



서울 아파트가격 급등 원인에 대한 통계적 검토*

: 정부 대 시장

Statistical Examination of the Spiraling House Prices in Seoul

: Government versus Market

김원중* · 이혁주**

Kim, Won Joong · Rhee, Hyok-Joo

Abstract

During the first four years of President Moon's government since 2017, house prices in Seoul increased by 50%. One camp claims that the price spiral is due to speculation, and the other camp claims that it is due to an inadequate supply of housing. We analyze the housing price data of Seoul using multivariate time series models and find the existence of the repeated two-way interactions between the government's policy responses and price hikes. The government's policy measures instigate house price increase, which, in turn, feeds back into the government's tougher response; a vicious cycle of self-fulfilling price spiral sets in. The data set comes from the first 32 months of Moon's government and excludes the data of the pandemic period. Controlling for economic factors including financial liquidity, the two-way interaction explains most of the price increase of the study period. This result is robust against various formulations of the model, and the verdict is against the speculation camp.

주제어 집값, 투기, 주택공급, 주택가격-정책 상호작용, 정권요인, 벡터 자기회귀모형

Keywords House Price, Speculation, Housing Supply, House Price-Policy Interactions, Regime Factor, Vector Autoregressive Models

1. 서론

1. 연구 목적

서울 주택가격 문제의 원인과 대책을 두고 다양한 의견이 대립하고 있고, 문재인 정부 말기에는 2020년까지 보았던 적극적 대응과 비교해 정책 휴먼기에 빠진 것 같은 인상마저 준다. 이들 논란은 높은 집값이 투기 때문에 발생한다는 투기원인론과 공급 부족 때문에 발생한다는 공급부족론으로 크게 나눌 수 있다.

2021년 국토교통부의 2.4대책에서는 투기원인론으로 분류되는 문재인 정부 주택수요 관리정책이 공급중심 대책과 절충된 형태로 나타나기도 했다. 거의 모든 집값 논쟁이 평행선을 달리는 이유는 이 두 입장이 주택가격이라는 경험적 실체를 이해하는 방식이 다르기 때문이다.

이 논문은 2019년 「국토계획」 54권 2호 정책·실무논문집, 「도시정보」 2019년 7월호 지상 토론, 그 결과를 학회지 편집위원회가 주도해 발제하고 토론집으로 묶은 김학렬·이혁주(2021)에 실린 논쟁, 이후 학술지 및 대중매체를 통해 이어온 학자, 전문가,

* 이 논문은 2020년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 기초연구사업임(NRF-2020R1A6A1A03042742). 익명의 심사위원과 박승록 교수(한성대학교 경제학과)에게 감사한다. 소절 '시기별 차등효과 분석'은 변수 S(t)의 한계를 지적한 심사평에 답하는 과정에서 추가된 내용이다. 용어 사용에 대한 조언 가운데 일부는 반영하지 못했다. 두 가지 이유 때문이다. 첫째, 현 상황의 심각성에 대해 저자들은 다르게 인식한다. 둘째, 거부감이 가는 표현이라 할지라도 정책행태를 이해하는 중요한 주제이기 때문에 그대로 살렸다. 후속연구가 진행 중이다.

** Ph.D. and Columnist, WJ Real Estate Institute (First Author: kwj5242@naver.com)

*** Professor, Seoultech (Corresponding Author: rheejh@seoultech.ac.kr)

일반인 간 논쟁의 연장선 위에 있다. 문재인 정부 출범 후 지금까지 집값이 가파르게 오른 이유에 대해 다양한 진단이 정부 공식 홈페이지 포함 유튜브 부동산 방송, 토론회, 신문 등 대중매체를 중심으로 쏟아졌다. 풍부한 유동성과 저금리, 그리고 투기 때문에 집값이 높다는 주장도 그러한 진단 가운데 일부다. 전강수(2021)는 “투기적 가수요에 맞춰 공급한다는 것 자체가 어불성설”이라고 공급확대론을 비판하기도 한다.

〈Figure 1〉은 공급부족론의 일종으로서 밀도규제발 집값 상승론(이하 밀도규제 원인론)과 투기원인론 간 대립을 상징적으로 보여준다. 2008년 금융위기 이후 서울 아파트가격을 하나는 주택보유·소비억제세율에 대해(왼쪽 그림), 다른 하나는 주택보급률(SH ratios)에 대해(오른쪽 그림) 그렸다. 여기서 ‘주택보유·소비억제세율’은 (아파트가격-건축비)÷아파트가격으로 측정된다. 즉 밀도규제 원인론자의 시각에서 보았을 때, 이 값은 주택의 보유와 소비에 수반해 발생하는 부작용 즉 시가지의 과밀·혼잡, 투기 유발, 지역불균형 확대를 통제하기 위해 계획가가 부과한 피구세(Pigouvian tax)로서 주택의 소비와 보유를 억제하는 징벌적 세금의 성격을 가진다. 그런데 이 세율이 담배에 부과되는 세율과 비슷하여서 계획가에게 서울 아파트는 비가치재(non-merit good)로 취급된다고 비판한다. 서울시내 아파트단지 밀도규제가 엄격할수록 서울에서 공급할 수 있는 아파트 총량의 상한이 축소되고 주택보유·소비억제세율이 높아지면서 아파트값은 비싸지게 된다(김원중 외, 2021: 8장). 〈Figure 1〉 왼쪽 그림은 이러한 주장과 일치하는 그림이다.

반면 〈Figure 1〉 오른쪽 그림은 투기원인론의 견해를 대변한다. 투기원인론자의 해석은 이렇다. 첫째, 2009년 이후 서울에서 주택보급률은 95% 전후로서 주택공급에는 큰 문제가 없다. 둘째, 문재인 정부 이전 주택보급률과 집값 사이에 뚜렷한 관계가 존재하지 않는다. 그림에서 주택보급률(=주택재고÷가구수)이 상승할 때 집값이 장기간 떨어지기도 하고 짧지 않은 기간 오르기도 했다. 따라서 문재인 정부 출범 이후 급격하게 오른 가격은 통상

적인 수요-공급요인이 아니라 비정상적, 일시적 요인 즉 투기 때문이라고 본다(변창흠, 2018; 전강수, 2021; 박진백 외, 2021). 오른쪽 그림에서 붉은 점들은 2019.12까지 문재인 정부 기간 집값과 주택보급률 사이의 관계를 보여준다. 문재인 정부 기간 포함 그 이전부터 짧지 않은 기간 주택보급률이 거의 일정한 수준이라는 것은 주택수급에 별다른 변화가 없었다는 뜻이고, 이 기간은 팬데믹으로 재정지출과 유동성이 급격하게 확대하기 전이었다. 투기요인 이외에 소득, 유동성, 금리처럼 다른 요인이 거론되기도 하지만(3프로TV, 2021), 전체적으로 투기요인이 아니어서 이런 지속적 상승 현상을 설명할 수 없다고 본다. 이때 문재인 정부의 주택수요 관리정책은 기본적으로 올바른 것이 된다. 그런데도 그림에서 아파트가격이 수직으로 상승한 것은 정부의 주택수요 관리정책이 충분히 정교하지 못해서 그렇거나(전강수, 2021; 봉다방, 2021; 100분 토론, 2020) 혹은 금리상의 구조적 전환처럼 주택정책외적 요인 때문이라고 본다(박진백 외, 2021).

이 논문은 두 입장 가운데 어느 입장이 더 설득력이 있는지 문재인 정부 출범 후 팬데믹 발발 직전 시기까지의 자료를 이용해 서울 아파트값을 통계분석한다. 만약 투기원인론자의 주장이 맞다면 문재인 정부의 주택수요 관리정책이 충분히 정교하지 못했다고 하더라도 주택정책이 주택가격 상승을 유발하지는 말아야 한다. 만약 이와 반대로 주택가격이 올랐을 뿐만 아니라 그 대부분이 정부대책 때문에 오른 것이라면, 이는 주택수요 관리정책 관에 근본적인 문제가 있다는 말이 된다. 반대로 집값이 정부 대책 때문에 오른 것이 아니고 금융요인처럼 투기와 밀접하게 관련된 요인 때문에 오른 것이라면 공급부족론의 타당성이 의문시 된다.

분석결과에 따르면 문재인 정부 집값은 유동성, 이자율 등 부동산 투기와 밀접하게 관련된 금융요인과 별 관계가 없고,¹⁾ 정부 대책이 집값 상승분 대부분을 설명한다. 첨예하게 의견이 대립하는 주제이니만큼 다양한 모형을 이용해 신중하게 가격급등의 원인을 통계적으로 식별해내고 결과의 안정성을 반복해 검증하도록 한다.

II. 기존연구와 정부의 대책

1. 기존연구 검토

주택가격 영향요인으로서 유동성, 이자율 등 금융요인은 투기를 실제로 가능하게 하고 규율하는 경제변수로서 문헌에서 자주 거론되는 대표적 요인이다. 영국 주택시장을 분석한 Aoki et al.(2002)은 국민소득, 집값, 소비지출, 주택투자, 물가상승률 등 주요 거시경제변수 간 존재하는 정형화된 사실을 나열한다. 영국 경제를 대상으로 한 VAR모형에 따르면 이자율이 오르면 주택투자자와 집값 모두 유의하게 떨어진다.

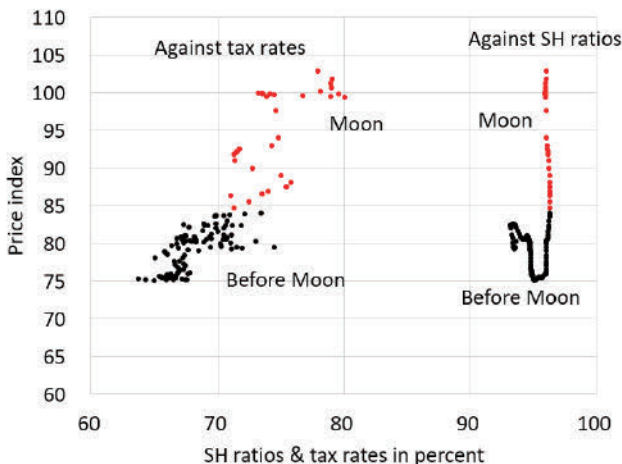


Figure 1. Speculation versus policy failure (2009.1 to 2019.12)

금융변수와 집값 및 거품에 대해서 논란이 없는 것은 물론 아니다. 1991년부터 2012년까지 미국 자료를 이용한 Tsai(2015)에 따르면, 통화량 M1은 가격거품의 크기에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않지만, M1은 장기 균형가격 변화에 대체로 유의한 영향을 미치지 않는다. Clark and Coggin(2011)의 문헌조사에서 다양한 이견이 존재함을 확인할 수 있다(190쪽).

국내 연구에서도 긍정적, 부정적 연구결과가 공존한다. 2021.9 한국은행 통화신용정책보고서(55쪽)에 따르면 기준금리를 1%p 올릴 때 집값도 1%p 내린다고 한다. 1986년부터 2005년까지 자료를 분석한 Chung(2006)에 따르면 신용대출 증가속도가 1% 상승할 때 집값 상승률은 0.4% 커진다(Table 4). 반면 손종철(2010)은 요약문에서 “2000년대 들어 실질 집값 변동은 콜금리 변경에 의해서는 불확실하고 미약하게 영향을 받았던 반면 실질소득, 손종철(2010)소비지출, 주거용 건설투자, 물가 등 실물경제충격과 가계대출 충격에 의해서는 유의적이면서도 상대적으로 크게 영향을 받았다”고 한다.

Chun(2017)은 집값 결정요인으로서 유동성 지표를 이용하지 않지만 CD금리를 이용해 VAR(2) 분석을 한다. 평균 금리만큼 CD금리가 낮아질 때 집값은 0.13포인트 오른다. 이 연구에서 집값 지수 평균은 149.12이었다. 김윤영(2012)에서 집값 상승률은 종속변수, M1은 설명변수로 이용된다. 보고된 4개의 회귀식 가운데 기대부호와 유의도 두 기준을 통과한 사례는 한 사례였다.²⁾ 이 의미 있는 한 가지 사례를 이용해 당시 금리 평균 5.8%가 0%로 인하되었을 때 집값이 얼마나 오르는지 추정하면 1.33포인트 오른다. 이용한 자료의 집값 지수 평균은 90포인트로서 1.5% 정도 상승에 해당하는 영향이다.

1987년부터 2009년까지 자료를 이용해 전국 주택매매가격을 분석한 이영수(2010)의 Table 4에는 VAR(2) 분석결과를 담고 있다. 이자율에 대한 집값의 탄력성은 -0.14로서 매우 비탄력적이다. 주택대출 규제를 연구한 황관석(2019)도 비슷한 결과를 보여

준다. 즉 DTI 10%p 규제를 강화할 때 수도권 아파트 값은 3년 평균 0.155%(단기효과), 0.239%(장기효과) 하락하여 그 효과는 제한적이다.

지금까지 검토한 결과는 대체로 금융변수의 단기 또는 중기 영향을 다룬다. 반면 Favara and Imbs(2015)에 따르면 신용 공급은 집값의 상승을 초래하지만 주택이 탄력적으로 공급되는 지역에서 집값 상승을 일으키는 영향력은 작고 장기적 관점에서 집값 상승은 공급규제에서 비롯된다. 2008년 금융위기를 전후로 유럽 여러 나라에서 보았던 집값도 마찬가지였다. (Figure 2)에 따르면 집값이 급등한 국가에서 모두 금융위기 이후 장기상승 추세로 안정화되고 금융요인이 집값에 미친 영향은 거의 사라졌다.³⁾ 이들 연구에 따르면 금융변수는 단기 또는 중기 집값을 설명하는 요인으로서 의미가 있지만, 장기 집값을 설명하는 변수로서 한계가 있다는 점을 시사한다.

한편 비교적 최근 수행된 국내 경험연구로서 거시경제 변수 이외에 정책변수를 분석의 중심으로 다룬 연구에 따르면, 시장개입이 본래 의도와 다르게 나타나거나 효과가 거의 없는 경우가 많다. 이를테면 배종찬·정재호(2021)는 2003~2021 기간 부동산정책을 조세, 금융, 투기지역, 분양가규제 등 부문별로 규제의 정도를 지수화한 후 규제의 강도와 집값 간 관계를 분석한다. 분석결과에 따르면 통계적 유의도를 보고하고 있지 않아 독자로서 연구 결과를 해석하는 데 한계가 있지만, 금융 및 조세정책수단은 집값을 하락시키고자 했지만 분양가규제 및 투기지역 지정정책은 오히려 집값을 올렸다. 성주한(2020)은 2009~2020 기간에 시행된 전월세 대책 14사례를 분석했다. 이 14사례 가운데 전월세 가격이 하락한 경우는 3사례, 상승한 경우는 10사례, 통계적으로 유의하지 않는 사례가 1사례라고 보고한다.

투기지역 지정의 경우도 결과는 비슷하다. 양완진·김현정(2020)은 문재인 정부에서 수도권, 부산, 세종시를 대상으로 분석한 결과에 따르면 5사례 가운데 집값이 감소한 경우는 1사례에 그치고 나머지 4사례에서 집값이 상승했다. 최근 연구는 아니지만 함종영·손재영(2012)의 연구에서도 정책효과의 불확실성은 마찬가지였다. 두 저자는 부동산규제를 조세, 거래, 금융, 개발규제로 분류한 후 이들 규제정책적 수단을 다른 경제변수와 상호작용하는 내생변수로 취급한 후 정책변수와 집값 간 양방향 인과관계를 검증한다. 이들의 표현을 빌리면 “모든 정책유형에서 서울 집값의 변화가 정책에 영향을 주지만 그 역방향의 인과관계는 대부분 성립하지 않는 것으로 나타난다”(36쪽). 즉 집값 변화에 대응해서 정부개입을 시도하지만 그 효과는 불확실하다는 것이다.

부동산시장에 대한 정부개입의 효과에 대해 의문시하는 연구 결과는 이론적 연구에서도 발견된다. 이를테면 교통혼잡과 같은 외부효과의 통제수단으로 활용되는 밀도규제는 주택공급을 직접 제한하기도 한다. Hirte et al.(2022)의 분석결과에 따르면 주택 공급 억제로 인한 부작용이 외부효과를 억제하는 긍정적 효과를

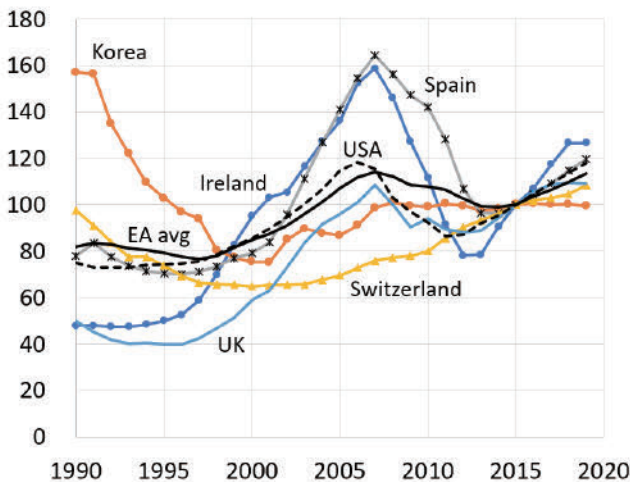


Figure 2. House prices before and after the global financial crisis

압도하여 평균적으로 자유방임이 계획에 의한 개입보다 우월한 결과를 낳는다고 한다.

