

자산가격변동과 민간소비의 동태적 반응

김 영 일

(한국개발연구원 부연구위원)

Asset Prices and Consumption Dynamics in Korea

Kim, Young Il

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는 『자산가격변동이 민간소비에 미치는 효과 분석』(정책연구시리즈 2009-08, 한국개발연구원, 2009)으로 기 발간된 원고를 수정·보완한 것임.

** 김영일: (e-mail) yikim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 자산가격(asset price), 민간소비(consumption), 부의 효과(wealth effect), 오차수정모형(error correction model)
- JEL Code: G10, E21
- Received: 2010. 6. 21 • Referee Process Started: 2010. 6. 29
- Referee Reports Completed: 2010. 12. 30

ABSTRACT

This paper examines consumption dynamics in relation to asset prices in Korea. Empirical analysis based on the error correction model shows that personal consumption is affected by changes in asset prices but the consumption converges to the long-run level of consumption corresponding to the total income flow in two years. This adjustment in consumption implies that the consumption error, reflected in the error correction term, should have predictability for the future consumption growth during the adjustment period. It is found that the error correction term has a long-run predictability for consumption over up to about 3 years; thus, confirming the error correction model. It is also found that housing prices have larger effects on consumption compared with stock prices in Korea. In addition, the effects of income and asset prices on consumption show bigger effects during contractionary period than expansionary period in business cycles.

This paper also analyzes effects of asset wealth that reflects changes in both price and quantity. It is found that asset wealth has a long-run effect on consumption in addition to total income as determinants of consumption. Since wealth effects usually indicate the long-run effect of changes in asset wealth on consumption that is not explained by labor income, which is the proxy for human source of wealth, it is estimated with labor income used as a control variable. According to the estimation, the marginal propensity to consume out of asset wealth is approximately 2%. It means that 1,000won increase in asset wealth may lead to 20 won increase in consumption.

본고는 자산가격의 변동에 따른 민간소비의 동태적 반응을 분석한다. 오차수정모형에 기초한 분석 결과, 민간소비는 자산가격의 변화에 영향을 받지만 2년 정도의 기간이 경과할 경우 총소득에 상응하는 장기균형수준으로 수렴할 가능성이 높게 나타난다. 이러한 민간소비의 조정은 일시적인 소비불균형을 의미하는 공적분오차가 장기소비증가율에 대해 예측력을 가짐을 시사하는데, 최대 3년 정도의 장기소비

증가율에 대해 예측력이 있음을 확인할 수 있다. 한편, 민간소비에 대한 영향은 주식가격보다는 주택가격이 상대적으로 더 크고 유의하게 관찰된다. 또한 경기순환을 고려할 경우 소득 및 자산가격의 변화에 대한 민간소비의 단기적인 반응은 경기수축기가 경기확장기보다 크게 추정되었다.

본고에서는 민간소비에 대한 자산가격의 영향과 더불어 수량요인까지 함께

ABSTRACT

고려한 자산의 변화가 민간소비에 미치는 영향도 구분하여 분석하였다. 분석 결과, 자산의 경우는 장기에서도 총소득과 함께 민간소비에 대해 유의한 설명력을 보인다. 한편, 전체 부를 인적요소인 노동소득과 자산으로 구분하여 자산의 변화에 따른 민간소비의 변화를 추정하였는데, 자

산에 대한 소비의 장기탄력성은 노동소득을 고려한 경우가 총소득을 통제한 경우에 비해 높게 나왔다. 노동소득을 고려한 경우 자산에 대한 한계소비성향은 2% 정도로 추정된다. 이는 1,000원의 자산증가에 대해 20원 정도의 소비증대 효과가 있음을 시사한다.

1. 서론

우리 경제는 경기변동과정에서 자산가치의 등락을 경험하였는데, 이러한 자산가치의 변화는 소득과 더불어 민간소비의 추가적인 변동요인으로 작용할 가능성이 있다. 특히 2004~07년의 경기확장기에는 자산가치가 빠른 증가세를 보였으며, 1998년 외환위기와 2008년 금융위기 등의 경기수축기에는 자산가치가 급락하는 모습을 보임에 따라 자산가치의 변동이 실물경제에 미치는 효과에 대해 관심이 모아지고 있다. 본고에서는 자산가치의 변화가 실물경제에 영향을 미치는 중요한 경로인 민간소비에 대한 효과를 정량적으로 분석하고자 한다.

본 연구는 자산가치의 변화가 소비에 미치는 효과를 장기균형과 단기의 동태적인 조정과정으로 구분하여 분석하고 있다. 이는 자산의 변화가 일시에 소비에 반영되기보다는 조정과정이 수반될 수 있음을 고려하기 위함이다. 이러한 구분에 기초한 분석은 자산의 변화에 따른 소비의 동태적 반응경로에 대한 정량적 이해를 제고할 수 있다. 한편, 자산가격의 경우 주가와 주택가격으로 구분하여 각 충격에 대한 소비의 반응경로상의 차이를 보이고 있다.

또한 본 연구에서는 민간소비에 대한 주요 설명변수인 소득과 자산의 정의가 달라질 경우 추정되는 자산효과의 의미와 크기가 달라질 수 있음을 보이고 있다. 먼저, 자산의 경우 자산의 변화는 가격요인과 수량요인을 모두 반영하므로 자산가격의 변화와 구분하여 소비에 대한 자산효과를 추정하고 해석할 수 있다. 또한 소비에 대한 자산효과를 추정함에 있어 총소득(노동소득과 자산소득을 포함)을 통제변수(control variable)로 사용할 경우와 노동소득을 통제변수로 사용할 경우 자산항의 추정계수가 의미하는 바는 달라질 수 있다. 총소득이 통제변수로 사용될 경우에는 자산소득도 일부 통제됨에 따라 자산항의 추정계수는 자산의 변동이 유발하는 소비효과의 일부만을 반영하게 된다. 따라서 통제변수로서 자산소득의 포함 여부에 따라 자산의 변동이 소비에 미치는 효과의 일부 또는 전부가 추정될 수 있다. 한편, 자산의 변동에 대한 소비의 반응은 경기국면에 따라 상이할 가능성이 있으므로 이를 고려하여 소비에 대한 자산효과를 추정할 수 있다.

자산의 변동이 소비에 미치는 효과의 추정과 관련하여 국외의 주요 선행 연구들은 전체 부(total wealth)를 인적요소인 노동소득과 비인적요소인 자산으로 구분하여 자산의 확대 또는 축소에 따른 소비의 변화를 추정하고 있다.¹⁾ 하지만 대부분의 국내 문헌에서는 노동소득 대신 총

소득(또는 처분가능소득)을 통제변수로 사용하여 자산변동이 총소득에 더하여 소비에 미치는 효과를 분석하고 있다.²⁾ 이 경우에 총소득의 하위항목인 자산소득도 일부 통제되므로 자산항의 추정계수는 실제 자산변동이 유발하는 소비효과 중 자산소득에 의해서도 설명되지 않는 나머지 부분을 추정할 가능성이 있다.³⁾ 따라서 이 경우에는 자산항이 유의하지 않더라도 자산이 소비에 미치는 효과가 없는 것으로 해석해서는 안 될 것이다.

본 연구는 이러한 문제의식에 기초하여 자산의 변동이 총소득에 더하여 추가적인 설명력을 갖는지의 문제와 자산의 변동이 유발하는 소비효과라는 문제를 구분하고 있다. 전자의 분석을 위해서는 총소득을 통제변수로 사용하는 한편, 후자의 분석을 위해서는 노동소득을 통제변수로 사용하여 자산의 변동이 소비에 미치는 효과를 추정한다. 한편, 소득 및 자산의 변화에 대한 소비의 반응은 경기 확장

기와 수축기에 다소 차이를 보일 가능성이 제기되고 있는데, 본 연구에서는 경기순환국면에 따른 소비의 비대칭적 반응을 고려한 단기소비식도 추정하였다.⁴⁾ 이를 통해 경기확장기의 소득과 자산가격 상승이 소비에 미치는 효과와 수축기의 소득 및 자산가격 하락이 소비에 미치는 효과의 차이를 가늠해 볼 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 소비-부의 장기균형에 관한 논의에서 출발하여 소비-부의 동태적 관계에 관한 시사점과 이를 묘사하기 위한 분석방법을 도출한다. 이러한 논의 및 분석방법에 기초하여 제Ⅲ장에서는 실증분석을 행하고 있다. 제Ⅲ장의 전반부에서는 민간소비에 대한 통상의 결정요인으로서 총소득 이외에 자산가격을 고려하여 각각의 변동이 소비에 미치는 장기효과와 소비의 동태적 반응을 분석한다. 제Ⅲ장의 후반부에서는 가격과 수량요인을 함께 반영한 자산의 변화가 소비에 미치는

-
- 1) 부의 비인적요소인 자산과 대조적으로 부의 인적요소는 현실에서 관찰되지 않으므로 이의 대용변수로 노동소득이 사용된다. Ludvigson and Steindel(1999)과 Fernandez-Corugedo et al.(2003)은 노동소득을 통제변수로 사용하여 각각 미국과 영국에 대해 자산변동의 소비효과를 추정하였으며, Catta et al.(2004)는 대부분 해당 국가에 대해 노동소득을 사용하였으나, 자료의 한계로 인해 일부 국가에 대해서는 가처분소득을 대용변수로 사용하였다.
 - 2) 김병화·문소상(2001)은 GNI와 자산가격을, 이항용(2004)은 GNI와 주택자산을 소비의 설명변수로 사용하고 있으며, 전철환·장병화·박형수(2002) 및 최요철·김은영(2007)은 개인처분가능소득과 자산을 소비에 대한 설명변수로 사용하고 있다. 한편, 김세완(2008)은 산업생산과 아파트가격을 도소매판매(소비)에 대한 설명변수로 사용한다.
 - 3) 여기서 자산소득(유량변수)은 자산(저량변수)의 보유에서 발생하는 배당수입으로 해석될 수 있다.
 - 4) 이와 관련된 연구로서 김세완(2008)은 월별 주택가격변동에 대한 월별 도소매판매의 반응이 경기에 따라 비대칭적일 수 있음을 보고하고 있다. 한편, 본 연구는 분기별 자산변동이 국민계정상의 민간소비에 미치는 비대칭적 반응을 분석한다.

효과를 분석한다. 더불어 노동소득과 자산을 소비에 대한 주요 설명변수로 사용하여 자산의 변동이 유발하는 소비효과도 추정한다. 마지막으로 제IV장에서는 요약 및 결론을 제시한다.

II. 소비의 장기균형 및 동태적 조정과정에 관한 일반적 논의

본 장에서는 민간소비의 장기적인 결정요인 및 소비의 동태적 조정과정에 대한 논의와 이에 기초한 실증분석모형을 제시한다.

1. 소비-부의 장기균형에 관한 논의⁵⁾

가계의 동태적 소비결정은 현재소비와 다음 기의 부(wealth) 사이에 성립하는 다음과 같은 예산제약(intertemporal budget constraint)을 만족하게 된다.⁶⁾

$$W_{t+1} = (1 + r_{w,t+1})(W_t - C_t)$$

이로부터 소비-부 사이에 성립하는 다

음의 관계식을 얻을 수 있다.

$$c_t - w_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \Delta c_{t+i}) + const.$$

여기서 소문자는 해당 변수를 로그변환한 값을 나타낸다.

이 식에 따르면, 현재 소비-부의 비율(consumption-wealth ratio)은 미래의 부에 대한 기대수익률과 기대소비증가율에 의해 결정된다. 한편, 이 식의 우변에서 미래의 부에 대한 기대수익률과 기대소비증가율의 차이는 정상시계열(stationary time series)을 이루므로 좌변의 소비-부의 비율도 정상시계열을 이룬다. 이는 소비-부의 비율이 평균회귀성향(mean reversion)을 가짐을 의미하며, 소비-부 사이에 장기적으로 안정적인 균형관계, 즉 공적분관계가 성립함을 시사한다.

하지만 위 식의 부(wealth)는 현실경제에서는 직접 관찰하는 것이 가능하지 않으므로 실증분석의 목적을 위해서는 위 식의 공적분관계를 관찰 가능한 변수들로 표현되도록 변형할 필요가 있다. 한 경제의 부(W)를 인적요소(H)와 비인적요소(A : 금융 및 실물 자산의 합)로 구분하면 전체 부는 이 두 부분의 합으로 표현할 수 있다($W_t = H_t + A_t$). 이를 이용하

5) 소비-부의 공적분관계에 대한 비교적 상세한 유도과정과 해석은 김영일(2009)에서 제시하고 있다.

6) 해당 예산제약식에서 W_t 와 C_t 는 각각 t 기의 부(aggregate wealth)와 소비를 나타내며, $r_{w,t+1}$ 은 t 기와 $t+1$ 기 사이의 부에 대한 수익률을 의미한다.

