

아파트 가격 변동이 지역 소비에 미치는 영향 : Bartik형 도구변수를 이용한 실증 분석

The Relationship between Apartment Prices and Regional Consumption
: A Bartik Instrument Approach

김 나 영 (Kim, Nayeong)*

황 영 재 (Hwang, Youngjae)**

< Abstract >

This study examines the relationship between apartment price changes and consumption in Korea. We construct a monthly panel dataset covering 17 provinces from January 2020 to October 2025 by combining administrative records on apartment transactions with regional consumption measures derived from Shinhan Card data. To address potential endogeneity in housing prices, we estimate both ordinary least squares and two-stage least squares models.

In the 2SLS framework, we employ a Bartik-type instrumental variable constructed by interacting each province's initial distribution of apartment characteristics—unit size, floor level, and building vintage—with subsequent changes in hedonic price components. The empirical specifications incorporate province and time fixed effects, along with a comprehensive set of demographic and economic controls.

OLS results suggest a positive association between apartment price growth and consumption in several baseline specifications; however, this relationship weakens once additional covariates are included. In contrast, the instrumental variables estimates do not reveal statistically significant effects of housing price shocks on consumption. Instead, demographic and labor market factors—particularly population growth, employment conditions, and service sector activity—exhibit more stable and economically meaningful correlations with regional consumption.

Overall, the findings indicate that short-term consumption in Korea is driven primarily by underlying economic fundamentals rather than by contemporaneous fluctuations in apartment prices.

Keywords: Bartik Instrument Variable, Apartment Prices, Regional Consumption, Housing Quality Structure, 2SLS

I. 서론

주택가격 변동은 현대 경제에서 소비와 밀접하게 얽혀 있는 대표적인 거시 변수로, 이 관계는 크게 두

가지로 설명된다.

첫 번째는 부의 효과(wealth effect)로, 주택가격 상승이 가계의 순자산을 늘려 소비를 확대한다는 설명이다. 이 관점에서는 집값이 오르면 주택을 보유한 가구의 자산가치가 커지게 되어 소비가 확대된다고

* 서강대학교 부동산학과 박사과정, nyfin@naver.com, 주저자

** 서강대학교 부동산학과 교수, hyjestate@sogang.ac.kr, 교신저자

본다. 다른 하나는 주택가격과 소비가 소득·고용·금융여건 등 공통 요인(common factor)에 함께 반응한다는 것이다. 이 경우 두 변수 사이의 관계는 주택가격과 소비의 직접적인 연관성보다는, 소득 증가나 금리 하락과 같은 경기 요인이 두 변수에 모두 영향을 미친 것으로 이해할 수 있다.

부의 효과를 다룬 국내 선행연구들은 주로 가계 패널 자료를 활용하여 주택가격 변동이 소비지출에 미치는 영향을 분석해 왔다. 이들 연구는 연령, 자산 규모, 부채 수준 등 가구 특성에 따라 주택가격 변화에 대한 소비 반응의 변화에 초점을 두고 있어 가구 간 차이를 정교하게 나타내는 장점이 있다. 그러나 이러한 미시자료를 이용한 분석은 주택시장의 구조적 특성이나 지역별 경제 여건의 차이를 충분히 반영하기 어렵다는 한계를 지닌다.

공통요인에 대한 연구는 거시 자료를 활용하여 경기 지표와 함께 주택가격과 소비의 장단기적 변동을 분석한다. 이러한 연구는 경기 지표와 주택가격, 소비가 어떻게 함께 움직이는지를 살펴보는 데에는 유용하지만 지역 수준의 이질성을 세밀하게 구분하기 어렵고 주택가격의 내생성을 엄밀하게 통제하는 데에도 제약이 있다. 나아가 주택가격과 소비 사이의 양(+)의 관계가 진정한 부의 효과에 기인한 것인지, 아니면 공통된 경기 요인에 대한 동시 반응의 결과인지는 여전히 논쟁적인 쟁점으로 남아 있다.

가계의 자산구성은 주택이 큰 비중을 차지하는데, 특히 아파트는 국내 주택을 대표하는 형태로 아파트 가격 변동이 소비와 실물경제에 어떤 경로를 통해 작동하는지를 파악하는 일은 통화정책·재정정책·주택정책을 설계하는 데 중요한 과제다.

2010년대 이후 서울과 일부 수도권 지역의 아파트 가격지수는 크게 상승한 반면, 몇몇 지방 도시는 장기간 보합 내지 약세 흐름을 보여 왔다.¹⁾ 이러한 가격 양극화는 동일한 유형의 가격 충격이라 하더라도, 지역에 따라 부의 효과나 공통 요인 효과의 강도가 다르게 나타날 수 있음을 시사한다. 결과적으로 동질의 아파트 가격 변화라 하더라도 어느 지역에서 발생했는지에 따라 소비 반응이 상이하게 나타날 수 있는 제도·경제적 여건이 존재한다고 볼 수 있다.

만약 아파트 가격 상승이 가계의 자산가치를 높여

소비를 확대하는 부의 효과로 직결된다면, 시장 안정을 위한 규제나 긴축 정책은 단기적으로 소비를 위축시키고 내수에 부담을 줄 가능성이 있다. 반대로 아파트 가격과 소비의 변화가 소득, 고용, 금융여건 등 공통 요인에 함께 반응한 결과라면, 아파트 가격 하락이 곧바로 소비 위축으로 이어질 것이라는 단순한 해석은 정책 논의를 불필요하게 왜곡할 위험이 있다.

지역별로 아파트 가격 수준과 변동성이 크게 다른 현실을 고려할 때, 지역별 아파트 가격은 소득, 고용, 금융규제, 인구 이동뿐 아니라 지역 경기 전망과 정책 기대와 같은 비관측 요인과의도 함께 변동한다. 따라서 이를 설명변수로 사용하는 OLS에서는 동시성, 생략변수, 측정오차로 인해 계수 추정에 편의가 발생한다. 이 때문에 부의 효과와 공통 요인의 영향을 명확히 분리하기 어렵고, 패널모형이나 VAR·VEC 분석도 일부 공통 충격을 통제하는 데에는 유용하지만 주택가격의 내생성 문제를 근본적으로 해소하는 데에는 한계가 있다. 이를 보완하기 위해서는 아파트 가격 변동과는 밀접하게 연관되지만 소비에는 직접적인 영향을 미치지 않는 적절한 도구변수(instrumental variable)를 설정할 필요가 있다.

본 연구는 이러한 문제의식에 따라 국내 아파트 시장의 구조적 특성을 반영한 Bartik형 도구변수를 도입하여, 지역 집계 수준에서 관측되는 아파트 가격과 지역 소비 활동 간 관계를 분석한다. 본 연구의 분석단위는 개별 가계가 아닌 지역수준으로, 추정 결과는 특정 지역에 거주하는 다양한 가구(자가/차가, 연령별, 소득별)의 이질적인 반응이 평균으로 집계된 순효과(net effect)이다. 따라서 본 연구가 검증하는 것은 개별 가계 수준의 미시적 자산효과라기보다는, 지역 집계 수준에서 내생성을 통제한 후 아파트 가격 변화에 따른 독립적인 소비효과를 살펴보는 것이다.

이를 위해 지역별 아파트 실거래 가격 정보와 신한 카드 nowcast 소비지표를 결합해 2020년 1월부터 2025년 10월까지의 월별 지역 패널을 구축하여, 아파트 가격과 소비의 관계를 분석할 수 있는 자료 기반을 마련하였다. 다음으로 기준시점의 지역별 아파트를 면적, 층수, 준공연도에 따라 구간별 거래비중으로 분류해 지역별 품질 구조를 설정하고, 헤도닉 모형으로 추정한 품질유형별 한계가격 변화를 이에 결합하였

¹⁾ KB부동산(2025), “월간 주택가격동향” 및 한국부동산원 전국주택가격동향조사. 서울 아파트 매매가격지수 기준 2013년 3월 65.6 → 2025년 1월 106.6 (누적 약 62%↑), 평균 매매가 7억원 → 14억원 돌파.

다. 이렇게 구성된 변수는 각 지역의 품질구조가 공통적인 품질별 가격 변동에 어느 정도 노출되는지를 나타낸 지표로서, 최종적으로 시간·지역 고정효과와 다양한 통제변수를 단계적으로 포함한 2단계 최소제곱(2SLS) 모형의 도구변수로 사용된다.

본 연구는 국내 아파트 시장의 이질적인 품질·구조를 Bartik형 도구변수로 구성하여 아파트 가격을 설명하고 내생성과 외생성 문제를 보완했다는 점에서 국내의 기존 연구와 차별점을 갖는다. 또한 도구변수를 이용한 2SLS 결과와 OLS 결과를 비교하여, 지역별 아파트 가격과 지역 소비 관계를 재평가하는 실증적 근거를 제공한다.

II. 선행연구

주택가격과 소비의 관계를 분석한 선행연구는 크게 부의 효과, 공통 요인 효과 그리고 도구변수를 활용한 연구로 구분할 수 있다. 기존 연구들이 공통으로 보여주는 핵심내용은 주택가격과 소비의 관계가 가격 변동 방향, 가구 특성, 경기 국면에 따라 이질적이고 비대칭적이라는 점이다. 이러한 이질성과 비대칭성은 지역단위 분석에서 자가의 양(+) 효과와 차가의 음(-) 효과가 평균으로 상쇄되거나, 상승기와 하락기 효과가 혼재되어 전체 평균 효과가 약하게 나타나 통계적으로 유의하지 않을 가능성을 시사한다. 또한 주택가격과 소비 간 관계가 경기변동과 같은 제3의 공통요인에 의해 동시 결정될 가능성이 크므로, 내생성을 적절히 통제하지 않으면 인과관계를 왜곡하여 추정할 위험이 있다.

부의 효과는 주택가격 상승이 가구의 순자산을 증가시켜 소비를 증가시킨다는 가설이다. Campbell and Cocco(2007)는 영국 가계 패널을 분석하여, 주택가격이 오를 때 특히 고령·저소득 가구에서 부의 효과가 뚜렷하게 나타나며, 연령·소득·대출제약 정도에 따라 효과의 크기가 크게 달라진다는 점을 보였다.

국내 연구에서도 가구 특성에 따른 이질성이 확인되었다. 강민규·김준형(2009)은 한국노동패널(KLIPS)에서 자가가구를 대상으로 주택가격 변화가 가구소비에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 전체 자가가구에서 주택가격 변화는 소비지출에 긍정적 영향을 미쳤고, 가구의 부채유무가 주택 자산효과에 중요한

영향을 미친다는 점을 확인하였다. 부채가 있는 가구는 주택가격 상승 시에도 상환 부담으로 자산효과가 상쇄되나, 부채가 없는 가구는 가격 하락 시에도 음(-) 자산효과 영향을 적게 받았다. 또한 고령·중상위층에서 자산효과가 뚜렷하게 나타났으나 젊은 고부채층에서는 거의 나타나지 않았다.

김원혁 외(2021)는 아파트 가격 상승이 자산효과로 전반적 소비를 증가시키지만 품목별로 0.15%에서 46.08%까지 이질적 탄력성을 보이며, 전체 소비 변동의 약 25%를 설명한다고 보고하였다. 주거 관련 서비스(관리비, 유지비)는 증가하나, 부채 부담이 큰 젊은 층은 소비를 줄이는 등 연령별·품목별로 상이한 양상을 보였다.

길혜민·김광석·박혁서(2013)의 연구는 50세 미만 젊은 층에서는 주택가격 상승 시 주거비 부담 증가로 소비를 유의하게 감소시키고 저축을 늘리는 반면, 고령층은 자산 효과로 소비를 늘리는 연령별 탄력성 차이를 확인하였다.

