

가계부채 변수의 가계소비에 미치는 영향 분석*

김 지영 (가톨릭대학교 법정경학부)**

이 상철 (한국은행 금융검사실)***

국 문 요 약

본 연구는 2010년부터 2014년까지의 가계금융에 관한 마이크로 데이터로 경기침체기와 회복기별로 가계부채가 가계소비에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다. 가계의 부채 수준을 측정하기 위한 영향 변수로 총부채상환비율(DTI)과 담보인정비율(LTV)를 선정하고, Between Effect 모형과 고정효과 모형을 설정하여 실증분석을 하였다.

실증분석 결과 가계부채와 가계소비 지출의 변화 간에 음(-)의 상관관계가 나타났다. 이는 신용 및 소비 여력 제약 또는 미래에 대한 불확실성에 따른 예방적 차원의 저축동기의 발현에 기인할 수 있다. 음(-)의 상관관계가 전자에 기인한다면 저소득층에서, 후자에 기인한다면 소득 분위에 관계없이 가계소비가 위축될 것이다. 추가적으로 소득 분위별로 분석을 한 결과, 2010~2011년은 신용 및 소비 여력이 제약되어, 2012~2014년은 미래에 대한 불확실성으로 이러한 음(-)의 상관관계가 나타난 것으로 보인다. 또한 시계열 자료를 이용한 패널 분석도 시도해 시계열적으로 가계부채 증가가 가계소비에 미치는 영향도 파악하였다. DTI는 3분위 가계가, LTV는 4분위 가계가 유의하게 나타나 아직까지는 중간 이상의 소득 계층에 대한 분석에서 유의미한 결과를 갖는다고 판단되었다.

핵심주제어 : 가계부채, 가계소비, 총부채상환비율, DTI, 담보인정비율, LTV, 소득분위

* 이 논문은 2015년도 한국은행 금융검사실 공동연구용역의 지원에 의해 연구되었음

** 제1저자 : 가톨릭대학교 법정경학부 경제학전공 부교수, jyk8591@catholic.ac.kr

*** 교신저자 : 한국은행 금융검사실 과장

I. 서론

우리나라는 1997년의 IMF위기와 2007/08년 금융위기 이전에 가계부채가 크게 증가해 총부채상환비율 등 관련 지표들이 악화되었다. 이 시기를 전후로 가계부채의 형태와 행태도 크게 변화한 것으로 알려져 있다. 금융위기를 경험한 각국의 경제정책 당국은 이후 가계부채의 관리를 위해 다양한 정책지표들을 적용하게 되었는데, 총부채상환비율(DTI)와 담보인정비율(LTV)과 같은 가계부채 증가에 대한 구체적인 관리기법의 도입이 이때 이루어지게 된다.

본 연구의 지향점은 가계의 부채 수준이 금융위기 이전이나 금융위기 기간 중 또는 이후의 가계소비 지출에 미친 영향이 어떠했나를 보려는 것이었으나, 가구별 가계금융 데이터가 2010년 이후부터 입수 가능하여 이의 실행이 어려웠다. 따라서 현재까지 입수 가능한 데이터를 활용하여 Dynan(2012)의 분석과 유사한 방법으로 부채를 과다하게 부담하는 가구가 적게 부담하는 가구에 비해 소비를 크게 줄이는지를 점검하고, 그 이유를 영향을 미치는 실증변수별로 분석하고자 하였다. 그 결과는 어떤 영향변수가 어떤 형태로 가계소비 지출에 영향을 미치는지를 규명하여 줄 것이므로 대출 억제와 같은 건전성 정책의 방향을 설정하는데 유용하게 활용될 수 있을 것이다. (Andersen et al, 2014)

본 논문에서는 2010년 이후부터 축적된 우리나라의 가구별 가계금융조사 자료와 가계금융패널 자료를 이용하여 DTI와 LTV 등 가계부채의 영향 변수별로 가계소비 지출이 어떻게 영향을 받는가를 연구해보기 위해, Between Effect(BE) 모형과 고정효과(fixed effect) 모형을 설정하고 분석을 시행한다. 추가로 소득 분위별로는 어떻게 반응하는지를 실증적으로 분석하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 관련 선행연구를 소개하였다. III장에서는 연구방법에 대해 소개하는데, 여기에서 데이터, 본 논문의 핵심변수인 부채영향 변수에 대해 언급하였다. IV장에서는 실증분석을 실시하고 가계부채 변수가 가계소비에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. V장 결론에서는 요약 및 시사점, 연구의 한계 등을 제시하였다.

II. 관련 선행연구

Dynan (2012)은 높은 LTV의 가계가 낮은 LTV의 가계에 비해 금융위기 기간 중 소비를 크게 줄였다는 것을 실증적으로 확인하였다. 이에 더하여 Andersen et al. (2014)은 다음의 3가지 결과를 보완하였다. 첫째, 금융위기 이전 가계의 레버리지 수준과 금융위기 기간 중 소비의 변화 사이에는 비선형관계가 존재한다. 음(-)의 상관관계는 LTV 40%이상에서 주로 나타난다는 것이다. 둘째, 소득 계층, 지역, 연령, 금융자산, 순자산 등 가계의 특성에 관계없이 금융위기 이전 레버리지 수준과 금융위기 기간 중 소비 변화 간에 음(-)의 상관관계가 존재하며, 이러한 결과는 높은 레버리지 가계가 미래에 대한 불확실성에 대비하여 예방적 저축 동기(Precautionary saving motive)로 인해 소비를 줄이기 때문이라 분석했다. 셋째, 2007년에는 높은 레버리지 가계가 낮은 레버리지 가계에 비해 소득의 상당 부분을 주택구입 이외의 용도로 소비하였으나, 2010년에는 양 그룹 간에 비슷한 규모로 소비가 이뤄진 것으로 나타나는데, 이는 금융위기 이전에는 부채 사용이 소비 증가를 가져왔으나 경제가 침체되자 이 소비 증가분이 사라진 데 기인하는 것으로 보았다.

