

An Empirical Study on the Wealth Effect

Yon Hyong Kim¹⁾ Young Suk Chong²⁾

Abstract

The primary purpose of this paper is to estimate the wealth effect. We establish a linear relationships between household consumption, labor income, and stock price index. Each variable is nonstationary. And so, it contains a unit root. However, as the result of the test about cointegrating relations, the variables are cointegrated which implies the error term is stationary. The cointegrating parameter that the marginal propensity to consume out of stock price is 0.08%. The result of estimation shows the error correction is -0.62 and the significant level is also high. The error correction term indicates a rather rapid adjustment to deviations from the long run equilibrium relations.

Keywords : Wealth effect, nonstationary, cointegration, error correction model

1. 서 론

가계의 소비는 소득뿐만 아니라 가계가 보유하고 있는 주식, 부동산 등 자산의 가치에 의해서도 영향을 받게 되는데 이것이 바로 '자산효과'(wealth effect, 富의 效果)이다. 자산효과는 자산가격이 상승하는 경우 실질가처분 소득이 불변인 상황에서도 자산의 규모 및 자산소득의 규모가 증가하게 되어 소비지출의 증가를 가져온다는 것이다. 즉 주가가 상승하면 가계가 보유하는 자산가치의 증가에 따라 소비지출이 증가하고 주가가 하락하게 될 경우 이것이 가계의 소비지출을 감소시키게 된다고 할 수 있다. 이러한 자산효과가 실제로 한국경제에서도 작용하고 있는가를 검증해보는 것은 매우 의미 있는 일이라고 생각된다.

자산효과를 검정한 기존의 연구들을 고찰하면 Mishikin(1977), Deaton(1986), Mankiw and Zeldes(1991), Ludvigson and Steindel(1999)이 현실 경제에서도 자산효과가 나타나고 있음을 입증하였고 우리나라의 경우 신동령(1991), 양세정과 강미나(1995), 이민원(1994)등이 주가의 변화에 따른 소비 변화의 효과를 전통적인 OLS방법으로 분석하였다. 그러나 이들의 연구는 모형내에 설정된 변수들의 시계열 속성을 충분히 고려하지 않은 것이어서 그 결과를 충분히 신뢰하기 어려운 경우가 있다. 이후 김병화와 문소상(2001),한상섭(2001) 등이 자산효과에 대한 시계열 분석결과 모

1) Professor, School of Information and Technology, Jeonju University, Jeonju Jeonbuk, 560-759, Korea.
E-mail : yhkim@jeonju.ac.kr

2) Full-time instructor for the lecture, School of Liberal Arts, Jeonju University, Jeonju Jeonbuk, 560-759, Korea.

두 자산효과를 지지하고 있는 것으로 나타났다.

그런데 자산효과를 실증분석하는데 있어 시계열변수의 속성에 대한 충분한 고려가 필요하다. 즉 소비자나 소득과 같은 시계열자료는 시간과 무관하게 일정한 평균과 분산을 갖거나(time-invariant mean and variance) 또는 자기상관계수가 시간의 경과에 따라 현저하게 감소하는 일반적인 안정성의 특징을 갖지 못한다. 실제로 이러한 자료는 통계분석 등을 통해서 실제로 불안정적임이 밝혀져 불안정성을 가진 변수들을 대상으로 전통적인 계량분석(OLS 등)을 적용할 수가 없다. 불안정성을 가진 변수들을 대상으로 OLS 등을 적용하면 변수간에 아무런 상관관계가 없는데도 불구하고 의견상 의미있는 상관관계가 있는 것처럼 보이는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 초래되어 OLS추정량은 일치추정량(consistent estimator)이 되지 못하는 것이다.

이에 본 논문은 주식가격의 상승으로 인한 자산소득의 증가가 가계소비지출에 유의한 효과가 있는지를 검정하기 위하여 이들 변수들에 대한 구체적인 속성을 파악하고 이들 간의 관계를 중심으로 시계열 분석하고자 한다.