여 위 식을 전개하면 다음과 같은 소비-인적자본-자산 사이에 성립하는 관계식을 얻게 된다.

$$c_t - \omega a_t - (1 - \omega)h_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i [(w r_{a,t+i} + (1 - \omega)r_{h,t+i}) - \Delta c_{t+i}] + const.$$

이 식의 인적자본(H) 또한 관찰 가능하지 않은 변수이므로 관찰 가능한 변수를 사용하여 위 관계식을 재구성할 수 있다. 노동소득(Y)을 인적자본(H)의 소유에서 발생하는 배당소득(dividend)으로 생각하면 노동소득은 인적자본과 공적분관계가 성립함을 보일 수 있는데, 이 관계를 이용하여 위 식을 전개하면 소비-노동소득-자산 사이에 성립하는 다음 관계식을 얻게 된다.

$$c_t - \omega a_t - (1 - \omega)y_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i [(w r_{a,t+i} + (1 - \omega)r_{h,t+i}) - \Delta c_{t+i}] + (1 - \omega)z_{h,t}$$

이 식의 우변이 정상시계열을 형성하므로 좌변의 소비, 노동소득 및 자산의 세 변수는 안정적인 장기균형관계를 의미하는 공적분관계를 형성한다. 또한 이 공적분식에 따르면, 현재의 자산 및 노동소득 대비 소비의 비중은 자산과 인적자본의 기대수익률, 노동소득과 소비의 예

상 증가율 등에 의해 결정된다. 따라서 이러한 변수들에 대한 기대의 변화에 따라 소비와 자산-노동소득 간 비율, 즉 공적분오차는 조정될 수 있다. 한편, 이 식에 따르면, 소비-부 사이의 비율을 나타내는 공적분오차는 자산 및 인적자본의 미래수익률과 미래 소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있다.

한편, 본 연구는 민간소비의 주요 결정요인으로서 총소득 이외에 자산의 변동이 갖는 추가적인 설명력에도 관심이 있으므로, 이를 위해 소비와 총소득을 포함한 요인 사이의 장기균형관계를 분석하도록 한다. 우선, 소비-부의 장기균형으로부터 소비-총소득 사이에도 공적분관계가 성립함을 보일 수 있다. 총소득(Y_{tot})을 전체 부(W)에서 발생하는 해당 시기의 배당소득으로 생각하면 총소득과 부의 사이에는 공적분관계가 성립함을 보일 수 있는데, 이 관계를 이용하여 위 소비-부의 공적분식을 전개하면 다음과 같은 소비-총소득의 관계식을 얻을 수 있다.

$$c_t - y_{tot,t} \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \Delta c_{t+i}) + z_{w,t} + const.$$

이 식의 우변을 구성하는 변수들이 정상시계열을 형성하므로 소비와 총소득

사이에는 공적분관계가 성립한다. 따라서 소비는 장기적으로 소득의 흐름에 의해 결정되며, 이외의 요인들은 일시적인 효과(transitory effects)만 있는 것으로 볼 수 있다.

한편, 총소득증가율은 노동소득증가율과 자산소득증가율의 가중평균으로 표현할 수 있으므로 위 식의 $z_{w,t}$ 는 다음과 같이 주어진다.

$$z_{w,t} = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (\pi_l \Delta y_{l,t+j} + (1 - \pi_l) \Delta y_{a,t+j} - r_{w,t+j})$$

이는 미래에 예상되는 자산소득증가율의 변화는 현재의 총소득 대비 소비의 변화를 초래하는 요인이 될 수 있음을 시사한다. 한편, 현재의 자산가치는 미래에 예상되는 자산소득(배당소득 등) 흐름의 현재가치에 해당하므로 자산가치(a_t)와 자산소득($y_{a,t}$)은 다음과 같은 일차근사식으로 표현할 수 있다.

$$a_t - y_{a,t} = const. + \sum_{j=1}^{\infty} \rho_a^{j-1} (\Delta y_{a,t+j} - r_{a,t+j})$$

이 식에 따르면, 자산소득 대비 자산가치의 비율은 배당 등의 자산소득의 예상 증가율이 상승하거나 자산의 기대수익률

이 하락할 경우 증가하게 된다. 따라서 미래에 예상되는 자산소득증가율의 변화는 현재의 자산소득 대비 자산가치에 반영되므로, 자산소득 대비 자산가치의 변화는 현재의 총소득 대비 소비의 변화를 설명하는 요인이 될 수 있다. 이는 민간 소비의 통상의 결정요인으로서 총소득 이외에 자산소득 대비 자산가치의 변화가 추가적인 설명력을 가질 수 있음을 시사한다.

2. 분석모형에 관한 논의

위에서 가계의 예산제약으로부터 소비-부 사이에 성립하는 공적분관계식을 유도하였다. 이러한 공적분벡터의 존재는 공적분벡터를 구성하는 적어도 한 변수의 조정을 통해 공적분오차(cointegration error)가 조정(correction)되는 과정이 수반됨을 시사한다(Granger representation theorem; Engle and Granger[1987]). 따라서 소비-부의 두 변수 사이에 장기균형을 의미하는 공적분관계가 성립하는 경우 소비 또는 부의 조정을 통해 장기균형을 회복하게 된다. 이 경우 공적분오차는 조정과정을 거치는 변수에 대해 예측력을 가질 수 있다.

만일 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)이 성립한다면 소비는 마팅게일과정(martingale process)을 따르므로(Hall

7) $\Delta y_{tot,t} \approx \pi_l \Delta y_{l,t} + (1 - \pi_l) \Delta y_{a,t}$, 여기서 y_{tot} , y_l , y_a 는 각각 총소득, 노동소득, 자산소득을 나타낸다.

[1978]), 장기균형으로부터의 일시적인 이탈을 의미하는 공적분오차에 대해 소비의 점진적인 조정을 통한 오차수정 과정을 기대할 수는 없을 것이다. 하지만 현실의 마찰적 요인들—예를 들어, habit persistence(Abel[1990]), 유동성 제약(liquidity constraint), rule-of-thumb 소비자(Campbell and Mankiw[1990]) 등—을 고려한다면 실제소비는 마팅계일과정을 따르지 않고 점진적 조정을 통해 오차수정 과정에 참여할 가능성이 있다. 따라서 소득 또는 부의 변화에 따른 소비의 반응은 이론적 논의보다는 실증분석에 기초하여 이해할 수 있는 문제일 것이다.

소비-부(소득) 사이에 공적분관계가 성립할 경우 적어도 한 변수는 이전 기의 공적분오차에 반응하여 조정되는 오차수정 모형(Error Correction Model: ECM)을 고려할 수 있다. 예를 들어, 부가 외생적으로 결정되고 소비가 이에 반응하는 내생변수라고 가정하면, 소비-부의 공적분식은 다음과 같이 간단한 오차수정모형으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{LR: } c_t &= \alpha_0 + \alpha_1 w_t + \epsilon_t \\ \text{SR: } \Delta c_t &= \beta_0 + \beta_1 \Delta w_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 w_{t-1}) + e_{1,t} \\ \Delta w_t &= e_{2,t} \end{aligned}$$

여기서 LR은 장기(long-run)에서 소비-부

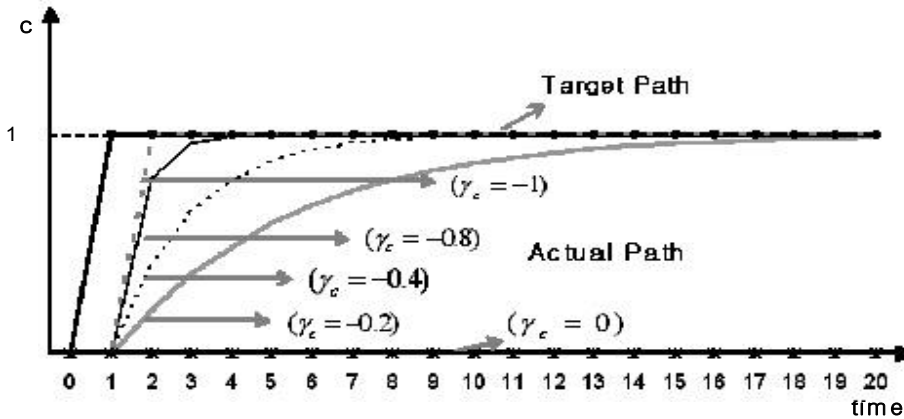
사이의 공적분관계를, SR은 단기(short-run)에서 소비의 조정과정을 기술한다. c_t 와 w_t 는 각각 로그(소비)와 로그(부)를, Δ 는 해당 변수의 일차 차분을 나타낸다. 한편, $(c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 w_{t-1})$ 는 이전 기($t-1$)에 발생한 공적분오차인데, 이는 실제소비와 목표소비 사이의 차이로서 장기균형에서 벗어난 정도를 의미한다. 주어진 단기 식에 따르면, 이러한 공적분오차량은 오차수정속도를 나타내는 계수인 γ_c 와 함께 다음 기(t)의 소비가 조정되는 정도를 결정한다.

[Figure 1]은 $t=1$ 기에 부의 수준(wealth level)이 영구적으로 한 단위 증가할 경우 소비의 가능한 반응경로를 γ_c 의 다양한 값에 대해 보여주고 있다.⁸⁾ 그림에서 보듯이 γ_c 가 0에 가까울수록 실제소비가 목표소비 수준에 도달하는 데 걸리는 기간이 길어지게 된다. 따라서 소비-부의 장기식을 추정함으로써 얻어지는 부에 대한 소비의 장기탄력성(또는 부에 대한 한계소비성향)만으로는 부의 변화가 소비에 미치는 효과에 대해 제한적인 함의만을 얻게 됨을 알 수 있다.

한편, 소비의 조정을 통한 오차수정과정은 공적분오차가 미래의 소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있음을 시사한다. 이러한 오차수정항의 미래소비증가율에 대한 예측력은 위 단기식으로부터 유도되는

8) 이해를 돕기 위해, $\alpha_0 = \beta_0 = \beta_1 = 0$ 와 $\alpha_1 = 1$ 을 가정하였다.

[Figure 1] Responses of Consumption to a Permanent Increase in Wealth: with Different Values of γ_c



다음 식에 의해 설명된다.

$$\Delta c_{t-1,t+j} = -[1 - (1 + \gamma_c)^{j+1}] ect_{t-1} + error(e_{1,t}, \dots, e_{1,t+j}; \gamma_c)$$

이 식은 $t-1$ 기에서 $t+j$ 기 사이의 소비증가율 $\Delta c_{t-1,t+j}$ 가 $t-1$ 기의 공적분오차 ect_{t-1} 에 의해 설명될 수 있음을 나타낸다. 이 식에서 장기소비증가율에 대한 공적분오차의 설명력은 오차수정계수(γ_c)의 크기와 예측기간(j)에 의해 영향을 받을 수 있다.

위 오차수정모형에서는 부의 변화와 같은 충격으로 소비-부가 장기균형으로부터 벗어나는 일시적인 불균형이 발생할 때 소비가 조정됨으로써 소비-부의 장기균형이 회복될 수 있었다. 하지만 소비

이외에 부도 일시적인 불균형에 반응하여 조정과정을 거침으로써 두 변수 사이의 장기균형을 회복하는 데 기여할 가능성이 있다. Lettau, Ludvigson, and Barczi (2001), Ludvigson and Steindel(1999) 등에 따르면, 미국의 경우에는 소비보다는 오히려 부가 오차수정(error correction)에 있어서 중요한 조정변수가 됨을 보이고 있으며, Fernandez-Corugedo, Price, and Blake (2003)는 영국의 경우에 대해 비슷한 결과를 제시하고 있다. 따라서 단기식에서 전기의 공적분오차에 대해 부의 증가율이 반응하는 조정과정도 포함시켜 부의 변동이 소비에 미치는 효과를 분석할 수도 있다. 이 경우 장기적인 소비의 변화는 초기에 발생한 부의 변화 중 영구적인 요소에 의해 결정된다.

위에서 오차수정모형에 대한 논의는

소비-부 사이의 장기균형을 의미하는 공적분관계식의 추정만으로는 소비에 대한 부의 효과를 이해하는 데 충분하지 않을 수 있음을 시사한다. 따라서 부의 변화가 소비에 충분히 반영되는 기간과 조정과정에 대해 이해하기 위해서는 오차수정 속도와 같은 소비의 조정과정에 대한 정보가 필요할 것이다. 다음 장에서는 이를 고려한 분석 결과 및 해석을 보여준다.

III. 실증분석

1. 자산가격의 변동이 민간 소비에 미치는 효과 분석

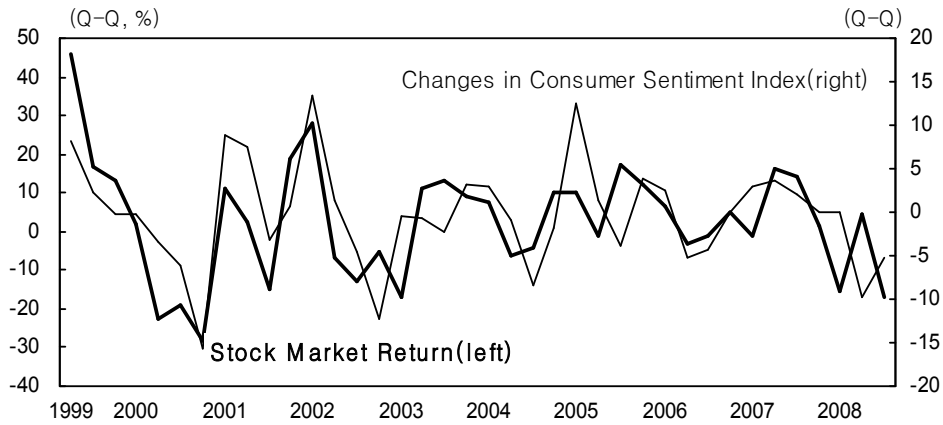
본 절에서는 민간소비에 대한 통상의 결정요인으로서 총소득 이외에 자산의 변화가 갖는 추가적인 설명력을 분석하고자 한다. 한편, 자산의 변화는 가격과 수량요인에 의해 영향을 받는데, 여기서는 자산 자체보다는 자산가격의 변동이 소비에 미치는 효과에 대해 고찰한다. 또한 자산가격으로는 대표적 자산인 주식과 주택을 고려하여 각각의 가격변동이 소비에 미치는 효과를 분석한다.

