

이중차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과 분석*

An Analysis of DTI Regulation Effects

in Seoul Metropolitan Area using Difference in Difference Method

황 관 석 (Hwang Gwanseok)** · 박 철 성 (Park Cheolsung)***

< Abstract >

We examine the effect of debt-to-income ratio(DTI) regulation on the price of apartments in Seoul metropolitan areas using difference-in-difference (DID), one of the methods for policy outcomes. We exploit that in Seoul the stricter DTI regulation of 50% has been enforced sometimes, while in Kyonggi province the DTI regulation has been kept at 60%. Unlike the existing literature, we use extensive data of actual transaction prices of apartments for analysis. The results reveal that the stricter DTI regulation does not have a significant effect on the apartment price in the short term, but it does in the longer term. We find that the effects of the stricter DTI regulation for 10%p decreased by 1.74% annually on the price.

We also find that the effects of the stricter DTI regulation is significant only on prices of apartments no larger than 60 square meters. It suggests that buyers of small apartments are more likely to be bound by the DTI regulation than buyers of larger apartments due to income differences. The evidence indicates that while introduction of the DTI regulation has had effect on the prices of larger apartments, the 10%p difference in the regulation has not.

키워드 : 주택금융규제, DTI, 이중차분법(DID), 아파트실거래가

Keyword : Housing financial regulation, DTI regulation, DID(difference in difference),
Actual transaction price

* 이 논문은 황관석의 박사학위논문 주제의 일부이며 2015년 6월 부동산분석학회 상반기 학술대회 발표논문인 “이중차분법을 이용한 주택금융규제효과 분석-수도권을 중심으로-”를 수정·보완한 것임

** 국토연구원 연구원, 한양대학교 경제금융학과 박사수료, 제1저자, kshwang@krihs.re.kr, 주저자

*** 한양대학교 경제금융학부 교수, cheolsung@hanyang.ac.kr, 교신저자

I. 서론

주택시장은 2008년 글로벌 금융위기 전까지는 수도권을 중심으로 강한 상승세를 보였으나 글로벌 금융위기 이후에는 지방을 중심으로 확장세를 보였다. 주택가격에 영향을 미치는 요인은 경제성장률, 통화량 또는 금리와 같은 거시경제적 요인과 주택수급과 같은 주택시장 내부요인, 세제·금융 등 정책 요인 등으로 볼 수 있다. 주택정책 중 LTV(Loan To Value Ratio; 주택담보인정비율), DTI(Debt To Income, 총부채상환비율)와 같은 주택금융규제는 주택가격 변동에 영향을 미치는 주요 요인 중 하나이다. 미국이 서브프라임 모기지 부실로 주택시장이 크게 위축되었을 때 상대적으로 한국의 주택시장의 충격이 적었던 이유를 상대적으로 강한 주택금융규제도 때문으로 보는 시각이 많았다. 한편, 글로벌금융위기 이후 과도한 주택금융규제로 수도권에서의 주택시장의 회복이 더디게 나타나자 정부는 주택시장의 부분적 회복을 위해서 2014년 7.24조치를 통해서 LTV와 DTI 규제를 합리적인 수준에서 조정하기도 하였다.

이 연구는 글로벌 금융위기 이후 수도권에서의 주택가격의 추세적인 하락에 DTI 규제가 영향을 미쳤는가? 영향을 미쳤다면 DTI 규제의 영향을 정확히 측정할 수 있는가? 하는 질문에서 시작하였다. DTI 규제효과를 측정하기 위해서는 통상적인 방법으로 DTI 규제적용기간에 대한 더미변수를 통해 추정할 수 있으나 DTI 규제 이외의 거시경제변수, 주택정책 변수 등을 통제할 수 없는 한계가 존재한다.

이를 해결하기 위해서 본 연구에서는 이중차분법을 적용하여 DTI 규제가 주택시장, 특히 주택가격에 미치는 영향에 대한 분석을 시도하였다. 이중차분법은 정책성과 분석 방법 중 하나로 처치집단과 통제집단의 특성이 동질하다는 가정이 성립한다면 두 집단 간의 차이를 이용하여 정책효과의 인과적 관계를 정교하게 분석할 수 있는 장점이 있다. 이중차분법의 적용을 위해 본 연구에서는 주택시장의 특성이 유사한 두 지역을 선정하였다. 특정시기에 지역별로 DTI 규제가 달리 적용된 사례가 있을 경우 이중차분법을 적용할 수 있는데 2009년 9월 이후 수도권과 지방, 수도권 내에서의 서울과 경기·인천 등에 DTI 규제를 달리 적용한 것을 고려할 수 있다. 수도권에서만 DTI 규제가 적용되었기 때문에 수도권과 지방을 비교하는 방법도 있을 수 있지만, 수도권과 지방의 주택시장구조가 이질적이기 때문에 직접 비교하는 데에는 무리가 있다. 따라서 본 연구에서는 수도권 내에서도 서울과 경기·인천 지역에서 DTI 규제가 각각 50%, 60%로

10%p 차이로 달리 적용되었던 점에 착안하여 주택가격변화가 유사한 두 지역을 선정하여 DTI 규제의 10%p 차이의 효과를 분석하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1장은 서론이며 제2장에서는 주택금융규제(LTV·DTI)의 적용연혁과 아파트실거래가 지수의 추이를 살펴보고 제3장에서는 주택금융규제의 효과를 분석한 국내외 선행연구와 관련이론을 살펴본다. 제4장에서는 실증분석을 위한 이중차분법에 대한 설명과 분석대상 지역과 기간에 대해 살펴보고 제5장에서는 분석자료의 기초통계량과 이중차분모형을 통한 분석결과를 제시한다. 끝으로 제6장에서는 논문의 결과를 요약하고 논문의 의의 및 한계를 제시한다.

II. 주택금융규제(LTV·DTI) 및 아파트실거래가지수 추이

1. 주택금융규제의 변화

주택금융규제는 주택가격 안정을 위해 투기지역을 중심으로 LTV와 DTI 규제가 보완적으로 운용되어 왔다. LTV 규제는 2002년에 DTI 규제는 2005년에 처음으로 도입되었으며 LTV, DTI 금융규제변화 추이를 <표1>에 제시하였다. 2003년 10.29 대책에서 투기지역 아파트에 대해 LTV를 기존의 60%에서 40%로 강화한데 이어 2006년 3월에는 투기지역 6억원 초과 아파트에 대해서 DTI 40% 규제를 적용하였다. 글로벌 금융위기 이후에는 투기지역을 해제하여 LTV, DTI 규제가 완화되었으나 가계부채 문제가 대두되면서 수도권을 중심으로 LTV, DTI 규제가 다시 도입되었다. 2009년 7월 수도권에서의 LTV 규제가 60→50%로 강화된 데 이어 9월에는 DTI 규제가 수도권으로 확대되었다. 이 때 같은 수도권 내에서라도 서울은 50%를 적용하고 인천·경기는 60%를 적용하여 차별화하였으며 10월에는 비은행권에 대해서도 LTV와 DTI 규제를 적용하였다. 한편, 주택금융규제 이후 수도권에서의 주택시장이 급격하게 침체되면서 2010년 8월 DTI 규제에 한하여 2011년 3월말까지 한시적으로 폐지하였다. 2011년 4월 이후에는 DTI 규제가 다시 부활하여 적용되어 오다가 주택시장 회복을 위해 2014년 7.24조치를 통해서 수도권과 비수도권, 은행과 비은행간의 차이를 해소하여 LTV DTI 규제가 합리적으로 조정되었다. 이로 인해 LTV 규제는 은행 및 비은행권, 수도권 및 지방에 따라 50~70%

적용되던 것이 70%로 일원화 되었으며 DTI의 경우 서울 50%, 인천·경기 60% 적용되던 것이 60%로 일원화 되었다.

