

일본에서 자산가격 변동과 소비*

임 병 준 · 최 희 갑

한성대학교 부동산학과 · 아주대학교 사회경제학부

bjrhim@hansung.ac.kr · hgchoi@ajou.ac.kr

Volatility of Asset Price and Consumption in Japan

Rhim, Byeongjun · Choi, Heegab

Professor, Hansung University · Professor, Ajou University

Abstract :

Abstract: We examines the effect of changes in asset prices on the consumption behavior for Japanese households. The estimated long-run elasticity of consumption with respect to total asset turned out to be 0.096, which is similar to previous studies for other countries including US and Korea.

We estimated a short-run consumption function based on error-correction model, where we divided the total assets into real estates and financial assets. The estimation results shows that: At first, not only financial assets but also real estates have a significant explanatory power on consumption behavior.

Secondly, short-run consumption responds more sensitively to financial assets rather than real estates with a strict statistical significance. This may be show a liquidity enhancing role of financial assets. As a whole, our results for Japanese households indicates that the composition of a household assets matter for consumption behavior, which discredit the life-time hypotheses on consumption behavior.

중 요 어 : 부의효과, 항상소득가설, 생애주기 가설

keyword : wealth effect, permanent income hypothesis, life cycle hypothesis

* 본 연구는 2006학년도 한성대학교 교내연구비 지원과제임.

I. 서론

1990년대 말 이래 우리나라는 주식, 부동산 등 자산가격의 변동성이 크게 확대되어왔다. 이러한 자산가격의 변동은 부의 효과(wealth effect)를 통해 가계 소비에 적지 않은 영향을 미쳐왔던 것으로 추정된다. 소비에 관한 대표적인 이론인 M. Friedman의 항상소득가설(permanent income hypothesis)나 F. Modigliani의 생애주기 가설(life cycle hypothesis) 등이 이러한 추정을 뒷받침한다. 이들 가설들에 따르면 가계 소비는 가계가 생애 전체에 걸쳐 획득할 수 있다고 생각하는 예상소득의 현재가치에 의해 결정된다. 특히 근로소득 외에 소득의 주원천인 주식과 부동산 등의 자산가격이 변동하면 가계 소비는 현 시점은 물론 미래 시점에도 부의 효과를 통해 증가하게 된다고 할 수 있다. 그러나 대표적 경제주체를 가정한 이상의 모형은 주택이나 토지를 이미 보유한 가구를 대상으로 한다는 점에서 그 한계를 갖는다. 주지하다시피 이자율의 상승은 채무자이나 채권자이나에 따라 소득 효과가 상이하게 작용하며 이로 인해 이자율 상승이 소비에 미치는 영향도 달라진다. 마찬가지로 주택이나 토지가격의 상승의 경우 부동산 미소유자의 경우 부동산가격의 상승은 소비를 감소시키는 효과를 초래할 수 있다¹⁾.

아울러 부동산 소유자라 하더라도 자산

시장 불완전성은 부동산 가격 변화가 소비 행태에 미치는 영향을 왜곡시킬 수 있다. 보유 부동산의 가격이 상승할 경우에도 가계가 자본이득이 실현되지 않은 현시점에서 소비를 증가시킬 수 있기 위해서는 평가가치가 상승한 부동산을 담보로 자유로운 차입이 가능하다는 가정을 요구하기 때문이다. 만약 가계가 금융시장의 불완전성으로 말미암아 자유로운 차입이 어려운 유동성 제약에 빠져 있다면 부동산 가격의 상승이 소비에 미치는 영향은 매우 제한적일 수 있다.

