

규제연구 제21권 제2호 2012년 12월

DTI, LTV 및 대출상환 조건이 주택담보대출의 연체율에 미치는 영향

허 석 균*

우리나라 주택금융시장의 특성상, 주택금융부문에 대한 충격이 금융시스템 전반으로 확산될 가능성은 상당히 높은 편이다. 본 연구는 통상적으로 사용되는 총량 자료 대신에 차주별 주택담보대출 자료를 이용하여 연체를 결정하는 요인을 식별하고자 한다. 물론 국내에서도 차주수준의 미시자료를 이용하여 주택담보대출의 채무불이행이나 연체 발생 결정요인을 식별하고자 하는 논의가 2000년대 이후 많이 이루어졌다. 다만 이 경우 개인의 채무부담능력이나 담보비율 등에 초점을 맞추어 채무불이행 및 연체 행위와 연결시키고자 하였을 뿐, 주택담보대출의 만기, 상환조건, 금리수준 및 변동여부 등과 채무불이행 및 연체 행위 간의 인과관계에 대한 논의는 본격적으로 진행되지는 않았다.

이와 같은 맥락에서 본 연구는 연체발생과 인과관계가 있을 것으로 추정되는 차주별 특성 변수에 더하여 LTV, DTI 및 주택담보대출의 특성변수를 설명변수에 포함시켜 이들 변수들이 조기연체에 미치는 영향을 추정한다. 그 결과 LTV와 DTI가 가계대출 연체율을 유의하게 높이는 한편 장기/원리금분할상환 방식은 연체율을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 이는 DTI 상한을 설정하는 한편 장기분할상환방식의 주택담보대출을 유인하려는 2000년대 이후의 정부정책이 제한적이거나 실증적으로 지지되고 있음을 시사한다.

핵심용어: 주택담보대출, 연체율, 일시상환, 원리금분할상환, LTV, DTI

JEL 분류기호: D12, D14, G11

* 중앙대학교 경영학부, 서울특별시 동작구 흑석동 221번지(shur@cau.ac.kr)

** 이 논문은 2011년도 중앙대학교 학술연구비 지원에 의한 것임.

접수일: 6/14, 게재확정일: 8/16

I. 서론

DTI(Debt-To-Income, 총부채상환비율) 및 LTV(Loan-To-Value, 담보부채비율)로 대표되는 부동산 관련 금융규제에 대해 다음의 두 가지 시각이 공존한다. 그 첫째가 이와 같은 지표에 대해 상한을 제한하는 것이 부동산 경기조절을 위한 수단이라는 시각이다. 주택경기의 침체국면을 타개하거나 과열상황을 진정시키기 위해 주택시장으로 흘러가는 자금을 조절하는 것이 필요하며 이를 위해 가장 손쉬운 방법이 주택담보대출에 대한 규제완급을 조절하는 것이라고 보는 견해이다. 더불어 주택시장, 더 나아가서 부동산 시장의 경기가 거시경제 전체의 경기를 견인할 수 있다고 보는 입장이기도 하다. 현재와 같이 부동산 투기지역과 비투기지역에 대해 DTI 및 LTV 규제가 차별적으로 적용되고 있는 것은 근본적으로 이러한 시각에 기반하여 부동산 관련 금융규제가 이루어진 측면과 무관하지 않다.

반면, 부동산 관련 금융규제는 금융안정성을 확보하기 위하여 필수적인 수단이라는 시각도 존재한다. 이에 따르면 DTI 및 LTV 규제는 기본적으로 거시 경제적 충격 혹은 부동산 시장의 이상 현상(anomalies)이 금융시장에 미치는 영향을 차단하기 위한 금융규제로 파악된다. 특히 우리나라와 같이 가계자산의 부동산(주택) 비중이 극도로 높은 상황에서 주택 관련 금융시장 리스크를 적정 수준으로 관리하는 것은 무엇보다 중요하며, 따라서 이와 같은 규제의 유지가 적어도 일정 기간 불가피하다는 견해이다. 본 연구는 두 번째 관점에서 DTI 및 LTV 규제가 주택담보대출의 연체율에 미치는 영향을 평가하는 데 첫 번째 목표를 둔다.

한편 우리나라 주택금융시장의 특성상, 주택금융부문에 대한 충격이 금융시스템 전반으로 확산될 가능성은 상당히 높은 편이다. 일례로 가계자산에서 부동산이 차지하는 비중은 73.6%(『2011년 가계금융조사』, 통계청)에 달하며, 예금은행 및 비은행예금기관의 가계대출 중 주택담보대출의 비중도 61.3% 수준(2012년 5월 기준, 『KDI 부동산시장 동향분석』)이다. 또한 가

계부채 급증으로 인해 우리나라 가계의 가처분소득 대비 부채비율은 2004년부터 빠르게 상승하여 2011년 현재 135.5%에 이른 바 이는 여타 OECD 회원국에 비해서 높은 수준이다 (한국은행 『금융안정보고서』2012년 4월호 참조). 더욱이 우리나라 주택금융시장은 단기, 변동금리, 일시상환 방식의 대출이 대부분을 차지하고 있어 소득, 금리, 주택가격 등으로부터 오는 충격에 대하여 취약한 것으로 평가받고 있다(허석균 (2010), 김현정 (2010)). 이런 맥락에서 주택담보대출의 특성(상환 방식, 적용금리의 변동여부, 만기)과 연체율간의 관계를 살펴보는 것을 본 연구의 두 번째 목표로 삼는다.

본 연구는 통상적으로 사용되는 총량 자료 대신에 차주별 주택담보대출 정보를 분석하여 조기 연체를 결정하는 요인을 식별하고 그 영향력의 크기를 추정한다는 점에서 기존의 논의와 차별화된다. 연체와 같이 주택담보대출의 부실화에 영향을 미치는 현상 자체를 설명함에 있어 기존의 총량자료를 이용할 수도 있겠으나, 여러 다양한 변수들이 연체에 미치는 영향의 크기를 구체적으로 측정하기에는 어려움이 있다. 특히 거시 경제상황이 바뀔 때 따라 개별 차주가 처하게 되는 채무상환의 어려움이 경제 전체로는 어느 수준인지를 경제·사회적 인구정보(socio-economic demography)를 통해 추정하기 위해서라도 차주 수준의 미시자료 획득은 필수적이다.

물론 2000년대 이후로 국내에서도 차주수준의 미시자료를 이용하여 주택담보대출의 채무불이행이나 연체 발생 결정요인을 식별하고자 하는 논의가 국내에서도 많이 이루어졌다¹⁾. 하지만 가계대출이 외환위기 이후에 비로소 금융기관의 주요 업무 분야로 부상하였던 까닭에 금융기관의 가계대출관련 자료 축적이 충분치 않았고, 자료의 공개가 금융기관의 영업비밀이나 고객의 신상정보를 담고 있는 관계로 쉽지 않았던 점 등으로 인해 총량자료 중심의 분석이 아직까지 주를 이루고 있다. 더욱이 미시자료를 사용하는 경우에도 개인의 채무부담 능력이나 담보비율 등에 초점을 맞추어 채무불이행 및 연체 행위와 연결시키고자 하였을 뿐, 주택담보대출의 만기, 상환조건, 금리수준 및 변동여부 등과 채무불이행 및 연체 행위간의 인과관계에 대한 논의가 본격적으로 진행되지는 않았다.

이와 같은 맥락에서 본 연구는 다음과 같은 순서로 논의를 진행한다. 먼저, 제2절에서는 주택담보대출과 관련한 국내·외 문헌을 정리 소개한다. 제 3절에서는 개별 차주의 주택담

1) 지규현·김정인·최창규(2006)와 Ji and Choi(2007) 등이 그 사례이다

보대출 정보를 사용하여, 조기 연체율이 어떤 요인에 의해 잘 설명되는 지를 살펴본다. 여기서는 명시적으로 LTV, DTI, 대출상환방식 구분 이외에도 연체발생과 인과관계가 있을 것으로 추정되는 다양한 변수를 설명변수에 포함시켜 이들 변수들이 조기연체에 미치는 영향을 추정한다. 또한 역으로 일정 기간 이내 연체발생 집단과 미발생집단을 구분하고 이들의 LTV 및 DTI 분포를 비교함으로써 LTV와 DTI가 연체확률에 미치는 영향을 유추하고자 하였다. 그리고, 제 4절에서는 전 절의 논의를 바탕으로 LTV나 DTI와 같은 부동산 관련 금융규제가 주택담보대출의 안정성에 미치는 영향을 평가하고 이를 토대로 건전성 규제수단으로서의 LTV, DTI 규제의 효용성을 논의한다.

II. 주택담보대출 관련 국내·외 문헌

주택담보대출에 관한 문헌은 크게 두 부류로 구분된다²⁾. 첫 번째가 주택금융에 대한 제약이 주택소유여부 및 형태에 미치는 영향에 관한 연구로, 주로 차주 혹은 대출희망자 중심의 가계자료를 사용한다. 두 번째는 주택담보대출의 연체 혹은 채무불이행 확률의 결정요인에 관한 연구이다. 이것 역시 기본적으로는 미시 자료를 기초로 분석이 이루어지고는 있으나, 대출금융기관의 건전성과 밀접한 관련이 있는 만큼 금융감독당국 입장에서는 총량자료에 기초한 시계열 분석도 많이 시행하고 있다.

첫 번째 유형의 연구사례는 국내 연구에서 주로 보여진다. 주택담보대출을 비롯한 가계금융의 비중이 급상승한 외환위기 이후를 시발로 가계의 신용제약이 주택보유에 미치는 영향을 추정하고자 하는 시도가 다양하게 있어 왔다. 최막중·지규현(2001)과 최막중·지규현·조정래(2002)는 PTI(Payment-To-Income)와 LTV 등의 금융제약에 따라 가계의 주택소비규모 및 소유 확률이 민감하게 반응한다는 결과를 제시하였다³⁾. 또한 김영철·최내영(2004)은 2000년도 국민은행의 『주택금융실태조사』 자료를 이용하여 PTI 및 LTV 형태의 차용제약이 주택점유형태, 연령, 주택종류 별로 가계의 주택소비형태에 어떤 영향을 미치는지를 분석하

2) 물론 이 두 접근법을 포괄하는 조만(2009)과 같은 분석이 있기는 하나 혼치 않은 경우이다. 조만(2009)은 주택담보대출이 주택구입을 용이하게 만들기 위하여 보완되어야 할 개선점을 제시하는 한편 주택담보대출상품 별로 다양한 요인(소득, 금리, 및 주택가격)에 노출된 위험정도를 시뮬레이션 기법을 통해 평가하였다.

3) 두 연구 모두 주택은행의 『주택가격동향조사』와 통계청의 『가구소비실태조사』를 사용하였다.

었다. 반면, 신상영·이성원(2007)이나 고성수·윤여선(2008)은 DTI나 LTV 등의 차용계약이 주택소비를 얼마나 제약하는 지를 소득분위별로 살펴보았으며, 그 결과 DTI가 주택 소비에 미치는 제약정도가 강하며 하위소득계층에 미치는 영향이 상대적으로 더 큼을 밝혔다.

다음으로 두 번째 유형의 연구는 첫 번째 유형에 비하여 상대적으로 긴 시계열을 요구하는 관계로 주택금융관련 자료의 축적이 비교적 덜 이루어진 우리나라에서는 많지 않은 편이다. 지규현·김정인·최창규(2006)와 Ji and Choi(2007)가 여기에 속하며, 이들은 각각 2000년대 초반의 국민은행 대출자료를 사용하여 주택담보대출의 연체 또는 채무불이행의 발생과 차입자 특성 간의 관계를 살펴보았다. 그 결과 지규현 외(2006)는 LTV 및 PTI가 연체위험과 정(+)의 관계를, Ji and Choi(2007)은 LTV와 채무불이행이 정(+)의 관계를 가짐을 보여주었다. 그리고 최근에는 방두완·박세운·박연우(2010)이 한국주택금융공사가 유통화 목적으로 인수한 모기지 대출자료를 이용하여, 채무불이행과 조기상환의 결정요인을 Duration 모형으로 추정하였다. 그에 따르면, LTV와 DTI가 높을수록, 신용등급이 낮을수록 채무불이행확률이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다.