가. 자산가격과 소비와의 관련성

가계가 보유한 주식과 주택 등 자산가격의 변화는 부의 크기를 변화시켜 소비에 영향을 줄 수 있다. 또한 자산가격은 소비에 중요한 영향을 미치는 미래의 소득과 경기에 대한 판단을 단순 반영함으로써 소비와 높은 상관관계를 보일 가능성도 있다. 따라서 자산가격은 부의 효과 또는 경기에 대한 선행성 등으로 인해 소비와 높은 관련성을 나타낼 수 있다.

자산가격이 보이는 경기선행적인 특성은 소비에 대한 자산효과를 추정하거나 해석하는 데 있어 주의를 요한다. 예를 들어, [Figure 2]에서 보듯이 주가는 주택가격과 달리 소비심리지수와도 높은 상관관계를 보이는데, 이는 가계의 미래소득에 대한 기대가 변할 때 이를 반영하여 주가와 소비심리가 동시에 변화하는 것으로 이해할 수 있다. 이러한 측면의 자산가격과 소비와의 관련성은 주가의 경기선행지표로서의 역할을 강조한 Poterba and Samwick(1995)와 Otoo(1999) 등에서도 언급되고 있다. 이는 주식시장 호황기(불황기)에는 주식을 보유하지 않은 가계도 긍정적(부정적) 소비심리를 보이며 소비를 증가(감소)시키는 경향이 있을 수 있음을 시사한다. 최요철·김은영(2007)은 한국의 경우에 소비에 대한 주가의 설명력이 저소득계층에서도 통계적으로 유의하게 나타남을 지적하고 있다. 따라서

[Figure 2] Stock Market Returns and Changes in Consumer Sentiment Index



Note: The Consumer Sentiment Index in 2008Q3 is the average of those in July and August.
 Source: National Statistical Office, Korea Exchange.

소비에 대한 자산효과의 추정치가 시사하는 부의 효과는 실제보다 클 가능성이 있음에 유의할 필요가 있다.

한편, 주가와 주택가격의 변동이 소비에 미치는 효과는 각 자산의 고유한 특성으로 인해 차이가 있을 수 있으며 그 경로도 상이할 가능성이 있다. 가령, 실물자산인 주택은 자산으로서의 가치뿐 아니라 그 자체가 내구성 소비재라는 측면에서 주식 등의 금융자산과 상이한 측면이 존재한다. 즉 주택가격 상승은 가계의 현재 혹은 미래의 주택서비스 소비와 관련한 가격 상승이라는 측면을 함께 보유하고 있어, 논리적인 관점에서 볼 때 소비증가에 긍정적이라고 단정하기 어려운

특성이 있다. 반면, 주택가격의 변동성은 주가의 변동성에 비해 훨씬 작으므로 동일한 주택가격의 상승은 주가에 비해 영구적인 요소의 비중이 상대적으로 더 높은 것으로 인식될 수 있어 소비에 대한 효과가 더 크게 나타날 가능성이 있다.⁹⁾ 또한 주택이 가계의 보유자산에서 차지하는 비중이 더 높음을 고려할 때, 동일한 가격변화율에 따른 부의 변화폭이 상대적으로 더 크므로 소비에 대한 효과 또한 더 클 가능성이 있다. 이 외에도 주택 등의 실물자산은 주식 등의 금융자산에 비해 유동성과 담보로서의 이용 정도 등에서 차이가 있으므로 주가변동과는 상이한 부의 효과를 나타낼 수 있다. 따라서

9) 우리나라의 경우 과거 20년 정도의 기간에 있어 주식수익률의 표준편차는 주택수익률에 비해 6~7배 정도 높게 나타난다.

<Table 1> Correlation among Income Growth, Consumption Growth, Stock Returns and Housing Returns (1987. 1/4~2008. 2/4)

(Q to Q, Correlation)

	GDI Growth	Consumption Growth	Stock Returns	Stock Returns(-1)	Housing Returns	Housing Returns(-1)
GDI Growth	1	-	-	-	-	-
Consumption Growth	0.714	1	-	-	-	-
Stock Growth	0.289	0.103	1	-	-	-
Stock Growth(-1)	0.339	0.473	0.228	1	-	-
Housing Returns	0.251	0.388	0.179	0.252	1	-
Housing Returns(-1)	0.160	0.101	0.198	0.179	0.665	1

Note: Consumption includes durable, quasi-durable and nondurable goods expenditures, services and net foreign consumption expenditures.

주가와 주택가격의 변동이 소비에 미치는 효과는 이론의 문제이기보다는 실증 분석의 문제로 생각할 수 있다.

우리나라의 자료에 대해 소비, 소득 및 자산가격 사이의 상관관계를 추정하면 <Table 1>과 같은 결과를 얻게 된다. 표에서 보듯이 민간소비는 국내총소득 등 통상의 소비결정요인 이외에도 주식, 주택 등의 자산가격변동과 비교적 높은 상관관계를 보임을 알 수 있다.

이러한 자산가격과 소비의 상관관계는 소비를 설명하기 위한 설명변수로서 소득 이외에도 자산가격의 변화를 고려할 필요성을 제기한다. 한편, 상관관계의 시차에 있어서는 주가수익률이 한 분기 정도의 시차를 두고 소비와 가장 높은 상관관계를 보이는 데 반해 주택가격수익률은 같은 분기의 소비와 가장 높은 상관관

계를 보임을 알 수 있다. 이와 같은 사실은 주가수익률의 변동이 다음 분기의 소비변동에 대해 선행성이 있음을 시사한다. 반면, 주택수익률과 소비 사이에는 동행성이 관찰되는데, 이는 제3의 요인(예: 경기)에 의해 동시에 발생하는 단순 상관관계일 가능성을 감안하면 주택수익률과 소비 사이의 상관관계 전부를 부의 효과로 해석하기에는 어려움이 있다. 따라서 부의 효과와 관련한 실증분석 결과의 해석에는 주의가 요구된다.

한편, 민간소비는 그 형태별 특성에 따라 내구성 소비지출과 비내구성 소비지출로 구분할 수 있으며, 자산가격의 변화에 대해 상이한 반응을 나타낼 수 있다. 다시 말해 자산의 특성뿐 아니라 소비지출의 특성도 분석 결과에 영향을 미칠 수 있다.¹⁰⁾ 하지만 많은 경우 부문별 소비

항목보다는 총민간소비가 관심의 대상이 되므로 본 연구에서는 총민간소비로 한정해서 소비에 대한 자산효과를 분석하고자 한다.

나. 분석모형

가계의 예산제약으로부터 유도한 소비-총소득 사이에 성립하는 공적분관계는 장기의 목표소비가 총소득의 흐름에 의해 결정되며 이외의 요인은 소비에 대해 일시적인 효과가 있음을 시사한다. 예를 들어, 미래의 자산소득 등의 소득증가율에 대한 기대의 변화는 현재의 총소득 이외에 소비의 변화를 설명하는 요인이 될 수 있다. 한편, 미래의 자산소득증가율에 대한 기대의 변화는 현재의 자산소득 대비 자산가치의 변화에 반영되므로, 자산소득 대비 자산가치의 변화는 총소득과 더불어 민간소비의 변화에 대해 설명력을 가질 수 있다. 이에 기초하여 다음과 같은 장기소비식을 얻을 수 있다.

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 (a_t - y_{a,t}) + \epsilon_t$$

여기서 c_t , $y_{tot,t}$, $y_{a,t}$, a_t 는 각각 자연로그가 취해진 소비, 총소득, 자산소득, 자산가치를, ϵ_t 는 소비오차를 나타낸다. 한편, 자산소득의 변화가 상당 부분 총소득

의 변화에 반영될 수 있음을 감안하면 장기소비 수준이 총소득과 자산가치에 의해 설명되는 다음의 회귀분석모형을 고려할 수 있다.

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 a_t + \epsilon_t$$

본 장에서는 자산 자체보다는 수량요인을 제외한 자산가격의 변동이 총소득과 더불어 민간소비에 미치는 효과에 일차적 관심이 있으므로 다음과 같은 장기소비식을 고려한다.

$$\text{LR: } c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 sp_t + \alpha_3 hp_t + \epsilon_t$$

여기서 sp 와 hp 는 각각 로그주식가격과 로그주택가격을 의미한다. 이 식은 장기 목표소비 수준에 대한 결정요인으로서 총소득 이외에 주식가격과 주택가격을 고려하고 있다. 한편, 단기에서 소비의 동태적인 조정과정은 다음의 오차수정모형에 의해 기술될 수 있다.

$$\text{SR: } \Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{tot,t} + \beta_2 \Delta sp_t + \beta_3 \Delta hp_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{tot,t-1} - \alpha_2 sp_{t-1} - \alpha_3 hp_{t-1}) + e_t$$

이 식에서 일시적인 불균형, 즉 공적분

10) 한편, 김영일(2008)은 민간소비 이외에 내구성 소비지출과 비내구성 소비로도 구분하여 자산효과를 분석하고 있다.

오차에 대한 정정(error-correction)은 소비의 조정과정에 의해 해소되는 것으로 가정하였으며, 소득 및 자산가격은 외생적으로 주어지는 것으로 가정하였다. 자산가격의 경우는 임의보행과정(random walk process)을 따르는 것으로 가정하면 오차수정과정에 참여하지 않게 되며 외생변수로 취급할 수 있다.

분석을 위한 자료로서 총소득은 계절조정 실질국내총소득(GDI)을 사용하였으며, 주식가격은 KOSPI와 KOSDAQ 가격지수를 시가총액을 이용하여 가중평균을 구한 뒤 소비자물가지수(CPI)를 사용하여 실질화하고 계절조정된 값을 사용하였다. 한편, 주택가격은 주택매매가격지수를 소비자물가지수를 이용하여 실질화한 뒤 계절조정된 값을 사용하였다.

다. 장기소비식 추정 및 분석

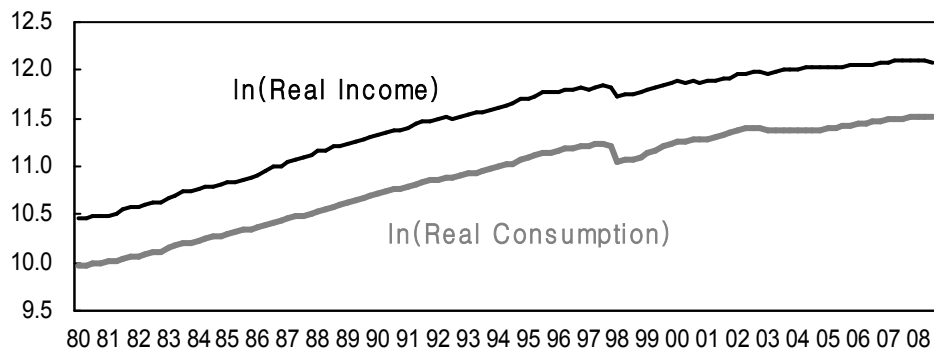
장기소비식을 추정하기 전에 위 공적분식을 구성하는 변수들에 대해 단위근의 존재 여부를 ADF 검정을 통해 분석하였다. 실질소비와 실질소득의 시계열은 [Figure 3]에서 보듯이 상당한 지속성(persistence)이 있으며 서로 동행하는 모습을 보인다. 한편, 물가상승을 고려한 실질주가지수와 실질주택매매가격지수는 1998년 IMF 외환위기를 전후하여 각

각 하향 트렌드에서 상향 트렌드로 바뀌는 모습을 보이는데(Figure 4), 이는 소비 및 소득의 흐름과는 다소 다른 모습이다. 각 시계열 데이터에 대한 단위근 검정 결과는 <Table 2>에 나타나 있다. 표에서 보듯이 소비, 총소득 및 주택가격은 각각의 경우에 단위근이 존재할 가능성을 5% 유의수준에서도 기각할 수 없다. 하지만 주가의 경우에는 10% 유의수준에서 단위근을 기각하는 반면, 5%에서는 일부 lag 수에 대해서만 단위근을 기각할 수 없음을 보이는데, 이는 실질주가지수에 대해서는 단위근이 존재할 가능성이 아주 높지는 않음을 의미한다.

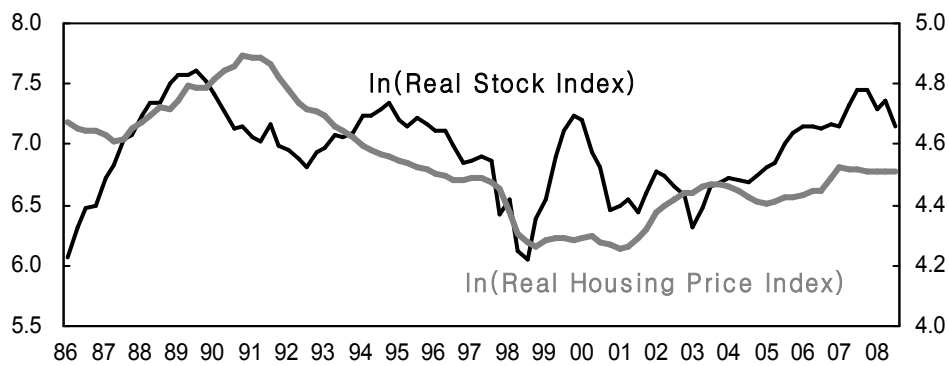
다음으로 Johansen의 공적분 검정을 통해 위 장기소비식의 공적분 여부를 분석한다. Johansen 검정을 위해서는 적정 수의 lag를 정해야 하는데, 이를 위해 unrestricted VAR regression을 한 후 Akaike 또는 Schwarz 정보기준(Information Criterion)을 적용하면 2개의 lag가 적정수로 판단된다. 공적분 검정에서 데이터 자체에는 선형추세(trend)를 허용하였으나 공적분식에는 선형추세가 없이 상수항만을 허용하였다.¹¹⁾ 2개의 lag를 사용하여 Johansen 검정을 하면 5% 유의수준에서 Trace test의 경우에는 4개의 공적분관계식이 존재하지만 Maximum Eigenvalue test의 경우에는 1개의 공적분관계식이 존재하는

11) 공적분식에 선형추세를 허용하지 않는 것이 예산제약으로부터 유도한 위 분석모형에도 부합한다.

