 수 있다(Dieppe et al., 2016; Karlsson, 2013). 사전분포(prior distribution)를 우도함수와 결합하면 사후분포(posterior distribution)를 도출할 수 있으며 아래와 같은 (식 2)의 함수로 표현할 수 있다.

$$p(B, \Sigma | Y) = \frac{p(B, \Sigma)p(Y | B, \Sigma)}{p(Y)} \quad (\text{식 2})$$

(식 2)에서 $p(Y)$ 는 $\int p(Y | B, \Sigma)p(B, \Sigma)d(B, \Sigma)$ 로 $p(B, \Sigma)p(Y | B, \Sigma)$ 에 비례하며 사후분포는 사전분포의 가중우도함수를 나타낸다. 이 사후분포함수는 역의 Wishart 분포를 따르며 Gibbs 샘플링을 이용하여 표본을 추출한다. 본 연구는 사전분포로써 일반적으로 사용되는 Minnesota prior보다 Dieppe et al.(2016), Karlsson(2013)을 통해 VAR 모형에서 확률변수로 가정한 파라미터의 설정에 있어 상대적으로 자유도가 높다고 알려진 independent normal-Wishart prior를 이용한다.

이런 사전분포를 고려하는 Bayesian 추정방법은 (식 1)의 VAR 모형에 대한 파라미터(β_0, B_1, Σ)를 상수가 아닌 평균과 분산을 갖는 확률변수로 보고 5개의 하이퍼파라미터 $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4, \lambda_5$ 를 사용해 사전분포의 평균에 대한 확률분포의 견고성을 조정한다. 본 연구에서 5개 하이퍼파라미

터의 값은 Dieppe et al.(2016)을 참조하여 설정한다.

베이지안 기법과 (식 1)을 통해 추정된 분산·공분산 Σ 는 콜레스키 분해(cholesky decomposition)를 통해 $\Sigma = AA'$ 와 같이 분해할 수 있다. 이때 A 는 6×6 하방삼각행렬(lower triangular matrix)이며, (식 1)의 잔차항 ϵ_t 를 대신하여 $Au_t, u_t \sim N(0, I)$ 로 대체할 수 있다.

위와 같은 과정을 통해 얻어지는 베이지안 VAR(1) 모형의 추정결과를 종합하여 각 내생변수의 1 표준편차 충격으로부터 확인되는 충격반응함수를 아래의 (식 3)과 같이 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \psi_0 &= A \\ \psi_h &= \Phi_h \psi_0 \begin{cases} \text{if } h=0, \Phi_0 = I_6 \\ \text{if } h>0, \Phi_h = B_1 \Phi_{h-1} \end{cases} \quad (\text{식 3}) \end{aligned}$$

IV. 분석 결과

1. 기초통계분석

〈표 1〉은 본 연구에서 사용되는 원자료를 수준변수에 자연로그(natural log)를 취하여 차감한 후 100을 곱한 월별 변화율에 대한 기초통계량을 보여준다. 다만, CD금리의 경우는 단순 차분한 %p를 사용한 결과이다.

〈표 1〉의 기초통계량에 대한 결과를 보면, 통

3) 본 연구는 기본적으로 주택가격 변동이 주택연금 가입 및 해지 건수 변화에 미치는 영향과 함께 12개월(1년), 36개월(3년), 60개월(5년) 주택가격 변화율의 이동평균을 전월대비 주택가격 변화율 대신 사용하여 과거 주택가격 변화의 누적된 정보가 주택연금 가입 및 해지 건수에 미치는 영향을 살펴본다. 또한, 현재 주택가격 변화율 대비 12개월, 36개월, 60개월 이동평균 변화율의 차이도 사용하여 과거 대비 현재시점의 초과 주택가격 변동이 주택연금 가입 및 해지 건수 변화에 미치는 영향을 살펴본다.

〈표 1〉 기초통계량

변수	평균	최대값	최소값	표준편차
CD금리(%p)	-0.011	0.680	-1.460	0.183
CLI(%)	0.288	1.513	-0.309	0.264
CPI(%)	0.181	1.182	-0.747	0.341
주택가격(%)	0.222	1.511	-1.318	0.442
가입(%)	1.568	136.753	-139.462	33.192
해지(%)	2.486	150.408	-109.861	35.222

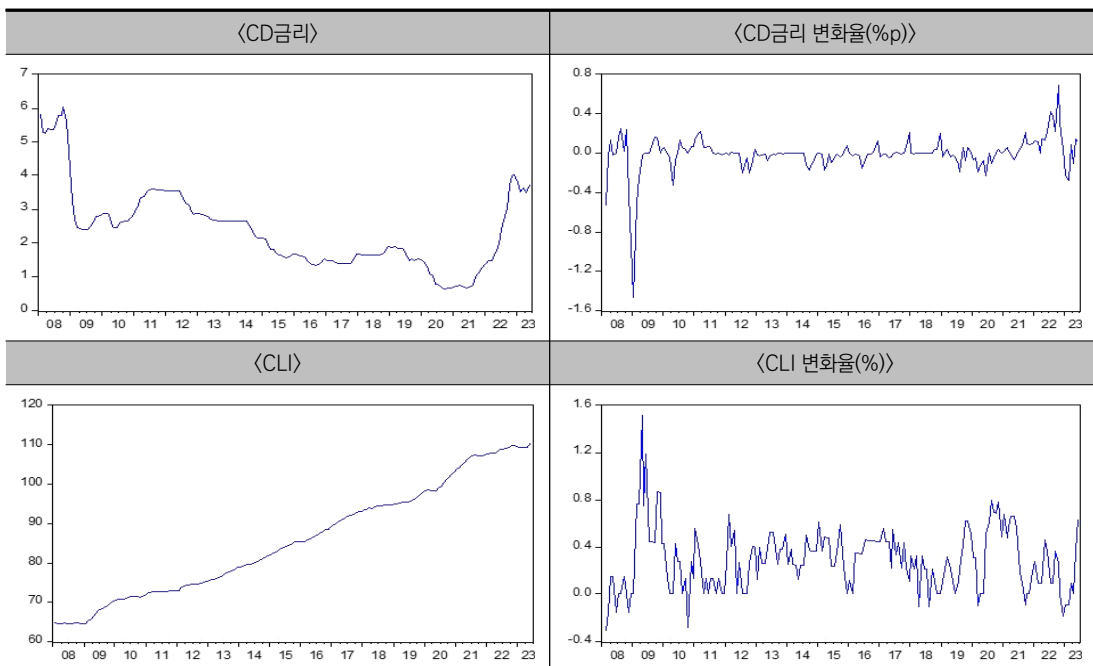
주 : CD, certificate of deposit; CLI, composite leading indicator; CPI, consumer price index.

