

불확실성을 고려한 주식과 주택의 자산효과 분석

김귀정* · 이한식**

본 논문에서는 자산의 불확실성을 고려하는 경우, 소비에 대한 자산효과(wealth effect)의 추정에 어떤 영향을 미치는가에 대한 분석을 시도하였다. 이를 위해 불확실성의 지표로 조건부분산과 비조건부분산 등 다양한 추정치를 사용하여, 불확실성의 지표에 따라 분석 결과가 어떻게 달라지는지를 비교해 보았다.

본 연구의 실증분석 결과에 의하면, 주식과 주택에 대해 (+)의 자산효과를 보였으며, 자산가격의 불확실성이 증가하면 소비가 위축되는 것으로 나타났다. 특히 주식의 경우 자산 가격의 변동이 소비에 미치는 자산효과가 단기에 더 크게 나타나는 데 반해, 주택의 자산효과는 장기에 더 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한 주식의 경우에는 불확실성을 고려하였을 때 자산효과가 더 작게 추정되었으며, 반대로 주택의 경우에는 불확실성을 고려하였을 때 자산효과가 더 커지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자산효과가 자산의 종류에 따라 다르게 나타날 수 있으며, 불확실성이 가지는 정보가 자산에 따라 소비자에게 다르게 해석될 수 있다는 것을 보여주고 있다.

핵심주어: 자산효과, 자산가격의 불확실성, 오차수정모형

경제학문헌목록 주제 분류: C22, D12, E21

* 한국은행 금융경제연구소 연구원, 전화: (02) 759-5433, E-mail: newclaire@sogang.ac.kr

** 서강대학교 경제학과 교수 (교신저자), 전화: (02) 705-8702, E-mail: hahnlee@sogang.ac.kr

I. 서론

가계소비는 소득뿐만 아니라 주식, 부동산 등 자산에 의해서도 영향을 받는다. 우리나라의 경우 1997년 외환위기가 발생한 이후 주식 및 주택 등 자산가격이 폭락하면서 소비가 크게 위축되었으나, 1998년 4분기부터는 자산가격의 상승과 함께 소비도 회복되었다. 이는 주가를 비롯한 자산가격의 상승이 소비를 회복시킨 중요한 원인으로 작용했을 가능성을 시사하고 있다.

특히 우리나라의 자료를 보면, 외환위기의 영향을 크게 받기 시작한 1997년 4분기 이후 현재까지 민간소비의 변동 폭이 국민총소득(GNI)의 변동 폭을 크게 상회하고 있다. 따라서 최근 민간소비의 변동을 소득의 변동만으로 설명하기는 어려우며, 자산가격의 변동으로 인한 소비의 증대, 즉 자산 효과(wealth effect)를 고려해야 한다. 이러한 자산효과는 실제로 외국 문헌에서 뿐만 아니라 우리나라 자료를 대상으로 한 많은 실증연구에서도 확인되고 있다.

김연홍·장영석(2003)은 1981년~2000년 도시가계의 실질근로소득(1인당 임금수준×총 취업자 수), 종합주가지수, 가계소비지출 및 회사채 수익률 자료를 사용하여 주가에 대한 소비의 장기탄력성을 분석한 결과 0.08의 추정치를 도출하였다. 김병화·문소상(2001)은 오차수정모형을 이용하여 1990년 이후의 기간 중 민간소비, 소득, 실질 이자율, 주가지수, 주택가격지수간에 안정적인 관계를 갖는 장기함수식이 존재한다는 것을 보였으며, 주식 및 주택에 대한 민간소비의 장기탄력성 추정치로 각각 0.04와 0.8의 값을 도출하였다. Kim(2004)은 1998년~2003년 기간의 실질 주택가격지수에 대해 소비의 장기탄력성을 추정한 결과 0.23의 값을 구했으며, 실질 주가지수에 대한 소비의 장기탄력성은 0.22로 추정하였다.

자산효과에 관한 일련의 실증분석 연구와 아울러 최근에는 자산가격의 변동성이 소비에 미치는 영향에 대한 분석도 많이 시행되었다. 즉 주식이나 주택 등 자산가격이 급격하게 변화하면 불확실성이 동시에 증가하게 되는데, 이 경우 자산가격 급등 시에는 자산가격 상승에 따른 자산효과를 약화시키는 작용을 하며, 자산 가격 하락 시에는 소비 위축을 가속화시키는 역할을 할 가능성이 있다는 것이다. Carroll·Hall·Zeldes(1992)는 불확실성의 증가가 현재 소비를 줄이는 효과를 나타낸다는 결과를 제시하였으며, Wilson(1998)은 GARCH 모형을 이용하여 불확실성이 소비에 미치는 영향을 분석하였다. Hahn·Steigerwald(1999)은 불확실성의 변화와 소비변화율 사이에 나타나는 동태적인 관계를 분석한 결과 불확실성이 소비에 유의성 높은 영향을 미친다는 것을 보였다.

이와 같이 소득이나 자산의 불확실성이 가계 소비 및 저축에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 불확실성을 반영하는 자료가 필요하다. 불확실성을 나타내는 지표로는 소득이

나 자산가격의 변동성에 대해 ARCH 모형 등을 적용하여 도출한 추정치가 많이 사용되고 있다. 장민·황인도(2004)는 불확실성 지표로써 심리지수로 측정한 소득의 예측오차, 소득 및 자산가격의 조건부분산(conditional variance)을 사용하였다. 추정 결과에 의하면 소득 및 자산가격의 불확실성 지표에 대한 계수는 측정 방법에 관계없이 모두 (-)부호를 가지며 유의성이 높은 것으로 나타나, 소득이나 자산가격의 불확실성이 소비를 위축시키는 효과를 갖는 것으로 분석되었다.

불확실성 지표로 삼성경제연구소의 소비자태도지수를 이용하여 1992년~2001년 기간에 대해 추정한 최희갑(2003)에서도 미래의 불확실성을 측정하는 지표의 종류와 상관없이 미래의 불확실성이 증가할수록 현재의 소비를 줄이는 경향이 있는 것으로 분석되었다. 함준호(2001)는 불확실성 변수로 소득증가율, 실질 자산수익률 등 개별 시계열에 대해 AR-GARCH를 이용하여 시간변동 조건부 표준편차를 추정하고, 이들을 대용변수로 사용하여 내구소비지출에 대한 불확실성의 시차효과를 추정하였다. 분석 결과에 의하면, 소득 불확실성이 증대되는 경우 합리적 소비자는 저축의 증대를 통하여 미래에 대비하며, 따라서 내구재 소비지출을 감소시킨다는 예비적 저축가설과 대체로 합치되는 것으로 나타났다. 이와 같이 소득의 불확실성을 고려한 기존 논문에서는 불확실성이 소비에 대해 (-)의 영향을 끼침을 보여주고 있다.

본 논문에서는 최근의 선행논문으로부터 발전시켜 자산의 불확실성을 고려하지 않고 자산가격의 변화가 소비에 미치는 영향을 추정하는 경우, 자산효과를 과대 또는 과소 추정할 수 있다는 점을 살펴보고자 한다. 즉 자산가격이 급등하게 되면 불확실성에 대한 반응으로 인해 자산효과가 상당부분 상쇄될 가능성이 있으며, 자산가격의 급락 시에는 자산소득 감소와 함께 불확실성이 동시에 증대함에 따라 소비의 위축이 가속화 될 수도 있다. 이에 따라 자산가격 변화의 소비에 대한 효과는 불확실성을 고려하지 않은 경우보다 그 효과가 더 크거나 작을 수 있다.

이러한 가설을 바탕으로 본 논문에서는 자산가격의 불확실성이 자산효과 추정에 미치는 영향을 분석해 보았다. 또한 자산가격의 불확실성 지표에 따르는 오류를 최소화하기 위해, 불확실성에 대한 추정치로 기존에 많이 사용되던 조건부분산 이외에 실현된 자산 가격들의 변동성, 즉 비조건부분산(unconditional variance)을 통해 불확실성을 추정하고, 불확실성의 지표에 따라 분석 결과가 어떻게 달라지는지를 비교해 보았다.