국내의 연구에서는 2008년 금융위기를 전후로 보건복지패널 자료를 이용한 가구의 부채 추이 분석결과, 소득 3분위의 가구가 다른 그룹에 비해 부채부담이 가장 큰 것으로 나타났다. 또한 가계부채의 안정적 관리를 위해 가계부채의 결정요인에 대한 소득분위와 생애주기별 접근이 필요하다는 점을 주장하였으며, 최근의 가계부채 급증 추이를 고려할 때 DTI 등 금융규제 완화에 대해 보다 신중한 접근이 필요하다고 제안하였다. (Kim, 2014) 가구단위의 부채부담 분석을 주장하였다는 점과 소득분위 중 어느 분위의 그룹이 부채부담에 대해 민감도가 높은 지에 대해 분석했다는 점이 의미 있다고 판단된다. 한편 Koh & Yoon (2008)은 우리나라의 소득대비 주택가격을 감안할 때 장기주택금융의 발달은 반드시 필요하고, 동 금융체제의 중요한 기초로 차입자의 상환능력을 감안한 대출심사체제의 안정적인 확립이 전제될 필요가 있는데, 모기지의 상환능력을 감안한 여신심사에서는 차입자의 소득수준이 주요 심사요소가 되기 때문에 필연적으로 동 제도의 강화는 소득력이 낮은 하위 계층의 주택마련에 부정적 요소로 작용하고 상위계층 차입자에

계는 큰 부담으로 작용하지 않는다고 분석하였다. 특히 LTV 규제와 비교할 때 DTI 규제의 강화는 주택금융 제약 가구수를 2배 이상 확대시켜 주택수요 감축을 위한 정책수단으로 효과가 크다고 주장하였다. 반면에 이 조치에 따른 주택수요 감축은 하위 소득계층으로부터 발생하고 있어, 주택가격 안정화와 주거 양극화 해소를 정책목표로 판단하는 정책담당자 입장에서는 중산층 서민의 희생을 바탕으로 주택가격 안정화를 달성하고 있는 모순적 상황에 봉착한 것으로 이해할 수도 있다고 보았다. 이는 다른 연구에서도 확인되고 있는데, 특히 DTI 규제가 강화될 수록 주택규모가 작은 서민들이 영향을 더 많이 받으며 주택점유형태도 소유에서 임차로 변화는 확률이 증가하는 것을 확인하고 있다. (Lee & Chung, 2010)

III. 연구방법

3.1 데이터

본 연구에서는 가계금융에 관한 마이크로 데이터를 이용하여 가계부채가 가계 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 분석대상 기간은 가계금융에 관한 마이크로 데이터가 국내에서는 2010년 이후 구축되었기 때문에 2010~2014년으로 하였다. 전 가구에 대한 금융패널 데이터는 통계청의 마이크로데이터 시스템을 이용하였고, 소득분위별 가계금융 데이터는 국가통계포털(KOSIS)을 활용하였다.

2010~2011년 자료와 2012~2014년 자료의 조사대상자가 달라 2010~2011년 자료를 이용한 분석결과와 2012~2014년 자료를 이용한 분석결과를 따로 도출할 수밖에 없어 5년간의 통합 분석이 불가능했다. 또한 2010~2011년 자료에서는 대출 상환 금액에 대한 월 자료만이 수록되어 있어 연간 상환금액은 월 상환금액*12로 계산하여 활용하였다. 한국의 경우, 2010~2011년은 2008년 글로벌 금융위기로 인한 경기침체에서 다소 회복세를 보이는 모습을 보였던 시기이고, 2012~2014년은 2011년 유럽 재정위기 등 대내외적 요인들로 향후 경기에 대해 비관적인 전망이 우세했던 시기이다. 비록 분석기간이 짧고 데이터의 단절로 인한 시계열적 분석의 어려움은 있지만, 2010~2011년 분석결과와 2012~2014년 분석결과의 비교를 통해 경제상황별로 가계부채가 가계소비에 미치는 영향을 파악하는 것은 의미가 있다고 판단된다.

2010~2011년 가계금융조사 자료와 2012~2014년 가계금융패널 자료의 기술통계 분석 결과는 <표1>과 같다. 2010~2011년의 경우 회귀분석에 활용된 가구 수는 대략 10,000가구이다. 2011년 가구당 평균 총자산은 3.3억원 수준으로 2010년 대비 소폭 증가했다. 이는 가구당 평균 부채금액이 증가한 데 기인하는데, 2010년 대비 하여 가구당 평균 순자산은 감소하였고 가구당 평균 부채금액은 증가하였다. 2011년 가구당 평균 순자산은 2.6억원, 가구당 평균 부채금액은 57백만원 수준이다. 가구당 평균 저축액과 평균 가처분소득은 2011년에 각각 54백만원, 34백만원 수준으로 2010년 대비 증가하였다.

2012~2014년 자료의 기술통계분석 결과를 보면 활용된 가구 수는 대략 9,000가구이다. 가구당 평균 총자산, 평균 부채금액, 평균 저축액은 2012년 이후 점진적으로 증가하여 2014년말 각각 3.3억원, 58백만원, 68백만원 수준을 기록하였다. 가구당 평균 경상소득과 가처분소득도 2014년말 각각 46백만원, 37백만원 수준으로 2012년 이후로 각각 대략 2백만원, 1백만원 증가하였다.

