

리카르도 等價假說: 整數差分과 分數差分*

牟 秀 原** · 奉 羽 鍾***

논 문 초 록:

정부지출이 실물변수에 영향을 미치지 않는다는 리카르도 등가의 성립 여부에 대해 많은 연구가 이루어지고 있지만, 아직까지 일치된 결론을 도출하지 못하고 있다. 이에 따라 본고에서는 민간소비, 국민소득, 정부지출, 재정적자로 모형을 구성하여 한국에 있어서 리카르도 등가가 성립하는가에 대해 분석한다. 이를 위해 민간소비가 재정변수에 의해 어느 정도 크기로 영향받는가를 살펴보기 위하여 예측오차의 분산분해와 충격반응분석을 실시한다. 이러한 분석은 모형의 정상성과 적합성이 전제되어야 한다. 모형의 정상성은 정수차분류의 공적분기법인 Engle-Granger기법과 Johansen의 다변량공적분기법을 적용하여 파악한다. 그러나 이러한 정수차분 공적분기법은 문제점을 안고 있으므로 분수차분류의 GPH검정을 실시한다. 또한 사후적 의태분석과 사후적 예측을 통해 모형의 적합도와 예측력도 점검한다. 이러한 절차를 통해 한국 경제에서는 리카르도 등가가 성립함을 밝힌다.

핵심주제어 : 리카르도 등가, GPH검정, 공적분
경제학문헌목록 주제분류 : H5

I. 서 론

재정적자의 증가가 동일한 규모로 민간저축의 증가를 유발시키는가에 대해 많은 연구가 이루어지고 있지만 아직까지 이론적·실증적으로 일치된 결론을 도출하지 못하고 있다. 일반적으로 재정적자가 경제에 미치는 효과에 대해서는 재정적자가 소비와 국민소득을 증가시키기 때문에 저축과 자본축적에 음(-)의 영향을 미치지 않는다는 케인지안(Keynesian)과 재정적자가 총수요나 이자율 또는 물가수준에 아무런 영향을 주지 않는다는 리카디안(Ricardian)으로 구별되고 있

* 대단히 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

** 목포대학교 무역학과 교수

*** 순천제일대학 세무회계학과 교수

다. 특히 리카르도 等價(Ricardian Equivalence)에 따르면 정부의 재정적자 증대는 궁극적으로 미래의 조세로서 충당되지 않으면 안되는데, 민간이 이와 같은 미래의 조세부담을 예상하게 되면 공채를 富로써 간주하지 않게 되어 소비를 증가시키지 않음으로써 정부지출이 실물변수에 전혀 영향을 미치지 않는다는 것이다.

재정적자가 경제에 미치는 영향에 대한 연구결과는 앞에서 언급한 바와 같이 혼재되어 있다. 예를 들어 Kochin(1974), Barro(1978), Tanner(1979), Kormendi(1983), Seater and Mariano(1985), Leiderman and Razin(1986), Aschauer(1985), Haque(1988), Kormendi and Meguire(1990) 등은 조세 또는 공채에 관계없이 총수요에 영향을 미치지 않는다는 실증결과를 제시하고 있다. 반면에 Feldstein(1982), Blinder and Deaton(1985), Reid(1985), Modigliani(1987), Blanchard(1985), Feldstein and Elmendorf(1990), Modigliani and Sterling(1990) 등은 리카르도 등가를 입증하는 실증적 증거를 발견하지 못하고 있다.

이러한 실증분석결과는 한국에 있어서도 유사하게 나타나고 있다. 조하현(1996), 전택수(1993), 박하섭·최종수(1996)는 각각 Aschauer(1985)모형과 공적분기법 그리고 VAR모형을 이용하여 우리 나라의 경우 리카르도 등가가설이 성립함을 보이고 있다. 이에 비해 김재필·최종수(1997), 김철한·이경호(1997)는 리카르도 등가가설이 기각되는 것으로 결론짓고 있다.

그러나 이러한 기존의 연구는 대부분 실증방법의 신뢰도에 문제가 있을 뿐만 아니라, 검정모형을 약간만 변형하여도 재정정책의 영향력에 대해 전연 다른 결론이 도출된다는 취약성을 가지고 있다(Dalamagas 1994). 특히 대부분의 경제시계열이 명백히 비정상적임에도 불구하고 많은 연구가 실증분석에 이용하는 시계열자료를 정상적인 것으로 처리하고 있다.¹⁾ 본고는 Modigliani-Sterling(1986)모형에 근거를 두고 한국에 있어서 리카르도 등가가 과연 성립하는가를 실증적으로 고찰하는 데 목적을 두고 있다. 이를 위해 먼저 먼저 OLS를 통해 리카르도 등가의 성립조건이 충족되는가를 살펴본 후, 모형의 정상성을 확인하기 위하여 공적분기법을 적용한다. 여기에 이용되는 공적분기법은 정수차분(integer differencing)에 의존하는 Engle and Granger(1987)의 공적분(cointegration)과 Johansen(1988)의 다변량공적분(multivariate cointegration methodology)뿐만

1) 그러나 Kormendi(1983), Kormendi and Meguire(1990), Modigliani and Sterling(1986, 1990) 등은 이용자료가 비정상적이기 때문에 1계차분하여 OLS를 이용하여 추정하고 있다.