[Figure 3] Real Income and Real Consumption



[Figure 4] Real Stock Price and Real Housing Price



<Table 2> Augmented Dickey-Fuller Statistics: Including Trends
(1986. 1/4~2008. 4/4)

	Dickey-Fuller t-Statistic				Critical Values	
	Lag=1	Lag=2	Lag=3	Lag=4	5%	10%
$\ln(C)$	-1.40	-1.41	-1.39	-1.35	-3.46	-3.16
$\ln(Y)$	-1.82	-1.83	-1.81	-1.80	-3.46	-3.16
$\ln(SP)$	-3.36	-3.78	-4.06	-3.26	-3.46	-3.16
$\ln(HP)$	-1.73	-1.70	-1.87	-1.50	-3.46	-3.16

<Table 3> Estimation of Long-run Equation for Consumption

Sample Period	Constant	Income	Stock Price	Housing Price	Adjusted- R^2 (%)
1987. 1/4~2007. 4/4	-1.086 (se=0.232)***	1.025 (0.014)***	-0.027 (0.012)**	0.080 (0.029)***	99.6
1992. 1/4~2007. 4/4	0.609 (0.281)**	0.863 (0.022)***	0.025 (0.008)***	0.058 (0.018)***	99.8
1988. 1/4~1997. 2/4	-1.672 (1.137)	1.051 (0.065)***	0.012 (0.021)	0.087 (0.090)	99.9
2000. 1/4~2007. 4/4	2.560 (2.100)	0.652 (0.244)***	0.040 (0.018)**	0.165 (0.199)	98.8

Note: ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

것으로 나타났다. lag가 각각 3개와 4개인 경우에 대한 공적분 검정 결과는 부록의 <Appendix 1>에서 보고하고 있다. 특히, lag가 4개인 경우의 검정 결과는 Trace 및 Max-Eigenvalue test 모두에 대해 공적분관계가 1개 존재함을 5% 유의수준에서 시사한다. 따라서 소비-총소득-주가-주택가격 사이에 공적분식이 성립하는 것으로 판단할 수 있으며, 이에 기초하여 장기의 소비식과 단기의 동태적 변화를 설명하는 오차수정모형을 추정할 수 있다.

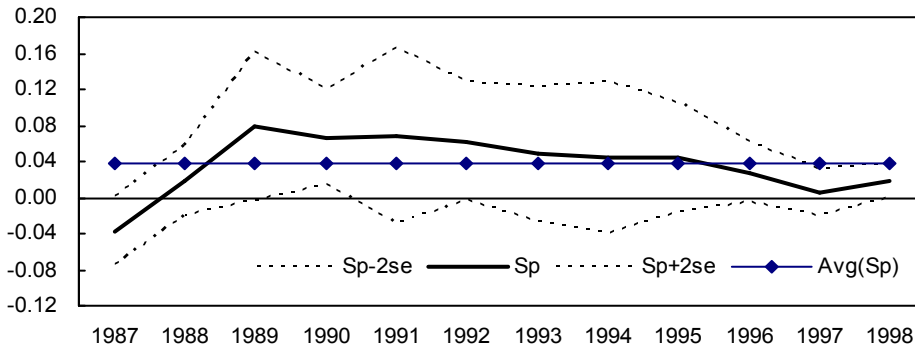
이러한 공적분관계의 존재는 설명변수의 내생성 등에 관계없이 위 장기식의 계수가 일관되게(consistent)¹²⁾ 추정될 수 있음을 시사하며, 일반최소자승법(OLS) 등의 간단한 추정방법이 사용될 수 있다. 하지만 OLS에 의해 추정한 표준오차는 설명변수의 내생성 등에 의해 영향을 받

므로 검정을 포함한 추론(inference)에는 주의가 요구된다. 이 문제를 해결하기 위해 각 설명변수를 차분한 변수의 leads와 lags 항을 포함한 식을 OLS를 이용하여 추정한다(dynamic OLS; Stock and Watson [1993]). 3개의 leads와 lags를 포함한 장기 소비식을 다수의 표본기간에 대해 추정한 결과가 <Table 3>에 제시되어 있다.

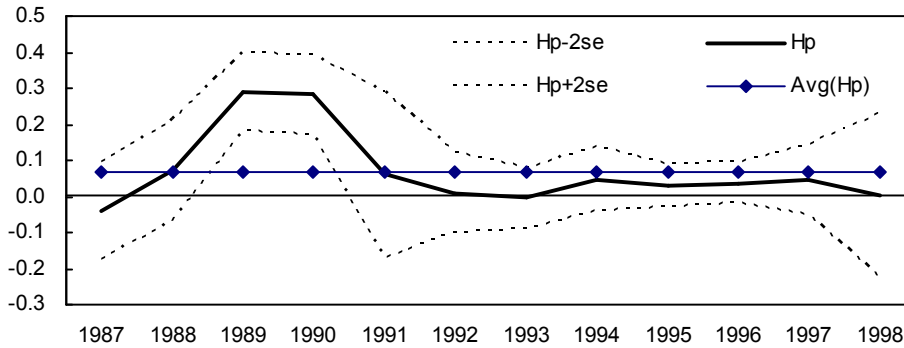
<Table 3>에서 보듯이 소득의 경우는 각 표본구간에서 소비에 대해 유의성이 높은 설명력을 가지며, 소득에 대한 소비의 장기탄력성은 0.6~1.1 정도로 추정된다. 즉 소득이 영구적으로 1% 증가할 때 소비는 장기적으로 0.6~1.1% 정도 증가하는 것으로 볼 수 있다. 한편, 주가 및 주택가격은 표본구간에 따라 차이가 있으나 소비의 주가에 대한 탄력성은 -0.03~0.04 정도인 반면, 주택가격은 0.05~0.17

12) 위 공적분식의 추정계수는 초일치성(super-consistent)을 보이므로 표본크기가 증가함에 따라 참값에 빠르게 수렴하게 된다.

[Figure 5] Elasticity of Consumption to Stock Price with Two-standard-error Confidence Interval



[Figure 6] Elasticity of Consumption to House Price with Two-standard-error Confidence Interval



정도로 추정되는데, 이는 주택가격에 대한 소비의 탄력성이 주가에 비해 최대 4 배 정도 클 수 있음을 시사한다. 하지만 추정구간에 따라 통계적인 유의성이 없는 경우도 다수 있으며 이론과 상반되는 부호도 있음을 고려할 때 자산가격변동이 소비에 미치는 효과가 전혀 없을 가능성도 배제할 수는 없다. 즉, 민간소비의 장기적인 움직임에 대한 주요 설명변수

로서 총소득 이외에 자산가격이 갖는 추가적인 설명력은 중요성도 작지만 통계적 유의성도 낮을 수 있음을 시사한다.

자산가격에 대한 소비의 장기탄력성의 유의성과 안정성을 좀더 상세히 살펴보기 위해 10년의 이동표본구간(moving sample period; 40개의 관찰치 포함)을 1987년부터 시작하여 이동하면서 장기소비식을 추정하고 표준오차의 두 배에 해당하는

신뢰구간을 구하였다(rolling regression with 10 year moving window). [Figure 5, 6]에서 보듯이 자산가격에 대한 소비의 탄력성은 점추정(point estimation)에 의하면 전반적으로 양(+)의 값을 갖지만, 표준오차의 2배에 해당하는 신뢰구간을 적용하면 대부분의 구간에서 통계적으로 유의한 설명력을 갖는다고 판단하기 어렵다. 이는 장기에서 자산가격이 소비에 대해 총소득 이상의 추가적인 설명력을 갖지 못할 수 있음을 시사한다.

라. 단기소비식 추정 및 분석

하지만 소비의 장기균형으로의 조정과정을 묘사하는 단기에서는 자산가격의 변동이 소비에 대해 유의한 설명력을 가질 수 있는데 이하에서는 이에 대한 분석 결과를 보여준다. 외부 충격에 대한 소비의 동태적 반응은 장기균형을 회복하는 과정으로 이해할 수 있는데, 이는 불균형을 의미하는 오차수정항에 대해 소비증가율이 조정되는 것으로 표현할 수 있다. 여기서는 자산가격변동이 단기에서만 민간소비에 대해 설명력을 갖는 모형을 추정하고 자산가격 충격에 대한 소비의 동태적 반응을 분석하도록 한다. 자산가격변동이 단기효과만 있는 경우에는 소비-총소득만으로 구성된 장기균형식의 잔차(residual)가 단기소비에 조정변수로 포함되는 다음과 같은 모형을 고려할 수 있다.

$$SR: \Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{tot,t} + \beta_2 \Delta sp_t + \beta_3 \Delta hp_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{t-1}) + e_t$$

위 단기소비식의 추정 결과는 <Table 4>에 나타나 있다. 소득증가율은 단기에 있어서도 대부분의 표본구간에서 소비증가율에 대해 통계적으로뿐 아니라 경제적으로도 중요한 설명력을 가짐을 알 수 있다. 반면, 같은 분기의 주가수익률은 소득 및 주택가격수익률을 통제할 경우 해당 표본구간에서 통계적으로 유의하지 않거나 심지어 음(-)의 값을 갖는다. 또한 전 분기의 주가수익률도 다수의 표본구간에서 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나왔다. 하지만 가장 긴 표본구간(1986. 2/4~2008. 2/4)에서 다음 분기의 소비증가율에 대해 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 갖는 것으로 추정되었다. 주택가격수익률은 주가수익률과 대조적으로 대부분의 표본구간에서 통계적으로 유의한 설명력을 가지며 경제적으로도 중요한 효과를 갖는다. 한편, 오차수정항은 통계적으로 유의하며 추정계수는 -0.5~-0.1의 값을 보이는데, 이는 소득 또는 자산가격 충격으로 인해 소비-총소득 사이에 일시적인 불균형이 발생할 경우 소비의 조정을 통해 장기균형을 회복함을 시사한다.

〈Table 4〉 Estimation of Short-run Equation for Consumption

Sample Period	const.	Δy_{tot}	Δsp	$\Delta sp(-1)$	Δhp	$ect(-1)$	Adjusted- $R^2(\%)$	
(1)	1986. 2/4~ (1.986)**	0.137 (11.053)***	0.829 (-31.000)***		0.264 (4.190)***	-0.284 (-5.164)***	68.1	
	2008. 2/4	0.084 (1.127)	0.708 (8.962)***		0.023 (2.300)**	0.230 (3.485)***	-0.246 (-4.316)***	66.4
(2)	1992. 1/4~	0.170 (2.329)**	0.982 (11.159)***	-0.046 (-3.833)***		0.292 (3.650)***	-0.313 (-4.815)***	74.9
	2008. 2/4	0.085 (1.104)	0.858 (8.667)***		0.018 (1.385)	0.223 (2.372)**	-0.229 (-3.053)***	69.3
(3)	1988. 1/4~	-0.117 (-0.944)	0.409 (4.544)***	-0.013 (-1.083)		0.091 (1.820)*	-0.486 (-4.585)***	42.4
	1997. 2/4	-0.115 (-0.913)	0.397 (4.223)***		-0.004 (-0.308)	0.088 (1.760)*	-0.480 (-4.211)***	40.3
(4)	2000. 1/4~	0.556 (4.277)***	0.103 (0.981)	0.019 (1.583)		0.170 (1.868)*	-0.142 (-2.367)**	53.7
	2008. 2/4	0.483 (3.578)***	0.191 (2.504)***		0.005 (0.455)	0.191 (1.969)*	-0.151 (-2.288)**	49.6

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

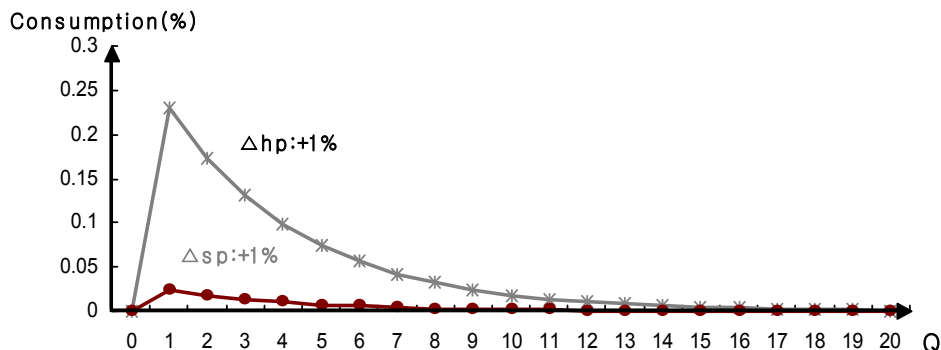
마. 자산가격 충격에 대한 소비의 동태적 반응

위에서 자산가격이 장기에서 민간소비에 대해 총소득 이외에 추가적인 설명력이 없을 가능성을 지적하였고, 이에 해당하는 단기소비식을 기간별로 추정하였다. 추정 결과, 가장 긴 표본기간에 대해 주가수익률의 소비에 대한 효과는 같은 분기보다는 한 분기 정도 선행해서 유의한 양(+)의 효과를 가질 가능성이 있는데, [Figure 7]은 주가수익률 1% 상승에 대한

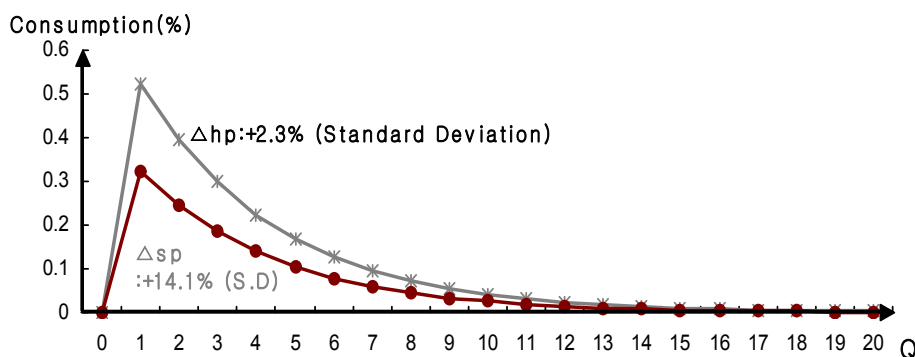
민간소비의 동태적 반응을 보여주고 있다. 또한 주택가격수익률이 1% 상승하는 충격에 대한 민간소비의 동태적 반응을 비교적으로 보여주고 있다. 그림은 주식과 주택이 동일한 수익률 증가를 보일 경우 주가보다 주택가격에 대해 소비가 훨씬 크게 반응함을 보이고 있다.