<표 1> 가계금융의 기술통계분석 결과

(단위: 가구, 만원, %)

	2010-2011 가계금융조사		2012-2014 가계금융패널		
	2010	2011	2012	2013	2014
가구 수	10,000	10,517	9,892	9,326	8,956
가구당 총자산	31,056.7	32,546.3	32,951.7	33,216.7	33,316.5
가구당 순자산	26,927.1	25,927.7	27,596.2	27,505.2	27,562.3
가구당 저축액	4,603.3	5,417.9	6,408.6	6,766.4	6,850.1
가구당 부채금액	5,113.1	5,683.4	5,355.5	5,711.5	5,754.1
가구당 경상소득	3,960.4	4,130.6	4,268.1	4,429.6	4,559.7
가구당 가처분소득	3,275.3	3,353.8	3,487.9	3,591.9	3,719.1

3.2 가계부채 영향 변수

본 연구는 가계부채가 가계소비에 어떻게 영향을 미치는가를 분석하고자 함이 목적이므로, 이를 위해서는 가계부채 영향 변수의 선정이 중요하다. 가계의 부채 수준을 측정하기 위한 가계부채 영향 변수는 Andersen & Jensen(2014)을 비롯한 기존의 선행연구를 참조하여 총부채상환비율(DTI)과 담보인정비율(LTV)로 선정되었다. DTI는 부채 원리금 상환금액을 가구 총소득으로 나눈 값에 100을 곱하여 산출되는데, 부채 원리금 상환금액은 부채규모, 상환구조 등에 의해 결정된다. 가계의 LTV는 주택의 담보가치 대비 주택담보대출 비율이나 가계금융조사 및 가계

금융패널 자료로부터 관련 가구별 자료의 추출이 불가능하여 가계의 자산총액 대비 담보대출 비율을 대리변수로 사용하였다. 여기서 가구의 자산총액은 금융 및 주택의 실물자산도 포함된 개념이다. 담보대출은 2010~11년에는 담보대출 항목을, 2012~14년에는 부동산담보대출 항목을 이용하였다.

가계부채 영향 변수로 DTI와 LTV를 선정한 이유는 다음과 같다. DTI의 경우, 부채 원리금 상환금액은 부채규모, 상환구조 등에 의해 결정된다. 따라서 DTI와 가계소비 지출간의 관계를 살펴보면 부채를 과다하게 사용하거나 원리금을 상환하는 분할상환대출을 이용하는 가계에서 가계소비 지출의 위축 현상이 일어나는지를 알아볼 수 있다고 생각한다. 가계는 주택을 구입할 때 일반적으로 부채를 이용한다. 그래서 동일한 자본을 보유한 가계라도 부채 이용 정도에 따라 자산 규모가 상이할 수 있다. 그 결과로 경제가 침체되어 주택가격이 하락하거나 미래에 대한 불확실성이 증가하게 되면 동일한 순자산을 보유한 가계라도 높은 레버리지 가계가 낮은 레버리지 가계에 비해 부정적 충격을 크게 받게 된다. 이러한 시기에는 담보가치에 비해 과도하게 부채를 사용하는 가계는 신용이 제약될 수도 있고 미래를 대비하여 디레버리징(deleveraging)할 수도 있다. LTV를 통해 이러한 관계를 파악하고자 한다. 또한 국내에서는 DTI와 LTV 중 어떠한 지표가 가계소비에 영향을 크게 미치는지 파악하는 것도 의미가 있다고 할 것이다.

IV. 분석 결과

4.1 분석모형

본 연구에서 가계부채가 가계소비에 미치는 영향을 분석하기 위해 분석모형을 다음과 같이 설정하였다.

$$\ln(c_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(na_{i,t}) + \beta_2 \ln(inc_{i,t}) + \beta_3 hh_{i,t} + \beta_4 dti_{i,t} + \beta_5 ltv_{i,t} + \beta_6 D_t + u_i + e_{i,t} \quad \text{식(1)}$$

종속변수는 가계 i 의 t 시점($t=2010, 2011, 2012, 2013, 2014$)의 소비($c_{i,t}$)로 가계 i 의 가처분소득에서 총저축을 차감하여 산출하였으며 로그변환하여 사용하였다. 설명변수에는 가계부채 영향 변수인 총부채상환비율($dti_{i,t}$)과 주택담보대출비율($ltv_{i,t}$)이외에 로그변환한 순자산($na_{i,t}$)과 경상소득($inc_{i,t}$), 그리고 가구원 수($hh_{i,t}$)가 포함되었다.

패널 자료임에도 불구하고 분석기간이 각각 2년, 3년으로 짧아서 Between Effect 모형을 이용하여 회귀분석을 실시하였다. 패널 자료가 주어졌을 때 가장 먼저 해볼 수 있는 방법은 각 변수들의 평균을 구하고 이를 회귀분석해 보는 것이다. 평균을 식(2)나 식(3)과 같이 취하고 나서 \bar{y}_i 를 \bar{x}_i 에 대해서 OLS추정을 하게 된다.

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{x}_i \beta + \bar{v}_{i,t} \quad \text{식(2)}$$

$$\bar{v}_{i,t} = \alpha_i + \epsilon_i \quad \text{식(3)}$$

이 추정량을 바로 Between Estimator라고 부른다. 만일 확률효과(Random Effect)의 가정이 맞는 경우라면 OLS추정치는 일치추정량이 될 수 있다. (Woo, 2013) Between Effect 모형에서는 개별효과인 u_i 항을 삭제한 후 분석을 실시하

는데, 횡단면 자료별로 해당 기간 동안의 평균값을 취하면 ui_i 항은 삭제된다. Between Effect 모형은 특정 i 값에 대한 해당 기간 동안의 평균값인 \bar{i} 패널 자료를 횡단면 자료처럼 분석한다. 따라서 상이한 개체들 즉, DTI(또는 LTV)가 높은 가계들과 낮은 가계들의 차이로부터 식별되는 관계를 추정하고 이로부터 가계부채가 가계소비에 미치는 영향을 분석한다.