이러한 분석은 분수차분(fractional differencing)에 의존하는 GDP변경과 소비변화

한 민간소비가 재정변수에 어느 정도 영향을 받는가와 재정변수의 충격에 어느 정도의 기간, 그리고 어느 방향으로 반응하는가를 분석하기 위하여 예측오차의 분산분해(forecast error variance decompositions)와 충격반응함수(impulse response function)를 이용한다.

II. 검 증

본고는 주로 Modigliani-Sterling(1986)모형에 근거를 두고 재정변수가 민간지출에 어떠한 영향을 미치는가에 대해 살펴본다. 이를 위해서는 총수요함수의 도출이 필요하기 때문에 먼저 식 (1)과 같이 소비가 부(wealth)에 비례하는 것으로 전제한다.

$$C_t = c \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i (Y_{t+i} - T_{t+i}) \quad (1)$$

여기서 Y_t : 세전 GDP

T_t : 조세수입

c : 소비성향

또한 $\sum_{i=0}^{\infty} \delta^i (Y_{t+i} - T_{t+i})$ 는 예상되는 세후자본과 노동소득의 현재가치와 같다. 시점 간(intertemporal) 정부예산제약을 이용하는 데 있어서 조세를 대체하기 위하여 식 (2)와 같은 정부예산제약식을 도입한다.²⁾

식 (3)은 소비가 소득과 정부지출 그리고 재정적자의 예상에 의해 결정된다는 것을 보여 주고 있다. 이제 재정변수가 민간소비에 미치는 효과를 분석하기 위하여 식 (3)을 추정가능한 모형으로 전환할 필요가 있다. 그것은 다음과 같은 절차를 통하여 이루어진다. 먼저 소비함수에 결합되는 설명변수들의 기대치를 구하기 위하여 식 (3)을 2단계로 구분하여 추정한다. 먼저 예측치 $E_{t-1}Y_t$, $E_{t-1}G_t$, $E_{t-1}D_t$ 를 Y_t , G_t , D_t 를 자체변수의 시차와 물가수준, 통화량, 채권수익률에 대해 회귀분석하여 구한다(Dalamagas, 1994). 여기에서 각 변수에 투입되는 시차수는 잔차가 백색오차이도록 설정된다. 두 번째 단계에서는 추정된 기대치변수를 이용하여 식 (4)와 같은 소비함수를 추정하는 것이며, 추정결과는 식 (5)와 같다.

$$C_t = a_0 + a_1 E_{t-1} Y_t + a_2 E_{t-1} G_t + a_3 E_{t-1} D_t \quad (4)$$

$$C_t = 423.9 + 0.65 E_{t-1} Y_t - 0.62 E_{t-1} G_t + 0.18 E_{t-1} D_t, \quad R^2 = 0.995 \quad (5)$$

(2.88) (15.7) (-3.08) (1.53)

식 (4)에서 재정변수의 파라미터는 재정정책이 민간부문행태에 미치는 효과를 결정짓기 때문에 리카르도가설의 타당성 검토에 이용된다. 구체적으로 정부지출은 리카르도 등가에 입각할 경우 부의 효과를 가져야 한다. 즉, $-1 \leq a_2 < 0$. 반면에 전통적 이론에서는 $a_2 \geq 0$ 이 된다. 또한 예산적자는 리카르도 등가성에 입각할 경우 $a_3 = 0$ 이며, 전통적 이론에서는 $a_3 > 0$ 이 된다. 소비함수의 추정결과를 보여주는 식 (5)에서 정부지출계수가 5% 수준에서 유의한 (-)부호를, 그리고 적자계수가 0과 다름이 없는 것으로 나타남으로써 리카르도 등가를 입증하고 있음을 알 수 있다.

이제 재정적자, 정부지출, 국민소득, 민간소비의 내생성 여부를 결정함과 더불어 민간소비를 제외한 재정적자, 정부지출, 국민소득에 일정한 충격을 가할 경우 민간소비의 반응경로를 분석한다. 먼저 민간소비에 대한 설명변수들의 영향력을 평가하기 위하여 예측오차의 분산분해를 실시한다.