본 연구의 실증분석 결과, 주식과 주택이 (+)의 자산효과를 갖는 것으로 나타났으며, 이러한 자산효과 크기는 자산의 불확실성에 의해 영향을 받는 것을 확인할 수 있었다. 특히 주식의 경우에는 불확실성을 고려하였을 때 자산효과가 더 작게 추정된 반면, 주택의 경우에는 불확실성을 고려하였을 때 자산효과가 더 커지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자산의 종류에 따라 불확실성이 나타내는 정보가 다를 수 있다는 것을 의미한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 제 2 절에서는 먼저 변수들의 속성을 파악하기 위해 단위근 검정 및 공적분 검정을 시행한 후, 오차수정모형을 이용하여 자산가격의 변동이 가계소비지출의 변동에 유의한 효과를 미치는지를 분석하였다. 제 3 절에서는 자산가격에 나타나는 불확실성을 측정하는 방법을 소개하고, 이를 토대로 다양한 불확실성 지표를 도출하였다. 제 4 절에서는 다양한 불확실성 지표를 포함하는 오차수정모형을 추정하고, 이를 불확실성을 고려하지 않은 제 2 절의 결과와 비교하였다. 마지막으로 제 5 절에서는 분석결과 및 이와 관련된 시사점에 대해 논의하고, 향후 연구방향에 대한 제안을 시도하였다.

II. 자산 가격과 소비의 관계 분석

여기에서는 오차수정모형을 이용하여 자산가격의 변화가 가계소비지출에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 먼저 사용 자료들의 특성을 파악하기 위해 단위근 검정 및 공적분 검정을 시행한 후, 오차수정모형을 이용하여 주식 및 주택가격의 변동이 소비의 변동에 미치는 자산효과(wealth effect)를 추정하였다.

1. 사용 자료

모형의 추정 및 검정을 위해서 소비지출과 국민총소득, 종합주가지수(KOSPI, 서울주택매매지수¹⁾, 이자율에 대한 1987년 1분기~2007년 1분기의 자료를 사용하였다.²⁾ 계절조정이 필요한 변수에 대해서는 X-12-ARIMA법에 의해 계절조정된 자료를 사용하였으며 종합주가지수, 주택매매지수, 이자율 변수는 소비자 물가지수에 의해 실질화 하였다.

< 표 1 > 주요 통계자료의 기간 및 특징

변수명	발표기관	자료 기간 및 특징
가계소비 (CON)	한국은행	1970년 1분기-2007년 1분기 (실질, 계절조정)
국민소득 (GNI)	한국은행	1970년 1분기-2007년 1분기 (실질, 계절조정)
종합주가지수 (SP)	한국증권 선물거래소	1987년 1월 - 2007년 6월 (KOSPI)
주택가격지수 (HP)	국민은행	1986년 1월 - 2007년 6월 (서울)
이자율 (RCB)	한국은행	1987년 1월 - 2007년 6월 (AA-, 3년 만기 회사채 수익률)

1) 주택 가격의 대용 변수로 본 논문에서는 서울 주택매매가격지수를 사용한다. 서울이외의 지방 지역은 경기변동과 충격에 따라 매매가격이 크게 변동하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 경기 변동에 민감하게 반응할 것으로 예상되는 서울 지역의 주택가격지수를 사용하였다.

2) 월별자료의 경우, 3개월 평균으로 분기별 자료를 도출하였다.

불안정한 경제 시계열 자료 사이의 관계를 분석할 때 나타날 수 있는 가성적 회귀(spurious regression) 현상을 고려하기 위해, 먼저 소비 함수에 이용될 변수들의 안정성 여부를 점검하는 단위근 검정을 시행하였다. 이를 위해 소비와 소득의 경우에는 상수항과 추세를 포함한 모형을, 주가·주택가격·이자율의 경우에는 상수항만 포함한 모형을 각각 이용하여 ADF(augmented Dickey and Fuller) 검정법을 적용하였으며, 시차길이의 선정은 SC(Schwarz Criterion)에 의거하였다. 분석 결과를 정리한 <표 2>를 보면, 각 변수에 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못하는 것으로 나타나 모든 변수가 불안정적인 시계열인 것으로 판별되었다.

< 표 2 > 단위근 검정 결과

변 수	시 차	유의확률*
가계소비	1	0.9997
국민소득	0	1.0000
종합주가지수	1	0.7369
주택가격지수	4	0.2166
이자율	3	0.2098

* 여기서 유의확률은 “단위근이 존재한다”는 귀무가설에 대한 유의확률(p-value)을 나타냄. MacKinnon(1996) 참조.

2. 공적분 검정 및 오차수정 모형의 추정

분석 대상 시계열자료가 단위근을 갖는 불안정 계열인 경우, 이에 대해 전통적 계량분석 이론을 그대로 적용시키면 가성적 회귀 현상 같은 문제가 발생한다. 따라서 이와 같이 확률적 추세를 갖는 경제 변수들 사이의 장기 균형관계를 분석하기 위해서는 공적분 검정을 시행해야 한다. 본 논문에서는 Engle·Granger(1987)의 2단계 접근법을 사용하여 공적분 검정을 시행하고, 이를 토대로 오차수정모형을 설정하여 주식 및 주택의 자산효과를 추정하였다.³⁾

먼저 최종소비지출이 주식과 주택 등의 자산가격과 공적분 관계를 구성하는지를 분석하기 위해 공적분 회귀식(cointegrating regression)을 추정해 본 결과, 소비지출과 소득 및 자산 가격 사이에 다음의 추정식이 도출되었다.

$$\ln CON_t = -0.58 + 0.995 \ln GNI_t + 0.006 \ln SP_t \quad (1)$$

(-2.12) (33.50) (2.14)

3) 여기에서는 최근 공적분 검정 및 오차수정모형의 추정에 많이 적용되는 Johansen 접근법 대신, 자산가격의 불확실성이 소비에 미치는 영향을 추가 변수로 추가로 고려할 수 있는 2단계 추정법을 사용하였다. Johansen 접근법과 Engle-Granger 2단계 분석법의 특징 및 차이에 관한 자세한 내용은 Hamilton(1994) 참조.

$$\ln CON_t = -0.61 + 0.998 \ln GNI_t + 0.228 \ln HP_t \quad (2)$$

(-1.85) (34.55) (1.98)

여기서 CON , GNI 는 각각 가계총소비지출과 국민총소득을 나타내며, SP , HP 는 각각 소비자 물가지수로 실질화한 주가지수와 서울주택매매지수를 의미한다. 공적분 검정을 위해 위 식의 잔차에 대해 단위근 검정을 시행한 결과, 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어, 소비지출과 소득 및 자산가격 사이에 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 위 식에서 변수의 계수 값은 소득과 주식 또는 주택 자산에 대한 소비의 장기탄력성을 의미한다. 즉 소득이 1% 증가하면, 소비는 0.99%증가하고, 주가 또는 주택매매가격이 1% 증가하는 경우, 소비는 각각 0.01%와 0.23% 정도 증가하는 것으로 나타났다.

위의 장기관계식을 토대로 이들 변수간의 단기 동태적인 조정과정을 설명할 수 있는 오차수정모형을 아래와 같이 설정하였다.

$$\Delta \ln CON_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} \Delta \ln CON_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{3j} \Delta \ln GNI_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{4j} \Delta \ln SP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{5j} \Delta RRCB_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta \ln CON_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} \Delta \ln CON_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{3j} \Delta \ln GNI_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{4j} \Delta \ln HP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{5j} \Delta RRCB_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

여기서 EC_{t-1} 은 공적분 관계식으로부터 도출된 균형오차(equilibrium error)항을 나타내며, $RRCB$ 는 회사채수익률을 소비자 물가지수로 조정한 실질이자율을 나타낸다.

