

# 조건부 분산의 동치관계를 이용한 시간변동모수 공적분 모형의 추정

李會京, 孔文基  
한국과학기술원 경영정책학과

## 요 약

시간변동모수 공적분(Time-Varying Parameter Cointegration) 모형에서 시간변동모수가 안정적인 확률과정을 따르는 경우 BI(bi-integrated) 과정을 오차항으로 갖는 고정모수 공적분 모형과 동일하다. 이 때 BI 과정은 ARCH 과정과 조건부 분산이 동치관계에 있음을 이용하여 소득과 비내구재(서비스) 소비의 시간변동모수 공적분 관계를 추정하였다. 이로부터 합리적이대 항상소득가설을 검증한 결과 고정모수 공적분 모형과 달리 가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

## I. 서 론

최근 들어 그 응용 범위를 넓혀 가고 있는 공적분 이론은 기존의 연구들에서 간과했던 많은 사실들을 새로운 시각에서 밝혀 내고 있다. 그 대표적인 예로 소비 이론에서 소득과 소비가 공적분된다고 하는 사실은 합리적이대 항상소득가설(Rational Expectations-Permanent Income Hypothesis(이하 REPIH))의 검증에 유용하게 사용된다.

그런데 REPIH에서 의미하는 소득은 항상소득의 개념이고 소비는 '소비지출'이 아니라 '재화의 서비스에 대한 소비'의 개념이다. 이러한 사실은 항상소득가설의 검증에 있어서 소득과 소비가 고정모수 공적분 관계에 있다는 가설에 의문점을 제기한다. 본 논문에서는 소득과 비내구재(서비스) 소비의 시간변동모수 공적분 모형을 제시한다. 여기서 모수의 시간변동 성질은 관측되지 않은 총소비 대신 관측된 비내구재(서비스) 소비를 사용하는데서 비롯된 것이다.

Engle & Watson[7]의 주장에 따르면 합리적인 경제주체의 기대형성 과정을 고려할 때 시간변동모수를 랜덤워크로 가정하는 것이 타당하다. 그러나 단위근을 가진 시계열의 분석에서 랜덤워크 가정은 '가성공적분(Spurious Cointegration)'의 문제를 야기시키므로 진정한 공적분 관계의 추정을 어렵게 만드는 경향이 있다. 또한 소득과 비내구재(서비스) 소비의 시간변동모수 공적분 모형에서 시간변동모수를 랜덤워크로 가정하는 것은 내구재와 비내구재(서비스) 간의 장기적인 관계가 불안정하다는 것을 암시하므로 일반적인 효용함수 체계내에서 경제학적인 의미를 가지지 못한다.

따라서 본 논문에서는 시간변동모수가 안정적인 확률과정, 구체적으로는 자기회귀(AR) 과정을 따른다고 가정한다. 이 때 시간변동모수의 자기회귀 성질은 OLS 오차의 변동계수자기회귀(Random Coefficient Autoregressive(RCA)) 성질을 유발시키므로 이분산의 동치관계를 이용하여 자기회귀조건부이분산(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity(ARCH)) 형태의 filtering을 통해 시간변동모수의 효과를 제거한 오차를 구한다.

이를 이용하여 REPIH를 검증한 결과가 고정모수 공적분 모형과 차이를 보인다면 REPIH의 시간변동모수 공적분 가설에 대한 반증이라고 볼 수 있다.

## II. 분석 모형

### 1. REPIH의 고정모수 공적분 가설

소득과 소비가 공적분 관계에 있다는 REPIH의 가설은 다음과 같은 매우 간단한 논리에 기초한 것이다. : “합리적이기대를 가진 소비자의 소비는 항상소득에 비례한다. 따라서 현재의 소득이 비교적 낮고 앞으로 오를 것으로 기대된다면 소비는 현재소득보다 높을 것이고, 현재소득이 앞으로 감소할 것으로 기대된다면 소비는 현재소득보다 낮은 경향이 있다.” 즉, 소비는 미래소득의 증가를 예상한 행위이고 저축은 미래소득의 감소를 예상한 행위인 것이다. Campbell[4]은 이러한 직관을 다음과 같이 모형화하였다.