한편, 주가수익률의 변동성이 주택가격수익률의 변동성보다 높음(6~7배 정도)을 고려하여 각각의 단위표준편차만큼의 충격에 대한 소비의 동태적 반응경로를 살펴볼 수 있다. [Figure 8]에서 보듯이

[Figure 7] Response of Consumption to 1% Permanent Increase in Asset Returns(1986. 2/4~2008. 2/4)



[Figure 8] Response of Consumption to One Standard Deviation Increase in Asset Returns(1986. 2/4~2008. 2/4)



변동성을 고려할 경우 해당 자산수익률의 변화가 소비에 미치는 효과의 차이는 작아짐을 알 수 있다. 이는 변동성이 높은 자산에 대해서는 영구적인 요소의 비중이 상대적으로 작은 것으로 인식될 수 있어 소비에 대한 효과가 더 작게 나타날 수 있음을 시사한다. 한편, 그림에서 보듯이 자산가격변동이 소비에 미치는 단기 효과는 1년 정도 경과하면 70% 정도가

소멸되며, 2년 정도가 경과할 경우에는 90% 정도가 사라짐을 확인할 수 있다. 이는 불균형에 대한 소비의 조정 정도를 나타내는 오차수정계수가 -0.25 정도로서 오차수정속도가 대략 $(1 - 0.75^t)$ 에 의해 결정되기 때문이다.

위 추정 결과는 자산가격 충격에 의해 소비가 소비-총소득의 장기균형으로부터 이탈할 경우 소비의 조정과정을 통해

<Table 5> Long-horizon Predictability of Consumption with Error Correction Term (1986. 2/4~2004. 2/4)

$$\text{Prediction Equation: } \ln(C_{t+k}/C_t) = \theta_0 + \theta_1 \text{ect}_{t-1} + \eta_{t+k}$$

Prediction horizon (kQuarters)	1	2	4	6	8	10	12	14	16
θ_1	-0.21	-0.44	-0.90	-1.13	-1.18	-1.13	-1.05	-0.91	-0.68
(t-stat)	(-2.22)**	(-3.03)***	(-3.95)***	(-3.94)***	(-3.47)***	(-2.93)	(-2.44)**	(-1.94)**	(-1.34)
Adjusted- R^2 (%)	4.2	8.5	14.5	14.7	11.8	8.7	6.0	3.5	1.1

Note: ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

장기균형을 회복하게 됨을 시사한다. 즉, 일시적인 불균형을 의미하는 공적분오차의 존재는 소비의 점진적 조정과정을 수반하므로 장기소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있다.¹³⁾ <Table 5>는 전기($t-1$ 기)의 공적분오차가 현재(t 기)부터 미래 시점($t+k$ 기)까지의 소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있음을 보이고 있다. 표에서 보듯이 전기($t-1$)의 공적분오차는 현재(t)부터 대략 향후 14분기($t+14$)까지의 소비증가율에 대해 유의한 설명력이 있으며, 향후 6분기 정도까지의 소비증가율에 대해 가장 높은 설명력을 보인다 (Adjusted- R^2 기준). 이러한 장기소비증가율에 대한 오차수정항의 예측력은 소비

의 조정을 통해 장기균형을 회복하는 위 오차수정모형에 부합하는 것으로 볼 수 있다.¹⁴⁾

바. 경기순환을 고려한 자산가격변동의 소비에 대한 효과 분석

위 자산가격변동과 소비에 대한 분석 모형은 자산가격 충격에 대한 소비의 반응이 경기국면(확장 또는 수축)에 관계없이 일정한 것으로 가정하였다. 즉, 호황일 때의 자산가격 상승과 불황일 때의 자산가격 하락이 소비에 미치는 효과는 방향만 다를 뿐 동일한 크기를 갖는 것으로

13) 소비의 조정을 통한 오차수정과정은 해당 소비변수가 일시적인 요소(transitory components)를 다수 포함할 가능성을 시사한다. 이는 본 연구에서 사용한 소비변수가 일시적인 특성이 강한 내구성 소비지출을 포함하는 전체 민간소비 데이터를 사용한 데에도 일부 기인할 수 있다.

14) Lettau and Ludvigson(2000) 등도 전체 표본기간에 대해 공적분오차를 추정한 후 이를 이용하여 예측력을 보이고 있는데 좀더 엄밀한 검정을 위해서는 표본 밖 예측력에 대해서도 분석할 필요가 있을 것이다. 하지만 한국의 경우에는 공적분오차의 추정에 사용되는 표본 수가 더욱 적어짐에 따라 검정의 엄밀성이 다소 약화될 가능성도 있음을 유의해야 한다.

가정하였다. 하지만 자산가격변동에 대한 소비의 반응은 경기 확장기와 수축기에 상이할 가능성이 있는데, 본 절에서는 이러한 차이를 고려한 오차수정모형을 설정하고 분석하도록 한다.

장기에서 소비수준은 경기국면과 관계 없이 소득과 일정한 관계를 갖는 것으로 가정하는데, 이는 실증분석에서도 유의하게 관찰된다. 하지만 단기의 소비증가율은 경기국면에 의해 영향을 받을 수 있는데, 이를 반영하기 위해 경기 확장기와 수축기를 구분하여 그 효과를 분석할 수 있다. 이에 기초한 장·단기 소비식은 다음과 같다.

$$\text{LR: } c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \epsilon_t$$

$$\begin{aligned} \text{SR: } \Delta c_t = & \beta_0 + \beta_1 d_t + \beta_2 \Delta y_{tot,t} \\ & + \beta_3 d_t \Delta y_{tot,t} + \beta_4 \Delta sp_t + \beta_5 d_t \Delta sp_t \\ & + \beta_6 \Delta hp_t + \beta_7 d_t \Delta hp_t \\ & + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{t-1}) + e_t \end{aligned}$$

여기서 d_t 는 경기변동상의 팽창기와 수축기를 나타내는 더미변수로서 팽창기는 1, 수축기는 0으로 주어진다. 이러한 더미변수의 사용은 경기 확장기와 수축기에 소득증가율 및 자산수익률에 대한 소비의 반응이 유의한 차이를 보이는지, 얼마나 큰 차이가 있는지 등을 식별하는 역할을 한다. 경기 팽창과 수축을 나타내는

더미변수의 구성은 통계청의 기준순환일 자료를 사용하였다.¹⁵⁾

위 모형의 추정 결과는 <Table 6>에 나타나 있다. 대부분의 설명변수들이 통계적으로 유의한 가운데, 특히 경기 팽창과 수축의 구분이 유의한 설명력을 가짐을 알 수 있다. 이러한 결과는 경기 팽창기와 수축기에 소득 및 자산가격의 변동에 대한 소비의 반응 정도가 상이할 가능성을 시사한다. 또한 Adjusted-R²를 기준으로 비교하면 경기순환을 고려한 경우 (Table 6)가 그렇지 않은 경우 (Table 4)에 비해 소비에 대한 설명력도 높음을 알 수 있다.

<Table 7>은 이러한 경기 확장기와 수축기에 소득 및 자산가격의 변동이 소비에 미치는 효과를 보여준다. 소득에 대한 소비의 반응은 경기확장기에는 다소 작게 나타나는(0.3~0.4) 반면, 수축기에는 다소 크게(1.0~1.1) 추정되었다. 이는 경기하강기의 소득증가율 하락이 소비증가율을 감소시키는 정도가 경기상승기의 소득증가율 상승이 소비증가율을 높이는 정도 보다 훨씬(2배 이상) 클 수 있음을 시사한다. 주택가격도 이와 유사한 추정 결과를 보이고 있다. 즉, 팽창기의 주택수익률 상승이 소비증가율 상승에 미치는 효과(0.1 정도)는 하강기의 주택수익률 하락이 소비증가율 하락에 미치는

15) 김세원(2008)은 통계청의 기준순환일을 더미변수로 사용하여 경기 팽창과 수축 국면에서 월별 산업생산 및 주택가격의 변화에 대해 월별 도소매판매의 반응 정도가 다를 수 있음을 보이고 있다.

<Table 6> Estimation of Short-run Equation for Consumption with Business Conditions Included

	1986. 2/4~ 2008. 2/4	1988. 2/4~ 2008. 2/4	1992. 2/4~ 2008. 2/4	1986. 2/4~ 2008. 2/4	1988. 2/4~ 2008. 2/4	1992. 2/4~ 2008. 2/4
Constant (t-stat)	-0.001 (-0.455)	0.000 (-0.135)	0.002 (0.601)	0.000 (0.018)	0.001 (0.279)	0.003 (1.085)
d	0.014 (4.530)***	0.012 (3.759)***	0.009 (2.447)**	0.013 (4.072)***	0.011 (3.354)***	0.008 (1.818)*
$ect(-1)$	-0.234 (-5.036)***	-0.263 (-4.713)***	-0.243 (-4.067)***	-0.208 (-4.110)***	-0.217 (-3.571)***	-0.197 (-2.944)***
Δy_{tot}	1.058 (10.583)***	1.058 (10.395)***	1.075 (9.546)***	1.019 (9.011)***	1.021 (8.692)***	1.018 (7.326)***
$d * \Delta y_{tot}$	-0.746 (-5.136)***	-0.660 (-4.186)***	-0.657 (-3.474)***	-0.755 (-5.008)***	-0.665 (-3.957)***	-0.670 (-3.323)***
Δsp	-0.043 (-3.450)***	-0.043 (-3.351)***	-0.052 (-3.784)***			
$d * \Delta sp$	0.041 (2.453)**	0.034 (1.914)*	0.045 (2.147)**			
$\Delta sp(-1)$				0.022 (1.271)	0.022 (1.245)	0.029 (1.395)
$d * \Delta sp(-1)$				-0.002 (-0.101)	-0.010 (-0.485)	-0.012 (-0.478)
Δhp	0.376 (4.068)***	0.403 (4.228)***	0.508 (4.032)***	0.248 (2.666)***	0.266 (2.695)***	0.357 (2.717)***
$d * \Delta hp$	-0.262 (-2.358)**	-0.274 (-2.370)**	-0.404 (-2.700)***	-0.160 (-1.417)	-0.167 (-1.391)	-0.307 (-1.915)*
Adjusted- R^2 (%)	77.7	78.6	80.3	76.0	76.0	79.5

Note: ***, **, * indicate significant level at 1%, 5%, 10%, respectively.

<Table 7> Responses of Consumption in Contractionary and Expansionary Periods in Business Cycles

	1986. 2/4~ 2008. 2/4		1988. 2/4~ 2008. 2/4		1992. 2/4~ 2008. 2/4		1986. 2/4~ 2008. 2/4		1988. 2/4~ 2008. 2/4		1992. 2/4~ 2008. 2/4	
	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)
Constant	-0.001	0.013	0.000	0.012	0.002	0.011	0.000	0.013	0.001	0.012	0.003	0.011
Δy_{tot}	1.058	0.313	1.058	0.398	1.075	0.418	1.019	0.264	1.021	0.355	1.018	0.348
Δsp	-0.043	-0.002	-0.043	-0.008	-0.052	-0.007						
$\Delta sp(-1)$							0.022	0.020	0.022	0.012	0.029	0.017
Δhp	0.376	0.114	0.403	0.129	0.508	0.104	0.248	0.089	0.266	0.100	0.357	0.050
$ect(-1)$	-0.234		-0.263		-0.243		-0.208		-0.217		-0.197	

효과(0.2~0.4)보다 상당히 작게 나타날 수 있음을 시사한다. 한편, 주가수익률의 경우는 경기순환을 고려하지 않는 모형에서와 같이 동분기의 주가수익률은 음(-)의 효과를 갖는 반면, 전 분기의 주가수익률은 통계적인 유의성은 낮지만 양(+)의 효과를 보였다. 통계적인 유의성이 낮기는 하지만 전 분기의 주가수익률이 팽창기에 보이는 효과(0.01~0.02)는 수축기에 보이는 효과(0.02~0.03)와 유사하거나 다소 작을 수 있다. 이상의 추정 결과는 경기하강기에 소득 및 자산가격 충격이 소비에 미치는 효과가 경기상승기에 비해 상대적으로 클 가능성을 시사한다. 다시 말해, 소득 및 자산가격의 변동에 대한 민간소비의 반응은 상승국면과 하강국면에서 비대칭적으로 나타날 가능성이 있으며, 상승기보다는 하강기에 소득 및 자산가격 변동에 따른 충격이 더 클 수 있음을 시사한다.

