



주택가격과 주택거래량: 주택시장 매칭모형을 중심으로*

문외솔**

요약

2011~2022년 사이 주택거래량 증감율의 표준편차는 주택가격 증감율 표준편차의 20배를 초과한다. 본 연구에서는 거래량의 변동성이 가격의 변동성보다 큰 현상을 설명하기 위하여 주택판매와 주택구매가 같은 기간 내에 동시에 발생하는 주택시장 매칭모형을 구축하고, 주택가격과 주택거래량 변동성을 설명하기 위해 4가지 충격을 모형에 도입한다. 이들 충격들은 주택소유에 따른 효용, 주택을 소유하지 않은 사람들이 주택구매자가 될 확률, 주택 소유자들이 소유주택을 처분하고 새로운 주택을 탐색할 확률, 주택담보대출을 시행하는 금융기관들의 자본조달 비용에 각각 영향을 미친다. 시뮬레이션 적률법(Simulated Method of Moments)을 이용하여 모형의 주요 모수들과 충격 프로세스를 추정하였다. 추정한 모형을 바탕으로 한 정량분석 결과, 주택가격의 변동성은 주로 소유주택의 처분과 구입에 발생하는 충격에 의해서 설명되고, 주택거래량의 변동성은 주로 임차에서 주택 구매에 발생하는 충격에 의해서 설명되는 것으로 나타났다.

주제어: 주택시장, 탐색과 매칭, 금융마찰, 주택가격, 주택거래량

1. 서론

주택시장에서 ‘갈아타기’는 중요한 현상이다 (박원갑, 2022; 신미진, 2023; 이석희·정석환, 2023). 갈아타기란 “자신이 사는 집보다 비싼 지역, 혹은 작은 집에서 큰 집으로 이동하는 것”으로 정의한다(박원갑, 2022). ‘갈아타기’는 자신이 소유한 주택을 판매하고, 새로운 주택

을 구입하는 매도·매수거래가 함께 이루어질 때 가능하다. 주택 구매자금의 여력이 있다면 일시적으로 다주택자가 될 수도 있지만, 구매자금의 여력이 없다면 매도·매수거래가 비교적 짧은 시간에 이루어져야 한다.¹⁾ 주택 매도와 매수가 동시에 이루어지는 것이 주택가격과 주택거래량에 어떠한 영향을 미칠까?

지난 10여 년 동안(2011년 1분기~2022년 4

1) 김대원, 유정석(2013)은 매매거래가 매수자와 매도자의 거래참여에 의해 이루어진다는 사실을 강조한 바 있다.

* 본 연구는 서울여자대학교 학술연구비의 지원에 의한 것임(2023-0068).

** 서울여자대학교 경제학과 교수, E-mail: moon@swu.ac.kr

분기) 수도권 및 광역시 주택가격 증감율의 표준편차는 1% 안팎에 불과했지만, 주택거래량 증감율의 표준편차는 가격 증감율 표준편차의 20배가 넘었다.²⁾ 통상적인 주택시장 수요-공급 모형에서 비탄력적인 주택공급을 가정할 경우, 이러한 주택시장의 상황을 설명하는 것은 불가능하다. 본 연구에서는 이렇듯 상대적으로 변동성이 큰 주택거래량 증감율을 설명하기 위하여 주택시장 매칭모형에 주택 ‘갈아타기’와 같은 동시거래를 도입하였다. 임차인이 주택시장에 매수자로 참가할 경우, 일정 확률로 주택매도자를 만나면 주택구입이 가능하다. 반면, 주택소유자가 새로운 집으로 이사하기 위해서는 주택시장에 구매자이면서 동시에 판매자로 참가해야 하며, 주택매수자와 주택매도자를 모두 만날 수 있을 때 비로소 주택매매가 성사되고 새 집으로 이사할 수 있다. 특히, 주택가격과 거래량의 변동성을 보다 효과적으로 설명하기 위해 4가지 충격을 도입하였다. 모형의 충격은 주택소유에 따른 효용, 주택을 소유하지 않은 사람들이 주택구매자가 될 확률, 주택 소유자들이 소유한 주택을 처분하고, 새로운 주택을 탐색할 확률, 주택담보대출을 시행하는 금융기관들의 자본조달 비용 등에 영향을 미친다. 주택가격 증감율, 주택거래량 증감율, 수도권 및 광역시 세대수 증감율, 이자율 스프레드 시계

열 자료를 활용하여 모형의 적률 조건들과 실제 자료의 적률 조건들이 유사한 값을 갖도록 충격 프로세스를 결정하는 파라미터들을 추정하였다. 추정 결과, 주택을 소유하지 않은 사람들이 주택구매자가 될 확률에 영향을 미치는 충격은 지속성이 낮은 반면, 여타 충격들은 상당한 지속성을 갖는 것으로 나타났다. 조건부 표준편차의 경우, 주택소유 15%, 임차에서 구입 307.5%, 소유주택 처분과 구입 8.3%, 이자율 스프레드 0.05%로, 임차에서 주택구매로 전환될 확률에 미치는 충격의 표준편차가 가장 크고, 이자율 스프레드 충격의 표준편차가 가장 작은 것으로 나타났다.³⁾

추정된 충격 프로세스를 통해 충격반응을 분석한 결과, 주택소유자가 자신의 주택을 처분하고 새로운 주택을 구입할 확률에 미치는 충격이 1-표준편차 만큼 상승할 때, 충격 직후 주택가격이 1% 가까이 하락하고, 주택거래량은 4% 가까이 증가하는 것으로 나타났다. 임차인이 주택구매자가 될 확률에 영향을 주는 충격이 1-표준편차 만큼 상승할 때에는 충격 직후 주택가격이 0.2% 가량 하락하는 반면, 주택거래량은 10% 정도 증가하는 것으로 나타났다. 자신이 보유한 주택을 처분하고 새로운 주택을 구입할 확률에 발생하는 충격은 주택거래량 증감률 변동성을 설명하는데 비교적 제한적인 이

2) 주택가격 증감율은 주택가격지수의 전기대비 증감율(로그 차분)이며, 주택가격지수는 부동산통계정보시스템 계절조정 월별 주택매매가격 지수를 분기(평균)로 변환한 것이다. 주택거래량 증감율 역시 주택거래량의 전기대비 증감율(로그 차분)이며, 주택거래량은 부동산통계정보시스템 월별 부동산거래현황(행정구역별, 동(호)) 자료를 분기(평균)로 변환한 것이다. 두 변수 모두 평균 증감율을 차감하여 표준편차를 계산하였다.

3) 임차인에서 구매자가 될 확률에 영향을 미치는 충격이 3.075(1-표준편차)만큼 발생할 경우, 해당 확률은 0.49%에서 70.73%으로 상승하고, 소유주택을 처분하고 새로운 주택을 구입하게 될 확률에 영향을 미치는 충격이 0.083(1-표준편차)만큼 발생할 경우 해당 확률은 1.48%에서 1.9%로 상승한다.

유는 동시거래에 있다. 동시거래는 반드시 주택판매와 주택구매가 동시에 일어나야 하는데, 충격 직후 구매확률은 상승하지만 판매확률은 오히려 하락하기 때문에 동시거래가 일어날 확률은 소폭 상승하는데 그치기 때문이다. 따라서 주택가격의 변동성은 주로 소유주택의 처분과 구입에 발생하는 충격에 의해서, 주택거래량의 변동성은 주로 입차에서 주택구매에 발생하는 충격에 의해서 설명되는 것으로 나타났다.

주택시장은 구입과 판매가 즉각적으로 이루어지는 왈라스경제와는 상당한 거리가 있다. 주택시장의 비왈라스경제의 특징은 마찰적인 요인에 의해서 발생하는데, 이와 같은 DMP (Diamond-Mortensen-Pissarides) 유형의 마찰적 환경을 도입한 국외 연구들로는 Burnside et al.(2016), Diaz and Jerez(2013), Gabrovski and Ortego-Marti(2019; 2021), Head et al.(2014), Ngai and Sheedy(2020; 2022), Novy-Marx (2009), Wheaton(1990) 등이 있다.⁴⁾ 한국 주택시장 분석에서 마찰적인 시장 환경을 도입한 연구로는 홍정의(2022)와 문외술(2022) 정도로 매우 제한적이다. 홍정의(2022)는 마찰적인 특성을 갖는 주택시장에서 분양권 전매제한의 효과를 분석하였고, 문외술(2022)은 마찰적 특성을 갖는 주택시장과 대출시장에 주택소유로부터 얻는 효용과 금융비용에 발생하는 충격을 도입하여 주요 주택시장 변수들의 변동성 및 상관성을 분석하였다. 본 연구는 문외술(2022)을 확장한 것이다. 그러나 문외술(2022)과 달리, 모형의 주요 파라미터를 추정하였을 뿐만

아니라, 임차인이 주택구매자가 되거나 주택소유자가 현재 소유한 주택을 처분하고 새로운 주택을 구입하는 상황들(갈아타기)을 모형화하고, 여기에 교란요인을 도입하였다. 충격의 프로세스들을 추정하기 위하여 주택가격과 주택거래량 등의 실측자료를 이용하였고, SMM(Simulated Method of Moments) 기법을 통해 실제 자료에서 관찰되는 변동성과 상관성을 효과적으로 재현하였다. 본 연구는 다음과 같이 전개된다. 2장에서는 주택시장 매칭모형을 구축하고, 3장에서는 모형 파라미터들의 캘리브레이션과 추정에 대해 소개한다. 4장에서는 추정된 모형을 통해 개별 충격이 주택가격, 주택거래량, 주택시장 마찰요인 등에 미치는 효과를 분석한다. 특히, 분산분해를 통해 어떠한 충격들이 주택가격 증감율과 주택거래량 증감율 변동성을 설명하는지 살펴본 뒤, 5장에서 논문을 끝맺음한다.

II. 주택시장 매칭모형

1. 가계의 문제

모형의 가계는 자가소유자, 임차인 등으로 구분된다. 자가소유자는 현 소유주택에서 계속 거주하고자 하는 사람과 현 소유주택을 처분하고 새로운 주택을 구입하고자 하는 사람으로 구분할 수 있다. 임차인 역시 현재 임차한 주택에서 계속 거주하고자 하는 사람과 주택을 구입하기 위해 주택을 구매하고자 하는 사람으

4) 선행연구들에 대한 문헌 정리는 문외술(2022)을 참고할 수 있다.

로 구분할 수 있다. 위험중립적인 가계의 효용 함수는 다음과 같이 정의한다.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u_t$$

여기서 β 는 할인인자, u_t 는 주택소유 및 구매 결정 여부에 따른 효용을 가리킨다. 구체적으로, 임차인과 주택을 소유하지 않은 주택구매자의 경우, 근로소득 y 와 기업 지분으로부터 발생하는 배당소득 π_t 및 임대료 지출 $-R_t$ 의 합, $u_t^N = y + \pi_t - R_t$ 와 같고, 자가소유자 가운데 계속 거주자의 경우 $u_t^O = y + \pi_t + (v - \psi)x_t^o$, 기존 주택을 매도하고 다른 주택을 매수하고자 하는 사람의 경우 $u_t^M = y + \pi_t + (v - \psi)x_t^o - q$ 라고 정의한다. v 는 주택소유로부터 얻는 효용, ψ 는 주택 유지보수에 따른 비용, q 는 현재 소유한 주택으로부터 발생하는 매칭의 불일치를 보여주는 파라미터이다. 직장, 가족 구성원, 자녀의 학교 등에 변화가 나타났을 때 현재 거주하는 주택에 만족하지 못하는 상황을 q 가 반영한다. 마지막으로 x_t^o 는 주택소유로부터 얻는 효용에 영향을 주는 충격으로 로그의 AR(1) 프로세스 $\ln x_t^o = \rho \ln x_{t-1}^o + \varepsilon_t^o$ 를 가정하고, 랜덤변수 ε_t^o 는 평균 0, 표준편차 σ_o 의 정규분포를 따른다.