제변수로 포함된 CD금리, CLI, CPI 중 CLI와 CPI는 분석 기간 동안 각각 매월 평균 0.288%, 0.181%로 나타난다. 따라서 본 연구의 분석 기간 동안에 평균적으로 증가한 것으로 나타난다. 또

한, 절대값 기준으로 최대값이 최소값보다 크게 나타나 하방경직성을 보여주고 있다.

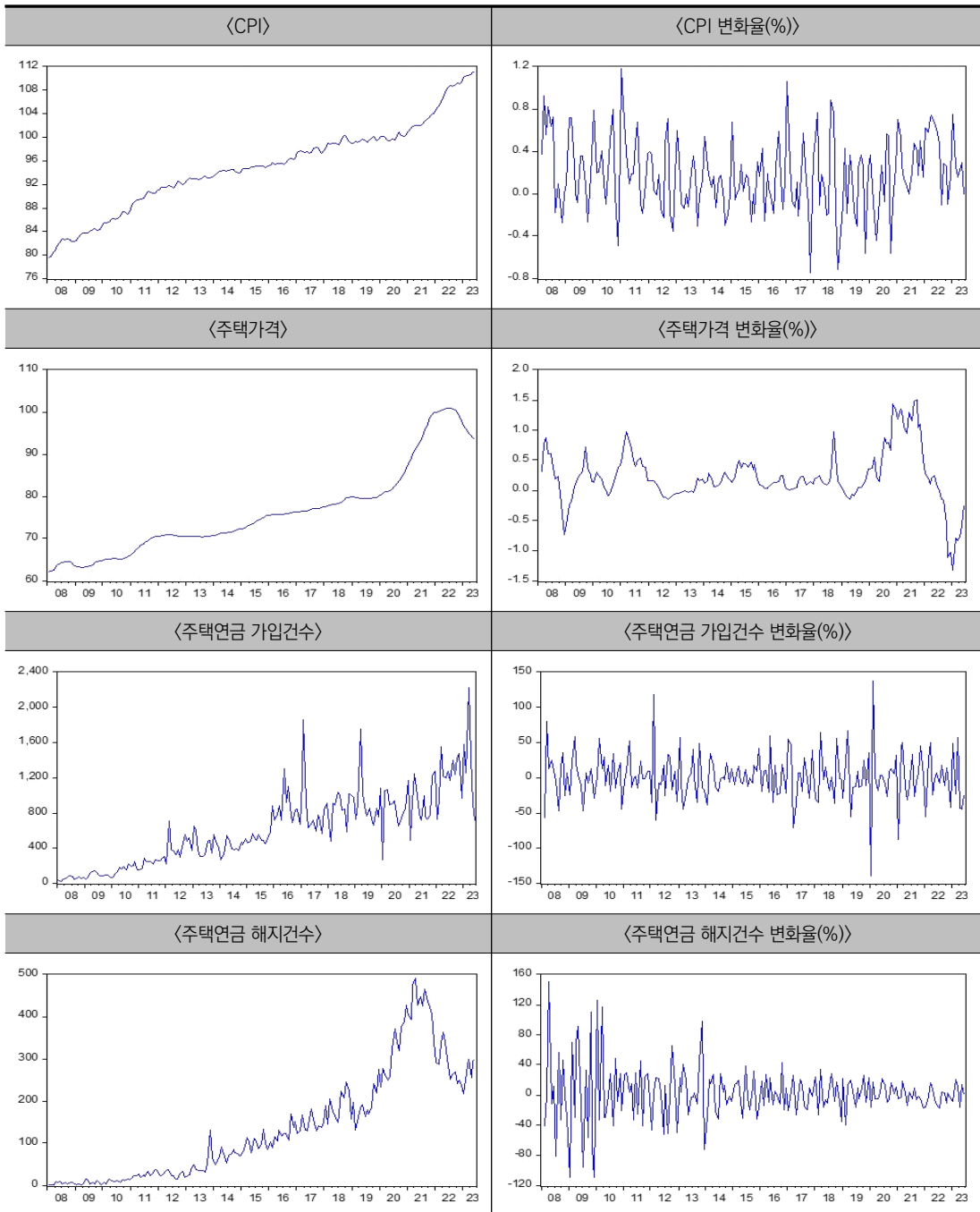
그리고 본 연구의 주요지표인 주택가격, 주택연금 가입건수, 주택연금 해지건수를 살펴보면 주택가격 변동의 월평균 평균은 0.222%로 나타나 전반적으로 상승한 것으로 파악해 볼 수 있다. 반면, 주택연금의 가입건수와 해지건수는 높은 수준의 표준편차, 최대값, 최소값을 통해 매월 평균적으로 확인되는 변동폭이 크게 나타난다. 따라서 주택연금의 성장세에도 불구하고 변동성도 높은 것으로 추론해 볼 수 있다.

다음으로 〈그림 1〉을 통해 본 연구에서 사용한 수준변수의 추이 및 변화율을 추가로 살펴보면, 2020년 코로나19 팬데믹 영향으로 CD금리,



주 : CD, certificate of deposit; CLI, composite leading indicator; CPI, consumer price index.

〈그림 1〉 주요 변수 추이 및 변화율



주 : CD, certificate of deposit; CLI, composite leading indicator; CPI, consumer price index.

〈그림 1〉 Continued

CPI는 상승추세를 보이고 있으며, CLI와 주택가격은 하락추세를 보이는 것으로 확인된다. 변화율의 경우에 CD금리는 상승 폭이 제한되나, CPI의 경우 일정한 추세가 확인되지 않아 명확하게 판단하기에는 한계가 있다. CLI는 최근 다시 상승하는 것으로 확인되며, 주택가격 변동의 경우에도 급격한 하락 이후 다시 상승하는 방향으로 전환되고 있는 것을 확인할 수 있다.

