

DTI 규제 완화가 아파트매매가격 변동에 미치는 영향에 관한 연구

서울시 구별 패널자료를 이용한 이중차분법의 적용

A Study on the Effect of DTI Deregulation on the Change of Apartment Sale Price
Application of DID using District Panel Data of Seoul

노 동 권 (Noh, Dong-Kwon)*

심 교 언 (Shim, Kyo-Eon)**

김 성 희 (Kim, Seong-Hee)***

< Abstract >

DTI regulation adjustment is a means of housing finance regulation that directly affects the housing market, with impact including suppressing speculative demand as it is linked to finance, but changes in housing prices affect other areas. In this study, the effect of DTI regulation autonomy on apartment sales price changes was examined using the data within the DTI regulation temporary autonomy period and the distinction panel before and after the same period. For this analysis, the double difference method, one of the methods designed for estimating the effectiveness of the policy, is used. This method offers the advantage of being able to exclude macroeconomic and regional factors as much as possible and estimate the effect on the average effect of DTI deregulation. In the analysis, period-specific analysis and scale-type analysis before and after deregulation of DTI were conducted. Results of the analysis showed that, first, the implementation period of DTI deregulation had a positive effect on the monthly change rate in the average apartment prices in the housing market where housing prices are falling. Second, the effect of the DTI deregulation period is statistically more explanatory for small and medium-sized apartments than large apartments with relatively high prices, and when the monthly change rate in average sales prices is 0.5% to 1.3% higher and more sensitive. From these estimates, it could be assumed that deregulation has positive effects, such as reversing the price decline, but the short-term deregulation of DTI may not be very helpful when it comes to ensuring the stable recovery of the housing market and may have unexpected external effects.

Keyword : DTI, Housing Financial Regulators, Difference in Difference, Policy Effect Analysis, Real Estate Policy

* 건국대학교 일반대학원 부동산학과 석사, danny_dk@naver.com, 주저자

** 본 학회 정회원, 건국대학교 부동산학과 교수, xx1000@daum.net, 교신저자

*** 본 학회 정회원, 안양대학교 도시정보공학과 부교수, sean760716@gmail.com, 교신저자

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

1) 서론

한국은행과 통계청이 조사한 2019년도 국민순자산 현황을 살펴보면, 일반 가구의 총 자산 중 실물 자산의 비중이 3분의 2(76%) 이상을 차지하고 이러한 실물 자산 중 가장 높은 비중을 차지하는 것이 주택자산이다. 그렇기 때문에 주택가격의 변화는 국민의 생활과 경제에 직접적인 영향을 끼치며 주택자산과 관련된 자료는 경제의 주요 지표로 활용되며 현재의 경제 상황을 평가하는데 자주 활용된다. 이러한 주택자산의 가격은 단순히 토지비와 건축비에 따른 비용에 의해 결정되는 것이 아니라 국내외 경제 현황 등의 경제적 요인, 지역 인프라 및 발전정도 등의 환경적 요인, 정부의 공급대책이나 주택금융규제 등의 정책적 요인, 그 외 심리적 요인 등 다양한 요인이 복합적으로 작용되어 결정된다.

주택가격에 영향을 끼치는 주요 요인들 중 정부에서 시행하는 부동산 정책 중 부동산 경기나 및 정부 정책 기조에 따라 조정하여 적용하는 LTV(주택담보인정비율, Loan to Value)나 DTI(총부채상환비율, Debt to Income)는 대표적인 주택금융 규제 중 하나이다.

과거 미국 발 서브프라임 모기지 사태(2008) 등으로 인해 주택시장이 위축이 전반적인 경제 위축 등으로 발생하기 때문에 정부는 주택 시장을 회복시키기 위하여 LTV와 DTI 규제를 완화 적용함으로써 주택시장의 회복을 유도하였다. 반대로 주택시장이 강한 상승세를 보인 경우에도 마찬가지로 유동성 하락, 투기 과열 현상, 실수요자, 무주택자의 불안 가중 및 주거비 부담 상승 등 다양한 문제점이 발생하기 때문에 LTV와 DTI 규제를 강화하여 적용하여 조정하였다.

이러한 LTV와 DTI가 처음 도입되었던 시기는 과거 외환위기(1998) 이후 침체된 경제를 회복시키기 위하여 수행되는데, 이 중 주택시장의 활성화와 관련된 조치는 실물경제 회복에 큰 기여를 하였지만 주택 부문으로의 자금 유입이 증가에 따라 주택가격의 상승, 투기 과열 현상, 주택 구매를 위한 신용대출 증가 등의 문제점을 발생시켰다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 당시 정부는 기존 정책을 수행하였음에도 개선되지 않아 LTV를 2002년 9월에 처음 도입하게 되었다. 앞서 언급한 주택

안정화 정책과 LTV 금융 규제 등 고강도 규제에도 불구하고 주택가격 상승이 전국적으로 확대됨에 따라 DTI를 2005년 8월에 도입하였다.

LTV와 DTI 규제의 특이점으로 기간별 변화와 지역에 따른 차등적 적용이 있다. 우선 기간별 변화는 LTV와 DTI가 도입된 후 주택금융 규제의 수단으로 주택시장의 흐름과 정부의 정책 기조에 따라 규제 강화와 완화를 반복하며 변화되어왔다. 첫 도입과 시행 이후 2008년 이전까지는 계속적으로 강화(LTV 규제 2차례 강화, DTI 규제 3차례 강화) 하였으나 미국 발 서브프라임 모기지 사태로 주택시장이 불안정해지자 2008년 11월부터 2011년 3월까지 짧은 기간 동안 주택시장의 빠른 정상화를 위하여 완화와 강화를 반복하였다. 이후에는 주택시장의 경기를 활성화하기 위하여 규제를 계속적으로 완화되었는데 가계대출 비율과 가계부채의 증가, 주택 가격 상승 등의 문제점이 커져 2017년 6월부터 현재까지 규제를 강화하게 되었다. 지역 차등 적용의 경우에는 투기지역의 지정과 해제, 고가 주택 여부 등에 따라 변화하였다.

2) 연구의 목적

본 연구의 목적은 주택시장의 안정을 위하여 조정 적용하는 DTI 규제 완화가 서울의 아파트 매매가격 변동에 끼치는 영향을 실증적으로 추정하는 것이다. DTI 규제의 조정은 LTV 규제와 함께 주택시장이 불안정할 경우 규제 적용 대상을 선택하여 지정할 수 있고 주택시장에 직접적인 영향을 끼치는 주택금융 규제 수단이지만 주택가격의 변화는 주택 관련 여러 요인들이 복합적으로 영향을 끼치기 때문에 실효성을 평가하기 매우 어려운 문제와 함께 동 규제의 조정은 또 다른 문제를 야기할 수 있기 때문에 정책에 대한 실효성에 대한 검토가 충분히 이뤄질 필요가 있다.

본 연구에서는 이중차분법을 적용하여 서울시의 구별 평균 아파트매매가격 변화자료를 사용하여 DTI 규제 완화 효과를 살펴보았다. 실증분석의 결과는 복잡한 가격 영향 요인으로 인해 실효성의 여부를 평가하기 어려운 주택금융규제인 DTI 규제에 대하여 실효성을 검증함으로써 추후 DTI의 조정이 필요할 경우 참고할 수 있는 자료를 제공할 수 있는 의미를 가진다.

이를 위해 비교적 유사한 변화를 보이는 서울시 각 구별 평균 아파트매매가격 자료를 활용하여 DTI 규제 한시적 자율화 기간과 동 기간 전후 기간의 구별 패널자

료를 이용하여 DTI 규제 자율화가 아파트매매가격 변화에 미치는 영향을 살펴볼 것이다.

2. 연구의 범위 및 방법

1) 연구의 범위

본 연구에서의 시간적 범위는 2010년 1월부터 2011년 11월까지이며 월별 자료를 사용하였다. 시간적 범위의 설정은 DTI 규제 자율화 기간(2010년 8월부터 2011년 3월까지, 8개월)이 한시적으로 시행되었음에 따라 시간적 범위를 연장할 경우, DTI 규제 완화에 따른 효과가 아닌 기타 요인으로 인해 매매가격과 DTI 규제 상호 간 유의성이 크게 떨어질 수 있기 때문에 전후 유사 기간으로 한정하였다. 또한 미국 발 서브프라임 모기지 사태(2008)의 월별 자료가 포함될 경우에도 분석자료의 정확도가 떨어질 수 있기 때문에 기간의 시작 시점을 2010년 1월부터로 하였다.

공간적 범위는 서울시의 아파트 가격으로 한정하였다. 주택시장의 경우 지역 특성에 따라 가격의 변화 움직임과 정도가 다르고, 아파트 가격을 사용한 이유는 LTV 규제 및 DTI 규제가 투기지역 및 투기지역 내 아파트를 대상으로 규제하고 있기 때문에 순수한 DTI의 규제 효과를 분석하기 위하여 공간적 범위를 서울시의 아파트 가격으로 한정하였다.