2. 자산효과의 추정에 관한 방법론

자산효과를 추정하는 방법은 여러 가지가 있다. 그러나 중요한 것은 소비와 소득 그리고 자산과 같은 변수들이 불안정한 시계열로 판명되면 불안정한 이들 변수간의 관계를 잘 나타낼 수 있는 모델의 설정이 필요하며 이에 근거해 소비와 소득의 장·단기적 관계를 추정할 수 있는 방법이 필요하다고 할 수 있다. 즉 시계열변수가 불안정적인 것으로 판명되면 심각한 추정상의 문제가 야기되어 전통적인 계량경제학적 기법을 이용해서 분석할 수 없다. 그래서 이의 해결 방법으로 제시된 것이 불안정적인 변수의 차분을 취함으로써 안정적으로 전환시키는 방법이다. 그러나 차분과정에서는 그 변수자체가 갖고 있는 고유한 잠재정보가 상실되므로 차분에 의한 동태모형의 추정으로는 정상상태 또는 장기 안정균형관계를 도출 할 수 없다는 문제점이 제기 되었다.

Engle and Granger(1987)는 불안정적 변수 가운데 이들 변수의 선형결합은 차분을 취하지 않고도 안정적일 수 있을 가능성을 제시하여 회귀분석의 결과가 의미를 갖게 할 수 있게 하였다. 즉, Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분의 분석은 개별 시계열이 단위근을 가지고 있더라도 이들 시계열간에 가성적 관계가 성립하지 않을 조건을 찾게 함으로써 그 의의를 찾을 수 있다. 개별적으로는 단위근을 갖는 불안정적 시계열사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 이들 시계열은 공적분 되었다고 말하며 그 선형 결합 관계를 공적분관계라고 한다. 즉,

- i) 벡터 X 의 모든 원소가 d 차 차분한 후 안정성을 가지고 $[X \rightarrow I(d)]$
- ii) 벡터 X 의 선형 결합 $[U = \beta' X]$ 가 $(d-b)$ 차 적분되도록 하는 0 이 아닌 상수벡터 β 가 존재할 때 즉, $U \rightarrow I(d-b)$, $b > 0$ 이면 벡터 X 의 원소들은 (d,b) 차 공적분 되었다고 하며 $[X \rightarrow CI(d,b)]$, β 를 공적분벡터(cointegration vector)라고 부른다.

일반적으로 $I(d)$ 인 불안정적 변수들의 선형결합도 $I(d)$ 인 시계열이 된다. 그러나 만약 이들 시계열변수들의 선형 결합으로 생성되는 새로운 시계열이 d 번보다 적은 횟수를 차분하고서도 안정성이 확보된다면 이들 시계열들은 공적분 관계에 있는 것이다.

일단 공적분된 변수들을 식별하고 나면 이들 변수간의 단기 동학적 조정과정을 설명할 수 있는 오차수정모형(Error Correction model, 이하 ECM)이 존재하게 된다. 이 모형의 기본 개념은 임의의 어느 한 시점은 장기 균형점으로 가는 과정의 일부분이기 때문에 한 기간에서 발생하는 불균형의 일부분이 다음 기간에 수정된다는 것이다. ECM은 Phillips(1988) 등에 의해 도입되었으며 Engle and Granger (1987)는 공적분된 시계열을 ECM으로 나타낼 수 있음을 Granger의 정리로 보였으며 그 후 ECM은 경제학에서 널리 사용되고 있다. Granger 정리에 따르면 X_t 와 Y_t 사이에 공적분이 존재하면 $[(X_t, Y_t) \sim I(1,1)]$ 이를 나타내는 다음과 같은 ECM이 존재한다는 것이다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Z_{t-1} + \left[\sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \Delta Y_{t-i} \right] + \varepsilon_t$$

위 식에서 Z_{t-1} 은 공적분이 존재할 때 전기의 X_{t-1} 과 Y_{t-1} 사이의 불균형 오차를 반영한 오차 수정항이다. 그러므로 위 식은 Y_t 의 변화가 X_t 의 변화뿐만이 아니라 두 변수간의 불균형의 정도에 의해서도 영향을 받음을 나타내고 있다. 따라서 ECM의 장점은 장기 균형의 특징을 파악함과 동시에 단기적 조정과정을 동태적인 측면에서 파악할 수 있게 해준다.

그런데 다변량의 경우에는 하나 이상의 공적분이 존재할 수 있다. 즉 두 개 이상의 $I(d)$ 변수간에 안정적 선형결합은 유일하지 않을 수 있다는 것이다. 이러한 경우에는 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 구성해야 한다.