가치함수를 이용하면 주택소유, 임차 사이의 상태변화를 비교적 상세히 묘사할 수 있다.

1) 무주택 가계의 가치함수

무주택 상태에서 주택을 구매하려는 사람의 가치함수 V_t^B 는 다음과 같이 정의한다.

$$V_t^B = u_t^N + m_t^b \left(-(1-\ell)P_t - L_t + \beta E_t[V_{t+1}^O] \right) + (1-m_t^b) \beta E_t[V_{t+1}^B]$$

여기서 u_t^N 는 주택을 소유하지 않은 사람의 t 기 효용, m_t^b 는 주택을 구입할 확률, ℓ 은 주택 담보대출의 담보인정비율(loan-to-value ratio), P_t 는 t 기 주택가격, L_t 는 주택담보대출 원리금의 현재가치, V_{t+1}^O 와 V_{t+1}^B 는 각각 $t+1$ 기 자가소유자 및 주택구매자의 가치함수를 가리킨다. t 기 원리금을 l_t 로 쓰면, $L_t = l_t + \beta E_t[L_{t+1}]$ 이 성립한다.

임차를 지속하는 사람의 가치함수 V_t^R 는 다음과 같이 정의한다.

$$V_t^R = u_t^N + \lambda^R \beta E_t[V_{t+1}^X] + (1-\lambda^R) \beta \left\{ p_t^b E_t[V_{t+1}^B] + (1-p_t^b) E_t[V_{t+1}^R] \right\}$$

여기서 λ^R 은 수도권 및 5대 광역시를 떠날 확률, p_t^b 는 주택구매자가 될 확률을 나타내며, 0과 1사이의 값을 가져야 하므로 다음과 같은 함수의 형태를 가정한다.

$$p_t^b = \left[1 + \exp(-\ln x_t^b) \right]^{\frac{\ln p^b}{\ln 2}}$$

여기서 p^b 는 충격이 없을 때($\ln x_t^b = 0$) 주택구매자가 될 확률을 가리키며, 충격 x_t^b 는 로그의 AR(1) 프로세스 $\ln x_t^b = \rho \ln x_{t-1}^b + \varepsilon_t^b$ 를 가정하고, 랜덤변수 ε_t^b 는 평균 0, 표준편차 σ_b 의 정규분포를 따른다. V_{t+1}^X 와 V_{t+1}^R 는 각각 $t+1$ 기

비수도권·비광역시 거주 및 임차인의 가치함수를 가리킨다.

무주택 상태에서 주택구매와 임차 사이의 의사결정은 주택담보대출심사를 통과할 확률 μ_t^b 에 의해 결정된다고 가정한다. μ_t^b 의 확률로 대출심사를 통과하면 주택구매자가 되고, $1-\mu_t^b$ 의 확률로 대출심사를 통과하지 못하면 임차인이 된다. 이를 반영한 가치함수 V_t^A 는 V_t^B 와 V_t^R 의 가중평균이 된다.

$$V_t^A = \mu_t^b V_t^B + (1 - \mu_t^b) V_t^R$$

2) 주택소유 가계의 가치함수

주택소유 가계는 현 소유주택에서 계속 거주하는 가계와 현 소유주택을 처분하고 새로운 주택을 구입하고자 하는 가계로 구분한다. 우선 계속 거주 가계의 가치함수 V_t^O 는 다음과 같이 표현한다.

$$\begin{aligned} V_t^O = & u_t^O + \lambda^O \beta (E_t[V_{t+1}] + E_t[V_{t+1}^X]) \\ & + (1 - \lambda^O) \beta s (E_t[V_{t+1}] + E_t[V_{t+1}^R]) \\ & + (1 - \lambda^O) \beta p_t^m E_t[V_{t+1}^M] \\ & + (1 - \lambda^O) \beta (1 - s - p_t^m) E_t[V_{t+1}^U] \end{aligned}$$

여기서 u_t^O 는 t 기 주택을 소유한 사람이 계속거주를 선택할 때의 효용, λ^O 는 수도권·광역시를 떠날 확률, s 는 소유주택을 처분하고 임차인이 될 확률, p_t^m 은 소유주택을 처분하고 새로운 주택을 구매할 확률(이사확률)을 가리킨다. 동 확률은 0과 1 사이의 값을 가져야 하므로 다음과 같은 함수의 형태를 가정한다.

$$p_t^m = \left[1 + \exp(-\ln x_t^m) \right]^{\frac{\ln \rho^m}{\ln 2}}$$

여기서 p^m 은 충격이 없을 때($\ln x_t^m = 0$)의 이사확률을 나타내며, 충격 x_t^m 은 로그의 AR(1) 프로세스 $\ln x_t^m = \rho^m \ln x_{t-1}^m + \varepsilon_t^m$ 를 가정한다. 랜덤변수 ε_t^m 는 평균 0, 표준편차 σ_m 의 정규분포를 따른다. V_{t+1} 은 $t+1$ 기 주택처분(판매 또는 임대)의 가치함수, V_{t+1}^M 은 $t+1$ 기에 소유주택을 처분함과 동시에 새로운 주택을 구입하려고 하는 가계의 가치함수를 가리킨다.

소유주택을 처분함과 동시에 새로운 주택을 구입하려고 하는 가계는 주택담보대출을 활용할 수 있다. 무주택 상태에서 주택구매와 임차 사이의 의사결정과 마찬가지로 μ_t^b 의 확률로 주택담보대출을 이용하는 주택구매자가 되고, $1-\mu_t^b$ 의 확률로 주택담보대출을 이용하지 않는 주택구매자가 된다. 담보대출을 이용하는 주택구매자의 가치함수는 V_t^T 로 표현하고, 담보대출을 이용하지 않는 주택구매자의 가치함수는 V_t^U 로 표현한다. 따라서 가치함수 V_t^M 은 V_t^T 와 V_t^U 의 가중평균이 된다.

$$V_t^M = \mu_t^b V_t^T + (1 - \mu_t^b) V_t^U$$

여기서 V_t^T 와 V_t^U 는 각각 다음과 같이 정의한다.

$$\begin{aligned} V_t^T = & u_t^M + m_t^s m_t^b \left(P_t - (1 - \ell) P_t - L_t \right) \\ & + \beta E_t[V_{t+1}^O] \\ & + (1 - m_t^s m_t^b) \beta E_t[V_{t+1}^T] \end{aligned}$$

$$V_t^U = u_t^M + m_t^s m_t^b \beta E_t[V_{t+1}^O] + (1 - m_t^s m_t^b) \beta E_t[V_{t+1}^U]$$

여기서 u_t^M 은 기존 주택을 매도하고 다른 주택을 매수하고자 하는 사람의 t 기 효용, m_t^s 는 현재 소유한 주택을 매도할 확률을 가리킨다. V_t^T 와 V_t^U 는 매도와 매수가 모두 이루어져야 주택소유 가계가 된다는 사실을 보여준다.

주택의 처분은 매도와 임대를 모두 포함한다. 본 연구에서는 주택 매도에 따른 가치와 주택 임대에 따른 가치가 동일하다고 가정하고, 이를 V_t 로 표현한다. 가치함수 V_t 는 다음과 같이 정의한다.

$$V_t = m_t^s P_t + (1 - m_t^s) \beta E_t[V_{t+1}]$$

$$V_t = R_t - \psi + \beta E_t[V_{t+1}]$$

여기서 R_t 는 t 기의 주택임대수입을, ψ 는 유지보수비용을 가리킨다. 첫 번째 식은 주택을 매도하는 경우의 가치함수이며, 두 번째 식은 주택을 임대하는 경우의 가치함수이다.

2. 대출업무를 수행하는 금융기관의 문제

경제 내에는 대출업무를 수행할 용의가 있는 금융기관들(또는 금융업자들)이 무수히 많이 존재한다고 가정한다. 금융기관들의 문제 역시 가치함수로 표현할 수 있다. t 기 대출시장에 참여한 금융기관의 가치함수 J_t 는 다음과 같이 정의한다.

$$J_t = -x_t^f + \mu_t^s \{ \varphi_t J_t^B + (1 - \varphi_t) J_t^T \} + (1 - \mu_t^s) \beta E_t[J_{t+1}]$$

여기서 x_t^f 는 금융비용으로 로그의 AR(1) 프로세스 $\ln x_t^f = (1 - \rho^f) \ln x_t^f + \rho^f \ln x_{t-1}^f + \varepsilon_t^f$ 를 가정하며, 랜덤변수 ε_t^f 는 평균 0, 표준편차 σ_f 의 정규분포를 따른다. μ_t^s 는 담보대출을 필요로 하는 주택구매자를 만날 확률을 가리키고, J_t^B 와 J_t^T 는 각각 무주택 상태에서 주택을 구매하려는 가계에게 대출서비스를 제공할 때와 소유 주택을 처분함과 동시에 새로운 주택을 구입하려고 하는 가계에게 대출서비스를 제공할 때의 가치함수를 의미한다. 따라서 φ_t 는 전체 담보대출 이용자들 가운데 무주택 상태에 있는 사람들의 비율을 가리킨다. 대출시장의 자유진입 조건을 가정하면 균형에서 가치함수 J_t 는 0이 된다. 가치함수 J_t^B 와 J_t^T 를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$J_t^B = -x_t^f + m_t^b (L_t - \ell P_t) + (1 - m_t^b) \beta E_t[J_{t+1}^B]$$

$$J_t^T = -x_t^f + m_t^b m_t^s (L_t - \ell P_t) + (1 - m_t^b m_t^s) \beta E_t[J_{t+1}^T]$$

여기서 x_t^f 는 대출시행에 필요한 자본조달비용으로, 대출시장참여에 따른 금융비용과 동일하다고 가정하였다(문외솔, 2022).

3. 주택가격의 결정

주택시장이 마찰적인 경우, 주택가격은 시장 참가자들 사이의 협상에 의해서 결정된다. 본

연구에서는 일반화된 내쉬협상(generalized Nash bargaining)문제를 통해서 주택가격을 도출한다. 내쉬협상문제는 다음과 같다.

$$P_t = \arg \max (\Sigma_t^{BT})^\gamma (\Sigma_t^{ST})^{1-\gamma}$$

여기서 Σ_t^{BT} 와 Σ_t^{ST} 는 각각 주택구매자와 주택판매자의 매칭에 따른 잉여(surplus)를 가리키고, γ 는 주택구매자의 상대적 협상력을 의미한다. 매칭잉여에 대한 상세한 설명은 <부록>을 참고할 수 있다.

내쉬협상문제로부터 얻은 주택가격은 다음과 같다.

$$(1-\ell)P_t = \gamma(1-\ell) \left\{ \begin{aligned} &\varphi_t^s \beta E_t[V_{t+1}] \\ &+ (1-\varphi_t^s) \beta E_t[V_{t+1}^T] \end{aligned} \right\} \\ + (1-\gamma) \left\{ \begin{aligned} &\beta E_t[V_{t+1}^O] - \varphi_t^b \beta E_t[V_{t+1}^B] \\ &- (1-\varphi_t^b) \beta E_t[V_{t+1}^T] - L_t \end{aligned} \right\}$$

여기서 φ_t^b 는 t 기 전체 주택구매자들 가운데 무주택 상태에 있는 사람들의 비율이고, φ_t^s 는 t 기 전체 주택판매자들 가운데 주택구매를 희망하지 않는 사람들의 비율이다.