< 표 3 > 소비지출에 대한 오차수정모형의 추정결과

식(3) 변수	$\Delta \ln CON_t$	식(4) 변수	$\Delta \ln CON_t$
C	0.009*** (3.34)	C	0.008*** (2.835)
$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.246* (1.580)	$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.216 (1.269)
$\Delta \ln GNI_{t-1}$	-0.015 (-0.082)	$\Delta \ln GNI_{t-1}$	0.090 (0.461)
$\Delta \ln SP_{t-1}$	0.067*** (3.766)	$\Delta \ln HP_{t-1}$	0.154* (1.575)
$\Delta RRCB_{t-1}$	-0.006*** (-3.359)	$\Delta RRCB_{t-1}$	-0.007*** (-3.347)
EC_{t-1}	-0.155* (-1.433)	EC_{t-1}	-0.276** (-2.144)
R^2	0.366	R^2	0.260
$D. W$	1.794	$D. W$	1.918

주) 1. ()의 숫자는 t -값을 의미함.

2. *, **, *** 표시는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의성이 있음을 나타냄.

오차수정모형에 대한 추정 결과를 정리한 <표 3>을 보면, 주식과 주택의 가격변동은 장기뿐만 아니라 단기에도 소비지출에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한 이자율의 경우, 장기에는 유의한 영향을 주지 못하지만 단기에는 소비에 영향을 미치는 것으로 나타났다.⁴⁾

또한 공적분 회귀식 (1)과 (2)의 추정 결과에 의하면 주택가격의 변화가 주가변동보다 소비에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난 데 반해, 오차수정모형에서는 주식의 자산효과에 대한 계수추정치가 주택의 자산효과보다 더 큰 유의성을 보이고 있다. 이러한 결과는 자산효과가 자산의 종류에 따라 다르게 나타날 수 있으며, 자산가격 변동이 함의하는 정보가 자산의 종류에 따라 소비자에게 다르게 해석될 수 있다는 것을 보여주고 있다.

III. 자산가격에 대한 불확실성 지표의 추정

미래의 예측할 수 없는 상황에 대한 불확실성은 소비, 생산, 자산 선택 등에 대한 의사결정에서 중요한 요인으로 작용한다. 이에 따라 불확실성이 경제변수에 미치는 영향에 관한 연구는 활발하게 진행되어 왔다. 그러나 불확실성은 직접적으로 관측되지 않기 때문

4) 이자율의 경우 공적분 관계식에서는 설명력이 낮아 제외했으며, 단기 관계식에서는 유의성이 높아 오차수정모형에 포함하여 추정하였다. 이자율을 포함한 공적분 회귀식의 추정결과는 부록에 정리하였는데, 전체적으로 비슷한 결론을 시사하고 있다. 주택의 경우 단기의 자산효과는 상대적으로 유의성이 낮게 추정되었으나, 본 논문의 제 4 절에서 논의하는 불확실성 지표를 포함하면 유의성이 크게 높아지는 것을 볼 수 있다. (제 4 절의 <표 6> 참조)

에, 실증분석에서 현실적인 제약 요인으로 여겨지고 있다. 기존의 연구에서는 자산수익률, 인플레이션, 실질소득 등에 발생하는 예기치 못한 충격에 따른 변동성이 불확실성의 대용 변수로 활용되고 있다. 여기에서는 불확실성 지표의 유형 및 그 특징을 소개하고, 자산가격 불확실성의 추정방법에 대해 정리한다.

1. 불확실성 지표의 유형별 특징

불확실성이 경제변수에 미치는 영향에 관한 연구는 활발하게 진행되어 왔으며, 이와 함께 다양한 추정방법을 이용하여 각종 경제변수에 대한 불확실성의 지표가 개발되어 왔다. 기존 연구에서 사용된 불확실성의 지표를 측정 방법에 따라 다음과 같이 구분할 수 있다.

첫째, 조사(survey) 자료를 이용하는 방법으로 성장률 등에 관한 개개인의 전망치의 편차를 구하거나,⁵⁾ 일정한 가정 하에서 주관적 응답 자료를 이용하여 분산을 추정하는 방법이 있다. 이 경우는 경제주체의 심리 상태와 미래지향적인 기대를 잘 반영할 수 있다는 장점이 있지만, 자료가 제한적이라는 한계가 있다. 둘째, 경제변수의 이동평균이나 추정함수의 예측오차에 대한 비조건부분산(unconditional variance)을 이용하는 방법을 들 수 있다. 비조건부분산은 사후적 변동성으로서 리스크 개념과 유사하지만, 예측 가능한 부분까지 포함하므로 실제치 보다 변동성을 과대 추정할 가능성이 있다. 셋째, 시장 효율성 이론에 근거하는 ARCH 모형 접근법은 예측 가능한 부분을 제거한 잔차항의 변동성을 조건부분산(conditional variance)으로 추정하는 방법을 사용한다. 이 방법은 조사(survey) 자료와 같이 미래지향적인 기대를 반영하지 못하고 구조적 변화(regime shift)에 의한 불확실성을 반영하기 어렵다는 단점이 있지만, 경제위기 등 예측하지 못한 충격에 의한 경제변수의 변동성을 포착함으로써 경제주체의 심리적인 충격을 잘 반영하며, 추정과정이 단순하다는 장점이 있다.

아래 <표 4>에는 불확실성 지표의 특징 및 이에 관한 국내 연구 사례가 정리되었다. 기존 연구를 보면 실사방법 및 조건부분산을 이용한 실증분석이 많이 사용된 반면, 사후적 변동성을 추정하는 방법은 거의 적용되지 않는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 자산가격의 불확실성 지표에 따른 차이를 비교해 보기 위해, 불확실성에 대한 추정치로 기존에 많이 사용되던 조건부분산 이외에 실현화된 자산 가격들의 변동성, 즉 비조건부분산을 통해 불확실성을 추정하고, 불확실성의 지표에 따라 분석 결과가 어떻게 달라지는지를 분석해 보았다.

< 표 4 > 추정방법별 불확실성 지표의 특징 비교

5) 이러한 방법에 관해서는 Hahm · Steigerwald(1999) 등 참조.

	특 징			연구 사례
	추정방법	장 점	한계	
실사방법	서베이 응답자의 기대 분포로부터 분산을 추정	기존의 서베이 실사자료를 활용	불확실성 추정치와 현실간의 괴리 발생 가능성	신관호·주원(2002) 장민·황인도(2004) 최희갑(2003)
비조건부 분 산	상대가격 변동의 비조건부 분산을 추정	사후적 변동성으로 리스크 개념과 유사	예측가능 부분까지 포함하여 실제치보다 과대 추정될 가능성	
조 건 부 분 산	GARCH 모형을 이용하여 예기치 못한 충격에 의한 조건부 분산을 추정	예측하지 못한 충격 분석에 유용하며, 추정과정이 단순함.	구조적 변화에 의한 불확실성을 반영하기 어려움	함준호(2001) 장민·황인도(2004)

자료: 김준태(2002), p.8.

2. 자산가격 불확실성의 추정

본 연구에서는 불확실성 분석에 가장 보편적으로 사용되고 있는 GARCH 모형을 이용한 변동성 추정치 이외에 사후적 변동성의 지표로서 리스크 개념을 잘 반영하는 비조건부분산 등 실현된 변동성을 추정하는 방법을 이용하여 주식 및 주택의 자산가격 불확실성 지표를 도출하고자 한다.

