

PHILLIPS-HANSEN의 FM-OLS 공적분추정에 의한 실질자산효과 분석

이현재¹⁾

요약

90년대 말 이후 우리나라가 극심한 경제 불황을 겪으면서 구조조정을 통한 시장기능의 회복에 관심이 집중되고 있다. Pigou에 의하면 소비함수를 통한 실질자산효과로 불황하에서도 시장의 가격기구를 통해 장기균형의 달성이 가능하다는 것이다. 본 논문은 이와 같이 실질자산효과를 Phillips-Hansen의 FM-OLS 공적분추정으로 실증분석을 수행하였는데 분석결과에 의하면 우리나라의 경우 Pigou가 주장한 실질자산효과가 거의 없는 것으로 나타나 실질자산효과가 정책적으로 고려의 대상이 되는지의 여부는 충분히 검토되어야 할 것이다. 더구나 실질자산효과 크기는 물가의 신축성의 정도에 따라 달라지는데 우리나라의 경우 물가의 신축성에 많은 제약이 있기 때문에 현실적으로는 실질자산효과가 더욱 축소되어 나타날 것으로 보인다. 결과적으로 실질자산효과에 의한 소비증가가 IS곡선을 이동시킬 만큼 충분치 못할 것으로 판단된다.

주요용어: Phillips-Hansen의 FM-OLS 공적분추정, Pigou의 소비함수, 실질자산효과.

1. 서론

1.1. 문제의 제기

경제운용의 기본 틀을 가격기구에 의한 완전한 시장기능이라는 관점에서 이해하려 했던 고전학파의 기본체계는 1930년대에 대공황(great depression)을 경험하면서 그 유용성이 논란의 대상이 되었다. 즉, 급격히 무너진 시장기능은 시장의 보이지 않는 손(invisible hand)을 무력하게 하여 정부부분에 의한 정책적 도움 없이는 스스로 소생할 수 없다는 것이 일반적인 견해로 자리잡게 되었다. 이와 같은 이론체계를 처음으로 제시한 경제학자는 Keynes였는데 Keynes에 의하면 대공황과 같이 급격하게 시장경제체계가 붕괴하는 것은 유효수요의 부족에 기인한 것으로 대공황에서 탈출하기 위해서는 정부부분의 지출확대를 통한 유효수요의 증대 이외에는 다른 방법이 없다고 진단하고 있다.

그러나 이와 같은 Keynes의 이론에 대응하여 대공황과 같은 경제적 상황에서도 고전학파 이론의 유용성을 옹호한 경제학자들이 Pigou를 비롯한 신고전학파이다. 즉, Pigou에 의하면 경제가 불황에 접어들었을 때 우선적으로 나타나는 현상은 실물시장에서 물가의 하락이고 이를 통해 실질자산가치가 증대되어 실물시장에서 수요를 증대시킬 수 있기 때문

1) (360-764) 충북 청주시 상당구 내덕동 36번지, 청주대학교 경상대학 경제통상학부, 조교수
E-mail: grjg7@chongju.ac.kr

에 정부부문의 적극적인 정책적 개입 없이도 시장기능에 의해 국가경제가 스스로 소생할 수 있다는 것이다.

고전학과 이론체계의 대전제 중의 하나는 완전한 가격기구를 통한 실물시장, 화폐시장, 그리고 노동시장의 완전고용이고 이와 같은 조건이 항상 국가경제 전체를 균형으로 이끌어 간다는 것이다. 그러나 Keynes의 이론체계에서는 고전학과에서 주장하는 균형을 장기균형으로 이해하면서 불완전고용이 존재하더라도 국가경제는 단기적으로 균형에 이를 수 있고 장기균형으로부터의 이탈은 정부부문의 정책을 통해서만 달성할 수 있다고 보았다. 그러나 Pigou를 비롯한 신고전학파의 경제학자들은 이에 동의하지 않았다. 오히려 이를 반박하기 위해 Pigou가 제시한 이론은 불완전고용이 상존하는 극심한 경기침체에 단기균형은 존재하지 않고 이 때도 이른바 장기균형을 달성할 수 있다고 보고 이와 같은 체계를 설명하기 위해 Pigou는 실질자산효과에 의한 소비함수를 제시하였다. 즉, Pigou에 의하면 경기가 침체되면 실물시장의 수요부족으로 물가가 하락하고 이로 인해 실질자산가치가 상승하여 소비가 증대되고 이는 소득증대로 이어져서 결국은 불황으로부터 탈출할 수 있다는 것이다.

