

개인 소비 지출 및 소득 충격에 의한 채무 불이행 행태 분석

유재인* · 정호성**

<요약>

본 연구에서는 개인 채무 불이행 행태의 결정요인 중 소비 지출 및 소득 충격의 역할을 실증적으로 분석하였다. 특히 본고에서는 개인의 채무 불이행 확률을 분석하기 위해 개인별 신용관리 대상 미해제 계좌 보유 기간에 미치는 주요인을 포아송 회귀 모형으로 분석하였다. 개인별 채무 불이행 개인별 신용활동에 관한 개인 미시정보를 포함하는 한국은행 가계부채 DB와 개인별 인구학적 특성과 소비, 지출, 자산 등의 정보를 제공하는 한국노동패널조사를 결합한 자료를 활용하였다. 두 자료에서 공통적으로 제공하는 거주 지역, 성별, 나이, 연체확률 등을 이용하여 소득 성향점수를 구성한 후 일대일 매칭을 통해 결합하였다. 분석 결과 본 개인이 신용관리 대상 계좌를 장기적으로 보유하고 있을 확률을 높이는 데 신용점수, 소득 수준이 주요한 요인으로 나타났다. 이 결과는 분기별 개인의 신용관리대상 미해제 등록 건수, 미해제 연체 총 건수에 미치는 요인을 로짓, 고정효과모형으로 분석한 결과와 일치한 시사점을 제공하고 있으나 본 연구 모형에 의해 추정된 개인별 채무 불이행 확률은 실제 개인 파산, 개인회생 및 기타 신용회복지원 확정 총 건 수와는 유의한 상관관계를 보이는 데 자료적 한계를 지니고 있었다.

<주요용어>

채무, 불이행, 파산, 소비, 소득, 충격

* 부교수. 아주대학교 금융공학과. janeyoo@ajou.ac.kr.

**연구위원. 한국은행 경제연구원. hschung@bok.or.kr.

I. 개요

최근 가계 부채가 지속적인 증가세를 보임에 따라 향후 예상되는 거시경제 환경 변화에 따른 가계 채무불이행 위험 발생 가능성이 증가하고 있다 (강호석·정혜리, 2013; 김영일·전경희, 2018). 2008년 미소금융을 시작으로 저신용·저소득 서민·취약계층에 대한 금융 접근성 제고와 금융 부담 완화를 위해 서민 금융상품을 정책적으로 도입하고 정책상 사적채무조정제도의 개선안을 강구하고 있으나 효과성은 아직까지 미흡한 편임에도 불구하고 (금융위원회, 2018) 흔히 개인 신용 대출은 은행 창구에서 이루어지는 마이너스 통장의 개설부터 소액 단기 온라인 신용 대출 등 여러 채널로 확대된 것을 발견할 수 있다. 이는 가계의 신용에서 비롯한 추가 유동성 확보는 잠재적 채무자의 신용도 측정에 관한 기술의 발달과 다양한 마케팅 기법에 의하여 가능했던 것으로 보인다 (Gross and Souleles, 2002; Durkin, et al., 2014).

채무자의 채무 불이행 및 연체 확률은 곧 채무자가 지급불능 상태에 빠졌을 때, 채무자의 담보가 없는 상태에서 채무의 원금과 이자 비용을 회수할 가능성과 직결되며 채무자의 인구학적 성격과 소비 및 저축 행태 등으로 채무를 연체할 확률을 추정할 수 있다. 채무자의 채무 변제 의지는 채무자의 도덕성, 성실성 등 기타 인구학/경제학적 변수로 설명할 수 없는 요인들과 깊은 관련이 있으나 이들의 채무 불이행 확률을 결정짓는 영향력을 직접 측정할 수 없다고 해서 통제하지 못하는 것은 아니다. 이를 테면 Kehoe and Levine (1993), Kocherlakota (1996) 및 Alvarez and Jermann (2000)에서는 불완전 정보 계약 하에서의 적절한 유인 메카니즘을 설계하여 채무자들의 성실 채무 이행 행태를 유도할 수 있다. 위 저자들이 제안한 유한 책임 모형 (limited commitment model)에서는 매 시점 채무자들의 채무 불이행 결정을 했을 경우 금융 시장 참여 제한 가정을 부여하고 불이행 이후부터 생애 마감 시까지의 기대 소비는 채무불이행 채무자의 향후 소득 흐름에 의하여 좌우되므로 이를 현재 이자율로 할인한 가치가 채무 불이행 결정을 내리지 않았을 경우 (금융시장에 참여가 지속적으로 가능한 경우)와 비교하여 결정 변수를 내생적으로 설계하고 있다.

따라서 채무자의 채무 불이행 또는 채무 이행 연체 확률 추산 문제의 원리와 해답은 근본적으로 잠재적 채무자들의 미래 불확실 소득 흐름을 실증자료와 부합하도록 설계하는 문제로 귀결된다. 생애 가용 자원이 주어진 상태에서 생애에 걸쳐 최대한 매끄러운 소비 수준을 유지하는 것이 한 개인의 합리적인 효용 극대화 전략이라고 보았을 때, 한시적으로 생애 평균 소비 수준을 지탱하기 어려운 차입 가구는 무리한 차입을 감행할 가능성이 크다. 그러나 이 개인의 채무 불이행 확률은 신용, 대부 시장을 포함한 금융 시장의 거래 형태와 환경뿐만 아니라 채무자의 채무 이행 능력과 의지에 의존한다. 예컨대, 채무자의 나이가 어려서 축적한 자산이 적고 생애 평균 소비 수준에 비해 작은 소득을 벌어들이고 있다고 하더라도, 채무자의 장기적인 소득 추이를 감안한 미래 소득의 현재 가치 합산 금액이 충분히 크다면 금융 기관은 이 잠재적 채무자의 유동성 제약을 제거할 수 있을 만한 대출을 감행할 수 있다. 나아가 이 젊은 채무자의 채무 이행 의지를 은퇴 후 자산이 많은 개인의 채무 이행 의지와 비교해 보았을 때, 낙인 효과 등 향후 금융 시장에서 개인 신용도 개선에 따른 효용을 고려하였을 때 어린 채무자의 이행 의지

와 노력이 은퇴 후 채무자의 그것보다 크기 때문에 이를 고려한다면 생애 중 시작 단계에 있는 잠재적 채무자의 채무 불이행 확률이 나머지 개인들에 비해 높지 않다.

본 연구에서는 채무 불이행 행태를 분석하기 위해 신용관리대상 미 해제 연체 계좌 보유 유무, 연체 총 금액, 및 미 해제 건 중 최장 등록기간에 미치는 개인의 인구학적·경제학적 특성 변수들의 유의성을 검토하였다. 특히 본 연구에서는 기존 연구에서는 정태적인 소득과 대출 금액 등에 근거한 가계부의 재무적 특성에 의한 채무 불이행 확률을 추정한 것과 달리 개인별 패널 자료를 활용하여 시간에 따른 소비와 소득의 변화 증감 추이와 변화량을 산출하고 이를 불이행 위험 분석 모형에 추가하여 소득과 소비 충격에 따른 채무 불이행 확률을 분석하였다. 또한 개인의 인구학적·경제학적 특성으로는 통제하기 어려운 개인의 도덕성, 성실성을 대표할 수 있는 개인 신용 점수, 세금체납확정 총 건수 및 세금체납 확정 총 금액을 통제 변수로 포함시켰다. 신용관리대상 미 해제 연체 계좌 건 최장 등록 기간은 푸와송 회귀분석을 통해 분석하였으며, 미 해제 연체 계좌 보유 유무와 연체 총 금액은 각각 고정효과를 고려한 로짓 패널 회귀분석과 선형회귀분석을 통해 독립변수들의 결정력을 분석하였다.

본 연구에서는 미시적 동적 소비, 소득 변화 추이를 가능하기 위하여 한국노동패널조사를 이용하였다. 노동패널조사에서는 개인과 가구 별 소비, 소득, 자산 및 인구학적 특성 자료를 제공하고 있으나 개인 신용점수, 신용관리 대상 미해제 여부 등 채무 불이행 행태를 대변하는 변수는 제공하고 있지 않다. 따라서 채무 불이행 관련 자료를 보완하기 위하여 한국 노동 패널 조사와 한국은행 가계 신용 DB자료의 신용 대출, 개인 파산 및 채무 불이행 자료를 연결하여 사용하였다. 두 데이터가 제공하는 자료는 공통적으로 국내 가계 대표자들의 연령, 성별, 거주지 주소(우편번호 앞 3자리 혹은 시군구 정보까지), 소득, 부채 총액 등의 정보를 제공하고 있어 두 자료의 결합을 통해 양 데이터의 단점을 보완하고 장점은 부각시킬 수 있게 되었다. 노동패널을 이용한 가계 특성에 따른 집단 별 소득 추정에 대한 연구는 김정훈·김윤식·이다점(2015), 최바울·김성환(2009), 김진욱·정의철(2009) 등에서 찾아볼 수 있으나 본 연구에서는 궁극적으로 동적 소득 추정 함수를 통해 가계 혹은 개인 별 신용 대출 양과 횟수 및 채무 불이행 행태 및 확률을 추정하는 데 주안점을 두어 기존 연구 동기 및 결과와의 차별성을 가진다.

본 연구의 분석 결과에 따르면 개인의 이혼, 소득 대비 소비 지출의 급증이 신용관리대상 미 해제 계좌 등록 기간을 증가시키는 데 유의한 영향을 끼치는 것으로 나타났다. 이 요인들의 유의한 역할은 채무자의 나이, 소득 증감과 변화량 등이 유의하지 못한 영향력을 끼치는 것과 대비된다. 본 연구 결과에 따르면 개인 신용 점수가 높을 경우와 소득이 평균보다 큰 경우 채무를 불이행 할 확률을 줄이며 일시적으로 신용관리대상으로 지정되었더라도 등록기간을 줄이는데 유의한 역할을 한다. 개인의 도덕성 및 성실성 등을 가늠할 수 있는 신용 점수와 세금 체납 확정 총 건 수 등도 채무 불이행 확률을 좌우하는 데 유의한 영향력을 끼치는 것으로 나타났다. 본 연구 결과에서 주요인으로 선별된 이혼 상태 및 급작스러운 개인 소득 대비 소비 지출 금액의 증가는 기존 연구들에서 밝혀진 개인파산 신청자들의 특성과도 깊은 관련성이 있다. 2000년대 중반 이후전세계적으로 급속하게 증가한 (김영준, 남주하, 김상봉 2013) 개인파산 신청자의

채무 및 소득, 자산 구조를 분석한 결과¹⁾에 따르면 갑작스러운 실업, 이혼, 질병으로 인한 금전적 지출의 급격한 증가가 채무자들이 개인파산을 신청하는 주요인으로 밝혀졌다. 이러한 소비 지출 및 소득 관련 충격 사건들은 먼저 개인이 장기적으로 채무를 불이행 또는 연체 상태를 지속할 수 밖에 없는 요인으로서 주요하게 작용하고 이 중 특히 과도한 채무로 인하여 정상적인 경제활동과 금융시장 참여 활동을 기대할 수 없는 소비자들이 공적채무조정제도를 통해 채무를 변제받고자 하기 때문이다. 한편으로 파산법이 완화되었을 시점에 개인파산 신청자가 급증한 통계에 따르면²⁾ 개인파산 절차를 밟는 데 드는 기회비용을 포함한 총 비용을 감안하였다더라도 제도를 통해 받는 혜택이 크면 개인파산을 신청하는 유인이 된다. 본 연구에서는 개인 채무 불이행 위험을 증가시키는 요인을 통해 채무조정제도를 신청하는 채무자들의 특성을 분류해보고, 이를 통해 채무조정제도의 실효성에 대해 진단하는 근거를 제시하고자 로짓 패널 회귀 분석 후 미 해제 연체 계좌 보유를 소유할 확률을 추정한 후 이 추정 확률과 채무조정제도에 의거한 파산/면책 확정 총 건 수, 개인회생확정 총 건 수와의 선형 관계를 추정하였다. 나아가 궁극적으로 사회적 안정망으로서의 공적채무조정제도(개인 파산 및 회생) 제고방안 (Livshits et al. 2010; Athreya et al. 2018; Eraslan et al. 2017 참고)을 모색하는 데 방향성을 제시한다.