2. 부동산대책 일지

2017.5 문재인 정부 출범 후 한국에서 팬데믹이 창궐하기 직전인 2019.12까지 정부는 모두 19차례 대책을 발표했다.⁴⁾ <Table 1>은 이들 대책에 포함된 세부대책들의 구성과 중요도를 고려해 각 대책을 공급중심형(Supply-oriented), 혼합형(Mixed), 투기억제형(Anti-speculation) 등 세 가지로 구분해 보여준다. 정부에서 천명하였듯이 정부 대책은 투기억제, 가격안정, 주택공급 확대, 실수요자 보호 등을 정책목표로 한다.

문재인 정부 초기에 주택정책은 대체로 투기억제책으로 모아진다. <Table 1> 첫 세 행에 따르면 집권 초기에 투기억제를 위한 지구 지정, 분양가 상한제, 재건축·재개발 규제, 양도세 및 다주

택자 금융규제 강화 등이 발표된다. 이러한 발표는 “투기와의 전쟁”을 선포한 정부의 정책의지를 반영하고 있다. 동시에 이렇게 반복해서 대책을 발표했던 것은 시장의 불안정한 모습에 대응하는 성격도 지니고 있다. 당시 6.19대책에도 불구하고 강남 중심의 아파트값 상승이 강북으로 옮겨가던 시기였다.

이후 각종 대책이 발표되는데 정부 대책 자료는 현황분석(즉 주택시장 동향 및 평가, 가계부채 분석)→대책(정책 대응방향, 주택시장 안정화 방안, 대응 방향)이라는 표준적 구성 방식을 따른다. 실제로 정부대책이 시장상황에 대한 대응책으로서 마련되었다는 점은 정부발표 문건을 통해 일관되면서도 분명하게 드러난다.

<Table 1>에서 보듯이 전체적으로 공급중심형 대책은 사례가 많지 않다. 그리고 상당수 대책에서 그 구분이 명확하지 않은 것도 사실이다. 이를테면 투기수요 억제에 초점을 맞춘 2017년 8.2 대책도 공급확대 방안이 대책의 중요한 부분으로 포함되어 있고 다른 대책들도 이와 유사하다.

Table 1. Chronicle of the policy measures

Date	Policy measures	Supply-oriented	Mixed	Anti-speculation
2017.6.19	Designation of anti-speculation localities, anti-speculation measures, house-rationing bank accounts			✓
8.2*	Designation of speculative areas, price caps of new housing, regulation of redevelopments, increase in capital gains tax, loan regulation of the owners of multiple houses (comprehensive measures)			✓
9.5	Additional measures supplementing the 8.2 measures (above cell)			✓
10.24	Comprehensive policy guidelines for household debts		✓	
11.29	Support plans for the housing-disadvantaged, supply of public housing	✓	✓	
12.13	Encouragement of rental house enrollment		✓	
2018.6.28	2 nd comprehensive plan for affordable housing		✓	
7.5	Housing support for the newly wed and younger generations		✓	
8.27	Supply of housing in the capital region and the designation of anti-speculation areas		✓	
9.13*	Property taxes of the multiple house owners increased by 0.6%p to 3.2%p		✓	
9.21	Supply of housing in the capital region		✓	
12.19	1 st wave plan for new towns outside Seoul announced (Wangsook, Gyosan, and Gyeyang)	✓		
2019.1.9	Tough tax treatment of enrolled rental house operators			✓
4.23	Comprehensive plan for affordable housing		✓	
5.7	2 nd wave plan for new towns outside Seoul announced (Changneung and Daejang)	✓		
8.12	Price cap reinstated			✓
10.1	LTV regulation applied to housing vendors as well; Price cap refined			✓
11.6	The areas where price caps are applied announced			✓
12.16*	Loans to high-priced houses prohibited; LTV of the medium-sized units lowered to 20% in the Speculative Areas			✓

Note: "Comprehensive" means the measures comprising anti-speculative and supply measures.

* The entries with asterisks were regarded as "major" measures in the market.

III. 분석: 공적분백터

모형설정 방식에 따라 분석결과가 달리 주어질 수 있다. 분석자는 지지입장과 일치하는 모형을 선택함으로써 분석결과를 사전 왜곡할 수 있다. 이러한 작위성에서 오는 왜곡을 최소화하기 위해 다양한 방식으로 통계분석한다. 기존 문헌에서 자주 사용한 변수를 중심으로 변수군을 일차 구성하고, 이들 변수 사이에 장기적으로 안정적인 관계가 존재하는지 우선 확인한다. 이후 분석은 안정적 관계를 보이는 변수들을 중심으로 이루어진다. 분석은 전체적으로 <Table 2> 왼쪽 위에서 출발해 반시계 방향으로 진행하고, 분석모형은 좀 더 정교해진다.

본격적인 분석에서 사용한 변수는 아래와 같다.

- 서울 아파트가격(지수/100, Price), 전세가격(지수/100, Jeonse): KB 집값 동향조사, 월간 자료, data.kbland.kr
- 건축착공 실적(백만m²/3, Construction), 가계대출(조원/1000, Debt), CD금리(% , CD rate), KOSPI(지수/2000), 통화량(조원/2000, M2), 주택보급률(%/100, SH), 산업생산지수(지수/100, IPI): e-나라지표, 가계대출은 분기 자료, 주택보급률은 연간 자료, 나머지는 모두 월간 자료, index.go.kr
- 서울 세대수(세대/420): 행정안전부 주민등록 인구통계 jumin.mois.go.kr

모두 11가지 수준변수를 우선 고려했다. 이들 변수는 측정 단위에서 큰 차이가 나는데 일차 차분한 값들의 최대, 최소와 분산이 서로 비슷하도록 각 변수에 상수(scalar)를 이용해 조정된 후 분석에 사용했다. 이러한 조치를 함으로써 회귀식 오차항이 동분산 가정을 충족시키고, 특정 변수에 큰 비중을 두고 회귀계수를 OLS 추정하는 일이 없도록 했다. 월간 자료가 아닌 변수는 내삽해 이용한다. 내삽한 자료를 이용하는 경우 추정한 회귀계수의 크기에 편향이 발생하지는 않으나, 회귀계수의 표준오차가 어떤

Table 2. Types of models

	Government's policy	
	Exogenous	Endogenous
Single/multiple equation	Cointegrating vectors	NA
Multiple equations	VAR models	VAR models

Table 3. Frequency of regression equations where an independent variable counts as significant

Construction	Debt	CD rate	KOSPI	IPI	Jeonse	SH ratio	M2	Regime dummy	#households
1	19	1	2	0	40	0	28	9	17

영향을 받는지 불확실하다. 이런 변수는 불가피한 경우가 아니면 가급적 그 사용을 자제한다.

아파트값을 종속변수로 하는 회귀식에서 나머지 10개 변수 가운데 어떤 것도 설명변수가 될 수 있다. 이들 10개 변수 가운데 2개를 독립변수로 뽑아 구성할 수 있는 회귀식은 모두 ${}_{10}C_2 = 45$ 가지이다. 이들 45개 회귀식 가운데 공적분백터는 모두 2개 존재한다. 마찬가지로 아파트값을 제외하고 나머지 10개 변수 가운데 독립변수 3개를 뽑아 구성할 수 있는 회귀식은 모두 ${}_{10}C_3 = 120$ 가지이다. 이들 120개 회귀식 가운데 공적분백터는 모두 8개 존재한다. 이들 8개 공적분백터 각각에서 독립변수가 모두 혹은 일부만 통계적으로 유의하다. 이렇게 독립변수의 수를 계속 늘리면서 아파트가격을 종속변수로 둔 공적분백터를 모두 찾아낼 수 있다. 그런데 독립변수가 7개 이상인 경우 새로운 공적분백터가 더 이상 발견되지 않는다. 이렇게 해서 찾아낼 수 있는 공적분백터는 모두 48개이다.

<Table 3>은 이들 48개 공적분 회귀식 중(종속변수는 수준변수로서 서울 아파트값 Price) 어떤 변수가 유의한 독립변수로서 이들 공적분백터에 몇 회나 포함되었는지를 보여준다. 이를테면 전세가격 Jeonse는 48개 공적분백터 가운데 40개의 공적분백터에서 통계적으로 유의한 독립변수로서 포함되었다. 주택보급률 SH ratio는 단 하나의 공적분백터에서도 유의미한 독립변수가 되지 못했다.

<Table 4>는 그렇게 찾아낸 공적분백터 가운데 몇 가지를 보여준다. Model 1~4는 4개의 내생변수와 1개의 외생변수(정권요인 Regime, 이하 간단히 R)로 이루어진 공적분백터 체계를 보여준다. 2017.5 이후 문 정부에 속하는 월의 경우 $R(t)=1$, 그 밖의 월은 $R(t)=0$ 이다. 표에서 Adf p value는 회귀식 오차항이 안정적(stationary)임을 보여준다.

<Table 4>의 공적분백터 체계에서 Price, Construction, Jeonse, M2를 내생변수로 취급하고 정권요인 R을 외생변수로 취급하면 이들 내생변수를 R의 함수로서 $y_t = v + A_{4 \times 4} y_t + b[R(t)] + \text{오차항}$ 이라고 쓸 수 있다. R(t)는 백터가 아니라 스칼라라는 점을 명확히 하기 위해 [R(t)]라고 쓴다. 여기서 v는 절편 백터, A는 회귀계수 행렬, b는 4×1 백터이다.

$y_t = v + A y_t + b[R(t)]$ 는 R(t)를 외생변수로 하는 4원 1차 연립방정식이다. 이 방정식을 R(t)에 대해 풀면 다음과 같다.⁵⁾

$$y(t) = (1-A)^{-1}(v+b[R(t)]) \tag{1}$$

Table 4. Examples of cointegration vectors

	System of cointegration vectors				Model 5	Model 6
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4		
Dep. variable	Price	Construction	Jeonse	M2	Price	Price
Constant	0.708***	-1.178	0.460***	-0.536***	0.715***	0.685
Price(t)		0.524	-0.649***	0.782***		
Construction(t)	0.002		0.016***	-0.010**		
Jeonse(t)	-0.950***	6.695***		1.132***	-0.913***	-0.948***
M2(t)	0.854***	-3.359**	0.844***		0.833***	0.844***
Regime R(t)	0.040***	-0.359**	0.002	0.008	0.042***	0.039***
KOSPI(t)					-0.013	
IPI(t)						0.034
Adf p value	0.028	0.021	0.028	0.016	0.029	0.031
Adj. R sq.	0.922	0.496	0.986	0.990	0.920	0.920

*p-value <0.1, **p-value <0.05, ***p-value <0.01

정권요인 $R(t) = 1$ 일 때 $(I-A)^{-1}b = [0.153, -0.070, -0.223, 0.380]'$ 이다. 안정적 상태에서 성립하는 집값을 중심으로 살펴볼 때, 문재인 정부가 지속하는 한 정권요인 $R(t) = 1$ 이고 안정적 상태의 집값은 $0.153 \times 100 = 15.3$ 포인트 높게 형성된다.⁶⁾ 이 가격상승분은 ν 로 인한 추세 상승분과 별도이다.⁷⁾ 방정식 체계를 이용하지 않고 <Table 4> Model 1 단일회귀식을 이용해도 마찬가지다. Model 1에서 $R(t)$ 의 회귀계수는 양수이고 유의하다.

박근혜 정부 정권요인을 $PGH(t)$ 라는 더미변수로 표현하고 박 정부가 출범한 2013.3 이후 2020.12까지 모든 달에 대해 1을 부여하고 구한 공적분벡터가 아래와 같다(별표의 의미는 <Table 4> 주에 있는 설명과 같다).

$$Price(t) = 0.61 - 0.76 * Jeonse(t) + 0.83 * M2 + 0.03 * R(t) - 0.05 * PGH(t), \text{ Adj. } R^2 = 0.94$$

(0.05)*** (0.04)*** (0.01)***
(0.01)***

위 식에서 문 정권요인 회귀계수는 양수이며 유의하고 따라서 문 정권요인은 집값 상승요인으로 작용한다. 이 결과는 앞서 본 분석결과와 변화가 없다. 반면 박 정권요인 회귀계수는 음수이며 유의하기 때문에 박 정권요인은 이론상 서울 집값을 하락시키는 요인으로 작용한다. 2013.3~2017.4에 한해 $PGH(t) = 1$ 로 놓고 분석해도 같은 결과를 얻는다.⁸⁾

$S(t)$ 를 t 월까지 발표된 <Table 1> 정부대책의 누적횟수라고 하고 구한 공적분벡터를 이용해 분석할 때, 문 정권요인에 대한 평가는 더 부정적이다. 집값을 종속변수로 하고 $S(t)$ 를 독립변수로 포함한 공적분벡터는 단 하나 아래와 같이 존재한다.

$$Price(t) = 0.84 + 0.53 * Debt(t) - 0.71 * Jeonse(t) + 0.006 * S(t)$$

(0.04)*** (0.06)*** (0.001)***
Adj. $R^2 = 0.943$

위 회귀식에 등장하는 변수 4가지 각각을 종속변수로 하고 나머지를 설명변수로 하는 자기완결적 공적분벡터 체계는 존재하지 않는다. 대신 Price, Debt, Jeonse를 내생변수로 하고 $S(t)$ 를 설명변수 가운데 하나로 하는 공적분벡터 체계 $y_t = \nu + A_{3 \times 3} y_t + b[S(t)]$ 는 존재한다. 앞 문단과 같은 수학적 조작을 거친 후 $S(t) = +1$ 로 놓으면 Price(t)는 2.27포인트 증가한다. 즉 $Price(t) = 2.27 * S(t)$ 와 같은 형식으로 주어지고, 이론상 정부대책 누적횟수 증가에 비례해 서울 아파트가격은 계속 증가한다. 그리고 이 증가폭의 1/3 크기로 전세가격도 계속 증가한다.⁹⁾

아래 분석에서도 문 정부 정권요인은 장기적으로 집값을 상승시키는 요인으로 작용한다.

IV. 분석: VAR모형

지금까지 수준변수를 이용해 정권요인 $R(t)$ 가 집값 Price(t)에 미친 영향을 분석했다. 지금부터 수준변수 대신 차분변수(differenced data)를 이용해 VAR모형(vector autoregressive model)을 구축하고 박근혜 정부의 영향을 명시적으로 통제하면서 문 정부의 정권요인이 집값에 미친 영향을 추정한다. 두 정부의 정권요인을 반영하는 방식은 모두 3가지다. 첫째는 박, 문 정권요인을 모두 외생변수로 간주해 더미변수로 반영할 수 있다. 둘째는 두 정부의 정권요인을 주택 및 부동산 관련 정부대책의 대리변수로 보고 정부대책을 시장과 상호작용 구조하에서 결정되는 내생변수로 취급한다. 하나씩 차례대로 알아본다.

1. 외생변수 VAR모형

문헌에서 공적분벡터는 경제변수의 장기적 관계를 나타내는 식으로 이용되기도 한다. 이제 경제변수 간 단기적 변동을 이용해 정권요인이 집값에 미친 영향을 검토한다. 분석모형은 차수 p인 VAR모형 즉 VAR(p)로서 다음과 같다.

$$y_t = \nu + a[PGH(t)] + b[R(t)] + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (2)$$

열벡터 y_t 의 원소는 순서대로 아파트값 Price.d(t), 통화량 M2.d(t), 전세가격 Jeonse.d(t), 주택보급률 SH.d(t)이다. 아래 첨자 t는 월을 나타내고, .d는 1차 차분을 했다는 뜻이다. 차분한 자료는 모두 유의도 5% 미만인 I(0) 과정이다.

PGH(t)는 박근혜 정부를 나타내는 더미변수로서 박 대통령이 취임했던 2013.3 이후 2019.12까지 모든 t에 대해 값 1을 부여한다. 이 설정 방식에 따를 때 <Figure 3>에서 박 정부의 가격상승 추세 곡선 BC를 분석대상 기간의 마지막 월인 2019.12까지 확장하고, DE만 문 정부 정권요인으로 귀인시키게 된다. 이 경우 문 정부의 정권요인 때문에 오른 집값은 최소화된다.