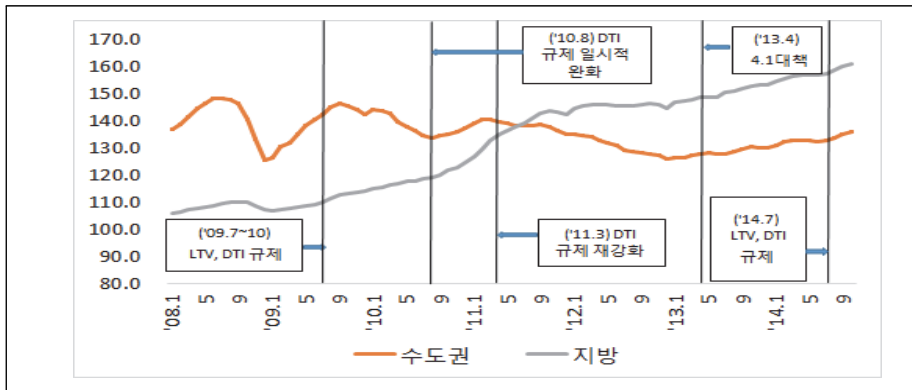
<표 1> 주택금융규제 추이

구 분	LTV	DTI	규제강화 및 완화 내용
2002년 9월	도입	-	<LTV> 은행 및 보험사 LTV 60%
2003년 10월	규제강화	-	<LTV> 투기지역 아파트 LTV 40%로 인하
2005년 6월	규제강화	-	<LTV> 투기지역 아파트 은행·보험사 LTV 60→40%, 저축은행 LTV 70→60%로 하향조정
2005년 8월	-	도입	<DTI> 투기지역 아파트 DTI 40% 규제
2006년 3월	-	규제강화	<DTI> 투기지역 6억 초과 아파트 DTI 40% 강화
2006년 11월	-	규제강화	<DTI> 투기지역에서 수도권까지 6억원 초과 아파트로 DTI 적용 확대
2007년 1월	-	규제강화	<DTI> 기존 소유 아파트 담보대출에 대해서도 DTI 적용
2007년 2월	-	규제강화	<DTI> 수도권 6억원 이하 아파트에 대해서도 DTI 40-60% 적용
2008년 11월	규제완화	규제완화	<LTV> 수도권 투기지역 해제로 LTV 60%로 상향 <DTI> 강남 3구 이외 투기지역 해제로 DTI 규제 미적용
2009년 7월	규제강화	-	<LTV> 수도권 LTV 60→50%로 강화
2009년 9월	-	규제강화	<DTI> 은행권에 대해 수도권 비투기지역까지 DTI 규제 확대(서울 50%, 경기·인천 60%)
2009년 10월	규제강화	규제강화	<LTV> 비은행권에 대해 LTV 60~70→50~60%로 강화 <DTI> 비은행권에 대해 수도권 비투기지역 DTI 규제 확대 적용
2010년 8월	-	규제완화	<DTI> 강남 3구 제외한 DTI 규제 2011년 3월말까지 한시적 완화
2011년 3월	-	규제강화	<DTI> DTI 규제 재적용
2014년 7월	규제완화	규제완화	<LTV> LTV 50-70→70%로 일원화 <DTI> 수도권 DTI 규제 50-60% → 60%로 일원화

2. 아파트실거래가지수 추이

아파트실거래가지수는 호가 위주의 가격자료를 탈피하여 실제 거래된 아파트를 대상으로 2006년 1월부터 지수를 산출하고 있다. <그림 1>은 2008년 이후 아파트실거래가지수의 추이를 보여주고 있는데 수도권의 경우 DTI 규제여부에 따라 가격지수에 큰 변동이 있음을 알 수 있다. 수도권의 경우 LTV·DTI 규제가 적용된 2009년 7월 이후 하락세로 전환되었으나 2010년 8월 DTI 규제가 일시적으로 완화된 이후에는 상승세로 전환되었으며 2011년 3월 DTI 규제가 재적용된 이후 다시 하락세로 전환되었음을 알 수 있

다. 반면에 지방은 2011년말까지 상승추세가 지속되어 수도권 DTI 규제의 영향을 크게 받지 않은 것으로 나타났다. 한편, 2012년 이후 지방은 완만한 상승세로 바뀌고 수도권은 2013년 4.1대책 이후 완만한 상승추세로 변화되었다.



출처: 한국감정원

<그림 1> 아파트실거래가지수 추이(2006.1=100)

III. 선행연구 및 관련이론 고찰

1. 선행연구 및 차별성

1) 주요 선행연구

주택금융규제(LTV·DTI)의 효과에 대한 선행연구는 주택금융규제가 주택담보대출, 주택수요, 주택점유형태, 주택가격, 주택거래 등에 미치는 영향에 대한 연구 등이 있으며 주요내용은 <표 2>에 정리하였다.

Deniz Igan and Heedon Kang(2011)은 LTV·DTI 규제가 수도권과 지방의 주택가격과 주택거래, 주택담보대출, 매수우위지수에 미친 영향을 분석하였다. 2000년 1월부터 2010년 12월까지의 자료를 이용하였으며 LTV와 DTI 규제 여부에 따른 더미변수를 설정하였다. 분석결과 LTV·DTI 규제로 주택가격이 하락하고 주택거래가 감소하였고 매수우위지수가 하락함을 보였으며 LTV 규제가 DTI 규제보다 주택가격 하락효과가 더 큰 것으로 나타

났다. 또한 국민은행의 주택금융수요실태조사의 미시가구자료를 이용하여 LTV, DTI 규제가 보유가구의 주택가격상승기대심리를 약화시킴으로써 주택가격에 영향을 미칠 수 있음을 보였다.

구성미(2007)는 최막중·지규현(2001)의 최적용자비율 결정모형을 이용하여 DTI 규제가 주택구매에 미치는 영향을 분석하였다. 소득 및 자산제약 하의 최적 소득대비 상환비율을 도출하고 DTI 규제에 따른 소득대비 상환비율과의 차이를 규제변수로 적용하였다. 분석결과, DTI 규제는 차입제약을 통해 주택소비를 감소시키고 주택을 구매할 확률을 낮추는 것으로 분석되었다.

고성수윤여선(2008)은 차용계약모형을 통해 담보위주의 대출방식과 채무자의 상환능력을 고려한 대출방식과의 비교를 통해 소득분위별 주택금융규제의 영향을 분석하였다. KB 국민은행의 2005년도 주택금융수요실태조사와 통계청의 가계자산조사 자료를 이용하였다. 분석결과, 담보위주의 LTV 규제와 비교하여 상환능력을 고려한 DTI 규제가 제약가구수를 2배 이상 확대시키는 것으로 나타나 주택수요 억제의 효과적인 수단으로 작용할 수 있음을 보였으며, 이러한 효과는 대부분 소득하위계층에서 나타남을 보여주었다.

신상영·이성원(2007)은 2005년도 주택금융수요실태조사를 이용해 서울의 소득분위별, 평형별, 세부지역별 DTI 규제에 따른 주택구입능력의 변화를 모의실험을 통해 분석하였다. 분석결과, DTI 규제가 주택구입가능금액을 낮추어 구입능력을 떨어뜨리는 효과가 있는 것은 분명하지만 30% 규제수준까지 강화되기 이전까지는 주택구입에 큰 제약요인이 되지 않는다고 보았다. 이는 통상적인 소득능력의 범위내에서 분석한 것으로 구성미(2007)에서 지적한 바와 같이 DTI 규제는 가계의 소득능력 이상의 과도한 차입을 막는 효과가 있음을 보여주었다.

이동규·서인석·박형준(2009)은 DTI 규제가 수도권 부동산거래에 미치는 효과를 System Dynamics를 통해 시뮬레이션 분석을 실시하였다. 분석결과 DTI 규제수준이 낮을 경우 대상지역의 가계대출과 부동산 거래가 감소하는 것으로 나타났으며, DTI 규제수준이 높을 경우에 해당지역의 주택거래는 크게 감소하지만 외부효과로 인해 규제지역이 아닌 인근 외부 지역의 주택거래는 급증함을 밝혔다. 이를 통해 단기정책 집행 시 의도하지 않은 파생효과도 고려해야 함을 주장하였다.

이소영·정의철(2010)은 Linneman and Watcher(1989)의 연구에 기초하여 주택점유형태 추정방정식을 설정하고 국민은행의 2008년도 금융수요실태조사 자료를 이용하여 DTI

규제가 주택점유형태에 미치는 영향을 모의실험을 통해 분석하였다. 분석결과 DTI 규제가 강화될수록 점유형태가 소유에서 임차로 변화하는 확률이 증가하는 것을 확인하였으며 소득수준별, 주택규모별 분석을 통해 소득수준이 낮고 주택규모가 작을수록 DTI 규제의 영향을 더욱 많이 받는 것을 밝혔다.