외환위기 이후 한국의 경험도 이러한 문제점을 잘 보여주고 있다. 주지하다시피 우리나라에서 주택가격은 외환위기 이후 일시적 침체를 벗어나 빠른 상승을 보였고 이에 따라 민간 소비증가율이 소득 증가율을 대폭 상회하여 2001년 하반기에는 그 격차가 2.9% 포인트까지 확대되기도 하였다. 그러나 2001년 하반기 이후 주택가격이 높은 상승세를 보였음에도 불구하고 민간 소비는 종전의 증가세를 유지하다가 2003년에는 오히려 감소하는 모습을 보였다. 실제로 이러한 문제점은 부동산가격과 소비 행태에 관한 실증분석 결과에서도 잘 드러난다. 부동산 가격과 소비간의 관계에 대한 실증분석은 소비 이론의 정치화에도 불구하고 대체로 부동산 가격의 빠른 상승이 세계적으로 관찰된 근년에 집중되어 있다. 우선 OECD(2000)는 주택자산의 부의 효과를 주택자산에 대한 한계소비성향을 국별로 추정하였는데, 미국, 영국, 프랑스의 경우 각각 0.05, 0.03, 0.04로 매우 낮게 나타났으며

1) 이에 관한 보다 자세한 논의는 Romer(2001, pp. 330-362)을 참조하기 바란다.

캐나다 및 일본의 경우에는 0.12와 0.16으로 다소 높게 추정된 바 있다. Girouard and Blondal(2001)도 주택자산에 대한 장기관계소비성향이 미국, 영국, 프랑스의 경우 각각 0.02, 0.03, 0.04로 낮고, 캐나다와 일본은 0.18과 0.16으로 나타났다. 특히 이탈리아의 경우 -0.03으로 추정되었다.

한편 우리나라를 대상으로 이루어진 부동산의 부의 효과에 관한 연구는 2000년 이후에 집중되었는데 대표적 연구로는 김병화·문소상(2001), 윤성훈(2002), 김경환(2003), 이항용(2003) 등을 들 수 있다. 우선 김병화·문소상(2001)은 1990년 이후의 기간 중 민간소비, 소득, 실질이자율, 주가지수, 주택가격지수간에 유의한 공적분 관계를 가지며 주택가격에 대한 민간소비의 장기탄력성을 0.8로 추정하는 한편 오차수정모형을 통해 주택가격은 내구재 및 비내구재와는 유의한 상관관계를 가지지만 준내구재 및 서비스와는 통계적으로 유의하지 않다고 하였다. 윤성훈(2002) 역시 1976년 1/4분기~2001년 3/4분기 중 내구재 소비, 소득, 명목금리, 주가, 지가 간에 공적분 관계가 존재하며 지가에 대한 내구재 소비의 장기탄력성을 0.4로 추정하고 있다.²⁾ 그러나 정한영(2003)은 1987년 1/4분기~2002년 3/4분기의 기간을 대상으로 한 분석에서 향상소비와 임시소비 모두 주택매매가격에 의해서는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

본 연구는 과거 장기간 동안 부동산 가격 상승과 침체를 경험했던 일본을 대상으로 토지자산가치가 소비에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 일본을 연구 대상으로 선택한 것은 우리나라와 달리 일본의 경우 국민경제계산의 연간 자료상에서 가계부문의 최종소비지출, 가처분소득, 토지자산, 금융자산이 동시에 추계되고 있어 일관성 있는 통계를 이용할 수 있기 때문이다. 특히 소비, 소득과 일관성 있는 토지자산과 금융자산을 이용할 수 있는 관계로 본 연구는 유동성 제약의 영향을 분석함으로써 기존 연구에 기여한다. 주지하다시피 유동성 제약이 발생할 경우 자산 구성이 소비에 중요한 영향을 미쳐 동일한 자산을 보유하더라도 토지자산보다 금융자산의 규모가 가계의 소비에 보다 큰 설명력을 가지게 된다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 소비자의 최적행위에 관한 이론을 바탕으로 자산과 소비간의 관계에 대한 이론적 예측을 개관하고 본 논문에서 추정에 이용할 방정식을 소개한다. 3장에서는 자료를 설명하고 2장에서 제시한 소비함수를 실증분석을 한 후 그 결과를 제시한다. 실증 분석결과 토지로 대표되는 실물자산보다 유동자산의 가격변동이 더 큰 영향을 미침을 보일 수 있었다. 4장에서는 실증분석 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

2)한편 서울지역의 아파트시가총액을 주택자산의 대용변수로 사용한 김경환(2003)은 1988년 4/4분기~2003년 2/4분기 중 주택자산에 대한 소비의 장기 탄력성을 0.23으로 추정하였다.