한편, 위종범·백홍기(2008)와 심종원·정의철·정현정(2009)은 거시시계열자료와 총연체율자료를 사용하여 VAR 모형을 추정하는 방식으로⁴⁾ 연체율의 결정요인을 식별하고 있다. 먼저 위종범·백홍기(2008)은 금리, 소득, 실업률 등의 거시변수와 총 부동산 담보 대출 연체율 간의 관계를 VAR로 추정하여, 금리가 다른 거시 변수에 비하여 연체율에 큰 영향을 미친다는 결과를 제시하고 이는 변동금리가 대다수를 차지하는 우리나라 금융시장의 특성과 관계있는 것으로 추론하였다. 다음으로 심종원·정의철·정현정(2009)는 주택담보대출 연체율 결정요인을 설명하기 위한 방편으로 ‘자기자본가설’과 ‘지불능력가설’의 대립되는 두 가설을 검증하고자 하였다. 이를 위해 VAR 추정과정에 실업률 및 소비자 물가지수와 같은 지불능력변수와 주택매매가격지수와 같은 자기자본변수를 포함하여 이들 변수와 주택담보대출 연체율 간의 동태적 상호작용을 파악하였다. 그 결과 연체율의 변동을 설명함에 있어 실업률 및 소비자 물가지수와 같은 지불능력변수의 변동이 기여하는 바가 자기자본변수에 비해 큼을 보이고, 이를 근거로 우리나라의 경우 ‘지불능력가설’이 연체를 설명하는데 더 큰

4) 이외에 총량자료를 사용한 분석의 사례로 남명수·여운현(2007)을 들 수 있다. 남명수·여운현(2007)은 은행별 가계대출 총량 시계열 자료를 가지고 부동산 가격 변동과 은행경영성과 간의 관계를 살펴본 결과 부동산 가격 상승이 대출증가율을 높이고 여신 건전성 및 수익성을 개선하는 모습이 보인다고 주장하였다.

설명력을 보임을 밝혔다.

이와 같은 두 번째 유형의 연구결과는 DTI 및 LTV 규제가 금융시스템의 안정성 확보에 기여하는 바를 평가하고 이를 근거로 향후 정책적 시사점을 도출하고자 하는 본 연구의 기본 취지에 비추어 볼 때 대단히 유용하다. 하지만 개인의 채무부담능력이나 담보비율 등에 초점을 맞추어 채무불이행 및 연체 행위와 연결시키고자 하였을 뿐, 주택담보대출의 만기, 상환조건, 금리수준 및 변동여부 등과 채무불이행 및 연체 행위 간의 인과관계에 대한 논의가 본격적으로 진행되지 않았다는 점에서 추가적 논의가 진행될 필요가 있다. 특히 주택금융공사의 설립과 함께 2003~2004년경부터 미국식 원리금분할상환의 장기모기지 상품이 공급되는 등 주택금융시장의 구조가 변화된 우리나라의 경험에 비추어 대출상품별 특성에 따른 연체율 혹은 채무불이행 확률의 차이를 살펴보는 작업은 반드시 필요하다.

물론 이와 같은 방식의 연구는 해외 문헌에서는 상대적으로 쉽게 찾을 수 있다⁵⁾. 다만 대부분이 미국의 경험에 바탕을 둔 관계로 미국 주택금융시장 상황에 맞는 분석방법이 채택되고 그에 따른 결론이 제시되고 있어 우리나라의 주택시장에 이를 그대로 대입하기는 적절하지 않다는 문제점이 있다. 일례로 Guiso, Sapienza, and Zingales(2009)는 설문자료를 사용하여 채무불이행(default)의 26%가 잔액 원금이 담보물건의 현가보다 큰 “음(-)의 지분(negative equity)” 상태에 발생한 “전략적 채무불이행(strategic default)”이라고 주장한다. 그리고 von Furstenberg and Green(1974)나 Vandell(1978)의 경우 높은 지분율(equity value ratio \equiv 1-LTV)이 연체가능성(delinquency)을 낮춘다는 추정 결과를 제시하였다. 다음으로 Jackson and Kaserman(1980)은 주택담보대출에 대한 채무불이행(default)을 설명함에 있어 지분 최대화(equity maximization)원칙이 부채상환능력(ability to pay)보다 중요한 요인임을 밝혔다. 이와 같은 결과는 미국의 주택담보대출이 비소구(non-recourse) 채권이라는 사실과 밀접한 관련을 갖는 것으로 보인다. 따라서 대부분의 주택담보대출이 소구(recourse) 채권인 우리의 상황에 그대로 적용하기에는 무리가 있어 보인다. 물론 2000~2007년 사이의 서브프라임 모기지 채무불이행 자료를 이용한 Bajari, Chu, and Park(2008)의 분석 결과는 보다 포괄적으로 기존의 LTV 뿐 아니라 금리 및 부채상환능력 등의 다른 변수들도 채무불이행의 발생을 설명하는데 유용함을 시사하고 있다. 하지만 이는 통상적인 프라임 모기지와 비교하여 서브프라임 모기

5) Quercia and Stegman(1992)는 해당 시점까지 나온 관련 문헌을 일목요연하게 비교·정리해주고 있다.

지 차주집단의 특성이 다르기 때문이기도 하지만 상환조건이 다른 측면이 일정부분 작용한 결과이다. 따라서 주택담보대출의 채무불이행이나 연체 행위를 설명하기 위해서는 상환조건에 대한 세심한 구분이 필요하다. 특히 우리나라의 경우 미국에서는 이제 더 이상 보기 힘든 단기의 만기원금일시상환대출(소위 short-term bullet mortgage)이 아직 다수를 점하고 있다는 점에서 상환조건에 대한 고려가 대단히 중요할 것으로 판단된다.

지금까지 살펴 본 바를 근거로 본 연구는 다음과 같은 측면에서 기존의 연구와 차별화하고자 한다. 먼저 기존의 연구가 연체율(혹은 채무불이행)과 개별 차주의 특성을 연결하려고 노력한 반면, 본 연구에서는 이에 더하여 대출 금융상품의 특성(만기, 상환 조건, 금리수준 및 변동 여부)이 연체발생에 미치는 영향을 평가한다. 다음으로 분석 자료에 있어서도 거의 동일시점(2003년도)에 대출이 개시된 경우를 표본으로 선택하여 거시 경제상황(경기변동)에 따른 연체율의 변동을 어느 정도 제어하였다. 특히 기존의 분석이 자료의 제약으로 인해 총량자료를 사용하였던 데 반하여 본 연구에서는 가계수준의 미시자료를 사용하여 분석의 신뢰성을 제고하였다. 세 번째로, 주택담보대출에 대한 금융규제수단으로 활용되고 있는 LTV 및 DTI 등의 지표가 주택담보대출 상환조건과 어떤 관계를 갖는지 각각 자금 수요자(대출 가계) 및 공급자(금융기관)의 입장으로 구분하여 살펴본다.

III. 주택담보대출 연체율의 결정요인

본 절에서는 주택담보대출 연체현상을 야기하는 주요 요인으로 LTV, DTI 그리고 대출상환 조건 등을 식별하고 이들 변수가 연체에 미치는 영향관계를 정량적으로 평가한다.

1. 자료

이하의 계량분석은 은행주택담보대출의 차주별 상환자료를 토대로 이루어진 것이다. 2003년도에 보유주택을 담보로 대출을 받은 사례 중 3,273건⁶⁾을 임의 추출하여 <표 1>에서

6) 은행주택담보대출은 비은행 금융기관의 대출에 비하여 상대적으로 신용위험이 낮은 차주를 대상으로 한다. 따라서 이를 근거로 한 연체율 결정요인 분석은 어느 정도의 편의를 가질 수밖에 없을 것이다.

언급된 항목의 정보를 추출하였다. 조사항목에는 주로 대출시점에서 은행이 차주로부터 수집한 연령, 소득, 담보물건에 관한 정보와 대출 금리 및 상환조건 등이 포함된다. 여기에 개별 차주가 이후 매달 실시한 원리금 상환 기록이 추가되었다.

다만, 채무불이행이 발생한 경우는 전체 3,273개의 대출건 중 12건에 불과하였다. 따라서 채무불이행(default)을 관심변수로 놓고 그 결정인자를 살피는 접근이 용이하지 않다고 판단하여 이하 분석에서는 최초 연체발생유무 및 시점을 종속변수로 하는 분석방식을 택하였다. 구체적으로 연체는 금감원 기준에 따라 집계되었으며, 이에 따르면 연체를 산정방식은 1개월 이상 원리금의 연체를 기준으로 하였다. 또한 연체발생여부의 관측을 위해 만기가 도래하지 않는 한 대출 개시 이후 2009년 6월까지의 차주별 상환실적을 포함시켰다.

<표 1> 사용한 변수 목록⁷⁾

변수명	내 용					
대출	금리 조건별	고정금리	만기별	1년 이하	상환 방식별	원금균등분할
		변동금리		1 - 3년		원리금분할
		혼합금리		3 - 5년		일시상환
		결측치		5 - 10년		
				10년 이상		
연체발생	12개월, 18개월, 24개월					
기타 변수	차주 소득, LTV, DTL, 나이, 변동금리더미, 지역더미, 잔여 만기(월), 기준금리, 가산금리, 일시상환, 원리금분할					

한편, <표 1>의 목록 이외에도 연체율의 결정요인으로 추정되는 설명변수들이 있으나, 자료의 한계로 인하여 이들 변수를 이후 계량분석에 포함시키지는 못하였다. 예를 들어, 방두

7) 여기에 표시된 변수 외에도 각 은행별로 차주의 신용등급을 얻을 수 있으나 이하의 분석에서는 해당 변수를 반영하지 않는다. 이는 해당변수의 신뢰성(2003년 당시 신용평가 시스템이 도입은 되었으나, 운용 경험이나 신용자료 축적이 미비한 관계로 이를 각 은행이 본격적으로 대출심사과정에 반영하지 못했다는 지적이 있음)이 여전히 높지 않은 상태임을 감안한 것이다. 실령 신용등급을 분석에 포함시킨 경우에도 이로 인해 얻을 수 있는 추가적인 정보가 크지 않은 것으로 보인다. 신용등급이 최초연체의 발생에 미치는 영향이나 신용등급 자체가 가산금리의 결정에 미치는 영향이 통계적으로 유의하게 확인되지 않았다.

완·박세운·박연우(2010)의 경우에 사용된 (누적)주택가격상승률, 현기 금리와 대출계약 시점 금리간의 차, 대상담보물건에 대한 임차인유무, 차주의 직업 등을 사용하며, 이들 변수와 연체율 간에 통계적으로 유의한 것으로 확인된 관계를 근거로 다양한 해석을 하고 있다. 반면 본 연구의 경우에는 이들 변수 대신에 주택담보대출의 상환방식을 구분하여 이와 연체율 간의 관계를 살펴본다는 점에서 나름의 의미를 갖는다⁸⁾.

2. 기초 통계량

(1) 지역별 분포

주택담보대출의 지역별 비중을 살펴보면 시중은행의 경우 대부분이 서울을 비롯한 수도권 지역에 집중된 모습이다. 단순히 대출 건수 기준 뿐 아니라 담보가액이나 대출액수를 감안한 가중평균을 취한 경우 이와 같은 수도권 지역 혹은 서울 지역 편중은 더욱 높아지는 모습이다. 자료가 지나치게 수도권에 편중되어 수집되었기에 수도권 집중도가 이같이 높이나왔을 가능성을 배제할 수 없으나, <표 2>의 우측 열의 표본 비중을 살펴보면 주택담보대출의 수도권 집중(특히 서울 집중) 현상은 부정할 수 없는 현실인 것으로 보인다.

물론 주택담보대출의 수도권 지역 집중 현상은 수도권 지역부동산의 가격이 다른 지역에 비하여 더 빠르게 상승하였던 경험에 비추어 이해할 수 있다. 특히 서울 강남지역(서초, 강남, 송파 3구)의 주택가격 상승률이 우리나라 부동산 거품 논쟁의 불씨를 제공하였던 점에 비추어 강남 3구에 대한 주택담보대출 비중이 상대적으로 매우 높은 수준임을 쉽게 확인할 수 있다(<표 3> 참조).