임대봉(2013)은 주택담보대출과 아파트가격과의 관계를 포함하여 LTV·DTI 규제정책이 주택담보대출과 주택가격에 미치는 영향을 VECM, VAR 모형을 이용하여 충격반응 분석, 분산분해 분석을 실시하였다. 분석결과 주택담보대출은 강남3구 및 강남권 아파트가격과 상호작용하는 것으로 나타났으며 LTV·DTI 규제는 주택담보대출을 줄이고, 주택가격을 하락시키는 효과가 있는 것을 보였다.

<표 2> 주요 선행연구

선행연구	주요 연구내용	분석방법	분석자료
Deniz and Heedon Kang(2011)	LTV·DTI 규제여부에 따른 수도권과 지방의 주택가격, 주택거래, 주택담보대출 효과	시계열 분석	시계열 자료 (2000년1월~2010년 12월) 국민은행수요실태조사 자료(2001~2009)
구성미(2007)	DTI 규제가 가구의 주택소비 및 주택구매확률에 미치는 영향을 분석	모의실험	2004년도 서울·수도권 주민주거실태 및 정책수요조사
신상영·이성원 (2007)	서울의 소득분위별, 평형별, 세부지역별 DTI 규제에 따른 주택구입능력의 변화를 분석	모의실험	2005년도 주택금융수요실태조사 2006년도 가계자산조사
고성수·윤여선 (2008)	담보대출 위주의 대출방식과 채무자의 상환능력을 고려한 대출방식과의 비교를 통한 소득분위별 주택금융규제 효과 분석	모의실험	2005년도 주택금융수요실태조사
이동규·서인석·박형준(2009)	DTI 규제가 부동산거래에 미치는 효과 분석	SD분석	시계열자료
이소영·정의철 (2010)	주택금융규제가 주택점유형태에 미치는 효과 분석	모의실험	2008년도 주택금융수요실태조사
임대봉(2013)	LTV·DTI 규제정책이 주택담보대출과 주택가격에 미치는 영향 분석	VECM, VAR 분석	시계열 자료 (2002년 1월~2011년 12월)

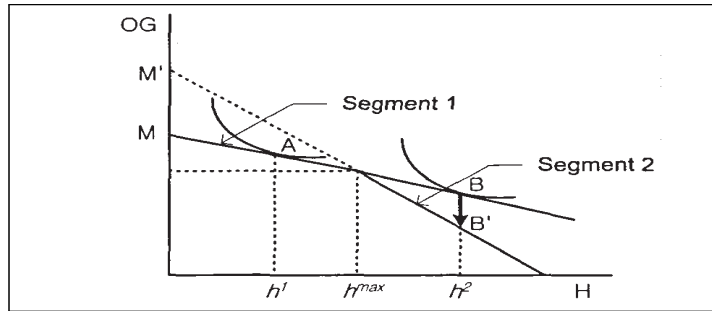
2) 선행연구와의 차별성

선행연구에서는 주로 시계열자료를 이용하여 LTV, DTI 규제가 주택가격, 주택거래 및 주택담보대출 등에 미친 영향을 분석하거나 횡단면자료를 이용하여 개별가구의 주택구입능력, 주택점유형태에 미친 영향을 주로 분석하였다. 시계열분석의 경우에는 정책효과에 대한 분석에서 더미변수를 활용하여 분석하거나 충격반응분석 등의 방법을 적용하였으나 거시경제 변수의 영향과 정책의 효과를 명확히 구분할 수 없는 한계가 있었으며 횡단면분석의 경우 개별 가구특성을 비교할 수 있는 장점이 있으나 거시적으로 주택가격에 얼마만큼의 영향을 줄 수 있는지에 대한 효과를 측정할 수 없었다. 본 연구에서는 개별 아파트의 실거래가 자료와 이중차분법을 이용하여 거시경제효과를 통제함으로써 DTI 규제강도에 따른 주택가격변화의 인과적 효과를 정교하게 분석하고자 했는데 연구의 차별성이 있다.

2. 관련이론 고찰

주택금융제약에 따른 주택소비 변화에 대한 연구로는 최막중·지규현(2001), 김영철·최내영(2004) 등이 있다. 최막중·지규현(2001)은 자산제약에 따른 주택구입능력과 소득제약에 따른 대출상환능력을 고려하여 최적주택가격 결정모형을 도출하였다. 가구는 보유자산에 대출금을 합하여 주택을 구입하는 데 대출금의 규모는 금융기관의 LTV 한도 내에서 미래소득에 따라 매년 원리금을 상환할 수 있는 수준에서 결정된다. 금융제약 하에 구입가능한 주택가격과 금융제약이 완화되었을 때의 구입가격의 비율을 주택금융제약의 정도를 판단하는 변수로 보았다. 주택금융제약의 정도가 클수록 주택소비규모가 감소하고 자가소유확률이 낮아지는 것으로 분석되어 주택금융제약이 완화될 경우 주택소비규모가 확대되고 자가소유확률이 높아질 수 있음을 보였다.

Zorn(1993)은 차용제약에 직면한 가구의 상황을 설명할 때 적용한 Moffitt(1986)의 편예산제약선(piecewise-linear budget constraint) 모형을 적용하였다. <그림 2>는 주택재화(housing)와 비주택재화(other goods)로 이루어진 가계의 예산제약식 하에서 금융제약으로 인해 높은 금리를 지불할 경우에는 굴곡점(h^{max})을 갖는 편예산제약선 형태를 갖게 되는 것을 나타낸다.



출처: 김영철 · 최내영(2004), p.225

주: OG는 Other goods(비주택재화), H는 Housing(주택재화)을 의미

<그림 2> 차용제약으로 인한 효용 감소

가구의 소비가 h^1 에서 이루어질 경우 효용의 극대화를 이룰 수 있지만 h^2 에서 주택 소비가 이루어질 경우 상대적으로 높은 주택대출비용을 지불하고 주택소비를 이루게 된다. 결국 소비자는 주택금융제약 하에서 효용의 극대화를 위해 h^{max} 점을 선택하고 주거소비수준을 줄이게 된다. 김영철 · 최내영(2004)은 최적주택소규모(h^*)가 편제약선의 어디에 위치해 있느냐에 따라서 다음과 같이 제약가구와 비제약가구를 구분하였다.

$$\frac{h^*}{h^{max}} > 1 : \text{제약가구,}$$

$$\frac{h^*}{h^{max}} \leq 1 : \text{비제약가구}$$

$\frac{h^*}{h^{max}} > 1$ 인 경우 최적주택소비규모가 최대주택 소비규모보다 큰 것으로 해당 가구는 차용제약으로 주택소비를 줄일 가능성이 높은 가구로 볼 수 있다. 김영철 · 최내영(2004)은 모의실험 결과 광역시의 경우 최적주택소비규모가 최대대출규모보다 작아서 장기주택금융으로 주택소비 확대 가능성이 높지만 서울과 경기의 경우에는 최적주택소비규모가 최대대출규모보다 커서 주택소비확대에 제약이 있을 수 있음을 밝혔다.

DTI 규제의 경우 h^1 에서 최적주택규모를 소비하는 경우에는 DTI 규제의 제약을 받지 않기 때문에 주택소비에 별다른 영향을 미치지 않을 것이다. 반면에 h^2 에서 최적주택규모를 소비하는 가구의 경우에는 DTI 규제의 영향을 받기 때문에 신규 주택구입을 포기하거나 한 h^{max} 수준으로 주거서비스 수준을 줄이는 효과가 생긴다.

IV. 분석방법

1. 이중차분법(DID)

본 논문에서는 이중차분법(difference-in-difference, DID)을 이용하여 서울과 인천·경기지역의 DTI 규제의 차이가 주택가격에 미치는 효과를 추정한다. 이중차분법은 정책이 적용되는 처치집단과 적용되지 않는 통제집단간의 정책성과를 측정하는 방법론 중의 하나이다. 예를 들어 Card and Kruger(1994)는 이중차분법을 이용하여 최저임금제도가 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 자료구조는 지역이 2개이고 정책전후의 시점이 2개인 패널구조로 이해할 수 있다.