II. 지가와 소비이론 - 추정 방정식의 개요

본 절에서는 생애주기가설의 이론에 근거하여 3절에서 사용할 추정방정식을 도출한다. 생애주기가설에서는 개인의 소비는 금기의 소득에서 결정되지 않고, 개인이 일생동안 소비할 수 있는 생애소득의 크기에 의해 결정된다고 본다. 현재 t 세의 개인이 d 세까지 산다고 가정한다. 남은 생애에 이용 가능한 재력은 현재 의 보유자산스톡 w_t 와 앞으로 벌어들일 것으로 예상되는 비자산소득(임금, 이자수입 등) $y_t^e, y_{t+1}^e, \dots, y_d^e$ 의 현재가치로 환산한 합이 된다. 따라서 개인은 다음 식과 같은 생애소득(TW_t)의 제약조건하에서, 효용 $u=(c_t, c_{t+1}, \dots, c_d)$ 을 극대화하려고 행동한다.

$$TW_t = w_t + \sum_{n=0}^{d-t} \frac{y_{t+n}^e}{(1+r)^n}$$

여기에서, r 은 이자율을 나타낸다. 자산의 규모가 소비의 분배비율에 영향을 주지 않는다면, 소비함수는 다음과 같이 나타난다.

$$c_t = \alpha_t TW_t$$

또한, $y_t^e, y_{t+1}^e, \dots, y_d^e$ 이 y_t 의 일정 비율로 예상된다고 가정하면 다음과 같은 소비함수를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} c_t &= \alpha_t TW_t = \alpha_t w_t + \alpha_t \left[\sum_{n=0}^{d-t} \frac{1}{(1+r)^n} \right] (\gamma y_t) \\ &= \alpha_t w_t + \beta_t y_t \end{aligned}$$

이 개인의 소비함수를 사회전체로 합하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$C_t = aW_t + bY_t \tag{1}$$

여기서, C_t 는 실질가계소득, W_t 는 실질자산총액, Y_t 는 실질가처분소득이며, 또한 a, b 는 인구구성이 일정할 때 매우 안정적이다.

위에서 실질자산총액(W)은 토지나 주택과 같은 실물자산(RW)과 금융자산(FW)으로 구성된다. 생애주기가설이 성립하는 상황에서는 이 2가지 자산항목(실물자산·금융자산)의 한계소비성향은 모두 동등하다는 것에 주의가 요구된다.

생애주기가설·항상소득가설이 지배적이면 가계의 자산총액이 소비에 큰 영향을 미치게 된다. 그러나 이러한 생애주기가설의 예측이 성립하기 위해서는 중요한 가정 중의 하나인 자본시장의 완전성이 성립해야 한다. 즉 주어진 이자율 하에서 가계는 자유롭게 자금을 조달하거나 운용할 수 있어야 한다. 만일 이 가정이 성립하지 않는다면 가계는 차입에 어려움을 가지게 되고 가계의 소비지출은 유동자산과 가처분소득에 크게 의존하게 된다. 즉, 가계는 유동성 제약 하에 놓이게 된다. 거꾸로 유동성 제약이 커질수록 부동산의 가격이 큰 폭으로 변

화해도 가계소비에 미치는 영향은 적어진다. 즉 유동성 제약 하에 놓여 있는 가계가 많을수록 가계의 소비지출은 실물자산과 금융자산의 총합보다도 유동성이 큰 금융자산의 수준에 의존하게 된다. 유동성 제약이 발생할 경우 자산 구성이 소비에 중요한 영향을 미치게 된다. 즉, 동일한 자산을 보유 하더라도 주택이나 토지 등 실물자산보다 금융자산의 규모가 가계의 소비에 보다 큰 설명력을 가지게 된다.

이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 생애주기가설에 유동성제약을 고려하여 다음과 같은 소비함수를 정식화했다.

$$HC_t = \beta_0 + \beta_1 DY_t + \beta_2 RW_t + \beta_3 FW_t + u_t \quad (2)$$

여기서, HC_t 가계총소비, DY_t 가처분소득, RW_t 실물자산, FW_t 금융자산을 의미한다. 위식에서는 2종류의 자산이 각각 다른 한계소비성향을 갖게 될 가능성을 고려하고 있다. 실물자산과 금융자산의 한계소비성향이 같은 경우($\beta_2 = \beta_3$)에는 가계의 소비수준을 결정하는데 있어 중요한 변수는 총자산이 되어 생애주기가설을 지지하게 된다.