식(3)은 추정한 결과이다. AIC(Akaike's information criterion), SC(Schwarz criterion) 등 적합도 지수를 이용해 p=1을 최적 차수로 선택했다. p값이 지나치게 큰 회귀계수에 대해 통계 검정 후 0으로 놓고 모형을 개선했다. Price.d(t)식에서 R(t)의 회귀계수는 유의하지만 PGH(t)의 회귀계수는 유의하지 않다.

$$\begin{bmatrix} \text{Price.d}_t \\ \text{M2.d}_t \\ \text{Jeonse.d}_t \\ \text{SH.d}_t \end{bmatrix} = \nu + \begin{bmatrix} .001 \\ .001^{**} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} [PGH(t)] + \begin{bmatrix} .002^{***} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} [R(t)] \quad (3)$$

$$+ \begin{bmatrix} .566^{***} & 0 & 0 & -1.08 \\ .129^* & .114 & -.079 & 0 \\ -.064 & -.094^* & .710^{***} & -.350 \\ -.006 & .001 & .002 & .872^{***} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \\ y_{4t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}$$

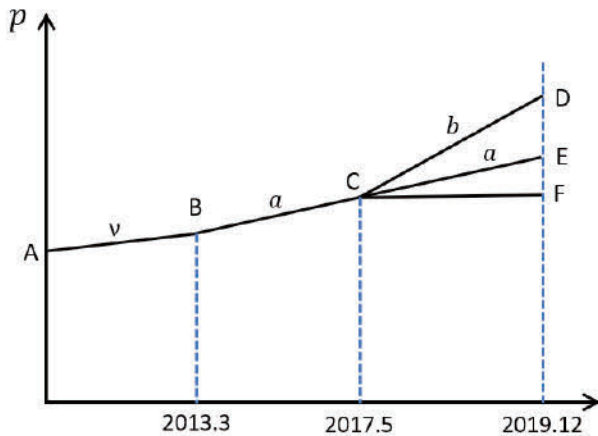


Figure 3. The way the regime factor is modeled

식(3)에서 벡터 b를 0으로 놓고 집값을 2017.5 당시 실측치를 출발점으로 삼아 식(3)을 미래 시점으로 순차 적용하면 2017.5 이후 집값을 추정할 수 있다. 그 결과가 <Figure 4> “Without regime factor” 곡선이다. 예측하면 <Figure 4> “Without regime factor” 곡선을 그릴 수 있다. 여기에 식(3)을 변수 생략 없이 덧그린 것이 같은 그림 “With regime factor” 곡선이다. 두 곡선의 수직거리가 문 정권요인발 집값 상승분이다. 이 상승분이 그림 맨 아래에 있다. 원점 오른쪽으로 32개월 경과 후 문 정권요인발 집값 상승분이 A의 높이로 측정된다. 그 높이는 14.6포인트로서 2017.5~2019.12까지 32개월간 실제 집값은 18.8포인트 상승했으므로 문 정부 첫 32달 동안 오른 집값의 14.6/18.8=78%를 문 정권요인이 설명한다.

<Figure 3>에서 EF를 모두 이전 정권의 요인으로 귀인시켰으므로 78%라는 설명률은 문재인 정권요인 설명률의 하한에 해당한다. PGH변수 없이 새로 추정된 VAR모형을 이용했을 때 문 정권요인의 설명률은 93%로 확대된다. PGH변수를 빼고 VAR모형을 추정한다는 것은 문재인 정부 이전에 존재했던 정부를 분석적으로 모두 차별 없이 취급한다는 말이다. 2017.5 이전 주택가격 상승을 두고 박근혜 정부와 박원순 시정의 책임론이 대립하는데 기간이 상당히 겹친다. 박정권과 박 시정 어느 한 편의 책임으로 돌리기 어렵다면 설명률 93%가 78%보다 더 타당한 통계가 된다.

R(t)를 포함한 시계열을 y_t^w , R(t)를 포함하지 않은 시계열을 y_t^{wo} 라고 하자. t=0에서 시작해 PGH(t)=R(t)=1로 놓고 순차적으로 y_t^w 를 구하면 $y_t^w = (I + A_1 + \dots + A_1^{n-1})(\nu + a + b) + A_1^n y_0$ 을 유도할 수 있다. 그런데 이 모형의 로그 우도는 2709.9, 계수벡터 a가 없는 제약모형의 로그 우도는 2706.1이고 검정통계량 χ^2 는 $2 \cdot (2709.9 - 2706.1) = 7.6$ 이다. 자유도가 4일 때 유의도 10%일 때 임계치는 7.78이다.

따라서 박근혜 정부의 정권벡터 a를 삭제하고 y_t^w 를

$$y_t^w = (I + A_1 + \dots + A_1^{n-1})(\nu + b) + A_1^n y_0$$

라고 고쳐 쓸 수 있다.

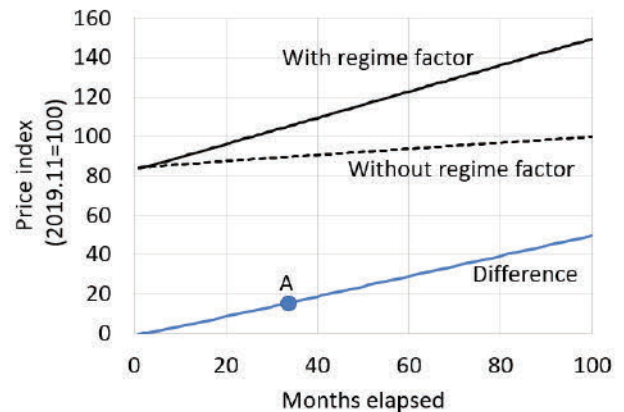


Figure 4. Impact of regime factor R(t) on housing price

이제 문 정부 정권요인 $R(t)$ 가 t 기 집값 상승에 기여한 부분을 방금 유도한 식을 이용해 $y_t^W - y_t^{WO}$ 라고 쓸 수 있고 이 값을 측정하면 다음과 같이 된다.¹⁰⁾

$$\lim_{t \rightarrow \infty} y_t^W - y_t^{WO} = (I - A_1)^{-1}b = [.00198, 0, 0, 0]'$$

문 정권요인이 기여한 집값을 수준변수로 p^{Moon} 이라고 하면, 위 식으로부터 $p^{Moon} = kt, k > 0$ 라는 식을 유도할 수 있다. p^{Moon} 이 경과월 t 의 증가함수라는 것은 이론상 문 정부의 집값은 추세치 v 와 별개로 문 정부의 존속기간에 비례해 증가한다는 말이다. 식(3)에서 Price.d(t) 회귀식을 보아도 마찬가지다. $R(t)$ 의 회귀계수는 양수이고 유의하다. 공적분벡터 논의에서 $S(t)$ 의 영향을 분석하면서 유사한 현상을 관찰한 바 있다.¹¹⁾

여기서 주의할 점이 있다. 위 문단에서 “이론상 문 정부의 집값은 ... 문 정부의 존속기간에 비례해 증가”한다고 했는데 똑같은 말을 박근혜 정부에 대해서는 할 수 없다. 이 문단 위쪽으로 4번째 문단에서 x^2 검정을 통해 PGH변수의 회귀계수 벡터 a 를 0으로 놓아도 좋다는 점을 확인한 바 있다. 식(3) Price.d 회귀식에서 PGH의 회귀계수가 유의하지 않다는 점을 이미 확인했는데, 이 x^2 검정은 그 연장선상에 있는 가설검정이다. a 가 유의하지 않기 때문에 a 를 포함한 시계열 모형을 구성할 수 없고 따라서 식(3)을 이용해 박 정부 정권요인 PGH(t)이 집값에 미친 장기적 영향에 대해 통계적으로 유의한 평가를 할 수 없다.

2. 내생변수 VAR모형

1) 분석모형의 설정

지금까지 외생변수로 취급했던 박 정부와 문 정부의 정권요인을 내생변수로 취급함으로써 어떤 변수의 영향으로 어떻게 문 정부에서 집값이 어떤 기제에 의해 지속적으로 상승했는지 알아본다.

문재인 정부 출범 후 2019.12까지 19차례 대책이 발표되었고 집값도 함께 올랐다는 것은 역사상 거품형성 과정에서 보았던 정부요인을 연상시킨다. Quinn and Turner(2020)는 거품의 형성과 붕괴 과정에서 공통으로 관찰되는 3대 요소를 열거하는데, 그 가운데 하나로서 자산가격의 상승을 부추기고 유지하는 요인을 기름(fuel)에 비유한다. 이들 두 사람은 세 가지 요소 가운데 하나라도 빠지면 거품은 형성되지 않는다고 말한다.

이런 점에 착안해서 다음과 같이 가설을 설정하고 검증한다.

[가설] 2017.5~2019.12 기간 서울 아파트가격과 정부대책 간 양방향 상호작용 가운데 적어도 하나는 존재하지 않는다.

양방향 상호관계 가운데 어느 하나라도 존재하지 않을 때 투

기-대책 간 (직접적) 상호작용은 존재하지 않고, 정부가 집값 상승을 추동했다는 공급론자의 주장은 그 타당성이 의문시된다. 반대로 만약 양방향 통계적으로 유의한 (+)의 관계가 존재한다면 정부의 반복적 대책이 집값 상승과정에서 주기적으로 기름을 공급한 역할을 했다는 공급론자의 주장과 일치하는 결과를 얻게 된다. 여기서 정부대책은 회귀식 체계에서 내생변수이지만, 이 변수의 값은 언제든지 정부의 의지에 따라 0으로 놓을 수 있는 통계 가능 정책변수이기도 하다. 이제 이 상호조건인 기제의 존재 여부를 검증하고 그 크기를 측정한다.

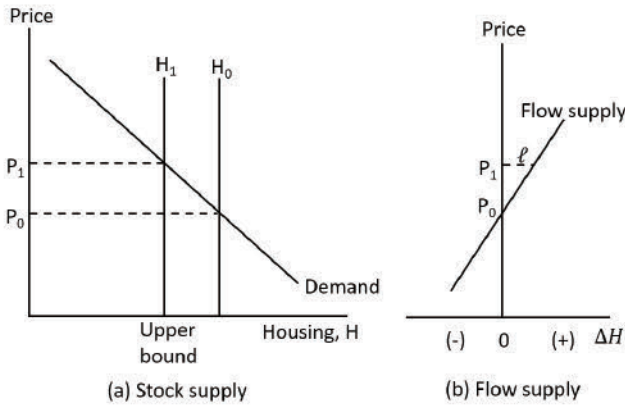
〈Table 1〉에서 본 19차례 대책은 각 대책에 포함된 세부대책의 성격과 비중에 따라 공급확대적이거나 수요억제적이다. 지금부터는 대책의 구체적 분류와 관계없이 어떤 달 t 에 정부 대책이 발표되었다면 이를 더미 변수 $D_t=1$ 로 놓고 발표되지 않았다면 $D_t=0$ 이라고 놓는다.

〈Table 1〉에서처럼 대책을 유형화하지 않는 데는 이유가 여러 가지 있다. 첫째, 〈Table 1〉의 작위적 분류와 관계없이 이들 대책 모두 집값 하락을 목표로 추진했다는 공통점이 있다. 정부의 이러한 정책의도가 실제로 작동했는지 검증하는 것이 이 논문의 가장 큰 목적이다. 이때 대책의 강도와 성격에 따라 구분한 후 좀 더 정밀하게 효과를 검토할 수도 있는데 이런 연구는 후속 연구의 주제로 적당하다.

둘째, 개별 대책에는 투기억제적 세부대책과 공급확대적 세부대책이 섞여 있다. 예컨대 강력한 투기억제 대책으로 꼽히는 2017년 8.2대책에서 정부는 모두 5가지 안정화방안을 제시하는데, 안정화방안 중 하나는 “서민을 위한 주택공급 확대”라는 세부대책이었다.

셋째, 투기억제적 세부대책이라 할지라도 그 영향이 수요억제(가격 하락 유발)뿐 아니라 공급억제 효과(가격 상승 유발)를 동시에 내재한 경우가 많고, 따라서 그 최종 효과는 사후 측정을 통해 판가름해야 하는 경험적 질문의 성격을 가진다. 이때 어떤 대책들을 세부적으로 가격하락 유발 혹은 가격상승 유발로 구분하면 오히려 대책의 성격을 사전 왜곡할 위험이 있다.

이를테면 투기를 억제하기 위해 세부대책으로서 거래세를 증가한다고 하자. 그러나 이 투기대책이 공급억제적 요소도 내포하고 있어 집값에 미치는 최종영향은 사전 불확실하다. 거래세가 오르면서 투기적 주택수요가 줄고 〈Figure 5〉에서 수요곡선이 왼쪽으로 이동하여 균형가격은 내려가게 된다. 그러나 거래세가 증가하면 주택공급자의 공급비용이 상승하고 〈Figure 5(b)〉에서 신규주택의 공급곡선(flow supply)은 위쪽으로 이동하고 종전에 매년 공급되던 l 보다 적게 공급된다. 주택공급량이 제한을 받는 시장에서 거래세 증가는 주택재고가 종전의 주택재고 수준으로 회복되기까지 시간이 주택스톡의 조정속도를 늦추게 된다 (Brueckner, 2011). 이때 집값은 단기적으로 상승하고 장기간 종전보다 높은 가격을 유지할 수도 있다.



Note: Brueckner (2011)

Figure 5. Conflicting nature of anti-speculation measures

기존주택이 거래되는 시장 즉 ‘유통시장’의 경우도 거래세가 증가하면 수요가격과 공급가격 간 간격(wedge)이 증가해서 수요가격이 오르고 공급가격이 하락하는 효과가 있다. 수요가격의 상승은 투기를 억제함으로써 가격을 진정하는 효과가 있다. 그러나 공급가격의 하락으로 주택사업의 수익률이 악화되어 주택공급이 줄면 집값은 장기적으로 상승하는 부작용이 발생한다. 이런 상충적 성격은 투기억제권역의 지정, 초과이익 환수제와 같은 주요 세부대책에서도 발견된다.¹²⁾

투기원인론자와 공급론자는 이 상반된 효과 가운데 중시하는 효과에서 차이가 있다. 각종 토론과 논설에서 양측의 의견이 강하게 충돌하지만, 최종 효과는 결국 측정을 통해 답해야 할 경험적 질문이다.

다음에서 이용할 VAR모형에 아파트값 Price.d(t)와 정부대책 D(t)만 포함하고 다른 변수는 제외한다. 첫째, 문재인 정부 출범 후 서울 아파트값이 오른 요인으로서 정책요인이 크면 클수록 정부대책 변수 D 하나만으로도 아파트값 Price.d를 설명하는 데 큰 문제가 없을 것이다. 이 가능성을 최대한 간결한 모형으로 검증해 본다. 둘째, <Table 5>에서 보듯이 Price.d의 그레인저 원인 변수로서 5%에서 유의한 변수는 통화량 M2.d와 정부대책 D뿐이다. 전세가격의 경우 어떤 변수도 그레인저 원인변수가 되지 못한다. p=2 이상인 VAR(p)모형에서 어떤 변수도 M2.d의 그레인저 원인변수가 되지 못한다. 주택보급률은 다른 변수와 달리 연간자료로서 통계추정상 문제가 발생할 수도 있다. 셋째, 이를테면 VAR(p)모형에서 Price.d, D를 종속변수로 두었을 때 전세가격 변수는 각 회귀식의 결정계수에 거의 영향을 미치지 못한다. M2.d를 포함한 모형은 이미 VAR모형으로 다룬 바 있다. 넷째, 뒤에서 정부대책의 시기별 차별적 영향을 추정하게 되는데, 내생 변수가 많으면 회귀계수의 과다추정 문제가 심각해질 수 있다. 미리 그 가능성을 통제하는 것이 대단히 중요하다. 이 점은 뒤에서 다뤄질 것이다. 따라서 가장 간결한 2변수 모형 즉 D와 Price.d만을 이용해 VAR(p)를 구성하고 추가 검토한다.

Table 5. Granger-causality test

(a) Adequacy criteria

lag p	1	2	3
AIC	-40.59	-40.67	-40.57
HQ	-40.33	-40.19	-39.85
SC	-39.94	-39.47	-38.79

(b) p values of Granger-causality test

lag p	1	2	3
Price.d→D	0.593	0.034	0.002
D→Price.d	0.041	0.015	0.038
(Price.d, Jeonse.d)→D	0.055	0.031	0.006
M2.d→Price.d	0.379	0.007	0.007
Price.d→M2.d	0.029	0.169	0.350
Jeonse.d→Price.d	0.616	0.943	0.944
SH.d→Price.d	0.076	0.113	0.096
X→Jeonse.d	Overly insignificant		

Note 1: X indicates each of the variables analyzed here other than Jeonse.d.
 Note 2: AIC, Akaike's information criterion; SC, Schwarz criterion; HQ, Hannan-Quinn criterion

2) 시기별 차별적 영향을 측정하는 방법

정부대책이 어느 기에 발표되었는지에 따라 집값에 미치는 영향이 다를 수 있다. 이를테면 정권 초에는 효과가 있었지만 유사한 정부대책이라도 나중에 발표된 대책은 그 효과가 작고 상징적인 것에 그칠 수도 있다.