2) 연구의 방법

본 연구는 서울시의 아파트 평균 매매가격의 시계열 데이터 및 구별 패널 데이터를 사용하여 DTI 규제 완화가 아파트 시장에 영향을 미치는지에 대한 여부를 구단위 패널 자료에 이중차분법을 적용하여 직접 추정하였다. 이를 위하여 DTI 규제 완화가 가장 크게 적용되었던 자율화 기간과 전후 유사 기간에 대하여 분석을 진행하였으며 이중 차분법의 적용을 연구 모형을 기본 모형과 통제 설명 변수를 추가한 모형을 모두 실시하여 모형의 강건성을 간접적으로 평가할 수 있도록 하였으며, 분석 기간과 아파트의 규모별로 분석을 실시하였다.

3) 연구의 흐름

본 연구의 흐름은 <표 1>과 같이 진행된다. 제1장에서는 연구의 배경 및 목적, 연구의 범위 및 방법에 대한 내용으로 구성하였으며 제2장에서는 부동산 시장의 특

성과 주택가격의 특성 등에 대한 이론적 배경 및 주택금융 규제와 관련한 주요 선행 논문을 검토한다. 제3장에서는 본 분석에 필요한 이론적 모형과 사용한 분석 모형에 대한 구조방정식을 도출하고 분석에 사용한 변수에 대하여 설명하였다. 이후 이중차분법을 통하여 설정한 분석 기간과 규모별로 분석 결과를 도출하였으며 주요 변수를 중심으로 추정 결과를 설명하였다. 끝으로 제4장에서는 연구의 결과를 요약하고 시사점을 도출하였으며, 본 논문의 한계에 대하여 기술하였다.

<표 1> 연구의 흐름

제 1 장 : 서론		
연구의 배경 및 목적	연구의 범위 및 방법	연구의 흐름
I. 연구의 배경 II. 연구의 목적	I. 연구의 범위 II. 연구의 방법	

제 2 장 : 이론적 배경 및 선행연구 검토	
이론적 배경 및 선행연구 검토	관련 선행연구 고찰
I. 부동산 시장 특성에 대한 이론적 고찰 II. 주택가격 결정의 이론적 고찰 III. 내재가격 이론적 고찰	I. 주요 선행연구의 고찰 II. 선행연구와의 차별성

제 3 장 : 연구의 모형 및 실증분석		
이론적 모형	실증모형의 설정 및 자료	분석결과
	I. 이중차분법 II. 실증모형 설정 및 자료 III. 분석대상 지역 및 기간 설정	I. 분석자료 및 기초통계량 II. 분석결과

제 4 장 : 결론	
연구의 요약 및 시사점	연구의 한계

II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 이론적 배경

1) 주택가격 결정의 이론적 고찰

주택가격은 주택시장의 내부 수요 및 공급 상황에 의해 영향을 받으며 이와 함께 주택 관련 제도나 정책, 규제 강화 또는 완화로 인해 주택가격은 조정될 수 있다. 또한 주택가격 통화의 공급이나 인플레이션 등에 의해 간접적인 영향을 받을 수 있다. 그 외에도 정치적 요인, 사회적 요인, 문화적 요인, 심리적 요인 등 외적인 요인들 역시 주택가격에 영향을 미칠 수 있다.¹⁾

부르느(Bourne, 1981)는 주택가격의 급격한 상승을 5가지 요인이 복합적으로 작용한다고 주장하였다. 즉, 주택가격의 급격한 상승은 기본적으로 수요의 증가, 개발비용의 상승, 개발 및 계획승인 과정에서의 병목현상, 토지투기 및 토지소유권의 독점적 집중, 금융기관행태 등의 함수로 말하였으며 이는 각각 수요조건설, 비용상승설, 병목설, 도시독점설, 급진설로 설명할 수 있다.²⁾

2) 내재가격 이론적 고찰

내재가격 이론은 경쟁이론에 근거한 주택 서비스에 대한 수요에 관한 이론으로 Muth, Alonso, Olsen을 거치며 발전하였다. 주택은 다양한 요소가 결합하여 구성된 집합체로서 주택가격은 무수히 많은 내재된 요소에 의해 가격이 결정되어진다. 내재가격이란 실제하지만 가격화되지 않은 주택의 특성들에 대한 추정치로서 Rosen (1974)에 따르면 주택시장에서 주택가격은 무수히 많은 주택들의 속성에 의한 내재가격의 총합에 의해 결정된다고 주장하였다. 주택속성(Z)는 $(Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_n)$ 로 표현할 수 있다.³⁾

주택속성(Z)의 시장가격은 $P(Z) = P(Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_n)$ 로 최소가격을 나타낸다. 이 때 소비자는 Z 외에도 다른 재화(χ)들도 소비하므로 소비자의 효용함수는 $U(\chi, z_1, z_2, z_3, \dots, z_n)$ 로 표시할 수 있으며 모든 소비자들은 가계소득(y)에 의해 소비가 제약받기 때문에 ($y = p(z) + x$)로, 효용함수는 $U(y - p(z), z_1, z_2, \dots, z_n)$

로 변형될 수 있다. 여기서 소비자의 다양한 선호(a)를 고려 시, 효용함수와 입찰가격함수는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\text{효용함수} : U(y - p(z), z_1, z_2, \dots, z_n : a) \quad (1)$$

$$\text{입찰가격함수} : \theta = \theta(Z_1, Z_2, \dots, Z_n, u, y) \quad (2)$$

2. 관련 선행연구 고찰

1) 주요 선행연구의 고찰

LTV 규제와 DTI 규제의 조정 효과에 대한 관련 선행 연구는 본 논문에서 연구하고자 하는 것과 유사한 주택 가격에 관한 연구와 함께 가계부채, 주택구매여력 및 리스크에 미치는 영향에 관한 연구 등이 있다.

구성미(2007)는 DTI 규제가 가구의 주택소비 및 주택 구매확률에 미치는 영향을 분석하였다. 최적용자비용 결정모형을 사용하여 분석을 실시하였으며 소득 및 자산 제약 상황에서 적합한 소득대비 상환비율을 도출한 후 DTI 규제에 따른 소득대비 상환비율과의 차이를 주요변수로 적용하였다. 분석결과, DTI 규제 강화는 차입을 제약함으로써 주택 소비를 감소시키며 주택을 구매할 확률을 낮추는 것으로 분석되었다.

신상영·이성원(2007)는 주택금융수요실태조사를 사용하여 DTI 규제가 서울시의 소득분위별, 평형별, 세부 지역별 주택구입능력을 변화시키는 영향에 대하여 모의 실험을 통하여 분석하였다. 분석결과 DTI 규제 강화는 주택구입가능금액을 낮춤으로 구입능력을 낮추는 효과가 분명히 나타나지만 DTI 규제를 30%까지 강화하기 전까지는 주택구입 시 큰 제약요인이 되지 않는다고 분석하였다. 이는 DTI 규제 조정이 가계의 소득능력 이상 무리한 차입을 제약시킬 수 있다는 것을 보여주었다.

이동규 외(2009)는 DTI 규제 조정이 수도권 지역의 주택거래에 미치는 효과를 시뮬레이션을 통하여 분석하였다. 분석결과, DTI 규제가 비교적 낮은 경우 규제가 적용되는 지역의 가계대출과 부동산 거래량이 하락하며 DTI 규제가 높을 경우 규제가 적용되는 지역이 아닌 인근 지역의 주택거래가 급증함을 보여주었다. 이는 주택금융규제가 단기적으로 시행될 경우 예상하지 못한 외부

1) 이종희, 『주택경제론』, 서울: 박영사, 1997

2) 이석주, 「서울시 아파트 전세 및 매매가격 결정요인의 권역별 특성 변화에 관한 연구」, 한양대학교 박사학위 논문, 2012

3) B. Ellickson, An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets, Journal of Urban Economics Vol. 9, 1981

효과가 나타나는 것을 고려해야 함을 시사하였다.

이소영·정의철(2010)은 주택금융규제가 주택점유 형태에 미치는 효과를 Linneman and Watcher(1989)의 연구에 기초하여 주택점유형태에 대한 추정방정식을 설정하였으며 국민은행의 2008년 금융수요실태조사 자료를 활용하여 DTI 규제 조정이 주택점유형태에 미치는 영향을 모의실험을 통하여 분석하였다. 분석결과, DTI 규제가 고강도가 될수록 점유형태가 소유에서 임차로 변화는 확률이 증가하는 것을 보여주었으며 이와 함께 소득수준이 낮을수록, 주택 규모가 작을수록 DTI규제의 영향을 크게 받는 것을 보여주었다.

임대봉(2013)은 주택금융규제(LTV·DTI)가 주택담보대출과 주택가격에 미치는 영향을 VECM, VAR 모형을 이용하여 충격반응분석, 분산분해분석을 실시하였다. 분석결과, 주택금융규제는 주택담보대출과 주택가격을 하락시키는 효과가 있음을 보여주었다.

황관석(2017)은 이중차분법을 활용하여 수도권외 DTI 규제 효과를 분석하였다. 서울시와 경기도의 아파트 실거래 가격자료와 DTI 규제가 10%p 차이를 보이는 기간자료 활용하였으며 적용을 위하여 서울시를 처치집단으로, 경기도를 통제집단으로 설정하여 정책 효과를 분석하였으며 분석결과, DTI 10%p 강화는 단기적으로는 유의하지 않으며 아파트실거래가를 연간 1.74% 낮추는 것을 보여주었다. 주택의 규모별 효과의 경우 장기적으로는 소형크기에서만 통계적으로 유의하며 연간 환산 시 3.2%의 가격하락의 효과가 있는 것으로 나타났다.