한편, 분석 자료에는 DTI 규제가 본격적으로 도입되기 이전인 2003년에 개시된 대출사례만이 포함되어 있어, 소득 정보가 누락되는 경우가 많이 발생하였다. 더구나, 소득이 보고되는 경우에도 DTI가 100%를 넘는 경우가 다수 발생하였다(<표 3> 참조). 이는 소득정보가 축소보고 되는 경향이 있기 때문으로 보인다. 물론 일시상환의 경우 만기 전까지는 이자금액만을 지급하지만, DTI 비율을 계산할 때는 다른 상환방식과의 비교를 위해 원금도 같이 상환되는 것으로 가정하여 계산하는 바, 이로 인해 일시상환방식의 경우 실제 차주가 인지하

8) 여하튼 의미 있는 설명변수의 누락은 편의(omitted variable bias)를 발생시킬 우려가 있으므로 이후의 계량분석을 받아들임에 있어 이와 같은 분석상의 한계를 충분히 인지할 필요가 있다.

는 부담보다 DTI 비율이 높아지기 마련이다. 하지만 DTI가 100이상인 경우는 소득 이상으로 부채상환을 해나가야 한다는 의미이므로 현실에서 <표 4>에서 보는 바와 같이 흔히 존재하기는 힘들 것이다. 따라서 이하에서는 DTI가 100미만인 경우만을 분석에 반영한다⁹⁾.

이제 <표 3>을 다시 살펴 보면, 2003년 강남지역의 담보물건에 대한 대출의 DTI는 평균 45.4%를 기록하였다. 이는 2006년 이후 40%의 DTI 상한 규제가 이 지역에 도입되었음을 감안할 때, 일견 DTI 규제 도입이 결과적으로 강남지역에 투여되는 부동산 투자자금을 줄이는 역할을 어느 정도 수행했을 가능성을 시사한다. 하지만 앞서 언급한 바와 같이 자료의 소득 정보의 신뢰성이 떨어지는 만큼 지나친 확대해석을 경계해야 할 것이다.

<표 2> 은행별 담보물건의 지역별 집중도

(단위: %)

	지역	대출액	담보가액	표본 비중
시중 은행	서울	51.1	60.3	36.8
	강원	0.2	0.2	0.5
	충청	0.7	0.7	1.5
	인천/경기	22.9	33.2	36.6
	광주/전남·북	0.5	0.5	1.5
	부산/울산/경남	2.6	2.6	5.8
	대구/경북	0.8	1.0	2.0
	결측치	21.3	1.5	15.2
	합 계	100	100	100
지방 은행	주 영업지역	8.1	9.2	8.3
	결측치	91.9	90.8	91.7
	합 계	100	100	100

9) 전체 표본에 대해 DTI를 조사한 결과임.

10) 물론 DTI가 100미만인 자료의 경우일지라도 소득을 축소 보고할 유인이 없다고는 할 수 없다. 다만 축소보고에 따른 결과의 잠적적 왜곡이 DTI>100인 경우에 훨씬 크다는 점에서 DTI<100 미만의 자료를 분석의 대상으로 삼았음을 밝혀둔다.

〈표 3〉 서울지역에 대한 대출비중, 평균 LTV와 평균 DTI

(단위: %)

	대출 비중	LTV	DTI	DTI (100 이상 제외)
강남 3구 (서초, 강남, 송파)	46.5	33.2	205.0	45.4
강남 외	53.5	27.6	143.8	33.5
서울지역	100.0	29.2	163.5	36.4

〈표 4〉 상환조건별 DTI 관측수

상환조건	소득 파악 관측수	100 ≤ DTI < 200	DTI ≥ 200
원금분할	76	2	3
원리금분할	447	10	6
일시상환	898	137	127
합계	1,421	149	136

(2) 대출상환조건

대출상환조건을 기준으로 우리나라 주택금융상품의 특징을 살펴본 바는 <표 5>와 같으며, 이는 당초의 총량자료 분석을 통해 알려진 바와 크게 다르지 않은 것으로 보인다. 우선, 변동금리의 비중이 97%, 3년 이하 단기 대출이 65%로 주를 이루며, 상환방식에서는 일시상환의 비중이 80%에 달하는 것으로 나타났다. 다만 현재 시점과 비교하여 2003년도에는 변동금리가 주택담보대출의 대부분을 차지하고 있다는 점에서는 대동소이하나, 이후 장기 모기지 상품의 도입에 따라 대출의 장기화 및 원리금분할상환방식의 보편화가 꾸준히 이루어진 점 등에서 다소 차이를 둔다.

다음으로 상환방식을 원금균등분할, 원리금분할상환(장기모기지), 일시상환(bullet 모기지)의 세 종류로 구분하여, 각 대출 유형별 만기의 분포를 구해보면, 원리금분할, 원금균등분할¹¹⁾, 일시상환의 순으로 만기가 짧아짐을 확인할 수 있다(<그림 1>). 특히 주택금융의 안정성을 위협하는 요인으로 흔히 지적되는 일시상환조건인 경우 3년 이하(36개월) 대출이 다수를 점하

11) 원금균등상환은 만기 전까지 매월 균등한 금액을 원금상환액으로 납입하고 이자는 원금잔액을 기준으로 추가 납부하는 방식을 지칭한다.

〈표 5〉 대출액 가중치 비중

		비 중 (%)
금리별	고정금리	0.002
	변동금리	97.367
	혼합금리*	2.178
	결측치	0.453
만기별	1년 이하	24.92
	1년 초과 ~ 3년 이하	40.48
	3년 초과 ~5년 이하	13.42
	5년 초과 ~10년 이하	21.07
	10년 이상	18.24
상환방식별	원금균등분할	6.15
	원리금분할	14.21
	일시상환	79.64

주: *혼합금리대출은 대출 초기 3~5년간은 고정금리를 적용하다 이후에는 변동금리로 전환되는 상품임.

고 있다.

물론, 이와 같은 상환방식별 만기분포의 차이는 자금을 공여하는 은행과 자금을 수요하는 차주의 선호가 반영된 결과로 해석된다. 먼저, 장기자금을 대차 거래하는 경우 은행은 원금상환위험에 지나치게 오래 노출되는 것에 대한 보상으로 높은 금리를 요구하는 한편, 원금을 중도에 분할 상환 받아 차주의 채무불이행 위험 자체를 줄이고자 하는 유인을 갖는다. 반면 차주 입장에서는 대출 계약이 장기화 될수록 원리금분할상환방식에 따른 만기 내 원금상환 부담이 줄어드는 효과가 있다. 다음으로, 단기자금을 대차 거래하는 경우 차주는 차환을 전제로 일시상환을 선택하는 편이 부담이 적은 반면, 은행은 일시상환에 따른 원금상환 위험 노출기간을 줄이기 위해 단기 계약을 선호하게 된다. 이와 같이 만기와 원리금 상환/일시상환의 결정은 맞물려 있기 때문에, 현실에서 단기 일시상환, 장기 원리금분할상환의 형태가 가장 많이 관측되는 것이다.

〈그림 1〉 상환방식에 따른 대출의 만기별 비중

(i) 원금균등분할



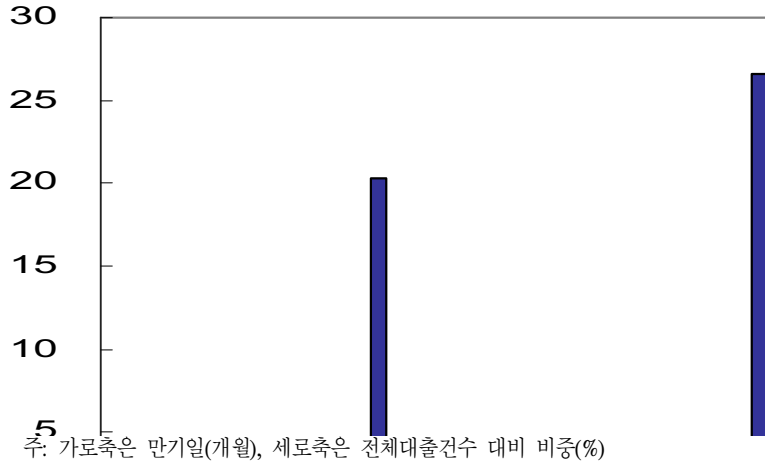
주: 가로축은 만기일(개월), 세로축은 전체대출건수 대비 비중(%)

(ii) 원리금분할



주: 가로축은 만기일(개월), 세로축은 전체대출건수 대비 비중(%)

(iii) 일시상환



(3) 지역별 소득별 LTV 및 DTI 현황

LTV와 DTI가 담보 물건의 소재지 혹은 차주의 소득 수준과 어떤 관계인지를 살펴보면 다음과 같은 패턴을 발견할 수 있다. 지역별로 볼 때, 서울지역의 LTV는 타 지역에 비하여 낮은 수준이나 DTI는 높은 수준으로 나타났다. 이는 서울지역이 타 지역에 비하여 PIR(Price-Income Ratio)이 높기 때문에 일어난 현상으로 해석된다.

다음으로 차주의 소득분위 별로 볼 때, 저소득층의 DTI는 고소득층에 비해 높은 반면, LTV는 소득분위별로 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다(<표 8> 참조). 이는 저소득층 차주일수록 다른 금융자산에 대한 투자기회 접근에 제약을 받아 가계자산에서 주택이 차지하는 비중이 크며, 이를 구입하기 위해 조달한 부채비율도 높을 것이라는 일반적인 기대와는 다소 거리가 있어 보인다. 하지만 주택담보대출을 제공하는 금융기관이 낮은 소득 분위의 차주에 대해 낮은 LTV를 요구할 가능성이 있다는 점을 전자와 함께 감안한다면, <표 8의>의 결과를 어느 정도 이해할 수 있을 것이다.

한편, <그림 2>에서는 DTI의 대리변수인 소득대비 대출규모에 있어 저소득층일수록 높은 것으로 나타난 반면 LTV에 해당하는 담보총액 대비 대출규모는 저소득층이 가장 낮은 것으로 나타나 고소득층은 상대적으로 자산가격충격에 민감한 반면, 저소득층은 소득충격에 더 취약함을 시사하고 있다 12). 이와 같은 패턴은 고성수·윤여선(2008)의 결론과 일치하지만

앞서 소개된 <표 8>의 결과와는 일치하지 않는 바, 추후 분석을 통해 검증될 필요가 있다.