3. 소비와 주가의 변동추이

한 나라의 주식시장이 국민경제에서 차지하는 비중을 평가하는데는 (상장주식시가총액)/(GNP) 지표가 많이 이용된다. 우리나라의 경우 이 비율의 추이를 보면 1970년대부터 1980년대 전반까지는 10%에도 이르지 못했으나, 1980년대 후반에는 동비율이 급격히 상승하고 1989년도에는 67.7%, 1999년에는 72.2%까지 상승하였다. 그러나 2000년 들어서는 전년중 대규모 유상증자에 따른 물량 부담, 기업및 금융구조조정을 둘러싼 불확실성, 미국증시의 약세, 국제유가의 불안 등으로 상장주식 시가총액은 2000년말의 188조원에 이르기까지 계속 감소하였다. 주식시장의 거래규모도 대폭 확대되어 일평균 주식거래량이 1997년 4,200만주 수준에서 1999년 6월 중 약 2억 4,000만주로 늘어났으며 일평균 거래대금 또한 1997년 555.8억원에서 1999년 6월 중 3조 3,739억원으로 급증하였다. 또한 주주수는 1980년대 전반까지는 70만명의 수준으로 경제활동 인구의 5%에 불과하였으나 1989년도에는 국민주 보급에 힘입어 주주수는 1900만명으로까지 증가하였다. 따라서 1989년 이후에는 대부분의 가계가 주식시장의 영향을 직간접으로 받은 것으로 판단된다.

소비는 투자, 수출 등과 함께 국민소득을 구성하는 최종 수요항목으로서 궁극적으로 사회적 후생수준을 결정하는 주요 요인이다. 소비는 통상소득과 같은 방향으로 변동하지만 소득에 비해 안정적으로 움직이는 특징을 가지고 있다. 우리나라의 민간소비도 1970년대 초반부터 1980년대 중반까지 대부분의 기간에 걸쳐 소비증가율이 소득증가율을 하회하는 가운데 안정적인 움직임을 나타냈다. 민간소비율(민간소비/국민총생산)도 1970년대 이후 경기 확장기 중에는 하락하고 경기 수축기 중에는 상승하는 등 경기 국면에 따라 등락이 거듭되었으나 1980년대부터는 경제성장과 함께 꾸준히 하락하여 1981년 67.06%에 이르렀던 동비율이 1988년에는 51.73%까지 낮아졌다. 그러나 1989년 민간소비율이 상승세로 반전하여 1989-91년 중 그 증가율이 연평균 10%를 상회하는

등 높은 증가세를 나타냈으며 1993년 하반기 이후 경기상승과 함께 다시 신장세가 확대되어 1995년 중에는 8.4%만큼 증가하였다.

가계의 소비지출 증가율도 1995-96년 중 9.7%, 7.1%대를 유지하였으나 1997년 이후 3.5%로 감소하고 1998년에는 외환위기 이후 임금삭감, 실업증가, 장래경제상황에 대한 불안감으로 크게 위축되어 10%의 큰 폭의 감소 경향을 나타내었다. 그런데 1998년말 위축되었던 소비심리가 완화되면서 소비의 감소율이 7.0%로 축소되고 1999년부터는 소비관련지표들이 모두 정의 움직임을 나타내었다. 80년대 말 이후 민간소비가 높은 증가율을 보이고 있는 배경은 여러 가지가 있다. 먼저 임금상승의 지속을 들 수 있다. 1980년대 후반까지 경상 GNP 증가율을 하회하던 임금상승률은 정치적, 사회적 민주화를 계기로 급속히 높아져 경상 국민총생산 증가율을 웃돌게 되었으며 그 결과 근로소득자 계층을 중심으로 가계의 구매력이 전반적으로 크게 증대되었다. 또한 1980년대 말 민간소비가 급증하기 직전 큰 폭의 자산인플레이션이 발생하였는데 특히 1986년 64% 상승하였던 종합주가지수는 그 이후에도 3년간 각각 83.2%, 66.0%, 32.5%의 높은 상승세를 보였다. 따라서 자산인플레이션이 자산효과를 통하여 1980년대 말 전후의 과다한 소비증가에 적지 않은 영향을 미쳤을 가능성이 큰 것이다.