$y_{k,t}$  : 실질자본소득,  $y_{l,t}$  : 실질노동소득,  $y_t = y_{k,t} + y_{l,t}$  : 총가치분소득,

$c_t$  : 실질소비,  $r$  : 실질이자율

이 때, REPIH에 의한 소비는 다음과 같다.

$$c_t = \gamma \left[ y_{k,t} + \left( \frac{r}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^i E_t y_{l,t+i} \right]; \gamma \leq 1 \quad (1)$$

이제 저축을 다음과 같이 정의하자.)

$$s_t = y_t - \frac{c_t}{\gamma} \quad (2)$$

그러면 위에서 정의된 저축은 다음과 같이 미래에 기대되는 노동소득하락분의 현재가치와 같다.

$$s_t = - \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^i E_t \Delta y_{l,t+i} \quad (3)$$

만약 소득과 소비가 단위근을 갖는다면 (3)식에 의해 저축은 그 자체로 안정적이다. 따라서 REPIH는 소득과 소비가 공적분 관계에 있다는 것을 함축한다.

위의 모형은 REPIH의 검증가능한 두 가지 제약을 제시한다. 첫째는 저축이 노동소득의 변화(즉, 노동소득의 차분)를 陰(-)으로 Granger cause해야 한다는 것이다. 왜냐하면 저축이라는 것은 소비자의 모든 정보가 주어졌을 때 미래의 노동소득 하락에 대한 최선의 예측치이므로 노동소득의 변화를 설명하는 회귀식에서 과거의 노동소득의 변화 이외에 저축이 포함된다면 저축은 설명력을 증가시키야 하기 때문이다.

둘째는 아래의 식과 같은 직교(orthogonality) 제약(즉 0-제약)이다.

$$s_t - \Delta y_{l,t} - (1+r)s_{t-1} = -r\varepsilon_t \quad (4)$$

여기서  $\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^i [E_t \Delta y_{l,t+i} - E_{t-1} \Delta y_{l,t+i}]$  로서 기대되지 않은 노동소득의 변화를 나타내므로 예측이 불가능하다. 따라서 만약 일시적 소비오차(transitory consumption error)가 없는 REPIH를 고려한다면 (4)식의 좌변은 어떠한 정보로도 설명할 수 없어야 한다.

이러한 두 가지 제약을 효과적으로 검정하는 방법은 저축과 노동소득의 차분으로 이루어진 벡터자기회귀(Vector Autoregression(VAR)) 모형을 이용하는 것이다.

1. 여기서의 저축은 일반적인 의미의 저축과 약간 다르다. 즉, 소비되지 않았으나 항상소득에 남아있는(잠재적으로 소비가능한) 부분까지도 포함하는 ‘준저축(quasi-saving)’의 개념이다.

## 2. 시간변동모수 공적분 가설

실증적으로 VAR 모형을 적용하는데 있어서 가장 큰 난점은 안정적인 저축 빈수를 사전적으로 얻어야 하는 것이다. Campbell[4]을 비롯한 기존의 연구들([2], [11])은 다음과 같은 고정모수 공적분 회귀로부터 안정적인 진차를 얻을 것을 제안하였다.

$$y_t = \beta C_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

공적분 회귀를 사용하는 근거는 Engle & Granger[6]에 의해  $\beta$ 의 추정치는 유효추정량은 아니지만 일치추정량의 성질을 가지며 그 잔차로부터의 VAR(또는 ECM) 모형의 추정치는 일치추정량이고 유효추정량의 성질을 가지기 때문이다.

그런데 최근의 소비이론 연구에서는 총소비보다는 비내구재(서비스) 소비를 사용하는 것이 일반적이다. 왜냐하면 총소비는 비내구재(서비스)와 내구재에 대한 지출의 합계로서 비내구재(서비스)의 경우 일정기간 동안의 지출은 곧 그 기간의 소비로 볼 수 있으나 내구재에 대한 지출은 진부를 그 기간의 소비로 보기 어렵기 때문이다. 따라서 '관측되지 않은 총소비'에 가장 가까운 형태로서 비내구재(서비스) 소비만을 고려한다.