본고에서는 II 장에서 관련 선행연구의 주요 결과를 정리하고 본 연구의 차별성이 무엇인지 논한다. III장에서는 개인 채무 불이행 선택 및 파산에 관한 이론 모형을 제시하고 이를 바탕으로 실증 분석 모형과 분석 방법을 제시한다. IV장에서는 자료 출처, 자료 결합 과정 및 자료의 기본적인 통계량에 대해 정리하였다. V장에서는 실증 분석 결과를 정리한 후 공적채무조정제도 제고 방안에 대한 분석 결과의 함의를 논의하였다. 마지막으로 VI장에서 본 연구의 결론을 정리하였다.

II. 기존 연구 및 연구주제 설정

국내에서도 가계부채의 수준, 증가속도에 대한 우려가 커지면서 채무 불이행 위험 결정요인에 대한 실증분석이 이루어졌다. 가계 부채 증가 추세와 관련있는 거시 경제적 환경의 변화 및 충격, 그리고 이에 따른 민간의 저축과 소비의 추세에 대한 연구들이 많이 진행되었다. 이러한 연구들은 대부분 가계 부채 총량을 포함한 거시 데이터 - 한국은행 가계신용통계와 자금순환통계의 가계 및 비영리단체 부채통계를 이용한 분석이 선행되었다. 거시 자료를 이용한 분석은 가계와 개인의 이질적·내재적 특성을 고려하지 않고 진행되기 때문에 연령, 소득, 신용등급에 따른 부채 유무, 목적 및 상환 능력 등에 나타나는 차이점을 분석에 반영하기 어렵다.

2011년 이후 통계청 가계금융복지조사와 금융, 신용정보회사등의 계좌 단위 정보를 포함한 미시자료들을 이용한 연구들(예컨대, 최필선·민인식, 2008; 유경원, 2009; 김우영·김현정, 2010; 전승훈·임병인, 2012; 홍기석, 2013)이 등장하였다. 특히 유경원 (2009)에서는 가계금융자산조사를 이용하여 가구 수준의 자산과 부채 간 상관 관계를 분석하였다. 유경원(2009)에서는 가계의 부

1) Sullivan, et al. (1989), Fay, et al. (2002) Livshits et al. (2010), Athreya et al. (2018) Eraslan et al. (2017) 등 참조.

2) 미국.

채규모가 클수록 부동산 자산이 많은데 비해 금융 자산 규모는 크지 않다는 점에서 유동성 제약 및 재무적 건전성의 취약점을 논하였다. 한편 김현정·김우영(2010)은 한국노동패널조사의 2000년 - 2007년 자료를 이용하여 가계부채의 보유 확률을 추정하고 부채규모, 소득 등을 동적 패널회귀분석을 시행하여 부채보유 상태 변화의 결정요인을 분석하였다. 김현정·김우영(2010)에서 추정한 가계부채 보유 확률은 생애주기가설에 따른 유동성 제약에 부합하는 것으로 나타났다. 특히 전기 부채를 보유하고 있는 확률이 높을수록 당기 부채 규모와 소득대비 부채 비율에 유의한 영향을 끼쳐 가계부채의 비가역성을 실증적으로 보였다.

한국 노동 패널과 가계금융복지조사는 기본적으로 서베이 자료들의 한계점을 지니고 있다. 나아가 이 자료들은 채무자의 연체 확률, 불이행되고 있는 채무량 등을 직접 제공하고 있지 않기 때문에 불이행 행태를 어떻게 정의 내리느냐에 따라 결과가 좌우될 수 있다. 가계부채의 특성과 연체 확률, 그리고 거시 경제적 환경 변화의 유기적인 연결점을 찾아내는 데 많은 어려움을 겪었다. 미시 자료들을 활용했다고 하더라도 주로 대부분의 실증분석은 가계 수준 자료를 바탕으로 채무 불이행 위험 요인을 추정하기 위하여 주로 가구 별 제 특성과 신용활동에 관한 가구 별 미시정보에 따른 평균적인 불이행 확률을 비교하였다. (이동걸 외, 2014; 김영일·전경희, 2018) 기존 연구에서는 소득 충격 등을 유발하는 경제 여건의 변화와 이 여건 변화에 대한 노출 정도와 대응 여력을 판별할 수 있는 가구 별 인구학적 특성 및 소득, 고용, 주거 특성을 분석하는 데 의의를 두었다. (함준호, 외. 2015; 김영일, 전경희 2018).

김영일·변동준(2012)는 코리아크레딧뷰로(이하 KCB)가 보유한 개인 별 신용 자료 중 50만명의 포문을 추출하여 가계부채의 취약성을 분석하였다. 분석 결과에 따르면 2008년 글로벌 금융 위기로 인한 거시경제적 충격에 따라 가구의 소득에 비해 부채가 상대적으로 빠르게 증가하는 추세를 보이고 있으며 특히 저소득층, 자영업 종사자 등의 채무자 비중이 비교적 크게 증가한 것을 보였다. 특히 대출업권별 분석에 따르면 비은행 부문 대출 비중이 상승하였고, 50대의 채무자 비중이 증가한 것으로 나타났다. 김영일·변동준(2012) 거시적 환경 변화에 따른 스트레스 테스트를 진행하였는데, 2008년 글로벌 금융 위기에 상응하는 충격이 주어졌을 때, 비은행권에서 차입한 자영업자, 다중 채무자를 중심으로 개인 채무자의 연체 발생 빈도가 2배 이상 증가하는 것을 보였다. 함준호 외 (2010)에서도 약 2,210만 명 (2009년 8월 기준)의 KCB에서 수집한 개인 별 신용 미시자료를 이용하여 금융권별, 지역별, 담보유무별, 신용등급 및 소득분위별로 가계부채의 경기 순응성이 어떻게 다르게 나타나는지 분석하였다. 분석 결과에 따르면 국내 가계대출은 실물경기변동에 순응하고 있으며 특히 수도권에 거주하며 비은행에서 다중 채무를 지고 있는 개인 중 중위 신용등급을 보유하고 비 주택 담보대출을 가진 중하위 소득분위 비주택담보대출 계정을 보유한 경우 주택경기지표에 강한 순응성을 보이고 있었다. 이 미시자료 분석 결과를 바탕으로 함준호 외 (2010)에서 제시한 개인 신용 정보에 거시경제지표를 결합한 거시정보 결합모형은 개인 신용 평가의 후행성을 개선하고 가계대출의 경기 순응성을 완화하는 데 유의한 효과가 있는 것을 보였다.

주택담보대출을 중심으로 가계 대출의 연체 및 부도에 관한 연구는 미국의 서브프라임 부도 충

격으로 인해 미국 자산 자료를 이용한 연구를 중심으로 2008년 글로벌 금융위기 이후 EU에서도 진행되었다. 서브프라임 위기가 고위험 차입자에 대한 무분별한 대출 (Mian and 너라, 2008) 연구 이후 담보 대상 주택에 대한 대출 잔액이 주택 가치를 초과하거나 (Elul, et al., 2010) 주택 구입이 실주거 목적이 아닌 경우 LTV 비율이 유독 높거나 원리금 상환 부담이 높은 경우 (McCarthy and Lydon, 2011) 연체 비율이 높았다.

유경원(2009), 김현정·김우영(2010)과 함준호 외 (2010) 연구 이후에도 국내 가계의 채무 불이행 위험 관련 연구 중 주택가격 지수 등 주택 경기지표에 민감하게 반응하는 가계 신용 등급에 초점을 맞추어 진행된 연구가 많다. 박연우·방두완(2011)은 한국신용정보(NICE)의 미시 자료와 주택금융공사의 주택경기지표를 활용하여 주택담보대출의 위험에 대한 분석을 실시하였다. 분석 결과 주택가격이 40% 이하로 하락하는 경우에는 대부분 가계가 낮은 자산가치대비대출비율(LTV)을 유지하고 있어 주택 경기 관련 거시적 환경 변화를 일으킬 수 있는 충격에도 주택담보대출 계좌들의 채무 불이행에 따른 유의한 손실이 발생하지 않았다. 김용선·임광규(2013)에서도 주택담보대출 계좌단위 자료를 이용하여 대출 규모 및 연체 결정 요인을 분석하였는데 특히 서울 지역을 중심으로 5개 대형 시중은행에서 일으킨 계좌 단위 자료 분석에 집중하였다. 김용선·임광규(2013)에서도 LTV와 소득대비대출(DTI)이 각각 70%, 40% 이상인 경우 채무의 연체가 유의하게 발생하였으며 이에 따라 관련 지표 규제가 연체발생확률을 낮추는 것을 보였다. 이동걸 외 (2014)에서는 KCB 자료를 이용하여 가구의 인구학적 속성, 가계부의 재무적 속성을 독립변수에 포함시키고 특히 주택담보대출의 속성을 고려한 연체 결정 요인과 가계부채의 취약성을 분석하였다. 이동걸 외 (2014)의 주요 분석결과는 기존 주택담보대출의 속성을 부각시킨 선행연구와 부합하는 것으로 나타났다. 이동걸 외 (2014)의 금리 시나리오 별 스트레스 테스트를 시행결과에는 극단적 충격 발생의 경우를 제외하고 금융 부문의 시스템 리스크 발생 가능성이 희박한 것으로 나타났다.