4. 실증분석

4.1 연구자료와 기본모형

본 연구의 대상이 되는 자료는 1981년 1/4분기부터 2000년 4/4분기까지의 자료이다. 1980년대부터 분석대상을 설정한 것은 국내총생산에 대한 민간소비의 비중이 1970년대에 평균 68.5%에서 1980년대에는 58.75%로 하락함으로써 소득이외의 자산가치 변동에 대한 영향이 1980년대에 들어서면서 커진 것으로 보여지기 때문이다. 이용되는 자료는 도시가계의 근로소득, 종합주가지수, 가계소비지출과 회사채수익률이다. 라이프사이클가설과 항상소득가설을 원용하여 소비에 영향을 미치는 소득으로 근로소득을 설정하였는데 근로소득은 한국은행에서 조사되는 1인당 임금수준에 총취업자수를 곱한 것을 이용하였다. 또 근로소득이외에 자산을 나타내는 변수로 종합주가지수를 포함하였다. 종합주가지수는 기준시점에 대한 비교시점의 총액을 환산한 것이므로 주식가격의 상승을 충분히 반영한다고 볼 수 있다. 본 연구의 목적이 주가의 상승으로 인한 가계소비지출의 효과이므로 소비지출 변수로 가계소비지출을 이용하였다. 민간소비를 결정하는 금리요인을 반영하기 위하여 회사채수익률을 포함하였다. 분기별자료이므로 데이터에 계절성이 존재한다고 보아 X-11 ARIMA방법을 사용하여 계절조정하였다. 또한 명목형으로 수집된 자료에 한해서 소비자 물가지수로 환산하였다.

본 연구에서 검증하고자 하는 것은 자산의 가치가 소비에 영향을 미치는 자산효과이다. 이에 본 연구는 항상소득과 라이프사이클가설에 의해 다음과 같은 기본 모형을 설정하였다.

$$\text{Ln}(\text{CON}) = F[\text{Ln}(\text{INC}), \text{Ln}(\text{KOS}), \text{Ln}(\text{BBR})]$$

여기서 Ln CON은 실질 가계소비지출의 대수값, Ln INC는 실질 근로소득 대수값, Ln KOS는 종합주가지수의 대수값, Ln BBR은 회사채수익률의 대수값을 나타낸다.

4.2 분석결과

가) 단위근검정

단위근 검정에서는 그 적정시차가 중요한데 본 논문에서는 Akaike Information Criterion(AIC)이나 Schwarz Information Criterion(SIC) 등 시차 선정에 위한 판별 기준을 사용하여 AIC나 SIC가 가장 낮을 때의 시차를 선택하였는데 각기 다른 시차를 적용하여 AIC나 SIC를 얻은 결과 시차 1-4의 경우의 값이 크게 다르지 않아 시차 2의 구조를 선택하였다. 본 논문에서는 추세를 넣은 것과 그렇지 않은 것으로 구분하여 검정하였다.

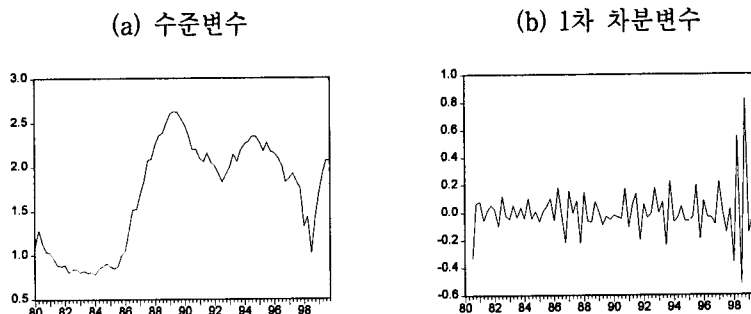
가계소비지출, 주가, 근로소득, 회사채수익률의 수준변수와 1차차분변수를 가지고 단위근 검정을 함으로써 개별변수가 I(1)인지 또는 I(2)변수인지의 여부를 알아보았다. 수준변수에 대한 단위근 검정결과 추세를 제외한 상수항만을 고려했을 때와 추세를 포함했을 때의 두 경우 모두 변수가 1% 내지 5%의 유의수준하에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택한 것으로 나타났다. 따라서 모든 변수가 최소한 단위근을 한 개 갖는 I(1)임을 알 수 있다.

<표 1 > 단위근 검정결과

수준변수	상수항	추세항 첨가	차분변수	상수항	추세항 첨가
Ln CON	-1.70	-1.52	D(Ln CON)	-4.40	-4.54
Ln KOS	-1.97	-1.45	D(Ln KOS)	-3.32	-3.51
Ln INC	-2.27	-2.34	D(Ln INC)	-5.59	-5.56
Ln BBR	-2.63	-3.18	D(Ln BBR)	-6.38	-6.36
임계치					
1%	-3.518	-4.083			
5%	-2.900	-3.469			

이러한 속성을 종합주가지수에 한해 <그림 1>에 예시하였다.