그런데 비내구재(서비스)를 사용한 고정모수 공적분 모형에는 '관측되지 않은 총소비'가 관측된 비내구재(서비스) 소비의 '일정한' 비율이라고 하는 가정이 들어 있다. 이러한 가정은 현실적으로 너무 제약적인 가정이므로 본 논문에서는 이러한 가정을 완화하여 시간변동모수 공적분 모형을 제시한다. 즉 공적분 변수가 모든 시간에 걸쳐 일정한 것이 아니라 다음과 같이 시간에 따라 변한다고 가정한다.

$$y_t = \beta_t C_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

이 때, 시간변동모수  $\beta_t$ 가 어떠한 행태로 변화하는가에 대한 가정이 시간변동모수 모형에서 가장 중요한 부분이다. 대표적인 경우로 랜덤워크를 들 수 있는데 이 때는 '가성공적분'의 문제 때문에 사용에 주의를 요한다. 즉, 시간변동모수의 랜덤워크 가정은 단위근을 가진 변수들간의 가성적인 공적분 관계와 진정한 공적분 관계를 구별할 수 없게 만든다. 보다 치명적인 사실은 시간변동모수를 랜덤워크로 모형화 할 경우 모형안의 변수들간에는 시간변동모수 공적분 관계만이 존재할 수 있고 고정모수 공적분 관계는 존재할 수 없다는 것이다. 소득과 소비가 고정모수 공적분된다는 기존의 연구결과들을 고려할 때 이러한 사실은 시간변동모수의 랜덤워크 가정이 적용 불가능하다는 것을 의미한다. 본 논문에서는 시간변동모수가 랜덤워크 대신 안정적인 화물과정을 따른다고 가정한다. 이러한 가정은 비내구재(서비스)와 내구재와의 관계가 장기적으로 안정적인 관계를 갖는다고 보는 것이 경제학적으로 타당하기 때문이다. 한 예로 李珉元[1]에 의하면 비내구재(서비스)와 내구재 스톡간에는 공적분 관계(즉, 장기적 균형관계)가 존재한다. 이러한 사실은 시간변동모수가 궁극적으로 어떤 평균수준으로 회귀하는 형태를 가진 것을 요구한다. 따라서 본 논문에서는 시간변동모수가 다음과 같이 AR(p) 과정을 따른다고 가정한다.

$$(\beta_t - \mu) = \rho(L)(\beta_{t-1} - \mu) + \eta_t, \quad (7)$$

$$\text{이 때, } \rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_p L^{p-1}.$$

이제 (6)식을 state space 모형에서의 measurement equation, (7)식을 transition equation으로 놓으면 시간변동모수 공적분 모형은 Kalman Filter 방법에 의해 분석할 수 있을 것으로 보인다. 그러나 Kalman Filter 방법에 의한 시간변동모수 추정치는 가상공적분의 영향으로  $\rho(L)$ 이 단위근(즉,  $\beta_t$ 는 랜덤워크)을 가지도록 추정될 것이다. 따라서 Granger[9]의 주장과 같이 Kalman Filter 방법에 의한 추정으로는 진정한 공적분 관계에 대한 분석이 불가능하다.

그런데 REPIII의 검증에 위해 필요한 것은 시간변동모수의 각각의 값보다는 그 평균수준  $\mu$ 와 그로부터의 안정적인 잔차이므로 이에 초점을 맞추어 다음과 같은 추정방법을 생각하였다.

(6)식과 (7)식을 함께 고려하면 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$y_t = \mu C_t + (\beta_t - \mu) C_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

여기서  $\beta_t - \mu \sim I(0)$  이고  $C_t \sim I(1)$  이므로  $w_t = (\beta_t - \mu) C_t$  는 Hansen[10]이 정의한 BI 과정을 따른다. 따라서 (8)식은 Hansen[10]의 이분산 공적분(Heteroskedastic Cointegration) 모형과 일치한다.<sup>2)</sup> 결국 시간변동모수 공적분 모형은 이분산 공적분 모형으로 달리 표현할 수 있다. 이제 (8)식을 OLS로 추정한다고 하면 (5)식의 공적분 회귀와 동일한 분석이 된다. 그러나 (5)식과 달리 (8)식에서의 OLS 잔차는 이분산을 갖는다. 뿐만 아니라  $(\beta_t - \mu)$ 의 AR 성질에 의해 AR의 성질을 갖는다. 이분산 공적분 모형에서 이러한 이분산과 자기상관을 효과적으로 제거하는 방법은 아직까지 연구되고 있지 않다.