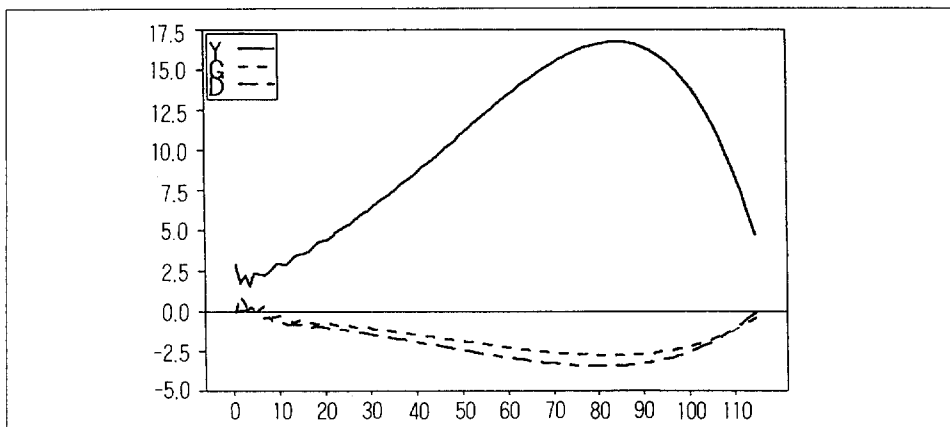
〈표 1〉은 민간소비에 대한 예측오차의 분산분해를 보여 준다. 예측오차의 분산분해는 변수별로 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수의 분산에 의하여 어느 정도 설명되는가를 살펴보기 위한 것이다. 이를 위해서는 잔차의 분산·공분산행렬(Variance/ Covariance Matrix)을 직각행렬(orthogonal matrix)로 분해(여기서는 Choleski Factorization 방법을 사용)하고, 이 행렬을 이용하여 변수별 예측오차

〈표 1〉 민간소비의 분산분해

예측단계	Y	G	D	C
1	17.74	27.14	18.14	36.96
6	4.721	32.50	42.89	19.88
12	2.276	35.91	48.65	13.14
18	1.278	38.25	49.78	10.68
24	0.783	39.53	50.23	9.446

의 분산을 분해하는 과정을 밝게 된다. 각 행렬의 주대각선(main diagonal)은 자체의 교란(innovation)에 의해 설명되는 오차분산의 비율을 나타낸다. 이 때 변수가 외생적이면 거의 100%가 됨으로써 모형의 여타 변수로부터 거의 또는 전연 영향을 받지 않고서 자체 교란이 분산을 거의 모두 설명함을 의미하게 된다. 이 때 직각행렬을 구성하는 변수의 순서(ordering)에 따라 서로 상이한 결과가 나타날 수 있으나, 순위배정을 바꾸어도 유의한 차이가 나타나지 않고 거의 유사한 결과가 도출됨으로써 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 〈표 1〉에서 보는 바와 같이 민간소비는 예측 24단계에서 자체의 분산에 의해서는 9.4%의 설명에 그치는 반면에, 정부지출과 적자에 의해 각각 39.5%, 50.2%가 설명됨으로써 재정변수가 민간소비에 대해 강한 외생성을 가지고 있음을 보여 주고 있다.³⁾

〈그림 1〉 충격반응함수



3) 이러한 결과는 소비함수를 추정된 식 (5)와 약간의 차이를 보이고 있다. 그것은 예측오차의 분산분해는 OLS가 아닌 VAR모형이기 때문에 소비를 포함한 모든 변수의 시차에 대해 추정되기 때문이다. 이러한 분산분해를 통해 식 (4)의 변수들이 소비에 대해 외생적인가를 밝힐 수 있다.

이제 재정적자와 정부지출에 충격을 가할 경우 민간소비의 반응경로를 살펴보기 위하여 충격반응함수를 이용한다. 충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 일정한 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수 간의 상호 연관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있는 이점을 가지고 있다.

충격반응함수는 분석기간중 추세로부터의 괴리(deviation)의 지속 정도(persistence), 규모(size) 그리고 그 흐름(dynamics)으로 판단한다. 괴리의 크기는 피충격변수의 반응경로(response path)의 최대폭으로 측정하며, 괴리의 지속 정도는 모형구성변수에 단위표준편차의 쇼크를 가한 후 피충격변수가 추세로 회귀하는데 소요되는 단계수로 측정한다.