<그림 1> 종합주가지수의 시계열



(종합주가지수)

나) Granger인과관계 검정

두 변수간 인과관계를 알아보기 위하여 주가지수와 소비지출을 대상으로 Granger 인과관계 검정을 실시하였다. 그 첫 번째 가계소비지출과 근로소득의 관계에 대한 것이다. 적정시차로는 Schwarz나 Akaike 기준(SIC, AIC)을 이용하여 -2를 선정하였다.

$$CON_t = C_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i CON_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i KOS_{t-i} + u_t$$

$$KOS_t = C_2 + \sum_{i=1}^2 \gamma_i KOS_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_i CON_{t-i} + v_t$$

그런데 Granger 인과관계를 검정하는데 있어서 주의해야 할 것은 변수들의 불안정성에 관한 것이다. 검정하고자 하는 시계열변수에 단위근이 있을 경우 경제시계열이 불안정성을 나타낼때는 수 준변수간의 인과관계를 검정하는데 있어 주의하여야 하는 것이다. 불안정적인 두 변수간에 공적분 관계가 없을 경우 Granger 인과관계 검정통계량은 정규분포가 아닌 단위근분포(unit root distribution), 즉 비정규분포를 따르게 되기 때문이다. 이러한 경우 통상적인 방법은 분석에 앞서 차분을 통하여 시계열을 안정적으로 변환시킨 후 검정하는 것이다. 주가와 가계소비지출은 모두 I(1)로 단위근을 가져 불안정적인 변수로 나타나 가계소비지출과 주가지수를 차분하여 검정한 결과는 다음과 같다.

<표 2> Granger인과관계 검정 (차분변수)

인과관계	F값	가설의 채택	결론
주가→가계소비지출	3.58	$H_0 : \beta_i=0$ 기각	인과관계 인정
가계소비지출→주가	1.71	$H_0 : \delta_i=0$ 채택	인과관계 불인정

이러한 검정결과로 볼 때 10%의 유의수준에서 주가에서 가계소비지출의 일방적인 인과관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. 만약 가계소비지출에서 주가로의 인과관계가 존재한다면 주가가 실제경기의 움직임을 잘 반영하고 있는 경기 선행지표 중의 하나로 인식되어 경기호황에 대한 낙관적인 기대심리로 인해 소비지출의 증가가 이루어지면 주가의 변화를 유도할 수 있다는 것이다. 그러나 검정한 바와 같이 주가에서 가계소비지출로 일방적인 인과관계만이 성립하므로 이는 주가가 가계소비지출에 선행하며 이에 영향을 미치고 가계소비지출의 함수식에 주가가 설명변수로서 포함될 수 있음을 시사한다고 판단할 수 있다.

다) 공적분 관계

본 연구에서 설정된 기본모형을 상정하여 공적분을 이용한 추정에 대한 분석을 다음과 같이 간단히 정리할 수 있다. 가계소비지출, 자산, 근로소득, 회사채수익률의 장기 균형관계는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$0 = \ln CON_t - \theta_1 \ln INC_t - \theta_2 \ln KOS_t - \theta_3 \ln BBR_t$$

그러나 위 식의 장기균형관계는 매기마다 항상 성립하지 않고 항상 0이 되는 것은 아니다. 따라서 $\ln CON_t - \theta_1 \ln INC_t - \theta_2 \ln KOS_t - \theta_3 \ln BBR_t$ 가 나타내는 값은 균형상태와의 오차를 반영하게 된다.

오차는 균형으로 복귀하려는 힘이 작용하여 $\ln CON_t - \theta_1 \ln INC_t - \theta_2 \ln KOS_t - \theta_3 \ln BBR_t$ 가 만들어내는 시계열은 균형상태에서 크게 떨어지지 않고 균형상태의 주위에서 발생해 안정적(stationary)이게 된다. 즉 $Z_t = \ln CON_t - \theta_1 \ln INC_t - \theta_2 \ln KOS_t - \theta_3 \ln BBR_t$ 에서 Z_t 는 정상적인 변수가 된다. 단위근검정 결과 네 변수모두 I(1)이고 Z_t 는 I(0)이 된다면 이들 시계열의 선형결합은 안정적이게 된다. 따라서 $\ln CON_t, \ln BBR_t, \ln INC_t, \ln KOS_t$ 는 장기균형 관계에 있으며 $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ 는 각각 장기탄력성의 계수로 생각할 수 있다.