지역 i 의 시점 t 에서의 주택의 평균 가격을 \overline{hp}_t^i 로 표시하자. $i=0$ 인 지역은 $t=0$ 에서는 DTI 규제가 없었으나 $t=1$ 에서 DTI가 60%로 적용되었던 지역(즉, 인천·경기)이고, $i=1$ 인 지역은 시점 $t=0$ 에서는 DTI 규제가 없었으나 시점 $t=1$ 에서 DTI가 50%였던 지역(즉, 서울)이다. 이 표기방법을 이용하면 $\overline{hp}_1^1 - \overline{hp}_0^1$ 은 서울에서 DTI 규제가 50%로 강화되었을 때 관찰된 주택의 평균 가격의 변화를 나타내고 $\overline{hp}_1^1 - \overline{hp}_1^0$ 은 서울에서는 50%, 인천·경기에서는 60%의 DTI 규제가 적용되고 있을 때 서울과 경기의 주택의 평균 가격의 차이를 나타낸다.

$\overline{hp}_1^1 - \overline{hp}_0^1$ 혹은 $\overline{hp}_1^1 - \overline{hp}_1^0$ 가 DTI 규제 강화가 주택의 평균 가격에 미치는 영향을 보여준다고 할 수 있는가? 그렇지 않다. 왜냐하면 두 시점 간 서울의 주택 가격의 차이는 정책의 차이뿐만 아니라 거시경제적 상황과 같은 다른 차이에 의해서도 영향을 받기 때문이다(즉, $\overline{hp}_1^1 - \overline{hp}_0^1 =$ 정책 효과 + 거시경제 효과). 그리고 두 지역 간 주택 가격의 차이는 DTI 규제의 차이 뿐 아니라 지역 간 인구, 소득, 토지 가격의 차이 등에 의해서도 결정되기 때문이다(즉, $\overline{hp}_1^1 - \overline{hp}_1^0 =$ 정책 효과 + 지역 효과). 따라서 DTI 규제의 효과를 알기 위해서는 정책 효과 외의 거시경제 효과나 지역 효과를 제거하여야 한다.

이중차분법은 다음과 같은 방식으로 그들을 제거한다.

$$(\overline{hp}_1^1 - \overline{hp}_0^1) - (\overline{hp}_1^0 - \overline{hp}_0^0) = (\overline{hp}_1^1 - \overline{hp}_1^0) - (\overline{hp}_0^1 - \overline{hp}_0^0) \quad (1)$$

<식 1>의 좌변의 첫째 항은 서울의 시점 간 가격변화이며 두 번째 항은 경기도의 시점

간 가격변화를 나타낸다. 만약 두 지역의 주택 가격이 거시적 요인에 의해 같은 정도로 영향을 받는다면 서울의 시점 간 차이를 일부 발생시킨 거시경제 효과는 인천·경기도의 시점 간 차이도 같은 정도로 발생시켰을 것이다. 따라서 두 지역의 시점 간 차이를 차분하여 거시적 요인이 주택 가격에 준 효과를 제거하고 정책 효과만을 추정해낼 수 있다.

<식 1>의 좌변을 다시 쓰면 우변과 같다. 만약 지역 효과가 시점에 따라 변하지 않는다고 하면 시점 1의 서울과 인천·경기 간 주택 가격의 차이에 반영된 지역 효과는 시점 0의 서울과 인천·경기 간 주택 가격의 차이에 같은 정도로 영향을 주었을 것이다. 따라서 두 지역의 두 시점에서의 가격 차이를 차분한다면 지역 효과를 제거하고 정책 효과만을 추정해 낼 수 있다.

즉, 거시경제 상황이 서울과 인천·경기 두 지역의 주택 평균 가격에 같은 정도로 영향을 준다면, 그리고 두 지역 간 주택 평균 가격의 차이에 영향을 주는 지역적 특성의 차이가 시간에 따라 쉽게 변하지 않는다면 이중차분법은 두 지역의 DTI 규제의 차이가 주택 가격에 미치는 평균적 영향을 추정해내기 위해 효과적으로 사용될 수 있다.

이중차분법은 다음과 같이 간단한 OLS의 형태로도 나타낼 수 있다.

$$hp_{it} = \beta_0 + \delta_0 * Time_t + \beta_1 Treat_i + \delta_1 * (Time_t \cdot Treat_i) + e_{it} \quad (2)$$

hp_{it} 는 t 시점에 관찰된 i 주택의 가격을 의미한다. $Time_t$ 는 정책집행 전후를 나타내는 더미변수이고, $Treat_i$ 는 정책의 적용지역여부를 나타내는 더미변수이다. 위와 같은 OLS 추정치에서 정책효과를 나타내는 이중차분 추정치는 정책시점과 정책적용지역 더미변수의 교차항의 계수값인 δ_1 이다.¹⁾

한편 OLS 기본모형 외에 건축연령, 세대당미분양주택수 등의 개별주택 특성 변수를 추가할 수 있는데 이를 X_{it} 로 표시하여 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$hp_{it} = \beta_0 + \delta_0 * Time_t + \beta_1 Treat_i + \delta_1 * (Time_t \cdot Treat_i) + X_{it} + e_{it} \quad (3)$$

X_{it} 변수를 추가한 이후에 이중차분 추정치 계수값의 변화정도를 통해 모형의 강건성(robustness)을 간접적으로 판단할 수 있다. 즉, 주택의 특성 변수를 추가하더라도 이중차분추정치 계수값에 큰 변화가 없다면 처치가 외생적으로 이루어졌으며 정책효과를 잘

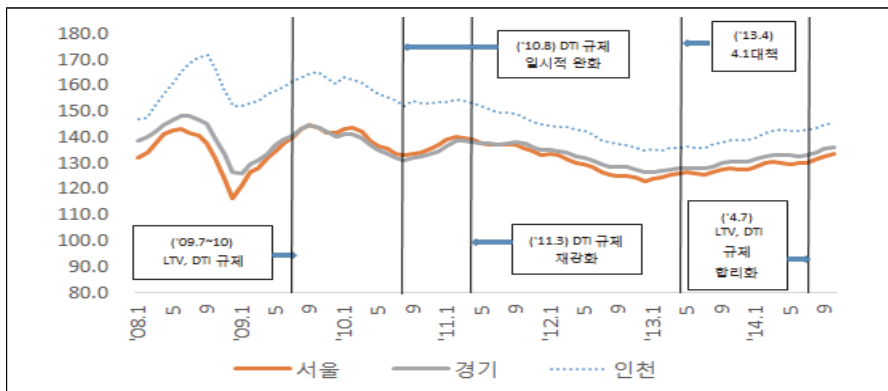
1) 자세한 도출과정은 강창희외(2013)를 참고하기 바람

추정하는 것으로 이해할 수 있다.

2. 이중차분법의 분석대상 지역 및 기간설정

이 논문에서 설정하는 정책변수는 DTI 규제 강화(60% 대 50%)이다. DTI 규제 도입의 효과를 추정하기 위하여 DTI 규제가 적용된 수도권을 처치집단, 적용되지 않은 지방을 통제 집단으로 설정하여 DTI 규제의 효과를 분석하는 것을 1차적으로 고려하였다. 그러나 수도권과 지방이 거시경제적 요인에 의해 같은 정도로 영향을 받는다고 보기 어렵고 실제로 두 지역의 주택 가격은 정책 요인과 상관없이 매우 다르게 움직이는 것이 관찰되기 때문에 DTI규제도입의 전체 효과는 분석에서 제외하였다. 대신에 이 논문에서는 2009년 9월~2010년 8월과 2011년 4월~2014년 7월 사이 서울은 DTI가 50% 적용되었던 반면 인천·경기는 60%가 적용된 것을 이용하여 DTI 규제의 10%p 강화의 효과를 추정하였다.