좀 더 구체적으로 D(1)=1은 다음 기 집값을 a포인트만큼 변화시키지만, D(2)는 다음 기 집값을 a+b₁포인트 변화시키고, D(3)는 a+b₁+b₂ 상승시킨다고 하자. 여기서 b₁은 D(1)의 효과에 추가되는 D(2)의 효과를, b₂는 D(2)의 효과에 추가되는 D(3)의 효과를 보여준다. 이러한 이유에서 b₁은 t=2에서 측정한 D(t)의 한계효과(marginal effect)가 되고, b₂는 t=3에서 측정한 D(t)의 한계효과가 된다. 이를 달리 표현하면 b₁+b₂는 시기에 관계없이 공통적으로 작용하는 ‘기본효과’ a에 추가되는 D(3)의 효과를 보여주고, D(3)=1의 ‘총효과’는 a+b₁+b₂가 된다. 마찬가지로 D(2)의 ‘총효과’는 a+b₁로서, 시기 1이었다면 기본효과 a에 그쳤을 것이지만 시기 2만의 고유효과 b₁이 추가된 a+b₁가 시기 2의 총효과가 된다. 만약 b₁=b₂=0이라면 D(t)의 효과는 시기별 차별성이 없이 기본효과와 크기만큼 일정하게 발휘되었다는 것을 말한다. b₁, b₂의 부호, 크기, 통계적 유의도에 따라 D(t)의 효과는 체증, 체감, 단순비례, 일정, 부정형, 판정불가 등 다양한 패턴으로 나타날 것이다.

이 한계효과를 추정하기 위해 다음과 같이 지시함수(indicator function)를 정의한다.

$$I_\tau(t) = \begin{cases} 1, & \tau < t \\ 0, & \tau \geq t \end{cases}$$

즉 τ 전과 후로 분석대상 기간을 구분한 후, 어떤 월 t 가 τ 보다 큰 경우에만 지시함수의 값이 1이 된다.

이 기호를 이용하면 $D(1)=1$ 의 '총효과'는

$$a + b_1 I_1(1) + b_2 I_2(1) = a + b_1 * (0) + b_2 * (0) = a$$

가 된다.¹³⁾ 여기서 τ 는 1과 2로서 분석대상 기간을 셋으로 구분하는 기준월이 된다. 마찬가지로 $D(2)$, $D(3)$ 의 총효과를 $\tau=1,2$ 에 준해 표현하면 다음과 같다.

$$D(2): a + b_1 I_1(2) + b_2 I_2(2) = a + b_1 * (1) + b_2 * (0) = a + b_1 \quad (4)$$

$$D(3): a + b_1 I_1(3) + b_2 I_2(3) = a + b_1 + b_2$$

이 식에서 b_1 은 $t=2$ 에 발표된 대책이 $t=1$ 에 발표된 대책에 부가적으로 작용하는 영향이다. 이 효과는 '추가적'으로 작용하는 것이기 때문에 총효과가 아니고 한계효과가 된다.

a, b_1, b_2 의 부호, 크기, 유의도에 따라 $D(t)$ 의 효과가 다양하게 나타나고 그 누적치인 $S(t)$ 의 효과도 다양하게 나타난다. 한계효과 개념을 이용하면 정부대책이 집값에 미친 비선형적 영향을 통계적으로 확인할 수 있다. 마찬가지로 집값이 정부대책 횟수에 미치는 영향이 시기별로 다를 수 있다. 실제 분석에서는 양방향 영향을 시기별로 차등화해 측정한다.

이제 2017.5에서 2019.12까지 32개월을 세 시기로 나누고 각각 초기, 중기, 후기로 부르고 그 경계월을 시간순서대로 τ_1, τ_2 라고 하자. 식(4)가 담고 있는 시기별 영향을 측정할 수 있도록 다음과 같이 모형을 설정한다.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} Price.d(t) \\ D(t) \end{bmatrix} &\equiv \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \nu + \tilde{A}_1 y_{t-1} + \dots + \tilde{A}_p y_{t-p} + u_t \quad (5) \\ &\equiv \nu + \sum_{i=1}^p A_{pi} y_{t-p} + \sum_{i=1}^p B_{pi} + u_t \end{aligned}$$

여기서 u_t 는 오차항이고 \tilde{A}_p 의 각 원소는 한계효과를 포함하는데, 이 행렬을 전개하고 재정렬하면 마지막 줄에 있는 수식을 유도할 수 있다(부록 1 참고).

3) 정부대책의 모형화 방식

정부대책 누적횟수 $S(t)$ 를 일차 차분한 변수 $D(t)$ 를 내생변수로 취급하고, 아파트가격과 정부대책 간 상호작용을 구현한 모형은 아래와 같다.

$$y_t = \nu + \sum_{i=1}^p A_{pi} y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

u_t 는 오차항이다. 이 모형은 아직 정부대책의 차별적 영향을 측정하는 항을 포함하고 있지 않다. $D(t)$ 는 $S(t)$ 와 달리 $I(0)$ 과정이다. $y_t = [D(t), Price.d(t), M2.d(t), Jeonse.d(t), SH.d(t)]'$, ν 는 5×1 절편 벡터이다.

박근혜 정부의 정부대책을 어떻게 반영할지 우선 문 정부의 정부대책만을 이용해 식(6)을 추정하고 정부대책과 집값 간 Granger 인과관계가 존재하는지 확인한다. $D, Price.d, M2.d, Jeonse.d, SH.d$ 등 5개 변수로 이뤄진 VAR(p)모형 $p=1\sim3$ 에 대해 검정한 결과가 <Table 5>에 있다. 모형의 적합도 지수 (adequacy criteria)를 기준으로 했을 때 차수 p 는 1 혹은 2가 적절하다.

그런데 <Table 5>에서 다른 설명변수들이 주택보급률 $SH.d$ 와 전세가격 $Jeonse.d$ 변수를 잘 설명하지 못한다. 이 두 변수를 제외하고 $Price.d, M2.d, D$ 등 세 가지 변수만으로 VAR모형을 다시 구성하고 이들 변수 간 그래인저 인과관계를 추가 검정했다. 결과는 마찬가지다. 전체적으로 변수의 구성방식과 관계없이 아파트가격과 정부대책 간 상호작용 관계가 일관되면서도 분명하게 존재한다. 그리고 직전 월 $t-1$ 만을 사용할 때보다 $t-2, t-3, t-4$ 등 과거로 확장해 보았을 때 집값이 대책 변수 $D(t)$ 에 미치는 영향이 더 뚜렷하게 나타나는 경향이 있다.

그런데 충격반응 그림에 따르면 $D \rightarrow Price.d, Price.d \rightarrow D$ 등 영향의 95% 신뢰구간의 하한이 0을 포함하지 않고 상대방 변수에 대해 증가함수이다. 즉 집값과 대책 사이에 통계적으로 유의한 Granger 인과관계가 존재하고, 이 Granger 인과관계는 통계적으로 유의한 양방향 견인관계가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.¹⁴⁾

<Figure 6>는 <Table 5> 작성에 이용했던 동일한 모형을 이용해 정부대책과 집값 간 관계를 살펴본 것이다. 정부가 처음 대책을 발표하면(즉 $S(t)=D(t)=1$), 집값이 오르고 오른 집값은 다시 추가 정부대책을 유발하는 과정을 월간 단위로 추적해 보여준다. 그림에서 사각형 점은 최초 대책 발표하고 12달이 지난 후 상태를 보여준다. 정부대책이 1회 발표되면 집값을 모두 1.3포인트 상승

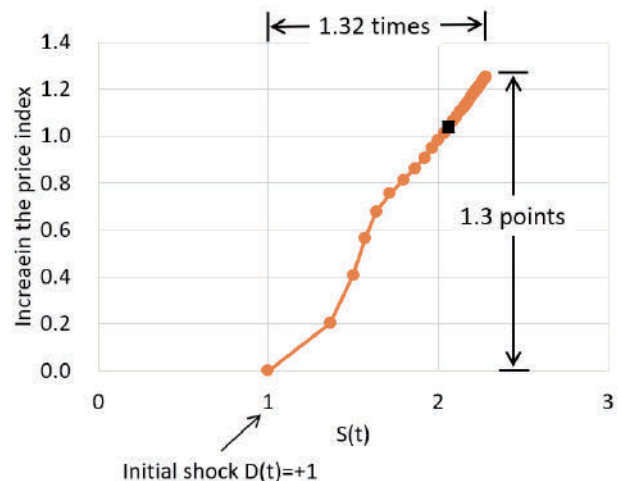


Figure 6. Two-way interactions over time

시키고 정부대책을 추가로 1.32회 유발한다.

이 그림에서 18번째 점과 24번째 점의 y축 좌표는 전체 가격상승분의 90% 내외가 된다. 즉 정부대책은 그 효과의 대부분이 2년 안에 시장 집값에 반영된다는 의미이다. 이 점을 박근혜 정부의 대책에 적용하면 문 정부 출범 전 20개월간 발표된 대책만 분석에 고려해도 문제가 없다는 의미이다.

박근혜 정부의 대책은 2016년 들어 종전 경기부양 중심의 부동산정책에서 집값 안정을 위한 정책으로 그 기조가 전환된다. 2016년 8.28 대출 규제, 11.3 전매제한과 재건축 규제가 그러한 정책이다. 따라서 2016년 이전 정책의 효과는 2017.5 문재인 출범 시기에 그 효과가 대부분 집값에 반영되었다고 유추해 볼 수 있다. 이 논문에서는 2016년 하반기에 발표된 두 차례 가격안정화 대책만을 '내생적 대책변수'로 고려하고 문재인 정부의 기존 대책변수 $D(t)=0,1$ 에 통합해 고려한다.

박 정부의 대책을 내생변수로 취급하는 방식에는 크게 두 가지가 있다. 첫 번째 방식은 박 정부의 대책과 문 정부의 대책을 구분하지 않고 동일한 더미변수 $D(t)$ 로 취급하는 방식이다. 그런데 (1,1), (1,-1), (-1,1), (-1,-1), (0,0) 등 모두 5가지 방식으로 박 정부의 2016년 두 차례 대책에 값을 부여할 수 있다. (1,1)과 (-1,-1)이라고 값을 부여한 자료를 이용해 모형을 구축하고 모형의 적합도가 개선되었다면, 박 정부의 대책이 집값 안정화에 성공했거나 실패한 경우가 된다. 어느 경우에 속하는지는 더미변수에 값을 부여한 방식과 추정된 회귀계수의 부호에 따라 결정된다. (1,-1), (-1,1)은 두 차례 대책의 효과가 상반되게 나온 경우이다. 여기서도 어느 대책이 성공했고 어느 대책이 실패했는지는 더미변수에 값을 부여한 방식과 추정된 회귀계수의 부호에 따라 판가름날 것이다. (0,0)이라고 값을 부여할 때 모형의 적합도 지수가 가장 높다면 박 정부의 대책을 별도로 고려하지 않고 문 정부의 대책만을 이용해 문 정부의 집값을 설명해도 큰 문제가 없다는 것을 말한다. 검토결과가 <Table 6>에 있다. 이 표에 따를 때 (0,0)이라고 값을 부여할 때 3개 적합도 지수 모두에서 모형의 성과가 가장 좋다.

Table 6. Assignment rules and statistics for the policy measures of the Park's government

Values assigned	Log likelihood	Σ	AIC
(1,1)	2692.6	7.03e-25	-40.50
(1,-1)	2688.6	7.48e-25	-40.44
(-1,1)	2687.1	7.66e-25	-40.41
(-1,-1)	2685.7	7.82e-25	-40.39
(0,0)	2704.0*	5.90e-25*	-40.68*

Note: |Σ| is the determinant of the covariance matrix of error terms, which is similar to (1-R²) statistics of single-equation regression models. Refer to Greene (2012: 179-180). Entries with asterisks indicates the optimal assignment rule for a given criterion.

두 번째 방식은 박 정부의 대책을 $D_1(t)$, 문 정부의 대책을 $D_2(t)$ 로써 구분해 표기하고 $D_1(t)$ 에 값을 부여하는 방식이다. 박 정부에서 발표한 두 차례 대책을 같은 부호를 가진 더미변수로 반영해 모형의 적합도를 평가할 수도 있고, 서로 다른 부호를 가진 더미변수로 반영해 평가할 수도 있다. 어떤 방식으로 해도 (0,0)인 경우에 비해 적합도 지수가 낮다.

4) 정부대책이 집값 상승에 미친 영향 측정

이제 식(5)를 추정할 준비가 되었다. 문 정부에서 처음 정부대책을 발표했던 2017.6 이후 기간을 3개의 등구간으로 나누고 세 구간의 경계월을 $\tau_1=2018.3$, $\tau_2=2019.1$ 이라고 하자. 이때 문 정부 32개월은 초기 2017.5~2018.3, 중기 2018.4~2019.1, 후기 2019.2~2019.12로 구분된다.

식(5)를 추정가능한 형식으로 바꾼 것이 아래 수식이다.

$$\begin{aligned} \left[\begin{matrix} Price.d(t) \\ D(t) \end{matrix} \right] &\equiv \nu + A_1y_{t-1} + A_2y_{t-2} + A_3y_{t-3} \quad (7) \\ &+ \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_3 \end{bmatrix} [I_{\tau_1}(t-1)y_{2,t-1}] + \begin{bmatrix} \beta_2 \\ \beta_4 \end{bmatrix} [I_{\tau_2}(t-1)y_{2,t-1}] \\ &+ \begin{bmatrix} \beta_5 \\ \beta_7 \end{bmatrix} [I_{\tau_1}(t-2)y_{2,t-2}] + \begin{bmatrix} \beta_6 \\ \beta_8 \end{bmatrix} [I_{\tau_2}(t-2)y_{2,t-2}] \\ &+ \begin{bmatrix} \beta_9 \\ \beta_{11} \end{bmatrix} [I_{\tau_1}(t-3)y_{2,t-3}] + \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{12} \end{bmatrix} [I_{\tau_2}(t-3)y_{2,t-3}] \end{aligned}$$

이 식에서 A_1, A_2, A_3 은 통상의 VAR모형에서 보는 2×2 계수행렬이고, 뒤에 이어지는 6개 항은 한계효과를 측정하는 항들이다. 위 식은 이해를 돕기 위해 몇 개 항을 생략하고 기술한 것으로서, 아래에서는 정부대책이 집값에 미친 시기별 차등효과뿐 아니라 집값이 정부대책 채택횟수에 미치는 시기별 차등효과까지 함께 추정한다(부록 1 참고).¹⁵⁾

최적모형으로 VAR(3)을 선택한다. 로그 우도를 이용해 Granger 인과검정을 하면 Price.d, D 모두 상대방에 대해 Granger 인과변수가 된다(p값<0.01).

본격적 분석에 앞서 식(5)를 이용해 한계효과 항들이 자료의 설명에 도움이 되는지 검정한다. 식(5) 마지막 줄 우변 첫 2항만 포함한 모형(restricted model)과 모두 포함한 모형(unrestricted model)의 로그 우도를 계산한 결과가 <Table 7>에 있다. 한계효

Table 7. Explanatory power of the marginal effect terms

	Unrestricted model (a)	602.6
Log likelihood	Restricted model (b)	555.5
χ^2 measured, 2*(a-b)		94.2
p value (df=24)		0.00

과들의 설명력이 매우 높다.

두 단계를 거쳐 문 정부의 대책 $D(t)$ 가 집값에 미친 영향을 추정한다. 1단계에서는 2017.5 수준변수를 출발점으로 해서 32개월간 집값의 예상치를 식(5)를 이용해 추정하고 기록한다. 2단계에서는 1단계에서 추정한 식(5)에 포함된 $Price.d(t)$ 회귀식에서 $D(t)$ 및 B_1, B_2, B_3 등 정부대책과 관련된 항 모두를 삭제한 모형을 이용해 32개월간 집값이 어떻게 변하는지 추정한다. 이 두 시계열의 예측치 간 차이가 대책변수의 영향이다. 이 값을 실제 집값에서 빼주면 정부대책이 없을 때 성립했을 서울 집값의 추세를 구할 수 있다.

그런데 식(5)를 이용해 32개월간 채택된 정부대책 누적횟수 $S(t)$ 를 추정하면 모두 7.72회로서 실제 횟수 19회보다 과소추정된다. 따라서 추정한 집값 상승분에 $19/7.72$ 를 곱해 주면, 2017.5~2019.12 기간 정부대책 19회에 대응해 상승한 집값을 보정해 추정할 수 있다(모형은 선형모형). 충격-반응분석의 결과를 활용해 어떤 변수의 영향력을 추정할 때 이용하는 논리와 기본적으로 같다.¹⁶⁾ 이러한 조정과정을 거친 후 그린 것이 <Figure 7> “Endogenous VAR” 곡선이다. 박, 문 정부를 외생변수로 취급했던 <Figure 4> “Difference” 곡선의 높이를 실제 집값에서 빼준 후 그 결과를 그린 것이 <Figure 7> “Exogenous VAR” 곡선이다.

전체적으로 정권요인을 외생변수로 취급하든 아니면 내생변수로 취급하든 추정방식과 무관하게 2017.5~2019.12 기간 오른 집값의 상당 부분을 정권요인이 설명한다. 여기에 물가상승, 과거의 상승추세 등 자연 증가분까지 고려하면, 이 설명비율은 더 올라가고 집값 상승 대부분을 정권요인이 설명한다. 앞서 분명히 한 것처럼 정부대책 변수 $D(t)$ 는 내생변수이지만 정부의 의지에 따라 그 값을 모두 0으로 놓을 수 있는 변수이다. 문 정부는 <Figure 7>에서 회색 선 대신 주황색 선을 선택했다.