4. 담보대출 원리금의 결정

주택담보대출시장 또한 마찰적인 특징을 갖기 때문에 주택시장과 같이 협상에 의해 담보대출 원리금이 결정된다고 가정한다. 담보대출의 원리금 역시 일반화된 내쉬협상문제로부터 얻는다. 담보대출의 원리금을 l_t 로 표현하면 l_t 는 다음 문제로부터 얻을 수 있다.

$$l_t = \arg \max (A_t^S)^\delta (A_t^B)^{1-\delta}$$

여기서 A_t^S 와 A_t^B 는 각각 담보대출상품 판매자(금융기관)와 구매자(가계)의 매칭에 따른 잉여(surplus)를 가리키고, δ 는 대출상품 판매자의 상대적 협상력을 의미한다. 매칭잉여에 대한 상세한 설명과 담보대출 원리금에 대한 식은 <부록>을 참고할 수 있다.

5. 주택건설과 주택공급의 문제

주택건설은 크게 택지조성단계와 주택건설단계로 구성된다. 먼저, 택지조성단계에서는 수도권·광역시 내의 미개발지가 택지로 조성된다. t 기 초 수도권·광역시의 범위는 A_{t-1} , 이 중 미개발지의 규모는 U_{t-1} 로 표시한다. 수도권·광역시의 범위가 매기 g 의 증가율로 확장되고, 동시에 미개발지 가운데 일부는 택지로 조성되는데, 이 때 택지조성비율은 택지 단위가격 Q_t 의 함수인 $F(Q_t)$ 로 표현한다. t 기 말 미개발지의 규모는 다음과 같은 운동법칙(law of motion)으로 표현할 수 있다.

$$U_t = (1 - F(Q_t))U_{t-1} + gA_{t-1}$$

따라서 t 기에 추가로 늘어나는 택지의 크기는 $F(Q_t)U_{t-1}$ 과 같다.

택지가 조성되면 시행사들은 택지를 매입하고, 건설업체(시공사)와 계약을 체결하여 주택을 건설한 후 분양한다. 시행사의 가치함수 V_t^C 는 다음과 같다.

$$V_t^C = -(Q_t + p_t) + \beta E_t[V_{t+1}]$$

여기서 Q_t 는 택지 한 단위의 가격, p_t 는 시행사가 건설업체(시공사)로부터 구입하는 주택 한 단위의 비용을 가리킨다. 참고로, 주택 한 단위 건설을 위해서는 택지 한 단위가 필요하다고 가정하였다. 주택의 비용 p_t 는 건설자재가 격에 마크업을 적용한 것이라고 가정한다.

$$p_t = \frac{\eta}{\eta - 1} p_t^k$$

여기서 p_t^k 는 건설자재비용을 가리킨다. 건설자재비용 및 주택비용에 대한 자세한 설명은 <부록>을 참고할 수 있다. 마지막으로 자유진입조건을 가정한다. 따라서 균형에서 시행사의 가치함수 V_t^C 는 0이 된다.

6. 거주상태에 따른 가계의 분포

매기 초 무주택 가계와 주택을 소유한 가계가 공존한다. 먼저, 무주택 가계는 무주택 상태에서 주택을 구매하려는 가계와 임차를 지속하려는 가계로 구분된다. 이어서, 주택소유 가계는 현 소유주택에서 계속 거주하는 가계와 현 소유주택을 처분하고 새로운 주택을 구입하고자 하는 가계로 구분되며, 새로운 주택을 구입하려고 하는 가계는 주택담보대출을 활용하는 가계와 그렇지 않은 가계로 구분된다.

- 1) 무주택 상태에서 주택을 구매하려는 가계
 t기 무주택 상태에서 주택을 구매하려는 가

계의 수를 N_t^B 로 표시하면 t-1기와 t기 사이의 이들 가계의 숫자는 다음과 같은 식을 따라 변화한다.

$$N_t^B = (1 - m_{t-1}^b) N_{t-1}^B + (1 - \lambda^R) p_{t-1}^b N_{t-1}^R + \mu_t^b \Gamma(V_t^A) g N_{t-1}$$

여기서 N_{t-1}^R 은 t-1기 무주택 상태에서 임차를 지속하는 가계의 수를 가리키고, g 는 가계 증가율, N_{t-1} 은 t-1기의 전체 가계의 수, $\Gamma(V_t^A)$ 는 수도권·광역시에 진입(거주)할 확률로 가치함수 V_t^A 의 함수로 표현하였다. t-1기 주택을 구매하려던 가계가 $1 - m_{t-1}^b$ 의 확률로 주택구매에 실패하면 t기에도 주택구매자가 된다. t-1기에 임차를 지속하던 가계는 $(1 - \lambda^R) p_{t-1}^b$ 의 확률로 t기 주택구매자가 된다. t-1기와 t기 사이에 새롭게 형성된 무주택 가계 $g N_{t-1}$ 는 $\Gamma(V_t^A)$ 의 확률로 수도권·광역시에 거주하게 되고, μ_t^b 의 확률로 담보대출이 가능할 경우 주택구매자가 된다.

2) 무주택 상태에서 임차를 지속하는 가계

t기 임차를 지속하는 가계의 수 N_t^R 는 다음 식을 따라 변화한다.

$$N_t^R = (1 - \lambda^R)(1 - p_{t-1}^b) N_{t-1}^R + (1 - \lambda^O) s N_{t-1}^O + (1 - \mu_t^b) \Gamma(V_t^A) g N_{t-1}$$

t-1기 임차를 지속하는 가계는 $(1 - \lambda^R) \times (1 - p_{t-1}^b)$ 의 확률로 t기에도 임차를 지속한다.

$t-1$ 기에 주택을 소유했던 가계는 t 기에 $(1-\lambda^O)s$ 의 확률로 자신의 주택을 처분하고 임차가계가 된다.

3) 주택을 소유한 상태에서 계속 거주하는 가계

t 기 소유주택에서 계속 거주하는 가계의 수를 N_t^O 로 표시하면 N_t^O 는 시간에 따라 다음과 같이 변화한다.

$$N_t^O = m_{t-1}^b N_{t-1}^B + (1-\lambda^O)(1-s-p_{t-1}^m)N_{t-1}^O + m_{t-1}^s m_{t-1}^b (N_{t-1}^T + N_{t-1}^U)$$

여기서 N_{t-1}^T 과 N_{t-1}^U 는 각각 소유주택을 처분하고 담보대출로 주택을 구입하는 가계의 숫자와 담보대출 없이 주택을 구입하는 가계의 숫자를 가리킨다. $t-1$ 기 무주택 상태에서 주택을 구매하려는 가계는 m_{t-1}^b 의 확률로 주택 소유 가계가 된다. $t-1$ 기 주택을 소유한 상태에서 계속 거주하던 가계는 $(1-\lambda^O) \times (1-s-p_{t-1}^m)$ 의 확률로 t 기에도 동일한 상태를 유지한다. $t-1$ 기에 소유주택을 처분하고 새로운 주택을 구입하고자 하는 가계들이 $m_{t-1}^s \times m_{t-1}^b$ 의 확률로 매도와 매수에 동시에 성공하면 t 기 새로운 주택을 소유함과 동시에 계속 거주하는 가계가 된다.

4) 소유주택을 처분하고 담보대출로 주택을 구입하는 가계

t 기에 소유주택을 처분하고 담보대출로 주택을 구입하는 가계의 숫자 N_t^T 는 다음과 같은

식을 따라 변화한다.

$$N_t^T = (1-\lambda^O)p_{t-1}^m \mu_t^b N_{t-1}^O + (1-m_{t-1}^s m_{t-1}^b)N_{t-1}^T$$

5) 소유주택을 처분하고 담보대출 없이 주택을 구입하는 가계

t 기에 소유주택을 처분하고 담보대출 없이 주택을 구입하는 가계의 숫자 N_t^U 는 다음과 같은 식을 따라 변화한다.

$$N_t^U = (1-\lambda^O)p_{t-1}^m (1-\mu_t^b)N_{t-1}^O + (1-m_{t-1}^s m_{t-1}^b)N_{t-1}^U$$

6) 모형의 변형

모형의 가계 수는 매기 g 의 증가율로 늘어나기 때문에 모든 총량변수들을 전체 가계의 수 N_t 로 나누어 비율로 표현해야 모형의 정상상태(steady state)를 정의할 수 있다. 예를 들어, n_t^B 는 t 기 무주택 상태에서 주택을 구매하려는 가계의 수 N_t^B 를 전체 가구의 수 N_t 로 나눈 것이다. 변형된 모형은 연립방정식 형태로 <부록>에 정리하였다.

III. 모형 캘리브레이션과 추정

1. 정상상태 캘리브레이션

모형의 기간은 분기이며 거시경제학 문헌을 따라서 가계의 할인인자 β 를 0.9926으로 설정

하여 연간 실질이자율이 3%와 같다고 가정하였다. 가계의 근로소득 y 는 1로 정규화한다. 주택소유로부터 발생하는 효용 v 는 유지보수비용 ψ 의 2배로 설정하였는데, 참고로 유지보수비용은 모형의 정상상태에서 내생적으로 결정된다.⁵⁾

행정안전부 『주민등록인구통계』 수도권 및 5대 광역시의 세대 숫자는 2011년 1월부터 2022년 12월 사이 분기 평균 0.36% 증가하였다. 따라서 가계 증가율 g 를 0.36%로 두었다. 국토교통부 『주거실태조사』 점유형태 자료를 이용하여 수도권과 5대 광역시의 자가비중을 계산한 결과, 2010~2019년 평균 자가비중은 54.3%와 같다. 참고로 모형의 자가비중은 다음과 같다.

$$\frac{N^O + N^T + N^U}{N^R + N^B + N^O + N^T + N^U} = 0.543$$

수도권·광역시를 벗어날 확률 λ^O 와 λ^R 은 통계청 『국내이동통계』자료(2010년 10월~2021년 12월)를 이용하여 각각 0.57%와 1.71%로 설정하였다. 정상상태에서 소유주택에 계속 거주할 확률은 $(1 - \lambda^O)(1 - s - p^m)$ 과 같다. 2008~2014년 사이 평균 주택보유기간(9년)을 추정한 강성훈(2017)의 결과를 이용하면 $1 - (1 - \lambda^O)(1 - s - p^m)$ 은 약 2.78%가 된다.⁶⁾ λ^O 가 0.57%

일 때 $s + p^m$ 은 2.22%와 같다. 주어진 자료를 사용하여 s 와 p^m 을 구분하는 것이 용이하지 않기 때문에, 소유주택에 계속 거주하지 못하는 가계 가운데 1/3은 소유주택을 처분한 뒤 임차가계가 되고, 나머지 2/3는 다른 집으로 이사한다고 가정하였다. 따라서 s 는 0.74%, p^m 은 1.48%로 설정하였다.

정상상태에서 임차가계가 주택 구매자가 될 확률 p^b 는 국토교통부 『주거실태조사』를 이용하였다. 구체적으로 2010~2020년 주택을 보유하지 않은 임차 및 무상가구의 무주택 기간은 평균 45.6분기(11.4년)이다. 이를 이용하면 $1 - (1 - \lambda^R)(1 - p^b)$ 는 2.19%가 되고, λ^R 을 1.71%로 설정했으므로 p^b 는 0.49%가 된다.

정상상태에서 주택가격은 한국부동산원 부동산통계시스템(R-ONE)과 통계청 『가계동향조사』를 이용하여 계산하였다. 2012년 1월부터 2021년 12월 사이 수도권 및 5대 광역시의 평균매매가격(중합주택유형)은 약 3.4억 원으로 추정된다. 월별 평균매매가격을 1인 이상 도시가구의 월소득으로 나누면 약 84가 되는데, 이는 평균매매가격이 월소득의 84배임을 뜻한다. 이를 분기로 변환하면 평균매매가격은 분기소득의 28배에 해당한다. 근로소득 y 를 1로 정규화하였으므로 정상상태에서의 주택가격 P 는

5) 주택소유로부터 발생하는 효용은 주택의 상태(s_t)에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 주택의 상태가 일정한 비율(d)로 감가상각되는 상황에서 유지보수비용을 투입하여 주택의 상태를 개선할 수 있다. 주택의 상태가 $s_{t+1} = (1 - d)s_t + \psi$ 와 같은 운동법칙을 따른다고 하면, 주택소유자의 최적 의사결정(주택의 최적 상태)으로부터 주택소유로부터 발생하는 효용과 유지보수비용 사이의 관계를 얻을 수 있다. 즉, $v = \psi(1 - \beta + \beta d) / (\beta d)$ 이며 $(1 - \beta + \beta d) / (\beta d)$ 는 약 2의 값을 갖는다.