박철범(2019)은 한국노동패널 자료로 주택가격 변화에 대한 소비 반응은 가구 특성에 따라 이질적으로 나타났고, 규모는 작지만 유의하게 양(+)의 값으로 추정되었다. 고령 가구주는 주택가격 상승 시 소비 반응이 상대적으로 크게 나타난 반면, 젊은 가구주는 개별 주택가격 상승에도 소비 반응이 미미하고 전국 평균 주택가격 상승 시 소비를 유의하게 감소시키는 양상을 보였다. 또한 DTI 규제 강화 시 대출제약으로 인해 주택가격이 상승하여도 소비가 감소하는 결과가 추정되었다. 이는 소비증진을 위한 부동산 시장 부양 정책 효과가 제한적이며, 특히 전국적 부양 정책은 전반적 소비 하락이라는 부작용을 초래할 수 있음을 시사하였다.

김진우·김승희(2018)는 주택가격 하락기(2012년)와 상승기(2015년)로 나누어 가계소비지출 차이를 분석하였다. 주택소유 가구는 가격 상승기에 주거비 부담이 감소한 반면, 미소유 가구는 오히려 주거비 부담이 증가하여 소유 여부가 소비지출에 분명한 차이를 가져왔다. 점유형태별로는 자가와 전세 가구는 유사한 소비 패턴을 보였으나, 월세 가구는 상반된 결과를 보였다. 주택유형별로는 아파트 거주 가구가 지출 규모가 가장 컸고, 다세대주택 거주 가구는 대부분 항목에서 가격 상승기에도 소비가 오히려 하락하는 열악한 환경이 확인되었다. 소비지출 결정요인으로서는 차

량교통비, 교육비, 주거비 순이었으며, 가구소득이 가장 큰 영향력을 보였다. 이들은 미시적 접근에서의 주택가격의 자산효과는 확인할 수 없거나 미비하다고 결론지었다.

가격 변동 방향의 비대칭성도 확인되었는데, 강민규·김준형(2009)은 가격 상승 시 일반 가구의 소비는 증가하지 않으나, 가격 하락 시 소비 감소 폭이 통계적으로 유의하게 크게 나타나 Engelhardt(1996)의 결과와 일치하는 비대칭성을 보고하였다. 또한 비내구재 소비가 자산효과에 더 탄력적일 것이라는 기존 가설과 달리 총소비와 비내구재 소비 간 반응 차이는 크지 않았다. 이들은 주택가격 하락이 자산효과 경로를 통해 소비위축으로 이어질 수 있으며, 부동산 규제 완화를 통한 가격 상승 정책이 민간소비 증대로 이어질 것이라는 보장은 없다고 지적하였다.

다음으로 공통요인 효과는 주택가격과 소비가 모두 경기변동, 소득, 금리 등 제3의 요인에 의해 동시에 영향을 받아 상관관계를 보이지만, 주택가격 자체가 소비를 인과적으로 변화시키는 것은 아니라는 가설이다. 조갑제(2015)는 한국의 거시 시계열 자료를 활용하여 VECM 분석을 수행하였다. 공적분 분석 결과, 한국의 가계소비는 실질GDP 및 실질이자율과 장기적으로 유의적인 양(+)의 관계가 있으며, 주택가격과도 장기적으로 유의한 비례관계를 보였다. 반면 가계부채와는 장기적으로 음(-)의 관계가 있었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 VEC 그래저 인과관계 검정 결과, 주택가격은 가계소비에 대해 선행적 인과관계를 보이지 않았고, 오히려 가계소비 변화가 주택가격 변화에 선행하였다. 충격반응함수 및 분산분해 결과 실질GDP가 소비 변동 설명에 가장 큰 기여를 하며, 주택가격과 소비는 모두 경기변동에 따라 동시 변화하는 공통요인 가설을 지지한다고 결론지었다. 이는 주택가격 상승에 의존한 소비 증대 정책의 실효성이 제한적이며, 중장기적으로 가계부채 확대에 따른 금융불균형 위험을 감안한 정책 운용이 필요함을 시사한다.

김세완(2008)은 경기 국면별로 주택가격과 소비의 관계가 달라진다는 점을 보였다. 경기 확장기에는 소득·금리·기대 등 공통요인이 주택가격과 소비를 동시 상승시키지만, 침체기에는 이들 요인이 동시 하락하여 가격·소비 모두 위축되는 구조적 차이를 확인하였다. 그는 경기 하락기의 아파트가격 하락이 소비

감소로 이어지는 효과가 확장기 가격 상승의 소비 확대 효과에 비해 상대적으로 작다고 보고하였으나, 이는 분석 기간과 경기 국면 설정에 따라 달라질 수 있다.

김희호·박세운(2015)은 전세제도 하에서 소득, 전세가비율, 담보대출규모가 주택가격의 핵심 결정요인이며, 전세가비율이 낮을수록 소득변동이 주택가격을 더 탄력적으로 변화시키는 레버리지 효과를 보였다. 또한 담보대출 규모가 소득제약을 가져올 정도로 크면 경기호황기 소득 증가 시 대출 상환으로 주택수요와 가격이 오히려 감소하는 비대칭 반응을 확인하였다.

도구변수를 활용한 연구는 주로 해외에서 이루어져 왔으며, 주택가격 변동 중 외생적인 부분을 활용해 소비와 주택가격 사이의 관계를 추정하면서 거시 여건 등 공통 요인의 영향을 함께 통제한다. Bartik(1991)은 지역별 산업구조 비중과 산업별 전국 고용성장률을 결합한 도구변수를 사용하여, 외생적 산업수요 변화가 지역별 고용과 임금에 어떤 영향을 주는지를 추정하였다. 이른바 Bartik형 도구변수는 기준시점의 지역별 구조적 비중에 이후의 공통 충격을 결합해 지역별 외생적 변화를 만들어 내는 방식으로, 노동시장·무역·주택시장 등 여러 분야에서 널리 사용되고 있다.

Saiz(2010)는 지형의 경사도와 해안선·호수 등 개발이 어려운 토지 비율을 이용해 주택 공급 탄력성의 도구변수를 만들고, 토지 여건과 규제가 초래하는 공급 제약이 지역 주택가격의 변동성을 키운다는 공급측 설명을 제시하였다.

Mian and Sufi(2011)는 지역별 산업구조 비중과 전국 산업별 수요 변동을 결합해 도구변수를 구성하고 2000년대 미국에서 주택가격 상승이 특히 저신용가구의 주택담보대출 확대와 레버리지 증가로 이어졌으며 그 결과 금융위기 충격이 크게 증폭되었다는 점을 보였다.

Graham and Makridis(2023)는 지역 주택 특성(연령·면적·시설)의 구성비와 전국 특성별 가격 변동을 결합한 새로운 Bartik형 도구변수를 사용하여, 주택가격이 10% 오를 때 비내구재 소비가 대략 1% 정도 증가하는 부의 효과를 추정하고, 이러한 효과가 특히 젊은 가구와 부채 비율이 높은 가구에서 더 크게 나타난다는 사실을 제시한다.

이처럼 도구변수를 활용한 연구들은 주택가격의 내생성을 통제한 상태에서 주택자산이 소비에 미치는

부의 효과를 보다 정밀하게 추정했다는 공통점을 가진다. 반면 국내 연구는 주로 가게 패널이나 거시 시계열 자료를 이용해 부의 효과와 공통 요인을 추정해 왔으나, 도구변수를 통해 주택가격의 내생성 문제를 체계적으로 해결한 사례는 거의 찾아보기 어렵다. 패널 고정효과나 VAR·VEC 모형을 사용해 공통 충격을 일부 통제하려는 시도는 존재하지만, 주택가격과 소비를 동시에 움직이게 만드는 거시·지역 요인과 순수한 가격 충격을 명확히 분리한 분석은 드문 편이다. 이러한 논의를 바탕으로 본 연구는 Saiz(2010)와 Graham and Makridis(2023)가 제시한 주택 품질 특성 기반의 Bartik형 도구변수를 한국의 아파트 시장에 맞게 변형하여, 주택가격과 소비의 관계를 새롭게 추정하고자 한다.

III. 연구방법론

1. Bartik형 도구변수의 개념

Bartik형 도구변수는 지역마다 외생적 충격이 어떤 강도로 작용하는지를 수치화하기 위해 고안된 방식으로, 기본 구조는 비교적 단순하다. 기준시점에서 각 지역이 보유한 구조적 비중에 이후 전국 차원에서 공통적으로 발생한 충격을 곱해, 지역별 외생적 충격을 구성하는 식이다. Bartik(1991)은 한 지역이 어느 산업에 얼마나 의존하는지를 보여주는 ‘지역별 산업 고용 비중’을 구조적 비중으로 사용하고, 여기에 ‘전국 산업별 고용성장률’이라는 공통 충격을 곱해 지역별 외생적 산업수요 충격을 정의한 뒤, 이를 결합하여 도구변수를 구성하고 지역 노동수요 변화가 고용과 임금에 미치는 효과를 추정하였다.

Graham and Makridis(2023)는 같은 아이디어를 주택시장에 적용하여, 지역별 주택 특성(연령·면적·시설)의 구성비와 전국 특성별 가격 변동을 결합함으로써 주택자산 충격을 Bartik형 도구변수로 구성하였다. 특정 지역에 대한 Bartik형 도구변수는 보통 기준시점의 지역별 구조와 이후에 발생한 전국 공통 충격을 곱해 얻은 값으로 구성된다. 즉, 한 시점에 그 지역이 어떤 산업·주택 유형·인구 집단에 얼마나 집중되어 있는지를 나타내는 비중에, 이후 전국 차원에서 관측되는 산업별 성장, 특성별 가격 변동 등 공통

충격을 곱해 지역별 외생적 충격 지표를 만든다. 여기서 지역 특성 비중은 당시의 구조를 요약하는 상대적으로 느리게 변하는 지표로 두고, 분석 기간 동안 큰 폭으로 달라지지 않는다고 가정한다. 반면 공통 충격에는 금리, 경기, 규제 변화처럼 전 지역에 동시에 영향을 미치는 요인이 포함되며, 단기 소비나 특정 사업과 같이 지역에 특화된 사건에 영향을 받지 않는다고 가정한다.

이를 국내 아파트 시장에 적용하면, 먼저 면적·층수·준공년도 같은 아파트의 품질 특성을 기준시점의 품질구조 비중으로 하여, 이후 시점에 품질유형별로 나타나는 가격변화를 공통 충격으로 보는 방식이다. 면적·층수·준공년도 분포는 재건축 규제나 용적률, 택지 개발 시기처럼 제도와 공급에 관련된 요인이 오랜 기간 쌓이면서 만들어진 결과이기 때문에, 단기간의 수요 변화만으로는 구조 자체가 크게 바뀌기 어렵다. 예를 들어 어떤 지역에서 2020년 1월 기준으로 소형·저층·노후 아파트 비중이 높다고 해서, 1~2년 동안 소비가 조금 늘거나 단기 정책이 시행됐다고 곧바로 이 비중이 크게 달라지는 것은 아니다.

반면 품질유형별 한계가격 변화는 저금리, 대출 규제, 세제 변화 등 시장 전반에 영향을 미치는 공통 요인을 주로 반영한다. 중형·고층·신축 아파트에 붙는 추가 프리미엄의 확대는 대체로 지역 수요 변화보다는 전국적인 금리·규제 환경이나 주거 선호 변화에 좌우되는 경우가 많다.

이 두 요소를 곱해 만든 Bartik형 도구변수는, 공통적인 품질별 가격 변화가 지역마다 다른 품질구조와 만나 어떤 차이를 보이는지를 측정하는 지표가 된다. 국내 아파트 시장의 경우 품질구조는 짧은 기간에 크게 바뀌기 어렵고, 품질별 가격변화는 전국적인 금리·규제·선호 요인을 주로 반영하므로 소비와 직접 연결될 가능성은 크지 않다.

Bartik형 도구변수가 유효한 도구변수로 기능하기 위해서는 두 가지 조건을 충족해야 한다. 첫째, 도구변수가 독립변수(주택가격 변화)와 충분히 강한 상관관계를 가져야 하며(관련성, relevance), 둘째, 도구변수가 시간·지역 고정효과와 통제변수를 조건으로 종속변수(소비)의 오차항과 독립이어야 한다(외생성, exogeneity).