<Figure 7> “Endogenous VAR” 곡선에 따르면 문 정부에서

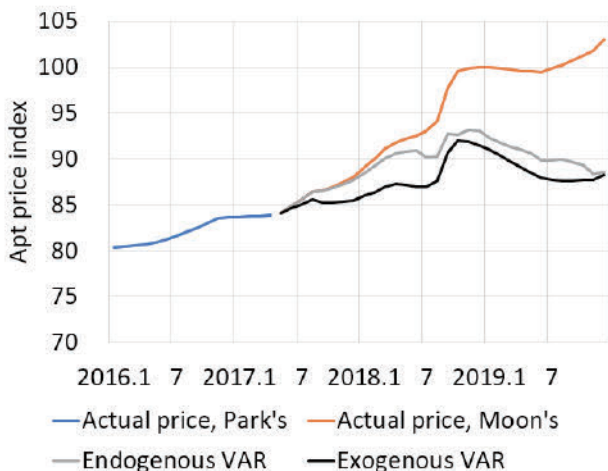


Figure 7. Effects of Moon’s government on housing prices in Seoul

정부대책이 없었다면 2019.12 집값은 실제 가격보다 14.4포인트 낮은 수준에서 형성된다. 2017.5~2019.12 기간 집값이 18.8포인트 상승했으므로 정부대책 요인으로 인해 오른 집값은 18.8포인트의 $14.4/18.8=77\%$ 가 된다. 그런데 정부대책은 <Figure 6>에서 보았듯이 시차를 두고 집값에 영향을 미친다. 2019.12까지 발표한 정부대책이 집값 상승에 미친 효과 가운데 일부는 2020.1 이후에 실현되었기 때문에 실제 효과는 이 77%보다 크다.

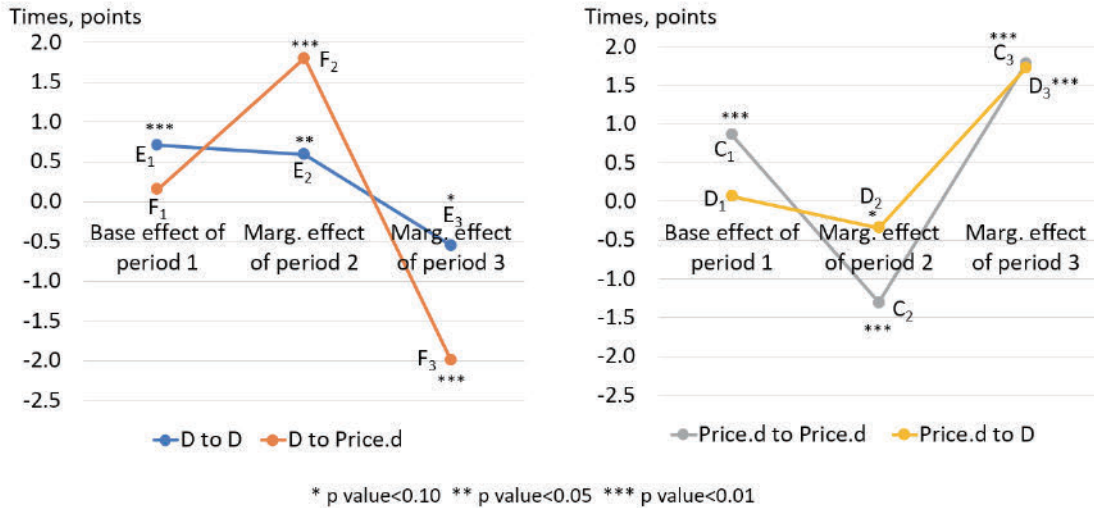
이제 <Figure 7>을 이용해 정부대책 $S(t)$, $D(t)$ 의 장기효과에 대해 알아본다. 정부대책 누적횟수 $S(t)$ 와 집값 상승효과는 경과월 t 에 대해 $y=a+b*t+c*t^2$, $b,c>0$ 로서 체증한다. 따라서 이 추세를 미래로 연장하면 문재인 정부에서 정부대책을 지속적으로 발표하면 서울 아파트값은 이론상 기하급수적으로 계속 증가하고 무한대가 된다. 앞 절 여러 곳에서 이미 보았던 장면이다. 이 결과는 박근혜 정부의 정부대책을 통제하고 얻은 것이다.

5) 시기별 차등효과 분석

정부대책이 발표되면 집값이 상승한다. 그러나 그 크기는 대책이 문 정부 초기, 중기, 후기 등 어느 시기에 발표되었는지에 따라 다를 수 있다. <Figure 8(a)>는 정부대책이 초기, 중기, 후기에 각각 발표되었을 때 추가 정부대책과 집값 상승이 얼마나 유발되었는지 보여준다. 초기에 속하는 어떤 연속적 석 달 $t-3$, $t-2$, $t-1$ 에 매월 1회씩 정부대책이 발표되었을 때, 이 석 달간 발표한 대책이 네 번째 달인 t 월 집값에 미친 영향은 <Figure 8(a)>에서 F_1 의 높이이고, 그 크기는 식(7)에서 행렬 A_1, A_2, A_3 의 제(1,2)번째 원소 세 개를 더한 값과 같다.¹⁷⁾ 그런데 이 3개의 회귀계수를 더해 새로 구성한 확률변수는 그 90% 신뢰구간에 0이 포함된다. 90% 신뢰구간이 0을 포함하므로 이 확률변수는 유의도 10%에서 유의하지 않다. 90% 신뢰구간이 0을 포함하므로 95% 신뢰구간도 0을 포함한다. 결과적으로 점 F_1 의 높이는 통계적으로 0으로 간주해도 좋다.

한편 식(7)에서 $\beta_3 + \beta_7 + \beta_{11}$ 는 정부대책이 중기에 3달 동안 연속해서 월 1회씩 발표되었을 때 초기 기본효과에 ‘부가해서’ 제4월 정부대책 증감에 미친 영향을 보여준다. 이 효과는 부가적이기 때문에 중기 정부대책의 제4월 정부대책에 대한 한계효과가 된다. 그 크기는 <Figure 8(a)> E_2 의 높이이고 이 높이의 95% 신뢰구간에 0이 포함되지 않는다.¹⁸⁾ 즉 중기에 발표된 대책의 ‘총효과’=초기의 기본효과 E_1 +중기의 한계효과 $E_2=0.71+0.59=1.31$ 로 주어지고 한계효과 E_2 의 높이는 유의도 5% 수준에서 유의하다. 총효과 1.31포인트를 <Table 8>에서 확인할 수 있다.

<Figure 8>의 나머지 그림도 마찬가지로 방식으로 구성되었으며 해석도 마찬가지다. 왼쪽 그림에서 각 시기의 한계효과를 초기 기본효과에 더해 각 시기 총효과를 구하면 총효과 곡선은 $D \rightarrow D$, $D \rightarrow Price.d$ 모두 Λ 자 모양을 한다. <Table 8>에서 보듯이 정부대책의 각 시기 총효과는 초기와 후기에는 약했고 중기



(a) Effects of D(t)=1 for the three consecutive months on D and Price.d

(b) Effects of Price.d(t)=1 for the three consecutive months on Price.d and D

Figure 8. Patterns of base and marginal effects of D and Price.d over time

Table 8. Total effects by period

	D to D	D to Price.d	Price.d to Price.d	Price.d to D
Period 1	0.71 (E ₁)	0.15 (F ₁)	0.86 (C ₁)	0.07 (D ₁)
Period 2	1.31 (E ₁ +E ₂)	1.95 (F ₁ +F ₂)	-0.44 (C ₁ +C ₂)	-0.27 (D ₁ +D ₂)
Period 3	0.76 (E ₁ +E ₂ +E ₃)	-0.04* (F ₁ +F ₂ +F ₃)	1.34 (C ₁ +C ₂ +C ₃)	1.45 (D ₁ +D ₂ +D ₃)
Temporal pattern	Λ-shaped		V-shaped	

에 강하게 나타난다. <Figure 8(b)>에 대해서도 비슷한 계산을 할 수 있다. 집값이 자신과 정부대책에 미친 각 시기별 총효과를 계산하면 한계효과 그림과 유사하게 V자 모양을 한다. 요약하면 정부대책→집값 총효과는 역V자, 집값→정부대책 총효과는 V자로서 패턴이 정반대다.

<Table 8>에 따르면 초기에 집값과 정부대책은 정부대책-집값 상승기제에서 대등한 비중으로 상호작용했으나, 후기로 가면서 상호견인기제에서 정부대책이 담당했던 역할이 축소되고 집값 상승 자체가 주도적 역할을 담당하게 되었다. 왜냐하면 표에서 초기 Period 1에 E₁≈C₁, F₁≈D₁이고, 후기 Period 3에 C₁+C₂+C₃≫E₁+E₂+E₃, D₁+D₂+D₃≫F₁+F₂+F₃이기 때문이다. 후기가 되면서 집값-정부대책 상호 견인기제가 집값 자체에 의해 추동되는 방식으로 전환되었다. 이에 따라 이 기제는 팬데믹 기간에 거시경제의 확장적 안정화정책과 상승작용하면서 집값이 더욱 급격하게 상승하는 데 기여한 것으로 추정된다.

문 정부가 초기, 중기, 후기에서 보인 반복적 정부대책 의존방식은 약물 중독자에게서 보는 강박적이지만 의식적 선택이라는

두 가지 대표적 행동특성을 보인다(Henden et al., 2013). 즉 문 정부는 정부대책에 강박적으로 집착하면서 다시 정부대책에 의존하는 패턴을 보이는데 이는 약물 중독자가 약물 사용에 대한 통제력을 상실하면서 <Figure 6>, <Figure 8>에서 보듯이 다시 약물에 의존하게 되는 상황과 유사하다. 그런데 이러한 퇴행적 의존행위가 <Figure 1> 오른쪽 그림에 대한 투기원인론자의 해석에 기반한 의식적 선택이기도 하다. 즉 문 정부의 정책은 어느 정책과 마찬가지로 현상에 대한 해석과 집단내 합리성에 기초해 선택한 결과이기도 하다.

<Table 8>에서 별표 *가 달린 숫자는 -0.04포인트로서 정부대책의 집값 인하효과는 후기에 사실상 0이 되었다. 즉 후기에는 집값 하락에 이바지하지 못하는 정책을 계속 발표했다는 것을 말한다. 이러한 강박적 선택은 정권 초기 의식적, 자발적 선택과 달리 비자발적 성격을 띠었다는 점에서 정부대책의 채택기제에 작지 않은 변화가 발생했다고 볼 수 있다. 이때 정부대책과 그 총화로써 주택정책은 후기가 되면서 정부의 대응자세와 의지를 정책대상 집단(constituency)에게 보여주는 상징적 정책의 성격을 띠게 된다. 정부의 상징적 행동은 정책대상 집단의 수용적 태도와 지지를 확보하는 데 있어 중요한 역할을 한다(Rhee et al., 2022). 후기로 진행하면서 대책의 다양성과 강도가 누적해 증가하지만 추가대책의 차별성이 감소하고 정부의 선택여지가 점차 줄어들게 될 때 나타나는 현상이기도 하다.

한편 <Figure 8>에 보고된 초기 기본효과 및 중기, 후기의 한계효과가 유의하게 추정되지 않았다면 앞서와 같은 흥미로운 논의는 불가능하다. <Figure 8>에는 모두 12개의 점이 있는데 횡축에서 일정 거리 떨어져 있는 점들은 모두 유의한 것으로 판명이 났다.

<Figure 8>에서 초기의 기본효과 및 중후기 한계효과 유의

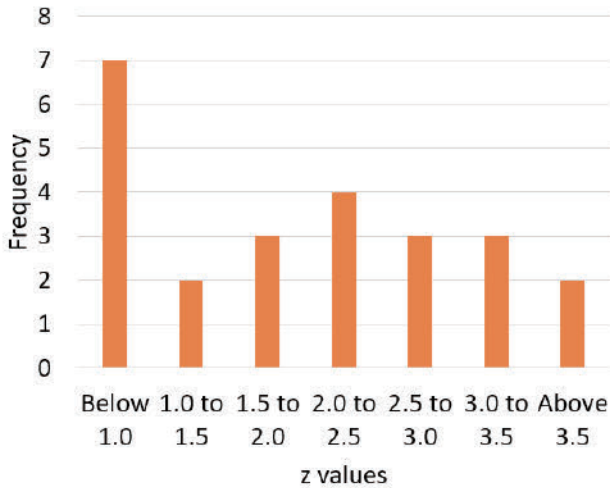


Figure 9. Frequency distribution of z statistics of the coefficients used to construct marginal effects in <Figure 8>

도를 계산하려면 식(5)를 부록 1에 나와 있는 방식에 따라 추정해야 한다. 이 방식에 따라 추정된 회귀계수의 유의도가 <Figure 9>에 도수분포 그림으로 정리되어 있다. 횡축에서 멀리 떨어진 점 각각은 회귀계수 3개를 더해 구성했다고 앞서 설명한 바 있다. 이들 회귀계수가 대체로 큰 값이면서도 대부분 유의하게 평가되었기 때문에 횡축에서 멀리 떨어진 점들 모두 유의한 것으로 판명이 났다. 횡축에서 멀리 떨어진 점들 모두 유의한 것으로 판명이 되어서 분석결과를 해석하기가 용이했다.

한편 횡축 가까이 있는 점들은 유의하게 평가되든 유의하지 않게 평가되든 해석상 어려움을 야기하지 않는다. 유의하지 않으면 무시하면 되고, 유의하지 않은 점은 그 크기가 작은 것으로 평가하면 되기 때문이다. 그림에서 z 값 = (해당 회귀계수-0)/회귀계수의 표준오차 = 해당 회귀계수/회귀계수의 표준오차로 계산되었다. 결과적으로 <Figure 8>은 <Figure 9>가 담고 있는 통계정보의 직접적 결과물이다.

V. 결론

투기원인론이 맞다면 문재인 정부의 주택수요 관리정책이 충분히 정교하지 못했다고 하더라도 그러한 주택정책이 집값 상승분 대부분을 설명하는 직접적 원인이 되어서는 안 된다. 문재인 정부에서는 헨리 조지의 처방으로서 차액지대의 정부귀속처럼 사실상 토지국유화를 제외한 거의 모든 정책수단을 동원했거나 그러한 시도가 있었다고 해도 과언이 아니었다.¹⁹⁾ 분석결과에 따르면 진보 정치세력의 부동산 및 그 정책관에 근본적 문제가 있다고 말할 수 있다.

외생변수로서 정권요인 변수 $R(t)$ 는 다양한 변수를 대표하는 일종의 요약지표(summary index)인 데 반해 변수 $D(t)$ 는 이론상 $R(t)$ 를 구성하는 변수 가운데 하나에 불과하고, $R(t)$ 때문에 상승한 집값 가운데 문 정부의 책임으로 돌릴 수 없는 부분도 있

을 수 있다. 그런데 <Figure 7> 2019.12 집값 예상치에서 보듯이 두 변수 간 설명력에서 차이가 없다는 말은 정권요인을 정부대책 변수 하나로 대체해 보아도 큰 무리가 아니라는 말이다. 따라서 2017.5~2019.12 기간 오른 집값 대부분이 정권요인이면서 동시에 정부대책의 결과가 된다.

문 정부 당국자와 투기원인론자는 문 정부에서 빠르게 오른 집값이 이전 정부의 부동산 및 거시경제정책의 결과라고 비판하기도 한다. 반면 문 정부에 비판적인 입장에 있는 사람들은 박원순 시정(市政)의 결과 서울 집값이 빠르게 상승했다고 대응한다.²⁰⁾ <Figure 3>에서 보듯이 정권변수를 외생변수로 취급한 모형에서는 문 정부 측으로 귀인시킬 수 있는 집값 상승분을 최소화하고자 했다. 문 정부에 부정적인 인사라면 <Figure 3>에서 EF 모두를 박근혜 정부 대신 박원순 시정으로 귀인시키고 2017.5~2019.12 서울 집값이 급등한 것을 진보 정치세력의 책임으로 최대한 돌리고자 할 것이다. 좀 더 구체적으로 식(3)에서 PGH 변수 없이 추정하면 2017.5~2019.12에 오른 집값의 93%를 진보 정치세력으로 귀인시킬 수 있다. 문 정부에 비판적인 인사들의 시각에서 볼 때 이 논문에서 진보 정치세력으로 귀인시킨 집값 상승분은 과소한 것이 된다.