2. 자산의 변동이 민간소비에 미치는 효과 분석

가. 소비-총소득-자산의 균형식 추정 및 분석

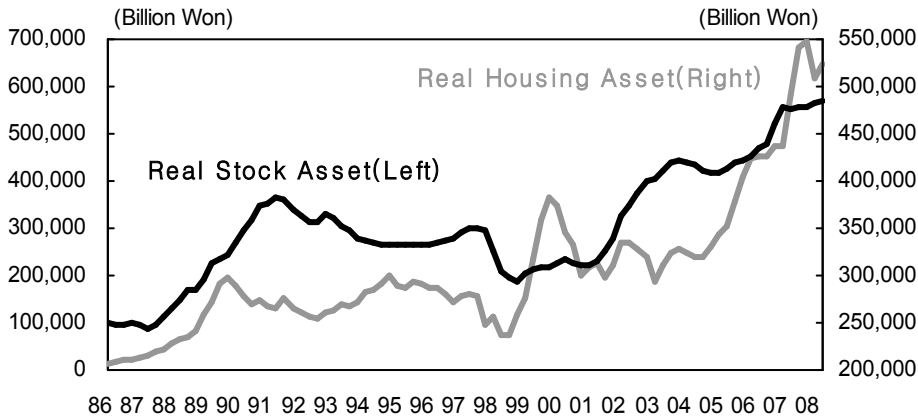
위에서 자산가격의 변동이 소비에 미치는 효과를 분석하였는데 자산가격지

수는 수량요인까지 함께 반영한 자산 자체와는 차이가 있으므로, 본 절에서는 수량요인도 함께 반영한 자산을 직접적으로 고려하여 소비에 대한 효과를 분석하도록 한다. 여기서는 주식자산과 주택자산으로 구성된 총자산(주식자산+주택자산)의 변동이 소비에 미치는 효과를 분석한다.

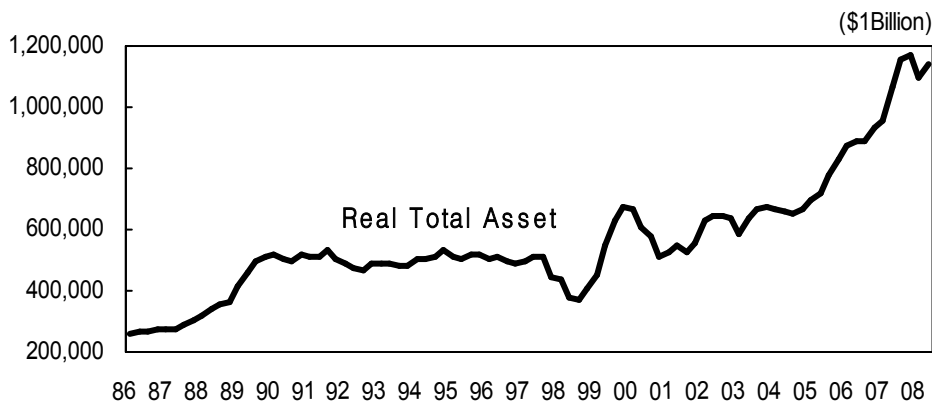
주식자산으로는 유가증권시장과 KOSDAQ에 상장된 주식 중에서 외국인 소유지분을 제외한 부분을 사용하였는데, 이는 국내거주자의 소비지출을 의미하는 민간소비에 대한 분석이 본 연구의 초점이기 때문이다. 주택자산으로는 국부통계조사의 순주택자산을 사용하였는데, 이는 매 7년마다 조사가 이루어지는 관계로 활용 가능한 표본이 부족하다는 문제점이 있다. 이러한 문제를 극복하기 위해 순주택자산을 주택보유 수로 나누어 계산한 주택단가가 국민은행에서 발표하는 주택매매가격지수와 동행(비례)한다는 가정하에 주택단가의 확장된 분기시계열을 구하였다. 이러한 주택단가의 분기시계열에 주택보유 수를 곱하여 분기별 주택자산을 추정하였다.¹⁶⁾ 이렇게 책정한 주식 및 주택자산을 더하여 총자산을 구할 수 있는데, 이는 명목변수이므로 소비자물가지수(CPI)로 나누고 계절조정하여 계절조정 실질총자산을 얻게 된다(Figure 10 참조).

16) 이항용(2004)도 이와 유사한 방법으로 분기별 주택자산을 추산하고 있다.

[Figure 9] Real Stock Asset (excluding Foreign Ownership) and Real Housing Asset (S.A, 1986. 1/4~2008. 2/4)



[Figure 10] Real Total Asset (Stock+House) (S.A, 1986. 1/4~2008. 2/4)



[Figure 9]는 계절조정 실질주식자산(외국인 제외)과 실질주택자산의 추이를 1986. 1/4~2008. 2/2 기간에 대해 보여주고 있다. 주식과 주택자산은 1990년 전후까지 지속적인 상승을 보이다가 큰 폭으로 하락한 1997년 IMF 외환위기 이전까지는 큰 변동을 보이지 않았다. 하지만

2000년 이후 다시 높은 증가세를 기록하였다. 이러한 자산의 움직임은 자산가격의 움직임 (Figure 4 참조)과는 다소 차이가 있음을 알 수 있다. 본 소절에서는 이러한 자산의 수준 및 증가율의 변화가 소비와 갖는 관련성을 앞서서와 유사한 방법으로 분석하고자 한다.

<Table 8> Augmented Dickey-Fuller Tests; Including Trends (1986. 1/4~2008. 2/4)

	Dickey-Fuller t-Statistic				Critical Values	
	Lag=1	Lag=2	Lag=3	Lag=4	5%	10%
Log(Total Asset)	-2.19	-2.10	-2.33	-1.98	-3.46	-3.16

소비-총소득-자산의 장기균형을 분석하기 위해 해당 변수들로 구성된 공적분식을 추정할 필요가 있다. 우선 각 변수들의 단위근 포함 여부를 판단하기 위한 단위근 검정의 결과를 <Table 8>에서 제시하고 있는데, 소비 및 소득과 더불어 자산의 시계열도 높은 유의수준에서 단위근을 포함하고 있음을 확인할 수 있다.

소비, 총소득, 자산이 각각 I(1)을 보임에 따라 세 변수의 공적분관계를 Johansen 검정을 통해 분석하였다.¹⁷⁾ Lag의 수가 1~4개인 각 경우에 대해 Trace와 L-max 검정통계량을 분석하면 대부분의 경우 5~10% 유의수준에서 1개의 공적분관계가 있을 가능성을 시사한다. 특히 적정 Lag의 수에 대한 검정 결과에 따르면, 적정 Lag의 수는 2개인데, 이 경우의 공적분 검정 결과는 공적분관계가 1개일 가능성을 강하게 시사한다.

따라서 다음과 같은 장기균형식을 dynamic OLS(Stock and Watson[1993])를 사용하여 추정할 수 있다.

$$LR: c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 a_t + \epsilon_t$$

여기서 $y_{tot,t}$ 는 로그총소득이며, a_t 는 로그총자산을 의미한다. <Table 9>는 몇 개의 표본구간에 대한 추정 결과인데, 1997년 IMF 외환위기를 포함하는 상대적으로 긴 표본구간에서 소득에 대한 소비탄력성은 1.0 정도이며, 자산에 대한 탄력성은 5% 유의수준에서 0.04-0.05 정도를 보였다. 특히 자산에 대한 소비탄력성은 1997년 말의 IMF 외환위기를 전후하여 2배 이상 증가(0.04→0.107)하는데, 이는 2000년 이후의 민간소비 증가에 대해 총소득의 기여도가 감소한 가운데, 자산의 기여도는 상대적으로 확대되었을 가능성을 시사한다. 한편, 표본의 크기가 충분히 크지 않을 경우 표본구간의 선택에 따라 경제적 중요성 및 통계적 유의성은 다소 큰 차이를 보일 수 있음에도 유의할 필요가 있다.

위에서 추정한 장기소비식으로부터 공적분오차를 구할 수 있으며, 이를 고려한 다음의 오차수정모형을 추정함으로써

17) 개별 변수에는 추세를 허용하였으나, 공적분식에서는 추세를 제외하였다. 공적분식에서 추세를 제외한 것은 앞에서 유도한 이론 모형에 부합하며 실증분석 결과와도 어느 정도 상응함을 확인할 수 있다.

〈Table 9〉 Estimation of Long-run Equation for Consumption

Sample Period	Constant	Income	Asset(Stock+House)	Adjusted- R^2 (%)
1987. 1/4~2007. 4/4	-0.830 (se=0.154)***	0.969 (0.019)***	0.043 (0.018)**	99.5
1992. 1/4~2007. 4/4	-1.423 (0.305)***	1.009 (0.035)***	0.052 (0.023)**	98.3
1988. 1/4~1997. 2/4	-0.842 (0.226)***	0.976 (0.009)***	0.040 (0.019)**	99.9
2000. 1/4~2007. 4/4	1.984 (1.746)	0.661 (0.182)***	0.107 (0.049)**	89.9

Note: ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

자산충격에 따른 소비의 동태적 반응을 분석할 수 있다.

$$\text{SR: } \Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{tot,t} + \beta_2 \Delta a_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{tot,t-1} - \alpha_2 a_{t-1}) + e_t$$

이 모형에 대한 추정 결과는 <Table 10>과 같다. 대부분의 표본구간 (1)~(4)에 대해 소득증가율은 통계적으로 5% 내에서 유의한 반면, 같은 분기의 자산증가율은 2000년 이후를 제외하고는 10%에서도 유의하지 않음을 알 수 있다. 전 분기의 자산증가율도 양(+)의 부호를 보이기는 하지만 가장 긴 표본구간을 제외하고는 통계적인 유의성이 다소 낮게 나왔다. 이는 단기에서 자산증가율이 소비증가율에 대한 직접적인 설명력이 없을 수도 있음을 시사한다. 한편, 전 분기의 공적분 잔차가

갖는 설명력은 유의성이 높게 나왔다.

다음으로 경기순환을 고려할 경우 위 단기소비식의 추정 결과가 어떻게 달라질지 살펴볼 수 있다. <Table 11>은 경기순환을 고려한 단기소비식의 추정 결과를 보여주는데, 대부분의 해당 기간에 대해 소득증가율은 통계적으로 유의성이 높은 반면 자산증가율의 유의성은 낮게 나왔다. 이는 상대적으로 높은 설명력을 갖는(Adjusted- R^2 기준) 경기순환을 고려한 분석모형에서도 자산증가율의 유의성이 없을 수 있음을 시사한다.

위에서 경기순환을 고려한 단기소비식의 추정 결과는 소비증가율에 대한 자산증가율의 설명력이 유의수준 10%에서도 통계적으로 유의하지 않음을 시사한다. 다만, 소비증가율은 전기의 소비-총소득-자산 사이의 불균형을 의미하는 공적분오차에 대해 1%의 유의수준에서도 조정을

<Table 10> Estimation of Short-run Equation for Consumption

Sample Period	Costant	Δy	Δa	$\Delta a(-1)$	$ect(-1)$	Adjusted- R^2 (%)
(1) 1986. 2/4~ 2008. 2/4	0.169 (2.284)**	0.817 (9.726)***	-0.011 (-0.379)		-0.263 (-4.242)***	59.8
	0.120 (1.667)*	0.769 (9.265)***		0.058 (2.071)**	-0.226 (-3.477)***	61.6
(2) 1992. 1/4~ 2008. 2/4	0.195 (2.468)**	1.024 (10.039)***	-0.051 (-1.545)		-0.265 (-3.533)***	66.9
	0.120 (1.558)	0.924 (9.429)***		0.052 (1.625)	-0.218 (-2.831)***	67.1
(3) 1988. 1/4~ 1997. 2/4	-0.110 (-0.157)	0.390 (4.588)***	0.042 (1.680)		-0.515 (-5.000)***	47.4
	-0.131 (-1.110)	0.357 (4.103)***		0.046 (1.769)*	-0.496 (-4.863)***	47.8
(4) 2000. 1/4~ 2008. 2/4	0.614 (5.074)***	0.111 (1.009)	0.057 (2.111)**		-0.083 (-1.566)	49.3
	0.531 (3.793)***	0.226 (2.306)**		0.029 (1.115)	-0.071 (-1.224)	43.8

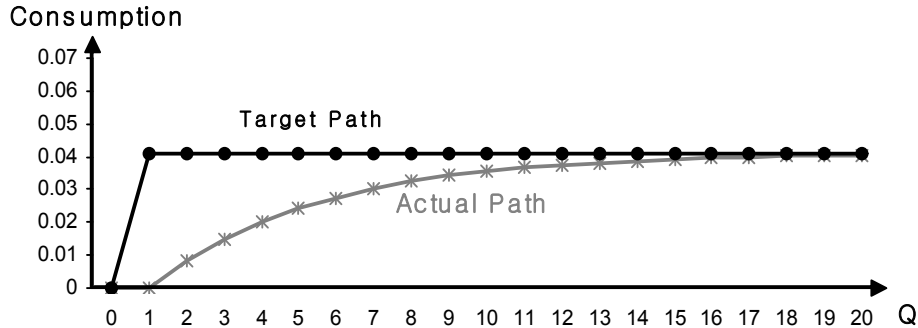
Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