그런데 <그림 3>에 나타난 서울과 인천·경기의 아파트실거래가지수의 수준과 움직임을 보면, 서울과 경기도는 지수수준과 움직임이 매우 유사하게 나타난 반면에 인천은 서울과 지수수준이 크게 다르고 지수의 움직임도 일부 다르게 나타났다. 이를 통해 서울과 경기도는 가격변동률에 있어서 유사한 지역으로 가정할 수 있지만 인천의 경우에는 이러한 가정을 적용하는 것이 어려울 수 있기 때문에 최종분석에서는 인천을 제외하고 서울을 처치집단으로 경기도를 통제집단으로 하여 정책의 효과를 추정하였다.



출처: 한국감정원

<그림 3> 아파트실거래가 지수 추이 비교(2006.1=100)

이중차분 분석을 위한 두 시점은 DTI 규제가 있었던 시점의 바로 전월과 DTI 규제 이후 일정 시점으로 설정하였다. <표 3>에 나온 바와 같이 총 3개의 분석기간을 설정하였는데 첫 번째 기간은 2009년 8월~2010년 8월 사이로 서울에 DTI 규제 강화가 적용되기 바로 전월인 2009년 8월의 가격과 DTI 규제가 일시적으로 완화되기 전인 2010년 8월의 가격을 비교하였다. 두 번째 기간은 2011년 3월~2012년 3월 사이로 DTI 규제가 서울에서 다시 강화된 시점의 바로 전인 2011년 3월과 1년 후의 시점인 2012년 3월의 주택 가격을 비교하였다. 세 번째 기간은 두 번째 분석기간에서 비교시점을 연장하여 2011년 3월~2012년 12월로 설정하였다. 단기에는 DTI 규제의 10%p 차이 효과가 잘 나타나지 않을 수 있는 점을 고려하여 기간을 확대하였으며 2013년 이후에는 4.1대책 등 정책변화가 컸던 점을 고려하여 2012년 12월까지로 제한하였다(<표 3> 참조).

<표 3> 분석기간 설정

구 분	분석기간	분석비교 시점	비고
분석기간 ①	2009.8 : 2010.8	2009.8월과 2010년 8월비교	분석기간별로 두 시점에 동시에 거래된 아파트를 추출
분석기간 ②	2011.3 : 2012.3	2011.3월과 2012년 3월비교	
분석기간 ③	2011.3 : 2012.12	2011.3월과 2012년 12월비교	

V. 분석결과

1. 분석자료 및 기초통계량

1) 분석자료

분석을 위한 자료는 서울과 경기도의 아파트실거래가 가격자료를 이용하였다. 아파트 실거래가 자료의 경우 주택가격 뿐 아니라 주택의 규모, 건축연령, 시군구 코드 등의 자료를 이용할 수 있는 장점이 있다. 투기지역으로 지정되어 DTI 규제를 달리 적용받는 강남3구(강남구, 서초구, 송파구)와 DTI 규제가 전혀 적용되지 않았던 경기도 가평군, 양평군, 여주시 등은 분석에서 제외하였다.

가격자료는 m²당 가격자료로 변환하여 이용하였으며 두 비교 시점간의 가격차이를 파악하기 위해서 두 시점에서 모두 거래가 있었던 동일한 아파트를 표본으로 추출하였

다. 이 때 동일단지, 동일 규모일 경우에는 동일한 주택으로 간주하였다. 층수에 따라 아파트가격이 달라질 수 있지만 표본수가 작아지기 때문에 층수는 고려하지 않았으며 동일단지 및 동일규모의 아파트를 기준으로 여러 건의 거래가 있을 경우에는 거래된 가격의 평균값을 적용하였다.

이중차분 추정치가 주택규모별로 상이할 수 있으므로 주택규모별로 분석도 실시하였다. 주택규모는 소형, 중형, 대형 등 3가지로 구분하였는데 소형은 60㎡이하, 중형은 60㎡초과 85㎡미만, 대형은 85㎡초과를 기준으로 나누었다.

분석 자료에서 아파트가격변동률, 전용면적, 아파트가격의 이상치는 제외하였다. 아파트가격 변동률이 ‘평균±2표준편차’인 경우에는 예외적인 거래로 판단하여 분석에서 제외하였다. 아파트 규모가 40㎡ 이하인 경우에는 아파트가격이 매우 낮거나 재건축 가능성 등으로 가격변동이 이질적인 것으로 판단되어 분석에서 제외하였다. 아파트가격이 1억 원 미만이거나 6억 원 이상인 경우도 이상치로 분석에서 제외하였는데 이는 아파트가격이 1억 원 미만은 경기도에 대부분 분포하고 있으며 6억 원 이상의 경우 대부분 서울에 분포하고 있는 점을 고려하였다.

이상치를 제외한 후의 표본 수는 분석기간①(2009년 8월: 2010년 8월)에서는 서울이 1,115개, 경기도가 3,900개였으며 분석기간②(2011년 3월: 2012년 3월)는 서울이 1,933개, 경기 5,014개로 나타났다. 분석기간③(2011년 3월: 2012년 12월)에서는 서울이 996개, 경기가 4,216개로 나타났다(<표 4> 참조).

한편, 아파트실거래가자료에서 이용할 수 없는 개별 아파트의 추가적인 특성변수로 세대당미분양주택수, 세대당주택수 등의 시군구 자료를 이용하였다. 세대수는 행정자치부의 주민등록통계를, 미분양주택은 국토교통통계누리의 자료를 이용하였으며 주택수는 자료의 한계로 2010년 인구주택총조사 자료를 이용하였다. 세대당 미분양주택의 경우 분석기간별로 처음 시작되는 시점(월간)의 값을 적용하였으나 세대당주택수의 경우 2010년 기준으로 계산된 값을 일괄적으로 적용하였다.

2) 기초통계량

기초통계량은 분석기간에 따라 서울과 경기도의 ㎡당 가격, 전용면적, 건축연령, 가격변동률 등을 기준으로 <표 4>에 정리하였다. 평균 ㎡당 가격은 분석기간①에서 서울이 502.9만원, 경기도가 321.7만원으로 서울이 181.2만원이 더 높은 것으로 나타났다. 분석기

간②에서는 서울이 479.6만원, 경기도가 316.6만원으로 각각 하락하였으며 서울과 경기도의 가격차이는 163만원으로 낮아졌다.

분석기간 ③에서는 서울과 경기도가 각각 476.8만원, 315.7만원으로 가격차이가 161.1만원으로 더 낮아진 것으로 나타났다. 평균 전용면적은 분석기간에 따라 서울이 70.8~71.6㎡, 경기도가 74.9~76.8㎡로 경기에서 3.7~5.4㎡ 더 넓은 것으로 나타났다. 평균 건축연령은 분석기간에 따라 서울이 12.7~13.8년 경기도가 11.2~12.1년으로 서울이 1.4~1.7년 더 오래된 것으로 나타났다.

<표 4> 기초통계량

구 분	서울				경기				
	평균	표준 편차	최소	최대	평균	표준 편차	최소	최대	
분석 기간①	㎡당가격(만원)	502.9	126.2	249.2	1279.8	321.7	97.5	121.6	1000.5
	전용면적(㎡)	70.8	17.7	40.0	134.9	74.9	20.7	40.3	199.9
	건축연령(년)	12.7	6.8	1.0	33.0	11.2	5.3	1.0	31.0
	가격변동률(%)	-7.7	7.4	-26.7	12.2	-7.4	7.7	-27.1	13.3
	관측치	1175				3900			
분석 기간②	㎡당가격(만원)	479.6	119.4	229.9	1214.0	316.6	93.5	123.6	1296.9
	전용면적(㎡)	71.6	17.6	40.1	164.9	75.3	20.3	40.3	189.0
	건축연령(년)	13.0	6.6	0.0	40.0	11.6	5.7	0.0	32.0
	가격변동률(%)	-4.4	6.6	-20.8	16.2	-2.1	7.5	-20.5	17.0
	관측치	1933				5014			
분석 기간③	㎡당가격(만원)	476.8	112.5	251.7	1214.0	315.7	90.5	120.4	813.3
	전용면적(㎡)	71.4	18.0	40.1	150.0	76.8	20.9	40.3	167.7
	건축연령(년)	13.8	6.8	1.0	38.0	12.1	5.7	1.0	32.0
	가격변동률(%)	-10.2	7.0	-27.6	12.8	-7.2	8.5	-28.7	15.6
	관측치	996				4216			