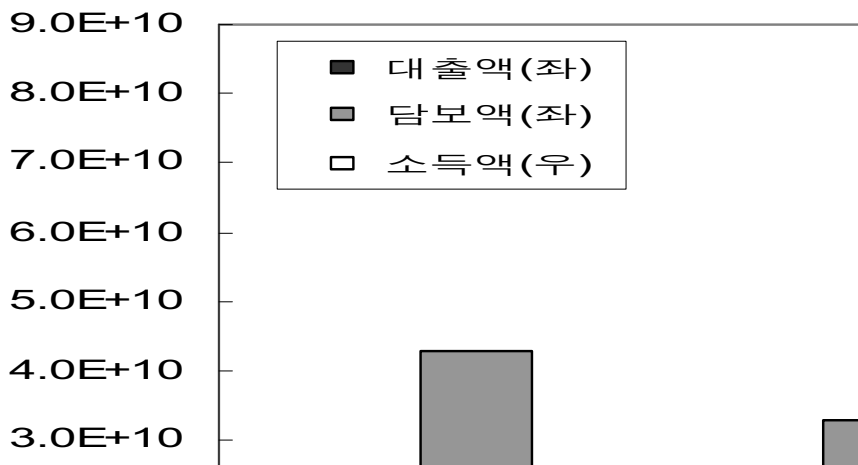
<표 8> LTV와 DTI에 대한 기초통계량

		LTV			DTI		
		관측수	평균	표준편차	관측수	평균	표준편차
전체		2,988	41.7	23.6	1,050	33.3	25.1
지역별	서울	724	29.2	25.2	316	36.4	25.8
	강원	10	48.0	18.1	7	13.9	14.4
	대전/충청	30	48.8	18.2	26	23.5	21.6
	인천/경기	720	33.6	25.6	349	32.2	23.5
	광주/전남,북	30	54.1	9.9	27	24.2	24.7
	부산/울산/경남	224	49.1	14.6	107	25.0	23.0
	대구/경북	39	47.3	18.3	24	20.2	18.8
	결측치	1,211	52.0	16.9	194	39.5	26.7
차주 소득분위별	1분위	273	42.6	22.9	210	40.6	24.0
	2분위	273	46.2	19.0	210	35.5	26.3
	3분위	273	43.8	20.9	210	31.6	23.4
	4분위	273	42.7	21.7	210	27.1	22.9
	5분위	274	41.7	19.4	210	31.5	26.9

12) 가계부채의 소득분위별 보유 패턴과 관련하여서는 배영목(2011)을 참조

<그림 2> 대출, 담보가, 소득의 분위별 총계¹³⁾

(단위: 원)



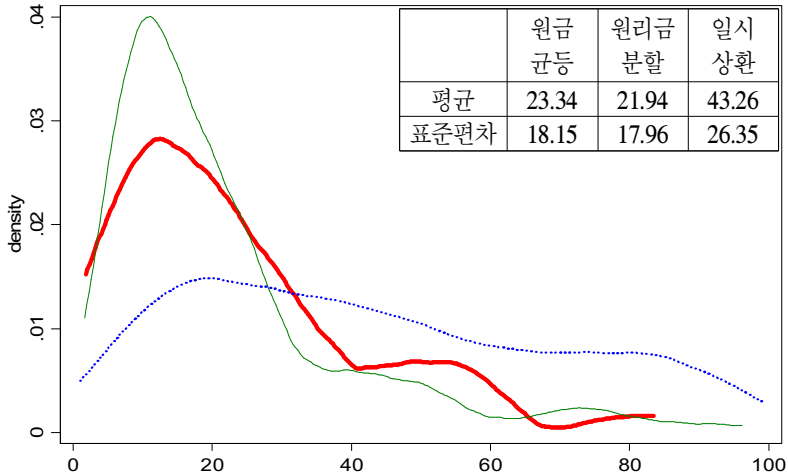
(4) 상환조건 별 LTV 및 DTI 현황

상환조건을 크게 일시상환, 원금균등상환, 원리금분할상환으로 구분하여 각각의 대출 상품별로 LTV와 DTI의 분포를 구한 것이 <그림 3>과 <그림 4>이다. 이에 따르면 DTI의 경우 일시상환, 원금균등, 원리금분할 상환의 순으로, 그리고 LTV는 원리금분할, 일시상환, 원금균등의 순으로 낮아지는 것으로 나타났다(내림차순).

주택가격변동에 취약한 일시상환의 속성상 금융기관은 LTV를 낮게 유지하고자 하는 유인이 존재한다. 반면, 원리금분할상환은 소득충격에 취약하므로 금융기관과 가계 모두 DTI에 초점을 맞추게 된다. 이런 배경으로 인해 <그림 3>~<그림 4>와 같은 패턴이 관측되는 것으로 판단된다. 보다 구체적으로는 일시상환의 경우 상대적으로 짧은 만기로 인해 차환시점이 빈번하게 도래한다. 이 때 가격하락 위험은 차주의 소비평탄화(consumption smoothing)를 크게 방해할 우려가 있다. 반면 원리금분할상환방식 대출의 경우 장기의 만기를 갖는 경우가 대부분이므로 차주와 금융기관은 해당대출의 DTI를 자연스럽게 낮은 수준에서 유지할 수 있는 것이다.

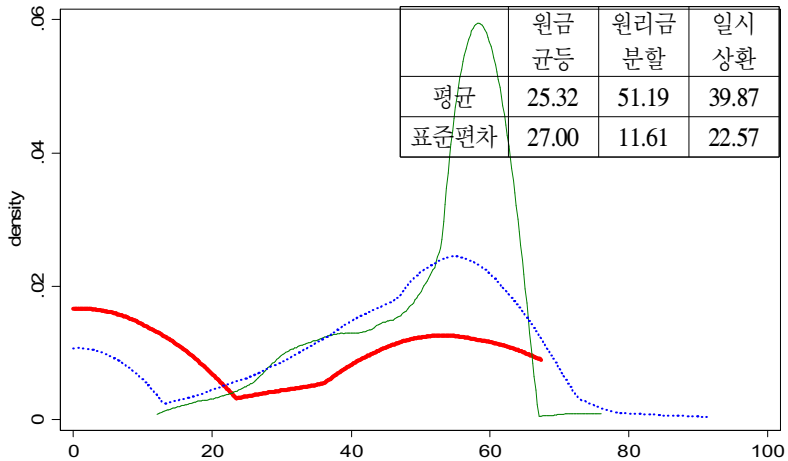
13) 여기서 정의된 소득 5분위는 은행이 주택담보대출을 제공한 가계 중에서 차주의 소득이 파악된 관측치만을 집계한 것으로 소득하위 20%를 1분위, 상위 20%를 5분위로 분류하였다.

〈그림 3〉 상환방식별 DTI 분포



주: 굵은 실선은 원금균등분할, 얇은 실선은 원리금 균등분할, 점선은 일시상환임.

〈그림 4〉 상환방식별 LTV 분포



주: 굵은 실선은 원금균등분할, 얇은 실선은 원리금 균등분할, 점선은 일시상환임.

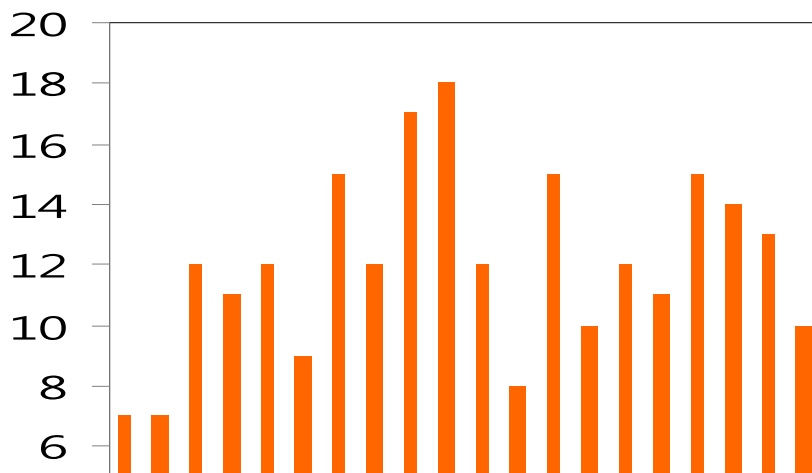
한편 앞서 살펴 본 바와 같이 우리나라 주택담보대출의 대부분이 변동금리의 적용을 받고 있다. 따라서 금리충격에 따른 영향에 있어 상환방식에 따라 큰 차이를 보이지는 않을 것으로 예상된다.

3. 분석 결과

다른 대출프로그램과 마찬가지로 주택담보대출에 있어서도 일정 기간 이상의 연체상태 지속이 채무불이행으로 정의되며, 채무불이행 건수가 금융기관이 예상하고 대비한 수준을 넘어설 때 금융기관의 건전성이 위협받게 된다. 앞서 언급한 바와 같이 본 절에서는 채무불이행보다는 상대적으로 수가 많은 연체를 중심으로 담보대출 계약조건과 차주의 경제적 능력이 연체행위에 미치는 영향을 추정하고자 한다. 이는 물론 모든 연체행위가 채무불이행으로 귀결되지는 않으나, 현실적으로 채무불이행이 발생한 관측치의 개수가 아주 작다는 점(12개)을 감안한 조치이다.

〈그림 5〉 최초 연체발생 도수 분포

(단위: 개월)



이하에서는 첫 연체¹⁴⁾가 발생한 시점을 기준으로 분석한다. 대출 개시 이후 첫 연체가 발생한 시점까지의 경과시간(개월)을 기준으로 빈도수를 그림으로 나타낸 결과는 <그림 5>와 같으며, 대략 40개월 이후에는 안정화되는 모습을 보이고 있다. 이에 분석의 편의를 위해 첫

14) 연체의 정의는 금감원 기준을 사용하였다. 이에 따르면, 연체를 산정방식은 1개월 이상 원리금 연체 기준으로 한다. 또한, 조기상환이 발생한 경우에는 본 연구의 초점이 연체율을 설명하는데 있음을 감안하여 정상 상황이 이루어진 것으로 처리하였다.

〈표 9〉 기간 내 최초 연체발생 여부와 각종 설명변수 간의 상관관계

	12개월 이내 첫 연체발생	18개월 이내 첫 연체발생	24개월 이내 첫 연체발생
로그(소득)	-0.05 (-0.11, 0.01)	-0.04 (-0.10, 0.02)	-0.03 (-0.09, 0.03)
LTV	0.10 (0.04, 0.16)	0.13 (0.07, 0.19)	0.13 (0.07, 0.19)
DTI	0.15 (0.09, 0.21)	0.18 (0.12, 0.23)	0.23 (0.17, 0.29)
차주연령	-0.06 (-0.12, 0.00)	-0.10 (-0.16, -0.04)	-0.12 (-0.18, -0.06)
변동금리더미	-0.01 (-0.07, 0.05)	0.03 (-0.03, 0.09)	0.06 (-0.001, 0.12)
수도권더미	-0.03 (-0.10, 0.03)	-0.01 (-0.07, 0.06)	-0.03 (-0.09, 0.04)
대출만기(월)	-0.15 (-0.20, -0.07)	-0.22 (-0.28, -0.16)	-0.28 (-0.34, -0.22)
일시상환	0.12 (0.06, 0.18)	0.19 (0.13, 0.25)	0.25 (0.19, 0.31)
원리금분할	-0.11 (-0.17, -0.05)	-0.19 (-0.25, -0.13)	-0.25 (-0.30, -0.19)

주: () 안은 95% 신뢰구간임.

연체가 발생한 시점을 기준으로 12개월 이내, 18개월 이내, 24개월 이내의 세 가지 경우로 구분한다. 여기에 각각의 기간 내에 최초 연체가 발생하는지 여부를 종속변수로 삼고 로그(소득), LTV, DTI, 차주연령, 변동금리 여부, 수도권 소재 여부, 만기, 그리고 상환방식 등의 설명변수와의 관계를 상관관계 및 다중회귀분석 등을 통하여 살펴본다.

먼저, 일정 기간 내 최초 연체가 발생하는지 여부와 다양한 설명변수 간의 상관관계를 살펴보았다. <표 9>에 따르면 LTV, DTI, 차주연령, 만기 그리고 상환방식이 연체의 발생과 유의한 상관관계를 갖는 것으로 나타난다. 변수별로 볼 때, 높은 LTV와 DTI는 연체 가능성을 높이는 쪽으로 작용한 반면, 만기가 길수록, 차주연령이 높을수록, 원리금분할상환을 택할수록 연체 가능성이 낮아지는 것으로 드러난바, 이와 같은 결과는 대체로 경제학적인 직관과

일치하는 것으로 보인다.

반면, 변동금리 여부, 수도권 소재 여부, 소득수준 등은 유의한 상관관계를 갖지 않는 것으로 나타났다. 이 중 변동금리와 관련해서는 표본자료의 대부분이 변동금리조건이라는 점에서 변동금리 여부에 따른 연체 가능성의 차이가 두드러지지 않았을 가능성이 있는 것으로 보인다.