본 논문에서는 조건분 분산을 통한 이분산의 제거를 이용한다. 시간변동모수 회귀 모형의 경우 OLS 잔차가 조건부자기회귀이분산(ARCH)의 형태를 보인다고 하는 사실은 기존의 연구에서 지적된 바 있다.(Canova[5], Tsay[12]) 이분산 공적분 모형의 경우도 그 잔차가 ARCH와 유사한 형태를 보일 것이라고 생각할 수 있다. 보다 구체적으로 (8)식에서  $w_t$ 는 다음과 같은 RCA(s) 형태를 보일 것이다.

$$w_t = \phi_{1,t} w_{t-1} + \phi_{2,t} w_{t-2} + \dots + \phi_{s,t} w_{t-s} + e_t \quad (9)$$

여기서의 직관은 간단하다. 즉,  $(\beta_t - \mu)$ 가 AR의 성질을 가지므로  $w_t$ 에도 AR의 영향이 남아 있을 것이고 상수가 아닌 화물과정  $C_t$ 가  $(\beta_t - \mu)$ 에 곱해졌으므로  $w_t$ 의 AR 계수들은 시간변동의 성질을 가질 것이다. 그런데 Tsay[12]에 의하면 (9)식의 RAC(s) 모형은 다음과 같은 ARCH(p, q) 모형과 second-order equivalent하다.<sup>3)</sup> 즉, 조건부 분산이 동치관계에 있다.

$$\begin{aligned} w_t &= \phi_1 w_{t-1} + \phi_2 w_{t-2} + \dots + \phi_p w_{t-p} \\ \text{Var}(w_t | t-1) &= \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \delta_q \varepsilon_{t-q}^2 \\ \varepsilon_t &= w_t - \sum_{i=1}^p \phi_i w_{t-i}. \end{aligned} \quad (10)$$

이제 이러한 사실들을 이용하여 공적분 회귀의 OLS 잔차를 ARCH(p, q) 과정으로 filtering하면 시간변동모수의 효과를 제거한 순수한 오차를 얻는다. 이 오차를 새로운 지측 변수로 간주하여 실증분석을 할 것이다. 만약 고정모수 공적분 모형에서의 지측과 다른 결과를 얻는다면 이것은 REPIH의 시간변동모수 공적분 가설에 대한 반증이 될 것이다.

### III. 실증 분석

#### 1. 자료 설명

실증분석을 위해서는 통계청에서 매년 발간하는 '도시가계연보'의 1973년에서 1992년까지의 '도시근로자가구의 가구당 월평균 가계수지' 항목의 분기별 자료를 사용하였다. 이 자료를 사용한 이유는 총소득과 노동소득의 구분이 분명하고<sup>4)</sup>, 내구제와 비내구제도 쉽게 분류되기 때문이다. 그리고 모든 자료는 X-11 방법으로 계절조정하였다.

본격적인 분석의 단계에 들어가기 전에 사용될 시계열에 대한 단위근 검정을 하였다. 검정방법은 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법이다. ADF 검정법의 경우 Campbell &

2. 여기서 오차항  $\varepsilon_t$ 는 점근적으로 무시할 수 있다.

3. 이 때  $s = p + q$  의 관계에 있다.

4. 기존의 연구([2], [11])에서는 노동소득의 산출기준이 문제점으로 대두되기도 하였다.

Perron[3]의 제안에 따라서 충분히 긴 차수를 잡은 뒤 마지막 차수가 유의적인가를 검정하여 차수를 줄여 나가는 방법을 취하였다. 그 결과는 다음의 (표 1) 과 같다.

(표 1) 사용 변수에 대한 단위근 검정

변 수	ADF(with no trend)	ADF(with trend)
총소득( $y_t$ )	1.62168 (3)	-0.60036 (3)
노동소득( $y_{l,t}$ )	1.63605 (3)	-0.54038 (3)
비내구재(서비스) 소비( $C_t$ )	2.42382 (0)	-0.22526 (0)

- \* 1%, 5%, 10% 유의수준에서의 기각역 값(표본수는 100)은 각각 -4.04, -3.45, -3.15.
- \* 괄호안의 수치는 최종적으로 선택된 차수.

단위근 검정의 결과는 사용 변수 모두 단위근을 가진다는 귀무가설을 1% 유의수준에서도 기각할 수 없었다. 따라서 총소득, 노동소득, 비내구재(서비스) 소비는 모두 단위근을 가진다고 결론을 내릴 수 있다.