2) 선행연구와의 차별성

앞선 선행연구는 LTV 규제와 DTI 규제의 효과를 시계열 자료를 활용하여 주택가격이나 주택거래, 주택담보대출 등에 미치는 영향을 분석하거나 횡단 자료를 활용하여 주택구입능력이나 주택점유형태에 미치는 영향을 대부분 분석하였다. 시계열분석의 경우 지역적 특성 차이로 인해 나타나는 효과를 명확히 구분할 수 없는 한계가 있었으며 횡단면 분석의 경우 거시경제의 변화 등으로 나타나는 효과를 명확하게 구분할 수 없는 한계가 있다.

본 연구는 황관석(2017)의 연구에 기초하여 분석을 실시하였다. 동 선행연구에서는 지역적 특성이 유사한 집단으로 서울시와 경기도 선정하여 처치집단과 비교집단으로 사용하였으며, 아파트 실거래가 가격자료를 사용하여 DTI 규제 10%p차이를 분석함으로써 지역적 특성으로 인한 한계와 거시경제적 효과를 최대한 통제시켰으며 DTI 규제 차이에 따른 주택가격변화를 살펴보았다. 본 연구에서는 서울시와 경기도를 지역적 특성이 유사한 집단으로 보는 것과 DTI 규제 10%p의 차이에 따른 효과를 포착하는 것에는 다소 한계가 있다는 점에서 착안하여 처치집단과 비교집단을 서울시로 한정하고, DTI 규제가 과거 한시적으로 자율화되었던 기간(강남 3구와 서울시 강남 3구 외, DTI 규제 60%p 차이)과 전/후 유사한 기간의 서울시 구별 아파트 평균 매매가격자료를 활용하여 분석함으로써 DTI 규제 완화가 평균적 아파트매매가격변화에 미치는 효과를 분석하고자 한다는 점에 연구의 차별성이 있다.

<표 2> 주요 선행연구

선행 연구	주요 연구내용	분석방법	분석자료
구성미 (2007)	DTI 규제가 가구의 주택소비 및 주택구매확률에 미치는 영향 분석	시계열 분석 (최적응자 비율 결정모형)	주민주거실태 및 정책수요조사 (2004)
신상영·이성원 (2007)	DTI 규제가 가구의 주택소비 및 주택구매확률에 미치는 영향 분석	모의실험	주택금융수요 실태조사 (2006)
이동규·서인석·박형준 (2009)	DTI 규제가 부동산거래에 미치는 효과 분석	시뮬레이션 분석 (System Dynamics)	시계열 자료
이소영·정의철 (2010)	주택금융규제가 주택점유형태에 미치는 효과 분석	모의실험 (추정방정식)	주택금융수요 실태조사 (2008)
임대봉 (2013)	LTV·DTI 규제정책이 주택담보대출과 주택가격에 미치는 영향 분석	VECM, VAR 분석	시계열 자료 (2002 ~2011)
황관석 (2017)	DTI 10%p의 차이 효과 분석	이중차분법	서울, 경기도 아파트실거래 가격 (2009 ~2012)

Ⅲ. 연구의 모형 및 실증분석

1. 이론적 모형

김정호·이명재(1989), 김경환·손재영(2000), 김대원·조주현(2012) 등 선행연구를 살펴보면, 주택자산시장이 균형 조건에서 주택의 매매가격은 무재정거래조건(no-arbitrage condition)에 의해 다음과 같이 주택의 내재가치와 동일한 값으로 표현할 수 있다.⁴⁾

$$P_t = \frac{R_t}{1+r_t} + \frac{P_t^e + 1}{1+r_t} \quad (3)$$

여기서 P_t 는 t 시점의 주택의 매매가격으로 t 시점에 주택을 구입하여 $t+1$ 시점에 주택을 판매한다고 가정했을 때, R_t 는 t 시점 말에 발생하는 임대소득을 의미하며 r_t 는 기타 자산의 시장수익율에 주택투자자에 따른 리스크 프리미엄(유동성)을 합한 주택투자자에 대한 자본비용으로서 할인율을 의미한다. $P_t^e + 1$ 은 t 시점에서 예상되는 $t+1$ 시점의 주택매매가격을 나타낸다.

위 식의 양변에 $(1+r_t)/P_t$ 를 곱한 다음 1을 차감하면 다음과 같은 주택자산시장의 균형조건으로 변형할 수 있다.

$$r_t = \frac{R_t}{P_t} + \frac{P_{t+1}^e - P_t}{P_t} = \frac{R_t}{P_t} + \pi_{t+1}^e \quad (4)$$

여기에서 $\pi_{t+1}^e = (P_{t+1}^e - P_t)/P_t$ 는 t 시점에서 예상했던 $t+1$ 시점의 자본이득 또는 자본손실이다. 따라서 위의 식은 주택의 임대수익률(R_t/P_t)과 주택매입에 따라 기대되는 자본이득 또는 자본손실(π_{t+1}^e)의 합이 기타 자산의 시장수익율에 주택투자자에 따른 리스크 프리미엄(유동성)을 더한 할인율(r_t)과 일치하는 지점에서 주택시장의 균형이 성립됨을 의미한다. 위의 식을 P_t 로 정리 및 시간에 대한 하첨자를 제거하여 단순화하면 하단의 식(3.3)과 같이 주택매매가격의 결정식을 도출할 수 있다. $r = r^m + a$ 으로 r^m 은 주택 이외 자산의 시장수익율을 의미하며 a 는 주택투자자에 대한 리스크 프리미엄(유

동성)을 뜻한다. 하단의 식(5)을 통하여 주택매매가격은 주택으로 발생하는 임대수익이 클수록 상승함을 알 수 있으며 기타 자산의 시장수익율 및 주택투자자에 대한 리스크 프리미엄(유동성)이 작을수록 상승하며 주택으로부터 예상되는 자본의 이득이 클수록 상승함을 알 수 있다. 이를 통해 주택매매가격을 함수 $P(R, r^m, a, \pi^e)$ 로 나타낼 수 있다.⁵⁾

$$P = \frac{R}{r^m + a - \pi^e} \quad (5)$$

이를 통하여 $P_R > 0$, $P_{r^m} < 0$, $P_a < 0$, $P_{\pi^e} > 0$ 가 성립됨을 알 수 있다.

2. 실증모형(DID)의 설정 및 자료

1) 이중차분법(DID)

이중차분법(Difference in Difference method)이란 정책의 시행 전/후의 관측하고자 하는 종속변수(주요대상 변수)의 변화(difference)와 처리그룹(treatment group)과 대조그룹(control group) 간 차이(difference)를 통하여 정책의 시행 효과를 추정하는 방법이다.

만일 부동산 금융 규제 변화와 관련된 정책이 $t=1$ 시점에는 시행되지 않았고 $t=2$ 시점에 시행되어 특정한 그룹(처리그룹)에만 규제 변화가 이뤄지는 상황이 발생한다고 가정했을 때, $t=1$ 시점에는 부동산 정책이 시행 전인 시점이기 때문에 처리그룹과 대조그룹 모두 부동산 금융 규제의 변화가 없는 상태이다. $t=2$ 시점에는 정책이 시행되어 처리그룹은 부동산 금융 규제의 변화가 발생하였지만 대조그룹에는 여전히 규제의 변화가 없는 상태인 이런 상황에서 부동산 정책의 효과를 추정한다고 하였을 때 몇가지 모형을 시도해 볼 수 있다.

첫 번째로 시도해볼 수 있는 모형은 횡단면 모형을 설정하여 $t=2$ 시점에서 관측되는 처리그룹과 대조그룹을 비교하는 방법이다.(이해의 용이성을 위하여 다른 설명변수는 제외하였다.)

$$y_i = \alpha + \delta D_i + e_i \quad (6)$$

4) 김대원·조주현, 「서울시 아파트 전세가격 및 전세금비용 변동의 결정요인 분석」, 『한국주택학회』, 2012

5) 윤종만·박강우, 「분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 영향」, 『한국주택학회』, 2017

위 식에서 D_i 는 처리그룹에 속할 경우는 더미변수를 1로 설정하고, 대조그룹에 속할 경우는 더미변수를 0으로 설정한다. 따라서 D_i 의 계수 δ 는 처리그룹과 대조그룹의 종속변수의 평균적 차이라고 볼 수 있다. 하지만 정책과 상관없이 처리그룹과 대조그룹 사이에 체계적 차이(systematic difference)가 존재할 경우 D_i 의 계수인 δ 추정치는 정책 시행으로 발생하는 종속변수의 차이로 해석하긴 어려운 문제가 있다. 이를 방지하기 위하여 그룹을 통제시킬 수 있는 더미변수를 설정할 수 있지만 D_i 변수와 동일하기 때문에 모형에 포함시킬 수 없다.