이 논문의 주요 내용을 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 문 정부 출범 후 오른 집값 대부분이 정권요인 및 정부대책의 결과물이다. 둘째, 정부대책이 2019.12까지 유발한 집값 상승효과는 그 일부만이 2019.12까지 실현되었다. 셋째, 여러 모형에서 문 정부의 정권요인이 서울에서 아파트가격 및 전세가격의 연속적 상승요인으로 작용했지만, 박근혜 정부요인에 대해서는 통계적 비유의성 때문에 유사하게 평가할 수 없었다. 넷째, 문 정부 초기에는 정부대책과 집값이 비슷한 비중으로 양자 간 상호견인기제에서 역할을 했지만, 2019년이 되면서 정부대책의 중요도는 떨어지고 가격상승이 또 다른 가격상승을 유발하는 자기추동적 가격상승과정으로 전환되었다.

2019년경 집값이 자기추동적 과정에 진입한 것이 사실이라면, 이러한 자기증폭과정은 파국에 도달하지 않는 한 멈추지 않게 된다.²¹⁾ 2020년 이후 가격은 더욱 빠르게 상승했고 이 과정은 주택시장에 대한 정책개입 휴면기로서 진행된 2021, 2022년경에야 정부대책의 안정화가 관측되었다. 문재인 정부의 부동산정책은 후기에 형성된 자기추동적 가격상승과정이 자기파괴적으로 작용하여 정책파국을 초래했고, 그 모순이 정권교체 방식으로 해체된 사례라고 볼 수 있다.²²⁾

집값이 앙등한 원인을 무엇으로 보느냐에 따라 향후 경제환경의 변화에 따라 서울 집값 조정방식에 대한 전망과 정책처방도 다를 것이다.

만약 문재인 정부 주택수요 관리정책의 결과 집값이 연속적으로 상승(permanent shift-up)했고(윤주선, 2022), 높은 집값이 기본적으로 공급부족으로 지탱되는 것이라면, 외부 요인의 영향

으로 자산가격이 조정되는 과정에서 서울 집값이 급격하게 조정될 가능성은 통상의 가격거품과 부채위기 사례에 비해 낮을 것이다. 1990년대 후반 아시아 금융위기 때 주식 등 자산가격 전반이 붕괴 수준의 조정을 받았지만, 서울 집값은 18.2% 떨어지는 데 그쳐 상대적으로 하락폭이 작았다(KB부동산, www.kbland.kr). 현재 한국은 당시와 비교해 외환 및 통화정책적 공간에서 좀 더 여유가 있는 것으로 보인다.

그러나 투기가 원인이 되어 집값이 높은 것이라면 세계적 경기 침체와 자산가격의 조정과정에서 집값의 상당 부분을 차지하는 거품이 크게 조정되고 집값도 크게 떨어질 것이다. 이 경우 역사상 거품형성과 붕괴 과정에서 흔히 보았던 부채 해소과정(deleveraging process)을 충실하게 따르고, 정치, 사회, 경제적으로 그 충격은 여러 해에 걸쳐 한국경제와 사회를 괴롭힐 것이다.

지난 1세기 동안 GDP가 3% 이상 하락한 부채위기를 사례분석한 결과, 가격하락형 부채위기의 경우 위기 발생 이후 GDP 대비 부채가 감소하기까지 평균 40달, 자산가격이 종전 수준을 회복하는데 90달 이상 소요되고, 가격상승형 부채위기의 경우는 각각 90달 이상, 50달 소요되었다(Dalio, 2018: Part 1). 지난 8세기 동안 발생한 금융 및 재정위기를 분석한 Reinhart and Rogoff(2009: 14장)에 따르면 자산가격은 평균 55.9% 하락, 정점에서 최저점까지 도달하는 데 3.4년 걸렸고, 실업의 경우 각각 7% 하락, 4.8년 소요되었다. 실업이 최대폭인 7% 하락하기까지 4.8년 걸렸다면 종전 수준을 회복하기까지 마찬가지로 시간이 많이 필요할 것이다.

극심한 위기는 경제지표의 악화만 의미하지 않는다. 위기가 심할수록 한 국가의 사회정치적 격변이 수반될 가능성이 증가한다. 1929년 대공황은 미국에서 자유방임적 정부관을 재검토하게 하는 계기가 되었지만, 동시에 그에 대한 반발로서 du Pont, J.P. Morgan, GM의 최고경영자 등 현대를 사는 우리들에게도 익숙한 미국 경제계 주요 인사들이 중심이 되어 Roosevelt 정부를 전복하고 시민의 정치적 자유와 의사 표현을 억제한 “파시스트” 정부 수립을 모의하게 만들기도 했다(Brockell, 2021.1.13.). 대공황 이후 일본에서 군국주의가, 독일에서 전체주의가 등장했던 것도 같은 맥락이다. 부동산문제가 심각해지면서 한국에서도 토지의 공공임대제에 대한 논의에 사람들이 귀를 기울이는 것도 유사한 증상으로 이해할 수 있다.

주식과 부동산가격의 급등이 정부에 의해 기획되고 유도된다거나 정부정책의 직접적 결과인 경우와 달리(1720년 프랑스 Mississippi Company, 영국의 South Sea Company, 일본의 1985년 전후), 문재인 정부는 부동산 가격을 안정시키기 위해 일련의 정책을 발표했음에도 정부의 의도와 반대로 정책결과가 나타났다. 이러한 의미에서 이 논문의 분석결과와 관계없이 문재인 정부 기간 집값 상승 사례는 학술적 관점에서 흥미로운 자산가격 급등 사례가 된다.

이 연구에서 집값과 대책 간 관계는 여전히 암상자 성격을 가지고 있어서 정책을 그 특성에 따라 좀 더 세분화한 후 정책과 시장 결과 사이의 관계를 더 심층적으로 연구할 필요가 있다. 집값 문제의 발생원인과 처방은 특히 이념적 지향에 따라 의견이 첨예하게 대립하고, 계획행정과 한국 사회 불평등 담론 전반 논의 기초와 직접 관련되기 때문에 이 논문 분석결과의 안정성(robustness)은 추가 연구를 통해 더 검증되어야 한다. 이 논문에서 다루지 않았지만 문재인 정부 중후반 집값의 지속적 상승과정에 관한 연구도 추후 수행될 필요가 있다.

- 주1. 이 내용은 원고 분량 때문에 실지 않았다. 민감도 분석결과는 (<https://drive.google.com/file/d/1c3akzV4A0LZFKjlsDaYoBS51WV8kxY-/view?usp=sharing>)에 있다.
- 주2. 해당 논문의 (표 5) 참고.
- 주3. data.oecd.org
- 주4. 대한민국 정책 브리핑, 정책DB “부동산정책”, <https://www.korea.kr/special/policyCurationView.do?newsId=148865571#L3>
- 주5. 이 식에서 오차항이 없다. 엄밀히 말해 이 식은 기대치이다.
- 주6. 서울 아파트가격을 100으로 나누어 분석에 이용했다. 따라서 0.153포인트는 15.3포인트를 의미한다.
- 주7. $y^B = \nu + Ay^B + b[r(i)]$ 에서 주어지는 안정적 상태(steady state)가 안정적 균형(stable equilibrium)인지는 별개의 문제이다. y^B 에 epsilon-교란할 때 새로운 점은 본래의 y^B 로 수렴하지 않고 집값의 경우 음양 값을 교차로 취하면서 진폭이 확대되며 발산한다. 이렇게 극단적으로 불안정한 시계열적 궤적(time path)을 보이는 이유가 문재인 정부에서 관찰되는 변수들 자체의 특성 때문일 수도 있고, 아니면 알려지지 않는 어떤 이유로 이런 결과가 나올 수도 있다.
- 주8. 이 공적분벡터의 회귀식 오차항도 정상적이다.
- 주9. 박근혜 정부 정권 더미변수를 포함한 후 공적분 벡터를 다시 구하면 S()의 회귀계수와 p값에는 변화가 없고 박 정권 더미변수는 음수이면서 유의하다. 그러나 회귀식의 오차항은 비정상성을 배제할 수 있는 정도가 아니다(p값=0.08). 이 모형의 또 다른 단점이라면 S()는 내생변수인 데 반해 PGH()는 외생변수라는 점이다. 아래 분석에서는 변수의 내외생성을 엄격하게 구분해 사용한다.
- 주10. $y_t^w - y_t^{wo} = (I + A + \dots + A^{t-1})b$. 따라서 t가 무한대로 갈 때 $I + A + \dots + A^{t-1} + \dots = (I - A)^{-1}$.
- 주11. 현재의 어떤 상태 x가 공적분벡터상의 어떤 점으로 복귀하는 과정이 VECM으로 포착된다. 그런데 공적분벡터는 다차원공간상의 ‘직선’에 해당하고 이들 직선의 교차점이 정부대책의 함수로서 주어지는 정상상태(steady state)가 된다. 정부대책 R()는 이들 모든 방정식과 조정과정, 정상상태를 변화시킨다. 엄밀하게 말해서 VEC분석은 장기적 영향 분석의 일부에 불과하다. 이 논문에서 정권요인이 장기적으로 집값을 지속해서 상승시키는지, 일정량만 상승시키는 데 그치는지 혹은 집값을 감소시키는지에 대해 분석한다. VEC분석은 이런 질문에 답할 수 있는 분석이 아니고 따라서 이 분석은 하지 않는다.
- 주12. 심사과정에서 변수 S()에 대해 다음과 같은 의견이 있었다. “S()는 횡수만 누적하는 것일 뿐, 정책의 성격과 강도(intensity)를 반영하지 못한다. 또한 횡수 누적 방식은 과거 대책의 효과가 그대로 유지된다고 가정하는데 과거 대책의 효과는 현재 대책의 효과보다 크기가 약해지는 것이 더 현실적인 가정이다. S()가 정책의 성격과 강도를 반영하지 못한다는 것은 올바른 지적이다. 그러나 “과거대책의 효과가 그대로 유지된다는 가정”이 실제 분석에서 문제를 일으키지 않는다. 실제 분석에서는 이용

하는 자료는 S(t)가 아니라 D(t)와 그 시차변수인 D(t-1), D(t-2), ... 이다. 시차변수의 계수는 시차가 클수록 감소한다. 한편 S(t)의 시기별 차별성 부재 문제는 뒤에서 분석적으로 일부 보완된다.

주13. 이 지시함수와 형식상 유사한 수식이 Lutkepohl(2005) p.586에 있다. 이 논문에서 사용한 지시함수는 수정원고를 준비하는 과정에서 만들어 이용하게 된 것으로서 Lutkepohl의 활용사례와 어떻게 다르고 어떻게 같은지 연구진이 구체적으로 확인하지는 않았다. 이 지시함수는 수학과 공학에서 광범위하게 사용하는 함수다. 집합론의 경우 Pinter(1971: 57, characteristic function), 통계학의 경우 Ross(2010), Ross(1996), 교통계획에서 경로-링크 교차행렬(incidence matrix)로 이 함수를 이용한 사례는 Sheffi(1985), 토지이용-교통모형을 분석적 모형(analytical model)으로 취급해 활용한 사례는 Hirie et al.(2022) 등이 있다.

주14. 주16에 있는 SVAR모형을 추정하고 그 누적영향을 살펴보면 영향의 95% 신뢰구간의 하한이 충격 후 3개월차에서 22개월차까지 0을 포함하지 않는다. SVAR모형에서는 VAR모형보다 집값-정부대책 간 상호견인기제가 더 뚜렷하게 나타난다.

주15. 식(7)에서처럼 D→D, D→Price, d의 한계효과만 추정하고 Price, d→Price, d, Price, d→D의 한계효과를 생략한 모형을 이용해 한계효과와 시기별 차등효과를 탐구할 수도 있다. 이 경우 초기의 효과만 유의하고 중기, 말기의 효과는 유의하지 않으며, 드러나는 패턴도 (Figure 8)에서 보는 패턴과 매우 다르다. 한계효과를 일부 변수에 국한하지 않고, 자유도가 허용하는 한 주요 변수로 최대한 확대해 조사하는 것이 중요한 것 같다.

주16. 충격-반응분석을 이용하면, 어떤 변수의 오차항을 1표준편차 변화시켰을 때 다른 변수가 얼마나 변하는지 추정할 수 있다. 여기서 단위가 없는 1표준편차를 단위가 부여된 어떤 변수의 충격량으로 변환하고 반응의 크기를 마찬가지로 단위를 부여해 해석하면 충격이 가해지는 변수 1단위 대비 반응변수의 변화량을 산출할 수 있다. '충격변수'의 변화량을 자유롭게 변화시키고 반응변수에 얼마나 그 효과가 나타나는지 이 비율을 적용해 추정할 수 있다. 본문의 내용이 이 원리를 준용한 것이다. 좀 더 구체적 적용사례에 대해 알아보면, SVAR모형

$Ay_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + B\epsilon_t$ 를 구성하고 A, B를 추정하면 $A = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & .44 \end{bmatrix}$, $B = \begin{bmatrix} .32 & 0 \\ 0 & .25 \end{bmatrix}$ 이고 회귀계수의 p값은 모두 0.01 미만이다. 이 모형을 이용해 S(t)=-19로 놓고 문 정부 대책을 모두 폐기하는 실험을 하면 집값은 문 정부 출범 초 수준 아래까지 내려간다. 이 논문의 분석결과와 대체로 일치한다.

주17. F₁의 높이= $a_2 + a_6 + a_{10}$ (부록 1)=0.15(Table 8, F₁).

주18. (Figure 8)에서 각 점의 높이는 회귀계수 3개의 합으로 구성된 새로운 확률변수이다. 대표본에서 회귀계수는 근사적으로 정규분포를 따르는 확률변수이고 정규 확률변수의 합 역시 정규 확률변수이다. 이를테면 그 확률변수 Y를 회귀계수 세 개의 합 $Y = X_1 + X_2 + X_3$ 이라고 할 때 $var(Y) = \sum_{i,j} cov(X_i, X_j)$ 이다. 회귀계수들의 공분산행렬을 이용해 X₁, X₂, X₃의 두 변수 간 공분산 3*3=9개를 구할 수 있고 확률변수 Y의 분산 var(Y)와 표준오차를 구할 수 있다(기초 확률론 교과서 참고할 것). 이 표준오차를 이용하면 Y의 신뢰구간을 계산할 수 있다. 신뢰구간이 0을 포함하지에 따라 일정한 유의수준에 대응하여 새 확률변수 Y의 유의도를 판정할 수 있고 그 결과가 (Figure 8)에 표시되어 있다. STATA의 경우 matrix list e(V) 명령어를 이용해 회귀계수들의 공분산행렬을 출력한다.

주19. 물론 투기원인론자 모두가 이 말에 동의하는 것은 아니다. 이동수 위원(봉다방, 2021.4.28), 전강수(2021.5.27)는 동의하지 않고 투기 때문에 집값이 높다는 입장이다. 다만 그 원인이 무엇인지 명확하게 말하지 않거나 아직 시행하지 않은 정책이라서 주장의 진위를 판정하기가 쉽지 않다.

주20. 이와 관련된 기사는 인용이 불필요할 만큼 인터넷에서 손쉽게 찾아볼 수 있다. 박원순 시장과 달리 오세훈 시장은 부동산 관련 규제개혁과 민

간 주도의 재건축 활성화를 통한 주택 공급 확대에 방점을 두고 있다(황재성, 2021.4.8).

주21. 유사한 분석이 김원중 외(2021: 그림 7-5)에 있다. 이 그림에서 필자는 진보 정권의 불평등 반응곡선과 공급위축적 대응곡선을 이용해 그 상호작용이 자체 추력을 확보해 어떻게 진화하는지 보여준다. 이 그림에서 과도한 집값으로 자신과 소득 불평등이 확대되면 불평등 반응곡선의 상향이동하고, 더 악화된 불평등 수준에 대응하여 새로운 고정점(fixed point)이 형성된다. 정부대책과 불평등이 이 새로운 고정점을 향해 진행하고 이 과정은 시스템 붕괴 전까지 계속 악화된다. 이 과정에서 진보 정권은 자신의 정책관을 더욱 확신하게 되는 역설적 상황이 발생하고 그러한 역인식(perverted perception)은 더 강한 대책으로 발표되는 자기중독과 몰입현상으로 나타나게 된다. 이 논문은 이러한 이론적 추측과 일치하는 관찰결과가 된다.

주22. [장 연구 목적에 기술된 그 사이 논쟁과정]에 비추어 보았을 때 이러한 '해체'가 모순의 극복인지 그 여부는 확실하지 않다.