## 2. 고정모수 공적분 모형의 분석

총소득과 비내구재 소비가 고정모수 공적분 관계에 있다는 가설을 검정하기 위해 공적분 회귀분석을 하여 공적분 검정을 하였다. 사용된 검정법은 Durbin-Watson(DW) 검정법과 ADF 검정법이다.

(표 2) 공적분 회귀분석

---


$$y_t = -1365.25 + 2.389 C_t$$

(38.627) (0.016)

$$R^2 = 0.996 \quad CRDW = 0.961 \quad ADF(1) = -3.29465$$


---

- \*  $CRDW$  : Durbin-Watson 통계량.
  - \*  $ADF$  : Augmented Dickey-Fuller 통계량(괄호안은 차수).
  - \* 1%, 5%, 10% 유의수준에서의  $CRDW$  기각역 값은 각각 0.51, 0.39, 0.32.
  - \* 1%, 5%, 10% 유의수준에서의  $ADF$  기각역 값은 각각 -3.73, -3.17, -2.91.
  - \* 회귀계수 아래의 괄호안은 표준오차.
- 

고정모수 공적분 검정의 결과는 DW 검정법을 이용할 경우 1% 유의수준에서 비공적분 가설을 기각하지만 ADF 검정법을 이용할 경우는 5% 유의수준에서 기각할 수 있었다. 따라서 5% 유의수준에서 총소득과 비내구재 소비는 고정모수 공적분 관계에 있다고 결론 내릴 수 있다.

이제 위의 고정모수 공적분 회귀로부터의 잔차를 저축  $s_t$ 로 간주하고 VAR을 통한 REPHI의 검증은 하였다. VAR의 차수를 결정하기 위해서 Akaike Information Criterion(AIC)를 사용하였는데, 그 결과 6차 VAR 모형이 최종적으로 결정되었다. 분석 결과는 다음의 (표 3)과 같다.

(표 3) VAR 모형의 추정

	(1) $\Delta y_{i,t}$	(2) $s_t$	(3) $s_t - \Delta y_{i,t} - (1+r)s_{t-1}$	(4) $s_{t+1} - \Delta y_{i,t+1} - (1+r)s_t$
$\Delta y_{i,t-1}$	-0.031	-0.098	0.025	-0.200
$\Delta y_{i,t-2}$	0.237	-0.009	-0.196	-0.425
$\Delta y_{i,t-3}$	0.613	0.126	-0.416	0.081
$\Delta y_{i,t-4}$	-0.127	-0.095	0.136	0.131
$\Delta y_{i,t-5}$	0.025	0.070	0.103	-0.022
$\Delta y_{i,t-6}$	0.168	0.112	0.016	-0.013
$s_{t-1}$	-0.307	0.467	-0.378	-0.078
$s_{t-2}$	0.146	0.225	0.111	-0.141
$s_{t-3}$	-0.080	-0.086	-0.049	-0.431
$s_{t-4}$	0.486	-0.006	-0.457	0.410
$s_{t-5}$	-0.314	0.101	0.403	0.035
$s_{t-6}$	-0.262	-0.169	0.035	0.018
$F$	0.0058	0.3350	0.0154	0.0785

위의 표는 앞장에서 언급한 바 있는 REPIH의 두 가지 제약조건에 대한 검정을 요약한 것으로 각 열의 변수들을 좌변항의 변수들에 대해 회귀분석한 것이다. (1)열과 (2)열은 각각 저축과 노동소득의 변화간의 Granger causality를 검정하기 위한 것이다. 만약 REPIH가 성립한다면 (1)열에서 저축에 해당하는 계수들은 유의적인 음의 값을 가져야 한다. (1)열과 (2)열의  $F$  값은 각각 저축이 노동소득의 변화를, 노동소득의 변화가 저축을 Granger cause 하는 유의수준을 나타낸다. (3)열은 0-제약조건을 검정한다. 만약 일시적인 소비오차를 고려하지 않은 REPIH가 성립한다면 (3)열의 모든 계수들은 0 이어야 한다. (4)열은 1차 시차변수를 제외시킨 0-제약조건의 검정이다. 여기서 1차 시차를 제외시킨 이유는 일시적인 소비오차를 고려할 경우 1차 시차변수들과 오차항이 상관관계를 갖고 1차 시차변수의 계수가 유의적인 것으로 나타날 것이기 때문이다. 만약 일시적인 소비오차를 고려한 REPIH가 성립한다면 (4)열의 모든 계수들은 0 이어야 한다. (3)열과 (4)열의  $F$  값은 계수들의 유의성을 검정하는 유의수준을 나타낸다.