가계부채 영향 변수와 가계소비 지출의 변화 간에 음(-)의 상관관계가 나타난다면 이는 다음의 두 경로를 통해 설명이 가능하다. 첫째는 신용기준 강화로 신용 또는 소비가 제약된 부채 과다 가계가 디레버리징(deleveraging)을 함에 따라 소비 지출이 감소하는 경로이다. 첫 번째 경로에서는 유사한 DTI 내지는 LTV를 보유한 가계일지라도 가계의 소득 수준에 따라 가계부채가 가계소비에 미치는 영향은 상이할 수 있다. 특히, 저소득층이면서 부채 부담이 큰 가계에서 부채 부담이 적은 가계에 비해 가계소비 지출이 위축될 수 있다. 둘째는 미래에 대한 불확실성으로 인한 예방적 차원의 저축 동기(precautionary savings motive)에 따라 높은 레버리지 가계가 소비 지출을 축소하는 경로이다. 두 번째 경로에서는 가계의 소득 수준에 상관없이 가계부채 영향 변수와 가계소비 지출의 변화간에 음(-)의 상관관계가 나타날 가능성이 있다. 이를 검증하기 위해 추가적으로 소득 분위별로 Between Effect 추정 방법을 사용하였다.

마지막으로 Between Effect 추정 방법은 실제로 횡단면 분석과 크게 다르지 않으므로 2012~2014년 시계열 자료를 이용하여 패널 분석을 시도하였다. 패널 분석을 통해 시계열적으로 가계부채 증가가 가계소비의 감소에 미치는 영향에 대해서도 파악하였다. 즉, 동일 개체 내의 시간에 걸친 차이로부터 식별되는 관계를 추정하고 이로부터 가계부채가 가계소비에 미치는 영향을 분석한다. 한편, 2010~2011년 자료는 시계열이 2년으로 패널 분석이 불가능하다.

4.2 분석결과

4.2.1 2010~2011년 자료를 이용한 회귀분석 결과

<표2>는 2010~2011년 자료를 이용하여 Between Effect 모형으로 회귀분석한 결과를 보여준다. R^2 는 약 44.38%, F값은 약 1,143.2로 모형은 유의한 것으로 나타났다. 통제변수 중 소득은 유의한 양(+)의 계수가 도출되어, 소득이 증가할 경우 가계소비 지출이 증가하는 것으로 나타났다. 가구원 수에 대한 추정 계수는 유의한 음(-)의 값이 나타났으나 회귀계수를 보면 가구원 수가 가계소비 지출에 미치는 영향은 거의 없는 것으로 보인다. 한편, 순자산은 가계소비에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 연도더미(2010년)의 계수는 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 도출되어 2011년의 가계소비 지출이 2010년 대비 크게 나타났다.

DTI의 추정 계수를 보면 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수가 나타나 DTI가 높을수록 소비가 줄어드는 것으로 풀이된다. 이는 높은 DTI 가계는 소득의 많은 부분을 부채를 상환하는 데 사용하기 때문에 낮은 DTI 가계에 비해 소비 여력이 없어 나타나는 현상으로 보인다. 결국 가계부채를 소득에 비해 과하게 이용하는 가계 또는 이자만 납입하는 대출보다는 원리금을 상환하는 분할상환대출을 이용하는 가계에서 소비 감소가 크게 나타나는 것으로 해석된다.

한편 LTV 비율은 가계소비에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 2010~2011년에는 LTV 비율이 높은 경우에도 가계소비를 제약하기에는 담보가치 대비 대출 규모가 작았기 때문인 것으로 보인다. 또는 2010~2011년은 금융위기 이후 회복기여서 높은 LTV 가계에서도 경기회복을 전망하여 소비를 줄이지 않았을 가능성도 있다.

<표 2> 2010~2011년 가계금융의 회귀분석 결과

Between regression						
Number of obs = 9848			Number of groups = 7543			
R-sq = 0.4438			F(5,7537) = 1143.23***			
	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.Interval]	
소득	0.791799	0.011292	70.12	0.000	0.769665	0.813933
순자산	-0.00721	0.005157	-1.4	0.162	-0.01732	0.002895
가구원수	-0.0289	0.008156	-3.54	0.000	-0.04489	-0.01291
DTI	-0.87399	0.261481	-3.34	0.001	-1.38655	-0.36142
LTV	0.000765	0.000822	0.93	0.352	-0.00085	0.002377
연도더미(2010)	0.060387	0.020658	2.92	0.003	0.019892	0.100882
_cons	0.926634	0.092755	9.99	0.000	0.744812	1.108456

4.2.2 2012~2014년 자료를 이용한 회귀분석 결과

<표3>는 2012~2014년 자료를 이용하여 Between Effect 모형을 추정한 결과를 보여준다. R^2 는 약 41.21%, F값은 665.81로 모형은 유의한 것으로 나타났다. 통제 변수 중 소득은 여전히 유의한 양(+)의 계수가 도출되어 소득이 증가할수록 가계 소비 지출이 증가하는 것으로 나타났다. 순자산은 2010~2011년 자료에서는 가계 소비에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, 2012~2014년 자료를 이용하는 경우에는 유의한 음(-)의 값이 도출되었다. 2012~2014년에는 순자산이 증가할수록 가계소비 지출은 감소하였는데, 이는 순자산이 큰 가구의 경우 소비보다는 저축을 많이 하는 데서 나타난 결과로 보인다. 한편 가구원 수에 대한 추정 계수는 2012~2014년에는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 연도더미(2012, 2013년)의 계수는 유의한 음(-)의 값을 보여 시간이 지날수록 가계소비가 증가하는 것으로 나타났다.

DTI의 추정 계수를 보면 2012~2014년에도 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수가 나타났다. 다만 추정계수 값은 차이가 있는데 두 시점의 표준화 계수값을 비교해 보면 2012~2014년(-0.144)에는 2010~2011년(-0.532)에 비해 상당히 적게 나타났다. 이는 2010~2011년에는 금융위기 이후의 경기회복기로 부채상환 부담이 큰 가계와 부채상환 부담이 작은 가계 간에 소비지출의 차이가 있었으나, 2012~2014년에는 유럽 재정위기 등 대내외 불안요인으로 인해 모든 계층에서 가계소비 지출의 차이가 적었던 것으로 보인다.