이후 차주의 특성에 따른 채무 연체 비율 분석도 활발히 이루어지고 있는데, 가구의 실업, 이혼, 건강 악화와 같은 예상치 못한 사건이 가계 대출 연체와 개인 파산 신청의 주요 원인으로 나타났다 (Christopher, 2009; Blanco, et al. 2012, Tian, et al. 2016) 국내 개인 파산 증가 원인을 분석한 논문은 주로 법경제학적인 관점에서 이루어진 분석이 대부분이다 (예컨대, 김성용, 2014; 윤덕주, 2017). 김영준, 외 (2013)에서는 Livishits, et al. (2010)의 개인 파산 균형 모형을 바탕으로 국내 자료를 이용하여 모수들을 추정한 후 정량적인 측면에서 개인 파산 신청 요인을 분석하였다. 김영준 외 (2013)의 모형 시뮬레이션 결과에 따르면 예기치 못한 실업, 이혼 및 건강 악화에 따른 진료비 등의 지출 급증으로 인한 소비와 소득 관련 충격은 개인 파산 신청을 유인하는 데 유의한 영향을 끼치지 못한 것으로 나타났다. 한편 대출 관련 거래비용의 감소와 사회적 오명과 같은 파산의 심리적 비용 및 변호사 선임비용 등을 포함한 파산 신청을 위한 거래 비용의 감소가 국내 파산 신청 비율을 상당히 상승시킬 수 있다는 것을 보여 2000년 이후 채무자 희생 및 파산에 관한 법률 (통합 도산법) 제정과 법률상담제도 시행 등으로 인한 파산 관련 비용 감소가 국내 개인 파산 증가 추세를 설명할 수 있다는 것을 보였다. 실제적으로는

연간 10만명 안팎의 채무자가 신용회복지원을 신청하고 있으며 (김성용, 2014) 2013년 10월 말 기준으로 국민 행복 기금 신청사는 247,000명으로 집계되고 있다. 김성용(2014)에서는 현행 도산법 상의 개인 도산 절차는 제도 및 실무 운용 측면에서 몇 가지 문제점을 안고 있다고 지적한다. 특히 지급 불능 상태에 빠진 개인 채무자의 상당수가 개인 도산 절차의 효용과 비용에 대한 정확한 이해를 하고 있지 못하며, 구체적인 법원 판결 사례를 통해 지급 불능 상태에 빠졌으나 수입이 없어 개인 회생을 신청할 수 없는 개인 채무자가 개인 파산을 신청하는 경우 법원이 이를 기각하거나 면책을 불허하는 사례가 증가하고 있다는 점을 지적하고 대신 상당수의 채무자가 사적 채무조정을 신청하고 있는 현황을 꼬집었다.

본 연구에서는 개인 파산 및 도산 절차를 신청하는 이유와 개인 채무 불이행 확률을 증가시키는 주요인 중 개인 별 소비와 소득 지출 변화의 함의를 분석하였다. 기존 국내 연구들은 개인 채무 불이행 확률을 분석하는 데 있어 주로 주택담보대출과 관련한 제도 및 스트레스 테스트 시나리오를 분석한 것에 비해 개인 채무자의 인구학적, 소비와 소득 지출 충격 특성 분석을 통해 개인 파산 제도의 사회적 안정망으로서의 기능 제고 방향을 논의하는 데 중점을 두었다. 개인 별 패널 자료를 이용하여 개인의 인구학적·채무적 특성뿐만 아니라 Livshits et al. (2010)에서 강조한 소비지출 및 소득 충격 크기에 따른 채무 불이행 및 연체 확률에 유의한 변화가 있는지 실증적으로 분석하고 이를 통해 추정된 개인별 연체 확률과 개인파산 및 기타 사적 채무조정을 받은 개인 채무자들의 특성과 관계를 실증적으로 파악하였다. 관계성에 대한 구체적인 고찰은 실제 법원의 몇몇 개인 채무자의 지급불능 판단 판례를 들어 질적 비교 분석을 추가하였다.

III. 분석 모형

미국 자료를 바탕으로 구성한 개인 파산 증가 원인을 분석한 Livshits et al. (2010)에서는 개인 파산을 신청하여 절차를 밟을 경우 받을 수 있는 기대 혜택과 밟지 못할 경우 발생하는 장기적 소득과 부채의 흐름을 현재 가치로 환산한 후 두 가치의 비교를 통해 파산 신청 요인에 관한 이론 모형을 선보였다. Livshits, et al. (2010)의 분석 결과에 따르면 개인 파산을 신청하는 데 있어서 실업과 같은 소득의 급격한 변화를 가져올 수 있는 사건뿐만 아니라 이혼, 질병과 같이 급격한 소비 지출 총액 변화를 가져오는 관련 충격들의 역할이 유효하다. 이는 무담보·담보 신용을 동시에 고려한 Athreya et al. (2018)의 모형에서는 채무불이행상태로 남을 경우 채권자에 의해 재조정된 채무가격 및 액면가에 따라 개인파산 신청 유인이 달라질 것으로 예측하였다. 김영준, 외 (2013)에서는 국내 자료로부터 Livshits, et al. (2010)모형의 주요 모수를 추정하여 국내 개인파산의 의의와 추세를 분석하였다. 국내 개인 파산 관련 문헌은 주로 법과 제도적인 측면에서 질적으로 분석한 것이 주를 이루고 있는 것에 비해 정통적인 경제적 이론 모형을 바탕으로 한 의미있는 분석이라고 할 수 있다.

본 고에서는 먼저 유한 책임에 입각한 생애 주기 중 매 기 최적 채무의 선택 문제를 소개하고 Athreya et al. (2018)의 파산 및 채무불이행 가계 중첩 세대 모형을 바탕으로 국내 공적채무조

정제도 및 채무불이행 (Athreya et al. 2018 및 Livshits et al. 2010 참고) 모형을 제시한다. 개인 i 는 총 J 기간 동안 매 j 기 또는 세대를 살면서 s_j 의 생존확률을 직면하며, 각 시기별 소비 c_j^i 의 효용 $u(c_j^i)$ 을 고려하여 최적 채권(채무) b_j^i 선택한다. 개인은 매 j 기에 소득을 벌어들인데, 이는 은퇴시점 j^* 전까지 로그 소득 $y_j^i = \bar{w}_j z_j^i \nu_j^i$ 을 벌어들인다. 이 소득은 세대 j 의 노동 효율성의 함수 \bar{w}_j 로 나타낼 수 있다. 여기서 $z_j^i \nu_j^i$ 는 개인 i 별 소득 충격은 지속적 충격 z_j^i 와 일시적 충격 ν_j^i 로 분해될 수 있다. Meghir and Pistaferri (2004)가 제시한 구체적인 추정 로그 소득 y_j^i 의 잔차 \tilde{y}_j^i 를 식 (1)과 같이 지속적(persistent) 충격 (ρ^i)과 일시적(transitory) 충격 (ν_j^i)으로 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned} \tilde{y}_j^i &= y_j^i - \hat{y}_j^i(y_j^i|ZB) \\ \tilde{y}_j^i &= \alpha^i + z_j^i + \nu_j^i \\ z_j^i &= \rho z_{j-1}^i + \xi_j^i \text{ for } \xi_j^i \sim iid(0, \sigma_\xi^2) \\ \nu_j^i &\text{ for } \nu_j^i \sim iid(0, \sigma_\nu^2) \end{aligned} \quad (1)$$

개인 i 의 j 기에 취득한 채권 액면가 $q(b_j^i, \Omega) : b \times \Omega \rightarrow [0, 1]$ 는 수량 b_j^i 가 주어졌을 때 개인 별 소득 y_j^i 수준과 지속적 충격을 좌우하는 ρ , 일시적 충격 ν_j^i 와 신용등급과 기타 특성 $\Omega = (y, \rho, \nu, j)$ 정보를 바탕으로 시장에서 결정된다. 개인의 효용 함수 $v(b_{j-1}^i, \Omega)$ 는 수식 (2)와 같이 정리할 수 있다.

$$v(b_{j-1}^i, \Omega) = \max\{v^{d=0}, v^{d=1}, \Pr(C=1|\epsilon_c)v^{d=2}\} \quad (2)$$

수식 (2)에 포함된 $v^{d=0}$ 는 보유 채권의 의무를 성실히 이행할 경우 효용이다. $v^{d=1}$ 은 채무를 불이행 하였지만 공적채무조정제도적 장치를 이용하지 않은 채 남아있는 경우의 효용이며 $\Pr(C=1|\epsilon_c)v^{d=2}$ 는 $\Pr(C=1|\epsilon_c)$ 의 확률로 공적 채무 조정 제도를 통해 채무를 변제받을 경우의 효용을 현재 가치로 환산한 경우를 나타낸다. 수식 (2)에 의하면 개인은 매 기 채무를 성실히 수행할지에 관한 선택 및 불이행 상태로 남을 경우 공적 채무 조정 제도 활용 여부를 결정한다. 개인의 미래 효용 가치 흐름은 매기 j 의 최적 선택에 의존하며 매기 기대 효용치는 매기 주어진 여건에 따라 달라진다.

먼저 채무를 성실히 수행 할 경우 금융 또는 신용대부시장에 지속적인 참여를 할 수 있기 때문에 예측 불가능한 소득 관련 충격이 일어났다 해도 지속적인 채권의 적절한 운용을 통해 생애에 걸쳐 모든 시기에 큰 변동이 없는 완만한 소비를 도달할 수 있다. 따라서 지난 기 $j-1$ 에서 구입한 채권 보유 시 소비 c_j^i 에서 발생하는 효용 $u(c_j^i)$ 로 다음 수식 (3)과 같이 표현할 수 있다.

$$v^{d=0}(b_{j-1}^i, \Omega) = \max_{b_j^i} \left\{ u(c_j) + \beta s_j \sum_{\rho, \nu'} \Pi(\nu'|\nu) \Pi(z'|z) v(b_j^i, \Omega') \right\} \quad (3)$$

여기서 β 는 세대 별 할인율을 뜻하며 $\Pi(z'|z)$ 는 소득 지속 충격의 전이행렬, $\Pi(\nu'|\nu)$ 는 소득 일시 충격의 전이행렬이다. Ω' 는 다음 기 세대 특성정보를 포함한다. 개인의 현재 효용을 극대화 시키는 최적 채권 b_j^i 는 다음 (4)식을 만족시킨다.

$$c_j^i + \kappa_j + q(b_j^i, \Omega) b_j^i = b_{j-1}^i + \overline{w_j z_j^i \nu_j^i} \quad (4)$$

수식 (4)에서 κ_j 는 소비지출 충격을 대표한다. 본 고에서는 κ_j 를 $j-1$ 에 비해 j 기에 급격히 증가하거나 감소한 소비 c_j^i 의 변화 ($\Delta c_j^i = c_j^i - c_{j-1}^i$) 및 변화량 (Δc_j^i)²으로 분리하여 실증적으로 분석할 수 있다.