두 번째 모형은 $t=1, t=2$ 시점의 처리그룹만을 표본으로 사용하는 종단비교 분석 모형을 설정하는 방법이다. (횡단면 분석 모형과 동일하게 이해의 용이성을 위하여 타 설명변수 제외하였다.)

$$y_{i,t}^{treat} = \alpha + \gamma D_{i,t} + e_{i,t} \quad t=1,2 \quad (7)$$

위 식에서 $D_{i,t}$ 는 $t=1, t=2$ 시점에서 정책 시행을 적용받았을 경우 더미변수를 1로 설정하고, 미적용 받았을 경우는 더미변수를 0으로 설정한다. 따라서 γ 는 정책의 적용 여부에 따른 평균적 차이라고 볼 수 있다. 하지만 $D_{i,t}$ 의 추정치인 γ 계수는 시간 흐름에 따른 종속변수의 변화까지 포함되기 때문에 정책 적용 여부에 따른 순수한 효과로 해석하기 어렵다. 횡단면 분석 모형에서 제안했던 것과 유사하게 시간에 대한 효과를 통제하기 위하여 시간에 대한 더미변수를 설정할 수 있지만, $D_{i,t}$ 와 동일한 값을 갖게되는 변수가 되어 포함시킬 수 없다.

위에서 언급한 모형들은 결국 정책의 적용에 따른 순수한 효과를 추정하기 어려운 문제가 발생하기 때문에 순수한 효과를 추정하기 위해서는 처리그룹과 대조그룹의 관측치를 전부 포함한 2시점의 패널데이터 모형으로 구성할 필요가 있다. 이를 위해서는 $t=1, t=2$ 시점 데이터를 풀링(pooling)하여 하단의 식과 같이 횡단면 데이터로 간주할 수 있다.

$$y_i = \alpha + \delta D_i + \gamma T_i + \beta D_i T_i + e_i \quad (8)$$

식 (8)에서 D_i 는 그룹에 대한 더미변수로서 처리그룹

일 시 1의 값으로, 대조그룹일 시 0의 값으로 적용한다. T_i 는 시간에 대한 더미변수로서 $t=2$ 시점일 경우 더미변수를 1의 값으로, $t=1$ 시점일 경우 0의 값으로 적용한다. $D_i T_i$ 는 앞서 말한 2가지 더미변수의 곱한 값으로 이루어진 상호작용(interaction) 변수이며 $D_i T_i$ 의 추정 계수 $\hat{\beta}$ 은 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$\hat{\beta} = (\bar{y}_2^{treat} - \bar{y}_1^{treat}) - (\bar{y}_2^{control} - \bar{y}_1^{control}) \quad (9)$$

추정계수 $\hat{\beta}$ 은 처리그룹의 시점에 따른 평균적 차이에서 대조그룹의 시점에 따른 평균적 차이를 차감한 값으로 정책 적용에 따른 순수한 효과로 해석할 수 있다.⁶⁾ 이러한 $\hat{\beta}$ 을 DID 추정량이라고 한다.⁷⁾

2) 실증모형(DID) 설정 및 자료

본 논문에서는 서울시의 구 단위 패널자료에 이중차분법을 적용하여 DTI 규제 완화가 아파트매매가격 변동에 미치는 효과를 추정하고자 한다. 앞서 DID 모형에 대하여 설명한 것과 같이 이중차분법은 정책의 적용 전후의 핵심 설명변수의 변화분에 해당하는 차분값을 비교하는 것으로 차분을 진행하는 과정에서 그룹 간 특성 차이에서 발생할 수 있는 체계적 차이 제거시킬 수 있으며 시점의 흐름으로 인해 발생할 수 있는 거시경제적 요인 등 정책 적용에 따른 효과와 무관하게 발생하는 왜곡을 줄일 수 있다. 분석에서는 아래의 식 (10)인 간단한 OLS의 형태로도 나타낼 수 있으며, 설명변수를 추가한 아래의 식 (11)와 같이 식 (5)을 실증모형으로 변환하여 패널 선형회귀식을 추정할 수 있다.

$$price_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 dtime_i^c + \beta_2 dtreat_{i,t}^n + \beta_3 (dtime_i^c * dtreat_{i,t}^n) + e_{i,t} \quad (10)$$

$$price_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 dtime_i^c + \beta_2 dtreat_{i,t}^n + \beta_3 (dtime_i^c * dtreat_{i,t}^n) + \beta_4 r_{i,t} + \beta_5 r_t^m + \beta_6 a_t + e_{i,t} \quad (11)$$

이와 함께 그룹 간 특성 차이와 거시경제적 요인을 배제하였지만 분석 당시 아파트의 공급이 있을 경우 효

6) 민인식·최필선, 「고급 패널데이터 분석 STATA」, 한국STATA학회

7) $\hat{\beta}$ 에 대한 증명 및 해석은 민인식·최필선 공저 2012a 9장에 구체적인 내용이 있음.

과의 추정을 왜곡시킬 수 있기 때문에 구별 아파트분양 물량(세대수)을 통제설명변수에 추가하였으며 추가한 선형회귀식은 아래와 같다.

$$price_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 dtime_t^c + \beta_2 dtreat_{i,t}^n \quad (12)$$

$$+ \beta_3 (dtime_t^c * dtreat_{i,t}^n) + \beta_4 r_{i,t} + \beta_5 r_t^m$$

$$+ \beta_6 a_t + \beta_7 s_{i,t} + e_{i,t}$$

여기에서 말하는 $price_{i,t}$ 는 t 시점에서의 i 구의 아파트평균매매가격을 뜻하며 $r_{i,t}$ 는 i 구의 t 시점 말에 발생하는 임대수익, r_t^m 은 t 시점에서 주택을 제외한 자산의 시장수익율, a_t 는 t 시점에서 주택투자에 대한 리스크 프리미엄(유동성)을 의미한다.

이중차분법 모형에서 가장 핵심이 되는 설명변수는 $dtime_t^c$ 와 $dtreat_{i,t}^n$ 으로서 $dtime_t^c$ 은 DTI 규제 완화가 적용되는 기간의 여부에 대한 더미변수(DTI 규제 완화 기간 = 1, 규제 완화가 아닌 기간 = 0)를 의미한다. $dtreat_{i,t}^n$ 은 i 구가 t 시점에 DTI 규제 완화적용을 받는지에 대한 더미변수(완화적용을 받는 처리그룹=1, 그렇지 않은 대조그룹=0)이다.

본 분석에서는 앞에서 언급한 것과 같이 더미변수가 결정되어 $dtime_t^c$ 와 $dtreat_{i,t}^n$ 의 상호작용변수인 $dtime_t^c * dtreat_{i,t}^n$ 의 계수 β_3 는 DTI 규제 완화가 적용되었을 때 DTI 규제 완화를 적용받는 지역에 동 규제 완화를 적용받지 않는 지역에 비하여 평균적으로 얼마나 변화하였는지를 뜻하는 추정치이며 본 논문에서 주요 설명변수의 계수를 의미한다. 또한 주요 설명변수의 계수인 β_3 비교를 통해 모형의 강건성(robustness)을 간접적으로 판단할 수 있다. 식 (10)에서 통제 설명변수를 추가하지 않았던 간단한 OLS 형태와 통제 설명변수를 추가한 식 (11)의 형태를 비교하였을 때 β_3 의 변화량을 통하여 만약 통제 설명변수를 추가한 후에도 β_3 의 계수 값에 큰 차이가 나타나지 않는다면 외생적으로 처치가 잘 이루어졌으며 정책의 효과에 대해 추정을 잘 한 것으로 이해할 수 있다.

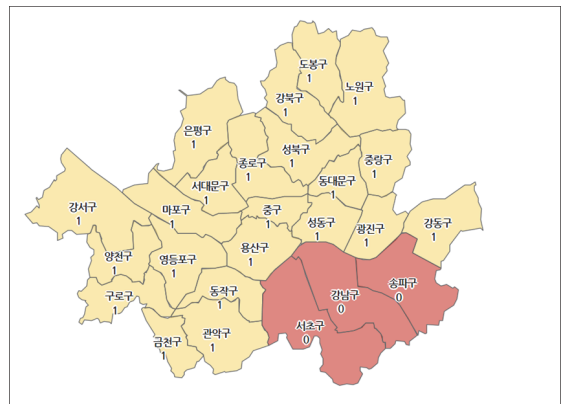
이와 함께 $dtime_t^c$ 변수와 $dtreat_{i,t}^n$ 변수, $dtime_t^c * dtreat_{i,t}^n$ 변수는 DTI 규제 완화가 교차 적용에 따른 효과를 통해 아파트 평균 매매가격에 직접적으로 영향을 미치는 효과만이 아니라 정책 적용의 공표 효과나 그 외 심리적 기대 변화를 통해 간접적으로 미치는

영향을 포함할 수 있다. 그렇기 때문에 식 (5)에서의 π^e 의 효과 일부를 포함하고 있다고 볼 수 있다.