그리고 <그림 1>에서 주택연금의 가입건수와 해지건수를 살펴보면, 주택연금 가입건수와 해지건수는 지속적으로 증가하고 있는 것을 확인할 수 있다. 이때 해지건수의 증가는 가입건수 증가에 기인한 것으로도 추론할 수 있으며, 해지건수를 제외한 주택연금 누적 가입건수를 고려하는 경우 주택연금은 지속적으로 확대되고 있다. 다만, 주택가격이 급격히 상승한 2020년부터 주택가격이 하락세로 전환되기 직전인 2022년 8월까지의 기간을 살펴보면 주택연금 가입건수는 감소하나, 해지건수는 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 한편, 주택연금 가입건수와 해지건수의 변화 추세는 주택가격 변동과 동시에 이루어지기보다는 일정기간 이후에 발생하는 추세가 확인된다.

주택연금 가입건수와 해지건수의 변화율에 있어 가입건수의 경우 변동성이 크게 유지되나, 해지건수의 경우는 비교적 안정적인 변동성이 관측된다. 이는 주택연금 가입은 가입자의 경제상황 판단 또는 심리적 상태 등에 대한 불확실성과 같이 측정되지 않는 요인들이 크게 영향을 미치는 것으로 예상해 볼 수 있으며, 해지건수의 경우 경제상황이 미치는 영향이 더 크게 작용할 것으로 추론해 볼 수 있다.

이는 <표 2>의 변수들에 대한 상관관계수 결과를 통해서도 일부 설명된다. 주택연금 가입건수의 변화는 CD금리, CLI, CPI의 변화율과 유의미한 상관관계가 나타나지 않으나, 주택연금 해지건수의 변화율은 CD금리와 유의적인 양(+)의 상관관계를 보인다. 즉, CD금리가 상승하거나 향후 경기가 개선될 것이라는 기대가 커지면 주택연금 해지건수도 증가하는 것으로 파악해 볼 수 있다.

2. 단위근 검정

본 절에서는 본 연구에서 선정된 CD금리 등의 변수를 대상으로 적절한 분석모형을 결정하기 위해 각 변수에 대한 단위근 검정(unit root test)을 실시한다. 이때 CD금리를 제외한 변수들은 원자료를 로그 변환하여 사용한다.

<표 3>은 CD금리, CLI, CPI, 주택가격, 주택연금 가입건수, 주택연금 해지건수 등에 대한 ADF(augmented Dickey-Fuller; Dickey and Fuller, 1979) 단위근 검정결과를 보여준다. <표 3>의 결과를 살펴보면 모든 변수가 수준변수에서

<표 2> 변수의 변화율에 대한 상관관계 분석

변수	CD 금리	CLI	CPI	주택가격	가입
CLI	0.06				
CPI	0.06	-0.05			
주택가격	0.20***	0.19***	0.11		
가입	0.05	0.02	0.04	0.05	
해지	0.17**	0.14*	-0.05	0.06	0.15**

주 : 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의미함.

2) CD, certificate of deposit; CLI, composite leading indicator; CPI, consumer price index.

〈표 3〉 단위근 검정 결과(ADF Test)

구분	수준변수		차분변수	
	상수	추세	상수	추세
CD금리	-2.339	-1.966	-6.603***	-6.725***
CLI	-0.449	-3.039	-4.709***	-4.702**
CPI	-0.658	-1.336	-10.700***	-10.674***
주택가격	-1.236	-2.968	-3.433**	-3.785**
가입	-2.565	-2.968	-12.278***	-12.400***
해지	-1.703	-1.547	-12.355***	-12.444***

주 : 1) **, ***는 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의미함.

2) ADF, augmented Dicky-Fuller; CD, certificate of deposit; CLI, composite leading indicator; CPI, consumer price index.

는 검정모형에 상관없이 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 나타난다. 하지만, 수준변수의 변화율을 이용한 차분변수의 경우에는 각각 1% 또는 5% 유의수준 하에서 단위근이 존재하지 않는 안정적 시계열로 나타나고 있다.

3. 공적분 검정

일반적으로 단위근이 존재하는 불안정한 시계열 자료의 경우에도 시계열 변수들 간에 공적분 관계가 존재하게 되면 단위근을 제거하지 않은 수준변수 형태로 장기적인 정보를 가성회귀 문제 없이 활용할 수 있는 것으로 알려져 있다. 따라서 본 연구에서는 CD금리, CLI, CPI, 주택가격, 주택연금 가입건수, 주택연금 해지건수 등의 6개 변수에 대한 Johansen(1988) 공적분 검정을 실시하여 6개 변수 간의 장기적 균형관계가 존재하는지를 분석한다.

〈표 4〉는 6개 변수에 대해 Johansen 공적분

〈표 4〉 Johansen 공적분 검정 결과

변수	추세	λ_{\max}	임계치 (95%)	Trace	임계치 (95%)
CD, CLI, CPI, 주택가격, 가입, 해지	×	34.878	40.078	95.133	95.754
	○	38.983	44.497	120.131	117.708

주 : 1) 귀무가설($H_0: r=0$)은 공적분 관계가 존재하지 않음을 의미함.

2) CD, certificate of deposit; CLI, composite leading indicator; CPI, consumer price index.

검정을 실시한 결과이다. 〈표 4〉를 통해 확인되는 바와 같이 6개 변수 간의 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 4개 검정모형 중 3개가 5% 유의수준에서 기각하지 못하는 것으로 확인된다. 위와 같이 확인되는 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 각 변수의 차분변수로 VAR 모형을 구성하는 것이 본 연구에서 적합한 분석형태로 확인된다. 따라서 본 연구는 CD금리, CLI, CPI, 주택가격, 주택연금 가입건수, 주택연금 해지건수 등의 차분변수인 변화율을 내생변수로 포함하는 VAR 모형을 이용한다. 또한, CD금리의 경우 % 변수의 특성상 로그 변환 없이 차분하여 %p를 변화율로 사용한다.

4. 충격반응분석

본 절에서는 CD금리, 경기선행지수(CLI), 소비자물가지수(CPI), 주택가격, 주택연금 가입건수, 주택연금 해지건수로 구성된 6변수 VAR 모형을 통해 추정되는 주택가격 변동으로 인한 주택연금 가입건수와 해지건수의 변화를 분석한다. 이후 전월의 주택가격 변화율뿐만 아니라 과거기간의 주택가격 변화율에 대한 이동평균(1년, 3년,

5년), 과거기간(과거 1년, 3년, 5년)의 주택가격 변화율 대비 전월의 주택가격변화율(초과 주택가격변화율)을 포함하는 6변수 모형을 분석하고자 한다. 본 연구에서 초과 주택가격변화율은 t 월에 대한 전월 대비 주택가격 변화율(%)에서 과거기간(1년, 3년, 5년)의 주택가격 변화율(%)을 차감한 수치를 의미한다. 즉, 과거 일정 기간의 평균적인 주택가격 변화율 대비 현재의 주택가격 변동 수준이 상승 또는 하락하였는가를 의미하는 지표이다.