<표 3> 2012~2014년간 가계금융의 회귀분석 결과

Between regression						
Number of obs = 11869			Number of groups = 6109			
R-sq = 0.4121			F(7,6888) = 665.81***			
	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.Interval]	
소득	0.797996	0.015054	53.01	0.000	0.768486	0.827506
순자산	-0.10473	0.006866	-15.25	0.000	-0.11819	-0.09127
가구원수	-0.00038	0.009174	-0.04	0.967	-0.01837	0.017603
DTI	-0.09882	0.033369	-2.96	0.003	-0.16424	-0.03341
LTV	-0.16517	0.069277	-2.38	0.017	-0.30097	-0.02936
연도더미(2012)	-0.14172	0.034739	-4.08	0.000	-0.20982	-0.07363
연도더미(2013)	-0.13526	0.044021	-3.07	0.002	-0.22156	-0.04897
_cons	1.658401	0.091732	18.08	0.000	1.478579	1.838223

LTV의 경우 2012~2014년에는 가계소비에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 2010~2011년과는 달리 2012~2014년에는 높은 LTV 가계는 낮은 LTV 가계에 비해 소비감소 효과가 있는 것으로 보인다. 이는 2010~2011년에는 담보가치 대비 부채 수준이 가계소비 지출을 제약할 정도는 아니었는데, 2012~2014년에는 LTV 비율이 가계소비 지출에 영향을 미칠 정도로 높아졌음을 의미한다. 이는

이명박 정부 집권 후반기에 경기회복을 겨냥한 부동산 규제완화 조치의 일환으로 부동산 담보대출 조건완화 등에 의한 담보대출 증가도 한 원인으로 작용했던 것으로 보인다. 이에 따라 규제완화에 따른 담보대출이 증가하자 이전과 달리 가계 소비가 담보대출의 부담을 인식한 결과로 판단할 수 있다. 또한 2012~2013년 중에는 주택가격이 하락하였고 경제전망의 불확실성이 심화되었기 때문에, 높은 LTV 가계의 경우 이러한 영향으로 가계소비를 줄이는 경향이 나타났었던 것으로 보인다.

4.2.3 2010~2011년 자료 분석에 따른 소득 분위별 회귀분석 결과

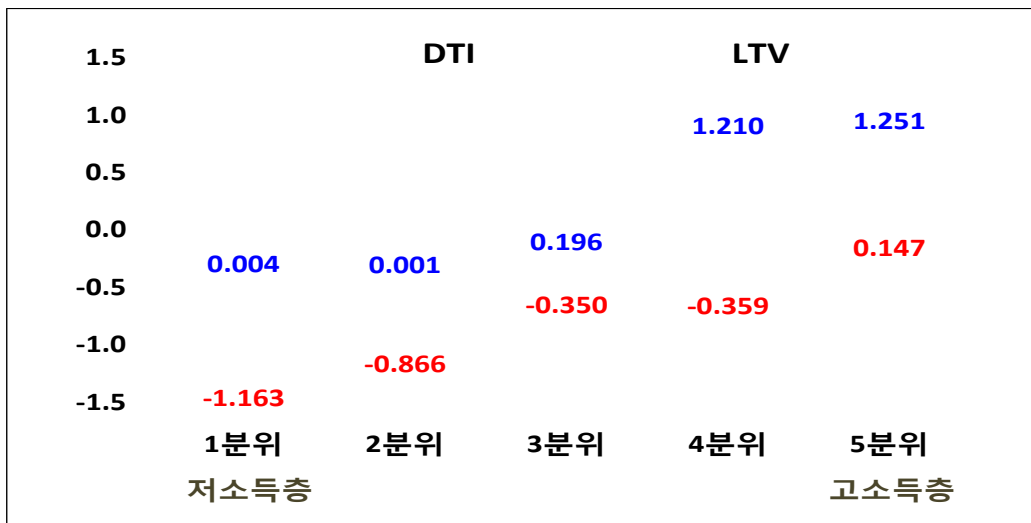
2010~2011년 자료를 이용하여 Between Effect 모형을 추정한 결과 DTI와 가계 소비 지출의 변화 간에 음(-)의 상관관계가 나타났다. 저소득층의 신용 제약으로 나타난 현상인지, 아니면 미래에 대한 불확실성으로 소득 수준에 관계없이 높은 레버리지 가계가 소비 지출을 축소했는지를 검증하기 위해 소득 분위별로 회귀분석을 실시하였다. 소득 분위는 소득을 5구간으로 계층별로 분류하였다. 5분위는 최상위 20%, 4분위는 소득 상위 60~80%, 3분위는 소득 상위 40~60%, 1분위는 하위 20%를 나타낸다.

DTI는 저소득층 구간인 1~2분위에서는 유의한 음(-)의 값을 나타냈지만, 3~5분위에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 소득에 비해 채무상환 부담이 클수록 가계소비 지출의 감소폭은 크게 나타나지만 고소득층으로 갈수록 이러한 부(-)의 상관관계가 약화되어, 저소득층에서 고소득층으로 갈수록 회귀계수의 값이 증가하였다. 이는 2010~2011년이 금융위기 이후 경기침체에서 회복하는 모습을 보였던 시기였고 유사한 DTI일지라도 고소득층보다는 저소득층에서 신용 및 소비 여력이 제약되어 있을 가능성이 큰 점을 고려해 볼 때, 미래에 대한 불확실성보다는 소득에 비해 과도한 채무상환으로 신용 및 소비 여력이 제약되어 나타난 결과로 보인다. 한편 LTV는 소득 분위별로 회귀분석을 한 경우에도 모든 소득 구간에서 유의하지 않게 나타났으며 회귀계수의 부호도 양(+)으로 도출되었다.