본 연구의 Bartik형 도구변수는 이 두 조건을 다음과 같은 이유로 충족한다고 판단된다. 먼저 관련성

조건은 1단계 회귀의 F-통계량을 통해 실증적으로 검증 가능하며, 이는 4장 실증분석에서 제시한다.

외생성 조건은 도구변수가 소비 방정식의 오차항에 포함된 지역별·시점별 수요 충격, 소비자 심리, 단기 정책 등과 독립이어야 함을 의미한다. 본 연구의 도구변수는 초기 품질구조 비중과 품질별 한계가격 변화의 곱으로 구성된다. 이 중 품질구조 비중은 2020년 1월 시점에서 고정되어 있으므로 분석 기간 중 발생하는 소비 충격과는 시간적으로 선행하며, 역인과(reverse causality) 문제가 발생하지 않는다. 또한 품질구조는 재건축 규제, 용적률, 과거 택지 개발 등 장기적 공급 요인에 의해 결정되므로 단기 소비 변동이나 지역 특화 수요 충격에 의해 내생적으로 변화하기 어렵다. 더욱 중요한 것은 품질별 한계가격 변화가 전국 공통충격을 반영한다는 점이다. 이는 특정 지역이 아닌 전국 전체 실거래 자료를 이용하여 헤도닉 가격모형(식 3)을 추정함으로써 산출된다. 예를 들어 중형 아파트(areacap 3)의 프리미엄 변화는 서울, 부산, 대구 등 모든 지역의 중형 아파트 거래가격을 함께 사용하여 추정한 계수이므로, 특정 지역의 소비 충격이나 지역 정책이 품질별 한계가격 변화에 직접적으로 영향을 미칠 가능성은 매우 낮다. 이는 Bartik 도구변수의 핵심 식별 논리로, 지역별 도구변수 값의 차이는 전국 공통 가격 변화가 아니라 초기 구조 비중의 차이에서 발생한다. 만약 어떤 지역이 소비 호황을 경험하더라도, 그것이 전국 품질별 가격 계수에 미치는 영향은 해당 지역의 표본 비중만큼만 반영되므로 개별 지역 충격이 품질별 한계가격 변화를 크게 움직이기는 어렵다. 또한 본 연구는 시간 고정효과를 포함하여 전국 공통 시점 충격(금리, 거시경제 등)을 통제하므로, 이로 인해 제거되지 않는 부분만이 도구변수에 반영된다. 물론 이 도구변수가 완전히 외생적이라고 단정할 수는 없다. 만약 특정 품질 유형에 대한 전국적 선호 변화가 특정 지역의 소비 충격과 상관관계를 가진다면 외생성 가정이 일부 약화될 수 있다. 예를 들어 대형 아파트 선호 증가가 고소득층 소비 증가와 동시에 발생한다면, 대형 아파트 비중이 높은 지역의 도구변수 값이 소비 오차항과 상관을 가질 가능성이 있다. 그러나 본 연구는 인구 증가율, 고용률, 서비스업생산지수, 1인당 GRDP, 소비자물가지수 등 광범위한 통제변수를 포함하여 주택가격과 소비에 공통으로 작용하는 경기·소득·물가 요인을 최

대한 제거하였다. 이러한 통제변수들은 고소득층 소비 증가나 지역별 경기 호황 같은 관측 가능한 공통요인을 상당 부분 통제하므로, 도구변수와 소비 오차항 간 잔존 상관은 크지 않을 것으로 예상된다. 또한 지역 고정효과는 각 시·도의 시간불변 특성(예: 구조적 소득 수준, 산업 구조, 인구 특성 등)을 제거하고, 시간 고정효과는 전국 공통 시점 충격을 제거하므로, 고정효과와 통제변수를 조건으로 한 도구변수의 외생성은 상당히 강화될 것으로 본다.

종합하면, 본 연구의 Bartik형 도구변수는 (1) 초기 구조의 고정성, (2) 품질별 가격 변화의 전국 공통성, (3) 광범위한 통제변수 및 고정효과를 포함하여 외생성 조건을 충족한다고 판단하였다. 다만 품질별 선호 변화와 소비 충격 간 관측 불가능한 상관이 완전히 배제되지는 않으므로, 이는 본 연구의 한계로 남는다.

2. 국내 부동산 시장에 맞춘 품질구조 기반 Bartik 도구변수 구성

본 연구의 목적은 지역별 아파트 가격 변동이 지역 소비에 미치는 인과적 효과를 추정하는 것이다. 이를 위해 본 연구는 시·도 수준의 패널자료를 구축하고, 아파트 품질구조에 기반한 Bartik형 도구변수를 설계하여 지역별 아파트 가격의 외생적 변동을 포착하는 지표를 구성하였다.

먼저 아파트의 품질구조를 전용면적(area), 층수(floor), 준공연도(built)의 세 차원으로 나누고, 각 차원별로 5개 구간을 설정하였다. 전용면적은 소형(<60㎡, areacap1), 준중형(60~75㎡, areacap 2), 중형(75~100㎡, areacap 3), 중대형(100~135㎡, areacap 4), 대형(≥135㎡, areacap 5)으로 구분하고, 층수는 완전저층(1~3층, floorcap1), 준저층(4~7층, floorcap 2), 중층(8~15층, floorcap 3), 로열층(16~25층, floorcap 4), 초고층(26층 이상, floorcap 5)으로 구분하였다. 준공연도는 재건축 대상(1990년 이전, builtcap1), 리모델링 대상(1990~2000년, builtcap2), 준신축(2001~2010년, builtcap3), 신축급(2011~2020년, builtcap4), 최신택(2021년 이후, builtcap5)으로 나뉘고, 각 지역 g에 대해 기준시점인 2020년 1월의 실거래자료를 이용하여 면적·층수·준공연도 구간별 거래비중을 식 (1)과 같이 정의하였다.

$$\sum_{k=1}^5 \lambda_{g,k}^c = 1, \quad c \in \{area, floor, built\} \quad (1)$$

면적 : $\lambda_{g,k}^{area}$,

층수 : $\lambda_{g,k}^{floor}$,

준공연도 : $\lambda_{g,k}^{built}$,

$k = 1, \dots, 5$

λ 는 기준시점의 거래 관측 구조에 기반한 지역의 면적 · 층수 · 준공연도에 따른 초기 품질구조 비중이며, Bartik 도구변수의 가중치로 사용된다.

다음으로 각 시점에서 면적 · 층수 · 준공연도 구간에 따른 가격 수준의 상대적 프리미엄을 추정하고, 기준시점(2020년 1월)과의 차이를 이용해 시 · 도별 품질유형별 한계가격 변화 ($\Delta q_{g,k,t}$)를 계산하였다. 이를 위해 개별 아파트 실거래 가격을 종속변수로 하고, 면적 · 층수 · 준공연도 구간 더미를 설명변수로 포함한 해도닉 가격모형을 추정하였다. 지역 g , 시점 t , 개별 주택 i 에 대해 거래가격을 종속변수로 하고, 면적 · 층수 · 준공연도 구간 더미를 설명변수로 포함한 모형은 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned} price_{i,g,t} = & \alpha_{g,t} + \sum_{k=2}^5 \beta_{g,t,k}^{area} D_{ik}^{area} \\ & + \sum_{k=2}^5 \beta_{g,t,k}^{floor} D_{ik}^{floor} + \sum_{k=2}^5 \beta_{g,t,k}^{built} D_{ik}^{built} \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 $D_{ik}^{area}, D_{ik}^{floor}, D_{ik}^{built}$ 는 각각 면적 · 층수 · 준공연도 구간 k 에 대한 더미변수이다.

기준조합(소형 · 완전저층 · 재건축 대상, 즉 areacap1, floorcap1, builcap1 구간)은 기준범주로 두고 모형에서 더미 변수로 제외하며, 해당 조합의 한계가격은 회귀식의 절편에 포함된다. 이렇게 추정된 계수는 각 품질구간의 시점별 가격 프리미엄을 의미하며, 기준시점 대비 계수 차이는 해당 구간 프리미엄이 이후 어떻게 조정되었는지를 나타내는 지역별 한계가격 변화로 해석한다.

$$\Delta q_{g,k,t}^{area} = \beta_{g,t,k}^{area} - \beta_{g,0,k}^{area}$$

$$\Delta q_{g,k,t}^{floor} = \beta_{g,t,k}^{floor} - \beta_{g,0,k}^{floor}$$

$$\Delta q_{g,k,t}^{built} = \beta_{g,t,k}^{built} - \beta_{g,0,k}^{built}$$

$$k = 2, \dots, 5$$

마지막으로 기준시점에서 지역 g 의 품질유형별 비중 $\lambda_{g,k}$ 과, 지역별로 관측된 품질유형별 한계가격 $\Delta q_{g,k,t}$ 변화를 결합하여 식 (3)과 같이 도구변수를 구성하였다.

$$\begin{aligned} B_{g,t} = & \sum_{k=2}^5 \lambda_{g,k}^{area} \Delta q_{g,k,t}^{area} + \sum_{k=2}^5 \lambda_{g,k}^{floor} \Delta q_{g,k,t}^{floor} \\ & + \sum_{k=2}^5 \lambda_{g,k}^{built} \Delta q_{g,k,t}^{built} \end{aligned} \quad (3)$$

지역별 아파트 품질구조를 활용한 도구변수 $B_{g,t}$ 는 기준조합(소형 · 완전저층 · 재건축 대상) 대비 그 외 구간(2~5)의 변화만 반영하였다. 결과적으로 $B_{g,t}$ 는 지역 g 에서, 기준조합에 비해 준중형~대형, 준저층~초고층, 리모델링~최신축 구간의 상대적 가격 프리미엄이 기준시점 이후 어떻게 조정되었는지를, 기준시점 품질구조 비중으로 가중평균한 값으로 해석할 수 있다. 즉 Bartik형 도구변수인 $B_{g,t}$ 는 기준연도 2020년 1월을 고정함으로써 λ 는 외생적인 초기 조건으로 취급되며, 이후 시점별 변화는 $\Delta q_{g,k,t}$ 를 통해서만 반영된다. 이는 품질구조가 단기간에 급격히 변하기 어렵다는 점을 활용한 것이다.

본 연구의 Bartik형 도구변수는 2020년 1월 실거래 자료에서 관측된 거래 건수를 바탕으로 지역별 품질구조 비중(λ)을 산출하였다. 이는 해당 시점 실제로 거래가 발생한 아파트 분포를 반영하는 것으로, 이론적으로는 지역 전체 아파트 재고(stock)의 품질 분포와 차이가 있을 가능성이 존재한다. 만약 거래 발생 여부가 품질 특성과 무관하게 무작위라면 실거래 표본은 재고 분포의 불편추정치가 될 것이다. 그러나 특정 품질 유형(예: 신축, 중대형 등)의 거래가 다른 유형에 비해 상대적으로 활발하다면, 실거래 기반 비중은 재고 기반 비중과 다소 차이를 보일 수 있다. 이러한 가능성은 Bartik 도구변수 문헌에서 초기 구조 추정 시 일반적으로 제기되는 논점이다. 다만 본 연구의 맥락에서 이러한 차이가 분석 결과에 실질적으로 미치는 영향은 다음과 같은 이유로 제한적일 것으로 판단된다.