〈그림 1〉은 국민소득, 정부지출, 재정적자에 충격을 가할 경우 민간소비의 반응을 보여 주고 있다. 국민소득의 충격에 대해 민간소비는 상당 기간 증가추세를 보인 후 균형으로 수렴하고 있음을 보여 주고 있다. 또한 정부지출과 재정적자 충격에 대한 민간소비는 초기에 거의 반응을 보이지 않다가 장기간 감소를 보인 후 추세로 회귀하고 있다. 여기에서 세 변수 모두 소비에 미치는 효과가 예측단계 110까지 상당 기간 지속되고 있다는 것도 알 수 있다.⁴⁾

이제 공적분기법을 이용하여 모형이 정상성을 가지고 있는가를 살펴보기로 한다. 만약 정상성이 결여될 경우 민간소비와 설명변수들 간에는 안정적인 관계가 성립하지 못함으로써 분석결과가 허구적일 가능성이 크게 된다. 여기에는 Engle and Granger(1987)의 공적분과 Johansen(1988)의 다변량공적분기법이 있는데, 먼저 EG(Engle-Granger)의 공적분을 이용하기로 한다. 공적분은 동태적으로 불안정한 시계열 간의 균형에 대한 검정이므로 먼저 각 변수들의 I(d)과정에서 d에 대한 검정이 이루어져야 한다. 단위근검정은 다음과 같은 방정식을 통해 이루어진다.

$$DX_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j DX_{t-j} + \mu_0 t + \varepsilon_t \quad (6)$$

4) 예측단계의 길고 짧음은 충격에 대한 반응형태에 아무런 영향을 미치지 않기 때문에 예측 단계를 축소시켜 살펴볼 수도 있다. 그러나 축소시킬 경우 반응경로에 대한 전과정을 보여 주지 못하는 불편함이 있기 때문에 추세로 수렴하는 전과정을 보여 주는 110단계까지를 선택한다.

〈표 2〉 단위근검정

수 준 변 수				차 분 변 수			
<i>Y</i>	<i>G</i>	<i>D</i>	<i>C</i>	<i>Y</i>	<i>G</i>	<i>D</i>	<i>C</i>
-2.30(4)	-1.55(3)	-2.69(5)	-1.53(2)	-4.31*(4)	-6.82*(3)	-5.10*(5)	-5.16*(1)

주: 1. ()안의 숫자는 시차길이를 나타낸다.

2. "*"는 유의수준 5%에서 단위근을 가진다는 가설이 기각됨을 나타낸다.

여기에서 귀무가설은 X_t 가 $I(1)$ 이라는 것이며 t 통계량을 이용하여 β_1 의 계수가 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 기각된다. 〈표 2〉는 각각 수준변수와 1차차분변수에 대한 단위근검정의 결과를 보여 주고 있다.

ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정의 경우 검정통계량을 구하기 위한 시차수는 계열상관을 제거하기에 충분하여야 하므로, 최대 12개의 시차를 부여한 후 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 모형을 체크한다. 이 때 잔차가 백색오차를 갖는 것으로 나타나면 시차수를 감소시킨 후 다시 모형을 체크한다. 이와 같은 방법을 통해 시차수를 계속 감소시킴으로써 최소의 시차수를 갖는 모형을 선택한다. 선택된 시차길이는 각 통계량 옆의 괄호 안에 표시한다. 또한 '*'는 5% 유의수준에서 시계열자료가 단위근을 갖는다는 귀무가설의 기각을 나타낸다. 표에서 수준변수는 0.05수준에서 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 성공하고 있다. 따라서 안정성을 가지기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 로 확인되면, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열 간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다.

여기에서는 ADF검정법을 이용하기로 한다.⁵⁾ 이것은 X_t 와 Y_t 에 대해 공적분회귀분석(cointegrating regression)을 하여 추정된 잔차가 단위근을 갖는가에 대해 검정하는 것이다.

$$D\hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i D\hat{u}_{t-i} + e_t \quad (7)$$

여기서 \hat{u}_{t-1} 의 계수가 유의하게 0보다 작을 경우 공적분관계가 이루어진다.

5) Engle과 Granger는 두 시계열이 공적분관계를 갖는다는 가설을 분석할 수 있는 여러 가지 검정법을 제시하고 있다. 또한 공적분관계가 존재할 경우 검정력과 여러 유의수준에서 검정에 대한 적절한 임계치를 구성하기 위하여 시뮬레이션분석을 실시하였다. 여기에서 귀무가설은 공적분관계가 존재하지 않는다는 것이다.

그러나 한국의 경우 EG공적분검정 통계량이 백색오차를 보여 주는 시차길이 3에서 -1.90 으로서 공적분벡터가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이것은 민간소비와 설명변수들 간에 안정적 관계가 성립하지 않는다는 것을 의미한다. 그러나 EG검정은 몇 가지 문제점을 안고 있는 것으로 밝혀지고 있기 때문에 Johansen의 다변량공적분기법을 이용하여 살펴본다.