또한 실물자산의 계수가 0인 경우($\beta_2 = 0$)에는 가계의 소비수준은 실물자산의 영향을 받지 않고 금융자산에만 영향을 받게 되어 가계가 유동성제약에 빠져 있는 것으로 볼 수 있다.

또한 금융자산의 계수가 0인 경우($\beta_3 = 0$)에는 가계의 소비수준은 금융자산

이 아닌 실물자산에만 영향을 받게 되어 가계가 실물자산(부동산)제약에 빠져 있는 것으로 볼 수 있다. 이 경우 부동산을 담보로 소비에 필요한 자금을 충분히 구할 수 있거나, 부동산 보유에 따른 소득으로 소비를 충족시킬 수 있다는 것으로 해석할 수 있다.

III. 실증분석

1. 자료

실증 분석의 대상기간은 1973년부터 1998년으로 26년간이다³⁾. 분석에 사용된 모든 자료는 일본 국민경제계산의 연간 자료로 가계부문의 최종소비지출, 가처분소득, 토지자산, 금융자산이다. 최종소비지출을 제외한 다른 변수는 명목값이기 때문에 가계부문의 최종소비디플레이터를 이용하여 실질화하였고, 이 값에 로그값을 취한 자료를 분석에 이용했다. 이용된 자료에 대한 자세한 설명은 <표 1>과 같다.

3) 1999년부터는 새로운 방식에 따라 집계되고 있으며, 이 방식에 따른 자료는 1980년 이후 자료만 구할 수 있다. 따라서 일관성을 유지하기 위해 예전 방식으로 집계한 자료를 최대한 수집하여 분석했다.

<표 1> 자료 설명

| 변수명 | 변수 설명 | 단위 | 자료 | 비고 |
|-----------|-------------|-----|-----------|----------------------|
| <i>HC</i> | 가계부문 최종소비지출 | 백만엔 | 일본 국민경제계산 | 실질치 |
| <i>DY</i> | 가계부문 가처분소득 | | | <i>HC</i> 디플레이터로 실질화 |
| <i>RW</i> | 가계부문 토지자산 | | | |
| <i>FW</i> | 가계부문 금융자산 | | | |
| <i>W</i> | 가계부문 총자산 | | | |

주 : 총자산(*W*)은 토지자산과 금융자산의 합계

추정에 앞서 소비함수에 이용될 이들 변수들의 안정성 여부 및 이들 수준 변수들간 관계의 안정성 여부(공적분 여부)를 판단하기 위해 단위근 및 공적분 검정을 하였으며 이를 기초로 오차수정모형을 설정했다.

실증분석에 사용된 시계열에 대한 단위근 검정으로 ADF (Augmented Dickey Fuller)검정을 이용했다. 모든 단위근 검정에는 상수항과 추세항을 포함하여 시행하였고, 차분의 단위근 검정에는 상수항과 추세

항을 포함하지 않았다. 시차길이의 선정은 일반적인 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의거하였다. 이들에 대한 검정결과는 <표 2>에 요약되어 있다.

ADF 방법에 의한 단위근 검정결과 가계 소비, 가처분소득, 토지자산, 금융자산 모두 단위근이 존재하지 않는다는 가설을 5%의 유의수준으로 기각할 수 없었다. 한편 그러나, 1차 차분한 변수들은 모두 최소한 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가

<표 2> 단위근 검정(ADF 검정) 결과

| | $\ln HC$ | $\ln DY$ | $\ln RW$ | $\ln FW$ | $\ln W$ |
|------------|-----------------|-----------|-----------------|-----------------|----------------|
| 검정통계량 | -0.5021 | -3.3567* | -1.9951 | -1.4002 | -1.9399 |
| <i>p</i> 값 | 0.9767 | 0.0795 | 0.5767 | 0.8368 | 0.6053 |
| | $\Delta \ln HC$ | | $\Delta \ln RW$ | $\Delta \ln FW$ | $\Delta \ln W$ |
| 검정통계량 | -2.5001** | -2.5469** | -3.3785*** | -3.5603*** | -3.5356*** |
| <i>p</i> 값 | 0.0146 | 0.0131 | 0.0016 | 0.0010 | 0.0010 |

주 : 1) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 유의성이 있음을 뜻한다.