<표4> 2010~2011년간 소득분위별 회귀계수의 변화

		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
DTI	계수	-1.163	-0.866	-0.350	-0.359	0.147
	p값	0.000	0.004	0.569	0.598	0.861
LTV	계수	0.004	0.001	0.196	1.210	1.251
	p값	0.244	0.384	0.074	0.002	0.018

<그림1> 2010~2011년간 소득분위별 회귀계수의 변화



4.2.4 2012~2014년 자료 분석에 따른 소득 분위별 회귀분석 결과

2012~2014년 자료를 이용하여 소득 분위별로 회귀분석을 실시한 결과를 살펴보면, 2010~2011년 자료를 소득 분위별로 회귀분석한 결과와는 다른 모습을 보였다. 먼저, DTI의 경우 모든 소득계층에서 가계부채가 가계소비에 미치는 영향이 유사했다. 2012~2014년은 2011년 유럽 재정위기 등 대내외적 요인들로 향후 경기에 대해 비관적인 전망이 우세했던 시기였는데 미래에 대한 불확실성으로 저소득층 뿐만 아니라 고소득층에서도 높은 DTI 가계가 낮은 DTI 가계에 비해 가계소비

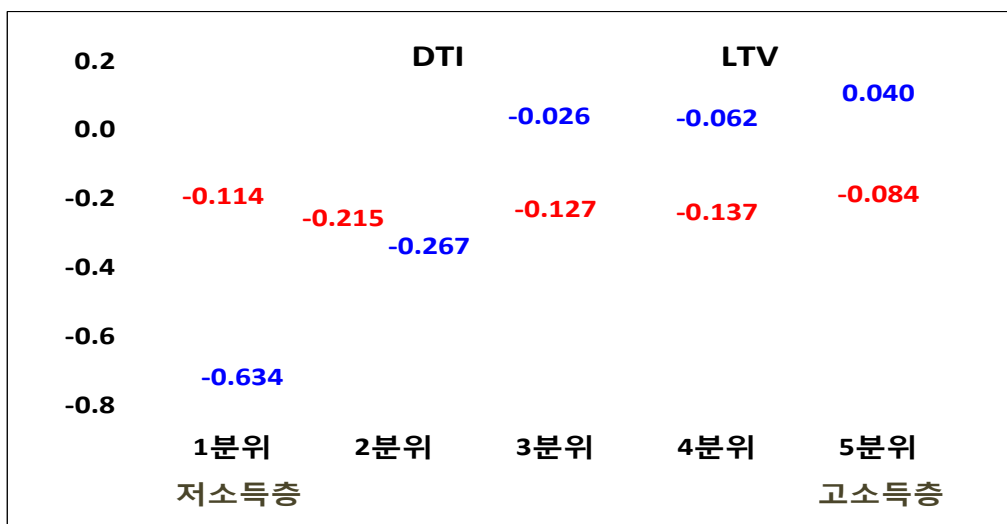
지출을 적게 한 것으로 보인다.

한편 LTV의 경우는 저소득층에서는 통계적으로 유의성을 가지지는 것으로 나타났지만 3~5분위에서는 유의한 결과를 얻기 어려웠다. 또한 소득 계층별로 가계부채가 가계소비에 미치는 영향도 상이하게 나타났다. 이는 2010~2011년에 비해 2012~2014년에는 담보대출이 증가했는데 저소득층에서만 담보가치 대비 부채수준이 가계소비 지출에 영향을 미칠 정도로 높아져 나타난 현상으로 보인다. 결국 저소득층인 1,2분위에서 담보대출 증가에 따른 소비위축이 뚜렷하게 나타났다고 할 수 있다.

<표5> 2012~2014년간 소득분위별 회귀계수의 변화

		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
DTI	계수	-0.114	-0.215	-0.127	-0.137	-0.084
	p값	0.006	0.001	0.049	0.131	0.372
LTV	계수	-0.634	-0.267	-0.026	-0.062	0.040
	p값	0.000	0.033	0.835	0.669	0.819

<그림2> 2012~2014년간 소득분위별 회귀계수의 변화



4.2.5 2012~2014년 모형 패널회귀분석

위 분석의 경우 2012~2014년 분석을 Between Effect(BE) 모형으로 분석하였다. 그러나 BE 모형은 실제로 횡단면 분석과 크게 다르지 않으므로, 시계열이 3년인 2012~2014년 자료를 이용하여 패널 분석을 시도하였다. 패널 분석에서는 시간에 걸친 차이로부터 식별되는 관계를 추정하고, 이로부터 가계부채가 가계소비에 미치는 영향을 분석한다. 패널 자료를 이용하는 기본 회귀모형은 아래와 같다.

$$y_{i,t} = \alpha + x_{i,t} \beta + \alpha_i + \epsilon \quad \text{식(4)}$$

패널 분석의 경우, 횡단면 오차항(u_i) 특성에 따라 고정효과(fixed effect) 모형과 확률효과(random effect)모형으로 구분된다. 그 차이는 α_i 와 $x_{i,t}$ 의 상관관계를 허용하는지에 따른 차이이다. 고정효과는 $E[\alpha_i x_{i,t}] \neq 0$ 인 경우를 허용한 모형으로 가정이 약한 모형이다. 반면 확률효과는 $E[\alpha_i x_{i,t}] = 0$ 를 가정한 강한 가정의 모형이다. 고정효과가 좀 더 약한 가정에 기반을 둔 일반적 모형이기 때문에 특별한 이유가 없으면 확률효과를 사용할 이유가 없다. (Woo, 2013)

그러나 보다 정확한 모형을 선택할 것인지를 결정하기 위해서는 하우스만 검정 (Hausman Test) 시행이 필요하다. (Greene, 2003) 하우스만 검정 결과 귀무가설 $H_0 : cov(x_i, e_i) = 0$ 을 유의하게 기각하면 고정효과 모형을, 기각하지 못하면 확률효과 모형을 선택하게 되는데 검정 결과는 <표6>과 같다. 하우스만 검정 결과를 보면 검정통계량이 342.15, p값이 0.0000으로 귀무가설을 유의하게 기각하므로, 고정효과 모형을 선택하여 패널 분석을 시행하였다.