3) 분석대상 지역 및 기간 설정

본 논문의 목적은 DTI 규제 완화가 아파트매매가격에 미치는 영향을 살펴보고자 하는 것으로서 이중차분법을 이용할 경우, DTI 규제 완화가 시행되었던 전후 기간을 기준으로 구분하여 살펴볼 수 있다. 우선 이중차분법 모형을 적용하여 DTI 규제 완화의 순수한 효과를 추정하기 위해서는 동 규제의 변화가 없었을 상황에서 거시경제적 상황이 변화할 때 서로 유사한 주택시장의 특징을 보이는 지역을 선정하여 처리그룹과 대조그룹으로 선정할 필요가 있다. 만약 DTI 규제의 변화와 관계없이 주택시장의 가격이나 거래 등의 움직임이 전혀 다르게 관찰되는 지역을 선정하여 비교할 경우 분석에서 나온 추정치를 DTI 규제가 변화함에 따라 발생한 영향으로 판단하기 어려운 문제가 발생한다. 국내의 주택시장의 경우 서울이나 수도권, 지방의 도시 등 지역에 따라 주택가격의 차이가 크며 변화의 양상 또한 다르게 관측되며 DTI 규제 등의 정책이 변화하였을 때에도 마찬가지로 지역에 따라 효과의 정도가 다르며, 효과가 관측되는 시기 역시 서로 상이하다. 당초에는 지역적 범위를 서울과 경기까지 비교하는 것을 고려하였으나, DTI 규제 완화의 폭이 가장 컸었던 자율화 기간을 통하여 규제 완화 효과를 추정하고자 함에 따라 대조 그룹(강남 3구)과 처리 그룹(경기)을 비교 시 DTI 규제 완화에 대한 효과가 아닌 지역적 특성에 따른 차이로 인하여 분석결과가 유의하지 않게 추정됨에 따라 본 논문의 분석에서는 지역적 범위를 경기를 제외한 서울시로 한정하였으며 서울의

<그림 1> 분석 지역의 설정



25개 구를 대상으로 DTI 규제 자율화 적용대상 구의 여부에 따라 처리그룹과 대조그룹으로 설정하였다.

2006년 3월 30일에 총부채상환비율(DTI) 제도를 도입하였는데, 동 제도의 도입 배경을 살펴보면 수도권을 중심으로 주택담보대출이 급증하면서 가계의 채무부담 능력의 취약성과 금융시스템의 불안정성이 제기됨에 따라, 주택담보대출을 담보 위주에서 채무상환능력 위주로 전환하게 된 것으로 볼 수 있다. 이에 따라 주택수요자들은 투기지역 소재 6억원 초과 아파트를 신규로 취득할 때 DTI 비율을 40%로 제한받게 되었다. 이어서 2006년 11월에는 DTI 규제를 수도권까지 확대하여 6억원을 초과하는 아파트를 포함하였다.

<표 3> DTI 규제의 시기별 변화

발표일자	내용
2006년 3월 30일	- 투기지역 6억 초과 아파트 DTI 40% 이내로 규제강화
2006년 11월 16일	- 투기지역에서 수도권까지 6억원 초과 아파트에 대하여 DTI 적용 확대
2007년 1월 11일	- 신규 아파트 구입을 위한 대출이 아닌 기존 소유 아파트 담보대출에 대해서도 DTI 적용
2008년 11월 3일	- 강남 3구 이외 지역 투기지역 해제(강남 3구만 DTI 40% 한도 유지)
2009년 10월 8일	- DTI 확대적용 (투기지역→수도권 비투기지역)
2010년 8월 29일	- 강남 3구를 제외한 지역의 DTI규제 2011년 3월까지 한시적 폐지 및 은행권 자율화
2011년 3월 22일	- 2010년 8월 한시적으로 완화되었던 DTI 규제 부활

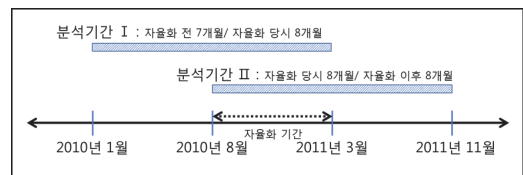
이에 본 논문에서는 분석의 기간 선정으로 DTI 규제의 변동이 있으며, 지역에 따라 차등적으로 적용된 기간 중 규제의 변동 폭이 크며, 그 외 관련 규제나 정책 등의 변화가 없었던 기간을 선정하였다. 주택시장이 침체됨에 따라 회복을 위하여 DTI 규제가 한시적으로 자율화되었던 2010년 8월부터 2011년 3월까지를 포함하여, 자율화 기간(8개월)과 전후 유사한 기간을 비교하기 위하여 2010년 1월부터 2011년 11월까지로 한정하였다. 기간을 더욱 연장하여 비교하는 것을 당초에는 고려하였으나, 기간 이전의 경우 미국발 서브프라임 모기지 사태(2008)로 인해 주택시장이 매우 불안정하였던 기간의 자료가 포함될 경우, 분석 시 DTI 규제 완화의 효과가 아닌 거시경제적 요인에 따른 효과가 포착될 수 있어 2008년 이전 자료를 배제할 수 있는 기간으로 선정하였

으며, 기간 이후의 경우 2012년 5월부터 강남 3구가 투기지역에서 해제됨에 따라 기간을 연장할 경우 대조그룹 내 투기지역 해제에 따른 효과, 투기지역 해제에 따른 DTI 완화 효과 또한 자율화 기간이 한시적으로 시행되어 비교적 짧은 기간과 비교하기 때문에 DTI 규제 외 기타 효과를 최대한 배제하기 위하여 자율화 기간과 동일한 기간 길이로 한정하였다. 본 논문의 연구 기간 설정 이후인 금융규제 동향은 금융위기 이후부터 주택가격과 가계부채의 지속적인 증가로 규제를 강화하는 추세이므로 만약, 금융위기와 같은 다양한 위협으로부터 주택시장 침체에 해결방안 연구를 할 때 좋은 참고자료로 이용될 수 있다.

<표 4> 분석기간의 설정

구분	분석기간	분석비교 기간	비고
분석기간 I	2010년 01월 ~ 2011년 03월	① 2010년 01월 ~ 2010년 07월 ② 2010년 08월 ~ 2011년 03월	자율화 이전 7개월 기간과 자율화 당시 8개월 기간 비교
	2010년 08월 ~ 2011년 11월	① 2010년 08월 ~ 2011년 03월 ② 2011년 03월 ~ 2011년 11월	자율화 당시 8개월 기간과 자율화 이후 8개월 기간 비교

<그림 2> 분석 기간의 설명



3. 분석결과

1) 분석자료 및 기초통계량

(1) 분석자료

식 (10)과 식 (12)의 실증모형 추정에 사용한 자료는 2009년 1월부터 2011년 11월까지의 월별 자료를 이용하였으며 구체적인 사항은 다음과 같다. 먼저 종속변수인 $price_{i,t}$ 는 서울시 25개 구의 단위면적 당 아파트 평균 매매가격(전용면적 기준, 부동산 114 제공 자료)을 로그 차분(당해년도 당월에서 전년 동월로 차분)하여 가격의

증감을 값을 사용하였다. DID 모형의 핵심 설명 변수인 $dtime_t^c$ 더미변수는 DTI 규제 완화에 해당하는 DTI 자율화 기간의 해당 여부로서 2010년 8월부터 2011년 3월 (DTI 규제 자율화 시행 기간, 8개월)까지는 1, 그 외 기간은 0의 값을 가진다. 핵심 설명 변수인 $dtreat_{i,t}^n$ 더미변수는 DTI 자율화 기간에 DTI 자율화를 적용받으면 1(강남 3구 외 서울의 22개 구, DTI 자율화를 적용받지 않으면 0(강남 3구)의 값을 가진다. $dtime_t^c * dtreat_{i,t}^n$ 는 핵심

더미변수의 상호작용변수이다.

통제 설명변수인 임대수익 $r_{i,t}$ 은 대응변수로 구별 단위면적 당 아파트 평균 월세가격에 서울시 소비자물가지수로 나누어 실질화한 값을 사용하였으며, 주택을 제외한 자산의 시장수익률 r_t^m 은 3년 만기 회사채 유통수익률⁸⁾을 사용하였다. 주택투자의 리스크 프리미엄(유동성) a_t 는 주택담보대출 이자율에서 3년 만기 국고채유통수익률을 차감하여 사용하였다. 그 외 통제 설명변수인 $s_{i,t}$ 는 아파트 분양물량(전체면적 기준, 부동산 114 제공)을 사용하였다.

<표 5> 변수의 설명

구분	변수명		사용자료
종속 변수	$price_{i,t}$	구별 아파트 평균 매매가격 증감분	2009년 1월 ~ 2011년 11월 서울시 구별 단위면적당 아파트 평균 매매가격 (전용면적 기준, m^2 /만원)
핵심 설명 변수	$dtime_t^c$	기간 더미변수	2010년 1월 ~ 2011년 11월 1. 2010년 8월 ~ 2011년 3월 = 1, DTI 자율화기간 2. 그 외 기간 = 0
핵심 설명 변수	$dtreat_{i,t}^n$	지역 더미변수	서울시 25개 구 1. 강남 3구 외 22개 = 1, DTI 규제 완화 대상 2. 강남 3구(강남구, 서초구, 송파구) = 0, DTI 규제 미적용 대상
상호 작용 변수	$dtime_t^c * dtreat_{i,t}^n$	상호작용 변수	-
통제 설명 변수	$r_{i,t}$	임대수익	구별 아파트 평균 월세가격, 서울시 소비자물가지수
통제 설명 변수	r_t^m	주택 외 자산의 시장수익률	3년 만기 회사채 유통수익률
통제 설명 변수	a_t	주택투자에 대한 리스크 프리미엄	주택담보대출 이자율, 3년 만기 국고채유통수익률
그외 통제 설명 변수	$s_{i,t}$	아파트 공급	구별, 월별 아파트 분양 물량

주 : 이해를 돕기 위하여 간략한 사항만 표기하였으므로 구체적인 사항은 본문을 참조.