첫째, 분석 단위가 월별 집계 수준이므로 개별 거래의 특이성은 평균 과정에서 상당 부분 완화된다. 2020년 1월 전국 아파트 거래 건수는 약 6만 건에 가깝고, 각 지역에서도 수백 건 이상의 거래가 관측되어 표본

크기가 충분히 크다. 둘째, 본 연구의 품질 분류는 면적·층수·준공연도의 5개 구간 조합으로 이루어져 있어 비교적 거시적인 범주에 해당한다. 거래 패턴이 재고와 다소 차이를 보이더라도, 이는 주로 같은 범주 내에서의 미시적 차이(예: 입지, 브랜드 등)로 나타날 가능성이 크며, 범주 간 비중 자체가 크게 왜곡되지는 않을 것으로 예상된다. 셋째, 2020년 1월은 코로나19 발생 직전으로 특별한 정책 충격이나 시장 교란 요인이 없던 시기이므로, 거래 패턴이 평상시 수준을 반영한다고 볼 수 있다. 또한 분석 기간이 약 5년으로 품질 구조 자체가 단기간에 급변하기 어렵다는 점을 고려하면, 초기 시점의 측정 방식이 이후 시점의 분석 결과에 체계적인 왜곡을 야기할 가능성은 크지 않다. 넷째, 건축물대장이나 주택총조사 등 재고 기반 자료는 지역 × 월 단위로 일관되게 제공되지 않으며, 제공되더라도 거래가격 정보가 포함되어 있지 않아 품질별 한계가격 변화를 추정하기 어렵다. 반면 실거래 자료는 거래 시점, 가격, 품질 특성을 모두 포함하고 있어 Bartik형 도구변수 구성에 현실적으로 가장 적합한 자료원이다. 이러한 점들을 종합할 때, 실거래 기반 초기 비중이 재고와 완전히 일치하지는 않더라도 본 연구의 분석 목적상 합리적인 근사치로 활용 가능하다고 판단하였다. 다만 향후 연구에서 재고 기반 자료를 이용한 품질구조 산출이 가능해진다면, 두 방식 간 차이와 그것이 추정 결과에 미치는 영향을 실증적으로 비교하는 것이 의미 있을 것으로 보인다.

3. 아파트 가격과 소비와의 관계추정

아파트 가격과 소비는 경기 여건, 정책 변화, 기대 형성 등 공통 요인의 영향을 함께 받는 동시에 상호작용도 가능하므로, 아파트 가격을 설명변수로 한 단순 OLS 추정에서는 내생성에 따른 편의를 피하기 어렵다. 본 연구는 이러한 내생성 문제를 완화하기 위해, 우선 시간 더미와 지역 더미를 포함하여 전국 공통 충격과 지역 고정 요인을 회귀식에서 제거한다. 이후 고정효과를 제거한 지역별 아파트 가격 변동을 대상으로, 품질구조에 기반한 Bartik형 도구변수를 활용하여 2단계 최소제곱법(2SLS)을 적용한다. 1단계에서는 품질구조 기반 Bartik형 도구변수가 아파트 가격 변화를 유의미하게 설명하는지를 검증한다. 이때 도구변수의 유효성은 1단계 회귀의 F 통계량을 통해

평가한다. 2단계에서는 1단계에서 얻은 아파트 가격 변화율의 예측값을 설명변수로 사용해 소비식을 추정함으로써, 내생성에 따른 편의를 완화한 아파트 가격 변화와 소비의 관계를 분석한다. 1단계 회귀식은 식 (4)와 같다.

$$\Delta p_{g,t} = \gamma_1 B_{g,t} + \gamma_2 Z_{g,t} + \delta_g + \delta_t + v_{g,t} \quad (4)$$

여기서 δ_g 와 δ_t 는 각각 지역 고정효과와 시간 고정효과이다. 이때 도구변수가 유효하려면, (i) 1단계에서 아파트 가격 변화율 $\Delta p_{g,t}$ 에 대해 충분한 설명력을 가지고(관련성 조건), (ii) 시간·지역 고정효과와 통제변수를 조건으로 소비 방정식의 오차항과 독립이며, 이는 곧 아파트 가격을 통한 간접 설명력 외에는 소비에 대한 직접적인 영향을 미치지 않는다(외생성 조건). 본 연구는 1단계 회귀에서 도구변수의 계수 γ_1 의 유의성과 F-통계량을 통해 도구변수의 설명력을 추정하고, 시간·지역 고정효과 및 다양한 통제변수 도입으로 관측 가능한 공통요인을 최대한 제거함으로써 외생성 과정을 완화하였다.

2단계 회귀에서는 1단계에서 예측된 $\widehat{\Delta p}_{g,t}$ 를 사용하여 식 (5)의 소비 방정식을 추정하였다.

$$\Delta c_{g,t} = \beta_1 \widehat{\Delta p}_{g,t} + \beta_2 Z_{g,t} + \alpha_g + \alpha_t + u_{g,t} \quad (5)$$

여기서 α_g, α_t 는 지역 및 시간 고정효과이다. β_1 는 품질구조 기반 Bartik 도구변수를 통해 추정된 아파트 가격이 소비 변화에 어떤 영향을 주는지를 나타내는 값으로, 기존의 OLS를 통해 추정된 아파트 가격과 소비의 관계와는 달리 내생성에 따른 편이가 제거된 효과로 해석한다.

본 연구의 분석 단위는 지역 × 월 집계 자료이므로, 개별 가구의 주택 점유 형태(자가, 전세, 월세)에 따른 이질적 반응을 직접 식별하기 어렵다는 한계가 있다. 선행연구에 따르면 주택가격 상승은 자가가구에게는 자산 증가를 통한 양(+)의 소비 효과를, 차가가구에게는 전월세 보증금 및 주거비 부담 증가를 통한 음(-)의 소비 효과를 동시에 유발할 수 있다(강민규·김준형, 2009; 김진우·김승희, 2018; 박철범, 2019). 이러한 상반된 효과는 지역 집계 수준에서 평균으로 상쇄되어 전체 효과를 약화시키거나 통계적 유의성을 낮출

가능성이 있다. 또한 자가가구 내에서도 연령, 부채 유무, 소득 수준에 따라 소비 반응이 이질적으로 나타날 수 있다(강민규·김준형, 2009; 길혜민·김광석·박혁서, 2013). 예를 들어 고령·무부채 가구는 주택 가격 상승 시 자산효과로 소비를 증가시키지만, 청년·유부채 가구는 대출 상환 부담으로 소비 반응이 미미하거나 오히려 감소할 수 있다. 이러한 이질성을 분석하기 위해서는 지역별 자가가구 비율을 통제변수로 포함하거나, 주택가격 변화와 자가가구 비율 간 상호작용항을 도입하여 점유 구조에 따른 소비 반응의 차이를 추정하는 방법을 고려할 수 있다.

그러나 본 연구에서는 다음과 같은 이유로 이러한 접근을 채택하지 않았다. 첫째, 지역별 자가가구 비율은 연간 단위로만 제공되며, 월별 변화가 거의 없어 시간 변동성이 부족하다. 본 연구는 월별 패널 자료를 사용하므로 연간 자가비율을 월별로 배분할 경우 실질적인 설명력을 추가하기 어렵다. 둘째, 자가비율 자체가 지역의 소득 수준, 주택 공급 구조, 인구 특성 등과 높은 상관관계를 가지므로 이미 포함된 통제변수(인당 GRDP, 인구구조 등) 및 지역 고정효과와 다중공선성 문제를 야기할 수 있다. 셋째, 상호작용항을 도입하더라도 자가 내 이질성(연령·부채·소득별 차이)은 여전히 포착되지 않으며, 집계 수준에서는 이러한 미시적 이질성이 평균 효과에 어떻게 반영되는지 해석하기 어렵다.

따라서 본 연구의 2SLS 추정 결과는 지역별 평균적인 아파트 가격과 소비 관계로 해석되어야 하며, 이는 자가와 차가, 그리고 자가 내 이질적 집단의 상반된 효과가 평균으로 상쇄된 순효과(net effect)를 나타낸다. 만약 추정 결과가 통계적으로 유의하지 않다면, 이는 주택가격이 소비에 영향을 미치지 않는다는 점유 형태 및 가구 특성에 따른 이질적 반응이 지역 평균 수준에서 서로 상쇄되었을 가능성을 시사한다.

이러한 이질성을 보다 정밀하게 분석하기 위해서는 가계금융복지조사와 같은 가계 단위 미시자료를 활용하여 점유 형태별·연령별·소득별 소비 반응을 직접 추정하는 후속 연구가 필요하다.

4. 데이터 및 기초통계

본 연구의 분석기간은 2020년 1월부터 2025년 10월까지이며, 지역 × 월 패널 구조를 가진다. 본 연구에

필요한 지역별 소비자료는 국가데이터맵(nowcast 지표)을 통해 제공되는 지역별 신한카드 이용금액 변화율을 이용하였다. 이 자료는 2020년 1월부터 제공되기 때문에 분석기간의 시작점을 2020년 1월로 설정하였다. 신한카드 이용금액 변화율은 2020년 1월을 기준으로 한 월별 사용금액 변화율(지수) 형태로 제공되며, 다른 카드사 자료나 가계동향조사와 달리 전국 시도 단위에서 월별로 일관되게 관측 가능한 고빈도 소비 데이터라는 장점이 있다. 카드 이용이 전체 소비를 완벽히 대표하지는 못하지만, 국내 가계의 비현금·비체크카드 결제 비중이 꾸준히 증가하고 있고 소매·서비스 지출의 경기를 잘 반영한다는 점에서, 카드 소비는 실질 소비 흐름의 유용한 근사치로 널리 활용되고 있다. 또한 nowcast 지표는 단일 카드사 내부 자료가 아니라 통계청·한국은행 등이 제시하는 공식 통계와의 정합성을 검토하여 작성된 공공 데이터라는 점에서, 특정 카드사의 고객 구성이 가져올 수 있는 대표성 문제를 부분적으로 보완할 수 있다.

주택시장 자료는 국토교통부 실거래가 공개시스템에서 제공하는 아파트 실거래 자료를 이용하였다. 이 자료는 개별 거래 단위로 가격, 전용면적, 준공연도, 층수 등의 특성을 포함하고 있으며, 이를 이용해 지역 × 월 단위의 평균 거래가격 및 품질구조 분포를 산출하였다. 실거래가격은 지역 × 월 평균을 구하고 이를 로그 변환한 뒤 기준시점(2020년 1월) 대비 로그 차분값을 이용하였다.

통제변수는 아파트 가격과 소비에 함께 작용할 수 있는 지역 경기, 소득, 인구구조, 공급 요인을 가능한 많이 반영하는 것을 목표로 국가통계포털(KOSIS)의 자료를 이용하여 설정하였다. 먼저 인구와 노동시장 여건을 고려하기 위해 지역별 총인구와 고용률을 포함한다. 인구는 지역별 월별 총인구(또는 주민등록 인구)를 사용하고, 2020년 1월 대비 로그변화율로 인구 성장률로 정의하였다. 절대적인 인구 수준보다는, 일정 기간동안 인구가 얼마나 빠르게 유입·유출되었는지가 단기적인 소비와 아파트 가격 변동에 더 직접적인 수요 충격을 반영한다고 보았기 때문이다. 반면 고용률은 지역별 월별 고용률 수준을 그대로 사용한다. 고용률은 월별 변화보다는 “현재 이 지역의 고용 상황이 어느 정도인지를 나타내는 수준”이 더 중요하다고 판단하였고, 이를 통해 지역 고정효과만으로는 제거되지 않는 시간에 따라 변하는 지역별 차이를 보

완적으로 통제하고자 했다. 결과적으로 두 변수는 각각 인구 성장과 고용 수준을 통해 지역의 경제활동과 소득 기회 변화를 나타내며, 아파트 가격과 소비에 동시에 작용할 수 있는 수요 측 충격을 완화하는 역할을 한다.

물가와 내수경기는 지역별 소비자물가지수와 서비스업생산지수를 사용하였다. 소비자물가지수는 2020년 1월을 기준으로 한 로그변화율로 변환하여 물가 상승률을 통제변수로 포함하였다. 이를 통해 아파트 가격-소비 관계를 추정할 때 역별 경기 및 물가 수준의 변화를 일정 부분 반영할 수 있도록 하였다. 서비스업생산지수는 분기 자료를 월 단위로 변환한 뒤 로그 수준으로 사용하였다. 변화율을 사용할 경우 관측치가 줄고 변동성이 커질 수 있다는 점을 감안하여, 이 지수를 해당 시점의 내수경기 수준을 나타내는 비교적 완전한 지표로 해석하였다. 서비스업생산지수는 소매·서비스 부문의 활동을 포착하므로, 소비와 아파트 가격에 공통적으로 작용할 수 있는 내수경기 요인을 통제하는 데 유용하다.