다음으로 24개월 이내 최초 연체발생 여부¹⁵⁾와 여러 설명변수 간의 관계를 동시에 고찰하

〈표 10〉 Probit 추정 결과(24개월 이내)

24개월 이내 최초 연체발생 여부	(1)	(2)	(3)	(4)
LTV	0.010*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.022*** (0.003)	0.021*** (0.003)
DTI	0.012*** (0.002)	0.005** (0.002)	0.0043* (0.002)	0.0037 ^(*) (0.002)
일시상환		0.094 (0.21)	0.245 (0.23)	-0.228 (0.25)
원리금분할		-0.902*** (0.22)	-1.396*** (0.26)	-0.937*** (0.27)
차주연령			0.010* (0.01)	0.011* (0.01)
변동금리더미			-0.406** (0.20)	-0.482** (0.21)
만기(월)				-0.005*** (0.001)
수도권더미			-0.090 (0.13)	0.023 (0.14)
상수항	-1.790*** (0.150)	-1.593*** (0.22)	-1.564*** (0.40)	-0.871** (0.43)
관측 수 ¹⁶⁾	1024	1024	857	857

주: 1) () 안은 표준오차임.

2) ***, **, *는 각각 99%, 95%, 그리고 90% 유의수준에서 유의함.

3) (*)는 p-value가 0.13임.

4) 변동금리더미는 변동금리=1, 변동금리 외(혼합금리 혹은 고정금리)=0임.

5) 수도권더미는 수도권(서울, 인천, 경기)=1, 비수도권=0임.

기 위하여 probit 모형을 추정한 결과는 <표 10>과 같다. 이를 소개하기에 앞서 본 연구에서는 차주의 연소득이 DTI를 통해 영향을 미치는 것으로 파악하고, <표 10>의 회귀 분석을 수행함에 있어 소득과 DTI를 별도의 설명변수로 삼는 대신 DTI만을 사용하였음을 밝혀둔다.

<표 10>을 살펴보면, LTV, DTI, 대출상환방식(원리금분할 여부에 관한 더미변수), 변동금리 여부, 그리고 만기 등의 변수가 최초 연체발생 가능성을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 이는 앞서의 단순 상관관계 결과와 대체로 일치하는 결과이다. 특히, DTI나 LTV의 유의성이 추정식 (1)~(4) 모두에서 확인된 것¹⁷⁾은 이들 지표를 낮춘 수준에서 관리하는 것이 주택담보대출의 연체 가능성을 줄이는 데 유효함을 시사한다.

또한 우리나라 주택담보대출이 대부분 소구형 채권인 관계로 음(-)의 지분현상이 발생시(담보물건의 시장가치가 잔여 대출원금을 하회하는 경우) 전략적인 채무불이행을 행사할 유인이 적음에도 불구하고 LTV의 수준이 연체율과 유의한 정(+)의 관계를 갖는다는 점은 주목할 만하다. 이는 소구형 채권이라는 특성이 전략적 채무불이행의 유인을 줄여주는 것은 사실이지만, 그 가능성을 완전히 제거하는 것은 아니라는 측면에서 이해가 가능할 것이다. 더불어 본 연구에서는 자료의 한계로 인해 채무불이행이 아닌 대출개시 후 24개월 이내 최초 연체발생 여부를 대상으로 하였기에 결과가 달라졌을 가능성을 배제하지 못한다.

다음으로 원리금분할방식 여부와 만기에 관한 추정계수는 고정금리부 장기 모기지의 보급이 주택담보대출의 연체 가능성을 낮추는 데 유의하게 작용할 것임을 확인해 주고 있다는 점에서 고무적이다. 특히, <표 10>에서 보이는 바와 같이, 원리금분할 여부의 더미변수는 유의한 음(-)의 추정계수를 갖는 반면, 일시상환 여부의 더미변수는 유의한 추정값을 갖지 못한다. 이는 비교대상인 원금분할 방식에 비해 원리금분할방식은 낮은 연체 가능성을 띠는 반면 일시상환은 별 다른 차이를 보이지 않음을 의미한다. 따라서 이 두 관계를 종합해 보면 원리금분할방식이 일시상환방식에 비하여 연체확률을 유의하게 낮추는 효과가 있음을 알 수 있다¹⁸⁾.

15) 대출 개시 12개월 혹은 18개월 이내 최초 연체발생 여부를 종속변수로 삼은 probit 분석의 경우에도 비슷한 추정 결과를 보인다.

16) 담보물건 소재지에 관한 정보가 누락된 경우가 많아 추정식 (1)-(2)와 (3)-(4)의 관측개수가 차이를 보이고 있다.

17) (1)을 제외한 다른 모든 추정식에서 LTV의 추정계수는 DTI에 비하여 큰 값을 가지며, 양자 간의 차는 (2), (3), (4)의 으뜸차순으로 정리된다. 이는 위 추정식들이 순차적으로 소득내지는 상환부담과 관련된 설명변수를 추가하는 구조를 갖고 있어, DTI의 영향력을 적게 평가하기 때문으로 판단된다.

한편, 차주연령과 변동금리여부 더미는 직관적인 예측과는 반대로 유의하게 각각 양(+)과 음(-)의 계수를 갖는 것으로 나타났다. 우선, 차주연령을 살펴보면, 단순상관계수와 회귀 계수의 부호가 다른 이유는 차주 연령이 여타 설명변수들과 갖는 상관관계 때문인 것으로 보인다. 가령 차주연령이 다른 설명변수와 연결되어 있는 경우 차주연령은 연체율에 직·간접적으로 영향을 미치게 된다. 이에 단순상관계수의 경우에는 직·간접적인 영향 채널을 모두 반영하는 반면, 다중회귀분석의 추정계수는 차주연령의 직접 효과만을 반영하기 때문이다. 좀 더 구체적으로는 다음과 같은 관계를 상정해볼 수 있다. 차주의 연령이 증가할수록 평균 소득은 증가하는 대신 직장을 잃게 될 확률이 같이 높아지는 경우이다. 물론 평균소득의 증가는 DTI를 낮추고 다시 연체율을 낮추게 된다. 반면, 실업위험의 증가는 연체율을 높이는 방향으로 작용하게 된다. 이 때 추정식에서 DTI를 차주의 연령과 함께 설명변수로 채택하는 경우 차주 연령증가에 따른 평균소득증가의 효과는 DTI의 기여분으로 파악되는 대신 차주연령증가 자체는 실업위험의 증가를 의미하는 것으로 파악될 여지가 크다. 이런 맥락에서 차주연령에 대한 <표 9>의 단순상관계수와 <표 10>의 회귀 계수가 다른 부호를 띠는 현상을 이해할 수 있을 것이다.

다음으로 변동금리대출 더미 변수에 대한 음(-)의 계수는 고정금리대출에 비하여 변동금리대출의 연체율이 낮다는 해석이 가능하다. 하지만 이와 같은 결과는 조사표본 내 고정금리대출 관측치의 희소성¹⁹⁾을 감안할 때, 전형적인 소표본 편의(small sample bias)의 증상으로 판단된다.

지금까지는 상환방식이 연체율의 수준에 영향을 미친다는 가정하에 두 개의 상환방식 더미를 사용하여 추정한 결과를 보고하였다. <표 11>은 상환방식의 차이가 연체율의 수준 뿐 아니라 다른 변수들이 연체율에 미치는 영향의 민감도에도 영향을 줄 수 있다는 전제하에 상환방식별로 별도의 probit모형을 추정한 결과이다. <표 11>에 따르면 원리금 분할상환의 경우에만 유일하게 유의한 음(-)의 절편을 갖는 것으로 나타났다. 이는 <표 10>에 살펴본 바

18) 표본 만기에 있어서는 일시상환방식<원금균등분할방식>원리금분할상환방식의 으뜸차순으로, 월별 부담금 수준에 있어서는 원금균등분할방식<원리금분할상환방식>일시상환방식의 내림차순으로 정리된다 (III-2. 기초통계량 분석 참조). 따라서 만기 측면에서는 세 개의 상환방식 중 원리금분할상환방식이 가장 낮은 연체율을 가질 가능성이 크지만, 월부담금 수준에서는 일시 상환방식이(차환 시점 이전까지는) 연체율이 가장 낮을 것으로 보인다. 원금균등분할방식과 일시상환방식간의 연체율 차가 유의하게 크지 않은 <표 10>의 결과는 바로 이런 상황 하에서 발생한 것으로 보인다.

19) 고정금리대출과 혼합금리대출을 합치더라도 그 비중이 전체(1,024개)의 2%대인 20여개에 불과하다.

〈표 11〉 상환 방식별 Probit 추정 결과(24개월 이내)

24개월 이내 최초 연체발생 여부	일시 상환	원리금 분할상환	원금균등분할
LTV	0.008* (0.004)	0.023** (0.010)	0.049*** (0.014)
DTI	0.0003 (0.003)	0.002 (0.006)	-0.0313* (0.017)
차주연령	0.003 (0.008)	0.017* (0.0095)	-0.041 (0.038)
변동금리더미 ²⁰⁾	omitted	-0.417** (0.212)	omitted
만기(월)	-0.032*** (0.005)	-0.003*** (0.001)	-0.002 (0.008)
수도권더미	0.075 (0.189)	0.190 (0.243)	0.445 (0.695)
상수항	0.478 (0.508)	-2.749*** (0.769)	-0.359 (1.755)
관측치	380	417	59

주: 1) () 안은 표준오차임.

2) ***, **, *는 각각 99%, 95%, 그리고 90% 유의수준에서 유의함.

와 같이 원리금분할상환의 연체율이 다른 두 방식에 비하여 유의하게 낮다는 결과와 일치되는 바이다. 반면, DTI의 경우에는 <표 10>에서와는 달리 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 심지어 원금균등분할의 경우에는 음(-)의 계수가 유의하게 추정되었다. 이와 같은 상반된 결과는 DTI와 상환조건이 밀접한 관계를 갖는데 기인한 것이다. 특히 일시상환에서 원리금분할상환방식으로 전환하는 경우 원리금상환부담을 줄이기 위해 장기의 만기를 갖는 것이 필연적이며, 이로 인해 DTI는 종전보다 줄어들고 궁극적으로는 연체율이 낮아지기 때문이다.

20) 일시상환과 원금균등분할 방식의 변동금리더미 계수는 추정되지 않는다. 이는 해당 그룹 내의 모든 관측치들이 변동금리를 채택하였기 때문이다.

4. 연체여부와 DTI·LTV의 분포

전 절에서의 probit 분석결과에 따르면 LTV, DTI 및 대출 상환 조건 등이 연체가능성과 유의한 통계적 관계를 가짐을 확인하였다. 이와 보완적으로 본 절에서는 비모수적인 방법을 사용하여 연체여부와 DTI, LTV 그리고 대출 상환조건 간의 관계를 다른 각도에서 고찰해 본다. 이에 본 절에서는 연체가 발생한 집단과 발생하지 않은 집단을 구분하여 양 집단 간의 LTV와 DTI 분포를 분석하고 그 차이를 비교함으로써 LTV와 DTI가 연체가능성과 어떤 관계를 갖는지를 검증한다.

본격적인 결과를 제시하기에 앞서 이와 같은 분석 방식이 이전의 probit모형의 추정과 비교하여 동일한 논리적 함의를 갖는지를 살펴본다²¹⁾. probit모형은 다음과 같이 연체발생이나 미발생을 설명하기 위한 변수로 DTI나 LTV를 선정하고 이에 대한 연체발생 혹은 미발생의 조건부 확률을 추정하는 것을 의도한다.

$$\Pr[\text{연체발생}/DTI, LTV] \text{ 또는 } \Pr[\text{연체미발생} / DTI, LTV] \quad (1)$$

반면, 연체발생 그룹과 미발생그룹으로 구분한 LTV 및 DTI의 분포는 위의 역에 해당한다.

$$\Pr[DTI, LTV / \text{연체발생}] \text{ 또는 } \Pr[DTI, LTV / \text{연체미발생}] \quad (2)$$

한편, Bayes 정리에 따르면, 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\begin{aligned} \Pr[DTI, LTV] &= \Pr[DTI, LTV / \text{연체발생}] \times \Pr[\text{연체발생}] \\ &+ \Pr[DTI, LTV / \text{연체미발생}] \times \Pr[\text{연체미발생}] \end{aligned}$$

Bayes 정리를 적용하면 (B)를 비교하는 것이 (A)의 관계를 분석하는 것과 다르지 않음을 아래와 같이 알 수 있다.

21) 이하의 설명에서 편의를 위하여 대출상환조건을 별도로 표기하지는 않았으나 모든 조건부 확률의 조건으로 포함됨을 이해해 주시기 바란다.