주: 아파트실거래가자료에서 이용 가능한 자료에 대해 분석기간별로 기초통계량값을 산출함

2. 분석결과

1) 이중차분분석 결과

분석모형을 간단히 정리해보면 <식 3>을 기본으로 하여 변수명을 달리하여 <식 4>와 같이 적용하였다. $\log(\text{aprice})$ 는 m²당 아파트가격에 자연로그를 취한 것을 의미한다. 로그를 취한 이유는 계수값의 해석에 있어서 비율 또는 변화율로 측정할 수 있는 장점이 있기 때문이다. 상수항인 β_0 는 DTI규제 적용 이전의 경기에서의 주택가격에 로그를 취한 값을 의미한다. year_{it} 변수는 DTI 규제적용 이전시점이면 0, 규제적용 이후이면 1을 나타내는 더미변수로 계수값은 경기에서의 DTI규제 적용후에 나타난 주택가격의 변화율을 의미한다. DTI 규제의 50% 적용지역인 처치그룹(서울)과 DTI 규제 60% 적용지역인 통제그룹(경기) 여부를 나타내는 더미변수인 seoul_i 변수의 계수값은 DTI 규제적용 이전의 서울에서의 경기도 대비 주택가격의 수준을 의미한다. $\text{year}_{it} \cdot \text{seoul}_i$ 은 교차항이며 계수값은 이중차분 추정치로서 거시경제효과, 지역효과 등이 통제된 서울과 경기의 DTI 규제의 10%p 차이에 대한 정책효과를 의미한다.

$$\log(\text{aprice}_{it}) = \beta_0 + \delta_0 * \text{year}_{it} + \beta_1 \text{seoul}_i + \delta_1 * (\text{year}_{it} \cdot \text{seoul}_i) + X_{it} + e_{it} \quad (4)$$

한편, X_{it} 는 개별특성 변수로서 개별 아파트 단지의 건축연령과 건축연령제곱, 세대당 미분양주택수, 세대당주택수 등을 나타낸다. 건축연령이 높을수록 아파트가 노후화되어 가격이 낮아질 수 있는 것을 고려한 것이고 건축연령의 제곱항은 재건축 가능성을 고려한 변수이다. 세대당미분양주택수와 세대당주택수는 신규 및 재고주택시장에서의 주택수급상황을 반영한 변수이다. 끝으로 e_{it} 은 관찰되지 않는 오차항을 의미한다.

DTI 규제 도입이전과 이후에 대한 DTI 규제의 10%p 차이에 대한 이중차분 분석결과는 <표 5>와 같으며 개별특성 변수를 제외한 기본모형과 개별특성 변수를 추가한 모형으로 구분하였다.

서울 더미변수(seoul)는 경기도대비 서울의 가격수준을 나타내는데 서울의 m²당 아파트실거래가격이 경기도대비 43.6~45.4% 정도 더 높은 수준임을 알 수 있다. year 변수는 DTI 규제 후 경기도의 아파트실거래가격 변화율을 의미하는데 분석기간①에서는 8.1% 분석기간②에서는 2.2%, 분석기간③에서는 7.9% 하락한 것으로 나타났다. DTI 규제의

10%p 차이의 효과를 의미하는 이중차분추정치인 $year \times seoul$ 변수의 계수값은 분석기간 ①과 ②에서는 통계적으로 유의하지 않았으나 분석기간③에서는 $-0.032(-3.2\%)$ 로 나타났으며 유의수준 10%에서 통계적으로도 유의하였다. 이를 통해서, DTI 규제의 10%p 차이는 1년이내의 단기에서는 통계적으로 유의하지 않았으나, 1년 초과 장기에서는 통계적으로 유의하며 연간 1.74%²⁾ 하락시키는 효과가 있는 것으로 분석되었다.

다음으로 개별 아파트의 특성변수인 건축연령(age), 건축연령제곱($agesq$), 세대당 미분양주택(mby), 세대당주택수($house$) 등 개별아파트의 특성변수를 추가하여 분석하였다. 세대당미분양주택, 세대당주택수는 시군구 자료를 이용하였으며 분석결과 건축연령은 대부분의 모형에서 계수값이 (-)로 이론적으로 일치하였으며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 건축연령제곱은 계수값이 (+)로 나타났으며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 분석기간①의 경우 건축연령이 1년 증가할 때 m^2 당 아파트매매가격은 2.1% 더 낮은 것으로 해석할 수 있다. 건축연령 제곱이 (+)를 보인 것을 통해 건축연령이 오래될 경우 재건축 가능성으로 가격이 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 세대당미분양주택수의 계수는 분석기간①과 ②에서 (-)로 나타났으며 이는 분양시장이 침체된 곳일수록 아파트 가격이 낮은 것으로 해석할 수 있다. 세대당 주택수의 경우에도 모든 분석기간에서 (-)의 계수로 통계적으로 유의하였으며 주택보급률이 낮은 지역일수록 아파트가격이 더 높은 것으로 해석할 수 있다.

〈표 5〉 분석기간별 이중차분 분석결과

구 분	기본 모형			개별특성변수를 추가한 모형		
	분석기간①	분석기간②	분석기간③	분석기간①	분석기간②	분석기간③
c (상수항)	5.770*** (909.418)	5.728*** (1071.062)	5.755*** (998.682)	6.068*** (155.927)	6.089*** (195.673)	6.191*** (172.200)
year (정책더미)	-0.081*** (-9.012)	-0.022*** (-2.963)	-0.079*** (-9.663)	-0.081*** (-9.138)	-0.023*** (-3.028)	-0.079*** (-9.834)
seoul (지역더미)	0.454*** (34.014)	0.436*** (42.868)	0.442*** (33.557)	0.401*** (28.109)	0.391*** (35.020)	0.397*** (28.191)
$year \times seoul$ (δ_1)	0.019 (0.998)	-0.014 (-0.982)	-0.032* (-1.730)	0.017 (0.914)	-0.014 (-1.011)	-0.032* (-1.760)
age	-	-	-	-0.021*** (-8.426)	-0.018*** (-9.761)	-0.026*** (-10.950)

2) 분석기간③의 기간이 22개월임을 고려하여 1년(12개월)로 환산하였음($3.2\% \times 12/22 = 1.74\%$).

구 분	기본 모형			개별특성변수를 추가한 모형		
	분석기간①	분석기간②	분석기간③	분석기간①	분석기간②	분석기간③
agesq	-	-	-	0.001*** (9.280)	0.001*** (7.961)	0.001*** (10.074)
mby	-	-	-	-0.003*** (-2.980)	-0.001** (-2.180)	0.000 (0.326)
house	-	-	-	-0.246*** (-4.930)	-0.313*** (-8.052)	-0.372*** (-8.658)
obs	5075	6947	5212	5075	6945	5212
F-test	850.81***	1203.02***	742.73***	395.86***	557.76***	356.93***
R^2	0.33	0.34	0.30	0.35	0.36	0.32

주: ()는 t통계량, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

개별특성변수를 추가하여 추정했을 때 이중차분추정치에 계수값이 큰 변화가 없다면 이중차분모형의 강건성을 간접적으로 확인할 수 있다. 분석결과 개별특성변수를 추가했을 때 이중차분 추정치의 계수값은 분석기간①의 경우 각각 0.019, 0.017로 유사하게 나타났으며 분석기간②와 ③에서도 각각 -0.014, -0.032로 동일하게 나타났다. 이를 통해서 이중차분모형은 DTI 규제에 10%p 차이효과를 잘 나타내고 있는 것을 간접적으로 확인할 수 있었다.