한편, 본 연구에서 활용하는 베이지안 VAR 모형의 추정모수에 대한 초기값은 OLS 추정결과를 이용하며, 사후분포 추정을 위한 Gibbs 샘플링은 2,000번 실시하고 초기값의 영향을 최소화하기 위해 초기 1,000개 표본은 버리고 나머지 1,000개 표본을 이용한다.

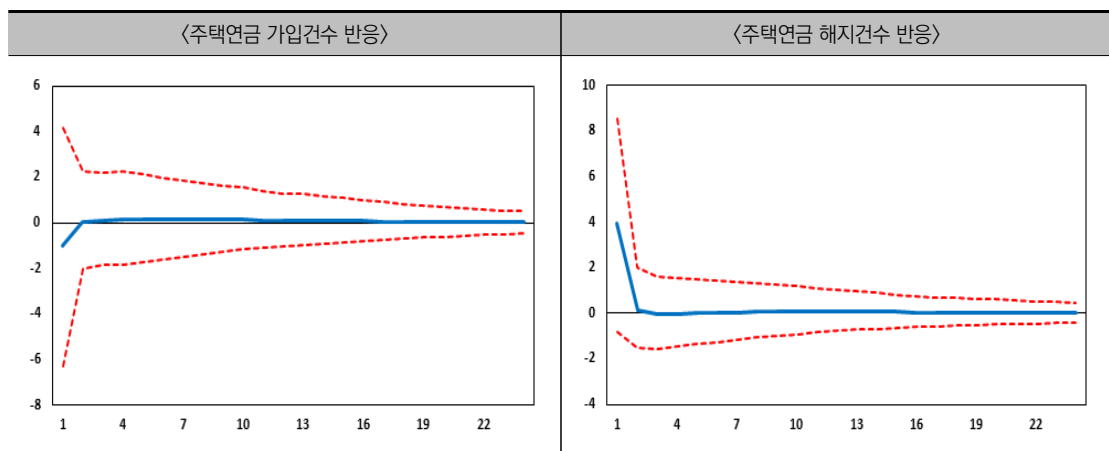
우선 <그림 2>는 전월의 주택가격 변화율에 대한 충격이 주택연금 가입 및 해지에 어떠한 영향

을 미치는지를 분석한 결과이다.

<그림 2>를 보면, 주택가격에서 1 표준편차 상승충격이 발생하면 주택연금 가입건수는 감소하나, 주택연금 해지건수는 증가하는 반응이 주택가격 변동이 발생함과 동시에 나타나는 것으로 확인된다. 하지만 해당 충격반응의 결과는 95% 신뢰구간을 고려하는 경우 통계적으로 유의미하지 않은 결과이다. 따라서 전월의 주택가격 변동은 주택연금의 가입건수와 해지건수 변화 모두에 유의미한 영향을 미치지 못하고 있다.

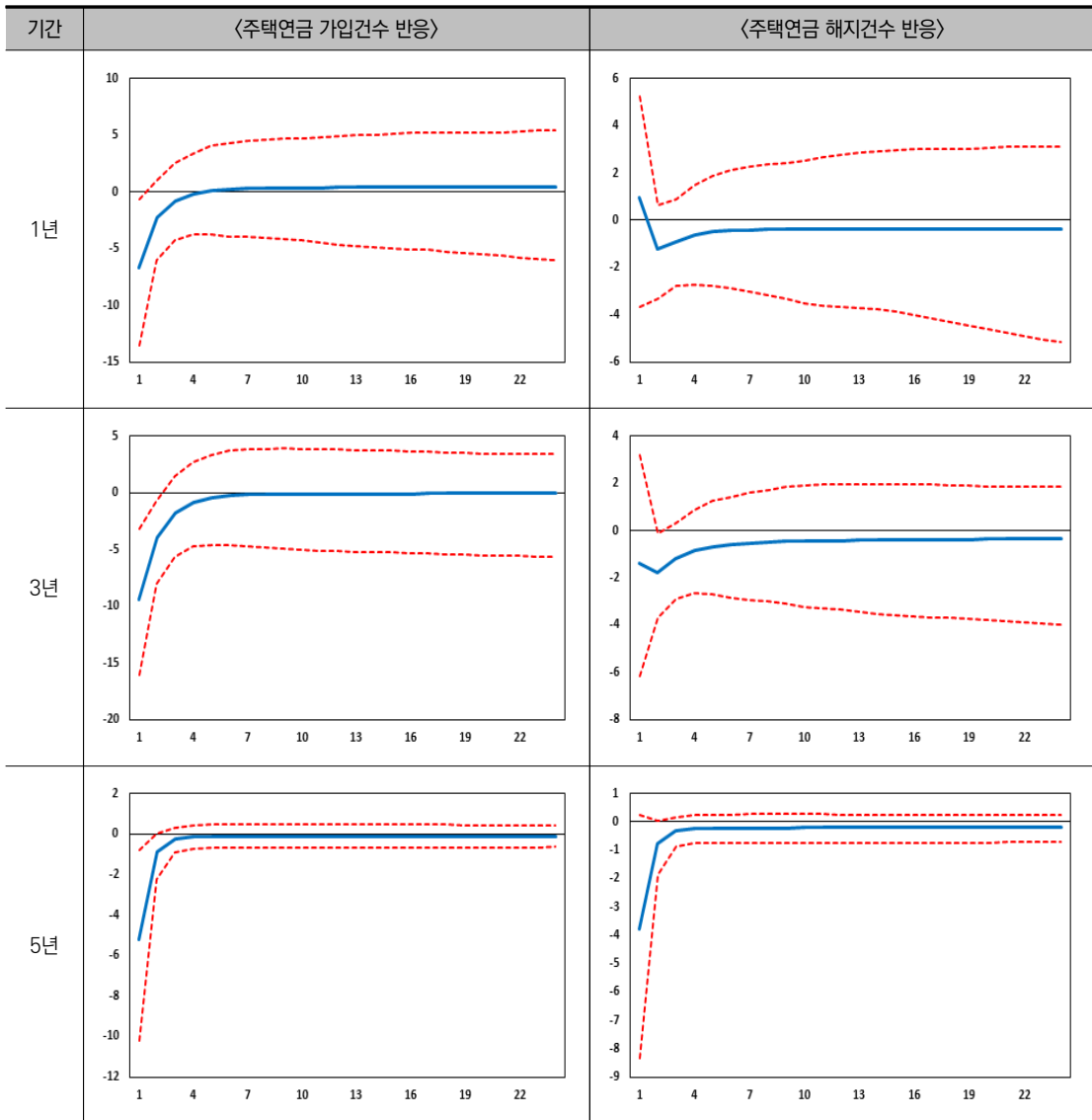
다음으로 주택가격 변화율에 대해 과거기간의 1년, 3년, 5년 이동평균을 이용하여 추정된 충격 반응 결과는 <그림 3>을 통해 확인된다.