인용문헌 References

1. 김수현, 2021.8.3. “김수현 수석, “내년 4월까지 집 팔 기회 드리겠다””, 한겨레.
Kim, S.H., 2021, Aug 3. “It’s Time to Sell Houses”, *Hankyore*.
2. 김원중·윤주선·이혁주·이형주, 2021. 「서울 집값, 진단과 처방」, 서울: 박영사.
Kim, W.J., Yoon, J.S., Lee, H.J., and Lee, H.J., 2021. *House Price of Seoul: Diagnosis and Policy Measures*, Seoul: Pakyoungsa.
3. 김원중, 2022.8.8. “집값 40% 폭락? ‘공포 마케팅’ 멈춰라”, 주간조선.
Kim, W.J., 2022, Aug 8. “House Price Falling by 40%? Stop the Fear Marketing”, *Weekly Chosun*.
4. 김윤영, 2012. “우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석”, 「경제학연구」, 60(3): 127-153.
Kim, Y.Y., 2012. “Macroeconomic Determinants of Housing and Housing Lease Prices’ Dynamics in Korea”, *Korean Journal of Economic Studies*, 60(3): 127-153.
5. 김학열·이혁주, 2021. 「토지공개념과 국토·도시계획: 계획현상의 이해와 실천」, 서울: 보성각.
Kim, H.Y. and Rhee, H.J., 2021. *Publicness of Land in Urban and Regional Planning: Understanding Planning and Practices*, Seoul: Boseonggak.
6. 남기업·전강수·강남훈·이진수, 2017. “부동산과 불평등 그리고 국토보유세”, 「사회경제평론」, 30(3): 107-140.
Nam, G.U., Jun, G.S., Kang, N.H., and Lee, J.S., 2017. “Real Estate, Inequality and National Land Holding Tax”, *The Review of Social & Economic Studies*, 30(3): 107-140.
7. 황재성, 2021.4.8. “김백한 오세훈... 부동산 ‘박원순표 지우기’ 나선다”, 동아일보.
Hwang, J.S., 2021, Apr 8. “New Mayor Coming Back, Discarding the Previous Mayor’s Housing Policy”, *DongA Ilbo*.
8. 박진백·이태리·오민준, 2021. “금리의 주택가격 상승 기여도 추

- 정”, 『주택연구』, 29(4): 75-100.
- Park, J.B., I, T.L., and Oh, M.J., 2021. “An Empirical Study on the Contribution of Interest Rates to Housing Prices”, *Housing Studies*, 29(4): 75-100.
9. 배종찬·정재호, 2021. “거시경제와 부동산정책이 서울 아파트가격에 미치는 영향 연구”, 『LHI Journal』, 12(4): 41-59.
Bae, J.C. and Chung, J.H., 2021. “The Effect of Macroeconomic and Real Estate Policies on Seoul’s Apartment Prices”, *LHI Journal*, 12(4): 41-59.
 10. 변창흠, 2018.11.25. “3년 더 기다려야 하나... 집값 하락에 눈치 싸움 장기화”, 파이낸셜뉴스.
Byeon, C.H., 2018, Nov 25. “Waiting for Three More Years... Long-term Struggle over Falling House Prices”, *Financial News*.
 11. 성주한, 2020. “전월세 대책이 아파트 전세가격에 미치는 영향에 관한 연구 -서울과 경기도를 중심으로-”, 『부동산학보』 83: 35-52.
Sung, J.H., 2020. “A Study on the Effect of Rental Housing Policies on Apartment Chonsei Price - Focusing on Seoul and Gyeonggi-do-”, *Korea Real Estate Academy Review*, 83: 35-52.
 12. 손종철, 2010. “통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석”, 『경제학연구』, 58(2): 179-219.
Son, J.C., 2010. “Dynamic Analysis of Correlations among Monetary Policy, Real and Financial Variables and Housing Prices”, *Korean Journal of Economic Studies*, 58(2): 179-219.
 13. 양완진·김현정, 2020. “투기과열지구 및 조정대상지역 지정의 정책적 효과에 관한 연구”, 『부동산학연구』, 26(1): 95-107.
Yang, W.J. and Kim, H.J., 2020. “A Study on Policy Effectiveness of Designation of Speculation Management District and Speculation Monitoring Area”, *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 26(1): 95-107.
 14. 윤주선, 2022.1.11. “주택고통 키울 이념경제에 또 속을까”, 문화일보.
Yoon, J.S., 2022, Jan 11. “Housing Agony and the Deceptive Nature of the Progressives Ideological Economy”, *Munhwa-Ilbo*.
 15. 이영수, 2010. “주택가격과 전세가격: VECM분석”, 『부동산학연구』, 16(4): 21-32.
Lee, Y.S., 2010. “Housing Price and Chosei Price: VECM Analysis”, *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 16(4): 21-32.
 16. 이혁주, 2019. “토지공개념과 밀도규제 -계획가치론적 비판-”, 『국토계획』, 54(2): 170-191.
Rhee, H.J., 2019. “Publicness of Land and Density Control -A Critique from the Perspective of Planning Values-”, *Journal of Korea Planning Association*, 54(2): 170-191.
 17. 이혁주·유상균, 2021. “밀도규제의 구속성과 규제의 타당성 검토: 서울 아파트단지 중심적으로”, 『국토계획』, 56(5): 44-59.
Rhee, H.J. and Yu, S.G., 2021. “Binding Density Control and the Examination of the Costs and Benefits: The Case of Apartment Complexes in Seoul”, *Journal of Korea Planning Association*, 56(5): 44-59.
 18. 전강수, 2021.5.27. “아파트공급 확대론의 치명적 결함”, 오마이뉴스.
Jun, G.S., 2021, May 27. “Fatal Drawbacks of the Proponents Supporting More Supply of Apartments”, *Ohmynews*.
 19. 함종영·손재영, 2012. “집값과 정책간의 인과관계 분석: 정책변수의 외생성을 중심으로”, 『주택연구』, 20(4): 27-45.
Ham, J.Y. and Son, J.Y., 2012. “Causality between Housing Price and Policy: Is Housing Policy Exogenous?”, *Housing Studies Review*, 20(4): 27-45.
 20. 황관석, 2019. 『부동산정책의 효과분석모형 구축』, 국토연구원 연구용역보고서.
Hwang, G.S., 2019. *Model Building for the Analysis of Real Estate Policies*, Korea Research Institute for Human Settlements, Consulting Report.
 21. Aoki, K., Proudman, J., and Vlieghe, G., 2002. “Houses as Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the U.K. Changed?”, *Economic Policy Review*, 8: 163-177.
 22. Brockell, G., 2021, Jan 13. “Wealthy Bankers and Businessmen Plotted to Overthrow FDR. A Retired General Foiled It”, *Washington Post*.
 23. Brueckner, J., 2011. *Lectures on Urban Economic Theory*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
 24. Chang, H., 2004. *Inventing Temperature, Measurement and Scientific Progress*, Oxford, UK: Oxford University Press.
 25. Chun, H., 2017. “A Study on the Impact of Changes in Consumer Sentiment on the Housing Market in Korea”, *International Journal of Urban Sciences*, 21(2): 129-146.
 26. Chung, K., 2006. *Asset Prices and Monetary Liquidity in Korea*, Institute for Monetary and Economic Research, Bank of Korea.
 27. Clark, S.P. and Coggin, T.D., 2011. “Was There a U.S. House Price Bubble? An Econometric Analysis Using National and Regional Panel Data”, *The Quarterly Journal of Economics and Finance*, 51: 189-200.
 28. Dalio, R., 2018. *Big Debt Crises*, Westport, Connecticut: Bridgewater.
 29. Favara, G. and Imbs, J., 2015. “Credit Supply and the Price of Housing”, *American Economic Review*, 105(3): 958-992.
 30. Greene, W.H., 2012. *Econometric Analysis, 7th edition*, New York: Pearson.
 31. Henden, E., Melberg, H.O., and Røgeberg, O.J., 2013. “Addiction: Choice or Compulsion?”, *Front Psychiatry*, 4: 77.
 32. Hirte, G., Min, H.K., and Rhee, H.J., 2022. “Regulation versus Taxation: Efficiency of Zoning and Tax Instruments as Anti-Congestion Policies”, *Journal of Housing Economics*, 56: 101837.
 33. Lütkepohl, H., 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer.
 34. Pinter, C., 1971. *Set Theory*, Reading, Massachusetts: Addison-Wesley.
 35. Quinn, W. and Turner, J.D., 2020. *Boom and Bust: A Global History of Financial Bubbles*, Cambridge, UK: Cambridge Uni-

- versity Press.
36. Reinhart, C.M. and Rogoff, K.S., 2009. *This Time Is Different*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
 37. Rhee, Y.C., Menifield, C.E., and Song, M., 2022. "The Symbolic Effect of Police Killings: Police Officer Characteristics and Citizen Cooperation", School of Public Affairs and Administration, Rutgers University (in press).
 38. Ross, S.M., 1996. *Stochastic Processes, 2nd edition*, New York: John Wiley and Sons.
 39. Ross, S.M., 2010. *A First Course in Probability, 8th edition*, Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Prentice Hall.
 40. Sheffi, Y., 1985. *Urban Transportation Model*, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall.
 41. Shiller, R.J., 2015. *Irrational Exuberance, 3rd edition*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
 42. Tsai, I.C., 2015. "Monetary Liquidity and the Bubbles in the U.S. Housing Market", *International Journal of Strategic Property Management*, 19(1): 1-12.
 43. 100분 토론, 2020.7.9. "아파트 사야 하나, 말아야 하나?", <https://www.youtube.com/watch?v=hjwIwddx-kU>
100 Minutes Debate, 2020, Jul 9. "When to Buy Apartments?", <https://www.youtube.com/watch?v=hjwIwddx-kU>.
 44. 3프로TV, 2021.12.5. "앞으로 부동산 침체가 시작되는 이유", <https://www.youtube.com/watch?v=2ttjGyUwx04>
3PROTV, 2021 Dec 5. "Reasons for the Derpression of the the Real Estate Market", <https://www.youtube.com/watch?v=2ttjGyUwx04>.
 45. 김진유, 2021.5.27. "중구 등 도심, 강남 비해 주택공급 여력 충분", IN THE MONEY, <https://www.inthemoney.co.kr/view.do?n=20210527000405>.
Kim, J.Y., 2021, May 27. "Compared to Gangnam, Downtown Areas Such as Jung-gu Have Sufficient Housing Supply", IN THE MONEY, <https://www.inthemoney.co.kr/view.do?n=20210527000405>.
 46. 봉다방, 2021.4.28. "재건축, 풀어봤자 서울 집값만 폭등", <https://www.youtube.com/watch?v=VcipSeWyB7g>.
Bongdabang, 2021, Apr 28. "Reconstruction Regulations, If Lifted, Only Seoul House Prices Will Skyrocket", <https://www.youtube.com/watch?v=VcipSeWyB7g>.
 47. 후랭이TV, 2021.6.26. "문재인 정부 부동산 폭등 원인과 집값 잡는 방법", <https://www.youtube.com/watch?v=qHtvSmlQnSc&t=4987s>.
Hoorang TV, 2021, Jun 26. "Causes of Excessive House Prices and the Measures to Curve the Prices", <https://www.youtube.com/watch?v=qHtvSmlQnSc&t=4987s>.

Date Received	2022-01-19
Reviewed(1 st)	2022-05-12
Date Revised	2022-06-30
Reviewed(2 nd)	2022-07-14
Date Accepted	2022-07-14
Final Received	2022-11-24

부록 Appendix

부록 1. 식(5)의 완전모형

이 논문에서 분석기간은 3개로 구성되어 있다. 분석대상 기간이 3개로 구성된 VAR(3)를 추정하기 위해 $\tilde{A}_p y_{t-p}$ 를 순차적으로 다음과 같이 전개하고 재정렬하면 된다.

$$\begin{aligned} \tilde{A}_1 y_{t-1} &= \begin{bmatrix} a_1 + \gamma_1 I_{r_1}(t-1) + \gamma_2 I_{r_2}(t-1), & a_2 + \beta_1 I_{r_1}(t-1) + \beta_2 I_{r_2}(t-1) \\ a_3 + \gamma_3 I_{r_1}(t-1) + \gamma_4 I_{r_2}(t-1), & a_4 + \beta_3 I_{r_1}(t-1) + \beta_4 I_{r_2}(t-1) \end{bmatrix} y_{t-1} \\ &= \underbrace{\begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ a_3 & a_4 \end{bmatrix}}_{A_1} y_{t-1} \\ &\quad + \underbrace{\begin{bmatrix} \gamma_1 I_{r_1}(t-1) + \gamma_2 I_{r_2}(t-1), & \beta_1 I_{r_1}(t-1) + \beta_2 I_{r_2}(t-1) \\ \gamma_3 I_{r_1}(t-1) + \gamma_4 I_{r_2}(t-1), & \beta_3 I_{r_1}(t-1) + \beta_4 I_{r_2}(t-1) \end{bmatrix}}_{B_1} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ a_3 & a_4 \end{bmatrix} y_{t-1} + \begin{bmatrix} \gamma_1 I_{r_1}(t-1) + \gamma_2 I_{r_2}(t-1) \\ \gamma_3 I_{r_1}(t-1) + \gamma_4 I_{r_2}(t-1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} \\ &\quad + \begin{bmatrix} \beta_1 I_{r_1}(t-1) + \beta_2 I_{r_2}(t-1) \\ \beta_3 I_{r_1}(t-1) + \beta_4 I_{r_2}(t-1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

위 전개과정에서 다음과 같은 행렬의 성질을 이용했다.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} 1, 2+3 \\ 4, 5+6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 \\ 4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 2+3 \\ 5+6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} 1 \\ 4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 2 \\ 5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 3 \\ 6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} \end{aligned} \tag{A1}$$

식(A1)을 계속해서 원래의 식에 적용하면 다시 다음과 같이 $\tilde{A}_1 y_{t-1}$ 을 고쳐 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \tilde{A}_1 y_{t-1} &= \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ a_3 & a_4 \end{bmatrix} y_{t-1} \\ &\quad + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-1) y_{1,t-1} \\ I_{r_2}(t-1) y_{1,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_2 \\ \gamma_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-1) y_{2,t-1} \\ I_{r_2}(t-1) y_{2,t-1} \end{bmatrix} \\ &\quad + \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-1) y_{2,t-1} \\ I_{r_2}(t-1) y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_2 \\ \beta_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-1) y_{1,t-1} \\ I_{r_2}(t-1) y_{1,t-1} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

위 식에서 새로운 변수 4가지가 새로 생성되었는데 이들 변수는 모두 I(0)과정인 기존 변수 $y_{i,t-1}$ 의 부분과정이다. 따라서 이들 새 변수 역시 I(0)과정이 된다.

변수는 두 개의 변수를 곱한 형식이 되고, 기존 변수 두 개를 곱

해 상호작용 항 새 변수를 만들어내는 방식이 동일하게 적용되었다. 새로 구성한 변수들의 시계열 값을 컴퓨터에 제공하면 새 계수행렬 $[\gamma_1, \gamma_3]', \dots, [\beta_2, \beta_4]'$ 를 추정할 수 있다. 시기를 구분하기 위해 경과월 t 를 직접 사용해서 변수를 구성할 수도 있지만, t 가 평균-안정적(mean stationary)이지 않아서 변수로 사용할 수 없다.

마찬가지 방식으로 $\tilde{A}_2 y_{t-2}$, $\tilde{A}_3 y_{t-3}$ 를 전개하고 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \tilde{A}_2 y_{t-2} &= \begin{bmatrix} a_5 + \gamma_5 I_{r_1}(t-2) + \gamma_6 I_{r_2}(t-2), & a_6 + \beta_5 I_{r_1}(t-2) + \beta_6 I_{r_2}(t-2) \\ a_7 + \gamma_7 I_{r_1}(t-2) + \gamma_8 I_{r_2}(t-2), & a_8 + \beta_7 I_{r_1}(t-2) + \beta_8 I_{r_2}(t-2) \end{bmatrix} \\ &\quad \times \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} a_5 & a_6 \\ a_7 & a_8 \end{bmatrix} y_{t-2} + \begin{bmatrix} \gamma_5 \\ \gamma_7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-2) y_{1,t-2} \\ I_{r_2}(t-2) y_{1,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_6 \\ \gamma_8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-2) y_{2,t-2} \\ I_{r_2}(t-2) y_{2,t-2} \end{bmatrix} \\ &\quad + \begin{bmatrix} \beta_5 \\ \beta_7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-2) y_{2,t-2} \\ I_{r_2}(t-2) y_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_6 \\ \beta_8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-2) y_{1,t-2} \\ I_{r_2}(t-2) y_{1,t-2} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \tilde{A}_3 y_{t-3} &= \begin{bmatrix} a_9 + \gamma_9 I_{r_1}(t-3) + \gamma_{11} I_{r_2}(t-3), & a_{10} + \beta_9 I_{r_1}(t-3) + \beta_{10} I_{r_2}(t-3) \\ a_{11} + \gamma_{10} I_{r_1}(t-3) + \gamma_{12} I_{r_2}(t-3), & a_{12} + \beta_{11} I_{r_1}(t-3) + \beta_{12} I_{r_2}(t-3) \end{bmatrix} \\ &\quad \times \begin{bmatrix} y_{1,t-3} \\ y_{2,t-3} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} a_9 & a_{10} \\ a_{11} & a_{12} \end{bmatrix} y_{t-3} \\ &\quad + \begin{bmatrix} \gamma_9 \\ \gamma_{11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-3) y_{1,t-3} \\ I_{r_2}(t-3) y_{1,t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-3) y_{2,t-3} \\ I_{r_2}(t-3) y_{2,t-3} \end{bmatrix} \\ &\quad + \begin{bmatrix} \beta_9 \\ \beta_{11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-3) y_{2,t-3} \\ I_{r_2}(t-3) y_{2,t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{r_1}(t-3) y_{1,t-3} \\ I_{r_2}(t-3) y_{1,t-3} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Lutkepohl(2005: 10.3절)에 제시된 공식에 따르면 식(6), 식(7)은 형식상 외생변수를 포함한 VAR모형과 동일하다. Lutkepohl에 실린 통상의 VAR모형 공식(계수 및 계수의 공분산 행렬)은 외생변수를 포함한 VAR모형의 공식과 형식상 동일하다. 따라서 STATA에서 제공하는 메뉴에서 새로 구성한 변수를 외생변수로 지정한 후 위 VAR모형을 추정할 수 있다. 그러나 STATA와 같은 소프트웨어를 이용해 통상의 충격-반응분석을 실시할 때 주의해야 한다. 왜냐하면 STATA를 이용할 때 추정목적상 새로

구성한 변수를 외생변수로 취급했기 때문에 분석적으로 별도 조치하지 않을 때 이들 새 변수가 내생변수라는 점이 간과된 채 충격-반응분석을 실시할 것이기 때문이다. 이 논문에서 채택한 분석방식에서는 이런 문제가 발생하지 않는다.