또한 $v(b_{j-1}^i, \Omega)$ 에는 채무 불이행시의 효용 $v^{d=1}$ 은 수식 (5)에 정리하였다.

$$v^{d=1}(b_{j-1}^i, \Omega) = \max_{b_j^i} \left\{ u(c_j) + \beta s_j \sum_{\rho, \nu'} \Pi(\nu'|\nu) \Pi(\rho'|\rho) \right. \\ \left. \cdot v(h(b_{j-1}^i, \Omega), \Omega') \right\} \quad (5)$$

여기서 $h(b_{j-1}^i, \Omega)$ 는 채무 불이행 시 채권자 조정 채무이다. 이 경우 개인의 최적 채권 수량은 수식 (6)에 정리된 예산 제약식을 고려한다.

$$c_j^i + q(h(b_{j-1}^i, \Omega)) h(b_{j-1}^i, \Omega) = b_{j-1}^i + (1 - \psi) \overline{w_j z_j^i \nu_j^i} \quad (6)$$

수식 (6)의 ψ 는 불이행 채무 변제용 소득 차압 비율을 뜻하며 개인이 채무를 불이행 하였을 경우 불이행 채무를 강제로 변제하기 위해 채권자들이 부여한 소득 차압 비율에 의한 소득 $\psi \overline{w_j z_j^i \nu_j^i}$ 를 제외한 나머지 소득과 지난 기 채권만큼을 현재 기 소비 c_j^i 및 조정된 이후 다음 기까지 변제 또는 확보하는 채무 $q(h(b_{j-1}^i, \Omega)) h(b_{j-1}^i, \Omega)$ 를 위해 사용할 수 있다.

마지막으로 공적채무조정(개인 파산 및 면책) 인용 시 효용 $v^{d=2}$ 는 수식 (7)과 같다.

$$v^{d=2}(b_{j-1}^i, \Omega) = \max_{b_j^i} \left\{ u(c_j) - \lambda + \beta s_j \sum_{\rho, \nu'} \Pi(\nu'|\nu) \Pi(\rho'|\rho) v(0, \Omega') \right\} \quad (7)$$

여기서 λ 는 공적채무조정으로 인한 효용비용을 뜻하며 이 경우 예산 제약식은 수식 (8)에 정리하였다.

$$c_j^i = (1 - \gamma) \overline{w_j z_j^i \nu_j^i} - \phi \quad (8)$$

수식 (8)에서 γ 는 공적채무조정 면제계획에 따른 소득 차압 비율, ϕ 는 공적채무조정 신청 관련 비용을 대표한다.

본 연구에서는 수식 (2) 등에서 정리한 채무를 불이행 확률 및 파산 면책 개인 회생 확정 제도를 선택할 확률에 관한 모형에 포함된 여러 변인이 실제로 확률들을 결정하는 데 유의한 역할을 하고 있는지 실증적으로 분석하였다. 개인이 당기 의사 결정 과정에서 먼저 채무를 불이행

하는 것이 최선의 선택이라는 결과를 내렸다면 이는 채무 불이행시 효용 $v^{d=1}$ 이 채무 이행시 효용 $v^{d=0}$ 보다는 크다는 의미이므로, 채무 불이행 확률 $Q(F=1|Z)$ 이 1일 경우 개인의 $v^{d=1} - v^{d=0} > 0$ 이라는 의미를 유추할 수 있다.

채무 이행과 불이행 시 효용에 영향을 끼치는 변수는 두 경우의 예산 제약식에 포함되어 있는 개인 별 소득과 소비 지출의 급격한 변화, 당기 소득 수준, 소득 수준 대비 보유하고 있는 채권 또는 채무의 양, 해당 채권과 채무의 가격 또는 이자율 등이 설명변수로서 포함된다. 또한 채무 불이행시에는 채무를 성실히 이행하는 경우와 다르게 채권과 채무의 가격이 조정된 금리에서 비롯하기 때문에 신용 등급 별, 채권의 성격별 가산 금리를 고려해야 한다. 채무불이행시 부채 액면가 $h(b_j^i, \Omega)$ 와 채무가격(상환이자율) $q(h(b_j^i, \Omega), \Omega)$ 를 추정하기 위해 코픽스 금리와 차주 성격 별 대출 금리 및 신용 등급별 가산 금리 (정호성, 2018 참고)를 설명변수에 추가하였다.

본 연구에서는 개인 별 미시 자료에서 추출한 개인 파산 신청 및 면책 건 수와 채무 불이행 경력을 설명할 수 있는 신용관리 대상 미해제 건수와 횡수 및 금액 등을 종속 변수로 두고 인구학적 요인 및 이론 모형에서 제시한 개인 별 소득 변화 추이, 소비 변화, 신용관련지표 등으로 회귀 분석을 실시하였다. 미해제 건 수가 있다면 채무를 불이행하는 경우로 분류하고 불이행 기대 확률 $Q(F=1|Z)$ 을 로짓 패널 분석을 통해 추정하였다. 나아가 신용관리 대상 미해제 총 금액도 개인 별 인구학적, 재무학적 변수에 의해 유의하게 변화하는지 분석하기 위해 고정 효과 모형을 사용하였다.

이어 채무를 불이행하였다면 파산면책 및 개인회생 확정을 통해 일정 채무가 변제될 확률 $\Pr(C=1|\epsilon_c)$ 을 추정한다. 채무 불이행 파산 신청인의 신청(C)이 인용(1)되어 파산선고를 받을 확률은 파산 신청인의 인구학적 특성 및 자산, 소득, 부채 관련 정보(Z) 기대 확률 ($Q(C=1|Z)$)과 연구자들이 관찰 불가능한 요소 및 추정 오류(ϵ_c)로 계산할 수 있다.

$$\Pr(C=1|\epsilon_c) = Q(C=1|Z)\epsilon_c, \quad Q(C=1|Z) = \frac{e^{q(Z)}}{1 + e^{q(Z)}} \quad (9)$$

수식 (9)에서 종속변수 ($q(Z)$)는 파산면책 및 개인회생 확정의 경우 1, 확정되지 않은 경우 0로 분류하였으며 설명변수로는 가계 추정소득, 과거 파산신청 경험, 연령, 주택 포함 추정 재산 대비 총 대출, 과거 채무성신행정도, 성실세금납부이력, 무담보신용사용 및 지급내역 등을 포함하여 고정효과를 고려한 로지스틱 회귀를 통한 패널 자료 분석을 실시하였다. 설명 변수 중 특히 소비지출 κ 층격의 역할을 추정하기 위해 대표 가계의 의료비 지출($\overline{medical}$), 이혼관련지출($\overline{marital}$), 교육관련 지출(\overline{edu}), 주택관련지출(\overline{house}), 기타지출(\overline{extra})을 위한 대출금, 소득 및 가계주 연령, 거주지 등 인구학적 변수와 고정 효과 (X^c)는 자료의 기초 통계량 검증을 통해 분석하였다.

IV. 자료

1. 자료 출처 및 자료 접속 개관

개인 별 채무 불이행 확률과 공적 채무 조정 제도를 이용할 확률을 실증적으로 분석하기 위해 한국은행 가계부채DB 및 한국노동패널조사를 이용하였다. 가계부채 DB는 한국은행이 가계 부채 관련 정책 수립 등에 필요한 미시 자료의 수요에 부응하기 위하여 매분기 약 100만명 이상의 신용정보를 수집한 것이다. 가계부채 DB는 만 18세 이상 외국인을 포함한 대한민국 거주자 중 신용 이력(대출 이력, 신용 카드, 체크카드 이용 및 채무불이행 기록 등)을 보유하고 있는 신용 활동 인구 중 약 2.4%의 신용 정보를 포함하고 있으며 NICE 평가정보의 자료를 수집하여 패널 형태로 축적하였다.³⁾ NICE 평가정보가 금융기관 등과 자체 협약을 통해 입수한 정보 및 자체적으로 가공하고 생산한 정보를 포함하고 있으며 주요 변수로는 대부업대출, 계좌별대출 건수 및 금액, 카드 사용, 연체 관련 정보, 신용등급 및 점수와 금융 기관에 제출된 증빙소득과 증빙소득이 없을 경우 자체적으로 추정된 소득 등을 꼽을 수 있다.

한편, 가계 부채 DB에는 노동 소득과 (비)금융 자산으로부터 얻는 소득 등의 구분이 없고, 부동산, 주식 등에 투자한 금액을 포함한 자산 관련 정보는 포함하고 있지 않다. 또한 개인의 분기 별 총 소비는 체크 카드와 신용 카드 사용액에서 일부 추정 가능하지만 소비가 아닌 단순 현금 이전의 성격이 강한 지출 정보도 찾기 어려워 이를 소비와 소득의 일시적 충격에 따른 채무의 총액, 채무 불이행 확률 등을 실증적으로 분석하기 어렵다. 가계 부채 DB는 개인 별 연령대와 거주지 주소 정보를 포함하고 있는데 이외 소득, 소비지출에 주요한 영향을 끼치는 인구학적 정보 - 예컨대, 학력과 혼인 상태 - 를 포함하고 있지 않다.

본 연구에서는 보다 다양한 인구학적 정보와 소비 지출 금액 및 자산의 크기 등을 포함한 관련 미시 자료 중 한국노동패널조사를 선택하여 이를 가계 부채 DB에 연결하여 결합된 개인 별 자료를 바탕으로 개인 채무 불이행 확률과 금액 등에 영향을 끼치는 주요한 요인을 분석하였다. 분석대상 기간은 2012.1분기부터 2017.2분기까지이며 이 기간 중 한국은행의 가계부채 DB와 한국노동패널 조사에서 공통적으로 확보가 가능한 연령 대, 거주지, 성별 등의 인구학적 특성과 소득과 부채의 총액을 활용하여 두 자료의 결합을 시도하였다.

결합 자료 구축을 위해 Abadie and Imbens (2006)와 Gup and Fraser (2010), Rubin (1973) 등이 제시한 데이터 매칭 (Matching) 기법 중 성향점수 매칭 기법을 적용하였다. 예컨대, Blundell, Pistaferri and Preston (2008)에서도 이질적인 패널 자료를 결합하여 분석하였는데 주로 특정 패널 자료에 포함되어 있지 않은 자료를 다른 패널 자료로 보완하고자 하는 목적에서 동일 기간 수평 결합하는 방법을 적용하였다. 구체적으로 Blundell, Pistaferri, and Preston (2008)에서는 1970년대 후반에서 1990년대 초반까지의 PSID(Panel Study of Income Dynamics)와 CEX(Consumer Expenditure Survey)를 결합하였다. PSID는 종단추적패널자료인 반면 CEX는 매 기 새로운 샘플을 추출하여 횡단면자료를 시계열로 정리한 자료로서 이질적인 성격을 갖고 있음에도 불구하고 결합 자료의 장점을 부각시켜 소비와 소득 간의 상관관계를 분석하고자

3) 구체적인 가계부채 DB의 모집단, 표본추출방법 및 주요 정보 변수 등은 김성준, 외 (2010)를 참고.