<그림 3>에서 모든 주택가격 이동평균(1년, 3년, 5년) 변화율의 1 표준편차 상승충격이 발생하는 경우 주택연금 가입건수가 점선으로 표시된 95% 신뢰구간을 기준으로 유의미하게 감소하는 것으로 나타난다. 반면, 주택연금 해지건수의 경



주 : 점선은 Gibbs 샘플링을 통해 구한 충격반응 결과의 상·하방 95% 신뢰구간을 의미함.

〈그림 2〉 전월 주택가격 변화율 충격(1 표준편차) → 주택연금 가입 및 해지 건수



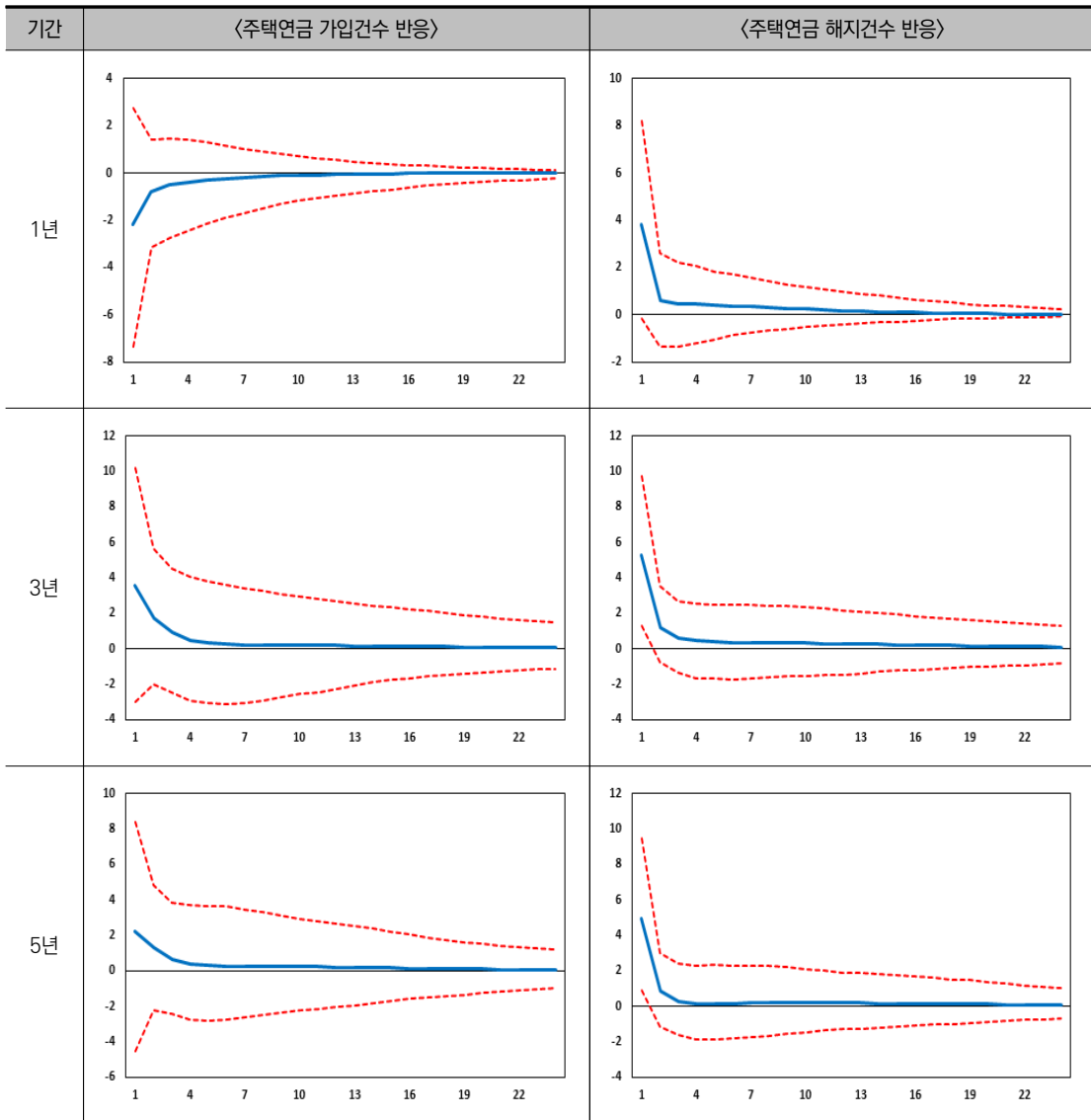
주 : 점선은 Gibbs 샘플링을 통해 구한 충격반응 결과의 상·하방 95% 신뢰구간을 의미함.

〈그림 3〉 주택가격 이동평균(1년, 3년, 5년) 변화율 충격(1 표준편차) → 주택연금 가입 및 해지 건수

우 유의미한 반응을 확인할 수 없어 과거 주택가격 변동이 해지에 미치는 영향을 제한적인 것으로 추론해 볼 수 있다.

마지막으로 〈그림 4〉는 초과 주택가격 변화(전

월 주택가격변화율 - 각각 과거 1년, 3년, 5년의 평균적인 주택가격변화율) 상승충격이 주택연금 가입건수와 해지건수 변화에 미치는 영향을 분석한 결과이다.



주 : 1) 초과 주택가격 변화율은 " t 월의 전월대비 변화율 - 이동평균(1년, 3년, 5년) 변화율(%)".