소득 수준은 1인당 지역총생산(GRDP)과 1인당 지역총소득을 사용하였는데, 두 변수는 연간 지역총생산과 지역총소득을 인구로 나누어 1인당 값으로 만든 후 로그변환하여 사용하고, 연간 지표를 월 패널에 배분하여 결합하였다. 1인당 지역총생산과 1인당 지역총소득은 각각 생산과 소득 측면에서 비교적 장기적인 지역 소득 수준을 보여주는 지표이므로, 본 연구에서는 단기 성장을 대신 수준 변수를 사용하는 편이 지역 간 구조적 소득 격차를 통제하는 데 적절하다고 판단하였다.

인구구조와 주택 공급 측면에서는 65세 이상 1인가구 비율과 인구 대비 아파트 건축허가면적을 사용하였다. 65세 이상 1인가구 비율은 해당 시·도의 65세 이상 1인가구 수를 전체 가구 수로 나눈 값으로 정의하고, 연간 통계를 월 단위로 나누어 사용하였다. 65세 이상 1인가구 비중이 높을수록 소비 패턴과 주택수요 구조가 달라질 수 있으므로 인구구조의 차이를 반영하는 데 수준값을 사용하는 것이 더 적절하다고 보았다. 아파트 건축허가는 공급 강도를 나타내는 지표로 시·도별 허가면적을 인구로 나눈 값으로, 구조적 공급 여건을 반영한다는 점에서 수준값을 사용하였다.

정리하면, 단기적 변동을 반영하는 변수는 변화율을 사용하였고, 구조적 특성을 나타내는 변수는 수준

값을 사용하였다. 이러한 통제변수들을 시간 및 지역 고정효과와 함께 모형에 포함하여 전국적 경기 충격과 지역의 고정 특성, 그리고 관측 가능한 경기·소득·인구구조·공급 요인을 최대한 제거하였다. 이후 이러한 요인들을 제거하고 남은 지역별 변동을 대상으로, 품질구조 기반 도구변수를 이용해 아파트 가격 변화의 소비 효과를 추정하였다.

<표 1>은 2020년 1월부터 2025년 10월까지 지역별로 집계한 주요 변수의 평균과 표준편차이다. 아파트가격 변화율(price)의 평균과 분산을 보면 서울(0.456), 세종(0.207), 제주(0.238), 경기(0.239)에서 특히 높게 나타나는 반면, 경북(0.075), 대구(0.071) 등 일부 지방에서는 상승 폭이 상대적으로 작아, 수도권 중심의 양극화가 형성되어 있음을 알 수 있다. 카드 소비 변화율(card) 역시 가격 변동이 큰 서울(31.08), 세종(49.97), 경기(30.82)에서 평균 수준과 변동성이 모두 높은 편으로, 이들 지역에서는 아파트 가격 변화가 소비에 미치는 부의 효과가 상대적으로 크게 나타날 가능성이 있음을 시사한다.

인구변화율(pop)은 세종·경기에서 순유입이 이어지는 반면 경남·경북·부산·대구 등에서는 감소해 지역 간 인구 흐름의 방향이 뚜렷한 차이를 보인다. 소비자물가지수(cpi)는 지역 간 격차가 크지 않아 전국적인 물가 수준의 변화가 대체로 비슷하게 나타난 것으로 보인다. 고용률(ER)은 지역별 수준 차이가 뚜렷해 각 지역의 노동시장 여건이 서로 다름을 보여준다. 서비스업생산지수(service)는 서울·인천·세종 등 대도시에서 상대적으로 높아 지역마다 내수 경기의 강도가 다름을 시사한다. 1인당 지역총생산(grdp)과 지역총소득(income)은 수도권과 주요 광역시에서 높고 일부 지방 도에서는 낮아 지역 소득 격차가 존재함을 보인다. 인구구조와 공급 측면에서는 65세 이상 1인가구 비율(eldery)이 전남·전북·강원 등에서 두 자릿수 후반까지 높게 나타나 고령 단독가구 비중이 크고, 세종·경기·서울 등에서는 상대적으로 낮아 연령구조가 젊은 편이다. 인구대비 아파트 인허가 비율(construct)은 세종·전북·전남·충남 등에서 높은 값을 보여, 수요 여건이 같더라도 지역별로 신규 공급 압력이 크게 달랐음을 시사하며, 주택가격과 소비의 관계를 해석할 때 공급 충격을 별도로 통제할 필요가 있음을 보여준다.

한편 본 연구는 아파트의 품질 특성을 면적, 층수,

<표 1> 지역별 주요 변수의 기초통계량 (2020.1-2025.10)

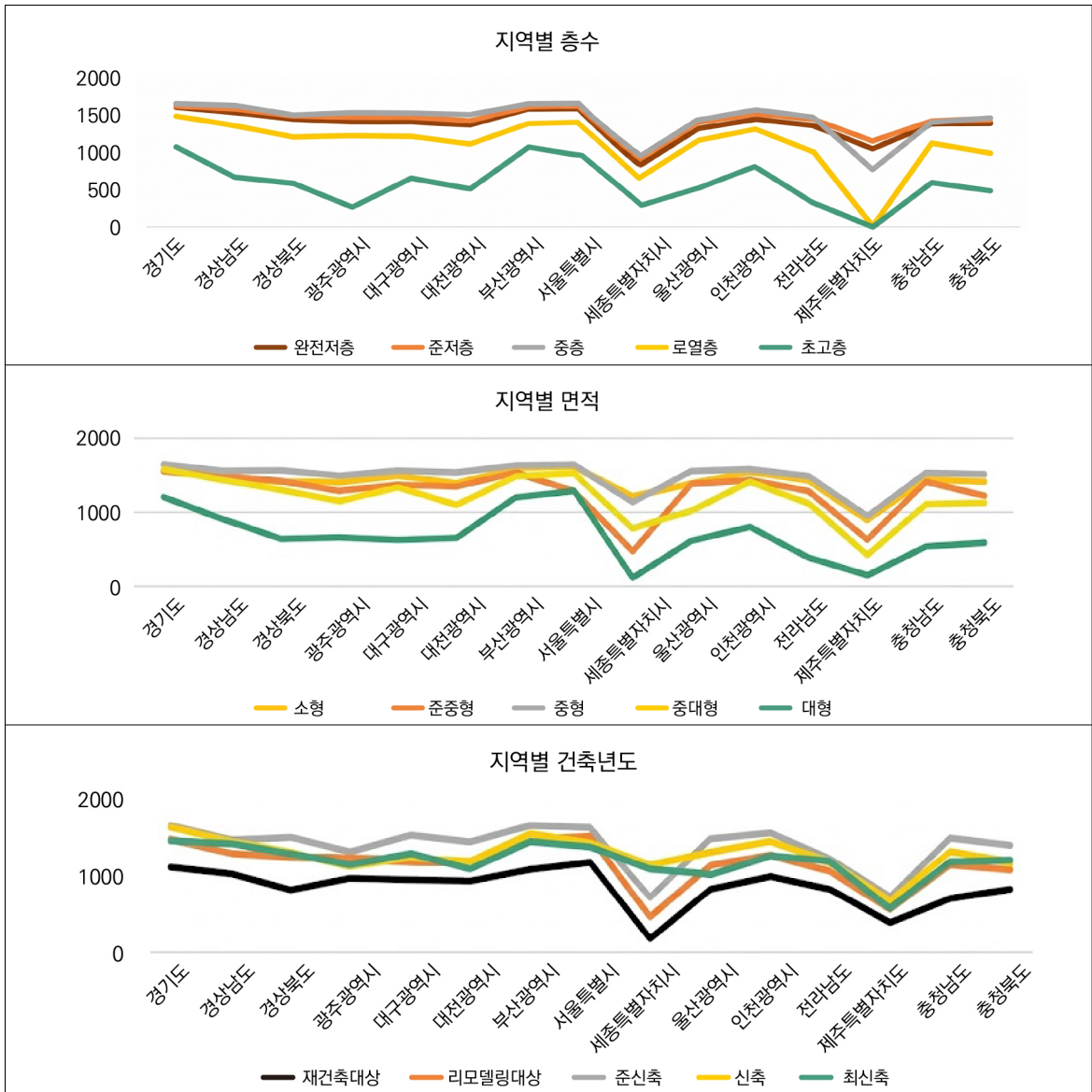
시·도	price	card	pop	cpi	ER	service	grdp	income	eldery	construct
강원특별자치도	0.205 (0.127)	23.950 (12.580)	-0.007 (0.007)	0.086 (0.061)	62.630 (3.420)	4.685 (0.050)	10.567 (0.080)	10.494 (0.090)	12.504 (1.230)	0.066 (0.070)
경기도	0.239 (0.152)	30.820 (15.600)	0.024 (0.009)	0.081 (0.055)	62.870 (1.850)	4.710 (0.070)	10.675 (0.070)	10.753 (0.070)	6.974 (0.810)	0.065 (0.030)
경상남도	0.103 (0.101)	17.680 (11.890)	-0.024 (0.014)	0.080 (0.056)	61.570 (1.380)	4.692 (0.050)	10.606 (0.120)	10.537 (0.110)	11.458 (1.030)	0.048 (0.050)
경상북도	0.075 (0.081)	16.370 (10.740)	-0.028 (0.018)	0.083 (0.058)	62.890 (2.080)	4.696 (0.060)	10.771 (0.080)	10.595 (0.090)	13.225 (0.950)	0.070 (0.080)
광주광역시	0.141 (0.101)	29.730 (17.210)	-0.019 (0.013)	0.081 (0.056)	59.470 (1.290)	4.687 (0.060)	10.444 (0.080)	10.522 (0.070)	8.441 (0.930)	0.067 (0.130)
대구광역시	0.071 (0.115)	22.170 (16.550)	-0.023 (0.010)	0.081 (0.055)	58.320 (1.410)	4.683 (0.050)	10.288 (0.070)	10.420 (0.070)	10.088 (1.060)	0.078 (0.080)
대전광역시	0.163 (0.105)	20.770 (14.120)	-0.017 (0.007)	0.078 (0.054)	61.240 (0.970)	4.702 (0.070)	10.465 (0.070)	10.582 (0.070)	7.910 (0.810)	0.118 (0.150)
부산광역시	0.129 (0.152)	16.380 (12.780)	-0.026 (0.015)	0.080 (0.055)	57.120 (1.210)	4.691 (0.050)	10.437 (0.080)	10.464 (0.080)	11.404 (1.120)	0.092 (0.080)
서울특별시	0.456 (0.158)	31.080 (18.380)	-0.027 (0.014)	0.078 (0.053)	60.530 (1.180)	4.739 (0.090)	10.941 (0.080)	11.054 (0.090)	7.726 (0.770)	0.034 (0.020)
세종특별자치시	0.207 (0.103)	49.970 (25.480)	0.094 (0.042)	0.080 (0.055)	63.940 (1.610)	4.716 (0.060)	10.667 (0.040)	10.756 (0.070)	4.729 (0.400)	0.043 (0.140)
울산광역시	0.080 (0.119)	14.900 (10.850)	-0.029 (0.014)	0.078 (0.055)	59.070 (1.200)	4.690 (0.060)	11.235 (0.120)	11.003 (0.080)	7.675 (0.910)	0.080 (0.080)
인천광역시	0.081 (0.114)	27.460 (16.490)	0.007 (0.012)	0.085 (0.057)	62.560 (1.270)	4.737 (0.100)	10.538 (0.090)	10.594 (0.080)	7.909 (0.790)	0.061 (0.060)
전라남도	0.106 (0.091)	28.760 (14.430)	-0.025 (0.014)	0.083 (0.058)	65.630 (1.640)	4.670 (0.040)	10.900 (0.090)	10.690 (0.140)	15.142 (0.840)	0.070 (0.070)
전북특별자치도	0.067 (0.143)	29.690 (16.270)	-0.026 (0.015)	0.079 (0.056)	62.360 (2.060)	4.686 (0.050)	10.464 (0.070)	10.489 (0.070)	13.025 (0.960)	0.071 (0.090)
제주특별자치도	0.238 (0.090)	19.820 (15.080)	0.005 (0.006)	0.075 (0.054)	68.760 (1.520)	4.700 (0.070)	10.509 (0.080)	10.508 (0.070)	8.161 (0.750)	0.036 (0.060)
충청남도	(0.005) (0.100)	29.370 (15.700)	0.002 (0.003)	0.082 (0.057)	64.170 (2.570)	4.690 (0.050)	11.063 (0.060)	10.792 (0.070)	10.761 (0.760)	0.132 (0.100)
충청북도	0.119 (0.137)	24.180 (12.340)	-0.003 (0.002)	0.083 (0.058)	64.990 (2.030)	4.680 (0.050)	10.865 (0.070)	10.686 (0.080)	10.575 (0.910)	0.084 (0.100)