(1) GARCH 모형을 이용한 변동성 추정치

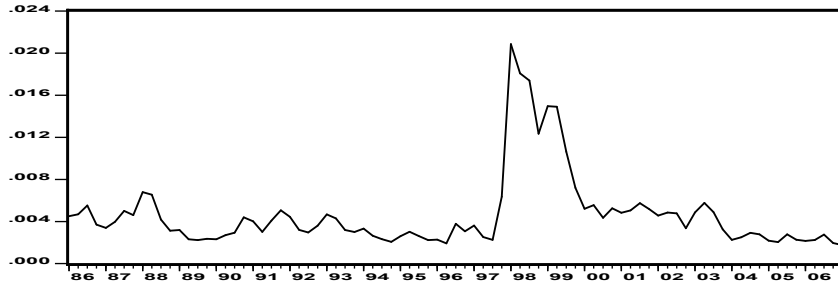
본 연구에서는 먼저 불확실성 지표를 추정하기 위해서 가장 널리 사용되고 있는 GARCH 모형을 이용하여 도출한 조건부분산을 불확실성의 대응변수로 사용하였다. GARCH 모형은 최근 금융시계열자료에 대한 분석에서 변동성 집중 현상을 분석하기 위해 많이 사용되는 접근방법으로 가장 널리 이용되는 GARCH(1,1)모형은 다음과 같다.

$$h_t = \alpha + \beta h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 + v_t \quad (5)$$

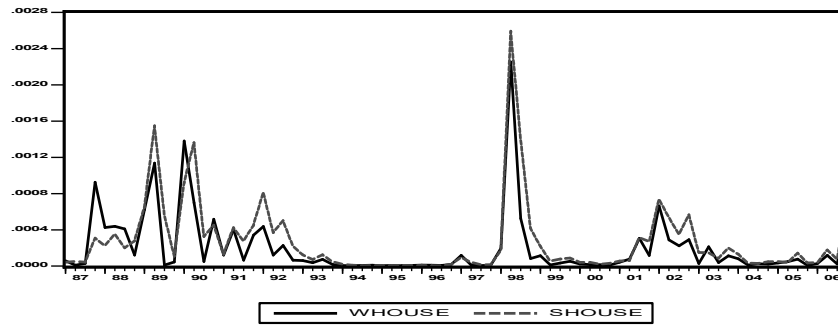
여기서 ε_t 는 자산의 수익률에 대한 평균방정식(mean equation)의 오차항을 나타내며, h_t 는 정보집합 Ω_t 에 대해 $\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$ 의 관계로 표현되는 t 기의 조건부분산을 의미한다.

< 그림 1 > 조건부 이분산의 추정치

(a) 종합주가지수의 조건부 이분산



(b) 주택매매가격지수의 조건부 이분산 (전국 및 서울)



자산가격의 불확실성을 추정하기 위해 종합주가지수와 주택가격지수의 월별 자료를 이용하였다. 이들 지표에 대해 GARCH 모형의 적합성을 평가하기 위한 기초통계량을 구해 본 결과, 두꺼운 꼬리(fat-tail)와 첨예분포의 특성을 보이고 있을 뿐만 아니라 Ljung-Box 통계량 역시 강한 자기상관이 있는 것으로 분석되었다.⁶⁾ 이는 자산가격의 움직임에 변동성 집중(volatility clustering)이 나타난다는 것을 의미하며, 따라서 이러한 특성을 분석하는데 GARCH 모형이 적합한 것으로 판단된다.

<그림 1>은 불확실성 지표의 도출을 위해 GARCH 모형으로부터 추정된 조건부 이분산(conditional heteroscedasticity)의 추이를 나타낸다. 조건부 이분산의 추정결과에 의하면, 외환위기 전후에 급격한 변동성 증가를 보이고 있으며, 전체적으로 변동성에 지속성(persistence)이 나타나고 있어 자산가격의 변화에 흔히 관찰되는 변동성 집중 현상을 잘 보여주고 있다.

(2) 비조건부 변동성 추정치

GARCH 모형은 조건부 이분산 구조를 이용하여 예측하지 못한 충격에 의한 경제변수의 변동성을 잘 포착할 수 있는 장점이 있어 자산가격 변동과 관련된 불확실성 분석에 최근 가장 많이 사용되고 있다. 그러나 이 방법은 직접 관측되지 않는 변동성 지표를 모형화 함으로써 구조 변화에 의한 불확실성을 반영하기 어렵다는 단점이 있다. 따라서 본

6) 기초통계량에 대한 자세한 추정결과는 여기에서 생략되었다.

연구에서는 GARCH 모형을 이용한 변동성 추정치 이외에 실현된 변동성의 지표로서 리스크 개념을 잘 반영하는 비조건부분산 및 관련 추정치를 토대로 주식 및 주택의 자산가격 불확실성 지표를 도출하였다. 이와 같이 다양한 변동성 측정 방법을 토대로 불확실성의 지표를 도출하고, 이를 GARCH 모형으로부터 도출된 불확실성 자료를 이용한 결과와 비교하여, 불확실성의 지표에 따라 분석 결과가 어떻게 달라지는지를 분석해 보고자 한다.

이러한 방법은 GARCH 형태의 모형을 이용하여 변동성을 도출하는 방법과는 달리, 사후적으로 실현된 변동성을 추정하는 방법을 의미한다. 즉 GARCH 모형 접근법에 의한 변동성은 자신의 과거값과 오차항을 활용하여 모형으로부터 도출된 추정치인데 반해, 실현된 변동성은 불확실성의 지표를 주가와 주택가격 등 실제 시계열 자료에 나타나는 변화의 정도를 이용하여 직접 측정한다.

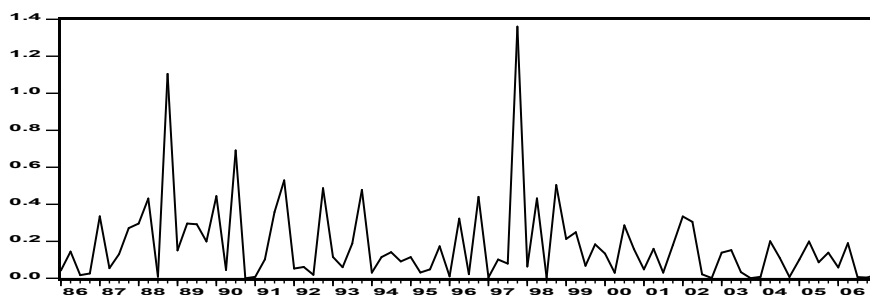
여기에서는 다음의 사후적 변동성 측정 방법을 이용하여 주가와 주택가격에 대한 불확실성의 지표를 도출하고자 한다.⁷⁾

- ① 분기별 분산 : $UC_{2,t} = \sum_{i=0}^2 (r_{t-i} - \bar{r})^2 / 3$, (여기서 \bar{r} = 전체 변동률의 평균)
 (6)
- ② 분기별 범위(range) : $UC_{3,t}$ = 각 변수의 3개월 변화율 중 최대값 - 최소값 (7)

<그림 2>는 비조건부 변동성 추정치에 나타난 불확실성 지표의 추이를 보여주고 있다. 비조건부 변동성으로 추정한 불확실성의 지표를 보면, 주가의 경우 조건부 변동성 추정치와 비슷하게 외환위기 전후에 급격한 변동성 증가를 나타내고 있으나, 주택가격은 최근에 가장 큰 변동성을 나타내고 있다. 이는 2003년~2006년 기간 중에 강남지역을 중심으로 나타난 급격한 주택가격 상승을 반영하고 있는 것으로 판단된다. 또한 <그림 1>에 제시된 조건부 이분산의 추정치와 비교할 때, 전체적으로 변동성의 변화가 크지 않은 것으로 나타났다.