2) 점선은 Gibbs 샘플링을 통해 구한 충격반응 결과의 상·하방 95% 신뢰구간을 의미함.

〈그림 4〉 초과 주택가격 변화율 충격(1 표준편차) → 주택연금 가입 및 해지 건수

〈그림 4〉를 보면 t 월의 주택가격변화율이 과거 3년 또는 과거 5년의 평균적인 주택가격변화율보다 1 표준편차 상승하는 충격이 발생하면 주택연

금 해지건수는 95% 신뢰구간에서 유의미하게 증가한다. 반면, 과거 1년의 경우 주택연금 해지건수에서는 유의미한 변화가 관측되지 않는다. 반

면, 주택연금 가입건수는 모든 초과 주택가격 변동의 상승 충격에서 유의미한 결과가 나타나지 않는다. 따라서 과거기간의 주택가격 변동에 있어 주택연금 가입과 해지는 상이한 측면에 영향을 받고 있음을 추론해 볼 수 있다.⁴⁾

이상의 결과를 종합해 보면, 주택연금에 대한 가입이나 해지에 관한 선택은 단순히 현재의 주택가격 변화에 기인하지 않을 가능성을 시사한다. 즉, 주택가격상승률과 주택연금 가입 간의 관련성을 분석한 기존의 국내연구와는 대동소이한 결과가 확인되나(신현재, 2019; 임유선 외, 2018), 미국 시장을 대상으로 한 Haurin et al.(2016)의 연구와는 전체적으로 상이한 결과가 확인된다. 또한, 주택연금 가입과 해지의 결정은 동일한 주택가격변동 요인(과거의 주택가격 변동 수준 또는 전월 대비 과거 일정 기간의 변동 수준)에 기인하지 않는다는 점을 확인할 수 있다. 즉, 주택연금 가입에 있어서는 단순히 전월 대비 당월의 주택가격 변동보다는 과거 일정기간 동안의 주택가격 흐름이 상승 또는 하락추세인 여부가 중요한 요인으로 작용하는 것으로 판단된다. 만약 현재의 주택가격이 상승추세라고 판단된다면 주택연금의 가입을 희망하는 수요는 감소하나, 반대로 하락추세로 판단된다면 주택연금 가입건수는 증가할 것이라고 예상해 볼 수 있다.

한편, 주택연금 해지의 경우 과거 일정기간 동안의 주택가격 변화추세보다는 현재의 주택가격 변동이 과거 변화와 비교할 때 높은 수준인지 또

는 낮은 수준인지 여부가 중요하게 영향을 받고 있는 것으로 파악해 볼 수 있다. 즉, 초과 주택가격변화율(전월 대비 과거 일정기간의 주택가격 변동)이 주택연금 해지에 주요하게 영향을 미치고 있음을 추론해 볼 수 있다.

추가적으로 주택연금 가입과 비교할 때 해지의 경우에는 보다 장기기간의 주택가격 변화를 고려하는 것으로 판단해 볼 수 있다. 왜냐하면 주택연금 가입건수 변화의 경우 과거 주택가격 1년, 3년, 5년 이동평균 변화율 충격에 모두 유의미한 영향을 받는 것으로 나타나, 주택연금 해지의 경우 과거 3년과 5년에 대한 초과 주택가격 변화율 충격에만 반응하기 때문이다.

전체적으로 주택연금 가입 및 해지에 대한 의사결정은 주택가격 변동과 밀접한 관련성이 있음을 확인해 볼 수 있다. 따라서 주택연금 가입 수요의 예측을 위해서는 전월과 같은 단기기간의 주택가격 변동보다는 과거 장기기간의 주택가격 변화 추이를 면밀하게 활용할 필요가 있는 것으로 판단된다. 또한, 주택연금 해지에 대한 수요를 예측하거나, 이를 예방하기 위해서는 과거기간 대비 현재의 주택가격 상승이 비록 높음에도 불구하고 주택연금 해지에 따른 불이익(재가입 제한 등)이나 향후 장기기간의 주택가격 변동률을 기초로 월지급금이 산정되는 측면 그리고 해지 및 재가입에 수반되는 비용 등을 충분히 설명할 필요가 있을 것으로 판단된다. 즉, 주택연금 가입자에게 과거기간 대비 단기기간의 주택가격 급등이 주택연금 해지에

4) <그림 2>, <그림 3>, <그림 4>의 충격반응에 대해 수치로 표시된 결과는 <부록>의 <표 A-1>, <표 A-2>, <표 A-3>에 첨부하였다(1개월, 3개월, 6개월, 12개월, 24개월 등에 대한 평균, 상·하방 95% 신뢰구간).

유리하게 작용하지 않을 수 있음을 강조할 필요성이 있는 것으로 판단된다.⁵⁾

V. 결론

본 연구는 다양한 측면의 주택가격 변동을 고려하여, 주택가격 변동이 주택연금 가입 및 해지에 어떠한 영향을 미치는지를 규명하였다. 이를 위해 주택가격 변동은 전월, 전월부터 과거기간(1년, 3년, 5년)의 이동평균 그리고 전월의 주택가격 변화율 대비 과거기간의 평균적인 주택가격 변화율 변수를 활용하였으며, 분석모형은 베이지안 추정기법 기반의 VAR 모형을 활용하였다.

본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전월의 주택가격 변동은 당월의 주택연금 가입이나 해지에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 확인된다. 반면, 과거기간의 경우 상이한 주택가격 변동 요인이 주택연금의 가입 및 해지에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 주택연금 가입의 경우 과거기간(1년, 3년, 5년)의 이동평균으로 측정한 주택가격 변화율이 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 주택연금 해지는 과거기간의 이동평균으로 측정한 주택가격 변화율이 유의적인 영향을 미치지 않았다. 반면, 초과 주택가격 변화율(전월의 주택가격 변화율 - 과거 3년 및 과거 5년의 이동평균 주택가격 변화율)의 경우 주택연금 해지에 유의적인 영

향을 미치고 있음이 확인되었다.

종합하면, 주택연금 가입 및 해지 수요와 주택가격 변동은 밀접한 관련성이 존재하는 것으로 추론해 볼 수 있다. 하지만, 주택연금 가입 및 해지는 현재의 주택가격 변동과 같은 단기적인 측면보다는 과거 일정 기간의 주택가격 변화 추이에 더욱 영향을 받는 것으로 판단해 볼 수 있다. 또한, 주택연금 해지 의사결정은 과거의 주택가격 대비 현재의 주택가격 수준이 높은지 또는 낮은지가 중요한 요인으로 작용함을 확인해 볼 수 있다.