<Table 11> Estimation of Short-run Equation for Consumption with Business Conditions Included

	1986. 2/4~ 2008. 2/4	1988. 2/4~ 2008. 2/4	1992. 2/4~ 2008. 2/4	1986. 2/4~ 2008. 2/4	1988. 2/4~ 2008. 2/4	1992. 2/4~ 2008. 2/4
Constant (t-stat)	-0.002 (-0.963)	-0.001 (-0.624)	-0.003 (-1.086)	-0.002 (-0.793)	-0.001 (-0.456)	-0.001 (-0.278)
d	0.014 (4.461)***	0.012 (3.585)***	0.013 (3.392)***	0.014 (4.182)***	0.011 (3.334)***	0.010 (2.604)**
$ect(-1)$	-0.186 (-3.533)***	-0.191 (-3.013)***	-0.176 (-2.569)**	-0.182 (-3.391)***	-0.178 (-2.892)***	-0.170 (-2.554)**
Δy	1.258 (12.23) ***	1.262 (11.87)***	1.328 (11.25)***	1.153 (10.85)***	1.156 (10.59)***	1.194 (9.824)***
$d^* \Delta y$	-0.981 (-6.483)***	-0.900 (-5.202)***	-0.950 (-4.635)***	-0.883 (-5.843)***	-0.788 (-4.727)***	-0.805 (-4.170)***
Δa	-0.025 (-0.687)	-0.018 (-0.474)	-0.064 (-1.322)			
$d^* \Delta a$	0.050 (1.061)	0.038 (0.759)	0.077 (1.238)			
$\Delta a(-1)$				0.066 (1.504)	0.074 (1.643)	0.087 (1.475)
$d^* \Delta a(-1)$				-0.024 (-0.475)	-0.036 (-0.676)	-0.049 (-0.734)
Adjusted- R^2 (%)	71.8	71.9	73.5	73.0	73.3	74.2

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

[Figure 11] Response of Consumption to 1% Permanent Increase in Total Asset Returns ($\gamma_c = -0.2$ case)



거치는 것으로 나왔다. 따라서 영구적인 자산 확대(축소) 충격이 발생할 경우 장기의 목표소비 수준은 이에 상응하여 장기탄력성에 준하여 증가(감소)할 것을 예상할 수 있다. 한편, 실제소비는 위에서 추정된 오차수정계수(-0.19~-0.17)에 준하여 자산충격에 따른 불균형을 해소하는 방향으로 점진적으로 조정될 것을 예상할 수 있다. 1987. 1/4~2007. 4/4의 표본구간에 대해 추정된 모형에 따르면, +1%의 자산 확대 충격이 발생할 경우 목표소비와 실제소비는 [Figure 11]에서와 같은 동태적 반응경로를 보인다.¹⁸⁾ 그림에서 보듯이 영구적인 부의 증가에 대해 이에 상응하는 목표소비는 함께 상승하지만, 실

제 소비는 추정된 오차수정계수(-0.2 정도)에 상응하는 조정속도에 따라 점진적으로 증가하게 된다. [Figure 11]은 실제 소비가 증가된 자산에 상응하는 목표소비의 절반 정도를 실현하는 데 대략 1년의 기간이 걸리며, 90%를 실현하는 데는 대략 2년의 기간이 걸릴 수 있음을 보여준다.

이러한 자산 충격에 따른 실제소비의 조정과정은 일시적인 불균형을 의미하는 공적분오차가 미래의 소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있음을 시사한다. 따라서 현재(t)부터 향후 다양한 미래시점($t+k$)까지의 소비증가율에 대해 전 분기($t-1$)의 공적분오차가 갖는 설명력 및 통계적

18) 해당 그림은 위에서 추정된 오차수정모형에 기초하여 자산상승 충격(+1%)에 따른 목표소비 및 실제소비의 동태적 반응을 함께 보여주고 있다. 위 모형에서 목표소비는 총소득과 자산에 의해 결정되는데, 총소득과 자산은 오차수정과정에 참여하지 않는 것으로 가정함에 따라 목표소비는 초기의 자산충격 이후에는 변화가 없는 반면, 실제소비는 조정과정을 통해 장기목표소비 수준에 수렴하는 모습을 보이게 된다. 한편, 해당 모형에서 자산이 조정과정에 참여하지 않는 것으로 가정됨에 따라 초기 자산의 변화는 모두 영구적인 요소(permanent component)에 해당하게 된다.

<Table 12> Long-horizon Predictability of Consumption with Error Correction Term (1986. 2/4~2004. 2/4)

$$\text{Prediction Equation: } \ln(C_{t+k}/C_t) = \theta_0 + \theta_1 \text{ect}_{t-1} + \eta_{t+k}$$

Prediction horizon (kQuarters)	1	2	4	8	12	16	17	18
θ_1 (t-stat)	-0.218 (-1.988)**	-0.477 (-2.778)***	-1.053 (-4.173)***	-1.505 (-4.150)***	-1.480 (-3.307)***	-1.157 (-2.261)**	-0.996 (-1.908)*	-0.838 (-1.573)
Adjusted- R^2 (%)	3.9	8.5	18.6	18.4	12.1	5.4	3.5	2.0

Note: ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

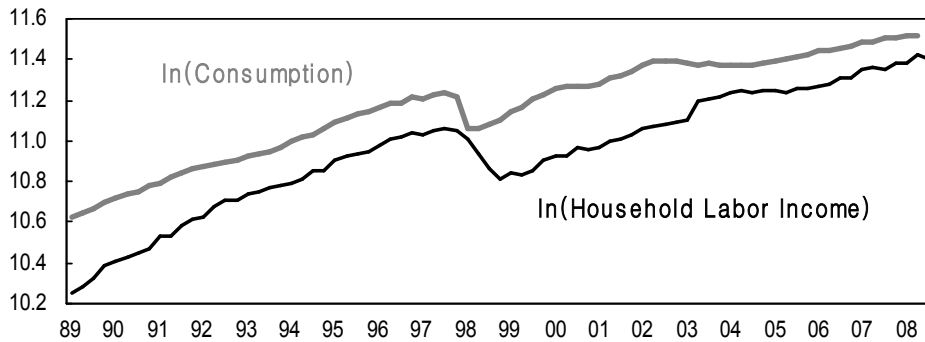
유의성을 살펴볼 수 있는데, <Table 12>는 공적분오차의 소비증가율에 대한 장기예측력을 보여준다. 전 분기의 공적분오차는 현재부터 향후 2년까지의 소비증가율에 대해 가장 높은 설명력을 가지며, 이후 시점을 포함하는 소비증가율에 대해서는 점차 설명력이 약화되어 17분기 정도가 지나면 10%에서도 통계적으로 유의하지 않게 된다. 이러한 장기소비증가율에 대한 공적분오차의 설명력은 소비의 조정을 통해 장기균형을 회복하는 위 오차수정모형에 부합하는 것으로 볼 수 있다.¹⁹⁾

나. 소비-노동소득-자산의 균형식 추정 및 분석

본 소절에서는 총소득 대신 노동소득을 고려하여 소비-노동소득-자산의 장기균형을 추정하고, 영구적인 자산의 변동이 소비에 미치는 장기효과를 분석하고자 한다. 총소득 대신 노동소득을 고려하는 이유는 총소득의 하위항목 중 일부는 자산소득에 해당하므로, 인적자본 이외의 자산에 기인한 소비변동 효과를 분석하기 위해서는 소비-노동소득-자산의 장기균형을 분석할 필요가 있다. 한편, 총소득과 자산을 소비에 대한 설명변수로 함께 고려하는 경우 자산항의 계수가 의미하는 바는 총소득을 고정(통제)하였을

19) 한편, 전기의 공적분오차는 총소득증가율에 대해서는 설명력이 약하며, 자산증가율에 대한 예측력은 처음 몇 분기에 대해서는 유효하나 이후 빠르게 소멸됨을 확인할 수 있다. 이에 따라 초기의 자산 충격에 따른 목표소비의 반응경로는 초기에 다소 조정되는 모습을 보일 가능성이 있다. 하지만 소비증가율에 대한 장기예측력의 존재는 소비가 여전히 소비불균형의 조정에 있어 중요한 조정변수가 됨을 시사하며, 이는 위에서 가정한 모형과도 어느 정도 부합하는 것으로 볼 수 있다.

[Figure 12] Household Labor Income and Consumption



때 자산의 변동이 소비에 대해 갖는 추가적인 설명력이므로 자산변동이 유발하는 전체 소비변화의 일부만이 추정될 수 있다.²⁰⁾

[Figure 12]는 도시가구 평균근로소득에 도시근로가구의 수를 고려하여 추산한 가계근로소득을 1988. 1/4~2008. 2/4 기간에 대해 보여주고 있다. 가계근로소득은 민간소비와 유사한 추세를 보이고 있으며, 민간소비의 변화를 설명하는 주요 설명변수가 될 수 있음을 확인할 수 있다. 또한 노동소득도 민간소비처럼 높은 통계적 유의성을 가지고 단위근을 포함한다.

영구적인 자산의 변동이 장기소비에 미치는 효과를 분석하기 위해 소비-노동 소득-자산의 공적분식을 추정할 수 있다.

이 세 변수들은 높은 통계적 유의성을 가지고 공적분관계를 형성하므로 노동소득과 자산을 설명변수로 하는 다음과 같은 장기소비식을 추정할 수 있다.

$$LR: c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 a_t + \epsilon_t$$

여기서 c_t , y_t 및 a_t 는 각각 자연로그가 취해진 소비, 노동소득, 자산을 의미한다. 이 식의 추정 결과는 <Table 13>과 같다.²¹⁾

이 식에서 자산항(a_t)의 계수는 자산에 대한 소비의 장기탄력성을 의미하는데, 위 표본기간에서는 대략 0.16 정도로 추정된다.²²⁾ 이는 자산의 1% 상승이 영구적일 경우 소비는 장기적으로 0.16%

20) 다수의 국내 문헌들이 소비-노동소득-자산의 공적분관계를 언급하면서도 실증분석에 있어서는 노동소득 대신 총소득(또는 가처분소득)을 사용하고 있으므로 분석 결과의 해석에 있어 주의가 필요하다.
 21) 가계근로소득은 도시가구 평균근로소득의 소득구분방식 변화(2003년)와 근로자가구 비중에 대한 표본개편 등의 영향으로 1998년과 2003년에 전반적인 추이에 있어서 변화를 보이는데, 해당 소비식의 추정에는 더미변수를 사용하여 이러한 통계적 사유에 의한 자료의 불연속성을 조정하였다.
 22) 영국의 경우에는 0.25 정도로 추정되며(Fernandez-Corugedo et al.[2003]), 미국의 경우는 표본구간에 따라 다소 차이가 있는데 0.15~0.38 범위로 추정된다(Ludvigson and Steindel[1999]).

<Table 13> Estimation of Long-run Equation for Consumption

Sample Period	Labor Income	Total Asset	D9802step* Labor Income	D03step* Labor Income	Adjusted- R^2 (%)
1992Q1-2008Q2	0.933 (se=0.023)***	0.160 (0.039)***	0.009 (0.001)***	-0.674 (0.132)***	98.4

Note: ***, **, * indicate significant level at 1%, 5%, 10%, respectively. D9802step과 D03step은 각각 98~02년과 03년 이후의 기간은 1, 이외의 기간은 0인 더미변수임. 한편, 상수항에 대한 추정결과는 생략하였음.

증가함을 의미한다. 위 장기탄력성에 대한 추정값은 총소득을 통제변수로 사용한 경우(Table 9 참조)에 비해 약 4배 정도 크게 나타남을 알 수 있다.

한편, 자산의 영구적인 변화가 발생하더라도 실제소비는 새로운 수준의 자산에 상응하는 목표소비 수준에 일시에 수렴하지 않을 수가 있으므로 해당 변수의 조정과정 또한 고려할 필요가 있다. 이를 위해 위 장기식으로부터 얻은 공적분오차를 포함한 다음과 같은 단기소비식을 고려할 수 있다.

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta c_{t-1} + \beta_2 \Delta y_t + \beta_3 \Delta a_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{t-1} - \alpha_2 a_{t-1}) + e_t$$

장기식과 동일한 표본기간에 대해 위 단기식을 추정하면 자산증가율의 계수는 0.135(t-stat=4.1), 오차수정항의 계수는 -0.93(t-stat=-9.8)을 얻게 된다. 이는 동 분기의 +1% 자산 충격에 대해 실제소비가 목표소비의 증가(0.16%)와 유사한 0.135% 정도로 증가함을 의미하며, 목표소비와

실제소비의 차이인 소비오차가 빠른 속도로 조정될 수 있음을 시사한다. 따라서 초기의 자산 충격에 대해 소비가 자산에 대한 탄력성(0.16)에 상응하는 목표소비 수준으로 짧은 기간에 수렴해 갈 것을 예상할 수 있다. 이 경우 공적분 잔차의 장기소비증가율에 대한 예측력은 예측기간이 늘어남에 따라 빨리 소멸될 것으로 기대할 수 있다. 실제 위에서처럼 장기소비증가율에 대해 공적분오차가 갖는 예측력을 분석해 보면 몇 분기 안에 예측력이 사라짐을 확인할 수 있다.