준공연도 세 축으로 나누고 각 축마다 5개의 구간을 설정한다. 이 품질특성 조합을 통해 국토교통부 실거래 자료를 분류하고, 기준시점인 2020년 1월에 시·도별 품질유형별 거래 비중을 계산하여 품질구조 벡터를 구성하였다. 예를 들어, 2020년 1월 기준으로 어느 지역의 소형·저층·노후 아파트 거래비중이 크고 중형·중층·신축 거래비중이 낮다면, 이 지역은

“저층·소형·노후 아파트가 상대적으로 많이 거래되는 지역”으로 볼 수 있다. 이와 같은 품질구조는 각 지역의 아파트 구성을 나타내는 초기 조건으로, 이후 Bartik형 도구변수를 구성할 때 활용된다.

<그림 1>은 2020년 1월 기준으로 산출한 지역별 면적·층수·준공연도의 거래를 통해 각 지역의 초기 주택 구성을 보여준다.

<그림 1> 지역별 층수·면적·준공연도 분포



층수는 대부분 지역에서 준저층(2·4·7층)과 중층(3·8·15층)의 거래가 많이 발생했다. 서울·부산·인천 등 대도시에서는 초고층의 거래가 두드러지고, 광주·전남 등 일부 지역은 저층·중층 거래가 많다. 면적의 경우 다수 지역에서는 소형과 중형이 거래의 상당 부분을 차지하지만, 경기·서울·부산 등 수도권·대도시권에서는 중형·중대형이 상대적으로 많고, 세종·제주를 제외한 지방 대부분에서는 대형 거래가 매우 낮다.

준공연도 분포는 세종·제주와 일부 광역시에서 신

축·최신택 거래가 많이 발생하여 이 지역에 최근 아파트 공급이 집중된 지역임을 보여주며, 경북·전남 등은 구축 거래비중이 높아 노후 주택이 큰 비중을 차지하는 것으로 볼 수 있다.

2020년 1월 기준 면적·층수·준공연도별 거래 분포를 보면 지역별 아파트 품질 구조가 상당히 다르게 나타난다. 수도권은 중대형·고가 아파트 거래가 많고 지방은 중·소형 위주여서, 지역별 아파트 품질구성이 뚜렷이 구분된다. 이후 분석에서는 이 품질구조를 기준 가중치(λ)로 사용해, 각 지역의 아파트 자산

〈표 2〉 도구변수 기초통계량

시·도	평균	표준편차	최대	최소
강원특별자치도	3324.37	1913.39	-497.96	6981.99
경기도	4520.67	4502.92	-5743.60	16667.6
경상남도	1906.43	3045.83	-4780.11	10317.28
경상북도	2396.82	1290.34	-319.63	4120.81
광주광역시	6908.81	3094.60	111.41	10723.51
대구광역시	5206.96	2615.71	-803.62	11493.58
대전광역시	7489.71	3030.44	-865.70	15848.05
부산광역시	2048.17	2854.21	-6136.92	9589.46
서울특별시	-2558.81	7108.77	-27337.59	17612.27
세종특별자치시	-446.98	18790.00	-50342.04	38255.23
울산광역시	3462.58	4007.70	-13236.54	11095.33
인천광역시	4629.87	2503.14	-1785.60	10765.54
전라남도	1726.04	1135.49	-487.07	4140.4
전북특별자치도	1680.99	1828.23	-2012.16	6399.89
제주특별자치도	1032.88	9353.77	-19127.54	24584.95
충청남도	2341.06	1729.28	-1822.71	6041.32
충청북도	3096.90	1870.09	-1304.46	6245.55

구성이 전국적인 품질별 가격변동에 어떻게 다른 영향을 받는지 평가한다.

〈표 2〉는 도구변수의 기초통계량이다. 평균값을 보면 광주·대전·대구·인천·경기도는 4천~7천 수준의 양(+) 값을 보여, 기준시점 이후 중·대형, 중층·고층, 준신축 이상과 같은 상대적으로 높은 품질 구간에서의 가격상승이 두드러진 지역으로 보인다. 전남·전북·충청권·울산은 평균값이 1,700~3,500의 양(+)의 값으로, 이들 지역에서도 고품질 구간에서의 아파트 가격상승이 나타나는 것으로 보인다. 반면 서울과 세종은 평균값이 0에 가깝거나 음(-)으로 나타나 다른 지역과는 뚜렷이 구분된다. 두 지역은 기준시점부터 이미 고층·신축 비중이 매우 높았기 때문에 이후 상대가격이 추가로 상승할 여지가 크지 않았거나, 일부 품질 구간에서는 오히려 프리미엄이 축소되는 방향으로 조정되었을 가능성을 시사한다. 제주는 평균이 약 1,033으로 다른 지역에 비해 낮지만 표준편차가 크게 나타나, 일부 시점에 거래가 특정 품질 구간에 집중되면서 품질별 가격 구조가 일시적으로 크게 변동한 것으로 해석된다.

표준편차와 최대·최소값을 살펴보면, 구조적 가격 동요의 크기와 그 변동성이 어느 정도인지 파악할 수 있다. 세종특별자치시는 표준편차와 범위가 가장 커 구조적 가격변동의 폭이 다른 지역보다 크며, 단기간의 공급과 가격 조정이 반복되면서 고품질 프리미엄

이 크게 달라진 지역으로 볼 수 있다. 서울도 표준편차(7,109)와 범위(-27,338~17,612)가 모두 큰 편으로, 재건축 기대, 거래 구조, 정책 변화에 따라 품질별 상대가격이 시기별로 크게 달라졌음을 보여준다. 광주·대전·대구·울산·인천 등 광역시는 평균과 표준편차가 모두 높아, 고층·신축 비중 확대와 함께 고품질 프리미엄의 변동이 크게 나타난 지역으로 분류된다. 반면 전남·경북은 평균과 표준편차가 모두 작아 품질구조-한계가격 변화의 변동성이 상대적으로 낮은 지역이다.

이와 같은 도구변수의 분포는 지역별 전국적인 품질별 가격변화를 보여준다. 도구변수의 이러한 특성은 1단계에서 아파트 가격변화율에 대한 도구변수의 설명력을 확인하고, 2단계에서 주택가격-소비 효과를 해석하는 데 참고 기준이 된다.

IV. 실증분석결과

본 연구는 먼저 품질구조 기반 도구변수(IV)를 사용해 2단계 최소자승법(2SLS) 모형을 추정하고, 통제변수를 차례로 추가해 가며 모형을 확장하였다. 기본 모형인 (1) iv_core에는 인구 변화율(pop), 소비자물가지수 변화율(cpi), 고용률(ER), 시간·지역 고정효

과를 함께 포함하였다. (2)에서는 서비스업생산지수(service)를 추가하여 내수 서비스 경기 요인을 통제하고, (3)에서는 1인당 지역총생산(grdp)와 1인당 지역총소득(income)을 더해 지역 간 소득 수준 차이를 반영하였다. (4)에서는 65세 이상 1인가구 비율(eldery)을 포함해 인구구조의 영향을 구분하고, 최종 모형 (5)에서는 인구대비 아파트 건설 인허가 비율(construct)까지 넣어 수요·경기·소득·인구구조·공급 요인을 모두 함께 고려하였다. 이렇게 통제변수를 단계적으로 늘려 가면서, 도구변수 계수와 F값, 설명력(R^2)이 어떻게 변하는지를 보고 도구변수의 강도와 모형의 적합도를 평가한다.

<표 3>의 1단계 결과를 보면, 도구변수(IV)는 모든 모형에서 0.0008~0.0009 수준의 유의한 양(+) 값을 갖는다. 통제변수를 순차적으로 추가해도 아파트 가격변화율에 대한 통계적 유의성은 전반적으로 비슷한 수준으로 유지된다. 특히 가장 단순한 (1)iv_core 모

형과 통제변수를 순차적으로 추가한 포괄적 사양까지 도구변수 계수가 거의 변하지 않는다는 점은, 기준시점의 품질구조와 이후 한계가격 변화를 결합해 구축한 도구변수가 다양한 거시·구조적 요인을 통제한 이후에도 아파트 가격을 안정적으로 설명하는 예측변수임을 시사한다.

통제변수의 추정치를 보면, 인구변화율(pop)과 소비자물가지수(cpi)의 계수는 사양에 따라 부호와 유의성이 다소 달라지지만, 최종 모형에서 인구변화율(pop)은 0.5045($t=2.18$)로 양(+)의 방향에서 유의하게 추정되어 단기적인 인구 순유입이 아파트 가격상승을 뒷받침하는 요인으로 작용했음을 보여준다. 반면 소비자물가지수(cpi)는 -0.5303($t=-1.72$)의 유의수준은 다소 약해, 물가 충격이 지역 간 아파트 가격 차이를 설명하는 데 제한적인 역할을 했음을 시사한다. 고용률(ER)은 모든 모형에서 0.0017~0.008 수준의 유의한 양(+)의 값으로, 지역 노동시장이 양호할수

<표 3> 도구변수와 아파트 가격 변화

	(1) iv_core	(2) +service	(3)+income	(4) +demography	(5)full
IV	0.0009*** 2.34	0.0008*** 2.04	0.0008*** 2.08	0.0008*** 2.05	0.0008*** 2.06
pop	0.056 0.35	-0.0264 -0.16	-0.150 -0.78	0.5073*** 2.19	0.5045*** 2.18
cpi	0.311 1.15	-0.2043 -0.67	-0.228 -0.75	-0.5310* -1.72	-0.5303* -1.72
ER	0.008*** 5.05	0.0074*** 4.46	0.0017*** 4.43	0.0077*** 4.65	0.0076*** 4.64
service		0.2523 3.31	0.261 3.40	0.3403*** 4.38	0.3425*** 4.64
grdp			-0.1380 -1.23	-0.1983* -1.77	-0.1971* -1.76
income			0.0063 0.08	0.0164 -1.77	0.0173 0.22
eldery				0.0860*** 5.00	0.0859*** 4.99
construct					-0.0095 -0.37
시간더미포함	o	o	o	o	o
지역더미포함	o	o	o	o	o
p값	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)
R ²	0.770	0.769	0.769	0.774	0.775
Adj.R ²	0.765	0.764	0.764	0.769	0.768
F-value	153.16	144.65	134.32	133.31	128.77

각 변수의 첫 번째 행은 추정 계수를, 두 번째 행은 해당 계수의 t값을 나타낸다.

계수 옆의 ***, **, * 표시는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

록 같은 지역 내에서 아파트 가격 상승률이 높게 나타나는 유형이 일관되게 확인된다.