위의 결과를 보면 저축은 노동소득의 변화를 0.58%로 Granger cause하는데 1차 시차의 저축의 계수는 -0.307로 음의 값을 갖고 2차부터 6차까지의 시차 저축의 계수의 합은 -0.024로 역시 음의 값을 갖는다. 따라서 1% 유의수준에서 저축이 노동소득의 변화를 음으로 Granger cause하지 않는다는 가설은 기각된다. 그리고 일시적 소비를 고려하지 않을 경우 1.54% 유의수준으로 0-제약을 기각한다. 반면에 일시적 소비를 고려했을 경우는 7.85% 유의수준으로 0-제약을 기각한다. 따라서 고정모수 공적분 모형의 경우 첫번째 제약인 Granger causality는 만족하지만 두번째 제약은 일시적 소비를 고려하지 않은 경우 기각되고 일시적 소비를 고려할 경우는 기각의 정도가 약해지지만 REPIH를 확실하게 지지하는 결과는 나타나지 않았다.

### 3. 시간변동모수 공적분 모형의 분석

이제 앞 절의 공적분 회귀로부터의 잔차를 ARCH(p, q)로 filtering한 결과를 살펴보자. 최종적으로 선택된 모형은 ARCH(2, 2)이며 LM 검정 결과 1%의 유의수준에서 ARCH 효과가 유의적인 것으로 나타났다. ARCH 모형의 추정을 위해서는 MLE를 사용했고 모형의 안정성을 얻기 위해서 차수에 따라 감소하는 가중치를 곱해 주었다.

(표 4) ARCH(2, 2) 모형의 추정

---


$$s_t = 0.38s_{t-1} + 0.31s_{t-2}$$

(0.165)      (0.141)

$$Var(s_t | t-1) = 4399.05 + 0.621(0.5s_{t-1}^2 + 0.4s_{t-2}^2)$$

(1756.95)      (0.339)

$$ADF(7) = -3.57716$$


---

\* 추정계수 아래의 괄호안은 표준오차.

위의 결과를 보면 ARCH 계수는 10% 유의수준에서 유의적이다. 그리고 공적분 검정 결과는 고정모수 공적분에서의 마찬가지로 5% 유의수준에서 비공적분 가설을 기각한다. 이제 이로부터 얻어진 새로운 지출 변수  $s_t'$ 을 이용한 VAR 분석 결과는 다음과 같다. 앞서와 마찬가지로 AIC를 이용하여 차수를 결정하였으며 최종적으로 6차 VAR 모형이 결정되었다.

(표 5) VAR 모형의 추정

---

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta y_{i,t}$	$s_t'$	$s_t' - \Delta y_{i,t} - (1+r)s_{t-1}'$	$s_{t+1}' - \Delta y_{i,t+1} - (1+r)s_t'$
$\Delta y_{i,t-1}$	0.015	-0.058	0.010	-0.174
$\Delta y_{i,t-2}$	0.306	-0.004	-0.221	-0.483
$\Delta y_{i,t-3}$	0.639	0.135	-0.446	-0.043
$\Delta y_{i,t-4}$	-0.186	-0.131	0.092	0.241
$\Delta y_{i,t-5}$	-0.058	0.066	0.176	0.008
$\Delta y_{i,t-6}$	0.166	0.094	-0.006	-0.023
$s_{t-1}'$	-0.267	0.095	-0.775	-0.201
$s_{t-2}'$	0.087	-0.019	-0.112	0.038
$s_{t-3}'$	-0.145	-0.083	0.038	-0.469
$s_{t-4}'$	0.486	-0.025	-0.530	0.194
$s_{t-5}'$	-0.209	0.030	0.183	0.034
$s_{t-6}'$	-0.239	-0.101	0.090	0.224
$F$	0.0082	0.3886	0.0001	0.1383