하였다. 김기호(2009)에서는 성향 점수 매칭 기법을 활용하여 국내 자료들을 접속한 대표적인 사례로서 조사 시점이 다른 패널 자료를 접속하여 가계의 유동성 제약 변화를 연구하였다. 김기호(2009)에서는 한국가구패널조사(대우패널, 1994 - 1998년)과 한국노동패널 (1998 - 2007년)의 비연속성을 해소하기 위해 대우패널과 노동패널 조사의 공통적인 조사 기간인 1998년 자료를 바탕으로 인구학적 속성이 동일한 가구와 가구원 표본을 추출하고 성향점수매칭 기법을 통해 두 자료를 1:1로 대응시켰다. 이를 통해 외환위기 전후 기간을 모두 포함하는 장기 패널 자료를 구축하고, 자료의 유용성을 확인하기 위해 구축한 미시자료에서 추출한 소비함수와 거시적 소비 행태를 비교 분석하였다.

2. 접속 자료 구성 및 결과

패널 자료 접속을 위해 한국노동패널조사의 통합표본 15차 - 20차까지의 자료를 사용하였다. 2009년 당시 통합 표본 원가구의 응답 가구원 수 14,489명 중 6개년도 평균 12,275명의 개인이 개인 별 자료에, 통합표본 원가구 여부 기준으로 평균 6,184가구가 응답하였다. 이 중 소득과 소비 지출 무응답 처리된 경우는 0 으로 처리하여 사용하였다. 한국은행 가계부채 DB에는 분석대상 기간 동안 한 해 평균 185,501 명의 자료를 포함하였다.

성향 점수 매칭 기법은 의료관련 행위 또는 제도, 정책 등의 처치효과(treatment effect)를 분석하는 연구에 적용된다. 연구 대상 행위 등의 실효성을 판별하기 위해 처치를 받은 실험군과 대조군의 결과 값을 단순 비교하게 되면 표본의 선택적 편의에서 발생하는 문제가 존재하기 때문에 두 군의 자료의 성향을 대표하는 변수들을 선별하여 성향이 점수를 산출하고, 가장 가까운 성향 점수를 매칭시켜 두 집단의 선택적 편의로부터 발생하는 처치효과의 왜곡된 실효성을 최대한 배제하기 위한 목적으로 많이 활용된다. 특히 통제 변인들을 로지스틱, 프로빗 회귀 분석한 결과를 바탕으로 성향 점수를 구하는 방법에 관한 논문들을 많이 찾아볼 수 있다. 성향 점수를 산출한 후 실험군과 대조군의 조사 대상들을 매칭 시키기 위해서는 성향 점수 간 거리를 Mahalanobis 거리로 측정하여 일대일 매칭 시키거나, 반경(Radius), 커널(Kernel) 또는 최대 접근 가능한 이웃의 개수(K-nearest neighbors)를 제한하는 매칭 방법이 제안되었다.

본 연구에서는 먼저 개인 별로 제공된 두 자료 중 공통적으로 추출할 수 있는 특성 변수인 거주 지역 별로 그룹을 나누었다. 거주 지역은 우편번호 기준 앞 3자리에 나타난 시군구 단위 자료를 사용하였으나, 한국 노동패널 조사의 시군구별 분류 코드가 한국은행 가계부채DB에 조사된 우편번호 앞 3자리 기준의 행정구역과 분류기준이 다른 이유로 인하여, 서울 및 광역시와 기초단위 지자체를 포함한 총 14개의 구역으로 분류하였다. 같은 지역 안에 거주하고 있는 개인을 대상으로 조사 년도, 성별, 연령 대를 인구학적 특성으로 로지스틱 회귀 분석에 포함시켰다. 두 자료에서 공통적으로 총 부채와 소득을 개인 단위로 제공하고 있어 이 재무학적 특성을 이용하여 성향 점수를 계산하였다. 한국노동패널조사에서는 개인 단위와 가구 단위 소득을 조사하여 제공한다. 개인 단위 소득은 임금근로자의 경우 월평균 근로 소득을 제공하고 있으며, 가구 단위로는 근로소득뿐만 아니라 비임금 소득 및 이전 수입 등을 포함한 소득을 제공한다. 개인 단위 월평균 근로 소득을 기준으로 가계부채 DB의 소득은 주로 대출을 위한 증빙 서류에

서 획득한 정보를 매칭 시키기 전 두 자료의 소득 관련 기초 통계량을 살펴본 결과 가계부채 DB의 평균 소득이 유의하게 높았다. 이는 한국노동패널조사에서 가구별 통합 소득을 이용하여 비교한 결과라고도 일치한 추세이며 자발적으로 이루어지는 한국노동패널조사의 설문적 특성 상 고소득, 고임금 개인들의 자발적인 소득금액 누락 및 축소신고 경향으로 인해 발생하는 소득 정보의 낮은 신뢰성 문제로서도 해석할 여지가 있다. 소득을 추정하기 위해 개인 수준의 임금근로자 월급에 기반한 자료로부터 소득을 추정한다고 하더라도 노동패널조사에서 개인 수준의 부채 금액을 미 발표 하고 있기 때문에 개인 별 소득과 부채 금액을 추정하기 위해 가구 수준의 자료를 이용하였다. 가구 수준의 총 소득과 부채 금액을 가져온 후, 이를 노동 시장 진입 평균 연령을 고려하여 25세 이상의 성인 기준 가구원 수로 나누어 개인 수준의 연간 평균 소득과 부채 금액을 추산하였다.

<표 1>에서 결합하기 전 독립된 패널 자료에서 변수 별 기초 통계량을 정리하였다. <표 1>에 의하면 한국노동패널조사와 가계부채DB에 포함된 개인 별 소득 및 부채 금액은 통계적으로 유의한 차이를 갖고 있으나 연령대는 크게 차이나지 않는 것으로 나타났다. 특히 가계부채DB상 나타나는 평균 소득은 한국노동패널조사에서 추출한 소득보다 작는데 비해 평균 가계 부채 금액은 2배 가까이 큰 것으로 나타났다. 유의한 차이를 가지는 데이터들은 최대한 배제하고 연령, 거주지역 등의 변수들을 통제 후 소득과 소득 대비 부채 비율의 성향이 비슷한 개인 들 간의 자료만을 추출하여 접속을 시도하였다. 접속을 위해 먼저 각각의 자료 평균과 표준편차를 고려하여 소득과 부채를 정규화 시켰고, 이를 바탕으로 소득대비 부채 비율을 환산한 후 두 자료의 접속을 시행하였다.

변수명	한국노동패널조사					가계부채 DB				
	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
연령	23270	41.3	13.62	20	70	115,638	41.6	11.8	20	70
소득 (단위: 십만원)	23270	554.9	374.7	0	4,747	115,639	369.4	163.8	0	1,499
부채 (단위: 십만원)	23270	481.1	1551.3	0	75,000	174,762	884.1	2778	0.97	273,131

<표 1> 결합 전 각각 패널 자료의 기초 통계량

출처: 한국노동패널조사 및 가계부채DB

기초자치단체 단위로 분류한 개인 별 자료에서 성별, 조사 당년도 고정 효과, 연령대, 소득 대비 부채 비율 그리고 소득대비 부채를 소유하고 있으면서 1년 이상 상환이 이루어지지 않은 경우를 1로 표시한 후 이 변수들을 갖고 정규화 된 소득을 예측하는 로지스틱 회귀분석을 시행하

였다. 로지스틱 회귀 분석을 통해 성향 점수를 추정한 후 Mahalanobis 거리를 기준으로 한 일대일 매칭을 시행하였다. 로지스틱 회귀 분석 결과는 <표 2>에 정리하였다. 이 결과에서는 성별, 연령대, 조사 당해 고정효과가 소득 성향 점수를 추정하는 데 유의한 변수인 것으로 나타났으며 R-squared 값과 로그 우도 값을 통해 선형 회귀식 모형이 통계적으로 유의하며 로지스틱 회귀분석에 포함된 변수들이 약 12%의 소득 변화를 설명할 수 있는 것으로 나타났다.

변수명	계수
성별	-0.9484*** [0.053]
조사 년도	
2013	3.7850*** [0.1375]
2014	3.7495*** [0.1378]
2015	3.6259*** [0.1380]
2016	3.5560*** [0.1366]
2017	3.1898*** [0.1372]
연령대	
30대	-0.7201*** [0.2530]
40대	-0.1555 [0.2544]
50대	-0.1929 [0.2556]
60대	0.7365*** [0.2589]
소득 대비 부채 비율 (정규화 후)	-0.0001 [0.0003]
상수항	-0.3483 [0.2823]
Pseudo R-squared	0.1237
Log-likelihood	-6182.98
관측 갯수	24,297

<표 2> 성향점수 계산용 로지스틱 회귀분석 결과

주: *90%, **95%, ***99%유의수준.

괄호 안에는 표준 오차

출처: 한국노동패널조사 및 가계부채DB의 저차 접속 자료

<표 3> 에는 통계적으로 유의한 효과를 지니는지 처치 효과를 검증한 결과를 정리하였다. 접속 자료 중 불특정 개인이 어떤 자료에서 추출되었다 하더라도 그 자료의 출처가 통계적으로 유의하지 않다는 점으로 미루어 볼 때, 성향점수 매칭을 통한 접속 자료에서 자료의 출처에 따른 왜곡 요인을 일정 부분 해소하였다고 할 수 있다.

자료 표본	자료출처 효과 (Treated)	대조군 (Controls)	차이 (Difference)	표준오차 (Std.err.)
매칭 전	-0.0385	-0.0842	0.0456***	0.007
매칭 후	-0.0385	0.03319	-0.0717	-0.055

<표 3> 성향 점수 매칭 전과 후 자료 출처에 따른 평균 소득 차이 검증 결과

주: *90%, **95%, ***99%유의수준.

출처: 저자 접속 자료

<표 4>에서는 접속된 패널 자료의 기초 통계량을 각각 출처에 따라 정리하였다. <표 4>의 접속된 패널의 기초통계량을 통해서도 <표 3>에 집계된 것 처럼 변수 별로 자료의 출처에 따라 크게 차이가 없는 것을 발견할 수 있다. 다만 소득 대비 부채 비율의 표준 편차 및 최대, 최소 값은 큰 차이를 보이고 있다. 이는 두 자료의 평균 총 부채액 차이가 크기 때문이다. 이질적인 두 자료가 공통적으로 개인 수준 총 부채액을 집계하고 있다하더라도 한국노동패널조사에서는 가구 수준의 부채를 단순히 25세 이상의 성인 가구원수로 나눠 연간 자료를 활용하였으며, 가계부채DB에서는 개인별로 분기 자료를 사용하여 추출하였다는 차이점이 있다. 이 차이점을 감안하더라도 자발적 참여에 의한 노동패널조사에서는 실질 가계 부채 금액을 대변하고 못하고 있을 가능성이 크다. 각 자료마다 변수별 신뢰성을 논하기 위해서는 수반되어야 할 통계 검증 절차가 많지만 본 연구에서는 이 과정을 생략하고 총 부채 수준 대신 소득 대비 부채의 정규화 변수를 성향점수 매칭을 위한 로지스틱 회귀 분석 식에 넣어 사용하였다.