국내의 유례 없는 인구 고령화와 노년층의 빈곤이 사회문제로 부각되는 현 시점에서 주택연금은 노년층의 소득 보전을 위한 중요한 정책금융 상품으로 자리매김해 나가고 있다. 주택연금이 가입 또는 해지의 예측에 있어 주택가격변동률이 중요한 요인임을 감안할 때, 본 연구의 결과를 토대로 향후 주택연금 가입 또는 해지 수요를 더욱 정교하게 추정해 볼 수 있을 것으로 판단된다. 또한, 주택연금 해지에 있어 단기간의 주택가격 급등이 가입자에게 유리하지 않을 수 있으므로 주택가격 단기 급등에 따른 주택연금 해지를 지양하기 위한 정책적 대응 방안을 모색해 볼 필요가 있는 것으로 사료된다.

한편, 본 연구에서 사용한 주택연금 해지건수의 경우 구득 가능한 데이터의 한계로 인해 가입자의 선택에 의한 임의해지 이외에도 사망 등과 같이 자연적으로 이루어진 해지 건수도 포함하고 있다. 따라서 해당 부분은 본 연구의 한계일 수 있

5) 일례로 양재환·여운경(2019)은 주택가격이 급등하는 경우 주택연금 가입자에게 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고 있다. 분석 결과에 의하면 주택가격이 급등함에 따라 주택연금 해지가 유리해질 가능성에도 불구하고, 주택연금을 계속하여 유지하는 의사결정이 해지 후 재가입하는 것보다 총 기대수령액이나 기대상속액 등의 측면에서 더욱 유리하게 작용하고 있다는 결과를 보여주고 있다.

으므로 추후 관련 자료를 이용할 수 있는 경우 사망 등의 해지건수를 제외한 후 분석을 행할 필요가 있는 것으로 사료된다.

추가적으로 본 연구는 전국을 대상으로 주택가격 변동이 주택연금 가입·해지에 미치는 영향을 분석하고 있다. 하지만, 수도권, 광역시 또는 권역별로 주택가격변동은 큰 편차가 나타날 수 있다. 따라서 지역별 주택연금 가입 및 해지 건수에 관한 자료를 이용할 수 있다면, 지역별로 각각 구분하여 지역별 어떠한 주택가격 변동 요인이 주택연금 수요에 영향을 미치는지를 고찰할 필요도 있는 것으로 판단된다.

ORCID

임병권 <https://orcid.org/0000-0003-3412-7299>

장한익 <https://orcid.org/0000-0001-8004-9362>

참고문헌

- 고제현. (2015). 주택연금 잠재수요층 특성분석. 한국주택금융공사.
- 김대환, 최경진. (2020). 주택 가격 예측에 따른 주택연금 가입 의향 분석. *소비자문제연구*, 51(1), 35-50.
- 김병국. (2020). 역모기지 조기종결 위험에 관한 연구. *부동산학연구*, 26(2), 7-21.
- 김병국, 임병권. (2021). 주택연금 조기종결 후 재가입 결정요인 분석. *주택연구*, 29(1), 79-99.
- 김정주. (2013). 역모기지 수요 변화의 결정요인 분석과 정책적 시사점. *서울도시연구*, 14(2), 13-33.
- 손종철. (2010). 통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석. *경제학연구*, 58(2), 179-219.
- 신현재. (2019). 주택가격 변동률이 주택연금 가입에 미치는 영향 분석. *주택도시금융연구*, 4(1), 25-50.
- 양재환, 여윤경. (2019). 주택가격 급등이 주택연금 가입자에게 미치는 영향: 주택연금의 해지 및 재가입 전략을 중심으로. *산업경제연구*, 32(5), 2075-2108.
- 유승동, 유경원, 오경현. (2019). 지역별 상속의향 차이에 관한 연구. *서울도시연구*, 20(1), 135-149.
- 이달남, 김수민, 신승우. (2015). 고령가구의 주택연금 가입 결정요인에 관한 연구. *도시행정학보*, 28(2), 309-323.
- 이영수. (2019). 통화정책과 주택시장: 부호제약을 이용한 베이지안 VAR 분석. *주택연구*, 27(1), 113-136.
- 이종훈. (2020). 인구구조 변화와 주택가격전망을 고려한 주택연금의 중장기 수요추정. *주택금융연구*, 4, 111-140.
- 이충기, 박상수. (2014). 인구고령화와 주택연금 수요 분석: 일반화된 순서형 프로빗 모형을 적용하여. *경제학연구*, 62(2), 27-58.
- 임유선, 노승한, 하서진. (2018). 지역별 주택가격 상승률이 주택연금 보증기관의 재정건전성에 미치는 영향에 관한 연구. *감정평가학 논집*, 17(1), 101-127.
- 임하나, 신승우, 노승한. (2016). 지역별 주택연금 가입비율에 영향을 미치는 요인 연구: 시·군·구를 중심으로. *부동산연구*, 26(3), 39-47.
- Ahmad, S., & Haider, A. (2019). An evaluation of the forecast performance of DSGE and VAR models: The case of a developing country. *Business Review*, 14(1), 28-52.