[Figure 10]에서 보듯이 2004년부터 2007년 말까지 실질자산(계절조정)은 견조한 상승세를 유지하여 해당 기간 중 400조원(실질 기준) 이상의 증가를 기록하였다. 이러한 자산의 확대는 위에서 추정된 자산에 대한 장기소비탄력성을 고려할 경우 민간소비의 증가에 크게 기여할 가능성이 있다. 이러한 자산의 증가가 소비에 미치는 자산효과는 자산에 대한 한계소비성향(Marginal Propensity to Consume)을 추정함으로써 추산할 수 있는데, 자산에

대한 한계소비성향($\partial C/\partial A$)은 자산에 대한 소비탄력성과 자산 대비 소비 비중의 곱으로 표현할 수 있다($\partial C/\partial A = (\% \Delta C / \% \Delta A) * (C/A)$). 자산 대비 소비 비중은 1986~2008년 기간에 9~17% 구간에서 등락을 거듭하는 모습을 보인다. 따라서 추정된 자산탄력성과 해당 기간의 자산 대비 소비 비중의 평균값인 13%를 고려하면 자산에 대한 한계소비성향은 0.02($\approx 0.16 * 0.13$) 정도로 계산된다.²³⁾ 이는 자산의 영구적인 증가분이 1,000원 일 때, 이 중에서 대략 20원 정도가 소비로 연결될 수 있음을 시사한다. 2004~07년의 기간 동안 자산의 증가가 400조원(실질 기준) 이상임을 감안하면, 이 중 대략 8조원 이상을 부의 효과에 의한 소비 증가분으로 볼 수 있을 것이다. 다시 말해, 해당 기간 동안 노동소득의 증가에 의해 설명되지 않는 민간소비의 증가분 중에서 대략 8조원 정도가 자산(주식+주택)의 증가에 의해 설명될 수 있다.

IV. 요약 및 결론

우리 경제는 경기변동과정에서 또는

금융위기 등과 같이 외부 충격이 발생하는 시기에 자산가치의 등락을 경험하였는데, 이러한 자산가치의 변화는 부(wealth)의 크기를 변화시킴으로써 민간 소비의 추가적인 증감요인으로 작용할 가능성이 있다. 자산가치의 변화에 따라 실제소비는 변화된 부에 상응하여 소비부의 장기균형이 시사하는 목표소비 수준에 일시에 수렴하기보다는 점진적인 조정과정을 거칠 가능성이 있다. 본고에서는 이러한 자산가치의 변동이 소비에 미치는 장기효과와 더불어 실제소비의 동태적 반응을 함께 분석하고 있다.

자산의 변동이 민간소비의 통상적인 결정요인으로서 총소득에 더하여 추가적인 설명력을 갖는지의 문제와 자산의 변동이 소비에 미치는 전체 효과의 추정에 관한 문제는 구분될 필요가 있다. 총소득(노동소득과 자산소득을 포함)과 자산을 소비에 대한 설명변수로 함께 고려한 경우에 자산항의 계수가 의미하는 바는 총소득을 고정(통제)하였을 때 자산의 변동이 소비에 대해 갖는 추가적인 설명력이 되는데, 이 경우에는 자산소득도 일부 고정(통제)됨에 따라 실제 자산변동이 유발하는 소비효과의 일부만이 추정될 수 있다. 따라서 자산의 변동이 소비에 미치는

23) 미국의 경우에는 표본구간에 따라 다소 차이가 있는데 대략 0.024~0.072의 범위로 추정된다(Ludvigson and Steindel[1999]). Lettau and Ludvigson(2004)과 Modigliani(1971)도 이와 유사한 방법으로 미국에서의 소비에 대한 부의 효과(wealth effect)를 추정하고 있는데, 부에 대한 한계소비성향(MPC)이 Lettau and Ludvigson(2004)에서는 0.046, Modigliani(1971)에서는 0.05 정도로 추정되고 있다.

전체 효과의 추정을 위해서는 총소득 대신 인적자본의 대용변수인 노동소득을 고려(통제)한 경우에 자산의 변동이 소비에 미치는 효과를 분석할 필요가 있다. 또한 자산가치는 가격요인과 수량요인을 함께 반영하므로 자산가격과 자산가치의 변동이 소비에 미치는 효과 또한 구분하여 각 경우에 대해 소비에 대한 효과를 분석할 수 있다. 본 연구는 이러한 문제의식에 기초하여 각각의 경우를 구분하여 분석하고 있다.

소비에 대한 자산가격의 추가적인 설명력과 관련하여서는 총소득과 자산가격을 설명변수로 사용하여 이에 대한 민간소비의 장·단기 반응경로를 분석하였다. 이를 위해 총소득과 자산가격을 설명변수로 사용한 오차수정모형을 추정하였으며, 이에 기초하여 자산가격 충격에 따른 소비의 동태적 반응경로를 살펴보았다. 분석 결과에 따르면, 자산가격변동이 민간소비에 미치는 장기효과는 통계적 유의성이 약한 가운데, 자산가격 충격이 민간소비에 미치는 단기효과는 점차 소멸되어 2년 이내에 대부분 소멸된다. 한편, 장기소비식의 공적분오차는 장기소비증가율에 대해 예측력이 있음을 확인할 수 있는데, 이는 소비의 조정과정을 반영한 위 오차수정모형에 부합한다. 또한 경기확장과 수축 등의 경기순환을 고려할 경우 이러한 충격에 따른 소비의 반응 정도에 있어 차이가 있는지를 분석하였는데,

경기수축기의 소득 및 자산 하락 충격이 경기확장기의 소득 및 자산 상승 충격보다 상대적으로 큰 영향을 미침을 확인할 수 있다.

또한 본 연구에서는 자산가격의 영향과 더불어 수량요인까지 함께 고려한 자산의 변화가 민간소비에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 자산의 경우는 장기에서도 총소득과 함께 소비에 대해 유의한 설명력이 있음을 확인하였다.

한편, 자산의 변동이 소비에 미치는 전체 효과의 추정을 위해서는 전체 부의 요소를 인적자본(human source of wealth)과 그 외의 요소인 자산(nonhuman source of wealth)으로 구분하여 자산의 확대 또는 축소에 따른 소비의 증감분을 추정하는 것이 적절할 것으로 사료된다. 여기서 인적자본은 직접적으로 관찰 가능하지 않으므로 관찰 가능한 대용변수로서 노동소득을 고려하여(통제한 후) 자산의 변동에 따른 부의 효과를 추정할 수 있다. 분석 결과, 자산에 대한 한계소비성향(MPC out of asset wealth)은 대략 0.02 정도로 추정되는데, 이는 1,000원의 자산증가에 대해 소비가 20원 정도 증가하는 효과에 해당한다.

본고에서 추정한 자산변동이 소비에 미치는 효과는 통계적인 분석에 기초하고 있는바, 자산과 소비 사이의 상관관계에 대한 추정 결과를 자산과 소비 사이의 인과관계로 100% 해석하는 데는 무리가

있을 것으로 사료된다. 특히 자산가격이 미래의 경기에 대한 기대를 반영하며, 경기에 대한 선행성이 있음을 감안하면 이러한 자산의 움직임이 갖는 특성이 소비와의 높은 상관관계에 일부 반영되었을 가능성이 있다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과는 통계적 상관관계에 기초하고 있는바 자산효과의 최대치로 해석하는 것이 적절할 것이다.

또한 영구적인 부의 변화가 아닌 초기 부의 변화에 따른 소비의 변화에 대해서도 관심이 있는데, 이를 위해서는 불균형(공적분오차)에 반응하는 부의 조정과정도 함께 고려할 필요가 있다. 초기 부의 변화에 따른 소비-부 사이의 불균형이 발생할 때, 소비뿐 아니라 부도 조정과정에 참여할 수 있기 때문에 초기 부의 변화 중 일부만이 영구적인 요소에 해당될 수 있다. 따라서 이러한 부의 조정에 따른

오차수정과정에 대한 심층적인 연구는 초기 부의 변화가 소비에 미치는 영향에 대한 이해를 제고하는 데 도움이 될 것으로 사료된다.

본 연구는 소비와 자산의 관련성에 관한 실증연구로서 정량적 분석에 초점을 두고 있다. 분석 결과, 자산변동이 소비에 미치는 효과는 경기순환국면(확장과 수축)에 따라 상이할 가능성이 있으며, 자산도 그 특성에 따라 주식과 주택이 상이한 효과를 가질 수 있음을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 자산과 경기변동과의 관련성 그리고 자산의 특성과 부의 효과와의 관련성 등에 관한 심층적인 연구가 수반될 필요성을 제기한다. 더불어 자산효과와 금융 등의 제도적 요인과의 관련성에 관한 심층적 연구가 함께 수행된다면 경기안정화와 관련된 이해에 크게 기여할 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

- 김병화·문소상, 「주가와 소비의 관계분석」, 『경제분석』, 제7권 제1호, 2001.
- 김세완, 「주택가격변동이 민간소비에 미치는 영향: 경기순환을 고려하여」, 『금융연구』, 제22권 제1호, 2008.
- 김영일, 「자산가격변동과 민간소비」, 『KDI 경제전망』, 현안분석, 2008. 11.
- 김영일, 『자산가격변동이 민간소비에 미치는 효과 분석』, 정책연구시리즈 2009-08, 한국개발연구원, 2009.
- 이항용, 「주택가격변동과 부의 효과」, 『금융경제연구』, 제181호, 한국은행, 2004.
- 전철환·장병화·박형수, 「부의 변화 및 금리변동이 소비에 미치는 영향」, 『경제발전연구』, 제8권 제1호, 2002.
- 최요철·김은영, 「가계소비의 자산효과 분석과 시사점」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2007. 10.
- Abel, Andrew B., “Asset Prices Under Habit Formation and Catching up with the Joneses,” *American Economic Review*, Vol. 80, 1990.
- Bertaut, Carol, “Equity Prices, Household Wealth, and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth Effects in the 1990s,” International Finance Discussion Paper No. 724, Board of Governors of the FRB, 2002.
- Campbell, John Y., “Understanding Risk and Return,” *Journal of Political Economy*, Vol. 104, 1996.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, “Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence,” NBER Working Paper No. 2924, 1989.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, “Permanent Income, Current Income, and Consumption,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, 1990.
- Case, Karl, John Quigley, and Robert Shiller, “Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market,” NBER Working Paper No. 8606, 2001.
- Catte, Pietro, N. Girouard, R. Price, and C. Andre, “Housing Markets, Wealth and the Business Cycle,” Economics Department Working Papers No. 394, 2004.
- Cochrane, H. John, “Asset Pricing,” Princeton University Press, Revised Edition, 2005.
- Cochrane, H. John, “Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 1, 1994.
- Davis, M. A. and M. G. Palumbo, “A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects,” Finance and Economics Discussion Series, No. 2001-09, 2001.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J., “Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation

- and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987.
- Fernandez-Corugedo, Emilio, Simon Price, and Adrew Blake, “The Dynamics of Consumers’ Expenditure: the UK Consumption ECM Redux,” Bank of England, Working Paper No. 204, 2003.
- Hall, Robert E., “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978.
- Lettau, M. and S. Ludvigson, “Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns,” *Journal of Finance* 56, 2000.
- Lettau, M. and S. Ludvigson, “Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption,” *American Economic Review*, Vol. 94, 2004.
- Lettau, M., S. Ludvigson, and N. Barczi, “A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects: A Comment,” Federal Reserve Bank of New York, 2001.
- Ludvigson, Sydney and Charles Steindel, “How Important is the Stock Market Wealth Effect on Consumption?” *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol. 5, 1999.
- Modigliani, Franco, “Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkage,” Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, 1971(5), 1971.
- Otoo, Maria, “Consumer Sentiment and the Stock Market,” Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, Nov. 1999.
- Poterba, James M. and Andrew A. Samwick, “Stock Ownership Patters, Stock Market Fluctuations, and Consumption,” *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1995.
- Stock, James H. and Mark W. Watson, “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems,” *Econometrica*, Vol. 61, 1993.

부 록

〈Appendix 1〉 Johansen Cointegration Test: Excluding Trends from Cointegrating Equation (1986. 1/4: 2008. 3/4)

Lag in VAR model=1						
L-max			Trace			
Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	H ₀ =r
30.44	25.12	27.58	67.45	44.49	47.86	0
21.31	18.89	21.13	37.01	27.07	29.80	1
11.22	12.30	14.26	15.70	13.43	15.49	2
4.48	2.71	3.84	4.48	2.71	3.84	3
Lag in VAR model=2						
L-max			Trace			
Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	H ₀ =r
28.80	25.12	27.58	63.65	44.49	47.86	0
17.27	18.89	21.13	34.85	27.07	29.80	1
12.23	12.30	14.26	17.57	13.43	15.49	2
5.34	2.71	3.84	5.34	2.71	3.84	3
Lag in VAR model=3						
L-max			Trace			
Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	H ₀ =r
29.08	25.12	27.58	63.26	44.49	47.86	0
18.56	18.89	21.13	34.18	27.07	29.80	1
10.43	12.30	14.26	15.62	13.43	15.49	2
5.19	2.71	3.84	5.19	2.71	3.84	3
Lag in VAR model=4						
L-max			Trace			
Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	H ₀ =r
30.16	25.12	27.58	54.89	44.49	47.86	0
14.36	18.89	21.13	24.72	27.07	29.80	1
8.39	12.30	14.26	10.36	13.43	15.49	2
1.97	2.71	3.84	1.97	2.71	3.84	3