서비스업 생산지수(service)는 모형 (2) 이후 내내 0.25~0.34 수준의 유의한 양(+)의 값을 보이며, 지역 내 서비스업이 활발한 지역일수록 아파트 가격이 더 빠르게 상승했다는 점을 보여준다. 이에 비해 1인당 지역총생산(grdp)과 지역총소득(income)은 대부분 통계적으로 유의하지 않아, 연간 소득 수준 차이는 시간·지역 고정효과 및 다른 단기 지표를 통해 상당 부분 흡수되고 남은 변동이 크지 않다는 것을 시사한다. 인구구조를 나타내는 65세 이상 1인 가구 비율(eldery)은 0.0860~0.0859 수준의 유의한 양(+)의 값으로 나타나, 1인 고령 가구 비중이 높은 지역일수록 다른 조건이 같을 때 아파트 가격 상승률이 높게 나타나는 경향을 보인다. 공급을 나타내는 인구 대비 아파트 건설 인허가 비율(construct)은 -0.0095($t=-0.37$)로 작고 유의하지 않은 음(-)의 계수로, 지역 단위 인허가 비율이 단기 가격변화율을 직접적으로 설명하는 힘은 크지 않은 것으로 보인다.

R^2 와 Adj. R^2 는 모형 (1)에서 (5)로 갈수록 각각 0.770에서 0.775, 0.765에서 0.768 수준의 매우 높은 값을 유지한다. F-값 역시 모든 모형에서 120을 넘어서 통계적으로 강한 설명력을 보여준다.

종합하면, 시간·지역 고정효과와 여러 통제변수를 포함한 이후에도 기준시점의 품질구조와 한계가격 변화를 결합해 만든 도구변수는 일관된 양(+)의 계수와 충분한 유의성을 보이며, 아파트가격 변동을 설명하는 데 유효한 변수로 평가된다. 이러한 결과는 1단계 회귀로부터 얻은 아파트 가격변화율의 예측치를 사용해 2단계 아파트 가격-소비 관계를 추정할 때, 해당 도구변수를 신뢰할 수 있는 근거로 활용할 수 있음을 보여준다. 동시에 거시 통제변수들이 아파트 가격에 어떤 방향과 크기로 작용하는지를 파악하는데 필요한 기초 정보도 제공한다.

<표 4>는 최소제곱법(OLS)과 도구변수를 이용한 2단계 최소제곱법(2SLS)으로 각각 추정한 결과를 정리한 것이다. 모든 설명변수는 2020년 1월을 기준으로 한 변화율 또는 로그값으로, 계수는 설명변수 1단위 변화(로그변수: 1%↑, 비율·면적: 1단위↑)에 따른 소비지수 변화를 의미한다. 표에서 각 변수의 첫 번째 행은 추정 계수를, 두 번째 행은 해당 계수의 t 값을 나타내며, 계수 옆의 ***, **, * 표시는 각각

1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

먼저 OLS 결과를 살펴보면, 아파트 가격변화율(price)은 모든 모형에서 양(+)의 값을 갖지만 일부 모형에서만 통계적 유의성을 보인다. 모형(1) ols_core에서 아파트 가격변화율(price)은 8.626($t=2.30$)으로 유의하지만, 서비스·소득·인구구조·공급 변수를 추가한 모형 (2)~(5)에서는 5.665~6.831로 하락하고 통계적 유의성도 감소한다. 이는 집값이 더 많이 오를수록 소비도 증가하는 형태를 보이지만, 통제변수가 늘어날수록 그 관계가 뚜렷하게 유지하지는 않는 것으로 볼 수 있다. 반면 인구변화율(pop)은 모든 모형에서 90~171 수준의 유의한 양(+) 값을 보여, 인구증가가 소비에 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 소비자물가지수(cpi)의 경우 모형에 따라 계수값이 크게 달라진다. (1)ols_core에서는 통계적으로 유의하지 않으나, 모형 (2)~(5)에서는 유의한 값을 갖는다. 또한 (2)번 모형을 제외하고는 모두 음의 계수값을 갖는다. 이는 물가가 지역 소비 변동에 일관된 설명력을 갖기보다는 다른 요인들과 함께 움직이는 보조적인 통제요인에 가까움을 의미한다. 고용률(ER)은 모든 OLS 모형에서 유의한 양(+)의 계수값을 보여, 노동시장 여건이 좋을수록 소비 증가율이 높게 나타남을 알 수 있다. 서비스업생산지수(service)는 모든 모형에서 통계적으로 양(+)의 계수값을 보여, 지역 내 서비스업 증가는 소비를 증가하는 것으로 나타난다. 1인당 지역총소득(grdp)은 음(-)의 계수값으로, 다른 요인을 통제했을 때 GRDP 수준이 높을수록 소비 증가율은 다소 낮게 나타나는 패턴도 관찰된다.

정리하면 2SLS 결과, 아파트 가격변화율(price)은 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않으며 계수값도 음(-)의 부호를 갖는다. (1) 2sls_core에서 price는 -44.921($t=-0.76$)이고, 통제변수를 차례로 추가한 (2)~(5) 2SLS 모형에서도 비슷한 범위의 유의하지 않은 음(-)의 값을 갖는다. 즉, OLS 결과에서 나타난 양(+)의 아파트 가격 계수는 경기·인구·물가·노동과 같은 집값과 소비에 동시에 영향을 미친 요인이 충분히 제거되지 않은 상태에서 나타난 관계일 가능성이 높다.

〈표 4〉 지역별 아파트가격과 소비 관계: OLS vs IV 2SLS²⁾

	(1)ols_core	(2)ols+service	(3)ols+income	(4)ols+demography	(5)ols_full	(1)2sls_core	(2)2s+serlsvice	(3)2sls+income	(4)2sls+demography	(5)2sls_full
price	8.626*** 2.30	6.050 1.61	5.665 1.51	6.779* 1.79	6.831* 1.80	-44.921 -0.76	-91.832 -1.17	-82.486 -1.12	-85.598 -1.09	-84.890 -1.11
pop	171.176*** 9.32	165.266*** 8.40	126.537*** 5.33	92.964*** 3.20	94.402*** 3.25	179.033*** 8.43	153.669*** 5.79	105.632*** 3.12	131.474*** 2.72	133.232*** 2.76
cpi	-49.450 -1.43	1.036*** 4.88	-163.439*** -4.25	-147.665*** -3.76	-147.917*** -3.77	-34.040 -0.83	-179.500*** -3.43	-187.409 -3.67	-199.648*** -3.07	-200.625*** -3.07
ER	1.190*** 5.64	-155.061*** -4.04	1.028*** 4.85	1.005*** 4.74	1.010*** 4.77	1.640*** 3.00	1.769*** 2.74	1.884*** 2.77	1.704*** 2.64	1.718*** 2.66
service		52.293*** 5.41	55.281*** 5.69	50.914*** 5.12	49.846*** 5.00		78.215*** 2.74	79.327*** 3.40	82.765*** 2.80	82.351*** 2.77
gdp			-43.031*** -3.03	-39.785*** -2.79	-40.375*** -2.83			-54.892*** -2.75	-52.958 -2.51	-57.669*** -2.53
income			3.813 0.39	3.285 0.33	2.844 0.29			4.038 0.34	4.481 0.37	4.134 0.34
eldery				-4.406*** -1.99	-4.383*** -1.98				3.399 0.48	3.534 1.50
construct					4.453 1.39					3.747 0.92
시간더미포함	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
지역더미포함	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
p값	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)
R ²	0.700	0.702	0.705	0.705	0.706	0.665	0.596	0.616	0.0614	0.612
Adj.R ²	0.694	0.695	0.697	0.698	0.698	0.657	0.587	0.606	0.604	0.601
F-value	107.27	102.44	96.05	93.12	90.16	90.94	64.03	64.47	61.83	59.23

2) 종속변수는 2020년 1월을 100으로 한 시·도별 nowcast 소비자지수(신한카드 이용금액 변화를 지수, 수준)이다.

price: 아파트 실거래가격 로그의 2020년 1월 대비 차분(실거래가격 변화율, %), por: 총인구 로그의 2020년 1월 대비 차분(인구 증가율, %), cpi: 소비자물가지수 로그의 2020년 1월 대비 차분(물가 상승률, %).

ER: 시·도별 고용률 수준(%), service: 서비스업생산지수 로그 수준, gdp, income: 로그 수준, eldery: 65세 이상 1인가구 수/전체 가구 수 비율, construct: 인구 대비 아파트 건축허가면적(m²/인)

<표 3>에서 Bartik형 도구변수가 아파트 가격을 잘 설명하고 있음을 고려했을 때, 품질구조 기반 도구변수를 이용하여 내생성과 공통 충격을 통제한 이후에는 지역별 주택가격 변화로 인한 독립적인 소비 효과가 통계적으로 뚜렷하게 확인되지 않았다. 이는 김원혁 외(2021) 등 가계 단위 미시자료를 사용한 국내 선행연구에서 주택자산과 소비 사이에 양(+)의 상관관계를 보고해 온 것과는 대조되는 결과이다. 이러한 차이는 아파트 가격상승이 소비에 영향을 미치지 않는다는 것을 의미하기보다는, (1) 점유 형태 및 가구 특성에 따른 이질적 반응이 지역 평균 수준에서 상쇄되었거나, (2) 본 연구의 분석 기간이 코로나19 이후 특수 상황을 포함하여 구조적 관계를 식별하기 어려웠거나, (3) 지역수준에서는 미시적 자산효과가 충분히 포착되지 않았을 가능성이 있음을 시사한다. 따라서 본 연구의 결과는 '지역별 월별 집계 자료 및 2020년 이후 분석 기간'이라는 특정 맥락에서 도출된 것으로 해석되어야 하며, 다른 분석 단위(가계 미시자료나, 장기 패널)에서는 다른 결과가 나타날 수 있다.

반면 2SLS 추정에서도 인구변화율(pop)은 모든 모형에서 여전히 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값을 가져, 인구 증가가 소비 증가와 유의하게 양(+)의 관계에 있음을 보여준다. 소비자 물가지수(cpi)의 경우 (1) 2sls_core를 제외한 모든 모형에서 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값을 보여, 주택가격의 내생성을 통제 한 뒤에는 물가 상승이 소비를 억제하는 것으로 해석할 수 있다. 고용률(ER) 역시 모든 모형에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로, 노동시장 상황이 좋을수록 소비가 늘어난다는 OLS의 결과가 상당 부분 일치한다.

서비스업 생산지수, 1인당 지역총소득, 1인당 지역총생산, 65세 이상 1인가구비율, 인구 대비 아파트건설 인허가 비율은 전반적으로 OLS와 같은 방향으로 나타나는데, 통계적 유의성은 모형에 따라 다소 약해진다. OLS와 2SLS를 비교하면, 아파트 가격변화율(price)은 유의하지 않는 음의 계수값을 갖는 반면 인구변화율(pop)과 고용률(ER)은 계수부호와 유의성이 상당 부분 유지됨을 알 수 있다.

정리하면 품질구조 기반 Bartik 도구변수로 추정한 아파트 가격변화의 소비 효과는 크지 않는 반면, 인구·노동시장·내수경기 변수는 일관되게 유의하게 나타났다. 이는 부의 효과가 내생성과 공통 충격을 엄격하게 통제했을 때는 그 관계가 뚜렷하게 나타나지 않

으며, 대신 인구 증가와 고용, 서비스 경기와 같은 실물 요인이 소비를 설명하는 데 더 중요한 역할을 하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 아파트 가격변화보다는 실물 여건의 변화가 소비에 보다 민감하게 영향을 미칠 가능성이 크다는 점을 시사한다.

V. 결론

본 연구는 지역별 아파트 가격변동과 지역 소비 활동 사이의 관계를 실증적으로 분석하였다.

이를 위해 2020년 이후 17개 지역 월별 아파트 실거래가 자료를 이용하여 면적·층수·준공연도별 품질구조와 이후 품질유형별 가격 변동을 결합한 Bartik형 도구변수를 구성하고, 2단계 최소제곱(2SLS) 모형을 추정하였다. 모형 추정 시 시간·지역 고정효과와 함께 인구, 소비자물가, 고용률, 서비스업 생산, 1인당 소득 등의 공통 요인을 단계적으로 포함함으로써, 아파트 가격과 소비에서 나타나는 내생성을 완화하고 아파트 가격 변화의 독립적 효과를 분리하고자 하였다.