채무 불이행 확률 등을 분석하기 위해 필요한 변수 중 두 자료를 접속시킨 후에도 한국노동패널조사와 가계부채DB에는 공통적으로 존재하지 않는 변수가 존재한다. 한국노동패널조사에서 더 많은 변수 정보를 포함하고 있으나, 실제 채무 불이행 확률을 대표할 수 있는 변수는 가계부채DB의 신용관리대상 미해제 계좌의 수, 보유 기간 등이므로 한국노동패널조사의 자료를 활용하여 가계부채DB에 포함된 개인들의 정보를 추정하였다. 성향점수에 의거하여 일대일 매칭된 한국노동패널조사의 개인의 정보를 바탕으로 가계부채DB의 개인 i 의 t 시점에서의 연간 평균 소비, 지출 금액과 자산을 추정하였다. 해당 개인의 교육수준과 혼인상태를 추정하기 위해 매칭된 사람의 중간값에서 추출한 정보를 사용하였다.

변수명	한국노동패널조사					가계부채 DB				
	관측 치	평균	표준 편차	최소값	최대값	관측치	평균	표준 편차	최소값	최대값

연령	23270	41.3	13.62	20	70	115,638	41.6	11.8	20	70
교육수준	23263	2.52	1.10	1	5	115,638	2.03	0.73	1	5
중학교 졸업 = 1										
고등학교 졸업 = 2										
2년제 대학, 전문대학 졸업 = 3										
4년제 대학 졸업 = 4										
대학원 석,박사 학위 소지 = 5										
혼인상태	23270	2.03	0.81	1	5	115,638	2.04	0.73	1	5
미혼 = 1										
기혼, 배우자 유 = 2										
별거 = 3										
이혼 = 4										
배우자 사망 = 5										
남성 (남성 = 1, 여성 = 0)	23,270	0.49	0.50	0	1	115,638	0.62	0.49	0	1
거주지역 - 서울	4060					21,728				
소득 (정규화 후)	23270	0.148	0.89	-1.06	7.38	100,505	0.24	0.97	-1.16	7.35
소득 대비 부채 비율 (정규화 후)	11055	-0.29	24.82	-1720.3	263.7	115,638	-0.13	212.6	-69566	46387.8
1년 이상 채무 보유 중 상환이력이 없는 경우	23270	0.015	0.12	0	1	115638	0.017	0.13	0	1
소비지출 (단위: 십만원)	23270	298.9	148.5	24.17	2038.2	100,505	293.8	138.7	36.8	2038.2

<표 4> 결합 후 접속된 패널의 기초통계량

출처: 한국노동패널조사 및 가계부채DB 저자 접속 자료

V. 분석 결과

본 장에서는 채무 불이행 행태를 파악할 수 있는 몇 가지 종속 변수에 따른 실증 분석 결과를 정리한다. 먼저 신용관리 대상 미 해제 계좌를 보유하고 있는 경우를 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 종속변수로 두고 연령, 교육 수준, 혼인상태, 신용점수 등 개인의 인구학적 특성과 정규화된 소득 수준, 소득 대비 총 부채, 소비지출, 자산 등의 비율과 변화를 포함하는 개인 별 재무학적 변수를 설명변수에 포함시켜 회귀분석을 실시하였다. 설명변수에는 조사년도 별, 광역자치구역 별 고정효과를 포함시켰으며, 기타 개인 신용도를 나타내는 지표인 세금체납 건수 및 액수의 설명변수 역할을 살펴보았다.

<표 5>에 신용관리 대상 미 해제 계좌를 보유하고 있는 경우를 채무 불이행의 신호로서 1로 취급하고, 이를 패널 자료 고정효과를 고려한 로지스틱 회귀 분석을 실시한 결과를 정리하였다. 먼저 모형1에서는 개인 별 채무 불이행 확률을 개인의 인구학적 특성에 따라 설명할 수 있는지 보여주었다. 결과에 따르면 2~30대 소비자에 비해 40대와 50대는 채무를 불이행할 확률이 높으며, 신용점수가 낮거나 세금 체납 이력이 있는 개인 소비자의 다른 집단에 비해 높은 채무 불이행 확률을 가지고 있는 것으로 나타났다. 미국 자료를 활용한 Livshits, et al. (2010)등의 결과와는 달리 이혼, 별거, 사별 등의 사유가 미혼자나 기혼자이면서 배우자가 있는 경우보다 채무 불이행 할 확률을 낮추는데 유의한 역할을 하는 것으로 나타났다.

	모형1: 신용관리 대상 미해제 계좌 보유	모형2: 신용관리 대상 미해제 계좌 보유	모형3: 신용관리 대상 미해제 계좌 보유	모형4: 신용관리 대상 미해제 계좌 보유
연령대				
40대	.8578*** [.2034]		0.1412 [0.1100]	.8673*** [.2472]
50대	1.0915*** [.3478]		0.0044 [0.2312]	.8042* [.4488]
60대	.3388 [.5284]		-0.3299 [0.3874]	.0535 [.6302]
70대	.4871 [.8685]		-0.8623 [0.6433]	-.1209 [1.0202]
교육수준				
고등학교 졸업 = 2	-.0576 [.1231]		-0.0367 [0.0694]	-.0607 [.1397]
2년제 대학, 전문대학 졸업 = 3	-.0031 [.1459]		0.0230 [0.0825]	.0084 [.1654]
4년제 대학 졸업 = 4	-.2069 [.1371]		-0.0303 [0.0780]	-.1901 [.1557]
석·박사 학위 소지 = 5	-.2927 [.2009]		-0.2360 [0.1143]	-.3701 [.2292]
혼인상태				
기혼, 배우자있는 상태	-.1169 [.1341]		-0.0671 [0.0697]	-.0871 [.1493]
이혼, 별거, 사별 등	-.3263* [.1860]		-0.0643 [0.0980]	-.3495* [.2073]
신용점수	-.0192*** [.0014]	-.0194*** [.0005]	-0.0205*** [0.0007]	-.0172*** [.0017]
분기별 세금체납 건수	.2164*** [.0694]			.1686** [.0793]
분기별 세금체납 액수 (로그 변환)	-.0708 [.1092]			-.0957 [.1240]
소득 (정규화 후)		.3523*** [.0407]	0.2584*** [0.0491]	.2342** [.1125]
소득대비 총부채 비율		.0001** [.0001]	0.0020*** [0.0006]	.0106*** [.0034]

소득대비		-0.0014***	-.0201
소비지출 비율		[0.0005]	[.0134]
소득대비	-.0004	-0.0010**	-.0011
자산 비율	[.0003]	[0.0005]	[.0031]
코픽스 금리	.6137***	0.4408***	.3575
(단위: 퍼센트)	[.0953]	[0.1232]	[.2539]
대출성격별 가산금리	-.0211*	-0.0178	-.0687**
	[.0109]	[0.0138]	[.0328]
소득 증감		-0.0070	.2667
		[0.0087]	[.1952]
소득 증감 변화율		0.0000	-.0207
		[0.0000]	[.0254]
소비 증감		-0.0686	-.1062
		[0.0458]	[.0920]
소비 증감 변화율		0.0120	.0237
		[0.0078]	[.0148]
<hr/>			
조사 년도			
2013	.1305	0.0719	-.1340
	[.0842]	[0.0993]	[.2055]
2014	.1506	0.1567	-.0151
	[.1092]	[0.1309]	[.2688]
2015	.4316**	0.4111*	.0106
	[.1713]	[0.2112]	[.4408]
2016	.4297**	0.5528**	.2469
	[.1898]	[0.2347]	[.4889]
2017	.3072	0.5509**	.5364
	[.1947]	[0.2454]	[.5113]
<hr/>			
기초광역단체 (서울특별시 = 1)			
부산광역시 2	.1943	0.2108	.6034
	[.1570]	[0.1863]	[.4080]
대구광역시 3	.0336	0.0674	.9815***
	[.1583]	[0.1825]	[.3690]
대전광역시 4	-.5330	-0.4972	-13.269
	[.3733]	[0.4696]	[589.09]
인천광역시 5	.7425***	0.6199**	1.3878
	[.2095]	[0.2461]	[.5196]
광주광역시 6	.0423	-0.1447	.2185
	[.2222]	[0.2617]	[.6855]

울산광역시 7		-0.0317	-0.0913	.0206
		[.1905]	[0.2196]	[.4379]
경기도 8		-.0637	-0.1292	.5362**
		[.0876]	[0.1039]	[.2131]
(기타 자치단체 결과생략)				
R-squared				
로그 우도	-2137.94	-10800.69	-7494.24	-1779.05
No. of obs.	5402	30475	20134	4533
No. of groups	521	3168	2149	461
Obs. per group:				
min	2	1	2	2
average	10.4	9.6	9.4	9.8
max	21	22	20	20

<표 5> 채무 불이행 확률 추정을 위한 로지스틱 실증 분석 결과

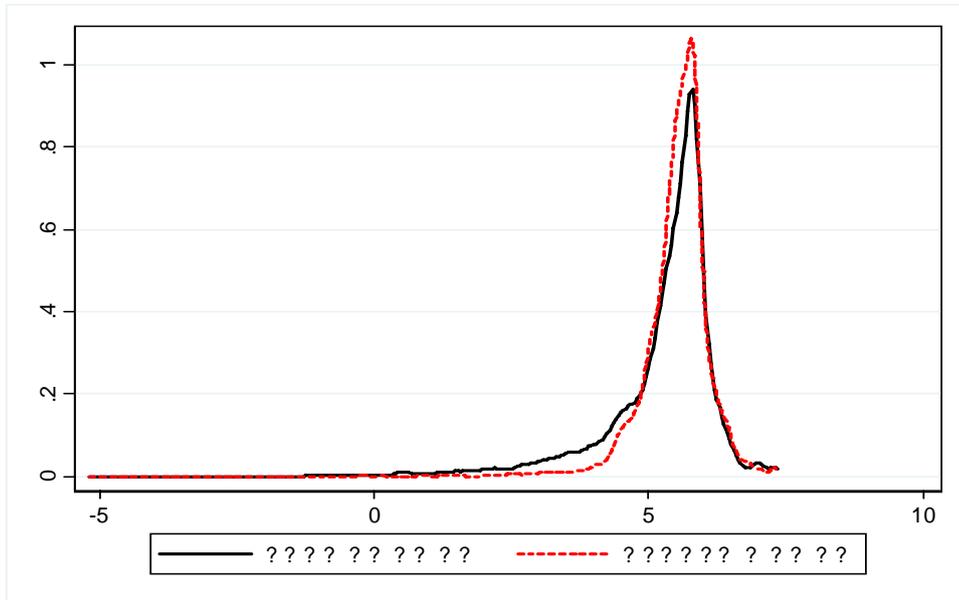
주: *90%, **95%, ***99%유의수준. 괄호 안에는 표준 오차

출처: 저자 접속 자료

모형 2 - 4에서는 기타 조사년도, 우편번호 상 기초 자치 단위 별 분류 등을 포함시켰고, 정규화된 소득 수준 및 소득 대비 총 부채액과 소비 관련 지출액, 그리고 자산액 비율 등 개인 별 재무 지표를 설명변수로 포함시켰다. 특히 모형 2에서는 이러한 개인 수준의 가계 재무 지표 중 실제 금융 기관에서 이루어지는 대출 심사에 필요한 증빙자료의 정보와 부응하는 지표만을 선별하기 위해 소득 대비 소비 관련 지출 액 비율과 학력, 연령, 혼인 상태 정보를 포함시키지 않고, 나머지 재무 지표와 개인 신용 점수를 설명변수로 취급하였다. 나아가 대출 심사 때 기준이 되는 코픽스 금리와 대출 성격 별 가산 금리를 고려하여 부채 가격과 이자율에 따른 탄력성을 통제하였다. 모형 2의 결과에 따르면 신용점수가 낮을수록, 소득대비 부채 잔액 비율이 높을수록 채무 불이행 확률이 높아진다.