Johansen의 다변량검정법은 $I(1)$ 변수들이 k 차의 벡터자기회귀과정을 따르는 것으로 가정하면 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \Gamma_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, \quad (t=1, \dots, T) \quad (8)$$

또한 최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 가설에 대한 尤度比檢定統計量 (likelihood ratio test statistic), 즉 trace검정은 식 (9)와 같이 구할 수 있으며⁶⁾ 무역수지와 환율 간의 공적분검정결과는 <표 3>과 같다.

$$\text{trace} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

<표 3>에의 우도비검정통계량을 구하기 이전에 먼저 투입되는 시차길이가 결정되어야 한다. 시차길이는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 모형을 체크하여 잔차가 백색오차가 아닐 경우 모형이 백색오차일 때까지 시차길이를 증가시킨다.

<표 3> 공적분검정^{a)}

trace				λ_{\max}			
$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r=0 r=1$	$r=1 r=2$	$r=2 r=3$	$r=3 r=4$
71.98*	29.74	12.60	0.102	42.24*	17.24	12.50	0.102

주: 1. a는 최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설에 대한 통계량임.

2. 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 표 참조.⁷⁾

6. 여기에는 3가지 경우가 가능하다. 즉 H 의 계수가 시스템내 변수의 개수를 나타내는 p 와 일치하면 H 는 완전계수이며 이는 벡터과정 X_t 가 안정적임을 의미한다. 또한 H 의 계수가 0이면 H 가 공행렬이며 이는 변수들간에 장기적 관계가 존재하지 않음을 의미한다. 만약 $0 < H$ 계수 $= r < p$ 일 경우 장기관계 또는 공적분관계가 존재하게 된다.

7) Johansen(1988) 그리고 Johansen and Juselius(1990)의 표는 11개 변수를 갖는 모형 ($p \leq 11$)에 대해 full rank로부터 zero rank까지 재산출 및 확대하였다. 또한 두 개의 새로운 case (2 and 2)가 첨가되었다.

이와 같은 절차를 통해 최소의 시차길이 6을 선택하였다. 표에서 나타난 바와 같이 검정통계량이 5% 유의수준에서 공적분벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설의 기각에 실패하고 있는 것으로 나타나고 있다. 구체적으로 한 개의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타나고 있으며 표준화된 공적분벡터는 다음과 같이 나타났다.

$$C = 0.7985Y - 0.5661G + 0.0884D$$

여기서 소득은 양(+)의 계수, 정부지출은 음(-)의 계수, 그리고 재정적자는 영에 가까운 작은 계수를 가짐으로써 리카르도 등가가 성립한다는 것을 표준화된 공적분벡터를 통해서도 확인할 수 있다.

이제 분수공적분기법을 이용하여 장기에서 일정한 관계가 성립하는가에 대해 분석한다. 공분산정상적 시계열이 다음의 조건을 충족시킬 경우 장기기억(long memory)을 갖는 것으로 알려져 있다(McLeod and Hipel, 1978).

$$\sum_{k=-n}^{-n} |\rho(k)| \rightarrow \infty$$

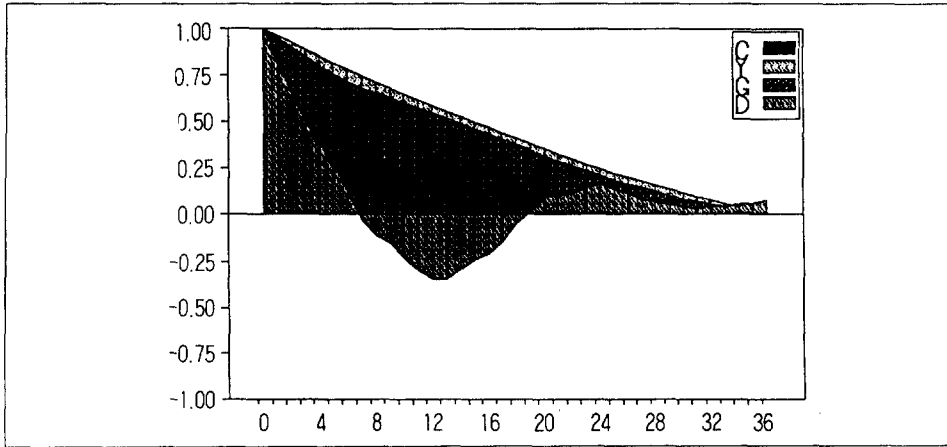
여기서, $n \rightarrow \infty$

여기서 $\rho(k)$ 는 시차 k 에서 자기상관(autocorrelation)을 나타낸다. 이러한 무한합조건(infinite-sum condition)은 긴 시차에서도 상관계수의 크기가 작지 않다는 것을 의미한다. 이것은 <그림 2>를 통해 체크할 수 있다.