부록 2. 주택논쟁 경과

논문 심사과정에서 그간 논쟁과정의 공개 필요성이 제기되었고 저자들은 논문에 공개할 것을 약속했다. 아래 내용은 그간 논쟁을 요약해 보여주는데 그 출처는 아래 링크와 같다. 김학열·이혁주(2021) 이후 아직 보고되지 않은 논쟁이 실려 있다.

<https://sites.google.com/view/debate2022-1/홈>

1. 평가기준과 평가대상의 뒤섞임 문제

주택공급량의 적정성을 다시 공급량을 이용해 판정할 때 판단 대상과 판단기준이 뒤섞이게 되어 문제가 발생한다. 이를테면 전강수(2021.5.27.)는 지난 현 공급수준의 적정성을 지난 5~10년간 평균 공급수준을 기준으로 판단한다. 이 논법이 타당하려면 그 기준이 되었던 과거 평균 공급수준의 적정성이 다시 전제되어야 한다.

이 방식은 과거 어떤 시점 변수값에 근거해 최근 어떤 시점 변수값의 적정성을 추론하는 논법인데 김경민 교수가 3프로TV(2021.12.4.)에서 사용했던 논법이다. 김 교수는 2008년부터 2018년까지 소득이 50% 증가했으므로 2018년 집값이 높은 것을 “무조건 인정”해야 한다고 주장한다. 2008~2018은 이 논문의 분석기간과 사실상 동일한데, 김 교수의 진단은 이 논문의 초고기 전강수, 김경민 교수 등 투기원인론자와 진보계열 학자들에게 제 공된 이후 행해졌다. 이 기간 서울 아파트값은 25% 올랐다(KB국민은행 자료).

김경민 교수의 주장을 다음과 같이 옮겨 적을 수 있다.

$$\begin{aligned} 2018년 집값 &= (1+소득증가율 50\%)*2008년 집값 \\ &= k*2008년 집값, k>1 \end{aligned}$$

따라서 과거의 값을 이용해 미래 어떤 시점 값의 적정성을 주장하는 것이기 때문에 형식상 전강수(2021.5.27.)의 논법과 동일하다.

이들의 추론방식에 대해 과학철학자 장하석 교수는 다음과 같이 비판한다(Chang, 2004: 40).

I paid little attention to the question of how it is that the fixity of a proposed fixed point can be assessed because the scientists themselves did not discuss that question extensively. However, a moment's philosophical reflection shows that there must be some independent standard of judgment... Otherwise all we can have here is a

chaotic situation in which each proposed fixed point declares itself fixed and all others variable if they do not agree with it. To overcome such chaos, we need a standard that is not directly based on the proposed fixed points themselves.

장하석 교수의 관점에 따르면 평가대상을 평가기준에 포함하게 되면서 투기원인론자와 공급론자는 각자의 오염된 평가기준을 이용해 주택공급량과 집값의 적정성을 보았고, 자신의 기준에 맞지 않는다고 상대방의 주장을 논박하면서(인용한 글의 “variable”) 논쟁한 것이 된다.

이때 양편 모두 상대방을 이해할 수 없는 대상으로 바라보고, 논쟁은 평행선을 그리며 계속 헛돌게 된다. 이 경우 같은 사람이 일관성 없는 주장을 하여도 이상하지 않은 것이 된다. 이를테면 변창흠 교수는 이혁주(2019) 174쪽 인용문에서 보는 것처럼 투기 때문에 집값이 높았다고 하면서 국토교통부 장관으로서 2021년 2.4대책 발표 전후 공급부족을 인정한다. 또한 김경민 교수는 “집값 상승의 원인을 유동성(100분 토론)→소득(3프로TV)→금리(조선위클리비즈)”이라고 시점을 달리하면서 말을 바꾼다고 비판받는다(김원중, 2022). 이 문제는 인용한 인사들에게서만 발생하지 않고 공급론자에게서도 발생한다(후술 참고).

2. 수요견인 요인과 집값

수요곡선이 위쪽으로 이동할 때 단기적으로 집값은 오른다. 김경민 교수는 2021.12.5. 3프로TV에 출연해 수요견인 요인으로서 소득을 거론하면서 2008년부터 2019년까지 집값이 오른 현상을 “무조건 인정”해야 한다고 주장한다.

이러한 귀인(歸因)방식에는 두 가지 문제가 있다. 첫째, 소득이 오른다고 집값이 반드시 오르는 것은 아니다. 미국에서 1890년대부터 1980년대까지 100년 동안 소득과 가구수가 증가했지만, 이 100년 동안 실질가격은 한자 뼉(요) 모양을 한다(Shiller, 2015: Figure 3.1). 대공황기의 여파가 강하게 작용했던 시기를 제외하면 거의 수평선이다.

둘째, 공급규제가 구속적인 상황에서 소득이 오르면 가격격차(=아파트값-아파트건축비=수요가격-공급가격)가 확대되는 것은 사실이지만, 이 가격격차가 장기적으로 존재하려면 공급규제가 전제되어야 한다. 소득이 올라도 현재 서울 아파트값이 높은 이유를 설명하는 가격격차는 전혀 없을 수도 있다.

이혁주·유상균(2021) Figure 4에서 보듯이 서울 아파트 단지에서 밀도규제는 구속적이고 아파트 공급곡선은 서울에서 수직선이다. 소득, 가구수 등 수요견인 요인이 작용하여 수요곡선이 상향 이동한다고 하자. 밀도규제가 구속적이지 않을 때 장기적으로 이들 논문 Figure 4에서 A, B는 E를 향해 진행하고 A, B 간 거리는 줄어들고 이론상 0 혹은 음수도 될 수 있다. A, B 간 거리가 장기적으로 사라지지 않고 일정한 크기로 존재하는 경우는 어

면 식으로든 공급규제가 존재하는 경우로서 수요결인 요인의 변화로는 설명할 수 없다. 만약 수요결인 요인 때문에 이렇게 장기간 일정한 크기로 가격격차가 존재했다면 이는 공급시스템에 문제가 있다는 의미다.

그런데 건축비는 시계열적으로 비교적 일정한 수준을 유지해왔고, KB집값 동향 조사가 처음 보고된 1986.1 이후 지금까지 서울에서 아파트 건축비는 아파트값의 70% 수준을 유지하고 있다고 보아도 큰 무리는 없다. 아파트 평당 가격을 평균 3000만원, 평당 건축비를 600만원으로 잡을 때, 서울 아파트값에서 80%는 계획가가 주택소비와 보유를 억제하기 위해 부과한 일종의 피구조제가 된다.

국민은행 주택통계가 처음 공개된 1986년 이후 이렇게 오랜 기간 일정 비율을 차지하고 있는 수요가격과 공급가격 간 격차를 수요측 요인으로 설명할 수 없고, 따라서 2008년부터 2019년까지 서울 아파트값이 오른 것이 불가피했다는 주장은 그 근거가 불분명한 것이 된다.

3. 공급곡선의 모양

전장수(2021.5.27.)는 “아파트공급 확대론의 치명적 결함”이라는 칼럼에서 “투기적 가수요에 맞춰 공급한다는 것 자체가 어불성설”이라고 주장한다. 그 근거로서 앞서 살펴본 대로 주택공급은 충분했다는 점을 든다. 이어서 우상향 주택공급 곡선을 이용해 이혁주 교수의 주택공급 확대론을 비판한다. 주택공급까지 여러 해가 소요되기 때문에 주택공급은 집값 앙등만 유발할 뿐 집값 안정화에 도움이 되지 않는다고 본다.

전장수 교수의 주장은 크게 두 가지 문제를 안고 있다. 첫째, 투기 때문에 아파트가 비싸도 투기 탓으로 돌릴 수 있는 서울 아파트값은 얼마 되지 않는다. 건축비 초과분이 서울 아파트값에서 차지하는 비중은 집값의 70±10% 수준으로서(김원중 외, 2021: 그림 8-3), (+)의 변동치 10% 모두가 투기 때문이라고 해도 집값의 10%에 그친다. 물론 이 10% 모두가 투기요인 때문인지는 별도로 검토가 필요하고 -10%가 되는 해도 절반이나 된다.

둘째, 공급곡선의 모양에 따라 아파트 공급의 탄력성이 결정되고 이 탄력성은 곧 밀도규제의 구속성 문제와 직결된다. 전 교수는 양자 간 논쟁의 진위를 판가름하는 중요한 논점에 대해 답하지 않고, 공급곡선이 우상향이라는 점을 ‘가정’하고 논설한 것이 된다. 저량 대(對) 유량 주택공급곡선 문제도 있기 때문에 공급곡선의 모양은 신중하게 다루어야 한다. 요약하면 주택공급곡선의 모양은 규명과 논증의 대상이지 가정의 대상이 아니다. 따라서 전 교수의 추론과정은 논리적 비약을 담고 따라서 그 주장에는 근거가 없는 것이 된다.

4. 과학문서의 부재(不在)와 혼란

수학적 명제는 공리 혹은 전제로부터 연역적 추론과정을 거쳐

수립된 명제이다. 그러나 경험명제의 경우 개념을 조작적으로 정의하고 측정 후 그 타당성을 검증하는 절차를 거친다. 이 과정을 기록하는 행위를 과학적 문서화라고 부른다. 이러한 명제를 계획현실에 적용하는 과정이 뒤따르고 해당 문서는 계획커뮤니티 다른 참여자의 검증절차를 거친다. 상호검증은 명제의 수립과정을 기록한 과학적 문서가 존재할 때만이 의미 있게 이루어진다. 문서가 존재하지 않을 때 명제의 비판적 검토는 쉽지 않거나 불가능하다. 그러나 집값과 공급량의 적정성 여부를 판단하는 정책논의에서 이런 종류의 과학적 문서가 항상 존재하는 것은 아니다.

신문기사의 특성상 피면담자의 의도를 정확히 읽기가 쉽지 않다. 정확한 의도와 논거를 파악하기 쉽지 않다는 것은 그만큼 자유롭게 발언할 수 있다는 의미이기도 하다. 왜냐하면 사고과정을 기술한 문서가 존재하지 않기 때문에 외부비판에 대해서 자신을 변호하기 쉬운 측면이 동시에 존재하기 때문이다.

2019년 「국토계획」 54권 2호 정책·이실무논문을 꾸미는 과정에서 변창흠 교수(세종대, 전 국토교통부 장관), 서순탁 교수(서울시립대 총장, 전 「국토계획」 편집위원장)와 이혁주 교수(당시 「국토계획」 편집위원장) 간 논쟁에서도 과학문서 부재로 인해 깊이 있는 논의가 불가능했다. 당시에도 투기원인론과 주택공급론이 충돌했다. 이혁주 교수는 두 사람에 대해 주택공급 충분론 내지 현행 밀도규제의 적정성을 논증할 것을 요구했다. 결국 변창흠 교수는 이혁주 교수에게 밀도규제 전문가에게 자문해 볼 것으로 권하는 선에서, 그리고 서순탁 교수는 사람마다 의견이 다를 수 있다는 취지의 말로 최종 대응했다. 이런 방식으로 논쟁이 종결될 수 있던 것은 두 사람의 논거를 보여주는 분석적, 경험적 근거문서가 존재하지 않았기 때문이다. 근거문서의 부재는 정교하게 비판하는 것을 불가능하게 만들었다. 정교한 비판이 불가능하다는 것은 발언자가 그만큼 본격적 비판의 대상이 되기 어렵다는 말이다. 문재인 정부 부동산정책의 틀을 마련하는 데 큰 역할을 했다는 김수현(2017.8.3.)에서도 똑같은 문제가 발견된다.

암묵적 전제를 토대로 구축된 부동산 정책관은 진보계열 일반의 토지의 탈상품화 논의로 연결되고 이는 정치의제화되는 것으로 발전한다. 이 논문에서 통계검증한 문재인 정부의 주택정책으로 구체화되었고, 집권당 대표로서 추미애 의원은 한 출판기념회에서 중국식 토지공공임대제의 도입 필요성을 시사하는 듯한 발언을 하게 만들기도 한다. 추미애 대표의 생각은 2022년 이재명 대통령 후보 선거캠프에서 기본소득과 국토보유세(남기업 외, 2017)가 결합한 형태인 기본소득토지세로 구체화되었다. 2022.7.11. 한겨레 신문에 실린 기사 “민주당, 종부세를 ‘국토균형세’로 변경 추진”에 따르면 이 기본소득토지세는 변형으로서 명칭을 바꾸면서 진화하는 것 같다.

그러나 과학적 문서의 부재 때문에 부동산 관련 논의가 혼돈에 빠지는 일이 비단 투기원인론자와 진보계열 학자만의 문제로 국한되는 것은 아니다. 계획이 일반에게서 자주 발견되는 일인데

몇 가지 사례를 통해 좀 더 알아본다.

〈사례 1〉 김진유 교수(한국주택학회 부회장 및 편집위원장)는 다음과 같이 말한다.

- 발언 1: “고밀·복합·고급화와 더불어 부담가능한 주택+역세권 개발”(헤럴드부동산포럼, 2021; 김진유, 2021.5.27)
- 발언 2: 서울에서 주택공급→서울 집중→주택부족→추가공급→다시 집중→주택부족→추가공급→...(2020 주택건설포럼, 김진유, 2020.12.19.).

발언 1에서 주택공급의 필요성을 인정하지만 왜 그렇게 판단하는지 면담기사가 그 근거가 제시되어 있지 않다. 발언 2는 주택문제의 해결방안으로서 고밀화의 필요성에 대해 김진유 교수가 답한 내용이다. 발언 1과 발언 2는 상충적이라서 김진유 교수의 전체적인 메시지가 분명하지 않다.

〈사례 2〉 김경민 교수(서울대 환경대학원)는 2022년 대통령 후보가 모두 출연할 만큼 영향력 있는 Youtube 주식-경제방송인 3프로TV에 출현해 고밀화의 타당성에 대해 부정적으로 평가한다(3프로TV, 2021). 서울시내의 고밀화는 서울 시계 안과 밖에서 교통, 기반시설, 환경 및 경관, 주택 측면에서 상반된 효과를 가진다. 김경민 교수는 이들 다양한 효과 가운데 고밀화가 초래하는 서울 시계내 경관악화에만 주목하는 구두(口頭) 비용-편익분석을 수행하고 이를 근거로 그 타당성을 평가한다. 김경민 교수의 평가를 외부검토할 수 있는 문서는 여기서도 없다.

〈사례 3〉 조선일보 차학봉 기자가 운영하는 Youtube 방송에서 이광수 위원(미래에셋증권)과 김대중 교수(명지대, 대한부동산학회 이사장)는 문재인 정부 집값 양등의 원인을 두고 논쟁한다. 김대중 교수는 공급측 요인을, 이광수 위원은 수요측 요인을 원인으로 거론한다. 이광수 위원은 “역대로 공급이 많았다”고 하면서 집값이 오른 것은 공급보다 투기가 많았기 때문이라는 입장이다. 그런데도 문재인 정부에서 집값이 크게 오른 것은 다주택자 등 투기수요를 적절히 통제하지 못했기 때문이라고 말한다. 이 두 가지 논설에서 보는 논법은 전강수 교수에서 이미 보았다.

이들 세 가지 사례에서 주택공급의 과부족론, 집값의 적정성론의 분석적, 경험적 근거는 제시되거나 제시되더라도 시사적인 것에 그친다. 유용하고 흥미롭지만 의미 있는 판단에 도움을 주는 증거는 없다. 사례 3에서도 양편 모두 주택공급 충분론과 부족론에 대해 엄정한 근거를 제시하지 못한다. 시사적 근거에 기초해서로 다룰 때 논쟁은 난장(亂場)으로 전락하기 쉽다(후랭이TV, 2021.6.26.).

부록 3. 논문 설명 자료

아래 동영상에 논문의 표와 그림의 작성법이 설명되어 있다.

<https://youtu.be/9vjr8CXwp7c>

동영상 안내문에 기술문서, 통계자료 등을 이용해 논문에 실린 표와 그림을 재생할 수 있다. STATA와 R을 이용했다.