6) 점유형태별 현재주택 거주기간에 대한 자료는 국토교통부 주거실태조사에서 확인할 수 있으나, 지역별·점유형태별 거주기간에 대한 자료는 제공하지 않는다.

28이 된다. 한편, 정상상태에서 임대료 R 은 문외술(2022)의 계산방법을 따라서 분기소득의 23.2%로 설정하였다. 따라서 R 은 0.232와 같다. 토지가격 Q 의 경우, 안지아·정주희(2012)의 수도권 토지-건물 배분 비율 4:6을 준용하여 주택가격의 40%로 두었다. 전문건설사의 마크업은 20%로 가정하여 η 를 6으로 두었다 (<부록> 참조).

주택시장과 대출시장은 den Haan, et al.(2000), Hagedorn and Manovskii(2008)의 매칭함수를 가정한다. 먼저, 주택시장의 매칭함수는 다음과 같다.

$$\Theta(B_t^h, S_t^h) = \frac{B_t^h S_t^h}{[(B_t^h)^\alpha + (S_t^h)^\alpha]^{1/\alpha}}$$

여기서 B_t^h 와 S_t^h 는 각각 t 기 주택 구매자들의 숫자와 판매자들의 숫자를, α 는 매칭함수 파라미터를 가리킨다. t 기 구매자-판매자 비율 (B_t^h/S_t^h)을 θ_t 로 정의하면 주택을 구입할 확률 m_t^b 와 판매할 확률 m_t^s 를 각각 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$m_t^b = (1 + \theta_t^\alpha)^{-1/\alpha}, \quad m_t^s = (1 + \theta_t^{-\alpha})^{-1/\alpha}$$

고진수 외 (2019)에서 추정한 서울 아파트 매매 소요기간(2014~2016) 평균 76일을 이용하면 정상상태에서의 주택판매확률 m^s 를 찾을 수 있다. m^s 는 0.784와 같다. 이어서, Gabrovski and Ortego-Marti(2019) 및 Head et al.(2014)에서와 같이 정상상태에서의 구매자-판매자 비율 θ 는 1로 정규화하였다. m^s 와 θ 가 주어지면 매

칭함수 파라미터 α 를 계산할 수 있으며, 해당 값은 2.85와 같다.

대출시장 매칭함수는 주택시장 매칭함수와 동일한 형태를 가정한다.

$$\Phi(B_t^f, S_t^f) = \frac{B_t^f S_t^f}{[(B_t^f)^\omega + (S_t^f)^\omega]^{1/\omega}}$$

여기서 B_t^f 와 S_t^f 는 각각 t 기 대출상품을 구입하려는 가계들의 숫자와 판매자들(금융기관들)의 숫자를, ω 는 매칭함수 파라미터를 가리킨다. 담보대출시장의 t 기 구매자-판매자 비율 (B_t^f/S_t^f)을 ϕ_t 로 정의하면 대출상품을 구입할 확률 μ_t^b 와 대출상품을 판매할 확률 μ_t^s 를 각각 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\mu_t^b = (1 + \phi_t^\omega)^{-1/\omega}, \quad \mu_t^s = (1 + \phi_t^{-\omega})^{-1/\omega}$$

정상상태에서 대출상품을 구입할 확률 μ^b 는 모형 내에서 내생적으로 결정된다. 주택시장과 마찬가지로 정상상태에서의 구매자-판매자 비율 ϕ 를 1로 정규화하면, 이로부터 매칭함수 파라미터 ω 를 계산할 수 있다.

주택담보대출의 담보인정비율 ℓ 은 0.6으로 설정하여, 주택가격의 60%까지 대출이 가능하다고 가정하였다. 정상상태에서의 금융비용충격 x^f 는 Bernanke(1983)를 따라서 금리 스프레드를 이용하였다. 구체적으로, 2011년 1월부터 2022년 12월까지 회사채(BBB-) 수익률과 국고 채금리(5년) 사이의 스프레드 평균값을 분기율로 변환하여 계산한 결과 1.59%와 같았다. 따라

서 x^f 를 대출금액 ℓP 의 1.59%로 설정하였다.

때기에 추가로 늘어나는 택지의 비율 $F(Q_i)$ 는 다음과 같은 함수 형태를 가정한다.

$$F(Q_i) = F \left(\frac{Q_i}{Q} \right)^\nu$$

여기서 F 를 건폐율로 해석할 수 있다. 참고로 본 연구에서는 주택 한 단위와 택지 한 단위를 동일하게 취급하기 때문에 건폐율은 100%가 된다. 이러한 한계를 보완하기 위해서 F 를 50%로 설정한다. 정상상태에서 미개발지 한 단위가 택지로 조성되었을 때 주택 0.5단위가 건설되는 것이다. 탄력성을 결정하는 파라미터 ν 는 주요 시계열자료를 이용하여 추정하였다. 자세한 내용은 다음 절에서 다루고자 한다.

수도권·광역시에 거주할 확률 $\Gamma(V_i^A)$ 는 다음과 같은 함수 형태를 가정한다.

$$\Gamma(V_i^A) = \Gamma \left(\frac{V_i^A}{V^A} \right)^\sigma$$

여기서 Γ 는 수도권·광역시의 가계 비중과 같으므로 2012년부터 2021년 사이 통계청 자료를 사용하여 0.7로 설정하였다. 탄력성을 결정하는 파라미터 σ 는 시계열자료를 이용하여 추정한다.

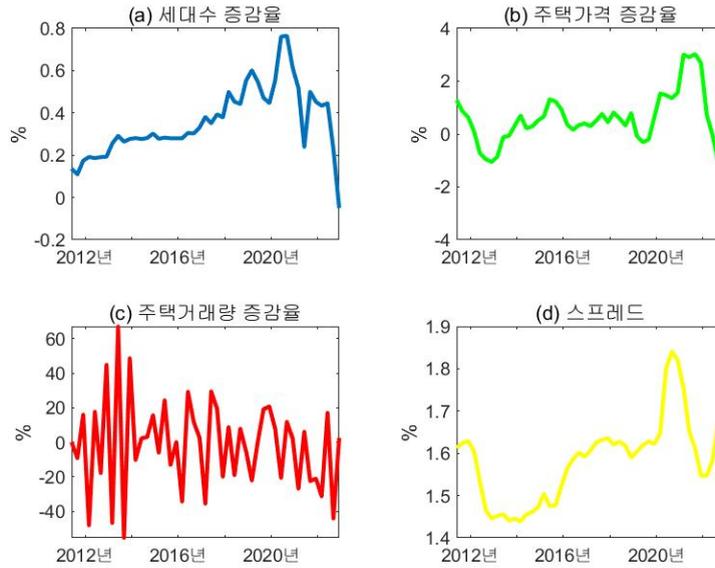
2. 모형 파라미터들의 추정

모형의 주요 파라미터들과 충격 프로세스를 추정하기 위해서 4가지 시계열자료를 이용한다. 추정에 사용한 시계열자료는 주민등록세대

수 증감율($\Delta \ln N_t^*$), 주택가격 증감율($\Delta \ln P_t$), 주택거래량 증감율($\Delta \ln S_t$), 스프레드(i_t^f)로 구성되며, 2011~2022년 월별자료를 분기자료(3개월 평균치)로 변환하였고, 평균을 차감하였다. 주민등록세대수는 행정안전부 “주민등록인구현황”의 행정구역별 자료로부터 수도권 및 5대 광역시 세대수를 이용하였다. 주택가격은 한국부동산원 부동산통계시스템(R-ONE) 계절조정 지수를 사용하였고, 주택거래량 증감율은 부동산통계시스템(R-ONE) 부동산거래현황의 월별·행정구역별 주택거래현황자료를 이용하였다. 두 자료 모두 수도권과 5대 광역시로 한정하였다. 마지막으로 스프레드는 회사채금리(BBB-)와 5년 만기 국고채 수익률 사이의 차이로 정의하였다. 주민등록세대수 증감율, 주택가격 증감율, 주택거래량 증감율은 모두 전기 대비 증감율(로그 차분)을 의미한다. 추정에 이용한 4개의 시계열 자료는 <그림 1>과 같다.

SMM(simulated method of moments 또는 시뮬레이션 적률법)을 사용하여 충격과 관련한 파라미터들 및 여타 파라미터들 추정한다. 추정한 파라미터들은 모두 12개로, 소유주택 매칭의 불일치로 인한 효용의 감소(q), 택지 수급과 관련한 가격탄력성(ν), 수도권·광역시 거주(진입)와 관련한 탄력성(σ), 건설자재생산비용의 탄력성(ϵ), 충격의 지속성 파라미터들($\rho^o, \rho^b, \rho^m, \rho^f$)과 충격의 표준편차들($\sigma_o, \sigma_b, \sigma_m, \sigma_f$)이다. 모형의 구조적 충격들을 정리하면 다음 <표 1>과 같다.

파라미터들의 추정을 위해서는 적률 조건이 필요한데, 본 연구에서는 다음과 같은 13개의 적률 조건을 이용하였다.



주: (1) 세대수 증감율, 주택가격 증감율, 주택거래량 증감율은 로그 차분; (2) 스프레드는 회사채(BBB-) 수익률과 5년만기 국고채 수익률의 차이.

자료: 행정안전부『주민등록인구현황』, 한국부동산원 부동산통계시스템, 한국은행 ECOS.

〈그림 1〉 주민등록세대수, 주택가격, 주택거래량 및 스프레드

〈표 1〉 충격 프로세스

프로세스	설명
주택소유에 대한 충격	$\ln x_t^o = \rho^o \ln x_{t-1}^o + \varepsilon_t^o, \varepsilon_t^o \sim N(0, \sigma_o^2)$
임차인이 주택구매자가 될 확률과 충격	$p_t^b = [1 + \exp(-\ln x_t^b)]^{\frac{\ln p^b}{\ln 2}}$ $\ln x_t^b = \rho^b \ln x_{t-1}^b + \varepsilon_t^b, \varepsilon_t^b \sim N(0, \sigma_b^2)$
소유주택을 처분하고 새로운 주택을 구입할 확률과 충격	$p_t^m = [1 + \exp(-\ln x_t^m)]^{\frac{\ln p^m}{\ln 2}}$ $\ln x_t^m = \rho^m \ln x_{t-1}^m + \varepsilon_t^m, \varepsilon_t^m \sim N(0, \sigma_m^2)$
금융비용 충격	$\ln x_t^f = (1 - \rho^f) \ln x_t^f + \rho^f \ln x_{t-1}^f + \varepsilon_t^f, \varepsilon_t^f \sim N(0, \sigma_f^2)$

$$\begin{aligned}
 & E[\Delta \ln N_t^* \Delta \ln N_t^*], E[\Delta \ln P_t \Delta \ln P_t], & E[\Delta \ln P_t \Delta \ln S_t], E[\Delta \ln P_t \cdot i_t^f], \\
 & E[\Delta \ln S_t \Delta \ln S_t], E[i_t^f i_t^f] & E[\Delta \ln S_t \cdot i_t^f], E[\Delta \ln N_t^* \Delta \ln N_{t-1}^*], \\
 & E[\Delta \ln N_t^* \Delta \ln P_t], E[\Delta \ln N_t^* \Delta \ln S_t], & E[\Delta \ln P_t \Delta \ln P_{t-1}], E[\Delta \ln S_t \Delta \ln S_{t-1}], \\
 & & E[i_t^f i_{t-1}^f]
 \end{aligned}$$

모형의 추정 결과는 <표 2>와 같다.