<표 6> 기초통계량

구분	처리그룹(강남 3구 외)				대조그룹(강남 3구)				
	평균	표준 편차	최소	최대	평균	표준 편차	최소	최대	
분석 기간 I	$price_{i,t}$.0024	.01	-.03	.06	.0077	.03	-.027	.062
	$dtime_t^c$			0	1			0	1
	$dtreat_{i,t}^n$			1	1			0	0
	$dtime_t^c * dtreat_{i,t}^n$			1	1			0	0
	$r_{i,t}$ (만원)	17.63	2.69	12.75	24.29	27.00	3.11	22.39	31.11
	r_t^m (%)	4.65	.37	4.13	5.4	4.65	.37	4.13	5.4
분석 기간 II	a_t (%)	1.23	.25	.82	1.59	1.23	.25	.82	1.59
	$S_{i,t}$ (세대)	79.3	305.7	0	2414	176.7	394.6	0	1701
	관측치	330				45			
	$price_{i,t}$	-.0046	.01	-.03	.02	-.0071	.01	-.03	.01
	$dtime_t^c$			0	1			0	1
분석 기간 II	$dtreat_{i,t}^n$			1	1			0	0
	$dtime_t^c * dtreat_{i,t}^n$			0	1			0	0
	$r_{i,t}$ (만원)	17.67	2.86	13.06	24.53	26.73	3.46	22.24	31.79
	r_t^m (%)	4.39	.17	4.13	4.72	4.39	.18	4.13	4.72
	a_t (%)	1.29	.20	.92	1.62	1.29	.20	.92	1.62
$S_{i,t}$ (세대)	75.4	334.5	0	3393	266.2	467.1	0	1701	
관측치	352				48				

주 : 종속변수에 해당하는 $price_{i,t}$ 는 아파트평균매매가격에 대하여 로그차분하여 산출하였음.
(로그차분 : 월별 변화율, 당해연도 동월 - 직전년도 동월)

8) 최종호가 수익률 사용, 회사채(무보증 3년) AA- 등급, 금융투자협회 채권정보센터

(2) 기초통계량

기초통계량은 분석기간에 따라 처리그룹인(강남 3 구 외 22개구)과 대조그룹(강남 3구)의 아파트 평균 매매가격의 증감분, 더미변수, 상호작용변수, 임대수익, 시장수익율, 주택투자에 대한 리스크 프리미엄을 기준으로 아래와 같이 정리하였다. 종속변수에 해당하는 아파트 평균 매매가격 증감분은 분석기간 I에서는 처리그룹이 0.24%, 대조그룹이 0.77%로 대조그룹의 월별변화율(증감분, 로그차분)이 0.53%만큼 더 큰 것으로 나타났다. 분석기간 II에서는 처리그룹이 -0.46%, 대조그룹이 -0.71%로 각각 하락하였으며 처리그룹과 대조그룹의 월별변화율 차이는 0.25%로 분석기간 I에 비하여 격차는 줄어든 것으로 나타났다. 분석기간별 기초통계량을 비교 시 분석기간 I(자율화 시행 전 7개월, 자율화 당시 8개월)에서 아파트 평균 매매가격 월별변화율이 분석기간 II에 비해 높은 것을 확인할 수 있었으며, 주택시장의 침체가 지속되었던 당시 주택시장 상황에서 대조그룹(강남 3구)이 처리그룹(강남 3구 외)에 비해 아파트 평균 매매가격의 월별변화율 폭이 큰 것으로 나타났다.

2) 분석결과

본 분석에서는 구별 패널데이터를 이용하여 식 (10)과 식 (12)를 추정하였다. 종속변수인 m^2 당 아파트평균 매매가격에 로그차분을 취하여 종속변수로 사용한 이유는 주택시장이 침체된 상황에서 월별변화율의 변화 정도로 측정함으로써 DTI 규제 완화를 통하여 침체되었던 주택시장의 하락 반전의 정도를 비율로 측정할 수 있는 장점이 있기 때문이다. 분석 기간을 DTI 규제 자율화 기간을 기준하여 전과 후를 나누어 분석을 실시하였다. 추가로 통계적으로 가장 설명력이 높았던 분석 기간 I을 대표로 주택 규모별 DTI 규제 완화의 효과를 추정을 실시하였다. 분석은 식 (10)과 식 (12)를 함께 추정하여 추정치를 비교하여 본 분석에 대한 강건성을 간접적으로 확인하고자 하였다.

(1) 기간별 분석결과

DTI 규제 자율화 시행 전과 이후에 대한 이중차분의 분석결과와는 <표 7>와 같다. 추정은 통합 (pooled) OLS를 통하여 실시하였다. 통제 설명변수를 추가한 추정치와 기본모형에서 추정된 β_3 계수가 각각 1.9%·2.0%, 0.3%·0.3%로 유사하거나 일치하게 나타났다. 이를 통

해 DID 추정계수의 일관성 혹은 강건성을 확인하였다.

추정 결과, 본 논문의 핵심 설명변수인 β_3 는 DID 추정량으로써 통제설명변수의 추가 여부 및 분석 기간의 설정에 관계없이 모든 경우에 (+)의 부호를 가졌으며, 분석기간 I에서는 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 분석기간 II인 자율화 당시와 직후 8개월을 비교한 경우에는 유의하지 않았다. 이를 통해서 알 수 있는 것은 DTI 규제 자율화가 시행될 경우, DTI 규제 자율화를 적용받는 처리집단, 즉 강남 3구를 제외한 22개 구가 DTI 규제 자율화를 미적용 받았던 강남 3구에 비해 아파트 평균매매가격의 변화율이 평균적으로 더 높음을 의미한다. 하지만 분석기간 II를 살펴보면 DTI 규제 완화가 끝난 직후 유사기간과 비교하여 살펴보면, 즉 DTI 규제가 다시 강화될 경우, 평균매매가격의 증가율의 격차가 매우 작았으며 추정치는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 주택금융규제가 단기적으로 시행될 경우 예상하지 못한 외부효과가 나타날 수 있다는 것과 마찬가지로 해석할 수 있다.

규제 완화 전후 기간별 비교를 통해 살펴보면, 분석기간 I에서 통제 그룹인 강남 3구는 규제 완화 기간 동안 월별 변화율이 3.4%가 하락하였던 반면, 처치 그룹인 강남 3구 외 22개 구는 규제 완화 기간 동안 1.4%가 하락하였음을 볼 수 있다.

<표 7> 분석기간 I의 DID 분석결과

	규제 완화 전	규제 완화 기간	기간 차분 비교
규제 완화 대상 구 (강남 3구 외 22개 구)	-0.009 (β_2)	-0.023 ($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$)	-0.014 ($\beta_1 + \beta_3$)
규제 미완화 대상 구 (강남 3구)	0	-0.034 (β_1)	-0.034 (β_1)
지역 차분 비교	-0.009 (β_2)	0.011 ($\beta_2 + \beta_3$)	0.020 (β_3)

주 : 분석기간 I의 통제설명변수를 추가한 모형의 결과를 통해 도출한 값임.

이는 주택가격이 하락하던 시장 상황에서 강남 3구에 비해 규제 완화를 적용받았던 강남 3구 외 22개 구의 매매가격 하락 폭이 1.9%(기본모형의 추정치)~ 2.0% 작았음을 뜻한다.

지역적 비교를 통하여 살펴보면, 규제 완화 기간에서

는 강남 3구 외 22개구의 월별변화율이 1.1% 높게 나타났던 반면 규제 완화가 적용되기 전에는 강남 3구에 비해 월별변화율이 0.9% 낮게 나타났다.

지역적 비교와 기간별 비교를 종합하여 해석하면 분석을 진행하였던 기간은 부동산 시장의 침체로 인해 아파트매매가격이 하락하고 있었으며, 규제 완화를 적용하기 전의 경우 처치집단인 강남 3구 외 22개 구의 월별 가격 하락 폭이 컸었으나, 규제 완화를 시행함으로써 주택의 가격변화에 긍정적인 영향을 끼친 것으로 해석할 수 있다.

통제 설명변수를 추가한 모형의 추정계수를 살펴보면, 주택자산의 임대수익의 대응변수(아파트 평균 월세 가격/서울시 소비자물가지수)와 주택 외 자산의 시장수익율의 대응변수(회사채 유통수익율), 주택투자에 대한 리스크 프리미엄의 대응변수(주택담보대출 이자율-국고채 유통수익율, 유동성을 의미)는 (+)의 방향으로 주택 가격의 변화에 대체적으로 통계적으로 유의하게(분석기간 II의 임대수익, 주택 외 자산의 시장수익율 제외) 영향을 주는 것으로 나타났다. 다만 임대수익의 경우 타 통제 변수들에 비해 매우 작은 영향을 끼치는 것을 알 수 있었다. 식 (5)에서 예측한 것과 달리 주택 외 자산의 시장수익율과 주택투자에 대한 리스크 프리미엄의 결과가 부합하지 않는 것으로 나타났는데 이는 주택가격이 하락하는 시장 상황 속에서 타 설명변수에 비해 통제 설명변수 중 리스크 프리미엄(주택담보대출 이자율 - 3년 만기 국고채 유통 수익률)에 대한 영향이 가장 크게

<표 8> 분석기간 I의 주택 규모별 DID 분석결과

	규제 완화 전	규제 완화 기간	기간 차분 비교
규제 완화 대상 구 (강남 3구 외 22개 구)	-0.012, -0.015, -0.008 (β_2)	-0.028, -0.028, -0.016 ($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$)	-0.016, -0.013, -0.014 ($\beta_1 + \beta_3$)
규제 미완화 대상 구 (강남 3구)	0	-0.036, -0.041, -0.030 (β_1)	-0.036, -0.041, -0.030 (β_1)
지역 차분 비교	-0.012, -0.015, -0.008 (β_2)	0.008, 0.013, 0.008 ($\beta_2 + \beta_3$)	0.020, 0.028, 0.016 (β_3)

주 1 : 분석기간 I의 통제설명변수를 추가한 모형의 결과를 통해 도출한 값임.
주 2 : 표안 값은 왼쪽부터 소형, 중형, 대형의 추정치를 뜻함.