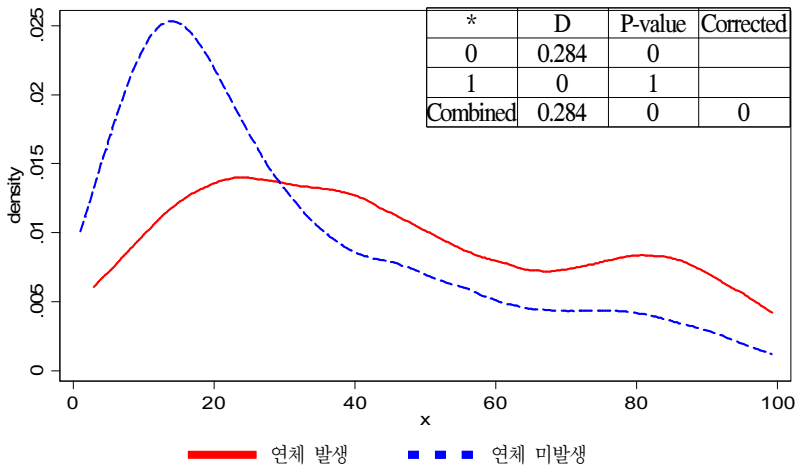
$$\Pr[\text{연체발생}/DTI,LTV] = \frac{\Pr[DTI,LTV / \text{연체발생}] \times \Pr[\text{연체발생}]}{\Pr[DTI,LTV]}$$

$$= \frac{1}{1 + \frac{\Pr[DTI,LTV / \text{연체미발생}]}{\Pr[DTI,LTV / \text{연체발생}]} \times \frac{\Pr[\text{연체미발생}]}{\Pr[\text{연체발생}]}}$$

<그림 6>은 위 논의를 근거로 차주를 24개월 이내에 첫 연체가 발생한 집단(실선)과 그렇지 않은 집단(점선)으로 구분한 후, 각 집단 구성원의 DTI와 LTV의 비모수 분포함수를 추정하여 그린 것이다. 이를 해석하기 위해, Kolmogorov-Smirnov 검정을 실시한 결과 DTI나 LTV에 있어 24개월 이내 연체 발생 집단과 미발생 집단의 분포가 같다는 귀무가설을 모두 기각할 수 있었다²²⁾.

<그림 6> 24개월 이내 최초 연체발생

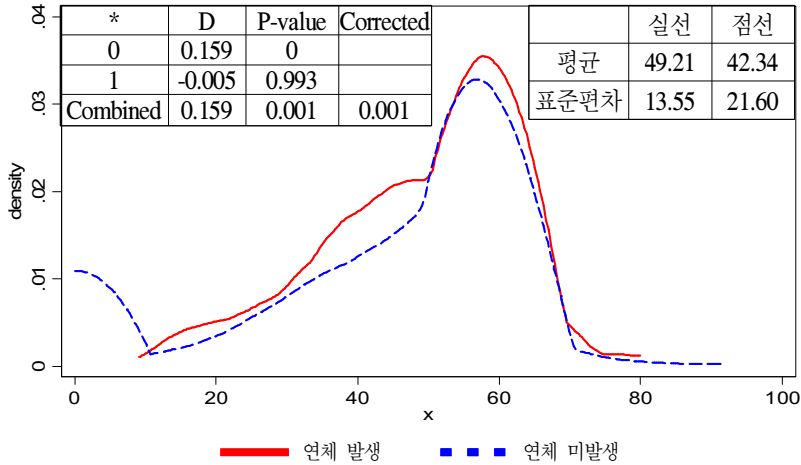
(1) DTI



주: 1) 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.
 2) * 는 Kolmogorov-Smirnov equality-of-distributions test 결과임.

22) 12개월 혹은 36개월로 기간을 조정하더라도 동일한 결과를 얻었음.

(2) LTV



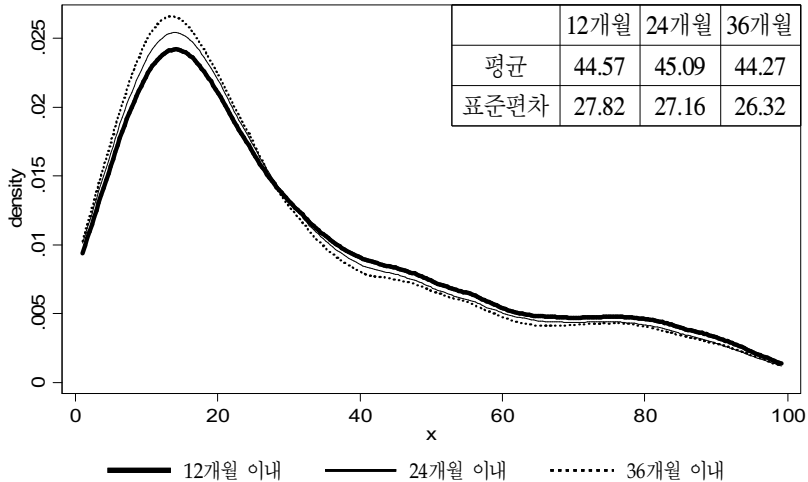
주: 1) 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.
 2) * 는 Kolmogorov-Smirnov equality-of-distributions test 결과임.

먼저, DTI의 경우(<그림 6>-(1))에는 두 집단 간의 분포 차이를 시각적으로도 쉽게 확인할 수 있는 수준이다. 연체발생가구의 DTI 분포는 훨씬 높은 평균과 산포도를 지니고 넓게 퍼져 있는 반면, 연체 미발생가구의 경우에는 왼쪽으로 치우쳐 뭉쳐진 모습이다. 반면, LTV의 경우(<그림 6>-(2))에는 우측 끝의 경우를 제외하고는 연체발생 집단과 미발생 집단의 분포가 큰 차이를 보이지 않고 있어, Kolmogorov-Smirnov 검정에 의한 귀무가설의 기각은 이에 기인한 것으로 보인다.

한편, DTI의 경우 연체발생 집단과 미발생 집단의 분포가 많은 차이를 보인다는 점에 착안하여, <그림 7>에서는 대출 이후 0~12개월, 0~24개월, 혹은 0~36개월 사이에 연체가 발생한 적이 없는 배타적이지 않은 세 집단에 대하여 각각 굵은 실선, 가는 실선, 그리고 점선으로 구분한 후 각 집단 구성원의 DTI 분포를 표시해 보았다. 그 결과 시간이 경과함에 따라 분포의 오른쪽 꼬리 부분이 상대적으로 얇아

아지고, 왼쪽 부분은 두터워지는 현상이 나타난다. 이는 시간의 흐름에 따라 높은 수준의 DTI를 지닌 차주의 비중이 상대적으로 줄어드는(연체발생 그룹으로 빠지는) 경향이 있는 것으로 해석될 수 있다.

<그림 7> 12개월, 24개월, 36개월 이내 최초 연체가 발생하지 않은 차주의 DTI 분포



이제 첫 연체 발생여부 및 시점을 기준으로 DTI와 LTV의 분포만을 비교한 앞서의 분석을 확장하여 동일한 작업을 금리조건 별, 혹은 상환조건 별로 구분하여 실시한다. 먼저, 금리조건은 고정, 변동 및 혼합(초기 3-5년 간 고정금리를 적용하다 이후 변동금리로 전환하는 경우)금리의 세 가지로 구분되나, 자료의 기준이 된 2003년 당시 고정 금리 상품이 아직 보편화되지 않았던 점을 감안하여 변동 금리와 변동금리 외의 경우로 구분하였다. 다음으로 상환조건은 원금균등분할, 원리금분할, 일시상환의 세 종류로 구분하였다.

<표 12>는 이와 같이 자료를 구분하여 각각의 경우 일정 기간 내에 연체가 발생한 건수와 그렇지 않은 건수가 얼마인지를 알려주고 있다. 여기서 특기할 만한 점은 원리금분할방식과 일시상환방식의 경우 전체 건수에 비해 최초 연체 발생 건수가 확연히 다르다는 점이다. 이는 원리금분할방식 자체가 연체 발생 위험을 줄인 측면도 물론 있겠으나 원리금분할방식 대출의 대부분이 장기 대출이란 점도 크게 작용한 것으로 보인다²³⁾.

23) 현재와 같은 DTI 상한 규제는 그 자체로 차주의 부채부담을 인위적으로 줄여 연체 위험을 줄여준다. 하지만 이런 맥락에서 보면 DTI 상한 규제가 대출만기의 장기화를 유도하고 이로 인해 연체율이 더 낮아진 측면도 부정할 수 없을 것이다.

〈표 12〉 금리조건별, 상환조건별 최초 연체발생 건수

		12개월 이내			18개월 이내			24개월 이내		
		미발생	발생	전체	미발생	발생	전체	미발생	발생	전체
금리 조건	고정 금리	0	1	1	0	1	1	0	1	1
	변동 금리	855	88	943	801	142	943	764	179	943
	혼합 금리	88	10	98	88	10	98	88	10	98
	전체	943	99	1,042	889	153	1,042	852	190	1,042
상환 조건	원금 분할	68	5	73	63	10	73	61	12	73
	원리금 분할	402	23	425	397	28	425	397	28	425
	일시 상환	480	71	551	435	116	551	400	151	551
	전체	950	99	1,049	895	154	1,049	858	191	1,049

다음으로 금리 조건별, 상환 조건별로 세분화하여 연체발생그룹과 연체미발생 그룹의 DTI와 LTV의 조건부 분포(부록 참조)를 분석한 결과는 다음과 같이 정리된다. 먼저, 변동금리만을 대상으로 한 DTI 및 LTV 분포도는 이전과 크게 다르지 않으며 특히 DTI값에 따라 연체가능성이 유의하게 달라질 수 있음을 확인하였다. 이는 우리나라 주택금융시장에서 금리의 변동에 따라 가계의 부채상환부담에 직접적으로 연결되는 변동금리 상품이 압도적인 비중을 차지하고 있기 때문인 것으로 판단된다. 또 다른 시각에서 보면 일시상환방식이 대출의 대부분을 차지하고 있으며, 일시상환방식 대출의 경우 짧은 만기로 인해 DTI가 타 상환방식에 비하여 상대적으로 높은 수준을 유지하고 있어(그림 3 참조), 이로 인해 다시 연체율이 높아지는 현상이 일어났을 가능성을 배제할 수 없다. 반면, 변동금리 외(고정+혼합) 대출을 대상으로 한 경우에는 연체 발생건수가 20여 개에 불과하여 DTI 및 LTV 분포도의 신뢰성이 떨어지므로 어떤 판단을 내리기 어렵다.

다음으로 상환조건 별로 구분하여 DTI 및 LTV 분포도를 비교한 결과 높은 DTI 뿐 아니

라 높은 LTV 역시 연체율을 높이는 역할을 수행하고 있음을 확인하였다. 물론 원금균등분할이나 원리금분할방식의 경우 연체 발생 경우의 수가 30미만이므로 이들에 대한 분포도가 신뢰성을 갖기는 어렵다는 한계를 지닌다. 그러나 원금균등분할이나 원리금분할방식의 경우 뿐 아니라 경우의 수가 충분히 확보된 일시상환의 경우에도 이와 같은 패턴이 감지되고 있다. 특히 원리금분할상환의 경우 <그림 4>로부터 확인된 바와 같이 다른 상환방식에 비하여 상대적으로 높은 LTV를 유지하고 있으므로, 높은 LTV로 인해 연체율이 높아질 가능성이 높을 것으로 이미 예상되어 왔다. 여하튼 상환 조건별로 구분하는 경우 LTV 역시 연체발생 가능성과 상당한 인과관계를 가짐을 확인할 수 있다는 점에서 전절의 분석결과와 일치한다.