추정 결과, 매칭의 불일치 때문에 소유주택으로부터 얻는 효용의 감소분을 나타내는 파라미터 q 는 1.64, 택지 수급의 가격탄력성 ν 은 11.47, 수도권 및 광역시 거주(진입)의 탄력성을 결정하는 파라미터 σ 는 0.7, 그리고 건설자재를 생산하는 기업들의 비용함수 파라미터 ε 은 20.3으로 추정되었다.

충격 프로세스와 관련해서는, 대체로 모든 충격들의 지속성이 0.5에서 0.8 사이의 값을 갖는 것으로 나타난다. 그러나 임차인이 주택을 구입할 확률에 영향을 미치는 충격(x_t^b)의 지속성은 0.3으로 추정되어 여타 충격과 비교했을 때 지속성이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 충격의 조건부 표준편차는 임차인이 주택

을 구입할 확률에 영향을 미치는 충격(x_t^b)이 3.1로 가장 큰 값을 보였다. 이어서 주택소유로부터 얻는 효용에 영향을 미치는 충격(x_t^o)의 조건부 표준편차가 0.16, 소유한 주택을 처분하고 새로운 주택을 구매할 확률을 교란하는 충격(x_t^m)의 조건부 표준편차가 0.08이었다. 이자율 스프레드 충격(x_t^f)의 조건부 표준편차는 0.05%로 가장 작은 값을 갖는다.

<표 3>은 실제 자료의 적률 조건들과 추정된 파라미터 값들을 사용하여 모형으로부터 계산된 적률 조건들을 정리한 것이다. 주목할만한 결과들은 다음과 같다.

첫째, 주택가격의 변동성과 관련한 2차 적률($E[\Delta \ln P_t \Delta \ln P_t]$)의 경우, 실제 자료와 시뮬레이션 결과가 모두 0.012%로 유사하다. 주택거래

<표 2> SMM 추정 결과 I

파라미터	추정치	표준오차	설명
q	1.6372	0.1380	소유주택 매칭 불일치에 따른 효용 감소분
ν	11.4709	16.9406	택지 수급 가격탄력성
σ	0.7147	1.8575	수도권 · 광역시 거주(진입) 탄력성
ε	20.2785	200.6242	건설자재생산비용 탄력성
ρ^o	0.5406	129.3791	충격 x_t^o 의 지속성
ρ^b	0.3349	3.3288	충격 x_t^b 의 지속성
ρ^m	0.7827	1.3381	충격 x_t^m 의 지속성
ρ^f	0.8268	0.0815	충격 x_t^f 의 지속성
σ_o	0.1551	100.6188	충격 x_t^o 의 조건부 표준편차
σ_b	3.0750	10.8826	충격 x_t^b 의 조건부 표준편차
σ_m	0.0834	0.3759	충격 x_t^m 의 조건부 표준편차
σ_f	0.0005	0.0002	충격 x_t^f 의 조건부 표준편차

〈표 3〉 SMM 추정 결과 II

적률 조건	실제 자료	모형 자료
$E[\Delta \ln N_t^* \Delta \ln N_t^*]$	0.0000026	0.0000024
$E[\Delta \ln P_t \Delta \ln P_t]$	0.0001246	0.0001296
$E[\Delta \ln S_t \Delta \ln S_t]$	0.0659170	0.0709868
$E[i_t^f i_t^f]$	0.0000011	0.0000011
$E[\Delta \ln N_t^* \Delta \ln P_t]$	0.0000086	0.0000029
$E[\Delta \ln N_t^* \Delta \ln S_t]$	-0.0000209	-0.0001676
$E[\Delta \ln P_t \Delta \ln S_t]$	-0.0002095	-0.0004436
$E[\Delta \ln P_t \cdot i_t^f]$	0.0000019	-0.0000014
$E[\Delta \ln S_t \cdot i_t^f]$	-0.0000274	-0.0000024
$E[\Delta \ln N_t^* \Delta \ln N_{t-1}^*]$	0.0000020	0.0000021
$E[\Delta \ln P_t \Delta \ln P_{t-1}]$	0.0000882	0.0000286
$E[\Delta \ln S_t \Delta \ln S_{t-1}]$	-0.0394811	-0.0383403
$E[i_t^f i_{t-1}^f]$	0.0000009	0.0000009

주: $\Delta \ln N_t^*$ 는 주민등록세대수 증감율, $\Delta \ln P_t$ 는 주택가격 증감율, $\Delta \ln S_t$ 는 주택거래량 증감율, i_t^f 는 스프레드.

량의 변동성과 관련한 2차 적률($E[\Delta \ln S_t \Delta \ln S_t]$)의 결과도 실제 자료와 시뮬레이션 결과에서 큰 차이를 보이지 않는다. 실제 자료에서는 6.59%이며, 시뮬레이션 결과는 이보다 다소 높은 7.10%였다.

둘째, 주택가격 증감율과 거래량 증감율($E[\Delta \ln P_t \Delta \ln S_t]$) 사이의 음의 상관관계가 시뮬레이션에서도 동일하게 확인된다. 이자율 스프레드와 주택거래량 증감율 사이($E[\Delta \ln S_t \cdot i_t^f]$)의 음의 상관관계도 재현되었다.

셋째, 추정에 사용한 4개 변수들의 자기상관 정도도 실제 자료와 시뮬레이션 결과 사이에서

큰 차이를 보이지 않는다. 특히, 주택거래량 증감율의 자기상관성에 영향을 미치는 적률($E[\Delta \ln S_t \Delta \ln S_{t-1}]$)의 경우, 실제 자료에서는 -3.95%, 시뮬레이션 결과에서는 -3.83%로 나타났다.

IV. 충격반응 분석과 분산분해

모형 경제에 영향을 미치는 충격은 주택소유, 주택구입, 이사, 금리 스프레드 등 모두 4가지로 구성된다. 각 충격에 따른 반응을 순차

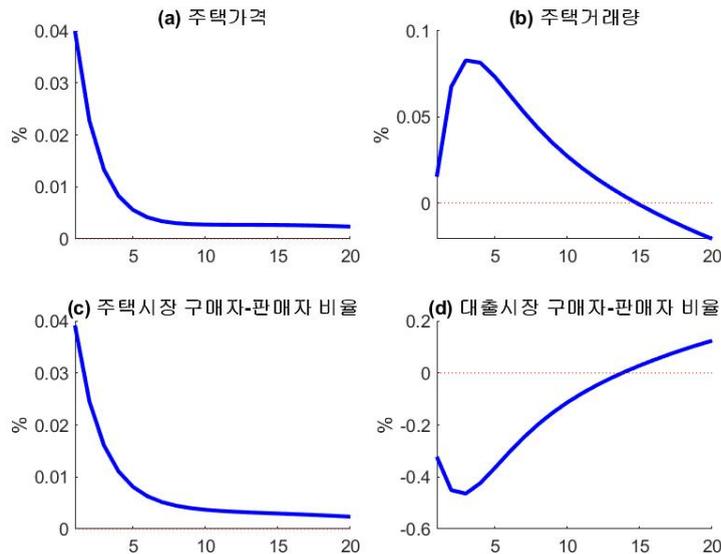
적으로 분석한다.⁷⁾

1. 주택소유 가치의 변화

주택소유 충격이 발생하면 주택소유에 따른 가치함수 V^0 가 변화한다. 주택소유 충격이 0보다 크다면 주택소유에 따른 가치함수가 상대적으로 높은 값을 갖게 되어 주택소유에 따른 잉여가 늘어난다. 주택가격은 매칭잉여에 의해 결정되는데, 주택소유에 따른 잉여가 높을수록 주택가격은 상승한다. 따라서 주택소유로부터 얻는 효용에 양의 충격이 발생하면 <그림 2>의 (a)와 같이 주택가격은 상승한다.

주택가격이 상승하면서 주택담보대출 실행에 따른 금융기관들의 기대수입 증가로 인해 담보대출을 시행하고자 하는 금융기관들이 늘어남에 따라 대출상품 구입확률도 상승한다. 이러한 사실은 <그림 2>의 (d) 대출시장 구매자-판매자 비율의 하락에서 확인할 수 있다. 대출가능성이 높아짐에 따라 수도권 및 광역시 주택구매자들의 비율도 상승한다.

한편, 주택가격이 상승하면 주택판매에 따른 기대수입이 증가하기 때문에 신규 주택건설이 증가하여 판매가능한 주택의 개수는 늘어난다. 그러나 판매가능한 주택 개수 증가에도 불구하고, 주택구매자들의 수가 상대적으로 더 크게



주: 가로축의 값은 분기.
 자료: 시뮬레이션을 통해 저자가 작성.

<그림 2> 주택소유 가치에 미치는 충격

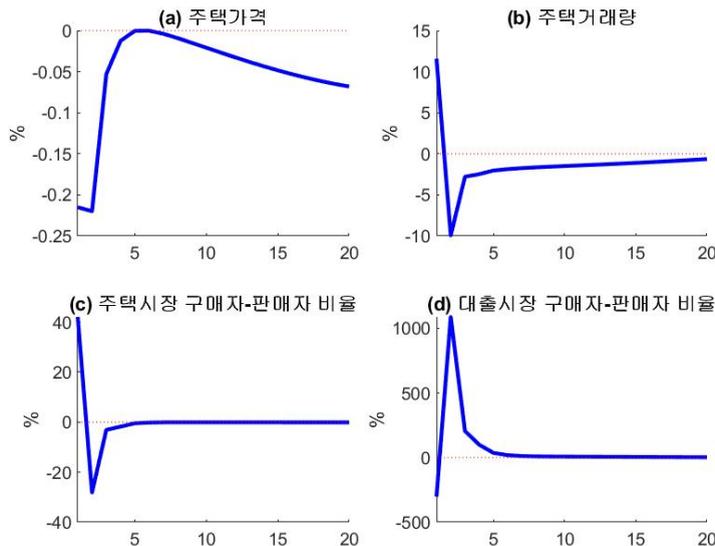
7) 본 연구의 목적은 식별 가능한 충격의 프로세스를 추정하고, 해당 충격이 주택 가격과 주택 거래량에 어느 정도의 영향을 미쳤는가를 정량적으로 분석하는 것이다. 2011년부터 2022년 사이에 발생한 다양한 사건들의 개별 효과를 분석하는 것은 아니다.

증가하기 때문에 <그림 2>의 (c) 주택시장의 구매자-판매자 비율(θ)이 상승하고, 결과적으로 주택판매확률 m^s 도 상승한다. 따라서 주택가격이 0.04% 상승할 때 <그림 2>의 (b)에서와 같이 주택거래량이 더 많이(0.06~0.1%) 증가한다. 주택시장 마찰로 인해서 주택소유 충격 직후 주택가격이 즉각적으로 상승하더라도 주택거래량은 시차를 두고 점진적으로 증가한다는 사실도 확인할 수 있다.

2. 임차인이 주택구매자가 될 확률

두 번째로 임차인이 주택구매자가 될 확률에 충격이 발생할 경우, 주택시장의 전반적인 변화를 살펴보려 한다. 여타 충격과 달리 주택구매자가 될 확률에 영향을 미치는 충격은 그 지

속성이 매우 낮은 것으로 나타난다. 주택구매자가 될 확률을 높이는 충격이 발생하면 기존 임차인들이 주택을 구입하기 위해 탐색을 시작한다. 충격 직후, 주택판매자들의 숫자 보다 주택구매자들의 숫자가 더욱 크게 늘어나면서 주택시장의 구매자-판매자 비율이 <그림 3>의 (c)와 같이 상승한다. 따라서 주택구매확률은 하락하는 반면, 주택판매확률은 상승한다. 주택구매확률이 하락하여 주택구매자의 가치함수 V^B 가 하락하면 수도권 및 광역시에 거주하고자 하는 사람들의 비율이 감소하는데, 그 결과 주택매물(주택판매자들이)이 소폭 증가한다. 이와 더불어, 담보대출상품을 구매하고자 하는 사람들의 비율도 함께 하락하면서 <그림 3>의 (d)와 같이 대출시장 구매자-판매자 비율도 충격



주: 가로축의 값은 분기.
 자료: 시뮬레이션을 통해 저자가 작성.