자기상관도를 보여 주는 <그림 2>에서, 소비, 소득, 정부지출, 재정적자의 자기상관계수가 장기에 걸쳐 서서히 쇠퇴(decay)하여 36분기에 이르러서야 비로소 영에 가까워짐을 알 수 있다. 이것은 바로 이들 변수가 장기기억을 갖고 있음을 의미한다.

분수공적분기법은 Engle and Granger(1987)에 의해 제시된 공적분개념과 Granger and Joyeux(1980)와 Hosking(1981)에 의해 경제학에 도입된 분수차분개념을 결합한 접근법이다. 분수차분기법은 기존의 연구들이 주로 사용한 Dickey-Fuller류의 정수차분(integer differencing)이라는 인위적 제약에 구속되지 않는다는 장점을 가지고 있다.

〈그림 2〉 자기상관도



분수차분모형의 큰 장점 중 하나는 정상성과 추세회귀성향을 구분해 준다는 것이다. 시계열의 정상성을 위한 조건은 분수차분계수가 d 값이 1보다 작을 경우 시계열에 주어진 예상치 못한 충격은 연이은 상반효과에 의해 결국은 소멸하게 된다. 따라서 이 경우 시계열은 일시적으로 추세를 이탈하나 결국은 회귀하며, 이를 추세회귀성향(trend reverting tendency)이라 한다. 반대로 d 가 1보다 크면 충격효과는 점차 시간이 가면서 누적·지속되는 경향을 띤다.⁸⁾ 분수차분의 요체인 차분계수 d 의 추정을 위하여 Geweke and Porter-Hudak(1983)의 2단계 추정법(이하 GPH)을 이용한다.⁹⁾

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(j-d)L^j}{\Gamma(-d)\Gamma(j+1)} = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 + \dots \quad (10)$$

GPH검정결과를 보여 주는 〈표 4〉에서, $d=0$ 은 $d \neq 0$ 이라는 대립가설에 대해 $d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 검정통계량을, $d=1$ 은 $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해 $d=1$ 이라는 귀무가설에 대한 유의수준을 나타낸다.

8) ARFIMA모형을 이용한 장기적 기억의 존재검정은 차분계수 d 가 0의 값을 갖는가에 대한 검정에 의해 실시된다. 즉, ARFIMA모형에서 d 가 0의 값을 갖는 경우에는 ARIMA와 동일한 형태가 되며, 이러한 시계열에는 단기적 기억만이 존재하게 된다. 그러나 d 의 값이 0과 유의하게 다르다면 이 시계열에는 앞에서 설명된 바와 같이 장기적 기억이 존재한다고 할 수 있다. 만일 d 의 값이 0.5보다 크다면 이 시계열에는 단위근이 존재하는 것이므로 분수차분계수를 추정한 후 검정을 실시하여야 한다.

9) $\nabla^d = (1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} (dk)(-B)^j = 1 - dL - \frac{1}{2} d(1-d)L^2 - \frac{1}{6} d(1-d)(2-d)L^3 - \dots$

〈표 4〉 GPH검정

power	0.525	0.550	0.575	0.600
d^*	-0.459	-0.465	-0.471	-0.405
$d=d^*+1$	0.541	0.535	0.529	0.595
$d=0$	2.64*	3.00*	3.69*	3.47*
$d=1$	0.046	0.035	0.020	0.027

주: 1. $d=0$ 은 $d \neq 0$ 이라는 대립가설에 대해 $H_0: d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 검정통계량을, $d=0$ 은 $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해 $H_0: d=1$ 이라는 귀무가설에 대한 단측유의수준을 나타낸다.
 2. “*”는 5%에서 $d=0$ 이라는 귀무가설을 기각함을 나타낸다.

표에서 보는 바와 같이 d 추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해 d 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되고 있다. 또한 $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해 $d=1$ 이라는 귀무가설이 기각됨으로써 추세회귀적이든 또는 정상적이든 공적분관계가 성립하고 있음을 보여 주고 있다. 이와 더불어 d 추정치가 0.5보다 크게 나타남으로써 정상적이기보다는 추세회귀적 공적분관계를 갖는다는 것을 알 수 있다.

이와 같이 모형이 정상적인 것으로 판명되면 이제 모형의 적합도에 대한 검정이 이루어져야 한다. 모형의 적합도를 판정하기 위하여 이제 사후적 의태분석과 사후적 예측을 실시한다. 사후적 의태분석기간은 1970:1-1989:4이며, 사후적 예측기간은 1990:1-1996:4이다. 이러한 기간을 구분하는 데 있어 두 기간이 구조적 동질성을 가지고 있는가에 대해 검정이 먼저 이루어져야 한다. 이것은 Chow검정을 통하여 확인할 수 있다.