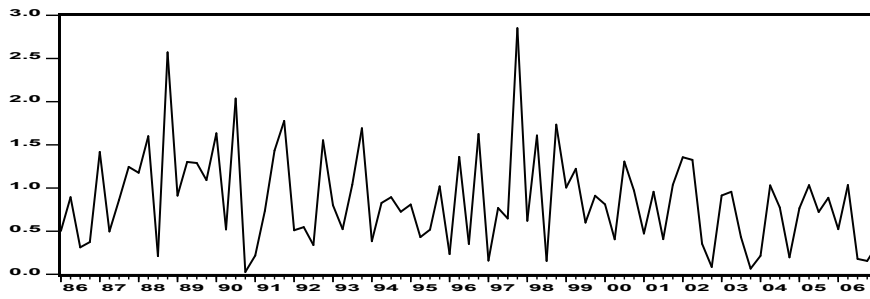
< 그림 2 > 비조건부 변동성에 대한 추정치

(a) 주가지수의 분산

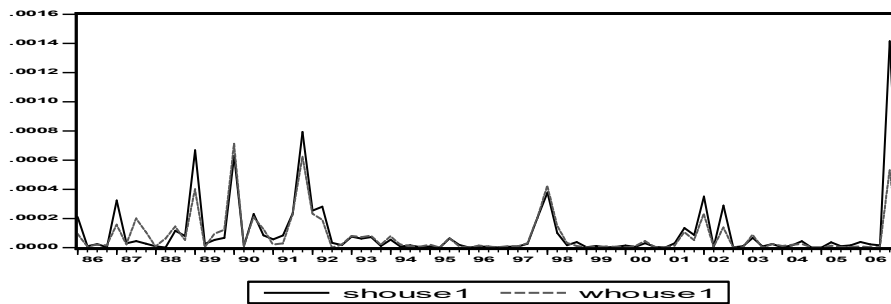


7) 본 논문에서 UC_1 은 GARCH 모형에 의해 도출된 변동성 지표를 나타낸다. 그 밖에 최대편차(maximum difference) 등 다양한 지표를 시도해 보았으나 전체적으로 비슷한 결과가 도출되어, 여기에서는 분산과 범위를 중심으로 분석 결과를 논의한다.

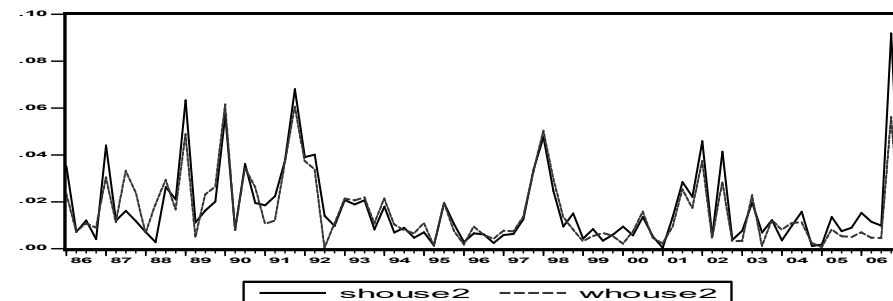
(b) 주가지수의 범위



(c) 주택가격지수의 분산



(d) 주택가격지수의 범위



IV. 자산가격의 불확실성을 고려한 자산효과의 분석

이 절에서는 주식 및 주택의 자산가격에 나타나는 불확실성이 소비에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 특히 자산의 종류에 따라 자산가격의 불확실성이 의미하는 정보가 어떻게 달라지는가를 비교하기 위해, 주식 및 주택에 대해 각각의 불확실성이 자산효과에 미치는 영향을 분석한다. 또한 다양한 불확실성 지표로 대상으로 추정결과에 나타나는 차이를 비교해 봄으로써, 이러한 결과가 불확실성 지표의 선정에 따라 얼마나 달라지는지를 점검한다. 이를 위해 제 2 절에서 도출한 오차수정모형에 다음과 같이 주식과 주택의 불확실성 지표를 각각 추가하여 자산가격의 불확실성이 소비에 미치는 영향을 추정한다.

$$\Delta \ln CON_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} \Delta \ln CON_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{3j} \Delta \ln GNI_{t-j} \quad (8)$$

$$+ \sum_{j=1}^n \alpha_{4j} \Delta \ln SP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{5j} \Delta RRCB_{t-j} + \gamma_1 UC_{i,t} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta \ln CON_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} \Delta \ln CON_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{3j} \Delta \ln GNI_{t-j}$$

$$+ \sum_{j=1}^n \beta_{4j} \Delta \ln HP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{5j} \Delta RRCB_{t-j} + \gamma_2 UC_{i,t} + \varepsilon_{2t}$$

(9)

여기서 EC_{t-1} 은 공적분 관계식의 균형오차항을 나타내며, $UC_i (i=1, 2, 3)$ 는 각각 식 (5), (6), (7)의 GARCH 모형, 분산, 범위 등으로 추정된 불확실성 지표를 의미한다.

1. 불확실성을 고려한 주식가격의 자산효과

주식가격의 불확실성을 고려하여 식(8)을 추정한 결과를 정리한 <표 5>를 보면, 불확실성 지표의 계수는 추정방법에 관계없이 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 공적분 관계를 고려하지 않고 차분변수에 대해 소비함수를 추정한 장민·황인도(2004)의 결과와 동일한 것으로, 주가의 급격한 상승 또는 하락에 따른 불확실성의 확대는 소비를 위축시키는 효과를 갖는 것을 의미한다. 이는 자산가격이 급등하는 경우, 이에 따른 불확실성의 증가로 인해 자산 증가에 의한 구매력 상승의 효과를 상쇄시키게 되어 전체 자산효과를 감소시키는 작용을 하며, 이와는 반대로 자산가격이 급락하는 경우에는 불확실성의 증가가 구매력 하락의 효과와 맞물려서 소비감소를 가속화시키는 것으로 해석될 수 있다.⁸⁾

불확실성을 고려한 <표 5>의 추정결과와 불확실성을 고려하지 않은 <표 3>의 결과를 비교해 보면, 불확실성을 고려하는 경우 주식가격 변화의 계수추정치가 약간 더 작게 추정되었음을 알 수 있다.⁹⁾ 따라서 불확실성의 확대가 소비를 위축시키는 효과를 고려하지 않으면, 전체 자산효과가 과대 추정된다는 것을 시사하고 있다. 이는 우리나라 주식시장의 경우, 주가 상승에 따른 자산 증가의 효과에 비해 주가 급락에 따른 불확실성의 증가가 구매력 하락의 효과와 맞물려서 소비위축을 초래하는 자산 감소의 효과가 더 크

8) 자산가격의 불확실성 지표(UC)와 자산가격 증가율의 절대값 사이에는 0.5~0.9 정도의 높은 (+) 상관관계가 추정되었다. 이와 같이 자산가격의 불확실성을 고려하여 자산효과를 분석하는 경우, 자산가격의 변화가 소비에 미치는 전체 자산효과를 '구매력효과'와 '불확실성효과'로 구분할 필요가 있다. 자산가격의 상승 시에는 (+)의 구매력효과를 (-)의 불확실성효과가 상쇄시켜, (+)의 자산효과가 (+)의 구매력효과보다 작게 나타나며, 자산가격의 하락 시에는 (-) 구매력효과와 (-)의 불확실성효과가 맞물려서 (-)자산효과가 (-)의 구매력효과보다 더 크게 작용한다.

9) 이 경우 계수추정치의 차이에 대한 통계적 유의성은 높지 않은 것으로 분석되었다. 비교의 편의를 위해 <표 3>의 추정 결과를 <표 5>의 첫 번째 칸에 제시하였다.

계 작용해 왔음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.¹⁰⁾

< 표 5 > 불확실성을 고려한 주식가격의 자산효과

설명변수	종속변수 : $\Delta \ln CON_t$			
		$UC_{1,t}$	$UC_{2,t}$	$UC_{3,t}$
C	0.009*** (3.34)	0.019 *** (4.795)	0.0149*** (5.366)	0.017*** (4.295)
$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.246 (1.580)	0.177 (1.203)	0.291** (2.059)	0.289* (1.927)
$\Delta \ln GN_{t-1}$	-0.015 (-0.082)	-0.061 (-0.358)	-0.022 (-0.133)	-0.031 (-0.175)
$\Delta \ln SP_{t-1}$	0.067*** (3.766)	0.063*** (3.787)	0.057*** (3.496)	0.064*** (3.764)
$\Delta RRCB_{t-1}$	-0.006*** (-3.359)	-0.006*** (-3.379)	-0.005*** (-3.178)	-0.006*** (-3.342)
EC_{t-1}	-0.155 (-1.433)	-0.242** (-2.303)	-0.188* (-1.915)	-0.174* (-1.670)
$UC_{i,t}$		-0.019*** (-3.316)	-0.036*** (-4.173)	-0.009*** (-2.711)
R^2	0.366	0.449	0.489	0.424
$D.W$	1.794	1.526	1.596	1.650

- 주: 1. ()의 숫자는 t -값을 의미함.
 2. *, **, *** 표시는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의성이 있음을 나타냄.
 3. $\ln CON$, $\ln GN$, $\ln SP$, $RRCB$, EC_{t-1} 은 각각 가계총소비지출, 국민총소득, 주가지수, 이자율, 공적분 관계식의 오차수정항을 나타냄.
 4. $UC_i (i=1, 2, 3)$ 는 각각 식 (5), (6), (7)의 GARCH 모형, 분산, 범위 등으로 추정된 불확실성을 의미함.