2) \ln 은 자연대수를 의미하며, 공적분관계식 $\ln HC_t = \beta_0 + \beta_1 \ln DY_t + \beta_2 \ln RW_t + \beta_3 \ln FW_t + u_t$ 의 Sum of squared residual은 0.00315으로 나타났다.

설을 기각하여 안정적인 시계열로 전환되었다.

개별적으로 불안정한 시계열로 나타난 가계소비, 소득, 주택가격간에 선형결합이 안정적인지의 여부는 Engle and Granger (1987) 방식에 의한 공적분 검정을 통하여 판가름할 수 있다. 이 때 사용된 장기소비 함수는 다음과 같다.⁴⁾

$$\ln HC_t = \beta_0 + \beta_1 \ln DY_t + \beta_2 \ln W_t + EC_t \quad (3)$$

여기서, β_i 는 회귀계수이며 EC_t 는 오차항이다. Engle and Granger 방식은 위의 장기균형식을 추정하여 얻은 잔차에 대해 단위근 검정을 시행하여 공적분의 존재유무를 파악한다. 시차길이의 선정은 일반적인 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의거하였는데 추정 결과는 다음과 같았다.

$$\ln HC_t = -1.540704 + 1.000055 \ln DY_t + 0.096199 \ln W_t + EC_t \quad (4)$$

공적분 검정을 위해 위 식의 잔차에 대해 단위근 검정(ADF 검정)을 시행한 결과, 검정통계량이 -2.29268^{**} (p값 0.0238)로 잔차에 단위근이 존재한다는 귀무가설은 5%의 유의수준에서 기각되었다. 주의할 것은 이상에서 세변수간의 공적분 벡터를 추정하는 것이 소득과 실물자산에 대한 소비

의 장기탄력성을 측정하는 것이 된다는 점이다. 총자산에 대한 소비의 탄력성은 0.096 정도로 나타났다. 동 수치는 서론에서 밝힌 바와 같이 OECD(2000)와 Giro-uard and Blondal(2001)의 연구결과인 0.16과 유사한 수준이다.

2. 지가 변동과 소비에 대한 실증분석

지가 변동과 소비에 대한 실증분석을 하기 위해 공적분 검정결과를 기초로 장기 소비함수를 추정하고 이어서 단기 소비함수를 추정했다.

장기 소비함수를 추정하기 위해 우리는 우선 (4)식을 동태적 최소자승회귀방식(dynamic OLS)에 의해 다시 추정하였다. 동태적 최소자승회귀방식은 Stock and Watson(1993)에 의해 제안된 방법으로 변수들 간의 내생성에 기인하는 편의를 없애기 위한 것이다. 주지하다시피 동태적 최소자승회귀방식은 (4)식에서 수준으로 표시된 독립변수이외에 독립변수와 종속변수의 차분으로 이루어진 선행변수(leads)와 시차변수(lags)를 추가하는 추정방식이다,

<표 3>은 동태적 최소자승회귀방식에 의한 장기소비함수의 추정결과를 보여주고 있다. 각 표본 모두에서 소비에 대한 소득, 실물자산 및 금융자산에 대한 탄력성은 모두 정(+)의 값을 취하고 있으며, \bar{R}^2 로 나타난 설명력도 상당히 높은 것으로 나타났다.

4) 장기적으로는 실물자산과 금융자산의 한계소비 성향이 같아 실물자산과 금융자산을 구별하지 않는다. 즉 생애주기설이 성립하여 소비에 영향을 미치는 변수는 소득과 총자산 수준이라고 판단했다.