2) 주택규모별 이중차분 분석결과

주택규모에 따른 DTI 규제효과에 대한 분석을 실시하였으며 먼저 개별특성을 제외한 기본모형의 분석결과를 <표 6>과 같다.

year변수는 DTI 규제전과 후의 경기도의 매매가격 변화율을 의미하는데 분석기간①, ②, ③ 모두 DTI 규제 적용 이후 아파트매매가격이 하락하였으며 특히 주택규모별로 소형보다 중대형에서 하락폭이 큰 것으로 나타났다. 분석기간①에서는 소형이 6.3%하락했던 반면 중대형은 각각 8.8%, 12.2% 하락하였으며 분석기간③에서는 소형이 4.7% 하락했던 반면 중대형은 각각 9.0%, 13.3% 하락하였다. seoul은 서울여부를 나타내는 더미변수로 서울에서의 m²당 아파트매매가격은 주택규모가 작을수록 경기보다 더 큰 것으로 나타났다. 가령 분석기간①에서는 소형의 경우 서울에서의 m²당 아파트매매가격이 49.8% 더 높았으며 중형과 대형은 각각 43.7%, 26.6% 더 높은 것으로 나타났다.

서울과 경기의 DTI 규제에 10%p 차이에 대한 효과인 이중차분 추정치는 year와 seoul의 교차항의 계수값으로 분석기간①의 경우 소형에서 -0.012(-1.2%)로 나타났으나 통계

적으로 유의하지는 않았다. 한편, 중형과 대형의 경우 각각 0.045(4.49%), 0.062(6.23%)으로 (+)로 나타났는데 이는 중대형 아파트의 경우 서울보다 경기에서 가격하락폭이 상대적으로 더 컸기 때문에 나타난 결과로 해석되며 통계적으로 유의하지는 않았다. 글로벌 금융위기 이후 중소형 아파트에 대한 선호현상이 나타났고 이로 인해 경기외곽에서의 중대형 아파트에 대한 수요가 크게 위축되었던 것에서 기인하는 것으로 이해할 수 있다.

분석기간②(2011년 3월: 2012년 3월)의 경우 이중차분 추정치는 소형이 -0.033(-3.3%), 중형이 -0.001(-0.1%), 대형이 0.005(0.5%)로 나타났다. 소형의 경우 중형과 대형과 비교하여 DTI 규제의 10%p 차이의 효과가 더 큰 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

분석기간을 1년 초과로 확장한 분석기간③(2011년 3월: 2012년 12월)의 경우 이중차분추정치는 소형이 -0.059(-5.9%), 중형 -0.025(-2.5%), 대형이 0.007(0.07%)로 나타났으며 소형에서만 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하게 나타났다³⁾. 이를 통해 DTI 규제도입은 주택가격이 상대적으로 비싼 중대형에서 더 큰 가격하락효과를 가져오지만 DTI 규제의 10%p 차이에 대해서는 소형 아파트에서 민감한 영향을 받는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 결과는 Igan and Kang(2011)의 분석에서와 같이 DTI 규제가 실수요의 주택구매력을 약화시키는 것 외에도 주택가격 상승기대의 심리변화를 통해 투자적 수요를 위축시키는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 중대형주택의 경우 소형에 비하여 상대적으로 가격이 비싸기 때문에 DTI 규제 여부가 주택구입결정에 큰 영향을 미칠 수 있고 DTI 규제의 10%p 차이에겐 덜 민감하게 반응하는 것으로 판단할 수 있다.

한편 소형의 경우에는 상대적으로 소득이 낮은 계층에서 주택을 구입할 가능성이 높기 때문에 DTI 규제의 10%p 차이에 대해서 민감하게 반응하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 고성수·윤여선(2008), 이소영·정의철(2010)의 분석에서 소득이 낮은 계층에서 DTI 규제 완화에 따라 주택수요증가 효과가 컸던 결과와 상통한다. 한편, 서울 소형의 경우 경기도에 비해 가격이 비싸고 재건축·재개발 기대에 따른 투자적 성격이 큰 것도 영향을 미친 것으로 이해할 수 있다.

3) 소형에서의 DTI 10%p 규제 차이의 연간효과는 분석기간이 22개월임을 고려할 때 3.22%(5.9%*12/22)임

<표 6> 주택규모별 이중차분 분석결과

구 분	분석기간①			분석기간②			분석기간③		
	소형	중형	대형	소형	중형	대형	소형	중형	대형
c (상수항)	5.755*** (615.322)	5.770*** (588.586)	5.832*** (357.682)	5.749*** (708.195)	5.711*** (724.467)	5.731*** (395.687)	5.769*** (645.374)	5.741*** (681.035)	5.771*** (375.869)
year	-0.063*** (-4.768)	-0.088*** (-6.329)	-0.122*** (-5.274)	-0.003 (-0.267)	-0.032*** (-2.899)	-0.051** (-2.525)	-0.047*** (-3.707)	-0.090*** (-7.564)	-0.133*** (-6.130)
seoul	0.498*** (27.031)	0.437*** (20.633)	0.266*** (6.090)	0.458*** (31.349)	0.429*** (27.902)	0.297*** (9.123)	0.460*** (24.957)	0.441*** (21.735)	0.282*** (6.101)
year× seoul(δ_1)	-0.012 (-0.451)	0.045 (1.520)	0.062 (1.071)	-0.033 (-1.577)	-0.001 (-0.046)	0.005 (0.105)	-0.059** (-2.259)	-0.025 (-0.856)	0.007 (0.108)
Obs	2223	2366	486	2925	3388	634	2082	2586	544
F-test	488.48***	336.53***	44.16***	612.42***	528.13***	61.15***	375.52***	323.14***	39.36***
R ²	0.4	0.3	0.22	0.39	0.32	0.23	0.35	0.27	0.18

주: ()는 t통계량, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

개별 아파트의 특성변수인 건축연령, 건축연령제곱, 세대당 미분양주택(mby), 세대당 주택수(house) 등 개별아파트의 특성변수를 추가한 모형의 분석결과는 <표 7>과 같다. 앞선 분석에서와 같이 대부분의 모형에서 계수값이 이론적으로 일치하고 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다.

또한 개별특성변수를 추가하여 추정했을 때의 이중차분 추정치의 계수값은 분석기간 ①의 경우 소형(-0.012: -0.015), 중형(0.045: 0.043), 대형(0.062: 0.058)로 큰 차이가 없는 것으로 나타났으며 분석기간②와 분석기간③에서는 동일한 값을 나타냈다. 이를 통해서 이중차분모형은 DTI 규제에 10%p 차이효과를 잘 나타내고 있는 것으로 간접적으로 확인할 수 있었다.

<표 7> 개별특성을 추가한 주택규모별 이중차분 분석결과

구 분	분석기간①			분석기간②			분석기간③		
	소형	중형	대형	소형	중형	대형	소형	중형	대형
c (상수항)	6.135*** (107.278)	6.119*** (101.193)	5.718*** (53.968)	6.174*** (135.588)	6.148*** (129.129)	5.992*** (66.759)	6.188*** (112.176)	6.298*** (117.204)	6.212*** (60.135)
year	-0.063*** (-4.930)	-0.088*** (-6.391)	-0.122*** (-5.312)	-0.003 (-0.300)	-0.033*** (-2.965)	-0.052*** (-2.630)	-0.047*** (-3.774)	-0.090*** (-7.761)	-0.133*** (-6.361)

구 분	분석기간①			분석기간②			분석기간③		
	소형	중형	대형	소형	중형	대형	소형	중형	대형
seoul	0.419*** (21.573)	0.385*** (16.925)	0.295*** (6.315)	0.405*** (25.821)	0.383*** (22.419)	0.267*** (7.477)	0.405*** (20.565)	0.394*** (18.280)	0.271*** (5.423)
year× seoul	-0.015 (-0.581)	0.043 (1.481)	0.058 (1.011)	-0.033 (-1.621)	-0.001 (-0.053)	0.005 (0.122)	-0.059** (-2.300)	-0.025 (-0.878)	0.007 (0.112)
age	-0.029*** (-7.179)	-0.015*** (-3.875)	-0.007 (-1.014)	-0.030*** (-9.257)	-0.018*** (-6.638)	-0.018*** (-3.255)	-0.030*** (-7.200)	-0.030*** (-8.325)	-0.034*** (-5.344)
agesq	0.001*** (8.286)	0.001*** (4.294)	0 (0.197)	0.001*** (8.335)	0.000*** (4.696)	0.000* (1.959)	0.001*** (6.859)	0.001*** (6.894)	0.001*** (4.432)
mby	-0.008*** (-5.742)	0 (-0.084)	-0.003 (-1.185)	-0.003*** (-2.693)	0.001 (1.262)	-0.004** (-2.454)	-0.003** (-2.251)	0.002 (1.598)	0.006*** (3.185)
house	-0.255*** (-3.571)	-0.380*** (-4.867)	0.256* (1.841)	-0.268*** (-4.854)	-0.433*** (-7.187)	-0.151 (-1.332)	-0.259*** (-4.150)	-0.510*** (-7.789)	-0.391*** (-2.966)
Obs	223	236	486	2925	3386	634	2082	2586	544
F-test	246.18***	154.24***	20.76***	294.07***	250.75***	32.44***	178.12***	165.89***	24.65***
R ²	0.44	0.31	0.23	0.41	0.34	0.27	0.38	0.31	0.24