17. Alai, D. H., Chen, H., Cho, D., Hanewald, K., & Sherris, M. (2014). Developing equity release markets: Risk analysis for reverse mortgages and home reversions. *North American Actuarial Journal*, 18(1), 217–241.
18. Chiang, S. L., & Tsai, M. S. (2020). A microeconomic model for the decision of reverse mortgage borrowers to sell their house early and its application on the estimation of termination rates. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 61, 288–312.
19. del Negro, D. (2011). Bayesian macroeconomics. In J. Geweke, G. Koop & H. Van Dijk (Eds.), *The Oxford handbook of Bayesian econometrics* (pp. 293–389). Oxford University Press.
20. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimation for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
21. Dieppe, A., Legrand, R., & von Roye, B. (2016). *The BEAR toolbox* (Report No. 1934). European Central Bank.
22. Djurovic, G., Djurovic, V., & Bojaj, M. M. (2020). The macroeconomic effects of COVID-19 in Montenegro: A Bayesian VARX approach. *Financial Innovation*, 6, 40.
23. Gianfreda, A., Ravazzolo, F., & Rossini, L. (2020). Comparing the forecasting performances of linear models for electricity prices with high RES penetration. *International Journal of Forecasting*, 36(3), 974–986.
24. Haurin, D., Ma, C., Moulton, S., Schmeiser, M., Seligman, J., & Shi, W. (2016). Spatial variation in reverse mortgage usage: House price dynamics and consumer selection. *The Journal of Real Estate Finance Economics*, 53, 392–417.
25. Jiang, S., & Miller, C. L. (2019). Termination risk of reverse mortgages. *International Real Estate Review*, 22(2), 169–196.
26. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.
27. Karlsson, S. (2013). Forecasting with Bayesian vector autoregression. In G. Elliott & A. Timmermann (Eds.), *Handbook of economic forecasting* (pp. 791–897). Elsevier.
28. Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. Cambridge University Press.
29. Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions: Five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25–38.
30. Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36(5), 975–1011.
31. Sims, C. A., & Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, 39(4), 949–968.

논문접수일: 2024년 1월 24일

심사(수정)일: 2024년 3월 17일

게재확정일: 2024년 4월 11일

국문초록

본 연구는 주택가격 변동이 주택연금 가입 또는 해지에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 고찰하였다. 이를 위해 2008년부터 2023년 6월까지의 기간을 대상으로 다양하게 측정한 주택가격 변동이 주택연금 가입 및 해지에 미치는 영향을 베이지안 VAR 모형을 이용하여 동태적으로 분석하였다. 본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 주택연금 가입은 전월보다는 과거의 주택가격 변동 추세가 중요한 요인인 것으로 나타났다. 둘째, 주택연금 해지는 과거의 주택가격 변동 추세보다는 과거의 주택가격 변화와 비교한 현재의 주택가격 변동 수준이 중요하게 영향을 받는 것으로 나타났다. 전체적으로, 주택연금 가입 및 해지에 있어 상이한 주택가격 변화 요인이 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 따라서 본 연구결과는 과거의 주택가격 변화를 면밀하게 고려하여 주택연금 가입 및 해지에 대한 수요 예측에 이용하거나, 주택연금 해지를 지양하기 위한 정책방안의 모색에 있어 기초자료로 활용할 수 있는 것으로 판단된다.

주제어 : 주택연금 가입, 주택연금 해지, 주택가격 변동, 베이지안 VAR, 충격반응

부록. 충격반응 추정결과(1개월, 3개월, 6개월, 12개월, 24개월)

〈표 A-1〉 전월 주택가격 변화율 충격(1 표준편차) → 주택연금 가입 및 해지 건수

Period	주택연금 가입건수 반응			주택가격 해지건수 반응		
	95% 하방	평균	95% 상방	95% 하방	평균	95% 상방
1	-6.280	-1.011	4.185	-0.805	3.930	8.553
3	-1.861	0.107	2.218	-1.583	-0.037	1.593
6	-1.615	0.154	1.990	-1.286	0.029	1.446
12	-1.017	0.098	1.298	-0.772	0.059	1.032
24	-0.478	0.019	0.498	-0.414	0.016	0.474

주 : 상 · 하방 95% 신뢰구간은 Gibbs 샘플링을 통해 구한 결과임.

〈표 A-2〉 주택가격 이동평균(1년, 3년, 5년) 변화율 충격(1 표준편차) → 주택연금 가입 및 해지 건수

Period		주택연금 가입건수 반응			주택가격 해지건수 반응		
		95% 하방	평균	95% 상방	95% 하방	평균	95% 상방
1년	1	-13.563	-6.724	-0.694	-3.669	0.966	5.231
	3	-4.236	-0.850	2.536	-2.783	-0.907	0.892
	6	-3.931	0.216	4.279	-2.900	-0.438	2.099
	12	-4.649	0.383	4.915	-3.670	-0.374	2.774
	24	-6.048	0.439	5.427	-5.162	-0.401	3.133
3년	1	-16.037	-9.424	-3.165	-6.167	-1.382	3.199
	3	-5.705	-1.778	1.467	-2.881	-1.188	0.315
	6	-4.669	-0.249	3.691	-2.832	-0.576	1.394
	12	-5.179	-0.097	3.804	-3.355	-0.427	1.970
	24	-5.695	-0.076	3.384	-3.992	-0.351	1.874
5년	1	-10.230	-5.231	-0.774	-8.351	-3.786	0.229
	3	-0.926	-0.259	0.311	-0.884	-0.312	0.176
	6	-0.691	-0.123	0.477	-0.744	-0.214	0.258
	12	-0.683	-0.124	0.463	-0.748	-0.207	0.262
	24	-0.645	-0.113	0.418	-0.716	-0.186	0.247

주 : 상 · 하방 95% 신뢰구간은 Gibbs 샘플링을 통해 구한 결과임.

〈표 A-3〉 초과 주택가격 변화율 충격(1 표준편차) → 주택연금 가입 및 해지 건수

Period		주택연금 가입건수 반응			주택가격 해지건수 반응		
		95% 하방	평균	95% 상방	95% 하방	평균	95% 상방
1년	1	-7.345	-2.190	2.751	-0.173	3.833	8.188
	3	-2.733	-0.518	1.443	-1.354	0.441	2.203
	6	-1.915	-0.252	1.157	-0.880	0.369	1.734
	12	-0.962	-0.061	0.562	-0.403	0.177	0.974
	24	-0.248	-0.003	0.125	-0.090	0.015	0.243
3년	1	-3.019	3.532	10.181	1.268	5.297	9.735
	3	-2.458	0.894	4.534	-1.374	0.610	2.685
	6	-3.129	0.255	3.599	-1.719	0.352	2.466
	12	-2.249	0.173	2.700	-1.461	0.266	2.171
	24	-1.150	0.057	1.482	-0.855	0.091	1.262
5년	1	-4.515	2.194	8.378	0.904	4.956	9.494
	3	-2.443	0.644	3.863	-1.625	0.260	2.398
	6	-2.767	0.275	3.613	-1.821	0.151	2.294
	12	-2.068	0.191	2.660	-1.306	0.179	1.912
	24	-1.002	0.051	1.182	-0.703	0.062	1.009

주 : 상·하방 95% 신뢰구간은 Gibbs 샘플링을 통해 구한 결과임.