---

위의 결과를 보면 저축은 노동소득의 변화를 0.82%로 Granger cause하는데 1차 시차의 저축의 계수는 -0.267로 음의 값을 갖고 2차부터 5차까지의 시차 저축의 계수의 합은 -0.02로 역시 음의 값을 갖는다. 따라서 1% 유의수준에서 저축이 노동소득의 변화를 음으로 Granger cause하지 않는다는 가설은 기각된다. 그리고 일시적 소비를 고려하지 않을 경우 0.01% 유의수준으로 강하게 0-제약을 기각한다. 그러나 이것은 일시적 소비오차에 의해서 1차 시차변수들이 종속변수와 강한 상관관계를 나타내기 때문으로 볼 수 있다. 반면에 일시적 소비오차를 고려했을 경우는 경우는 13.83% 유의수준으로 0-제약을 기각한다. 따라서 10% 유의수준에서도 가설을 기각하지 못한다.

결론적으로 시간변동모수 공적분 모형의 경우 첫번째 제약인 Granger causality는 만족하고, 두번째 제약은 일시적 소비오차를 고려하지 않은 경우는 기각되었으나 일시적 소비오차를 고려할 경우는 기각의 정도가 크게 약해졌고 REPIII를 지지하는 결과를 나타냈다. 이는 앞서의 고정모수 공적분 모형의 결과와 달리 REPIII를 기각한다기보다 지지하는 것이다.

#### IV. 결 론

본 논문은 소득과 소비의 공적분 관계를 이용하여 REPIII를 검증할 시도하였다. 기존의 고정모수 공적분 가설은 현실을 너무 단순화시킨 모형이므로 여기서는 시간변동모수 공적분 모형을 가정하였다. 이 때 시간변동모수 공적분 회귀의 OLS 잔차는 ARCH(p, q)의 성질을 가지므로 이러한 이분산의 효과를 제거한 순수한 오차를 이용하여 REPIII를 검증하고자 하였다.

그 결과 기존의 고정모수 공적분 모형의 결과와 달리 REPIII를 지지하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 시간변동모수 공적분 가설을 입증하는 것으로 볼 수 있으며 앞으로의 연구에서는 시간변동모수의 보다 효과적인 추정 방법을 모색하는 것이 필요할 것이다.



< 참고 문헌 >

- [ 1 ] 李珉元, "소비변동의 합축성 : 항상소득가설과 유동성제약", 「경제학연구」, 제40집, 제2호(1992), 469-489.
- [ 2 ] Attfield, C. L., D. Demery, and N. W. Duck, "Saving and Rational Expectations : Evidence for the U.K.", *Economic Journal*, Vol. 100(1990), 1269-1276.
- [ 3 ] Campbell, J. Y. and P. Perron, "Pitfalls and Opportunities : What Macroeconomists should know about unit roots", in O. J. Blanchard and S. Fisher(eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1991*, MIT Press(1991), 141-219.
- [ 4 ] Campbell, J. Y., "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 55(1987), 1249-1274.
- [ 5 ] Canova, F., "Modelling and Forecasting Exchange Rates with a Bayesian Time-Varying Coefficient Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 17(1993), 233-261.
- [ 6 ] Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55(1987), 251-276.
- [ 7 ] Engle, R. F. and M. W. Watson, "Application of Kalman Filtering in Econometrics", in T. F. Bewley(ed.), *Advances in Econometrics Fifth World Congress Volume 1*, Cambridge University Press(1987), 245-283.
- [ 8 ] Granger, C. W. J. and H. S. Lee, "An Introduction to Time-Varying Parameter Cointegration", in P. Hackl and A. H. Westlund(eds.), *Economic Structural Change*, Springer-Verlag(1991), 139-157.
- [ 9 ] Granger, C. W., "Some Recent Generalizations of Cointegration and the Analysis of Long-Run Relationships", in R. F. Engle and C. W. J. Granger(eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press(1991), 277-287.
- [10] Hansen, B. E., "Heteroskedastic Cointegration", *Journal of Econometrics*, Vol. 54(1992), 139-158.
- [11] MacDonald, R. and A. E. H. Speight, "Consumption, Saving and Rational Expectations : Some Further Evidence for the U.K.", *Economic Journal*, Vol. 99(1989), 83-91.
- [12] Tsay, R. S., "Conditional Heteroscedastic Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 82(1987), 590-604.