2. 불확실성을 고려한 주택가격의 자산효과

우리나라의 경우, 가계의 총자산에서 주택을 비롯한 부동산이 대부분의 비중을 차지하고 있다.¹¹⁾ 따라서 주택가격의 급격한 변동은 가계의 구매력에 불확실성을 초래하여 소비에 큰 영향을 미치는 요인으로 작용할 것이다. 주식에 대한 분석에서와 같이 주택가격

10) 이와는 달리 주택의 경우, 자산 증가의 효과가 자산 감소의 효과를 상쇄하여 불확실성을 고려하지 않으면 자산효과가 과소 추정되는 것으로 나타났다. 이에 대해서는 <표 6>의 결과 참조.

11) 우리나라의 경우, 부동산이 가계총자산에서 80% 정도의 비중을 차지하고 있어 다른 선진국에 비해 매우 높은 수준을 보이고 있다. 2006년 현재 부동산과 금융자산의 구성비를 보면, 한국은 77%: 23%, 미국 36%: 64%, 일본 62%: 38% 등의 비율을 보이고 있다.

의 불확실성을 고려하여 식(9)를 추정한 결과는 <표 6>에 제시되었다. 추정 결과를 보면, 주식의 경우와 마찬가지로 불확실성 지표의 계수는 측정방법에 관계없이 모두 (-)의 효과를 갖는 것으로 분석되었다. 이는 주택가격의 급격한 변동에 따른 불확실성의 증대가 소비를 위축시키는 효과를 갖는 것을 보여주고 있으나, 통계적 유의성은 주식에 비해 다소 낮은 것으로 나타났다.

< 표 6 > 불확실성을 고려한 주택가격의 자산효과

설명변수	종속변수 : $\Delta \ln CON_t$			
		$UC_{1,t}$	$UC_{2,t}$	$UC_{3,t}$
C	0.008 *** (2.835)	0.011 *** (2.735)	0.009 *** (2.865)	0.010 *** (2.649)
$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.216 (1.269)	0.165 (0.936)	0.194 (1.115)	0.182 (1.037)
$\Delta \ln GNI_{t-1}$	0.090 (0.461)	0.081 (0.416)	0.103 (0.522)	0.115 (0.582)
$\Delta \ln HP_{t-1}$	0.154* (1.575)	0.166* (1.687)	0.169* (1.686)	0.164* (1.660)
$\Delta RRCB_{t-1}$	-0.007 *** (-3.347)	-0.006 *** (-3.253)	-0.007 *** (-3.369)	-0.007 *** (-3.363)
EC_{t-1}	-0.276** (-2.144)	-0.263** (-2.045)	-0.281** (-2.177)	-0.276** (-2.141)
$UC_{i,t}$		-17.398 (-1.121)	-7.917 (-0.700)	-0.117 (-0.824)
R^2	0.260	0.273	0.266	0.267
$D.W$	1.918	1.878	1.894	1.882

주: 1. $\ln HP$ 는 서울 주택매매가격 지수를 나타냄.
2. 다른 변수들에 대해서는 <표 5>의 주 참조.

또한 불확실성을 고려하지 않는 경우에 비해, 이를 고려하는 경우 주택가격의 자산 효과가 더 크게 추정되는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 불확실성을 고려하지 않을 때 자산효과가 과소 추정되었던 주식의 경우와는 대조되는 것으로 나타났다. 이는 주택 자산의 경우, 주택가격의 하락에 따른 자산 감소의 효과보다 주택가격의 급등으로 인한 불확실성의 증가에 의해 전체 자산효과를 감소시키는 작용이 더 크게 나타났음을 시사하고 있다. 따라서 주택 자산에 대해서 불확실성을 고려하지 않고 소비에 미치는 영향을 추정하면 자산효과가 과소 추정될 수 있음을 보여 준다.

3. 자산의 종류에 따른 자산효과의 비교

자산가격의 불확실성이 자산효과의 추정에 미치는 영향을 분석한 앞에서의 결과에 의하면, 주택과 주식에 대해 (+)의 자산효과가 나타났으며, 불확실성에 대해서는 (-)효과가 추정되었다. 특히 공적분 추정결과 (1)과 (2)를 비교해 보면 장기에는 주택의 자산효과가 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 단기적 효과를 의미하는 식(3)과 (4)에서는 주식의 자산효과가 더 높은 유의성을 갖는 것으로 분석되었다. 또한 주택의 경우에는 불확실성을 고려하였을 때 자산효과가 더 크게 추정된 반면, 주식의 경우에는 불확실성을 고려하였을 때 자산효과가 더 작아지는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 자산효과가 자산의 종류에 따라 다르게 나타날 수 있으며, 불확실성이 갖는 정보가 자산에 따라 소비자에게 다르게 해석될 수 있다는 Shefrin · Thaler(1988)의 연구 결과를 뒷받침하고 있다.

Shefrin · Thaler(1988)에 의하면, 다양한 자산들로부터 측정되는 자산가격의 변화는 일시적이거나 불확실성을 가질 수 있으므로 이러한 변화가 소비에 미치는 영향은 다르게 나타날 수 있다. 첫째, 자산가격의 상승이 예측되는 경우, 이러한 예측은 가계가 자산을 유지하거나 상속하려는 동기를 제공하는데, 자산의 종류에 따라 자산가격 변화의 예측에 대한 반응이 달라지며, 이에 따라 소비에 미치는 영향이 달라질 수 있다. 둘째, 자산의 가치는 그 자산이 처분된 후이나 그 가치를 측정할 수 있는 경우도 있으며, 종류에 따라 그 가치를 직접 측정하기 어려운 경우가 많이 있다. 이와 같이 보유 자산의 가치 변화를 바로 인식할 수 없는 경우, 자산가격의 변화가 소비에 미치는 효과는 작게 나타나게 된다. 예를 들어 실시간으로 가격지수에 대한 정보의 접근성이 유리한 주식의 경우와는 달리, 주택가격의 변화는 그 정보의 접근이 상대적으로 제한적인 특징을 갖고 있다.

주택의 경우, 주택가격의 상승으로 인한 현금 유동화가 주식에 비해 어려운 만큼 주택가격의 상승이 소비에 미치는 자산효과는 매우 제한적으로 천천히 나타나게 된다. 또한 시장에 예상하지 못한 큰 충격이 발생하여 가격 하락이 예상될 때, 주식 등 다른 금융자산은 단기간에 조정을 보인 후 빠르게 안정 국면에 진입하는 데 반해, 주택은 상당 기간 지속적으로 하락하는 특징을 보이고 있다. 주택은 다른 금융자산과는 달리 삶의 근본적 터전의 역할을 담당하고 있어 가격 하락에 따라 즉각적인 처분이 쉽지 않기 때문이다.

그리고 주택의 경우 주택가격이 상승하면, 주택 소유자는 자산효과로 소비를 증대시키지만, 비소유자는 미래 주택 보유를 위한 저축을 늘림으로써 오히려 현재의 소비를 줄일 수 있다. 이런 측면을 고려하는 경우, 주택의 가격 변화와 이에 따른 불확실성의 증가가 소비에 미치는 효과는 낮게 나타날 것이다. 따라서 불확실성의 변화가 주식과 주택의 자산효과에 미치는 영향이 다르게 나타나는 것은 이와 같이 주식과 주택의 가격변동이 의미하는 정보가 자산에 따라 다르게 인식될 수 있다는 데 기인하는 것으로 판단된다.