실증분석 결과 품질구조에 기초한 Bartik형 도구변수는 통제변수의 구성과 무관하게 아파트가격 변화율에 대해 일관된 설명력을 보이는 것으로 나타났다. 도구변수의 계수는 모든 모형에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지며, 1단계 F 통계량 역시 대체로 130 내외로 나타나 약한 도구변수(weak IV) 문제를 크게 우려할 수준은 아닌 것으로 판단된다. 따라서 기준시점의 품질구조와 이후 품질유형별 가격변동을 결합하여 산출한 Bartik형 도구변수는, 한국 아파트 가격의 외생적 변동을 포착하는 데 충분한 강도를 갖춘 유효한 도구변수로 평가된다.

다음으로 2단계 최소제곱 추정 결과 지역별 아파트 가격변화율의 독립적인 소비 효과는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 단순 OLS에서는 아파트 가격변화율은 대부분의 모형에서 소비에 양(+)의 값을 보이지만, 통계적 유의성은 전반적으로 높지 않다. Bartik형 도구변수를 사용한 2단계 최소제곱 추정에서는 아파트 가격변화율 계수가 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값으로 추정되며, 이는 아파트 가격과 소비의 양(+)의 상관관계가 순수한 부의 효과라기보다는 공통된 경기 여건이나 인구·물가·노동시장 변수에 대한 동시 반응에서 비롯되었을 가능성

을 시사한다. 한편 인구변화율과 서비스업 생산지수는 추정 방법과 통제변수 구성이 달라져도 일관되게 통계적으로 유의한 양(+)의 계수를 보여, 지역별 소비변동을 설명하는 데 상대적으로 안정적인 결정요인으로 나타난다. 반면 물가와 고용률 변수의 효과는 일부 사양에서만 제한적으로 유의하게 나타나며, 인구와 서비스업 지표에 비해서는 설명력이 작은 요인으로 나타났다.

이러한 결과를 종합해 보면, 지역별 집계 수준에서 정의한 아파트 가격의 외생적 변동은 지역 소비와 통계적으로 유의한 연관성이 확인되지 않았다. 반면 인구 유입 규모, 지역 노동시장 여건, 서비스업 경기와 같은 실물 부문 지표들은 소비 수준과 그 변동을 잘 설명하는 것으로 나타난다.

이는 주택시장 정책과 소비 진작 정책에 중요한 함의를 제공한다. 첫째, 2020년 이후 지역별 월별 집계 수준이라는 본 연구의 분석 맥락에서 아파트 가격 조정을 통한 단기 소비 부양 효과는 통계적으로 뚜렷하게 나타나지 않았다. 이는 아파트 가격상승이 곧바로 소비 확대로 이어지거나, 가격 하락이 소비 위축을 초래한다는 단순한 정책 논리에 신중을 기할 필요가 있음을 시사한다. 둘째, 인구 증가율, 고용률, 서비스업 생산지수 등 실물경기 지표가 아파트 가격보다 소비 변동을 더 안정적으로 설명한다는 발견은, 소비 진작을 목표로 하는 정책이 자산가격 조절보다는 실물 경제의 구조 개선에 더 집중할 필요가 있음을 시사한다. 예를 들어 지역 일자리 창출, 인구 유입 여건 개선, 서비스업 경쟁력 강화 등 실물 부문의 구조적 개선이 단기 소비 안정화와 중장기 성장 기반 확충에 더 효과적일 가능성이 있다. 셋째, 본 연구의 결과가 지역별 집계 수준에서 도출되었다는 점을 감안하면, 아파트 가격 정책이 소비에 미치는 효과는 점유 형태(자가/차가), 연령, 부채 수준, 소득 계층에 따라 이질적으로 나타날 수 있다. 따라서 아파트 가격 안정화 정책을 설계할 때는 집계 수준의 평균 효과뿐 아니라 정책 대상 집단별 분배적 효과를 함께 고려하여, 특정 계층에 과도한 부담이나 혜택이 집중되지 않도록 세심한 설계가 필요하다.

본 연구에는 몇 가지 한계도 존재한다. 첫째, 분석 단위를 지역별 집계 수준으로 두었기 때문에 가구별 자산·부채 구조, 연령, 소득계층에 따라 달라질 수 있는 이질적인 소비 반응을 직접적으로 구별하기 어

렵다. 둘째, 분석 기간이 2020년 1월부터 2025년 10월까지로 코로나19 팬데믹 및 이후 회복 과정이라는 비정상적인 경기 국면을 포함하므로, 아파트 가격과 소비 관계를 나타내는 구조적 패턴이 장기 균형과 다르게 나타났을 가능성이 있다. 셋째, 카드 사용액을 소비 지표로 활용함에 따라 현금 결제나 비카드 전자결제 등은 포함하지 못한다는 제약이 있다. 넷째, 기준 시점의 주택 품질구조를 고정하여 사용하는 방식은 시간이 지남에 따라 발생하는 주택의 물리적·구조적 변화 및 신규 공급 특성을 충분히 반영하지 못한다는 한계를 가진다.

그럼에도 본 연구는 국내 아파트시장을 대상으로 품질구조 기반 Bartik 도구변수를 구성하였고, 이를 통해 아파트 가격의 외생적 변동을 포착하는 지표를 이용하여 지역별 아파트 가격과 소비의 관계를 살펴 보았다는 점에서 의의가 있다. 나아가 아파트 가격뿐 아니라 인구, 서비스업 경기, 고용 등 실물 변수의 상대적 영향력을 하나의 모형에서 동시에 비교할 수 있는 실증분석 체계를 제시했다는 점에서도 의미가 있다.

향후에는 아파트 보유 형태, 부채 구조, 생애주기별 특성에 따라 달라질 수 있는 소비 반응을 보다 미시적(구·군·동 수준)으로 분석할 필요가 있다. 이를 통해 주택시장과 소비를 함께 고려하는 지역·계층 맞춤형 정책을 설계하는 데 보다 구체적인 근거를 제시할 수 있을 것이다. 이는 국내의 아파트 가격변동과 지역 소비의 관계를 이해하는 데 새로운 근거를 제공하며, 부동산 시장과 실물경제를 통합적으로 다루는 후속 연구와 정책 논의의 기반 자료로 활용될 수 있다.

논문접수일 : 2026년 2월 27일

논문심사일 : 2026년 4월 18일

게재확정일 : 2026년 6월 15일

참고문헌

- 강민규 · 김준형, “주택에 의한 자산효과(Wealth Effects)가 가구소비에 미치는 영향”, 『노동연구원』, 2009, pp. 931-949
- 길혜민 · 김광석 · 박혁서, “주택가격이 소비와 저축에 미치는 효과-연령별 소비탄력성과 저축탄력성의 차이를 중심으로”, 『부동산학보』 제54권, 2013, pp. 258-271
- 김세완, “주택가격변동이 민간소비에 미치는 영향: 경기순환을 고려하여”, 『금융연구』 제22권 제1호, 2008, pp. 27-51
- 김원혁 · 이수형 · 이운수, “아파트 가격 변화가 품목별 소비에 미치는 영향”, 『The Korean Economic Review』 제37권 제2호, 2021, pp. 367-398
- 김진우 · 김승희, “주택가격변동에 따른 가구특성별 가계소비지출 영향 분석”, 『주거환경』 제16권 제4호, 2018, pp. 179-195
- 김희호 · 박세운, “소득변동이 주택가격에 미치는 동태적 효과-전세가비율과 담보대출규모를 고려할 때”, 『부동산학연구』 제21권 제4호, 2015, pp. 35-49
- 박철범, “주택가격 변화가 소비에 영향을 미치는 경로에 대한 고찰: 한국의 패널 데이터 분석”, 『한국경제의 분석』 제25권 제1호, 2019, pp. 93-124
- 조갑제, “한국의 주택가격이 소비에 미치는 영향”, 『지역발전연구』 제24권 제1호, 2015, pp. 163-182
- Aladangady, A., “Housing wealth and consumption: evidence from geographically linked microdata,” American Economic Review, Vol. 107 No. 11, 2017, pp. 3415-3446
- Autor, D. H., Dorn, D., & Hanson, G. H., “The China syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States,” American Economic Review, Vol. 103 No. 6, 2013, pp. 2121-2168
- Bartik, T. J., “Who benefits from state and local economic development policies?,” W.E. Upjohn Institute, 1991
- Campbell, J. Y., & Cocco, J. F., “How do house prices affect consumption? Evidence from micro data,” Journal of monetary Economics, Vol. 54 No. 3, 2007, pp. 591-621
- Carroll, C. D., Otsuka, M., & Slacalek, J., “How large are housing and financial wealth effects? A new approach,” Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 43 No. 1, 2011, pp. 55-79
- Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J., “Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market,” Topics in Macroeconomics, Vol. 5 No. 1, 2005
- Disney, R., Gathergood, J., & Henley, A., “House price shocks, negative equity, and household consumption in the United Kingdom,” Journal of the European Economic Association, Vol. 8 No. 6, 2010, pp. 1179-1207
- Graham, J., & Makridis, C. A., “House prices and consumption: a new instrumental variables approach,” American Economic Journal: Macroeconomics, Vol. 15 No. 1, 2023, pp. 411-443
- Kim, K., Suh, S., & Feridun, M., “Real state Business Cycles and Real Estate Policies: The Case of Korea,” Regional and Sectoral Economics Studies, Vol. 6(1), 2006
- Lee, S., “House prices, homeownership, and household consumption: Evidence from household panel data in Korea,” Economic Modelling, Vol. 126, 2023, Article 106355
- Mian, A., & Sufi, A., “House prices, home equity-based borrowing, and the us household leverage crisis,” American Economic Review, Vol. 101 No. 5, 2011, pp. 2132-2156
- Mian, A., Rao, K., & Sufi, A., “Household balance sheets, consumption, and the economic slump,” The Quarterly Journal of Economics, Vol. 128 No. 4, 2013, pp. 1687-1726
- Saiz, A., “The geographic determinants of housing supply,” The Quarterly Journal of Economics, Vol. 125 No. 3, 2010, pp. 1253-1296

<국문요약>

아파트 가격 변동이 지역 소비에 미치는 영향 : Bartik형 도구변수를 이용한 실증 분석

김 나 영 (Kim, Nayeong)

황 영 재 (Hwang, Youngjae)

본 연구는 Bartik형 도구변수를 이용하여 지역별 아파트 가격 변동과 지역 소비와의 관계를 실증 분석하였다. 국토교통부 아파트 실거래 자료와 지역별 신한카드 nowcast 소비지표를 활용하여 2020년 1월부터 2025년 10월까지 시·도×월 패널을 구축하고, 면적·층수·준공년도에 따른 아파트 품질구조와 품질별 한계가격 변화를 결합한 품질구조 기반 Bartik 도구변수를 구성하여 2단계 최소제곱법(2SLS)으로 추정하였다. OLS 추정에서는 아파트 가격과 소비 사이에 일부 양(+)의 상관관계가 나타나지만, 도구변수와 시간·지역 고정효과, 통제변수를 포함한 2SLS 추정에서는 아파트 가격 변화율이 대체로 통계적으로 유의하지 않아, 내생성을 통제한 후 아파트 가격 변화에 따른 지역별 평균 소비효과는 뚜렷하게 확인되지 않았다. 반면 인구 증가율, 고용률, 서비스업생산지수는 대부분 모형에서 유의한 양(+)의 효과를 보여, 지역별 소비 변동이 아파트 가격보다는 실물경기 요인에 의해 더 안정적으로 설명됨을 시사한다.

주 제 어 : 아파트 가격, 지역 소비, Bartik 도구변수, 품질구조, 2단계 최소제곱법