이제 가계소비지출, 근로소득, 주가지수, 회사채수익률의 수준변수만으로 구성된 기본모형을 추정한다.

$$\ln CON_t = \beta_0 + \beta_1 \ln INC_t + \beta_2 \ln KOS_t + \beta_3 \ln BBR_t + e_t$$

여기서 β_1 은 근로소득에 대한 탄력성, β_2 는 주가에 대한 탄력성으로 근로소득과 주가의 변화에 대한 가계소비의 변화의 크기를 나타낸다. 추정결과는 <표3>과 같다

잔차에 대한 안정성의 여부를 알아보기 위하여 ADF검정을 실시하였다. ADF검정을 위한 모형은 다음과 같고 이때의 시차는 t-2이다.

$$D(e_t) = C + e_{t-1} + D(e_{t-1}) + D(e_{t-2})$$

검정결과는 <표4>와 같다.

<표 3> 가계소비지출, 근로소득, 주가지수의 추정결과

종속변수 설명변수	ln CON _t	
	계수	t 통계량
상수	4.06	26.8 *
ln INC	0.44	9.09 *
ln KOS	0.08	2.51
ln BBR	-0.05	-2.37
R ² : 0.99		Durbin-W : 1.71
F 통계량 2512		

*는 1% 유의수준

<표 4> 잔차에 대한 안정성검정

ADF 통계량	임계치
-4.611	1% : -3.51 5% : -2.90

검정결과 잔차는 단위근을 갖지 않고 안정적인 것으로 나타났다. 즉 잔차는 I(0)인 것이다. 앞 절에서 가계소비지출, 근로소득, 주가지수가 단위근을 갖고 있는데도 불구하고 이들의 선형결합인 추정방정식의 잔차가 안정적인 것은 이들 세변수 사이에 공적분 관계가 성립한다는 것을 알 수 있다. 공적분 관계가 성립함으로써 근로소득, 주가지수의 계수는 가계소비지출에 대한 장기 탄력성의 계수라고 말할 수 있다. 즉 장기적으로 근로소득의 계수는 0.44, 주가지수는 0.08로 나타나 각각 근로소득이 1% 증가하면 가계소비지출은 0.04%, 주가지수가 1% 증가하면 0.08%로 증가한다는 것을 의미한다. 회사채 수익률은 금리가 소비에 미치는 가격효과에서 대체효과와 소득효과의 상대적 크기에 따라서 주는 영향이 다르게 나타나는데 그 계수가 음으로 추정된 것을 보면 대체효과가 소득효과보다 커서 금리가 오를 경우 소비를 저축으로 전환하려고 한다고 볼 수 있다.

앞서 논의하였듯이 공적분 관계의 성립은 모형설정상의 편의의 존재를 해결할 수 있도록 한다. 즉 가계소비에 영향을 미칠 수 있는 다른 자산, 즉 토지나 주택의 가격상승을 반영하는 실물자산 변수가 모델내에서 설명변수로서 생략되었다고 하더라도 불편추정량을 얻을 수 있다. 또한 오차항이 자기상관관계에 있거나 오차항이 설명변수와 상관관계가 성립한다고 하더라도 공적분관계가 성립함으로써 OLS추정치는 일치추정량인 것이다. 공적분 관계식으로부터 오차수정모형은 다음과 같이 설정할 수가 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln CON_t = & C + \Delta \ln CON_{t-1} + \Delta \ln INC_t + \Delta \ln INC_{t-1} + \Delta \ln KOS_t \\ & + \Delta \ln KOS_{t-1} + \Delta \ln BBR_t + \Delta \ln BBR_{t-1} + \lambda e_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

여기서 e_{t-1} 은 수준변수만으로 구성된 공적분식에서 도출된 오차항이다. 추정결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> 오차수정모형 추정결과

종속변수	$\Delta \ln CON_t$
설명변수	계수
상 수	0.03(0.52)
$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.24(2.17)**
$\Delta \ln INC_t$	0.07(1.83)*
$\Delta \ln INC_{t-1}$	-0.06(-1.47)
$\Delta \ln KOS_t$	0.02(1.92)**
$\Delta \ln KOS_{t-1}$	-0.01(-0.96)
$\Delta \ln BBR_t$	0.03(2.41)**
$\Delta \ln BBR_{t-1}$	-0.009(-0.6)
e_{t-1}	-0.62(-5.16)**
$\overline{R^2}$	0.37
F 통계량	5.2231
Durbin-w	1.72