특히 모형 2, 3, 4에서 상대적으로 높은 소득을 가진 소비자가 채무를 불이행 하는 확률이 높은 것을 발견할 수 있다. 이는 유한 책임 모형에서 현재 소득 수준이 높을수록 가용할 수 있는 신용 대부 금액이 높아지기 때문에 신용 대부를 더 많이 할 수 있는 경우 부채를 더 많이 갖고 있을 가능성이 높은 현상과 관련이 있다. 이런 현상은 비단 신용을 바탕으로 한 부채뿐만 아니라 부동산(주택)담보 대출 건수 및 액수도 소득과 비례하기 때문에 소득과 연체율간의 상관관계가 존재할 수 있는 가능성을 높인다. [그림 1]에는 신용관리 대상 해제여부에 따른 표본 내 소득의 분포를 보여주었다. 분포는 소득을 로그로 치환한 후 비모수 추정 기법을 통해 Epanechnikov 커널 (kernel) 함수를 사용하여 추정하였다. 검정색 실선은 신용관리 대상에서 해제되어 있는 경우 개인의 소득 분포를 보여주며, 빨간색 점선은 신용관리 대상에서 미해제 되어 있는 시점의 개인들의 소득 분포를 보여주고 있다. 두 분포 모두 왼쪽으로 긴 꼬리를 보여주며 평균에 비해 상당히 적은 소득을 보유하고 있는 개인의 수가 많다는 것을 알 수 있다. 저소득층에 속하는 개인 중 신용관리 대상에 오른 경우도 찾아볼 수 있지만, 평균에 가까운 구

간에서 신용 관리 대상에 오른 계좌를 보유한 개인의 숫자가 대상에 오르지 않은 숫자보다 많은 비중을 차지한다는 걸 발견할 수 있다. 이에 반해 고소득층 중에서는 신용관리 대상 해제와 미해제 경우의 유의한 차이점을 육안으로 구별하기 어려워 모형 2 - 4의 결과에서 나타난 소득과 채무 불이행 확률 간의 정의 관계는 자료와 부합하다는 것을 보여준다.



[그림 1] 신용관리 대상 해제 여부에 따른 비모수적 소득 분포 추정 곡선

유한 책임 모형에 따르면 소득이 높은 사람일수록 금융시장에 참여하지 않고 본인의 소득으로만 미래 소비 흐름을 결정하고자 하는 유인이 높아진다. 특히 소득의 흐름이 증가세를 띄며, 일정 기대 증가 폭이 지속적으로 유지될 경우 금융시장에 참여하여 대출과 저축을 통한 일정 소비를 유지하는 대신에 본인의 소득에 의한 생애 소비 흐름을 결정하고자 하는 의지가 강해진다. 단순히 채무를 불이행 하는 확률이 소득과 정의 상관관계를 갖는다고 해서 소득이 높은 사람들의 채무가 위험한 것이라고 단정짓기는 어렵다. 그것은 <표 6>에 정리한 채무 불이행 금액 추정을 위한 고정효과 패널 분석 결과에서 엿볼 수 있다. 먼저 <표 6>에 정리한 결과의 분석 모형을 간단히 설명하자면, 모형 1 - 3까지는 신용관리대상 미해제되어 있는 계좌의 금액을 분기당 개인 별로 정리한 자료를 종속변수로 취급하였다. 모형 4에서는 미해제 계좌를 보유하고 있는 경우를 1로 정의하였을 때, 한 개인이 지속적으로 신용관리 대상 계좌를 보유하고 있는 시기를 위험한 시기로 놓고, 그 시기가 얼마나 지속되는지에 대한 분석을 실시하였다. 예컨대, 한 소비자가 신용관리 대상 계좌를 보유하고 있지 않다면 이 소비자는 금융시장에서 성공적으로 의무와 책임을 다한 것으로 볼 수 있고 이 기간이 오래 지속되는 데 어떤 변수들이 영향을 끼치는지 Cox의 로그 비례 위험 (hazard ratio) 분석을 실시하였다. 해제 상태를 유지하다가 한번 신용 관리 대상으로 선정되면 실패로 표시하고, 성실한 채무 이행으로 인하여 미해제 상태가 풀리면, 이를 다시 성공적인 기간에 진입한 것으로 취급하였다.

<표 6>에 모형 1 - 3에 정리된 결과에 따르면 소득이 신용관리 대상으로 설정된 부채 금액을

결정하거나 증가시키는 데 유의하지 않다. 모형 1 - 3 에서는 채무가 불이행되고 있다 하더라도 신용 점수가 높은 사람일수록 연체되고 있는 채무 금액이 적으며 대출 성격별 가산 금리가 높을수록 채무 금액이 적은 것을 알 수 있다. 또한 소득 증감의 변화율과 연체된 채무 액수의 상관관계를 찾을 수 있는데, 이는 소득의 증가와 감소 등 방향에 상관없이 변화의 폭이 클수록 연체된 채무 금액이 감소한다는 것을 보여준다.

	모형1: 신용 관 리대상 미해제 금액	모형2: 신용 관 리대상 미해제 금액	모형3: 신용 관 리대상 미해제 금액	미해제 계좌를 보유 (= 1)하고 있을 대비 로그 비례 위험
상수항	225.47* [125.67]	275.19*** [42.87]	28.98 [96.09]	-
연령대				
40대	30.383** [12.94]	8.2814 [8.8023]	48.20 [21.89]	1.0954 [.0710]
50대	-3.216 [51.00]	13.15 [14.11]	61.77* [32.64]	.9480 [.0721]
60대	16.49 [51.62]	55.65** [26.82]	81.70* [43.26]	.9604 [.0929]
70대	4.220 [63.92]	-61.81 [73.55]	59.98 [71.59]	1.212 [.2378]
교육수준				
고등학교 졸업 = 2	34.61 [33.26]	-1.7267 [7.7622]	12.83 [20.73]	.8921 [.0651]
2년제 대학, 전문대학 졸 업 = 3	43.07 [33.63]	-1.0279 [7.8059]	17.17 [19.56]	.9317 [.0803]
4년제 대학 졸업 = 4	56.70 [39.91]	-6.1350 [7.5825]	23.21 [17.20]	.8314** [.0681]
석·박사 학위 소지 = 5	64.21 [64.49]	-5.010 [13.72]	19.94 [42.21]	.6704*** [.0899]
혼인상태				
기혼, 배우자있는 상태	-21.33 [20.57]	-4.1529 [5.9169]	-20.22 [23.81]	.9459 [.0779]
이혼, 별거, 사별 등	-56.48 [32.39]	-10.27 [9.1005]	-47.47 [30.18]	.8736 [.0975]
신용점수	-5.101*** [.1523]	-5.407*** [.0761]	-3.014*** [.0815]	.9930*** [.0004]
분기별 세금채납 건수	-6.0546 [14.64]		.3033 [12.97]	.9432** [.0254]
분기별 세금채납 액수 (로그 변환)	9.4114 [18.40]		15.03 [14.16]	.9735 [.0210]

소득 (정규화 후)		-32.15	.9692**
		[21.71]	[.0165]
소득대비		.3351	1.0003
총부채 비율		[.3518]	[.0005]
소득대비		-.3247	.9943
소비지출 비율		[.2730]	[.0053]
소득대비		.0724	.9985
자산 비율		[.0811]	[.0018]
코픽스 금리		35.83	103.59***
(단위: 퍼센트)		[25.74]	[20.11]
대출성격별 가산금리		-5.6080**	.9767***
		[2.5915]	[.0071]
소득 증감	-1.1825	.9012	1.6798***
	[1.960]	[1.1193]	[.2654]
소득 증감 변화율	0.0000	-.0046*	.9325**
	[0.0000]	[.0025]	[.0257]
소비 증감	-2.0502	-3.0927	.8006***
	[2.0741]	[4.5110]	[.0373]
소비 증감 변화율	.1624	.4580	1.0086
	[0.2059]	[.5392]	[.0082]
조사 년도			
2013	1.4952	13.45	-
	[6.5369]	[18.88]	
2014	-.8126	5.4285	-
	[10.34]	[29.16]	
2015	12.07	15.95	-
	[13.96]	[49.94]	
2016	19.26	15.18	-
	[15.41]	[54.21]	
2017	20.41	30.72	-
	[15.82]	[55.85]	
기초광역단체 (서울특별시 = 1)			
부산광역시 2	-2.4059	16.04	1.3909***
	[14.58]	[45.94]	[.1424]
대구광역시 3	-7.3367	-5.5891	1.4408**
	[15.50]	[43.89]	[.2068]
대전광역시 4	-20.02	-131.77*	1.2653
	[18.76]	[72.31]	[.2545]

인천광역시 5		-13.54 [16.97]	26.60 [39.57]	.9084 [.1110]
광주광역시 6		-1.5323 [16.02]	-7.941 [48.71]	1.3632** [.1893]
울산광역시 7		-21.15 [16.78]	-43.11 [56.52]	1.4618** [.2511]
경기도 8		-1.728 [9.9318]	-26.26 [34.44]	.9988 [.0652]
(기타 자치단체 결과생략)				
R-squared	0.0057	0.0232	0.0148	-
F 값	1.78	-	-	
No. of obs.	9131	32539	7548	7548
No. of groups	1243	4771	1091	
Obs. per group:				
min	1	1	1	
average	7.3	6.8	6.9	
max	21	20	20	