〈표 3〉 동태적 최소자승법에 의한 장기소비함수의 추정결과

Stock-Watson Dynamic OLS 모형

$$\ln HC_t = B' X_t + \sum_{j=-k}^{+k} \eta_j \Delta \ln DY_{t-j} + \sum_{j=-l}^{+l} \lambda_j \Delta \ln W_{t-j} + \nu_t \quad (5)$$

여기서, $B = [\beta_0, \beta_1, \beta_2]'$, $X = [1, \ln DY_t, \ln W_t]$

| | $\ln DY_t$ | $\ln W_t$ | $\Delta \ln DY_{t-2}$ |
|-------|--|------------|-----------------------|
| 추정계수 | 0.97635*** | 0.09797*** | -0.35952*** |
| 표준편차 | 0.02915 | 0.01311 | 0.10022 |
| 검정통계량 | $\overline{R^2}$: 0.99836, Sum squared resid : 0.0022 | | |

주 : 1) 표준오차는 Newey and West(1987) 방식에 의해 계산
 2) ***, **, 그리고 *는 각각 1%, 5%, 그리고 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 나타낸다.

소자승회귀방식에 의한 장기소비함수 추정식 (4)에서 도출한 잔차항과 각 변수의 차분변수를 토대로 구성했다. 단 이 오차수정모형은 단기소비함수를 나타내므로 총자산 변수를 실물자산과 금융자산으로 나누어 구성했다.

단기소비함수를 추정하기 위해 우리는 토지자산과 소득뿐만 아니라 유동자산에도 의존하도록 추정모형을 설정했다. 즉, 실질가계소비는 가처분소득, 토지자산, 금융자산에 의해 결정되도록 추정모형을 설정했다.

단기소비함수 추정은 Engle and Granger (1987)가 제안한 오차수정모형(error-correction model)의 방법론을 따라 동태적 최

$$\Delta \ln HC_t = \alpha + \sum_{i=1}^0 \alpha_i \Delta \ln DY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta \ln RW_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta \ln FW_{t-i} + \phi EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

여기서 Δ 는 1차 차분변수를 뜻하며, $\alpha, \alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \phi$ 는 회귀계수, ϵ 는 오차항이다.

〈표 4〉 오차수정모형을 이용한 단기 소비행태식의 추정결과

| | 상수항 | $\Delta \ln DY$ | $\Delta \ln RW$ | $\Delta \ln FW$ | EC_{t-1} |
|-------|---|-----------------|-----------------|-----------------|------------|
| 추정계수 | 0.00569** | 0.6821*** | 0.0554** | 0.0887* | -0.7773*** |
| t값 | 2.63816 | 6.44634 | 2.45038 | 1.75676 | -5.00108 |
| 검정통계량 | $\overline{R^2}$: 0.81132, Durbin-Watson 통계량 : 1.99860 | | | | |

주 : 1) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 뜻한다.
 2) 최종 추정식은 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의거해

$$\Delta \ln HC_t = \alpha + \alpha_1 \Delta \ln DY_t + \beta \Delta \ln RW_t + \gamma \Delta \ln FW_t + \phi EC_{t-1} + \epsilon_t$$

로 선택했으며 잔차항의 계열상관문제를 해결하기 위해 Marquardt의 비선형최소자승법에 의해 추정

EC_{t-1} 는 공적분관계식에서 추출한 오차 수정항으로써 (4)식과 (6)식을 연결한다.

<표 4>는 총자산의 지표를 달리하며 추정된 소비함수의 추정결과를 제시하고 있다. 시차길이의 선정은 일반적인 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의거하였다. 추정에 있어서 자기상관문제를 해결하기 위해 Marquardt의 비선형 최소자승법(nonlinear least square method)을 사용하였으며, 이분산 문제를 조정하기 위해 Newey-West (1987)의 이분산 일치 공분산행렬 추정량(heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator)을 이용하였다.

이 결과를 바탕으로 다음과 같은 몇 가지 시사점을 말할 수 있다.