미치는 것을 감안할 때 DTI 규제 자율화가 한시적으로 비교적 짧은 기간 동안 시행되었던 점과 DTI 규제 자율화 시행에 따른 가격 상승에 대한 기대심리 등으로 인한 결과인 것으로 해석된다.

(2) 주택규모별 분석결과

주택 규모별로 영향을 추정하기 위하여 분석 기간들 중 가장 모형의 적합성이 높게 나타났었던 분석기간 I를 대표로 추정하였다. 주택 규모별 구분은 전용면적 기준 60m² 이하의 면적일 경우 소형, 60m² 초과 ~ 85m² 이하의 면적일 경우 중형, 85m² 초과면적일 경우 대형으로 구분하였으며 주택 규모별로 살펴본 목적은 주택의 규모에 따라 주택가격대가 다르기 때문에 DTI 규제 완화가 가격변화에 미치는 영향이 다를 수 있기 때문이다.

<표 9> 분석 기간별 분석결과

설명변수 (추정계수)	분석 기간 I		분석 기간 II	
	기본모형	설명변수 추가모형	기본모형	설명변수 추가모형
상수항 (c)	0.028*** (10.69)	-0.040*** (-3.34)	-0.005*** (-2.94)	-0.048* (-1.92)
기간 더미 (β_1)	-0.037*** (-10.54)	-0.034*** (-9.90)	-0.005** (-2.32)	-0.004* (-1.94)
지역 더미 (β_2)	-0.016*** (-5.68)	-0.009*** (-2.76)	0.001 (0.72)	0.002 (0.88)
상호작용변수 (β_3)	0.019*** (5.14)	0.020*** (5.67)	0.003 (1.09)	0.003 (1.10)
임대수익 (β_4)		0.001*** (3.41)		0.000 (0.61)
주택 외 자산 시장수익율 (β_5)		0.006*** (3.04)		0.007 (1.54)
리스크프리미엄 (β_6)		0.013*** (5.66)		0.008** (0.048)
아파트공급 (β_7)		0.000** (2.21)		-0.000 (-0.55)
N	375		400	
R ²	0.452	0.538	0.047	0.059
adjusted R ²	0.448	0.529	0.04	0.042

주 1 : *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 계수가 통계적으로 유의함을 의미.
주 2 : 괄호 안 내용은 t 통계량을 의미

추정 결과, 본 논문의 핵심 설명변수의 추정치 β_3 를 살펴보면 규모에 따라 각각 2%, 2.8%, 1.5·1.6%인 것으로 나타났다. 이를 통해서 알 수 있는 것은 DTI 규제 자율화가 시행될 경우, 대형 규모에 비해 상대적으로 주택가격이 저렴한 중·소형규모의 주택가격에 평균적으로 더 높은 효과를 나타내는 것을 알 수 있다. 이러한

결과는 주요 선행 논문에서 검토하였던 논문의 추정 결과와 같이 상대적으로 소득이 낮은 계층에서 DTI 규제 완화에 따른 영향이 크게 작용했던 것과 같은 의미를 가진다.

규제 완화 전후 기간별 비교를 통해 살펴보면, 분석기간 1에서 통제 그룹인 강남 3구는 규제 완화 기간 동안 소형, 중형, 대형의 월별변화율이 각각 3.6%, 4.1%, 3.0%가 하락하였던 반면, 처치 그룹인 강남 3구 외 22개 구는 규제 완화 기간 동안 1.6%, 1.3%, 1.4%가 하락하였음을 볼 수 있다. 이는 주택가격이 하락하던 시장 상황에서 강남 3구에 비해 규제 완화를 적용받았던 강남 3구 외 22개 구의 매매가격 하락 폭이 주택 규모별로 2.0%, 2.8%, 1.6% 작았음을 뜻한다. 지역적 비교를 통하여 살펴보면, 규제 완화 기간에서는 강남 3구 외 22개구의 주택규모별 월별변화율이 각각 0.8%, 1.3%, 0.8% 높게 나타났던 반면 규제 완화가 적용되기 전에는 강남 3구에 비해 월별변화율이 1.2%, 1.5%, 0.8% 낮게 나타났다. 지역적 비교와 기간별 비교를 종합하여 주택규모에 따른 차이를 살펴보면 대형아파트는 중·소형 아파트에 비해 주택가격 하락하는 경제 상황과 규제 완화의 여부에 덜 민감하게 반응함을 알 수 있다.

<표 10> 아파트 규모별 분석결과

설명 변수 (추정 계수)	소형 규모 아파트		중형 규모 아파트		대형 규모 아파트	
	기본 모형	설명 변수 추가 모형	기본 모형	설명 변수 추가 모형	기본 모형	설명 변수 추가 모형
상수항 (c)	0.038*** (11.74)	-0.054*** (-3.51)	0.034*** (13.55)	-0.039*** (-3.38)	0.022*** (7.36)	-0.032** (-2.21)
기간 더미 (β_1)	-0.042*** (-9.36)	-0.036*** (-8.27)	-0.045*** (-13.20)	-0.041*** (-12.56)	-0.031*** (-7.52)	-0.030*** (-7.14)
지역 더미 (β_2)	-0.021*** (-6.15)	-0.012*** (-2.85)	-0.023*** (-8.52)	-0.015*** (-4.80)	-0.013*** (-3.97)	-0.008* (-1.92)
상호 작용 변수 (β_3)	0.020*** (4.32)	0.020*** (4.48)	0.028*** (7.76)	0.028*** (8.47)	0.015*** (3.44)	0.016*** (3.89)
임대 수익 (β_4)		0.001*** (3.82)		0.001*** (4.12)		0.001** (2.26)
주택 외 자산 시장 수익률 (β_5)		0.009*** (3.39)		0.007*** (3.39)		0.005* (1.80)
리스크 프리 미엄 (β_6)		0.016*** (5.30)		0.013*** (5.86)		0.013*** (4.46)
아파트 공급 (β_7)		-0.000 (-0.27)		0.000 (1.56)		0.000*** (3.28)
N	375					
R^2	0.424	0.508	0.499	0.585	0.315	0.389
adjusted R^2	0.419	0.499	0.495	0.577	0.309	0.378

주 1 : *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 계수가 통계적으로 유의함을 의미.

주 2 : 괄호 안 내용은 t 통계량을 의미

IV. 결론

1. 연구의 요약 및 시사점

본 연구에서는 이중 차분법을 주택시장에 적용함으로써 DTI 규제 완화에 대한 효과를 살펴보았다. DTI 규제 완화가 가장 크게 변화하였던 DTI 규제 자율화 기간과 전후 유사한 기간의 서울시 구별 아파트 평균 매매가격의 패널 데이터를 사용함으로써 지역적 요인과 거시경제적 요인을 배제할 수 있었으며 서울시 구별 평균 매매가격을 활용함으로써 DTI 규제 완화 적용 지역에 미치는 평균적 효과를 분석했다는 점에 의의가 있다.

분석결과, 첫째 서울에서 DTI 규제 완화의 효과는 시행 전과 당시 및 시행 전후 유사기간을 모두 포함하여 분석하였을 때 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 이를 통해 주택가격이 하락 중인 주택시장 침체상황에서 DTI 규제 완화의 시행 기간은 아파트 평균가격 변화에 1.9% ~ 2.0% 양의 영향을 미치는 것 분석되었다.

둘째, DTI 규제 완화 기간 동안의 효과는 중·소형

아파트에서 통계적으로 더 설명력을 가지고 있으며 평균매매가격의 증가율이 0.5% ~ 1.3% 더 높고 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이는 대형 아파트에 비해 소득이 낮은 계층에서 구매확률이 높은 중·소형 아파트가 더 민감하게 반응하는 것으로 DTI 규제는 상대적으로 소득이 낮은 계층으로 영향을 더 크게 미친다고 해석할 수 있다.

셋째, 통제 설명변수를 추가한 모형에서 나온 결과는 주택 외 자산의 시장수익율과 주택투자에 유동성은 이론과 부합하지 않은 것으로 나타났는데, DTI 규제 완화가 짧은 기간 한시적으로 시행되었고 주택투자 따른 유동성(리스크 프리미엄)이 타 설명 변수에 비해 영향을 가장 크게 미치는 것을 감안할 때 규제 완화로 인한 가격 상승에 대한 기대심리 등으로 인한 결과인 것으로 해석된다.