<표6> 하우스만 검정의 결과

Hausman Test				
검정통계량		χ^2	P-value	자유도
		342.15	0.0000	7
	고정효과	확률효과	계수차이	표준오차
소득	1.29237	0.912271	0.380099	0.021917
순자산	-0.13353	-0.12587	-0.00765	0.009716
가구원수	-0.05844	-0.0306	-0.02784	0.023801
DTI	-0.06918	-0.09762	0.028439	0.014821
LTV	-0.04454	-0.16365	0.119112	0.063902
연도더미 (2012)	-0.08238	-0.04571	-0.03667	0.005753
연도더미 (2013)	-0.1259	-0.04821	-0.07769	0.006996

고정효과 모형에서는 모든 개인적인 차이는 절편 모수의 차이로 설명할 수 있다고 가정한다. 고정효과 추정량은 각 개인에 대해 시간이 변하면서 나타나는 설명변수들과 종속변수의 변동에 따른 정보만을 이용한다. 이 방법은 개인들에 대한 상이한 설명변수 값이 상이한 개인들 사이에 나타나는 종속변수의 변화에 어떻게 영향을 미치는지에 대한 정보를 이용하진 않는다는 점에서 Between Effect(BE) 모형과는 차이가 있다.

<표7>는 2012~2014년 자료를 이용하여 고정효과 모형으로 회귀분석한 결과를 보여준다. R^2 는 약 41.21%, F값은 665.81로 모형은 유의한 것으로 나타났다. 통제변수 중 소득, 순자산 및 가구원 수 모두 여전히 유의한 값이 도출되었다. 소득은 양(+)의 계수가 도출되어 소득이 증가할수록 가계소비 지출이 증가하는 것으로, 순자산과 가구원 수는 음(-)의 계수가 도출되어 순자산 및 가구원 수가 줄어들수록 가계소비 지출이 증가하는 것으로 나타났다. 연도더미(2012, 2013년)의 계수는 유의한 음(-)의 값을 보여 시간이 지날수록 가계소비가 감소하는 것으로 나타났다.

DTI의 추정 계수를 보면 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수가 나타났다. 소득에 비해 채무부담이 증가하는 가계의 경우 가계소비 지출이 감소하는 것으로 보인다. 그러나 LTV의 경우 음(-)의 계수는 도출되었으나 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 고정효과 모형 추정 결과에 따르면 2012~2014년에는 LTV가 가계소비 지출에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 분석된다.

<표7> 고정효과 모형 추정의 결과

Fixed regression						
Number of obs = 11869			Number of groups = 6109			
R-sq = 0.4121			F(7,6888) = 665.81***			
	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.Interval]	
소득	1.292	0.025	51.00	0.000	1.243	1.342
순자산	-0.134	0.011	-11.83	0.000	-0.156	-0.111
가구원수	-0.058	0.025	-2.31	0.021	-0.108	-0.009
DTI	-0.069	0.025	-2.78	0.005	-0.118	-0.020
LTV	-0.045	0.083	-0.54	0.590	-0.207	0.117
연도더미(2012)	-0.082	0.015	-5.32	0.000	-0.113	-0.052
연도더미(2013)	-0.126	0.016	-7.64	0.000	-0.158	-0.094
_cons	-1.786	0.200	-8.93	0.000	-2.178	-1.394

소득분위별로 구분하여 패널분석을 실시한 결과는 <표8>과 같다. 하우스만 검정 결과, 모든 소득분위에서 귀무가설을 유의하게 기각하여 고정효과 모형이 선택되었다. 회귀분석 결과를 보면 DTI 추정 계수의 경우 3분위 가계만이 1% 수준에서 유의하게 나타났으며 여타 소득계층에서는 유의하지 않게 나타났다. LTV의 경우는 4분위 가계에서만 10%수준에서 유의하게 나타났다.

<표8> 소득분위별 패널분석의 결과

Panel Regression					
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
소득	1.204***	1.214***	1.432***	1.094***	1.932***
순자산	-0.061***	-0.168***	-0.315***	-0.335***	-0.446***
가구원수	-0.065	-0.022	-0.008	0.088	-0.036
DTI	0.019	-0.052	-0.302***	0.094	-0.075
LTV	-0.182	-0.201	-0.082	-0.487*	-0.153
연도더미(2012)	-0.042*	-0.114***	-0.112**	-0.043	-0.130**
연도더미(2013)	-0.054**	-0.138***	-0.245***	-0.068	-0.264***
_cons	-1.225***	-0.863	-1.546	0.986	-4.973***
요약통계량					
R^2	0.40	0.12	0.08	0.04	0.15
Hausman Test P-value	0.0001***	0.0002***	0.0002***	0.0783***	0.0004***

* p<.1; ** p<.05; *** p<.01

V. 결론

5.1 요약 및 시사점

본 연구에서는 통계자료의 연도별 불일치로 인해 2010~2011년과 2012~2014년을 분리하여 순자산, 경상소득, 가구원 수 및 DTI, LTV가 가계소비(=가처분소득-총저축)에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 금융위기 기간 이전에 가계부채의 증가가 금융위기 기간 중 가계소비를 어떻게 위축시켰는지를 분석하고, 소득분위별 분석을 통해 소득 계층별로는 어떠한 가계소비 행태를 보였는지를 분석하고자 함이 원래 연구목적이었다. 금융위기 기간을 포함한 2010년 이전의 가구별 통계조사자료가 존재하지 않아 금융위기를 중심으로 한 분석이 불가능해짐에 따라 통계치 입수 가능 기간부터 최근까지의 데이터로 일반적인 가계부채가 가계소비에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다. 가계의 부채 수준을 측정하기 위한 영향 변수로 총부채상환비율(DTI)과 담보인정비율(LTV)을 선정하고, 이를 포함한 5개의 독립변수로 가계부채가 가계소비에 미치는 영향 분석 모형을 설정하였다.