첫째, 단기에 있어서 소비에 미치는 영향은 모든 변수가 유의하다는 결론이 도출되었다. 특히 금융자산뿐만 아니라 토지자산도 소비에 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 이는 기존의 일본을 대상으로 한 논문과는 다른 결과이다. 예를 들어 小川·北坂(1998)에서는 금융자산을 유동금융자산과 비유동금융자산으로 분류하여 분석을 진행하였는데, 그 결과 실물자산 및 비유동성 금융자산의 계수가 유의하지 않고, 유동성이 큰 금융자산만이 소비에 유의한 영향을 미치는 결과를 도출하였다. 이 결과를 바탕으로 일본의 가계소비에 있어서 생애주기가 설·향상소득 가설이 지지되지 않으며, 유동성제약에 빠져 있다는 것을 의미하고 있다고 해석하고 있다. 그러나 이 논문은 특정 년도의 횡단면자료를 이용하여 분석하였기 때문에, 유동성제약이 장기간에 걸쳐서 지

속되었는지에 대해 판단을 내리기는 곤란하다.

흥미로운 부분은 토지자산을 제외하고 유동자산만을 포함할 경우 단기 소비함수를 추정할 경우 유동자산이 매우 높은 유의성을 갖는 것으로 나타난다는 점이다. 즉, 토지자산을 제외한 실증분석 결과는 유동성 제약의 성립을 지지하게 된다. 그러나 우리의 실증분석 결과가 보여주듯이 토지 자산을 설명변수에 추가할 경우 유동자산의 설명력의 상당부분이 약화되고 유의성도 떨어진다. 이러한 결과는 금융기관의 담보대출 관행으로 부분적으로 해석될 수 있겠다. 즉, 비록 유동성 제약으로 말미암아 유동자산이 단기적인 소비함수의 움직임에 적지 않은 영향을 미치지만 담보대출 관행으로 말미암아 유동성 제약을 가지는 가계라 하더라도 부동산의 보유 여부에 따라 유동성 제약의 강도가 결정된다고 할 수 있는 것이다. 다시 말해 부동산을 보유하고 있다면 유동성 제약에서 벗어날 수 있지만 부동산 미보유자는 유동성 제약에 의해 소비행태가 제한 받는다고 할 수 있겠다.

둘째, 단기소비는 실물자산(0.0554)보다 금융자산(0.0887)의 변동에 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 실물자산이 금융자산에 비해 유동성이 떨어지기 때문인 것으로 해석된다.

셋째, 추정된 단기소비함수를 이용하여 실물자산과 금융자산의 추정계수가 같은지를 F 검정을 실시한 결과, 5% 유의수준에서 같다는 귀무가설이 기각되었다. 이는 단기에 있어서 자산의 구성이 소비에 영향을

미친다는 것으로 적어도 일본에 있어서 생애주기가설이 단기적으로 성립하지 않는다는 것을 의미한다.

IV. 결론

26년간의 일본의 국민계정 데이터를 이용하여 분석한 결과, 소비에 영향을 미치는 변수는 소득, 금융자산, 실물자산의 순으로 나타났다. 또한 실물자산이 소비에 미치는 영향이 금융자산에 비해 적게 나타난 이유는 실물자산은 현금화에 따른 제약이 금융자산에 비해 크기 때문인 것으로 판단된다. 또한 다음과 같은 상황도 고려해 볼 수 있다. 우선 소비를 위한 자금마련이 필요한 경우, 주택과 같은 실물자산을 매각하기보다는 유동화하기 쉬운 금융자산을 처분할 것이다. 만일 금융자산이 아닌 실물자산을 매각하거나 이를 담보로 자금을 융통하는 경우에는 소비하고 남은 자산은 금융자산의 형태로 유지될 것이기 때문에 사후적으로 소비와 금융자산의 증가가 동시에 발행하는 경우도 가능하다. 결과적으로 향후 부동산 관련 상품 증가로 부동산의 유동성이 커질수록 소비에 대한 실물자산의 효과는 점차 증가할 것으로 기대된다. 이렇게 되면 부동산이 소비에 미치는 영향이 금융자산과 비슷해져, 결국 가계의 소비수준을 결정하는 것은 소득과 총자산이 된다는 것을 의미한다. 이는 생애주기가설이 단기에 있어서도

지지된다는 것을 의미한다.