또한 예측실적(forecasting performance)의 정확도는 RMSPE(root mean squared percent error), MAPE(mean absolute percent error) 그리고 MPE(mean percent error)의 세 가지 통계량으로 판단한다. Meese and Rogoff(1983)에서와 같이 모형예측능력을 비교하는 데 있어 RMSPE를 주요 기준으로 한다. 그것은 RMSPE가 상대적으로 큰 예측오류를 밝히는 데 좋은 척도가 되기 때문이다. 또한 MPE는 모형의 체계적 편의(systematic bias), 즉 과소예측(underprediction) 또는 과대예측(overprediction)을 체크하는 데 있어 유용하기 때문에 도입한다.

〈표 5〉는 1989:4까지의 사후적 의태분석과 1990:1부터 사후적 예측을 실시한 결과와 Chow검정결과를 보여 주고 있다. 표에서 보는 바와 같이 RMSPE가 4.2%

〈표 5〉 사후적 의태분석 및 사후적 예측

사후적 의태분석			사후적 예측			Chow 검정
RMSPE	MPE	MAPE	RMSPE	MPE	MAPE	1.524
4.212	0.072	3.375	4.231	-0.262	3.361	(0.201)

주: Chow검정의 경우 F 통계량과 유의수준(괄호 안의 숫자)을 나타낸다.

에 불과하여 상당히 높은 예측능력을 보여 주고 있다. 또한 MPE가 MAPE에 비해 대단히 작게 나타나 과소예측이나 과다예측이 이루어지지 않음으로써 예측에 있어 체계적 편이가 존재하지 않는다는 것도 알 수 있다. 아울러 사후적 예측의 신뢰성은 Chow검정에 의해 추정기간과 예측기간이 구조적으로 동일하다는 것으로 파악할 수 있다.

Ⅲ. 결 론

본고는 한국 경제에 있어서 리카르도 등가가 성립하는가를 밝히는 데 연구의 목적을 두고 있다. 그것은 재정적자의 증가가 동일한 규모로 민간저축의 증가를 유발시키는가에 많은 연구가 이루어져 오고 있지만 아직까지 이에 대해 이론적으로나 실증적으로 혼재된 결과가 나타나고 있기 때문이다.

이에 따라 민간소비, 국민소득, 정부지출, 재정적자로 구성된 모형을 구성하여 OLS를 통하여 분석한 결과 리카르도 등가와 일치하는 것으로 나타났다. 또한 민간소비에 대한 재정변수가 어느 정도 영향을 미치는가를 평가하기 위하여 예측 오차의 분산분해를 실시하였다. 그 결과 재정변수들이 민간소비에 대해 강한 외생성을 가지고 있다는 것을, 부연하여 소비가 재정변수들에 의해 상당 부분 결정된다는 것을 알 수 있었다. 이와 같이 소비가 강한 내생성을 갖는 것으로 판단됨에 따라, 재정적자와 정부지출에 일정한 크기의 충격을 가할 경우 민간소비의 반응경로를 분석하기 위하여 충격반응함수를 이용하였다. 여기서 국민소득과 재정변수 충격에 대해 민간소비는 상당 기간 증가 내지는 감소한 후 균형으로 수렴하고 있음을 보여 주었다. 특히 재정적자에 비해 정부지출충격이 소비를 더욱 강하게 감소시킬 뿐만 아니라 균형으로 수렴하는 데 더 많은 시간이 소요된다는 것도 알 수 있었다.

이와 같은 결과는 모형의 안정성과 적합성이 전제되어야 한다. 그러나 기존 연

구의 실증방법에 있어 검정모형을 조금만 변형하여도 재정정책의 영향력에 대해 전혀 다른 결론이 도출된다는 문제점을 안고 있다. 특히 대부분의 경제시계열이 명백히 비정상적임에도 불구하고 많은 연구가 실증분석에 이용하는 시계열자료를 정상적인 것으로 처리하고 있다. 이에 따라 먼저 모형의 안정성을 파악하기 위하여 공적분검정을 실시하였다. 그러나 EG공적분에 의한 경우 모형이 비정상적인 것으로 나타난 반면에 Johansen의 다변량검정에 의하면 정상적인 것으로 나타났다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 정수차분에 의한 공적분이 아닌 분수차분에 의한 GPH검정을 실시하였다. 그 결과 모형이 정상적이라는 것과 의태 분석과 예측을 통해 모형의 적합성을 확인할 수 있었다.