이러한 추정 결과를 미루어 볼 때, 짧은 기간 시행한 DTI 규제 완화 효과는 주택시장에 긍정적인 영향을 줄 수 있으며, 사전에 예상하지 못했던 외부효과를 발생시킬 수 있다는 점을 추측할 수 있었다. DTI 규제 완화에 대해 당초 유도하였던 가격 회복에 대한 기대 효과를 이끌기 위해서는 일시적인 DTI 규제 완화 정책보다는 실수요자들의 주택구입을 활성화 시키기 위해 제한적으로 DTI 규제를 완화시키고, 고정금리 형태로 원리금균등분할상환 장기대출로 주택구입에 대한 장벽을 낮춰주는 방향으로 전환할 필요성이 있다.

주택시장의 회복은 일시적인 규제 완화로 어느 정도의 상승을 가져올 수 있지만, 완전한 회복에는 한계가 존재한다는 것을 알 수 있다. 따라서 주택시장 회복에 필요한 충분한 기간을 고려하여 규제를 시행하고 실수요자와 투기목적의 시세차익과 임대소득을 목적으로 하는 수요자와 구별하여 차등적인 규제를 적용될 필요가 있을 것으로 보인다.

2. 연구의 한계

본 연구는 몇 가지 한계를 가지고 있다. 첫째, 대조그룹인 강남 3구와 처리그룹인 강남 3구를 제외한 서울 22개 구를 지역적 특성이 같다고 가정하는 것에는 한계를 가지고 있었으며, 처리그룹은 22개 구의 표본에 비해 대조그룹은 3개의 구 표본만을 대상으로 활용하는 한계가 있었다.

둘째, DTI 규제 완화 효과를 추정하기 위하여 타 기간

에 비해 DTI 규제 완화가 가장 컸던 자율화 기간 및 전후 유사한 기간을 분석하였다. 하지만 자율화를 적용하였던 기간이 8개월로 기간의 길이가 충분히 길지 못한 기간자료를 분석하였음에 따라 주택시장의 회복에 미치는 장기적인 효과를 살펴볼 수 못하는 한계가 있었다. 따라서 DTI 규제 완화에 효과와 관련하여 추후의 유사한 정책의 효과를 추정할 경우 중·장기의 효과를 살펴볼 수 있는 연구보다 정밀한 연구가 가능한 표본을 사용한 연구가 이뤄지는 것을 희망한다.

논문접수일 : 2021년 10월 4일

논문심사일 : 2021년 10월 11일

게재확정일 : 2021년 11월 2일

참고문헌

1. 구성미, “상환능력에 따른 주택금융 차입계약이 가구의 주택구매에 미치는 영향”, 서울대학교 환경대학원 석사학위논문, 2007
2. 김경환·손재영, “서울시 오피스 시장의 시계열 분석”, 『한국주택학회』, Vol. 8. No. 2, 2000, pp. 5-20
3. 김경환·손재영, 『부동산 경제학』, 건국대학교출판부, 2010
4. 김대원·손재영, “서울시 아파트 전세가격 및 전세금비용 변동의 결정요인 분석”, 『한국주택학회』 Vol. 20. No. 3, 2008, pp. 183-204
5. 김정호·이명재, “자산시장개념을 이용한 서울지역 아파트 전세 및 매매가격간의 관계분석”, 『한국지역학회』 Vol. 5. No. 1, 1989, pp. 13-26
6. 김태은, “정부규제의 변화와 지속 요인으로서 비의도된 효용”, 『한국정책학회』 Vol. 16. No 4, 2007, pp. 57-97
7. 김태은, “주택수요규제로서 LTV, DTI 규제 사례”, 『한국행정연구원』, 2017, pp. 759-787
8. 민인식·최필선, 『고급 패널데이터 분석 STATA』, 한국STATA학회, 2015
9. 신상영·이성원, “주택자금 대출규제가 주택구입능력에 미치는 영향”, 『국토연구원』 Vol. 54, 2007, pp. 139-155
10. 윤종만·박강우, “분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 영향”, 『한국주택학회』 Vol. 25. No. 2, 2017, pp. 45-69
11. 이동규·서인석·박형준, “주택정책 규제수단으로서 DTI 규제정책의 효과 분석”, 『한국정책학회』 Vol. 18. No. 4, 2009, pp. 207-236
12. 이석주, “서울시 아파트 전세 및 매매가격 결정요인의 권역별 특성 변화에 관한 연구”, 한양대학교 도시대학원 박사학위 논문, 2012
13. 이소영·정의철, “총부채상환비용 규제가 주택점유형태 결정에 미치는 영향 분석”, 『서울연구원』 Vol. 11. No. 1, 2010
14. 이수진·조주현, “위험선호도에 따른 차입자의 주택담보 대출 선택에 대한 실증분석”, 『한국주택학회』, 2017, pp. 79-93
15. 이호진·고성수, “주택금융규제가 주택소비에 미치는 영향”, 『한국주택학회』 Vol. 25. No. 4, 2017, pp. 125-157
16. 이종희, 『주택경제론』, 서울 : 박영사, 1997
17. 임대봉, “주택시장의 대출규제(LTV·DTI)와 주택가격 그리고 가계부채에 관한 연구”, 『국토계획학회』 Vol. 48. No. 3, 2013, pp. 361-381
18. 정의철, “모기지론이 주택점유형태 및 자가주택수요에 미치는 효과 분석”, 『서울연구원』 Vol. 6. No. 2, 2005, pp. 1-20
19. 최막중·지규현, “주택금융의 활성화가 가구의 주택수요에 미치는 영향”, 『대한국토·도시계획학회』 Vol. 36. No. 7, 2001, pp. 85-100
20. 하성규, 『주택정책론』, 서울 : 박영사, 2006
21. 허석균, “DTI, LTV 및 대출상환 조건이 주택담보대출의 연체율에 미치는 영향”, 『한국규제학회』 Vol. 22. No. 2, 2012, pp. 39-77
22. 황관석, “수도권 DTI규제 효과와 전월세 가격에 관한 연구”, 한양대학교 대학원 박사학위논문, 2017
23. B. Ellickson, “An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets,” Journal of Urban Economics, Vol. 9, 1981
24. Rosen, “Hedonic Prices and Implicit Markets”, The Journal of Political Economy, Vol. 82, 1974, pp. 34-55
25. 금융투자협회 채권정보센터, <https://www.kofiabond.or.kr/>
26. 부동산 114 REPS 부동산 통계, <https://www.r114.com/>
27. 통계청 E-나라지표, <https://kostat.go.kr/>
28. 한국은행 경제통계시스템, <https://ecos.bok.or.kr/>
29. 한국부동산원 통계 정보 R-ONE, <https://www.reb.or.kr/r-one>

<국문요약>

DTI 규제 완화가 아파트매매가격 변동에 미치는 영향에 관한 연구 서울시 구별 패널자료를 이용한 이중차분법의 적용

노 동 권 (Noh, Dong-Kwon)
심 교 언 (Shim, Kyo-Eon)
김 성 희 (Kim, Seong-Hee)

DTI 규제의 조정은 LTV 규제와 함께 주택시장이 불안정할 경우 규제 적용대상을 선택하여 지정할 수 있고 금융과 연계되어 있어 투기 수요를 억제하는 등 주택시장에 직접적인 영향을 끼치는 주택금융규제 수단에 해당한다. DTI와 같은 주택 규제의 조정은 타지역으로 투기 수요를 이전시키거나 상대적으로 취약한 주거취약계층에 부정적인 영향을 끼치는 등의 반대 급부를 야기시킬 수 있기 때문에 정책에 대한 실효성에 대한 검토가 충분히 이뤄질 필요가 있다. 이와 관련하여 본 연구에서는 비교적 유사한 변화를 보이는 서울시 각 구별 평균아파트매매가격 자료를 활용하여 DTI 규제 한시적 자율화 기간과 동 기간 전후 기간의 구별 패널 자료를 이용하여 DTI 규제 자율화가 아파트매매가격 변화에 미치는 영향을 살펴보았다. 본 분석을 위하여 정책의 효과를 추정하는 분석방법 중 하나인 이중차분법(DID 분석 모형)을 사용하였는데 본 모형은 DTI 규제 완화에 따른 평균적 효과에 대하여 거시경제적 요인과 지역적 요인을 최대한 배제시키고 효과를 추정할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 분석에서는 DTI 규제 완화 전후의 기간별 분석과 주택 규모별 분석을 실시하였다. 분석결과, 첫째, 주택가격이 하락 중인 주택시장 침체상황에서 DTI 규제 완화의 시행 기간은 아파트 평균가격 월별변화율에 2.0% 양의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 둘째, DTI 규제 완화 기간 동안의 효과는 상대적으로 가격이 높은 대형아파트에 비해 중·소형 아파트에 대하여 통계적으로 더 설명력을 가지고 있으며 평균매매가격의 월별변화율이 0.5% ~ 1.3% 더 높고 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과를 미루어 볼 때, DTI 규제 완화는 주택가격이 하락하는 침체 상황에서 규제 완화의 시행은 가격 하락세를 반전시키는 등의 긍정적 효과가 있음은 분명하지만 짧은 기간 시행한 DTI 규제 완화 효과는 침체된 주택 시장이 완전히 회복하지 않은 상태에서 종료됨에 따라, 주택시장의 안정적인 회복에는 큰 도움이 되지 않을 수 있으며, 사전에 예상하지 못했던 외부효과를 발생시킬 수 있다는 점을 알 수 있었다.

주 제 어 : DTI, 주택금융규제, 이중차분법, 정책효과분석, 부동산 정책