본 연구에 있어서 다음과 같은 한계를 지적할 수 있다. 우선 실증분석에 있어서 시계열데이터를 가지고 분석을 했기 때문에 가계별 상황을 고려하지 않았다. 예를 들면, 주택의 소유 유무와 주택을 소유하고 있더라도 월세를 받는 가계인가 월세를 내는 가계인가에 따라 지가의 상승에 따른 소득이 달라 두 종류의 가계 소비 형태는 다르게 나타날 수 있다. 또한, 가구주의 연령에 따른 소비 형태를 고려하고 있지 않다. 고령층일수록 자녀의 교육이나 결혼 등에 관한 지출이 이루어져 있기 때문에 이에 대한 지출을 고려해야 하는 상대적으로 젊은 층과는 다른 소비 형태를 갖게 될 것이다. 또한 고령층일수록 상대적으로 자산보유액이 많기 때문에 자산효과가 크게 나타날 가능성이 클 것으로 보인다.

이러한 한계를 극복하기 위해서는 가구를 여러 형태별로 분류한 횡단면데이터를 이용하여 실증분석을 할 필요가 있다. 이에 대한 분석은 다음 연구과제로 삼고자 한다.

참고문헌

1. 김경환, "부동산 가격과 거시경제간의 상호관계", 한국은행 조사국 학술회의 보고서, 2003년.
2. 김병화·문소상, "주가와 소비의 관계분석", 한국은행 금융경제연구원, 경제분석, 7권 1호, 2001년 3월.
3. 윤성훈, "자산가격 급변동이 소비에 미친 영향", 한국은행 금융경제연구원, 금융경제연구, 131호, 2002년 8월.
4. 이항용, 주택가격 변동과 부의 효과, 한국은행 금융경제연구, 181호, 2003년.
5. 吉川洋, 『金融政策と日本經濟』日本經濟新聞社, 1996年.
6. 小川一夫, 北坂真一, 『資産市場と景氣變動: 現代日本經濟の実証分析』日本經濟新聞社, 1998年.
7. Case, K., J. Quigley, and R. Shiller, "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market," NBER Working Paper, No.8606, 2001.
8. Church, K., P. Smith, and K. Wallis, "Econometric Evaluation of Consumers' Expenditure Equations," *Oxford Review of Economic Policy*, 10, pp.71-85, 1995.
9. Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-76, 1987.
10. Friedman, Milton, *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press, 1957.
11. Girouard, N. and S. Blondal, "House Prices and Economic Activity," OECD Economics Department working paper, No.279, 2001.
12. Hodgman, Donald. R., "Credit Risk and Credit Rationing," *Quarterly Journal of Economics*, 74, 1960.
13. Jaffee, D. and F. Modigliani, "A Theory of and Test of Credit Rationing," *American Economic Review*, 59, 1969.
14. Kane, E. and B. Malkiel, "Bank Portfolio Allocation, Deposit Variability and the Availability Doctrine," *Quarterly Journal of Economics*, 79, 1965.
15. Ludwig, A. and T. Slok, "The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries," IMF Working Paper, 2002.
16. Modigliani, Franco, "The Life Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth, and the Supply of Capital," *Social Research*, 33, pp.160-217, 1966.
17. Newey, Whitney and Kenneth West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, pp.703-708, 1987.
18. Ogawa, K., S. Kitasaka, H. Yamaoka, and Y. Iwata, "An Empirical Re-evaluation of Wealth Effect in Japanese Household Behavior,"

- Japan and the World Economy*, 8, pp.423-442, 1996.
19. OECD, "House Prices and Economic Activity," *Economic Outlook*, 68, pp.169 -184, 2000.
20. Oliner, Stephen D. and Glenn D. Rudebusch, "Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?," Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review*, 1, 1996.
21. Piazzesi, M., M. Schneider, and S. Tuzel, "Housing, Consumption, and Asset Pricing," UCLA working paper, 2003.
22. Romer, David, *Advanced Macroeconomics* (Second Edition), McGraw Hill New York, 2001.
23. Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, 71(3), 1981.
24. Stock, J. H. and M. W. Watson, "A simple estimator of cointegrating vectors in high order integrated systems," *Econometrica* 60, pp.783-820, 1993.

“본 논문(유사논문 포함)은 다른 간행물에 게재되거나 게재 신청된 사실이 없음.”