參 考 文 獻

1. 김재필·최종수, “재정정책과 민간소비: 기간별 효용극대화모형을 중심으로”, 『순천향사회과학연구』 제2권 제2호, 순천향대학교 사회과학연구소, 1996.
2. 김철환·이경호, “한국의 재정적자와 환율: 오차수정모형”, 『경제학연구』 제45집 제3호, 1997, pp.77-98.
3. 박하섭·최종수, “한국에 있어서 리카도 중립성 가설의 실증적 검증”, 『재정논집』 제12집 제2호, 1997, pp.115-150.
4. 전택수, “한국의 국공채와 국민소득의 장기적 관계에 관한 계량경제학적 분석”, 한국경제학회 정기학술대회 발표논문, 1993.
5. 조하현, “리카르도 불변정리에 대한 실증분석: 한국의 경우(1971~1995)”, 『경제학연구』 제44집 제4호, 1996, pp.49-76.
6. Aschauer, D., “Fiscal Policy and Aggregate Demand”, *American Economic Review*, Vol. 75, 1985, pp.117-127.
7. Barro, R., “The Impact of Social Security on Private Saving-Evidence from the U.S. Time Series”, *AEI Study* 199, 1978, Washington: American Enterprise Institute for Public Policy Research.
8. Blanchard, O., “Debt, Deficits and Finite Horizons”, *Journal of Political Economy*, Vol. 93, 1985, pp.223-247.
9. Blinder, A. and A. Deaton, *The Time Series Consumption Function Revisited*, Brookings Papers on Economic Activity, Washington: The

- Brookings Institution, 1985, pp.465-521.
10. Chow, G.C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, Vol. 28, July 1960, pp.591-605.
11. Dalamagas, B., "The Tax versus Debt Controversy in a Multivariate Cointegrating System", *Applied Economics*, Vol. 26, 1994, pp.1197-1206.
12. Dickey, D.A. and W.A. Fuller, "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp.1057-1072.
13. Engle, R.F. and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp.251-276.
14. Feldstein, M., "Government Deficits and Aggregate Demand", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 84, 1982, pp.1-20.
15. _____ and D.Elmendorf, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior Revisited: Comment", *American Economic Review*, Vol. 80, 1990, pp.589-599.
16. Geweke, J. and S.Porter-Hudak, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 4, 1983, pp.221-238.
17. Granger, C.W.J. and R.Joyeux, "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis*, Vol.1, 1980, pp.15-39.
18. Haque, N., "Fiscal Policy and Private Sector Saving Behaviour in Developing Economies", *IMF Staff Paper*, Vol. 35, 1988, pp.316-335.
19. Hosking, J.R.M., "Fractional Differencing", *Biometrika*, Vol. 68, 1981, pp.165-176.
20. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp.231-254.
21. Johansen, S. and K.Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990,

- pp.169-210.
22. Kochin, L.A., "Are Future Taxes Anticipated by Consumers?", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 6, 1974, pp.385-394.
 23. Kormendi, R., "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior", *American Economic Review*, Vol. 73, No. 5, Dec. 1983, pp.994-1010.
 24. _____ and P.Meguire, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: Reply and Update", *American Economic Review*, Vol.80, 1990, pp.604-617.
 25. Leiderman, L. and A.Razin, *Consumption and Government Budget Finance in a High-deficit Economy*, NBER Working Paper 2032, Cambridge MA: National Bureau of Economic Research. 1986.
 26. McLeod, A.I. and K.W.Hipel, "Preservation of the Rescaled Adjusted Range 1. A Reassessment of the Hurst Phenomenon", *Water Resources Research*, Vol.14, 1978, pp.491-508.
 27. Meese, R.A. and K.Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out Of Sample?", *Journal of International Economics*, Vol.14, 1983, pp.3-24.
 28. Modigliani, F., "The Economics of Public Deficits", in A.Razin and F.Sadka eds., *Economic Policy in Theory and Practice*, St. Martin's, New York, 1987.
 29. Modigliani, F. and A.Sterling, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behaviour: Comment", *American Economic Review*, Vol. 76, 1986, pp. 1168-1179.
 30. _____, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behaviour: A Further Comment", *American Economic Review*, Vol.80, 1990, pp.600-603.
 31. Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1992, pp.461-471.

32. Reid, B., "Aggregate Consumption and Deficit Financing: an Attempt to Separate Permanent from Transitory Effects", *Economic Inquiry*, Vol. 23, 1985, pp.475-486.
33. Seater, J. and R.Mariano, "New Test of the Life Cycle and Tax Discounting Hypotheses", *Journal of Monetary Economics*, Vol.15, 1985, pp.195-215.
34. Tanner, E., "An Empirical Investigation of Tax Discounting: A Comment", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, 1979, pp.37-49.