V. 결 론

본 논문에서는 자산의 불확실성을 고려하는 경우, 소비에 대한 자산효과의 추정에 어떤 영향을 미치는가에 대한 분석을 시도하였다. 이를 위해 먼저 소비와 소득 이외에 자산지표를 포함하여 공적분 검정을 시행한 결과, 주식과 주택에 대해 (+)의 자산효과를 갖는 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 또한 이들 사이의 장기관계식을 토대로 오차수정모형을 추정하여, 주식과 주택의 가격변동이 장기뿐만 아니라 단기에도 소비지출에 유의한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 특히 공적분 모형에서는 주택가격의 변화가 주가변동보다 소비에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난 데 반해, 오차수정모형에서는 주식의 자산효과에 대한 계수추정치가 주택의 자산효과보다 더 큰 유의성을 보이는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 자산효과가 자산의 종류에 따라 다르게 나타날 수 있다는 것을 보여주고 있다.

자산의 불확실성을 고려하는 경우, 주식과 주택 모두에 대해 불확실성의 지표에 관계없이 자산에 대한 불확실성의 증가는 소비를 위축시키는 것으로 분석되었다. 여기서 특히 주목할 만한 결과는 이와 같이 불확실성을 고려한 모형에서 주택에 대한 자산효과는 더 크게 추정된 반면, 주식에 대해서는 자산효과가 더 작아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자산효과가 자산의 종류에 따라 다르게 나타날 수 있으며, 자산의 종류에 따라 불확실성이 가지는 정보가 소비자에게 다르게 해석될 수 있음을 보여주고 있다.

본 연구의 한계점을 감안해 볼 때, 향후 다음의 측면을 고려한 연구방향을 제안해 보고자 한다. 자산가격의 불확실성이 자산효과에 미치는 영향은 불확실성의 원인이 자산가격의 상승에 기인하는지, 아니면 하락에 기인하는지에 따라 다르게 나타난다. 즉 자산가격이 급등하는 경우에는 이에 따른 불확실성의 증가로 인해 자산 증가에 의한 구매력 상승의 효과를 상쇄시키게 되어 전체 자산효과를 감소시키는 작용을 한다. 이에 반해 자산가격이 급락하는 경우에는 불확실성의 증가가 구매력 하락의 효과와 맞물려서 소비감소를 가속화시켜 전체 자산효과는 더 크게 나타날 것이다. 따라서 자산가격의 변화 방향에 따라 자산효과에 미치는 영향이 다르다는 것을 분석하기 위해서는 자산가격의 증감에 따라 다른 부호를 갖는 비대칭적 모형을 고려해야 할 것이다.

본 연구에서는 자산가격의 변화와 이에 따른 불확실성의 영향을 분석하기 위해 주식과 주택에 대해 각각 별개의 오차수정모형을 추정하였는데, 다양한 자산가격 변화의 효과를 동시에 고려할 수 있는 SUR(seemingly unrelated regression) 추정법 등을 적용하여 계수 추정의 효율성을 제고할 필요가 있다. 본 연구에서는 가계총소비에 대한 자산효과를 분석하였는데, 소득과 자산의 변화가 소비에 미치는 영향은 소비형태별로 다르게 나타날 수 있다. 특히 자산의 종류에 따라 불확실성이 가지는 정보가 소비형태별로 다른 영향을

미칠 수 있다는 것을 고려하여 내구재, 비내구재, 서비스 등을 구분한 소비형태별 분석이 필요하다.

본 연구의 실증분석에서는 거시경제 시계열자료를 이용하여 추정하였기 때문에 가계별 상황을 고려하지 못하고 대표적 경제 주체를 대상으로 주식이나 주택 같은 자산을 보유하는 경우를 가정하고 있다. 그러나 이자율의 변화가 채권자와 채무자에 따라 반대의 소득효과를 나타내는 것과 같이, 자산의 소유 여부에 따라 자산가격의 변동이 소비에 미치는 영향은 다를 것이다. 또한 주택 소유자의 경우에도 유동성 제약 등 자산시장의 불완전성을 고려하지 않으면 가격 변화가 소비에 미치는 영향을 왜곡시킬 수 있다. 따라서 향후 가계의 형태별 특징을 포함한 패널 자료를 대상으로 체계적인 실증분석이 필요하다.

[부록 : 이자율을 포함한 모형 추정 결과]

앞에서의 실증분석에서는 공적분 회귀식에서 이자율의 설명력이 낮아 장기 공적분 관계식에서는 이를 제외하고 추정한 후, 오차수정모형에만 이자율을 포함한 결과를 중심으로 논의하였다. 여기에서는 이자율을 설명변수로 포함한 공적분 회귀식과 이로부터 도출된 균형오차를 이용한 오차수정모형을 재추정한 결과를 제시하여 앞에서의 결과와 비교할 수 있도록 하였다. 추정 결과에 의하면, 모형에 따라 유의성에 약간의 차이를 보이고 있으나 전체적으로 공적분 관계식에서 이자율을 제외하고 추정한 경우와 거의 비슷한 것으로 나타났다. 여기에서는 본문에서의 결과와 쉽게 비교할 수 있도록 하기 위해 본문의 식 번호와 표 번호 체계를 그대로 이용하여 정리하였다.

최종소비지출이 주식과 주택 등의 자산가격과 공적분 관계를 구성하는지를 분석하기 위해 공적분 회귀식을 추정해 본 결과, 소비지출과 소득, 자산 가격 및 이자율 사이에 다음의 추정식이 도출되었다.

$$\ln CON_t = -0.786 + 1.010 \ln GNI_t + 0.014 \ln SP_t + 0.002 RRCB_t + \varepsilon_t \quad (A.1)$$

(-2.20) (34.83) (1.64) (0.02)

$$\ln CON_t = -0.613 + 0.998 \ln GNI_t + 0.033 \ln HP_t - 0.041 RRCB_t + \varepsilon_t \quad (A.2)$$

(-1.79) (35.45) (1.96) (-0.53)

위 식에서 CON , GNI 는 각각 가계총소비지출과 국민총소득을 나타내며, SP , HP 는 각각 소비자 물가지수로 실질화한 주가지수와 서울주택매매지수를 의미한다. 또한 $RRCB$ 는 회사채수익률을 소비자 물가지수로 조정한 실질이자율을 나타내는데, 식(A.1)과 (A.2)에서 ()안에 제시된 공적분 회귀식의 계수추정치에 대한 t -통계량을 보면, 이자율의 경우 설명력이 매우 낮은 것을 알 수 있다. 그러나 오차수정모형에서는 이자율의 유의성이 높은 것으로 분석되어, 여기에서는 이자율을 설명변수로 포함한 공적분 회귀식을 사용하였다. 위 공적분 회귀식의 잔차에 대해 단위근 검정을 시행한 결과, 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어, 이들 사이에 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다.

이자율을 설명변수로 포함한 공적분 회귀식으로부터 도출된 균형오차를 이용한 오차수정모형에 대한 추정 결과를 정리한 <표 A.3>을 보면, 주식과 주택의 가격변동은 장기뿐만 아니라 단기에도 소비지출에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이자율은 장기에는 유의성이 낮지만 단기에는 소비에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. <표 A.3>의 결과를 이자율을 제외하고 추정한 <표 3>와 비교해 보면, 모형에 따라 유의성에 약간의

차이를 보이고 있으나 전체적으로 공적분 관계식에서 이자율을 제외하고 추정한 경우와 거의 비슷한 것으로 나타났다.