()은 t통계량, **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준

추정결과 오차수정항은 -0.62로 나타났으며 유의수준 또한 높다. 즉 가계소비지출의 변동이 설명변수에 의해서만 이루어지는 것이 아니라 오차수정항에 의해서도 영향을 받는 것이다. 오차수정항의 추정계수가 부의 값을 갖는다는 것은 금기의 가계소비지출이 전기의 불균형(e_{t-1})에서 장기균형으로 조정과정에 있다는 경제적 의미를 가진다. 즉 전기의 불균형이 설명변수로 들어간 것은 그 이전의 시차에서 생긴 불균형도 새로운 균형점으로의 점진적인 조정이라는 의미에서 고려될 수 있다는 뜻이다. 따라서 오차수정항의 추정계수의 크기는 실제치와 균형치 간의 괴리가 금기의 가계소비지출의 변화에 반영되는 정도를 나타낸다. 본 모형에서는 전기의 실제치와 균형치 간의 괴리 중 0.62만큼이 금기의 가계소비지출에 수정·반영되었음을 나타내고 있다. 즉 t-1기의 가계소비지출의 균형수준보다 높다면 e_{t-1} 이 -0.62만큼 조정되어 t기의 가계소비지출이 균형수준으로 회복될 수 있다는 것을 의미한다.

앞서도 언급했듯이 ECM은 장·단기적인 관계를 모두 포함하고 있다. 장기적 속성은 오차항 e_{t-1} 에 포함되고(e_{t-1} 은 가계소비지출에 대한 근로소득, 주가의 장기탄력성으로부터 얻어지므로) 단기적 관계는 균형오차에 의해서 부분적으로 조정되고 있는 것이다. 또한 이 단기적 관계는 설명변수의 차분변수의 계수가 나타내고 있는 것이다. 즉 이 계수들의 의미는 설명변수가 변화하면 가계소비지출의 균형치가 변화하고 따라서 가계소비지출의 값도 변하는 것이다.

오차수정모형의 추정시 모형의 적합성을 평가해야 한다. 본 연구에서는 여러 가지 검정통계량을 도출하여 본 연구에서 추정한 ECM의 신뢰성을 판단하였다.

먼저 오차항의 자기상관 여부를 검정하기 위하여 DW통계량 이외에 LM(Lagrange Multiplier)통계량을 구분하였다. DW통계량이 시차 내생변수가 포함될 경우에 그 검정력이 약한 관계로 LM검정을 추가한 것이다. LM통계량은 낮은 차수의 시계열 상관에 대한 검정력이 높으며 시차 내생변수가 포함되어 있을 경우에도 유효하다는 데 그 특징이 있다. LM통계량은 오차항에 자기상관관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하는데 통계량은 nR^2 로 관측치에 R^2 을 곱한 값이다. 이 통계량은 점근적으로 χ^2 분포를 따르는데 LM(10)통계량이 7.72로 χ^2 의 5% 유의수준하에서 임계치인 9.23보다 작아서 귀무가설을 채택해 자기상관의 문제가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

오차항의 정규분포 여부를 검정하기 위해서 Jarque-Bera(1981)의 검정방법을 사용하였다. JB검정은 먼저 오차항에 대한 일정한 구간을 정한 후 각 구간별로 빈도수에 대한 Histogram을 그려 구간들의 분포에 대한 왜도와 첨도를 계산한다. 그 다음 도출된 왜도와 첨도를 대입시켜 구한 통계량으로 정규분포여부를 가리는 방법이다

JB 통계량은 점근적으로 $\chi^2(3)$ 분포를 따르는데 본 모델의 JB 통계량은 6.75로 10%의 유의수준하의 임계치 7.81보다 작아 유의하지 않은 것으로 나타났다.

한편 이분산 여부는 White 이분산검정을 실시하였다. White 통계량은 오차항의 제곱을 종속변수로 OLS 추정치의 설명변수와 설명변수의 제곱을 독립변수로 사용하여 이분산 여부를 검정하는 것이다. White 통계량은 마찬가지로 χ^2 분포로 하여 본 검정에서는 White 통계량이 5.83으로 5%의 유의수준하에서 임계치보다 작아 이분산은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