<그림 3> 임차인이 주택구매자가 될 확률에 미치는 충격

직후 하락한다.

모형의 주택가격은 다음과 같다.

$$(1-\ell)P_t = \gamma(1-\ell) \left\{ \begin{aligned} &\varphi_t^s \beta E_t[V_{t+1}] \\ &+ (1-\varphi_t^s) \beta E_t[V_{t+1}^T] \end{aligned} \right\} \\ + (1-\gamma) \left\{ \begin{aligned} &\beta E_t[V_{t+1}^O] - \varphi_t^b \beta E_t[V_{t+1}^B] \\ &- (1-\varphi_t^b) \beta E_t[V_{t+1}^T] - L_t \end{aligned} \right\}$$

충격이 발생하면 구매자들의 예상 매칭잉여 $E_t[V_{t+1}^O - V_{t+1}^B]$ 가 감소하는데, 다음기 주택소유자가 되었을 때의 가치함수와 주택구매자로 남았을 때의 가치함수 모두 증가하지만, 그 차이는 줄어들기 때문이다. 구매자들의 매칭잉여 감소는 주택가격의 하락으로 이어지며, <그림 3>의 (a)에서 확인할 수 있다. 참고로, 다른 조건이 동일할 때, 주택 구매자들의 매칭잉여가 감소할 경우, 협상에 의해 결정되는 주택가격은 하락하고, 주택 구매자들의 매칭잉여가 증가할 경우 주택가격은 상승한다.⁸⁾ 주택가격이 하락함에 따라 주택판매에 따른 기대수입이 줄어들고 신규 주택건설은 감소한다.

주택거래량은 주택매물과 주택판매확률에 영향을 받는다. 충격 직후 주택매물은 소폭 늘어나고 주택판매확률은 상승하기 때문에 거래량이 늘어나며, <그림 3>의 (b)는 이러한 사실을 보여준다. 따라서 임차인에서 주택구매자로 전환될 확률이 외부적인 충격에 의해 상승할 경우, 주택가격 증가율과 주택판매량 증감율 사이에 음의 상관관계를 관찰할 수 있다.

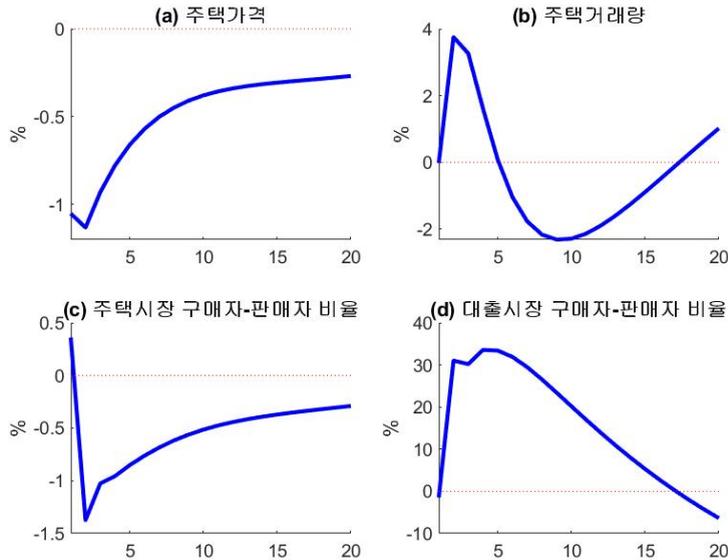
3. 주택소유자가 기존 주택을 처분하고 새로운 주택을 구입할 확률

세 번째로 주택소유자가 기존 소유주택을 처분함과 동시에 새로운 주택을 구입하게 될 확률(이사확률)에 충격이 발생할 경우, 주택시장 및 대출시장에 미치는 효과를 살펴본다. 충격으로 인해 매도·매수가 불가피한 경우, 기존 주택과의 매칭 불일치로 효용이 감소하기 때문에 주택소유의 가치 V^O 가 하락한다. 한편, 주택구매자의 가치 V^B 는 상승하는데, 이는 주택구입확률이 상승하기 때문이다. 구체적으로, 충격 직후 이사하는 사람들이 늘어나면서 <그림 4>의 (d)와 같이 대출시장에서의 구매자·판매자 비율이 상승한다. 이는 주택을 소유하지 않은 사람들에게도 동일하게 적용되어 주택을 소유하지 않은 상태에서 주택을 구매하고자 하는 사람들의 비율은 하락하고, 임차인의 비율은 상승한다. 결과적으로 주택구매자의 비율이 주택판매자의 비율보다 더 크게 감소하면서 주택시장의 구매자·판매자 비율은 <그림 4>의 (c)와 같이 하락하고, 주택구입확률은 상승하는 것이다.

주택소유의 가치 V^O 는 하락하고 주택구매자의 가치 V^B 는 상승하면서 매칭의 잉여는 감소하고, 이는 주택가격의 하락으로 이어진다. <그림 4>의 (a)에서 충격 직후 주택가격의 하락을 확인할 수 있다. 앞서 언급했듯이, 주택가격의 하락은 신규주택 건설의 감소로 이어진다.

주택거래는 두 가지 유형으로 구분되는데,

8) 협상 가격은 매칭잉여의 총합(판매자의 잉여와 구매자의 잉여의 합)을 협상력에 따라 나누는 과정에서 결정된다. 다른 조건이 동일하다면 어느 한 쪽의 매칭잉여가 감소하여 매칭잉여의 총합이 줄어들면 협상 가격은 하락한다.



주: 가로축의 값은 분기.
 자료: 시뮬레이션을 통해 저자가 작성.

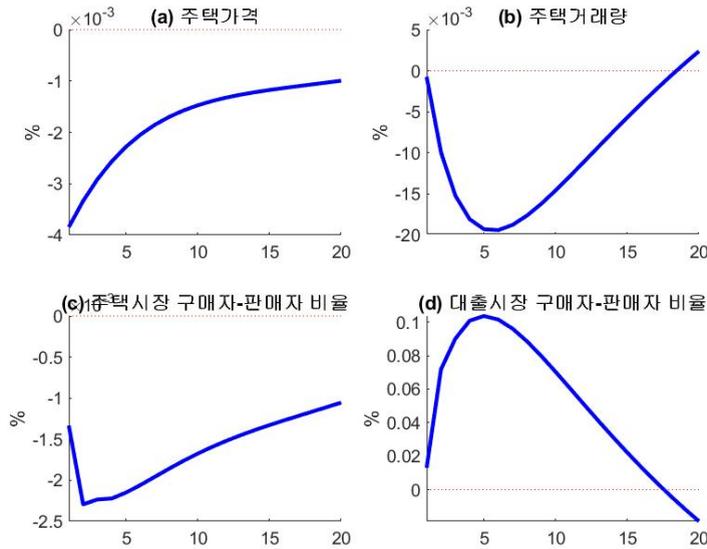
〈그림 4〉 이사확률에 미치는 충격

첫 번째는 기존 주택을 처분하고 새로운 주택을 구입하는 형태의 거래이고, 두 번째는 주택을 보유하지 않은 사람들이 주택을 구입하는 형태의 거래이다. 충격 직후, 첫 번째 유형의 주택거래는 증가하지만, 두 번째 유형의 거래는 감소한다. 주택판매와 구매가 동시에 일어날 확률은 $m_i^s m_i^b$ 인데, 여기서 판매확률 m_i^s 는 하락하지만, 구매확률 m_i^b 는 상승한다. 모형에서는 구매확률의 상승이 판매확률의 하락을 상쇄하는 것으로 나타난다. 따라서 충격 직후, 기존 주택을 처분하고 새로운 주택을 구입하는 형태의 거래량은 증가한다. 주택구입확률이 상승함에도 불구하고, 두 번째 유형의 거래가 감소하는 이유는 즉시 입주가 가능한 주택의 비율이 더욱 크게 하락하기 때문이다. 주택가격

의 하락으로 인해 신규 주택건설이 감소할 뿐만 아니라, 임차인의 비율이 상승하면서 입주가 가능한 주택이 줄어들기 때문이다. 〈그림 4〉의 (b)에서 충격 직후 주택거래량의 증가는 첫 번째 효과(기존 주택을 처분하고, 새로운 주택을 구입하는 거래의 증가)가 상대적으로 크기 때문이고, 4분기 이후 주택거래량의 감소는 두 번째 효과(주택을 소유하지 않은 사람들이 주택을 구입하는 거래의 감소)가 상대적으로 크기 때문이다.

4. 금융비용 충격

마지막으로 담보대출을 시행하는 금융기관들의 조달비용을 높이는 금융비용 충격이 발생할 경우, 담보대출을 시행하려는 금융기관들(판매



주: 가로축의 값은 분기.
 자료: 시뮬레이션을 통해 저자가 작성.

〈그림 5〉 금융비용에 미치는 충격

자들이 줄어들어 〈그림 5〉의 대출시장 구매자-판매자 비율 (d)는 상승한다. 담보대출을 활용하여 주택을 구입하는 것이 보다 어려워지면 임차인의 비율은 상승하고, 주택구매자의 비율은 하락한다. 결과적으로 주택시장 구매자-판매자 비율 (c)도 하락하고 주택구매확률은 상승한다.

담보대출을 통해서 주택을 구입하는 것이 어려워지면 불가피하게 이사를 해야 하는 주택소유 가계들은 이전보다 많은 비용을 부담해야 하기 때문에 주택소유의 가치 V^O 가 감소한다. 한편, 주택구매확률이 상승할 때, 주택가격 및 원리금 상환의 부담이 일정하다면 주택구매자

들의 가치함수 V^B 는 오히려 높아질 수 있는데, 실제로 추정된 파라미터 값에서 주택구입에 따른 주택구매자들의 부담이 크게 증가하지는 않는다.⁹⁾ 따라서 매칭잉여의 감소로 인해 주택가격은 〈그림 5〉의 (a)에서와 같이 하락한다. 앞서 언급했듯이 주택가격의 하락은 신규 주택 건설의 감소로 이어진다.

주택시장 구매자-판매자 비율이 하락함에 따라 주택판매확률도 하락한다. 특히, 임차인의 비율은 상승하고 주택구매자의 비율이 하락할 뿐만 아니라, 신규주택 건설의 감소로 인해 주택거래량은 감소한다. 〈그림 5〉의 (b)에서 주택

9) 금융비용 상승 충격이 현실의 담보대출상품의 금리 상승을 의미하는 것은 아니다. 상태변수들(state variables)에 의존하는 원리금은 충격 직후 증가할 수 있다. 그러나, 주택가격이 장기적으로 낮은 수준을 유지한다면 담보대출 원리금 상환의 할인된 현재가치의 합은 오히려 줄어들 수 있다.

〈표 4〉 분산분해(%)

변수	주목소유(ε_t^o)	주목구입(ε_t^b)	이사(ε_t^m)	스프레드(ε_t^f)
주목가격 증감율($\Delta \ln P_t$)	0.15	5.98	93.86	0.00
주목거래량 증감율($\Delta \ln S_t$)	0.00	95.08	4.92	0.00
주목시장 구매자-판매자 비율	0.00	99.45	0.55	0.00
대출시장 구매자-판매자 비율	0.00	96.24	3.76	0.00

주: ε_t^i 는 AR(1) 프로세스의 교란항으로서, 평균 0, 표준편차 σ_i 의 정규분포를 따르는 랜덤변수이다. 여기서 $i \in \{o, b, m, f\}$.

거래량의 감소를 확인할 수 있다.