IV. 결 론

외환위기 이후 빠른 속도로 팽창된 가계대출, 그중에서도 주택담보대출로 인해 위협받는 금융시장의 안정성을 회복하기 위해 금융·통화 정책당국이 동원 가능한 수단은 금리와 LTV·DTI 등의 규제를 들 수 있다. 먼저 금리의 조정은 주택 신규 구매, 차환대출 및 기존 차주에게 영향을 미칠 뿐 아니라, 경제의 다른 부분에까지 그 영향을 널리 미친다는 측면에서 상대적으로 덜 선호된다. 특히, 금리의 인상은 기존 차주의 부채상환부담을 가중시킨다는 점에서 더욱 그러하다. 반면, LTV 또는 DTI의 조정은 신규 및 차환 대출자에게만 영향을 미친다는 점에서 금리의 조정에 비해 영향의 폭이 제한되어 있어 선호된다.

이에 본 연구는 외부로부터 금융시장의 안정성을 유지하기 위한 기제로서 LTV·DTI 등에 대한 규제를 인식하고, 실제 차주별 대출자료를 사용하여 이들이 의도한 바와 같이 그러한 순기능을 수행하는지를 검증하고자 시도하였다. 기존의 총량 중심의 자료 분석의 한계를 벗어나, LTV와 DTI가 담보대출의 안정성에 미치는 영향을 다양한 특성변수와 함께 살펴본 결과, LTV와 DTI가 가계대출 연체율과 관계를 갖고 있음을 확인하였다. 따라서 개별 금융기관의 자율적인 신용평가능력이 갖추어지고 금융업계 전반에 걸쳐 적정 수준의 LTV와 DTI에 대한 인식이 공유될 때까지는 적어도 LTV와 DTI에 대한 상한 설정을 통해 주택담보대출의 안정성을 보장하는 것은 불가피해 보인다²⁴⁾.

더불어 본 연구에서는 주택담보대출의 상환조건과 만기구조가 밀접한 상관관계를 가지

며, 이로 인해 상환조건별로 주택담보대출의 취약 부분이 달라질 수 있음을 보였다. 예를 들어, 일시상환의 경우 가격 변동에 취약하기 때문에 금융기관의 입장에서는 LTV를 낮게 유지하고자 하는 반면, 원리금분할상환은 소득 충격에 취약하여 금융기관과 가계 모두 DTI에 관심을 갖는 모습이 자료로부터 관측된다.

이는 앞서 살펴본 바와 같이, 일시상환의 경우 상대적으로 짧은 만기로 인해 차환시점이 보다 빈번하게 발생하며, 이때 발생하는 가격하락 위험은 차주의 소비 평탄화(consumption smoothing)를 크게 방해할 우려가 있기 때문이다. 또한 일시상환의 경우 DTI 계산에 있어 만기시점에 지급되어야 할 원금이 평탄화되어 만기시점까지 골고루 배분되는 것으로 가정하기 때문에 DTI가 차주의 부담능력(affordability)을 과소평가하는 경향이 있으며, 이는 차주와 은행 모두 인지하고 있는 바이다. 따라서 양자가 암묵적으로 일시상환에 있어 DTI 측면에서 관대해지는 경향이 존재한다.

반면, 원리금분할상환방식 대출의 경우 만기가 장기인 경우가 대부분이므로 어느 정도는 자연스럽게 DTI가 낮게 유지되는 효과가 있다. 또한 원리금분할상환의 속성상 대출 개시 후 시간이 경과함에 따라 대출잔액규모가 줄어들어 LTV는 떨어지게 된다. 따라서 대출 개시시점에서 LTV를 다소 높게 유지하는 측면이 있다. 이런 점들을 종합해 볼 때 금융감독당국은 일시상환대출의 경우에는 DTI 쪽에, 원리금분할상환대출은 LTV 쪽에 주의하는 등 상환조건별로 DTI 및 LTV에 대한 규제를 차별화시킬 필요가 있어 보인다.

24) DTI와 LTV는 대출결정시 사용되는 주요 기준의 하나로, 원칙적으로 이에 대해 규제를 부과하기보다는 금융기관이 자율적으로 그 반영 정도를 결정할 사항이다. 따라서 DTI 및 LTV에 대한 금융감독당국의 명시적인 상한 규제가 없다고 하여 DTI와 LTV가 그 역할을 잃는 것이 아님은 분명하다. 이미 알려진 바와 같이, 미국의 경우 적합 대출(conforming loan)에 대한 DTI 상한은 금융업권 자율로 결정되는 것으로 알려져 있다.

참고문헌

- 고성수·윤여선, 「주택금융규제가 소득분위별 주택소비에 미치는 영향」, 『부동산학연구』, 제14집 제2호, 2008, pp.57-74.
- 고성수·정완성·최은영, 「모기지보험제도의 효율적 운영을 위한 적정 LTV설정 및 시장효과 전망에 관한 연구」, 『주택연구』, 제14권 제1호, 2006, pp.215-235.
- 김영철·최내영, 「장기주택금융의 차용계약이 가구의 주택소비에 미치는 영향에 관한 연구」, 『국토계획』, 제39권 제1호, 2004, pp.223-233.
- 김현정, 「우리나라 가계부채의 특징과 민감도 분석」, 『한국경제포럼』, 제 3권 제3호, 2010, pp.77-94.
- 남명수·여운현, 「부동산가격 변동이 은행 대출 및 경영성과에 미치는 영향」, 『기업경영연구』, 제14권 제2호, 2007, pp.189-200.
- 박창균·연태훈·허석균, 『최적 자산이득과세에 관한 연구: 가계 자산 보유와 자산과세』, 정책연구시리즈 2006-10, 한국개발연구원, 2006.
- 박연우·방두완, 「스트레스 테스트와 Monte Carlo 시뮬레이션을 통한 국내금융기관의 주택 담보대출 신용위험분석」, 『주택연구』, 제19권 제4호, 2011, pp.105-135.
- 방두완·박세운·박연우, 「한국 모기지시장의 채무불이행과 조기상환 분석」, 『금융연구』, 제24권 제4호, 2010, pp.87-118.
- 배영목, 2011, 「가계부채 상환부담의 분포와 추이」, 『경제발전연구』, 제 17권 제1호, pp. 87-120.
- 신상영·이성원, 「주택자금 대출규제가 주택구입능력에 미치는 영향: 서울시 아파트를 중심으로」, 『국토연구』, 제54권, 2007, pp.139-155.
- 심종원·정의철·정현정, 「주택담보대출을 연체율 결정 요인에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 제15집 제2호, 2009, pp.81-96.
- 위정범·백흥기, 「금리정책과 부동산담보대출 연체율」, 『기업경영연구』, 제15권 제2호, 2008, pp.17-40.
- 이지언, 『우리나라 은행산업의 스트레스 테스트를 통한 주택대출의 신용위험관리』, 한국금융연구원, 2005.
- 조만, 「모기지상품과 주택구입용이도: 상관관계 및 정책과제에 관한 연구」, 『주택연구』, 제

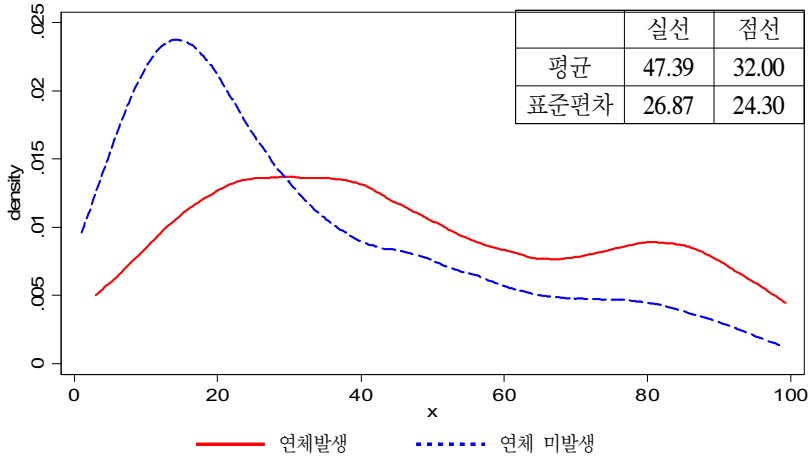
- 17권 제1호, 2009, pp.119-159.
- 지규현·김정인·최창규, 「주택담보대출 위험관리를 위한 차입자 특성 분석」, 『국토계획』, 제41권 제4호, 2006, pp.117-128.
- 지규현·최창규, 「담보인정비율(LTV)과 차입자 속성이 주택담보대출의 채무불이행에 미치는 영향에 대한 연구」, 『한국지역개발학회지』 제19권 제3호, 2007, pp.213-228.
- 최막중·지규현, 「주택금융의 활성화가 가구의 주택수요에 미치는 영향」, 『국토계획』, 제36권 제7호, 2001, pp.85-99.
- 최막중·지규현·조정래, 「주택금융 제약이 주택소비규모와 점유형태 선택에 미치는 영향에 관한 실증분석」, 『주택연구』, 제10권 제1호, 2002, pp.33-48.
- 통계청, 『가계금융조사』, 2011.
- 한국개발연구원, 『부동산시장 동향분석』, 제2권 제2호., 2012.
- 한국은행, 『금융안정보고서』, 각 호.
- 허석균, 「금융안정성 측면에서 바라본 주택담보대출」, 『한국경제포럼』, 제 3권 제 3호, 2010, pp.3-29.
- Bajari, P., C. S. Chu, and M. Park, “An empirical model of subprime mortgage default from 2000 to 2007”, Working paper no.14625, NBER, 2008.
- Chan, Y. S., and G. Kanatas, “Asymmetric valuations and the role of collateral in loan agreements”, *Journal of monetary, credit and banking* 17(1), 1985, pp.84-95.
- Coleman, A., N. Esho, I. Sellathurai, and N. Thavabalan, “Stress testing housing loan portfolios: a regulatory case study”, Working paper, APRA, 2005.
- Epley, D. R., K. Liano, and R. Haney, “Borrower risk signaling using loan-to value ratio”, *Journal of real estate research* 11(1), 1996, pp.71-86.
- Furstenberg, G. M. von, and R. J. Green, “Home mortgage delinquencies: a cohort analysis”, *Journal of finance* 29(5), 1974, pp.1545-1548.
- Furstenberg, G. M. von, “Default Risk on FHA-Insured Home Mortgages as a Function of the Terms of Financing: A Quantitative Analysis”, *Journal of finance* 24(3), 1969, pp.459-477.

- Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, "Moral and social constraints to strategic mortgages", Working paper no.15145, NBER, 2009.
- Jackson, J. R. and D. L. Kaserman, "Default risk on home mortgage loans: a test of competing hypotheses", *Journal of risk and insurance* 47(4), 1980, pp.678-690.
- Ji, Kyu-Hyun and Choi, Chang-Gyu, "Effect of LTV and Borrower's Character for Mortgage Default in Korea Empirical Study from 2001 to 2003", *Journal of Korean Regional Development Association*, 2007.9(3), pp. 213-228.
- Laker, J., "The resilience of housing loan portfolios", APRA's "stress test" results, 2003.
- Quercia, R. G., and M. A. Stegman, "Residential mortgage default: a review of the literature", *Journal of housing research* 3(2), 1992, pp. 341-379.
- Stansell, S. R., and J. A. Millar, "An empirical study of mortgage payment to income ratios in a variable rate mortgage program", *Journal of finance* 31(2), 1976, pp.415-425.
- Vandell, K. D., "Default risk under alternative mortgage instruments", *Journal of finance* 33(5), 1978, pp.1279-1296.