5. 결 론

본 연구는 주식가격의 상승이 가계소비지출에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하고자 하여 주식 자산효과에 대한 실증분석을 실시하였다. 이러한 주식자산효과에 대한 검증을 위해 항상소득-라이프사이클가설을 원용하여 1981년 1/4분기부터 2000년 4/4분기까지의 가계소비지출을 근로소득, 종합주가지수, 회사채수익률의 함수로 설정하였다. 본 연구에서는 모형내의 변수들의 시계열 속성에 대한 고찰을 중심으로 하였다. 시계열자료의 안정성을 검증하기 위하여 단위근검정을 실시하였다. 검정 결과 3개의 변수 모두 1차 적분계열, 즉 $[X \rightarrow I(1)]$ 인 것으로 나타났다. 그러나 단위근을 가진 불안정성을 가진 변수들 사이에 안정적인 선형결합관계인 공적분관계를 검증한 결과 공적분관계가 있는 것으로 나타나 변수들 사이에 장기적으로 안정적인 관계가 추정 가능하였다. 공적분검정으로 얻어진 장기적 관계는 근로소득이 0.44, 주가가 0.08로 나타나 근로소득이 1% 증가하면 가계소비지출은 0.44% 증가하고, 주가가 1% 증가하면 0.08% 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 공적분관계식으로부터 ECM을 추정한 결과 오차수정항의 계수가 -0.62로 나타나 다음 기에 0.62만큼 조정되어 장기적인 균형관계로 회복될 수 있음을 의미한다.

그런데 주식의 수익률과 소비증가 사이의 상관관계는 시간에 따라 변하기 마련이고 이에 따라 주식 자산효과도 시간에 따라 변동한다. 이에 주식수익률과 소비증가 사이의 상관관계가 주식수익률 변화추이에 따라 어떻게 변하는지 검증하는 것 또한 차후의 연구과제이다. 주식수익률의 분산은 시간의 흐름에 따라 변화할 가능성이 높고 변동성이 클 경우에 이의 영향은 소비지출의 변화에 영향을 줄 것이 분명하다. 이에 주식수익률의 조건부 이분산, 조건부 변동성을 검증하기 위한 GARCH(p, q)모형을 설정하여 주식수익률의 이분산을 검증하여 주식수익률과 소비지출 증가사이의 조건부 상관관계를 추정하는 것도 필요하다고 할 수 있다.

참 고 문 헌

- [1] 김병화·문소상(2001), “주가와 소비의 관계분석,” 「경제분석」 제7권 제1호, 한국은행, 1-32.
- [2] 김연형(2001), 「시계열 예측」, 형설출판사.
- [3] 신동령(1991), “주가변화와 경기 및 실물경제간의 관계,” 「금융연구」, 제1호, pp.83-114.
- [4] 양세정·강미나(1995), “자산이 가계소비지출에 미치는 영향,” 「대한가정학회지」, pp.57-67
- [5] 이민원(1994), “자본시장과 경기 변동의 관계 분석,” 「증권학회지」, 제17집, pp.71-105
- [6] 한상섭·한상현(2001), “가계 순 금융자산의 변동이 소비에 미치는 영향” 「조사통계월보」 26-52.
- [7] Boone Laurence, Claude Giorno and Pete Richardson(1988), “Stock Market Fluctuations and Consumption Behavior :Some Recent Evidence,” *Economics Department Working Paper 208*, OECD.
- [8] Campbell, J.Y. and Mankiw, N.G.(1991), “The Response of Consumption to Income : A cross-country investigation,” *European Economic Review* 35, 723-756.
- [9] C.M Jarque and A.K.Bera, “A Test for Normality of Observations and Regression Residuals,” *International Statistical Review*, vol.55,1987, pp.163-172.

- [10] Deaton, A.S.(1986), "Life -Cycle Models of Consumption : Is the Evidence Consistent with the Theory?," *NBER Working Paper*, No.1910.
- [11] Engle, R. and Granger, C.W.J.(1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, pp.251-276.
- [12] Johansen, S(2000)., "Modelling of Cointegration in the Vector Autoregressive Model," *Economic Modelling* 17, 359-373.
- [13] Ludvigson Sydney and Charles Steindel(1999), "How Important is the Stock Market Effect on Consumption?," *FRB*, New York, 29-51.
- [14] Mankiw, N. G and Zeldes(1999), S. P., "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders," *Journal of Financial Economics* 29, 97-112.
- [15] Mishikin, F.(1977), "What Depressed the Consumer? The Household Balance Sheet and the 1973-1975 Recession," *Brooking Papers on Economic Activity*, .123-164.
- [16] Phillips, P.C.B(1988)., "Regression theory for near-integrated time series," *Econometrica* 56, pp.1021-1043.

[2002년 12월 접수, 2003년 3월 채택]