5. 분산분해

주목소유, 주목구입, 이사, 금리 스프레드 충격에 따른 주요 주목시장 변수들의 분산분해 결과는 〈표 4〉와 같다.

주목가격 증감율의 경우, 이사충격(ε_t^m)이 전체 변동성의 90% 이상을 설명하는 것으로 나타났다. 그러나 주목거래량 증감율은 대부분 입차인에서 구매자로 전환될 확률에 영향을 미치는 구매충격(ε_t^b)에 의해 설명된다. 마찬가지로, 주목시장 구매자-판매자 비율 역시 구매충격에 의해 변동성이 결정된다. 주목거래량이 주목 판매확률과 밀접한 관련이 있고, 주목 판매확률은 주목시장 구매자-판매자 비율의 함수이므로, 주목거래량 증감율과 주목시장 구매자-판매자 비율의 변동성은 유사한 충격에 의해 설명되는 것이다. 2011~2022년 사이 주목거래량 증감율의 표준편차(25.95%)는 주목가격 증감율 표준편차(1.13%)의 23배에 해당한다. 두 변수의 변동성 차이가 주된 충격의 차이에서

비롯될 수 있음을 의미하는 것이다. 이사충격(ε_t^m)이 주목거래량 증감율에 미치는 영향이 크지 않은 이유는 동시거래에 있다. 충격반응에서 살펴보았듯이 주목판매와 주목구매가 동시에 일어날 확률은 $m_t^s m_t^b$ 와 같고, 충격 직후 동시거래 확률은 소폭 상승한다. 구매확률 m_t^b 는 상승하지만 판매확률 m_t^s 는 하락하기 때문이다. 이러한 모형의 분산분해 결과를 현실적인 관점에서 해석해볼 수 있는데, 동시거래가 활발하게 일어나기 때문에 주목거래량이 증가한다기 보다는 주목거래가 활발하게 일어날 때 동시거래가 용이하기 때문에 동시거래가 빈번하게 관찰되는 것이라고 해석할 수 있을 것이다.

한편, 대출시장의 구매자-판매자 비율은 이사충격, 구매충격의 순서로 영향을 받는다. 마지막으로, 주목소유의 선호에 영향을 미치는 소유충격(ε_t^o)과 이자율 스프레드 충격(ε_t^f)은 주목시장 주요 변수들의 변동성에 매우 제한적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

V. 맺음말

2011년 1분기부터 2022년 4분기 사이 수도권 및 광역시 주택가격 증감율의 표준편차는 1.1%에 불과하지만, 주택거래량 증감율의 표준편차는 26퍼센트에 육박한다.¹⁰⁾ 본 연구에서는 이렇듯 상대적으로 변동성이 큰 주택거래량 증감율을 설명하기 위하여 DMP 유형의 탐색-매칭모형에 주택 ‘갈아타기’와 같은 동시거래를 도입하였다. 모형에서 임차인이 주택시장에 매수자로 참가할 경우, 일정 확률로 주택매도자를 만나면 주택구입이 가능하다. 반면, 주택소유자가 새로운 집으로 이사하기 위해서는 주택시장에 구매자이면서 동시에 판매자로 참가해야 하며, 주택매수자와 주택매도자를 모두 만날 수 있을 때 비로소 주택매매가 성사되고 새 집으로 이사할 수 있다.

주택시장에 동시거래라는 특징이 반영될 경우, 주택가격의 변동성과 주택거래량의 변동성의 차이를 효과적으로 재현될 수 있다. 추정된 모형에서 임차인이 주택구매자가 될 확률이 변할 때 주택가격의 변동성과 주택거래량의 변동성은 대략 1대 90 정도로 나타난다. 주택가격의 증감율이 1% 변화할 때 주택거래량 증감율은 90% 정도 변하는 것이다. 반면, 주택소유자가 자신의 주택을 처분하고 새로운 주택을 구입(동시거래)해야 하는 상황에 처할 확률이 변할 때 주택가격의 변동성과 주택거래량의 변동성은 대략 1대 5 정도로 나타난다. 즉, 주택가

격의 증감율이 1% 변할 때 거래량 증감율은 5% 정도 변한다. 따라서 동시거래는 주택거래량 변화 정도를 크게 확대하지 않으면서 가격의 변화를 재현할 수 있다.

본 연구에서는 주택시장 매칭모형을 이용하여 주택가격과 주택거래량 사이의 관계뿐만 아니라, 수도권 및 광역시의 세대수 변화 및 금리 스프레드의 효과도 함께 분석하였다. 그러나 모형의 특성상 담보대출의 금리변화를 명시적으로 반영하지 못했다는 점과 최근 이슈가 되고 있는 ‘매매와 전세계약의 동시진행’도 고려하지 못했다는 증한계가 있다. 특히, 본 연구에서는 SMM 방법을 통해 주요 모수들과 충격 프로세스를 추정하고, 부스트랩을 통해 표준오차를 계산하였다. 계산 결과, 표준오차가 상당히 큰 값을 갖는다는 점을 고려했을 때 베이지언 추정(Bayesian Estimation) 등 다른 추정방법도 고려해볼 수 있을 것이다. 다양한 추정방법과 추정결과를 비교하여 보다 우월한 모형을 선택하는 작업이 이루어지지 못한 것도 중요한 연구의 한계임을 밝힌다. 추후 연구에서 이를 보완하고자 한다. 이와 더불어 중앙은행의 통화정책과 마찰적인 주택시장을 명시적으로 반영한 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium)모형으로의 확장을 생각해볼 수 있다. 또한, 본 연구에서 다룬 매도와 매수의 동시거래를 매매계약과 전세계약의 동시거래로 확장하고, 전세계약에서는 임대인의 디폴트 의사결정을 내생화하여 깡통전세의 문제도 고려

10) 해당 자료와 표준편차 계산은 각주3 참고

할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강성훈. (2017). 주택가격상승률이 주택보유기간에 미치는 영향. *주택연구*, 25(4), 5-19.
- 김대원, 유정석. (2013). 주택가격과 거래량 간 관계 형성에 매도-매수 선호시점이 미치는 영향 연구. *부동산학보*, 54, 229-243.
- 고진수, 최성호, 노승철. (2019). 아파트 매매 소요기간에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 서울시를 중심으로. *주택연구*, 27(1), 5-30.
- 안지아, 정주희. (2012). *공동주택의 구분평가지 투자 건물 배분비율에 관한 연구*(2012-02). 서울: 한국부동산연구원.
- 문외술. (2022). 주택시장 매칭모형과 금융비용 충격의 동태적 효과. *주택금융연구*, 6(2), 5-49.
- 박원갑. (2022년 10월 17일). 상급지 아파트로 갈아타기 쉽지 않은 이유. *조선비즈*. Retrieved from https://economychosun.com/site/data/html_dir/2022/10/17/2022101700040.html
- 신미진. (2023년 9월 18일). 갈아타기 힘들어지겠네... 아파트값, 비쌀수록 더 올랐다[집슐랭]. *서울경제*. Retrieved from <https://www.sedaily.com/NewsView/29UQC1OOEG>
- 이석희, 정석환. (2023년 5월 30일). 강북서 '갈아타기 문의' 크게 늘어 잠실 전용 84㎡ 연초보다 5억 올라. *매일경제*. Retrieved from <https://www.mk.co.kr/news/realstate/10748593>
- 홍정의. (2022). 분양권 전매제한의 효과에 관한 이론적 모형: 주택 거래 유동성에 대한 논의를 중심으로. *주택금융연구*, 6(1), 55-77.
- Bernanke, B. S. (1983). Nonmonetary effects of the financial crisis in propagation of the Great Depression. *American Economic Review*, 73(3), 257-276.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. T. (2016). Understanding booms and busts in housing markets. *Journal of Political Economy*, 124(4), 1088-1147.
- den Haan, W. J., Ramey, G. & Watson, J. (2000). Job destruction and propagation of shocks. *American Economic Review*, 90(3), 482-498.
- Diaz, A. & Jerez, B. (2013). House prices, sales, and time on the market: A search-theoretic framework. *International Economic Review*, 54(3), 837-872.
- Gabrovski, M. & Ortego-Marti, V. (2019). The cyclical behavior of the Beveridge Curve in the housing market. *Journal of Economic Theory*, 181, 361-381.
- Gabrovski, M. & Ortego-Marti, V. (2021). Search and credit frictions in the housing market. *European Economic Review*, 134, 103699.
- Hagedorn, M. & Manovskii, I. (2008). The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies revisited. *American Economic Review*, 98(4), 1692-1706.
- Head, A., Lloyd-Ellis, H. & Sun, H. (2014). Search, liquidity, and the dynamics of house prices and construction. *American Economic Review*, 104(4), 1172-1210.
- Ngai, L. R. & Sheedy, K. D. (2020). The decision to move house and aggregate housing-market dynamics. *Journal of European Economic Association*, 18(5), 2487-2531.

- Ngai, L. R. & Sheedy, K. D. (2022). *The ins and outs of selling houses: Understanding housing-market volatility*. London, UK: London School of Economics.
- Novy-Marx, R. (2009). Hot and cold markets. *Real Estate Economics*, 37(1), 1-22.
- Wheaton, W. C. (1990). Vacancy, search and prices in a housing market matching model.

Journal of Political Economy, 98(6), 1270-1292.

논문접수일: 2023.10.04
논문심사일: 2023.12.03
게재확정일: 2023.12.04

〈부록〉

1. 주택가격의 결정

주택가격 P_t 은 내쉬협상문제로부터 얻는다.

$$P_t = \arg \max (\Sigma_t^{BT})^\gamma (\Sigma_t^{ST})^{1-\gamma}$$

여기서 γ 는 주택구매자의 상대적 협상력, Σ_t^{BT} 와 Σ_t^{ST} 는 각각 주택구매자와 주택판매자의 매칭에 따른 잉여(surplus)로서 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\Sigma_t^{BT} = \varphi_t^b \left\{ \begin{array}{l} -(1-\ell)P_t - L_t \\ + \beta E_t [V_{t+1}^O - V_{t+1}^B] \end{array} \right\} + (1-\varphi_t^b) \left\{ \begin{array}{l} -(1-\ell)P_t - L_t \\ + \beta E_t [V_{t+1}^O - V_{t+1}^T] \end{array} \right\}$$

$$\Sigma_t^{ST} = \varphi_t^s \{ P_t - \beta E_t [V_{t+1}] \} + (1-\varphi_t^s) \{ P_t - \beta E_t [V_{t+1}^T] \}$$

여기서 φ_t^b 는 t 기 전체 주택구매자들 가운데 무주택 상태에 있는 사람들의 비율로 $N_t^B / (N_t^B + N_t^T)$ 와 같고, φ_t^s 는 t 기 전체 주택판매자들 가운데 주택구매를 희망하지 않는 사람들의 비율로 $N_t^S / (N_t^S + N_t^T)$ 이다. 참고로, N_t^B 는 t 기 무주택 상태에서 주택을 구매하고자 하는 사람들의 숫자, N_t^T 는 t 기 주택을 소유한 상태에서 소유주택을 판매하고, 주택담보대출을 이용하여 새로운 주택을 구매하고자 하는 사람들의 숫자, N_t^S 는 t 기 즉시 입주 가능한 주택(빈집)의 숫자를 가리킨다. 분석을 단순화하기

위하여 담보대출 없이 주택을 구매하고자 하는 사람들은 내쉬협상문제로부터 도출된 주택가격 P_t 를 지불한다고 가정한다.