가계부채와 가계소비 지출의 변화 간에 음(-)의 상관관계가 나타남은 신용기준의 강화 또는 예방적 차원의 저축동기가 발현된 데 기인할 수 있다. 예방적 차원의 저축동기가 원인이라면 가계의 소득수준에 관계없이 가계소비가 위축될 것이므로 추가적으로 소득 분위별로 Between Effect를 추정하였고, 시계열 자료를 이용한 패널 분석도 시도해 시계열적으로 가계부채 증가가 가계소비에 미치는 영향도 파악하였다.

통계자료의 연도별 불일치로 인해 2010~2011년과 2012~2014년을 분리하여 순자산, 경상소득, 가구원 수 및 DTI, LTV가 가계소비(=가처분소득-총저축)에 미치는 영향을 분석해본 결과 DTI는 일관되게 소비를 위축시키는 결과를 나타내지만 LTV는 일관된 결과를 보이지는 못하였다. DTI가 높을수록 가계소비는 줄어들지만 LTV는 담보가치 대비 대출 규모가 작다는 등의 이유로 가계소비에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 분석되었다. 최근인 2012~2014년 중에는 통제변수 중 소득은 유의한 양(+)의 값이, 순자산, DTI, LTV 및 연도더미 등은 유의한 음(-)의

값이 도출되었다. 5구간에 걸친 소득 분위별 분석에서는 금융위기 회복기였던 2010~2011년과 유럽재정위기 등으로 비관적 경기전망이 우세하던 2012~2014년이 다르게 나타났다. 2010~2011년에는 DTI는 저소득 구간에서는 음(-)의 값을 나타냈으나 중간 및 고소득 구간에서는 유의하지 않게 나타났는데, 미래에 대한 불확실성으로 소득구간에 관계없이 가계소비를 축소했다기보다 소득에 비해 과도한 채무상환으로 신용 및 소비 여력이 제한된 데 기인한 것으로 판단된다. 2010~2011년도는 2008년 촉발된 금융위기 직후라 소비가 이미 급격히 위축된 상황에서 향후 경기회복을 전망한 개인소비지출 주체가 더 이상은 소비를 줄이지 않았다는 가설이 가능하다고 판단된다. 반면 LTV는 모든 소득 구간에서 유의하지 않게 나타났다. 2012~2014년에는 미래에 대한 불확실성으로 저소득층은 물론 고소득층에서도 높은 DTI의 가계가 가계소비를 억제한 것으로 분석되나, LTV의 경우에는 저소득층에서만 통계적 유의성이 확보되어 저소득층에서만 담보대출 증가에 따라 소비가 위축된 것으로 판단된다.

패널 분석의 추가적인 정밀분석을 위해 하우스만 검정을 실시했고 고정효과 모형이 선택되었다. 2012~2014년 자료로는 가계소비 증가에 대해 소득은 양(+)의 값, DTI와 순자산과 가구원 수 및 연도더미 계수는 음(-)의 값의 계수를 갖는 것으로 나타났다. LTV는 음(-)의 값을 산출하였으나 유의하지 않아 가계소비 지출에 영향을 미친다고 할 수 없었다. 소득 분위별 패널 분석에서는 고정효과 모형이 선택되었고 DTI는 3분위 가계가, LTV는 4분위 가계가 유의하게 나타났다. 기존 Kim(2014)의 연구에서 2008년 금융위기를 전후로 보건복지패널을 이용한 가구의 부채 추이 분석결과, 소득분위 3분위의 가구가 다른 그룹에 비해 가장 부채부담이 큰 것으로 분석되었다고 한 바 있다. 3, 4분위 등 중간 이상의 소득계층에 대한 분석이 유의미한 결과를 갖는다는 본 연구와 연계하여 정책시행의 민감도가 높은 대표 소득구간으로 정의내릴 가능성도 있으므로 추가적인 연구가 필요할 수 있다. 이는 물론 데이터 축적을 통해 분석기간이 좀 더 장기화되어야 통계적 유의성이 확보될 수 있다는 전제하에 가능할 것이다.

5.2 연구의 한계 및 향후 연구의 방향

향후 추가적인 통계자료의 축적으로 정교하게 검증되어야 하겠지만 DTI에 비해 LTV는 일부 소득 계층에서 소비에 미치는 영향 정도를 판별하기에는 통계적 유의성이 확보되지 못하는 한계가 있는 것으로 판단된다. 아울러 소득 분위별 분석에서도 일관된 만족스런 결과가 확보되지 않아 3분위 및 4분위 등 일부 소득계층에 대한 영향 정도를 파악하는데 그치고 있다. 또한 5년의 시계열 자료가 있었음에도 불구하고 2010~2011년 자료와 2012~2014년 자료의 조사대상자가 달라 장기 시계열에 따른 영향 분석이 어렵다는 한계도 있었다.

가계부채 변수의 가계소비 지출에 미치는 영향 정도를 분석하고 분석 결과를 활용하려면, 개인이 아닌 가구별 동태를 추적할 수 있는 꾸준한 시계열 자료의 축적이 전제되어야 한다. 그럴 경우 본 연구에서 분석된 중간계층인 3분위 가계와 차상위 계층인 4분위 가계가 통계적 유의성을 갖는 계층이라고 한 점도 구체적으로 확인이 가능할 것으로 보인다. 이 분석이 유의성을 확보한다면 가계부채 영향 변수별로 어떤 소득분위 계층이 어느 정도로 가계소비를 증감시킬지에 대한 예측이 가능할 것이므로, 소득분위 계층별로 경제정책 집행에 따른 민감도 등을 감안하여 정책의사결정을 하는데 도움이 될 것이다.