주: ()는 t통계량, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

VI. 결론

정책성과측정 방법으로 널리 이용되고 있는 이중차분법을 주택시장에 적용하여 DTI 규제의 10%p 차이의 효과를 분석하였다. 주택정책의 효과를 정교하게 측정함에 있어서 거시경제 효과 및 지역적 효과를 제어하는 것이 필요하다. 선행연구의 경우 특정기간을 더미변수로만 처리하여 DTI 규제의 정책효과를 분석하는 데 일정부분 한계가 존재하였으나 본 연구의 경우 이중차분법을 이용하여 가격변화가 유사한 두 지역을 선정하여 거시경제와 지역 효과를 통제하여 DTI 규제의 10%p 차이를 정교하게 분석했다는 데 의의가 있다.

분석결과, 첫째, 수도권에서 DTI 규제의 10%p차이는 1년 이내의 단기에서는 통계적으로 유의하지 않았지만 1년 초과 장기에서는 통계적으로 유의하게 나타난 것으로 분석되었다. 이를 통해 DTI 규제의 10%p 강화는 아파트실거래가 기준으로 연간 1.74%의 가격하락 효과를 가져오는 것으로 확인되었다.

둘째, 주택규모별로 DTI 규제 10%p 규제 강화에 대한 분석결과, 1년 이내의 단기에서는 통계적으로 유의하지 않았으며 1년 초과 장기에서는 소형에서만 통계적으로 유의한 것으로 나타났는데 연간으로 환산하면 3.2%의 가격하락 효과가 있는 것으로 분석되었다.

이를 통해 볼 때 중대형의 경우 DTI 규제 도입 여부에는 큰 영향을 받을 수 있지만 DTI 규제 10%p 차이에 대해서는 민감하게 나타나지 않는 것으로 해석할 수 있다. 소형주택의 경우에는 상대적으로 소득이 낮은 계층에서 주택을 구입할 가능성이 높기 때문에 DTI 규제 정도에 보다 민감하게 영향을 받을 수 있는 것으로 이해할 수 있다. 한편, 개별특성 변수를 추가한 모형에서는 대부분의 모형에서 건축연령은 (+), 건축연령제곱은 (-), 세대당미분양주택수는 (-), 세대당주택수는 (-)로 나타나 이론과 일치한 것으로 나타났다. 또한 개별특성변수를 추가한 경우의 이중차분 추정치의 계수값은 큰 변화가 없는 것으로 나타나 이중차분 모형의 강건성(robustness)을 간접적으로 확인할 수 있었다.

본 연구의 한계는 이중차분법을 이용하여 DTI 규제 효과를 인과적으로 분석하였으나 지역 및 기간설정의 한계로 LTV 규제 차이에 대해서 분석하지 못하였으며 DTI 규제의 도입여부가 아닌 10%p 차이에 따른 효과를 분석한 한계가 있다. 또한 필요한 표본수 확보를 위하여 층이 다른 아파트를 동일주택으로 간주한 부분도 한계로 볼 수 있다. 향후 연구에서는 보담 엄밀한 가정을 통해 주택금융규제 효과를 분석할 필요가 있으며 주택금융규제 이외의 주택정책효과 분석에서도 이중차분법의 적용을 고려해볼 수 있을 것이다.

참고문헌

1. 강창희 외, 『관광정책 및 관광사업 프로그램 평가방법』, 문화체육관광부, 2013.
2. 고성수·윤여선, “주택금융규제가 소득분위별 주택소비에 미치는 영향”, 『부동산학연구』 제14집 제2호, 부동산분석학회, 2008, pp.57-74.
3. 구성미, “상환능력에 따른 주택금융 차입계약이 가구의 주택구매에 미치는 영향”, 서울대학교 환경대학원 석사학위논문, 2007.
4. 김영철·최내영, “장기주택금융의 차용계약이 가구의 주택소비에 미치는 영향에 관한

- 연구”, 『국토계획』 제39권 제1호, 대한국토·도시계획학회, 2004, pp.223-233.
5. 신상영·이성원, “주택자금 대출규제가 주택구입능력에 미치는 영향: 서울시 아파트를 중심으로”, 『국토연구』 제54권, 국토연구원, 2007, pp.139-155.
 6. 이동규·서인석·벽형준, “주택정책 수단으로서 DTI 규제정책의 효과 분석: System Dynamics를 활용한 시뮬레이션 분석”, 『한국정책학회보』 제18권 4호, 한국정책학회, 2009, pp.207-235.
 7. 이소영·정의철, “총부채상환비율 규제가 주택점유형태 결정에 미치는 영향 분석”, 『서울도시연구』 제11권 제1호, 서울연구원, 2010, pp.83-101.
 8. 임대봉, “주택시장의 대출규제(LTV·DTI)와 주택가격 그리고 가계부채에 관한 연구”, 『국토계획』 제48권 제3호, 대한국토·도시계획학회, 2013, pp.361-381.
 9. 최막중·지규현, “주택금융의 활성화가 가구의 주택수요에 미치는 영향”, 『국토계획』 제36권 7호, 2001, pp.85-99.
 10. 황관석·박철성, “이중차분법을 이용한 주택금융규제효과 분석: 수도권을 중심으로”, 한국부동산분석학회 상반기 학술대회 논문집, 2015.
 11. Card, David and Krueger, A., “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review* Vol.84 No.4, 1994, pp.772-793.
 12. Igan, D, and Kang, H., “Do Loan-to-Value and Debt-to-Income Limits Work? Evidence from Korea”, IMF Working Paper, 2011.
 13. Linneman, P. and Wachter, S., “The Impact of Borrowing Constraints on Homeownership”, *AREUEA Journal* Vol.17 No.4, 1989, pp.389-402.
 14. Moffit, R., “The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constraints”, *Journal of Business & Economic Statistics* Vol.4 No.3, 1986, pp.317-328.
 15. Zorn, P., “Mobility-Tenure Decisions and Financial Credit”, *AREUEA Journal* Vol.17 No. 4, 1989, pp.1-16.
 16. <http://kosis.kr>, 통계청 인구주택총조사.
 17. <http://rt.molit.go.kr>, 국토교통부 실거래가 홈페이지.
 18. <https://stat.molit.go.kr>, 국토교통통계누리.
 19. <http://www.mogaha.go.kr>, 행정자치부 주민등록인구통계.

국문요약

이중차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과 분석

정책성과방법론 중 하나인 이중차분법(Difference in Difference, DID)을 이용하여 아파트실거래가격의 개별아파트 자료를 대상으로 수도권 DTI 규제효과를 분석하였다. DTI 규제수준이 서울 50%, 경기도 60%로 10%p차이가 났던 것을 착안하여 DTI 규제의 10%p 차이에 대한 효과를 분석하였다. 분석결과 DTI 규제 10%p의 차이의 효과는 1년 이하의 단기적인 기간에서는 통계적으로 유의하지 않았으나 1년 초과인 경우 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며 아파트실거래가 기준으로 연간 약 1.74% 하락효과가 있는 것으로 분석되었다. 주택규모별 분석에서는 1년 초과인 장기에서 소형에서 통계적으로 유의하게 나타났는데 이는 소형아파트의 경우 저소득층에서 주택을 구입할 가능성이 높기 때문에 DTI 규제차이의 민감하게 반응하는 것으로 해석할 수 있다. 중대형아파트의 경우 DTI 규제 도입자체에 큰 영향을 받으며 규제수준의 10%차이에 대한 민감도는 크지 않는 것으로 나타났다.