<표 6> 불이행된 채무 금액과 채무 불이행 상태를 유지하는 기간 추정 결과

주: *90%, **95%, ***99%유의수준. 괄호 안에는 표준 오차

출처: 저자 접속 자료

<표 6>의 모형 4에서는 신용관리 대상 미해제 계좌를 보유하는 기간의 지속성에 어떤 변수들이 영향을 끼치는지 실증 분석 결과를 정리하였다. Cox 비례 위험 모형으로 분석한 결과 교육수준에 따른 지속성의 변화가 나타났다. 교육수준의 영향력은 채무 불이행 확률 및 당분기 개인 채무 불이행 총 금액을 좌우하는 데 유의한 효과를 보여주지 못했으나, 4년제 대학에서 학사 학위 등을 보유하고 이후 석·박사 학위를 포함하고 있는 소비자는 평균적으로 채무 불이행 상태 기간을 짧게 보유하고 있는 것으로 나타났다. 이 소비자들은 장기적으로 연체를 하는 데서 비롯한 사회적 낙인 효과 등에서 자유롭지 못할 가능성이 크다 (Fay, et al. 2002). 개인의 신용도를 보여주는 신용 점수와 분기별 세금 체납 건수는 상승할수록 연체 기간을 줄이는 데 유의한 효과를 나타내지만, 이에 따른 로그 비례 위험이 1에 가까워 그 위험을 예측하는 데 제한적인 역할을 한다. 모형 4 분석에서는 소득이 높은 개인 소비자일수록 신용관리 대상에 등록되어 있는 기간이 짧고 소득과 소비의 변화율이 큰 것도 기간을 줄이는 데 도움이 되는 것으로 나타났다. 다만 코픽스 금리가 증가하거나 소득이 급격하게 증가한 경우 관리 대상에 등록되어 있는 기간이 길 소지가 있는데 이는 유한 책임 모형의 소득 변화가 양의 방향으로 지속될수록 금융시장에서 탈출하려는 유인이 강해진다는 논리와 일맥상통하다.

VI. 결론

본 연구의 채무가 불이행 될 확률, 불이행 되고 있는 채무의 총 금액, 그리고 채무 불이행을 지속하는 기간 등에 따른 분석 결과에 따르면 국내 개인의 채무 불이행 행태를 분석하는 데 있어 혼인상태와 소비 지출의 급격한 변화와 관련된 충격은 유의한 역할을 하지 않는 것으로 나타났

다. 개인 신용 점수, 세금 체납 이력 등 신용 관리 이력은 채무 불이행 가능성을 예측하는 데 도움이 되며 소득 금액 및 소득의 변화도 주요한 역할을 끼치는 것으로 나타났다. 특히, 소득이 높다고 해서 신용 관리 대상에서 해제 될 가능성이 높지 않으며, 오히려 저소득층 보다 중위소득 정도의 소득을 벌어들이는 개인들 중에서 채무 불이행 경향을 발견할 수 있었다. 이러한 결과는 개인 파산과 회생 등 국내 공적 채무 조정 제도의 실효성을 진단하는 데 근거가 될 수 있다. 본 연구에서 이용한 접속 패널에 속해 있는 개인 자료 중에서는 개인 파산 및 회생 건 수 및 사적 채무 조정 제도를 이용한 건 수가 0.01%에 이를 정도로 관측치 수가 적어 제도의 실효성을 진단하는 실증 분석을 시행하기 어렵다. <표 4>의 모형 4 결과에 따라 채무 불이행 확률을 분기 당 개인별로 추정할 경우, 이 확률과 채무 조정 제도를 이용한 경우의 상관관계는 -0.44%이다.

국내에서는 자료의 한계와 부족 등으로 인해 개인 도산절차 제도를 실증적인 자료에 근거하여 실효성을 판단하기 역부족이기 때문에 주로 개인 파산과 회생에 대한 연구를 제도 및 실무 운용 측면에서 사례 위주로 연구하고 있다. 그러나 현행 도산법 제 305조 1항에 의하면 “채무자가 지급을 할 수 없는 때”에 즉 지급불능의 경우에 법원은 파산 선고를 내릴 수 있다. 대법원 판례에 따르면, 지급 불능이란 “채무자가 변제능력이 부족하여 즉시 변제하여야 할 채무를 일반적·계속적으로 변제할 수 없는 객관적 상태”를 뜻한다(김성용, 2014). 대법원 2009. 3. 2 자 2008마 1651 결정문에 따르면 개인 채무자의 지급불능 상태를 판단하기 위해 “채무자의 연령, 직업 및 경력, 자격 또는 기술, 노동능력, 가족관계, 재산·부채의 내역 및 규모 등을 종합적으로 고려하여 채무자의 재산, 신용, 수입에 의하더라도 채무의 일반적·계속적 변제가 불가능하다고 객관적으로 판단되어야 한다”. 김성용 (2014)은 지급불능인지 여부를 판단하기 위해 신용과 수입을 고려하여야 한다는 판례의 태도가 개인 파산 제도의 근본적인 목적을 부합하지 않다고 주장하였다. 김성용(2014)에 등장한 판례에 따르면 주로 파산 여부를 결정하는 데 “종합적”인 견해를 유지하며 장래 5년 동안의 예상 가용 소득뿐만 아니라 그 이후의 기간 예상 수입까지 전부 고려하여 파산 절차 이용을 허락하지 않는 사례가 많거니와 김관기(2013)에 의하면 “20-40대 젊은 채무자, 중산층이나 기업가에게는 쉽게 면책제도의 혜택을 부여하지 않아야한다는 사고가 법원 실무를 지배”하고 있다. 본 연구에서는 채무 불이행 행태를 실증적으로 분석하여 40-50대 중산층에 속한 개인도 채무 불이행 위험에 노출되어 있으며, 채무 불이행 행태를 정확히 예측하고 진단하기 위해서는 급격한 소비 지출 충격이나 실업과 같은 소득 충격에 쉽게 노출되는 빈곤, 저소득층뿐만 아니라 평균적인 소득을 벌어들이는 개인의 채무 불이행 선택 메커니즘을 정확히 이해하는 게 필요하다는 것을 보여준다. 특히 신용 관리 이력을 파악할 수 있는 제도적 장치가 보완된다면 불이행 된 채무에서 비롯된 사회적 비용을 줄이는 데 이바지 할 수 있을 것으로 기대할 수 있을 것이다.

『참고문헌』

- 강호석·정혜리, 2013, 『개인채무자 구제제도 현황』 *BOK 이슈노트* No.2013-6.
- 김기호, 2009, 『가구패널자료 접속을 통한 가계의 유동성제약 변화 연구』 *금융경제연구* 2009(11)1-48.
- 김성용, 2014, 『현행 개인 도산절차의 제도 및 운용상 몇 가지 문제점』 *법경제학연구* 11(1):99-121.
- 김성준·박현서·김미라, 2016, 『가계부채DB의 이해와 활용』 한국은행 논고 9월호 16 - 49.
- 금융위원회, 2018, 『금융위원장, 서민금융지원 현장점검 실시』 2018년 7월 26일 (목) 보도자료.
- 김영일·변동준, 2012, 『우리나라 가계부채의 주요 현황과 위험도 평가: 차주단위 자료를 중심으로』 *KDI 정책연구시리즈*, 2012-06호 1-95.
- _____, 전경희, 2018, 『가계 채무불이행 위험의 결정요인에 대한 분석과 시사점』 *금융연구* 32(2):63-92.
- 김영준·남주하·김상봉, 2013, 『한국의 개인파산 증가원인 분석: 2000년 이후를 중심으로』 *국제지역연구* 17(1): 149 - 170.
- 김정훈·김을식·이다겸, 2015, 『소득·자산기반 중산층 측정 및 특성에 관한 연구』 한국노동패널 2015년 학술대회 보고서
- 김진욱·정의철, 2009, 『가구주 연령별 소득불평등 변화 요인 분석』 한국노동패널 2009년 학술대회 보고서
- 김현정·김우영·김기호, 2009, 『한국노동패널자료를 이용한 가계부채 분석』 *금융경제연구* 366.
- _____, 2009, 『가계부채의 결정요인 분석』 *금융경제연구* 380, 1-45.
- 윤덕주, 2017, 『개인파산제도에 있어 면제재산 제도의 적정성 제고 방안』 *인권과 정의* 467: 108 - 131.
- 이동걸·전성인·정재욱·변동준, 2014, 『우리나라 가계부채의 연체결정요인 및 취약성 연구』 *금융연구* 28(2): 137 - 178.
- 유경원, 2009, 『가계부채 문제에 관한 분석: 미시자료를 중심으로』 *경제분석* 15(4): 1-32.
- 정호성, 2017, 『차주별 패널자료를 이용한 주택담보대출의 연체요인에 대한 연구』 *BOK경제연*

구 2017-6.

_____, 2018, 「가계대출 부도요인 및 금융업권별 금융취약성: 자영업 차주를 중심으로」 *BOK 경제연구* 2018-5

최바울·김성환, 2009, 「가구특성과 소득계층 이동」 *한국노동패널 2009년 학술대회 보고서*

함준호·김정인·이영숙, 2010, 「개인 CB자료를 이용한 우리나라 가계의 부채상환위험 분석」 *한국개발연구*, 32(4): 1-34.

_____. 조현철·권영철, 2015. 「가계부채의 경기순응성과 거시정보결합 신용평가에 대한 연구」 *韓國經濟의 分析* 21(1): 1 - 63.

Abadie, A. and Imbens, G. 2006. "Large sample properties of matching estimators for average treatment effects," *Econometrica*, 74(1), 235-267.

Alvarez, F. and Jermann, U. J. 2000. "Efficiency, equilibrium, and asset pricing with risk of default," *Econometrica*, 68(4):775-797.

Athreya, K., J. M. Sanchez, X. S. Tam, and E. R. Young. 2018, "Bankruptcy and delinquency in a model of unsecured debt," *International Economic Review*, 59(2): 593-623.

Eraslan, H., K. Gizen, W. Li, and P.-D. Sarte. 2017, "An anatomy of U.S. personal bankruptcy under chapter 13," *International Economic Review*, 58(3): 671-702.

Fay, S., Erik Hurst, and M-J. White, 2002, "The household bankruptcy decision," *The American Economic Review*, 92(3):706 - 718.

Guo, S., and Fraser, M. 2010. *Propensity Score Analysis*, Sage, Los Angeles.

Kehoe, T. J. and Levine, D. K. 1993. "Debt-constrained asset markets," *The Review of Economic Studies*, 60(4):865-888.

Kocherlakota, N. R. 1996. "Implications of efficient risk sharing without commitment," *The Review of Economic Studies*, 63(4):595-609.

Livshits, I., J. MacGee, and M. Tertilt. 2010, "Accounting for the rise in consumer bankruptcies," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2): 165-193.

Meghir, C., and L. Pistaferri. 2004, "Income Variance Dynamics and Heterogeneity," *Econometrica*, 72(1): 1-32.

Rubin, D. 1973, "The use of matched sampling and regression adjustments to remove bias in observational studies", *Biometrics*, 29, 185-203.