2. 담보대출 원리금의 결정

담보대출의 원리금 l_t 는 일반화된 내쉬협상 문제로부터 얻는다.

$$l_t = \arg \max (A_t^S)^\delta (A_t^B)^{1-\delta}$$

여기서 δ 는 대출상품 판매자들의 상대적 협상력을 나타내는 파라미터이며, A_t^S 와 A_t^B 는 각각 주택담보대출상품 판매자들(금융기관들)과 구매자들(가계)의 잉여를 가리킨다. 두 그룹의 잉여는 다음과 같이 정의한다.

$$A_t^S = \varphi_t J_t^B + (1-\varphi_t) J_t^T$$

$$A_t^B = \varphi_t (V_t^B - V_t^R) + (1-\varphi_t) (V_t^T - V_t^U)$$

여기서 φ_t 는 주택담보대출을 희망하는 사람들 가운데 주택을 소유하고 있지 않은 사람들의 비율로서 다음과 같이 정의한다.

$$\varphi_t = \frac{\Gamma(V_t^A) g N_{t-1}}{\Gamma(V_t^A) g N_{t-1} + N_{t-1}^O (1-\lambda^O) x_{t-1}^m}$$

여기서 $\Gamma(V_t^A)$ 는 수도권·광역시에 진입(거주)할 확률, g 는 가계 증가율, N_{t-1} 은 $t-1$ 기 전체 가계의 수, N_{t-1}^O 는 $t-1$ 기 주택을 소유하여 계속 거주하는 가계의 수, λ^O 는 수도권·

광역시를 떠날 확률, x_{t-1}^m 은 소유주택을 처분하고 새로운 주택을 구매할 확률을 가리킨다.

내쉬협상문로부터 도출한 담보대출 원리금 l_t 는 다음 식을 만족한다.

$$\begin{aligned} & [\varphi_t m_t^b + (1 - \varphi_t) m_t^b m_t^s] L_t \\ &= \delta \varphi_t \left[\begin{array}{l} m_t^b \{ - (1 - \ell) P_t + \beta E_t [V_{t+1}^O] \} \\ + (1 - m_t^b) \beta E_t [V_{t+1}^B] \\ - \lambda^R \beta E_t [V_{t+1}^X] \\ - (1 - \lambda^R) \beta \{ p_t^b E_t [V_{t+1}^B] \\ + (1 - p_t^b) E_t [V_{t+1}^R] \} \end{array} \right] \\ &+ \delta (1 - \varphi_t) \left\{ (1 - m_t^b m_t^s) \beta E_t [V_{t+1}^T - V_{t+1}^U] \right. \\ &\quad \left. + m_t^b m_t^s \ell P_t \right\} \\ &+ (1 - \delta) \varphi_t \left\{ x_t^f + m_t^b \ell P_t \right. \\ &\quad \left. - (1 - m_t^b) \beta E_t [J_{t+1}^B] \right\} \\ &+ (1 - \delta) (1 - \varphi_t) \left\{ x_t^f + m_t^b m_t^s \ell P_t \right. \\ &\quad \left. - (1 - m_t^b m_t^s) \beta E_t [J_{t+1}^T] \right\} \end{aligned}$$

3. 주택건설

주택건설은 건설자재생산업체, 전문건설사, 시공사 및 시행사에 의해서 이루어진다. 건설자재생산업체는 건설자재를 생산하여 전문건설사에 판매하고, 전문건설사는 건설자재를 구입하여 차별화된 서비스(철근콘크리트 공사, 미장공사, 전기공사 등)를 생산하여 시공사에 판매한다. 시공사는 전문건설사가 생산하는 차별화된 서비스를 결합하여 주택을 완성하고, 이를 시행사에 판매한다.

1) 건설자재생산업체

건설자재생산업체는 수도권·광역시 가계들이 소유하고 있고, 업체들은 건설자재 k_t 를 선

택하여 자신의 이윤 $p_t^k k_t - c(k_t)$ 을 극대화한다.

여기서 p_t^k 는 건설자재의 단위가격, k_t 는 생산량, $c(k_t)$ 는 비용함수를 가리킨다. 비용함수를

$$c(k_t) = C^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left(\frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon} \right) k_t^{\frac{1 + \varepsilon}{\varepsilon}}$$

로 표현하면 최적 생산량은 $k_t = C(p_t^k)^\varepsilon$ 와 같다. 건설자재생산업체의

이윤 π_t 는 $\left(\frac{C}{1 + \varepsilon} \right) (p_t^k)^{1 + \varepsilon}$ 가 된다.

2) 전문건설사

전문건설사는 독점적 경쟁기업으로서, 철근콘크리트 공사, 미장공사, 전기공사, 배관공사 등의 차별화된 서비스를 생산하여 판매한다. 분석의 편의상, 전문건설사는 $[0, 1]$ 사이에 분포하며, 그 수는 1로 정규화한다. j 번째 전문건설사는 차별화된 서비스 $z_t(j)$ 를 생산하고, 이를 $p_t(j)$ 의 가격으로 판매한다. j 번째 전문건설사의 이윤은 다음과 같다.

$$p_t(j) z_t(j) - p_t^k k_t(j)$$

여기서 $k_t(j)$ 는 j 번째 전문건설사가 구입하는 건설자재의 수량이며 생산함수는 $z_t(j) = k_t(j)$ 와 같다고 가정한다. 즉, 건설자재 한 단위는 차별화된 서비스 한 단위로 전환된다. 전문건설사가 직면하는 제약식은 다음과 같은 수요곡선이다.

$$z_t(j) = \left(\frac{p_t(j)}{p_t} \right)^{-\eta} z_t$$

따라서 j 번째 전문건설사가 선택하는 판매가격 $p_t(j)$ 는 다음과 같다.

$$p_t(j) = \frac{\eta}{\eta-1} p_t^k$$

3) 시공사

시공사는 전문건설사가 생산한 차별화된 서비스를 결합하여 주택을 건설하고, 이를 시행사에 판매한다. 시공사의 이윤은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$p_t z_t - \int_0^1 p_t(j) z_t(j) dj$$

여기서 z_t 는 시공사가 건설하는 주택의 규모를 가리키고, CES(constant elasticity of substitution) 생산함수를 가정한다.

$$z_t = \left[\int_0^1 z_t(j)^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

한편, p_t 는 시행사가 시공사에게 지불하는 주택비용, $p_t(j)z_t(j)$ 는 j 번째 전문건설사로부터 구입하는 서비스의 비용을 가리킨다. 참고로, 시공사의 이윤극대화문제를 풀면 전문건설사가 직면하는 우하향하는 수요곡선을 얻을 수 있다.

시공사들이 경쟁적인 기업이라고 가정할 경우, 주택비용 p_t 는 전문건설사가 선택하는 판매 가격 $p_t(j)$ 의 함수가 된다.

$$p_t = \left[\int_0^1 p_t(j)^{1-\eta} dj \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

대칭적인 균형에서 전문건설사들이 선택하는 판매가격은 모두 $\frac{\eta}{\eta-1} p_t^k$ 와 같기 때문에 시행사가 지불하는 주택비용 p_t 는 $\frac{\eta}{\eta-1} p_t^k$ 와 같다.

$$p_t = \frac{\eta}{\eta-1} p_t^k$$

4) 주택건설

대칭적인 균형에서 모든 전문건설사들이 동일한 크기의 건설자재를 구입한다는 것과 생산함수 $z_t(j) = k_t(j)$ 및 CES 생산함수로부터 신규주택건설의 총량이 건설자재의 총량과 같다는 사실을 확인할 수 있다. 수도권·광역시 지역의 숫자를 N_t^* 로 표시하면, 신규 주택건설의 총량은 $k_t N_t^*$ 또는 $C(p_t^k)^{\epsilon} N_t^*$ 가 된다.

4. 연립방정식 형태로 표현한 모형 경제

1) 내생변수

- (1)
$$V_t^B = u_t^N + m_t^b \left\{ - (1-\ell) P_t - L_t \right. \\ \left. + \beta E_t [V_{t+1}^O] \right. \\ \left. + (1-m_t^b) \beta E_t [V_{t+1}^B] \right\}$$
- (2)
$$V_t^R = u_t^N + \lambda^R \beta E_t [V_{t+1}^X] \\ + (1-\lambda^R) \beta \left\{ p_t^b E_t [V_{t+1}^B] \right. \\ \left. + (1-p_t^b) E_t [V_{t+1}^R] \right\}$$
- (3)
$$V_t^A = \mu_t^b V_t^B + (1-\mu_t^b) V_t^R$$
- (4)
$$V_t^O = u_t^O + \lambda^O \beta \left\{ E_t [V_{t+1}] + E_t [V_{t+1}^X] \right. \\ \left. + (1-\lambda^O) \beta s \left(E_t [V_{t+1}] + E_t [V_{t+1}^R] \right) \right. \\ \left. + (1-\lambda^O) \beta p_t^m E_t [V_{t+1}^M] \right. \\ \left. + (1-\lambda^O) \beta (1-s-p_t^m) E_t [V_{t+1}^O] \right\}$$

- (30) $u_t^N = y + \left(\frac{C}{1+\varepsilon}\right)(p_t^k)^{1+\varepsilon} - R_t$
- (31) $u_t^O = y + \left(\frac{C}{1+\varepsilon}\right)(p_t^k)^{1+\varepsilon} + (v-\psi)x_t^o$
- (32) $u_t^M = y + \left(\frac{C}{1+\varepsilon}\right)(p_t^k)^{1+\varepsilon} + (v-\psi)x_t^o - q$
- (33) $\ln\theta_t = \frac{\ln(n_t^B + n_t^T + n_t^U)}{-\ln(n_t^S + n_t^T + n_t^U)}$
- (34) $m_t^b = [1 + \exp(\alpha \ln\theta_t)]^{-1/\alpha}$
- (35) $m_t^s = [1 + \exp(-\alpha \ln\theta_t)]^{-1/\alpha}$
- (36) $\mu_t^b = [1 + \exp(\omega \ln\phi_t)]^{-1/\omega}$
- (37) $\mu_t^s = [1 + \exp(-\omega \ln\phi_t)]^{-1/\omega}$

2) 충격 및 외생변수

- (1) $\ln x_t^o = \rho^o \ln x_{t-1}^o + \varepsilon_t^o$
- (2) $\ln x_t^b = \rho^b \ln x_{t-1}^b + \varepsilon_t^b$
- (3) $\ln x_t^m = \rho^m \ln x_{t-1}^m + \varepsilon_t^m$
- (4) $\ln x_t^f = (1-\rho^f) \ln x^f + \rho^f \ln x_{t-1}^f + \varepsilon_t^f$

3) 보조변수

- (1) 주택가격 증감율: $\Delta \ln P_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$
- (2) 주택거래량: $S_t = m_t^s n_t^S + m_t^b m_t^s (n_t^T + n_t^U)$
- (3) 주택거래량 증감율: $\Delta \ln S_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$
- (4) 스프레드: $i_t^f = \ln x_t^f - \ln x^f$

Journal of Housing and Urban Finance 2023; 8(2):25-54
pISSN: 2508-3872 | eISSN: 2733-4139
<https://doi.org/10.38100/jhuf.2023.8.2.25>

House prices and sales: A search-matching model of housing market

Weh-Sol Moon*

Abstract

The standard deviation of changes in sales volume for the period 2011-2022 is more than twenty times higher than that of house prices. To account for the fact that the volatility of sales volume is greater than that of house prices, I introduce a dynamic search-matching model of the housing market with a feature incorporating simultaneous selling and buying activities within a given period of time. I integrate four distinct shocks into the model to account for the volatilities in housing prices and sales volume: a shock that encompasses owner's flow value, a shock related to the renter's likelihood of transitioning to a home buyer, a shock that affects the owner's probability of relocating to a new house, and a shock that considers the financiers' costs. Using the Simulated Method of Moments, I estimate the structural parameters of the model as well as the shock processes. A quantitative analysis, based on the estimated model, indicated that the volatility in house prices can be attributed to the shock affecting the owner's likelihood of relocating to a new house. The volatility in sales volume is accounted for by the shock related to the renter's probability of transitioning to a home buyer.

Key words: housing market, search and matching, financial frictions, house prices, sales

* Professor, Department of Economics, Seoul Women's University, E-mail: moon@swu.ac.kr

© Copyright 2023 Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.