[부록] 변동금리여부 및 상환조건별 연체발생그룹과 미발생그룹의 DTI · LTV 분포 비교

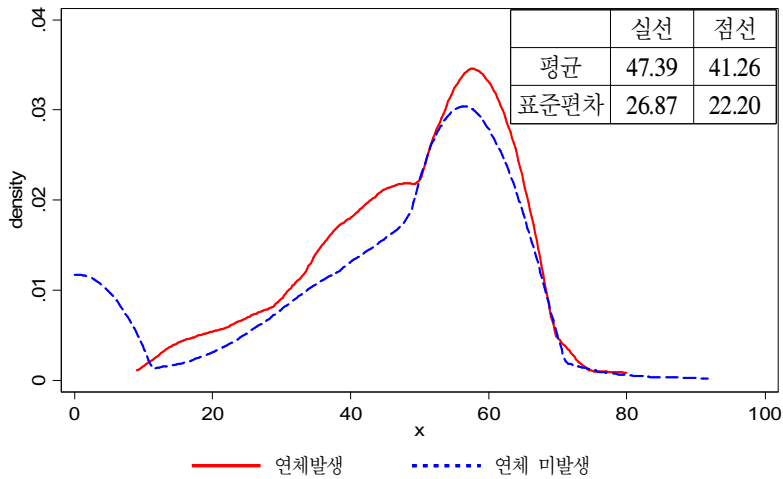
〈그림 A-1〉 24개월 기준 연체발생: 금리조건별

(i) DTI: 변동금리



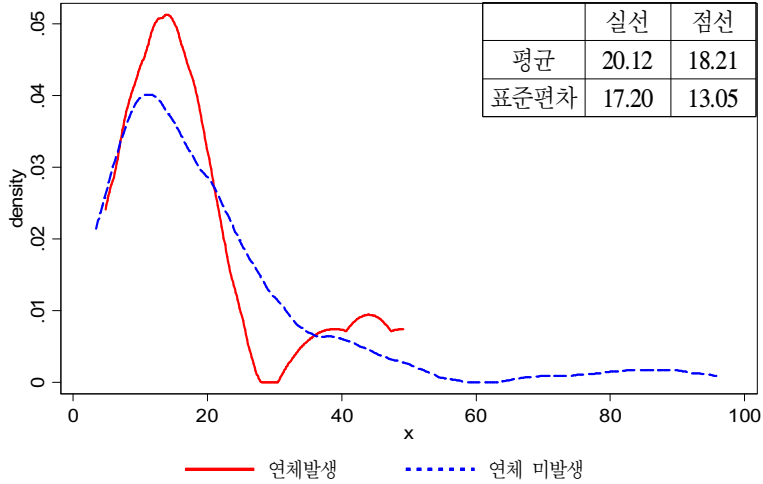
주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(ii) LTV: 변동금리



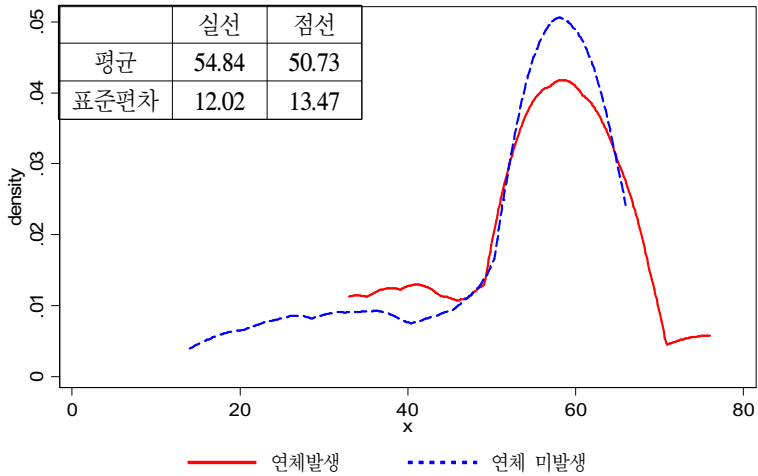
주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(iii) DTI: 변동금리 외(고정, 혼합)



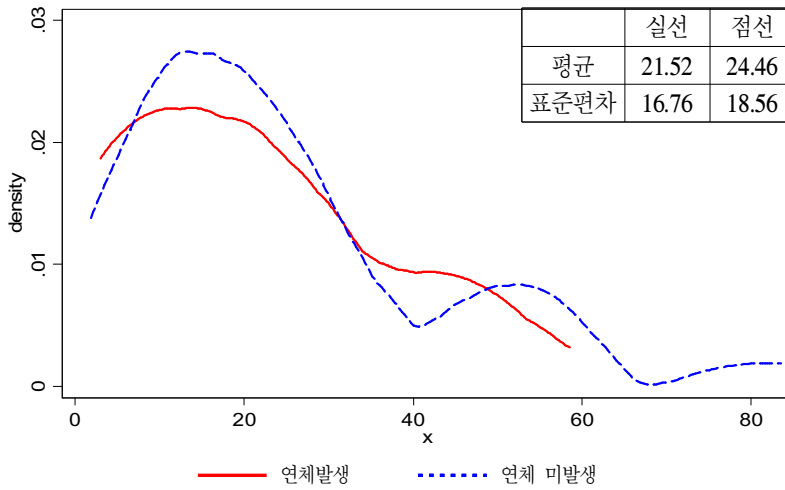
주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(iv) LTV: 변동금리 외(고정, 혼합)



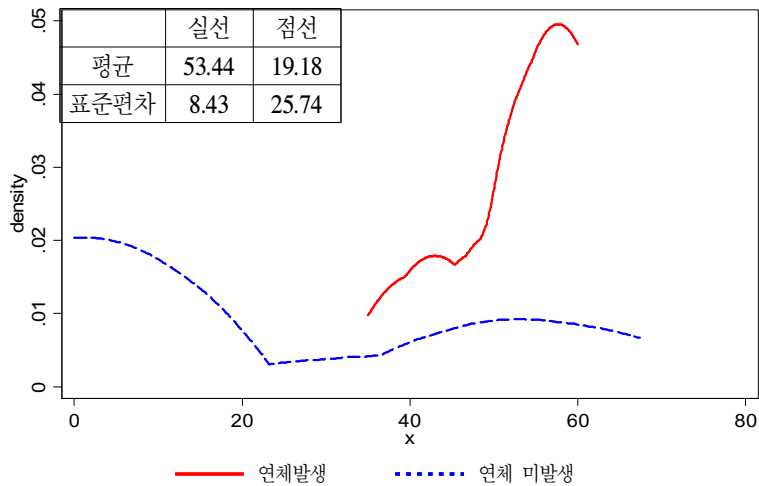
주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(i) DTI: 원금균등분할



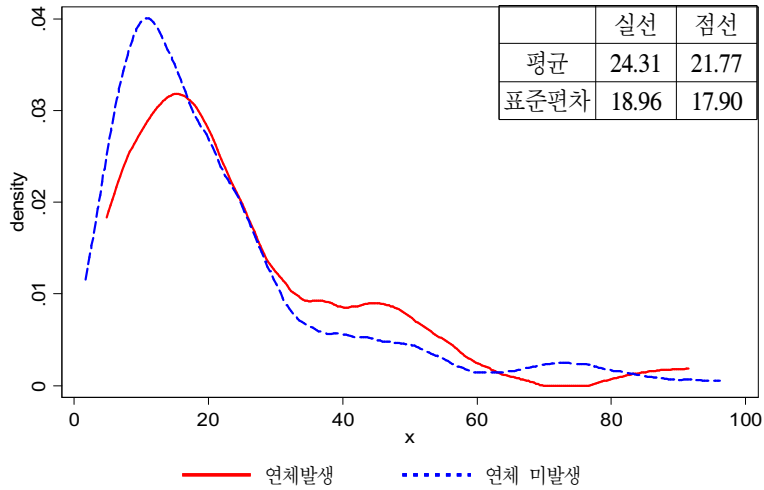
주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(ii) LTV: 원금균등분할



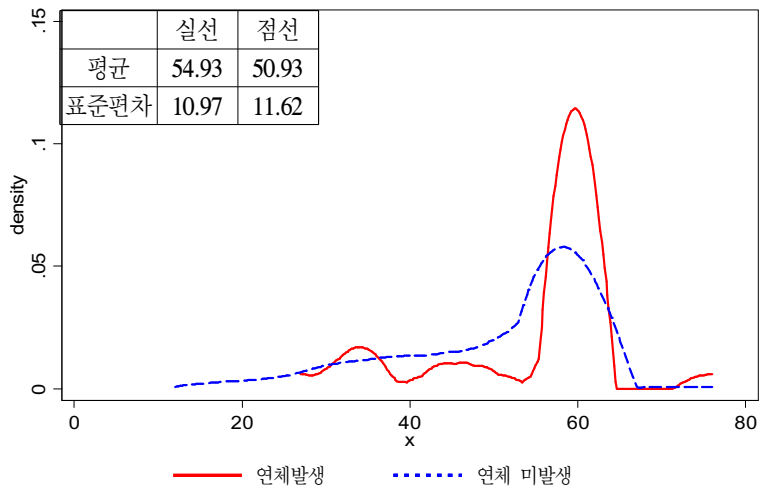
주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(iii) DTI: 원리금분할



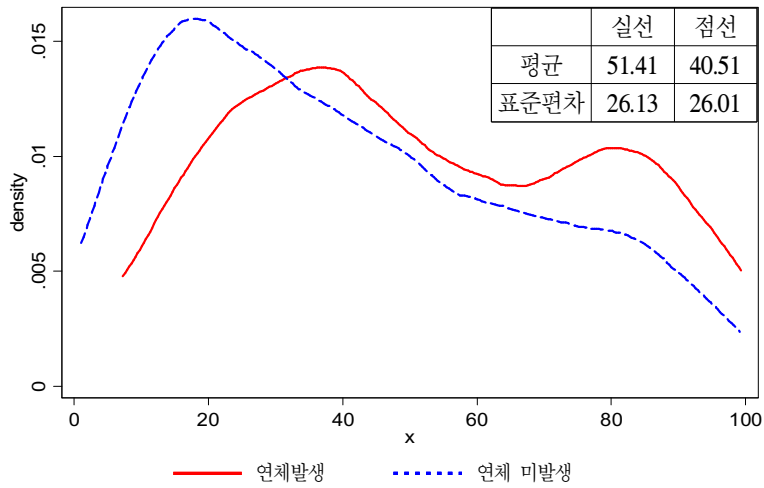
주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(iv) LTV: 원리금분할



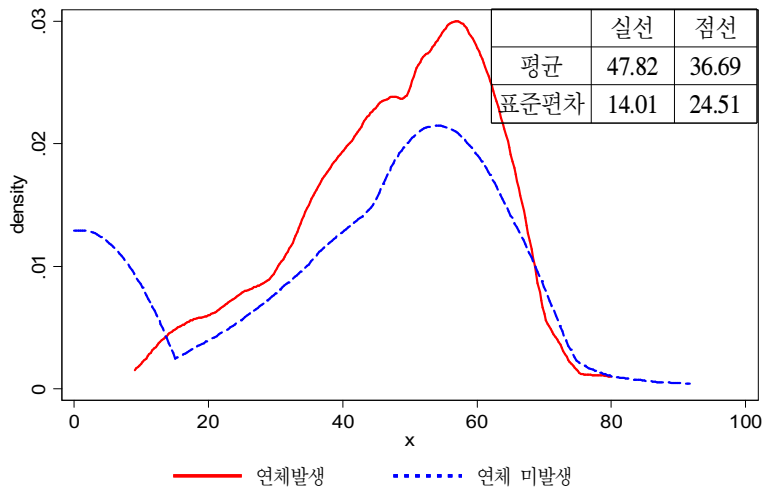
주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(v) DTI: 일시상환



주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

(vi) LTV: 일시상환



주: 실선은 24개월 이내에 최초로 연체가 발생한 경우이며, 점선은 그렇지 않은 경우임.

Journal of Regulation Studies Vol.21 No.2 December 2012

The effects of DTI, LTV, and Contract Types on the Delinquency of Loans Secured by Residential Property

Seok-Kyun Hur

The housing finance market of Korea is deemed to be vulnerable to external risks. Combined with high burden of household debts, it may jeopardize the whole financial system. This study, based on this perception, identifies major determinants of loan delinquency from individual lending data. Compared with the existing empirical research on the same issue, the paper distinguishes itself by including loan characteristics as well as DTI and LTV for explanatory variables. The loan characteristics are proxied by maturity, payment, and the level and the variability of interest. Empirical results confirm that high levels of LTV and DTI both raise the probability of delinquency whereas a long-term amortizing mortgage tends to lower the probability. These results provides support that the government programs taken since 2000s, such as setting DTI ceilings and propagating long-term amortizing mortgage programs, should be pursued in the same direction.

Key words: LSRP, Delinquency, Bullet Mortgage, Amortizing Mortgage, LTV, DTI

JEL Classification: D12, D14, G11