< 표 A.3 > 소비지출에 대한 오차수정모형의 추정결과

식(3) 변수	$\Delta \ln CON_t$	식(4) 변수	$\Delta \ln CON_t$
C	0.009*** (3.241)	C	0.007 (0.820)
$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.141 (0.788)	$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.066 (0.420)
$\Delta \ln GN_{t-1}$	0.053 (0.251)	$\Delta \ln GN_{t-1}$	0.349 (0.625)
$\Delta \ln SP_{t-1}$	0.064*** (3.312)	$\Delta \ln HP_{t-1}$	0.699** (2.345)
$\Delta RRCB_{t-1}$	-0.340*** (-2.600)	$\Delta RRCB_{t-1}$	-1.318*** (-3.149)
EC_{t-1}	-0.125 (-1.045)	EC_{t-1}	-1.095*** (-2.922)
R^2	0.323	R^2	0.288

주: <표 3>의 주 참조.

또한 자산가격의 불확실성을 고려하여 식(9)와 식(10)을 추정한 결과는 각각 <표 A.6>과 <표 A.7>에 정리되었다. 주식가격에 대해서는 불확실성을 고려하는 경우 주가 변화의 계수추정치가 약간 더 작게 추정되는데 반해, 주택가격의 경우 불확실성을 고려하면 그 계수추정치가 약간 더 크게 추정되는 것으로 나타났다.

< 표 A.6 > 불확실성을 고려한 주식가격의 자산효과

설명변수	종속변수 : $\Delta \ln CON_t$			
		$UC_{1,t}$	$UC_{2,t}$	$UC_{3,t}$
C	0.009*** (3.241)	0.020*** (4.649)	0.015*** (3.233)	0.014*** (3.053)
$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.141 (0.788)	0.068 (0.402)	0.094 (0.525)	0.102 (0.565)
$\Delta \ln GNI_{t-1}$	0.053 (0.251)	-0.004 (-0.022)	0.041 (0.196)	0.044 (0.209)
$\Delta \ln SP_{t-1}$	0.064*** (3.312)	0.059*** (3.225)	0.062*** (3.186)	0.062*** (3.187)
$\Delta RRCB_{t-1}$	-0.340*** (-2.600)	-0.361*** (-2.938)	-0.386*** (-2.913)	-0.382*** (-2.865)
EC_{t-1}	-0.125 (-1.045)	-0.198** (-1.732)	-0.116 (-0.980)	-0.117 (-0.985)
$UC_{i,t}$		-1.985*** (-3.206)	-0.064 (-1.603)	-0.029 (-1.386)
R^2	0.323	0.412	0.348	0.342

주: <표 6>의 주 참조.

또한 불확실성 지표의 계수는 측정방법에 관계없이 모두 (-)의 효과를 보이는 것으로 나타났다. 따라서 전체적으로 모형에 따라 유의성에 약간의 차이를 보이고 있으나 대체로 공적분 관계식에서 이자율을 제외하고 추정할 경우와 대동소이한 결과를 나타내는 것으로 분석되었다.

< 표 A.7 > 불확실성을 고려한 주택가격의 자산효과

설명변수	종속변수 : $\Delta \ln CON_t$			
		$UC_{1,t}$	$UC_{2,t}$	$UC_{3,t}$
C	0.007 (0.820)	0.011 (0.864)	0.013 (0.867)	0.011 (0.745)
$\Delta \ln CON_{t-1}$	0.066 (0.420)	0.052 (0.318)	0.067 (0.423)	0.062 (0.426)
$\Delta \ln GNI_{t-1}$	0.349 (0.625)	0.326 (0.578)	0.298 (0.521)	0.314 (0.549)
$\Delta \ln HP_{t-1}$	0.699** (2.345)	0.711** (2.359)	0.720** (2.377)	0.714** (2.353)
$\Delta RRCB_{t-1}$	-1.318*** (-3.149)	-1.314 *** (-3.116)	-1.333*** (-3.157)	-1.100 *** (-2.915)
EC_{t-1}	-1.095*** (-2.922)	-1.085** (-2.871)	-1.104** (-2.927)	-1.100** (-2.915)
$UC_{i,t}$		-18.565 (-0.401)	-0.336 (-0.477)	-0.125 (-0.330)
R^2	0.288	0.290	0.291	0.289

주: <표 7>의 주 참조.

참 고 문 헌

- 김경환·서승환, 『도시경제』, 홍문사, 2004.
- 김명직·장국현, 『금융시계열분석』, 경문사, 2003.
- 김병화·문소상, 「부동산 가격과 거시경제간의 상호관계」, 『경제분석』, 한국은행, 제7권 1호, 2001, 26-56.
- 김연홍·장영석, 「An empirical study on the wealth effect」, 『한국통계학회』, vol. 10 No. 1, 89-99, 2003.
- 김준태, 「금융시장 불확실성이 실물부문에 미치는 영향」, 『금융경제연구』, 제134호, 한국은행, 2002.
- 남준우·이한식, 『계량경제학』(제2판), 홍문사, 2007.
- 신관호·주원, 「소득불확실성이 부의 축적과 소비에 미치는 효과」, 『경제분석』, 제8권 제1호, 한국은행, 2002, 100-134.
- 심성훈, 「주택자산가치 변동과 부의 효과 - ARDL 한계검정법을 이용하여-」, 『주택연구』, 제14권 3호, 2006, 133-158.
- 이명훈·최창규, 「소비증가와 예비적 저축효과 소비의 불확실성 가설의 검증」, 『경제학연구』, 제48집 제2호, 한국경제학회, 2000, 5-20.
- 이민원, 「한국의 예비적 저축에 관한 패널분석」, 『국제경제연구』, 제5권 제1호, 2001, 65-89.
- 임병준·최희갑, 「일본에서 자산가격 변동과 소비」, 『부동산학 연구』, 제12집 1호, 2006.
- 장민·황인도, 「소득 및 자산가격 불확실성이 소비에 미치는 영향」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2004.
- 최창규·이범호, 「주가변동이 소비에 미치는 영향」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1999.4
- 최희갑, 「불확실성하에서의 소비지출에 대한 실증분석」, 『한국경제학회』, 제9권 제1호, 2003.4
- 함준호, 「소득의 불확실성과 내구재 소비」, 『경제분석』, 제7권 제3호, 한국은행, 2001, 104-133.
- Caroll, C.D., R.E. Hall and S.P. Zeldes, "The Buffer Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence", *Brookings Paper on Economic Activities* 2, 1992.
- Engle, R.F and Granger, C.W.J, "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, 1987, 251-276.
- Hahm, Joon-Ho and D.S. Steigerwald, "Consumption Adjustment under Time-varying Income Uncertainty", *Review of Economics & Statistics* 81, 1999.
- Hamilton, James D. "Time Series Analysis", *Princeton University*, 1994.
- Kim, Kyung-Hwan, "Housing and the Korean economy", *Journal of Housing Economics* 13, 2004, 321-341.
- Shefrin, H. and R. Thaler, "The Behavioral Life-Cycle Hypothesis", *Economic Inquiry*, 26, 1998, 609-643.
- Wilson, Bradley K., "The Aggregate Existence of Precautionary Saving: Time-Series Evidence from Expenditure of Nondurable and Durable Goods", *Journal of Macroeconomics* 20, 1998.

[ABSTRACT]

Wealth Effects of Stock and Housing Prices under Uncertainty

Guijeong Kim and Hahn Shik Lee

This paper examines the effects of changes in housing and stock prices on consumer spending under uncertainty. In doing so, we use the error-correction models where the changes in uncertainty are taken into account. Various measures of uncertainty are also derived by estimating both conditional and unconditional variances of asset prices.

The basic finding is that an increase in uncertainties concerning changes in asset prices has a negative effect on consumption expenditure. Also presented is evidence that changes in asset prices have different influences on the estimates of wealth effect depending upon the type of the assets under consideration. That is, when we do not consider increasing uncertainties involved with changes in stock prices, we tend to over-estimate its effect on consumption, while the wealth effect of housing asset may be under-estimated when its uncertainties are not properly taken into account.

Keywords: Wealth effects, Uncertainty of asset prices, Error correction model

JEL Classification: C22, D12, E21