이와 같은 관점에서 볼 때 Keynes의 이론과 Pigou의 이론은 첨예하게 대립된다고 볼 수 있는데 현실적으로 대공황과 같은 경제적 상황의 경험이 쉽지 않기 때문에 Pigou의 소비함수에 대한 실증분석은 거의 없는 상태이다. 따라서 90년대 후반에 우리나라가 극심한 경제위기를 겪으면서 Pigou의 소비함수에 대한 관심이 높아지고 있는데 우선적으로 장기적인 관점에서 우리나라의 소비함수 형태를 분석해 봄으로써 두 이론의 현실경제에 대한 적합성을 실증적으로 분석해 보고 향후 이 분야에 대한 연구방향을 제시하는 것도 의미있는 일일 것이다.

1.2. 연구의 내용 및 자료

Pigou가 제시했던 소비함수의 특징을 살펴보면 실질소비는 실질소득과 정(+)의 관계이고 이자율과는 부(-)의 관계라는 전통적인 소비함수에 실질자산(real wealth) 변수를 추가한 것으로 요약될 수 있다. 따라서 실질소비수준과 실질자산의 경제적 관계를 규명하는 것이 Pigou의 소비함수를 이해하는 핵심요소가 될 것이다. 계량경제기법으로는 최근에 개발되어 실증분석에 활발하게 사용되고 있는 Phillips and Hansen(1990)의 fully modified-OLS 공적분추정(cointegration technique)을 원용할 것이다. 분석기간은 1965년부터 1996년까지이며, 자료는 실질가계소비, 실질가처분소득, 실질이자율, 그리고 실질자산소득(real wealth)의 연간자료를 사용하였다. 자료의 출처는 실질가계소비, 실질가처분소득, 그리고 실질이자율은 경제통계연보(한국은행)와 한국의 주요경제지표(통계청)이고, 실질자산소득은 도시가계연보(통계청)를 활용하였다. 그리고 실질변수의 변환을 위해서는 1990년을 기준한 GNP deflator를 사용하였다. 최근의 국민소득추계방식을 고려할 때 GDP deflator를 사용하여야 하지만 분석 초기단계의 자료부족으로 GNP deflator를 사용하였다. 실질이자율은 정기예금이자율을 사용하여 Fisher가 제시한대로 명목이자율과 GNP deflator로 표시된 물가상승률의 차이로 표시하였다. 현실적으로 3년만기 회사채수익률을 이자율로 사용하여야 하지만 자료의 제약으로 정기예금이자율을 사용하였는데 정기예금이자율이 비록

정책금리이지만 경제정책의 수행이 현실을 바탕으로 하고 있다고 보고 회사채수익률의 대리변수로 사용하였다. 실질자산소득은 근로자 가구의 연간 가계소득에서 근로소득을 제외한 나머지 소득으로 계산하였다. 근로소득에는 가구주의 임금소득뿐만 아니라 배우자와 기타 가구원의 임금소득도 포함되어 있다. 그리고 실질자산소득은 사업 및 부업소득, 재산소득, 그리고 이전소득 등으로 구성되어 있다. 사실상 실질자산소득은 주가시가총액, 총유동성, 채권총액 등을 포함하여 산정하여야 하지만 분석 초기자료의 제약으로 도시근로자의 가계소득을 기준하였다. 2장은 Pigou의 소비함수에 대한 이론적 접근이고, 3장은 분석모형의 설정, 계량경제기법에 대한 설명, 그리고 실증분석결과의 종합이며, 4장은 요약 및 결론이다.

2. 이론적 접근

2.1. Pigou의 소비함수

Keynes에 의하면 경기가 극심한 불황일 때 시장이자율이 사회적 심리현상에 따라 설정된 최저수준에 이르게 되면 화폐의 투기적 수요가 급격히 증대되어 화폐수요의 이자율 탄력성이 무한대가 되고 화폐량의 증가 분은 모두 투기적 화폐수요로 흡수되어 화폐시장에 만성적 초과수요가 나타나 이른 바 유동성함정(liquidity trap)에 빠지게 된다는 것이다. 따라서 이러한 상황이 되면 화폐시장의 균형을 나타내는 LM(화폐수요-공급)곡선은 명목임금만을 결정할 뿐 이자율결정에는 아무런 영향을 미치지 못하게 된다는 것이다. 그러나 Pigou(1943, 1947)는 이와 같이 극심한 실물시장과 화폐시장의 불균형도 정부의 개입에 의한 재정정책이나 생산성의 향상 없이 물가하락으로 인한 부의 효과(wealth effect)를 통해 탈출할 수 있다고 분석하였다. 즉, 물가가 신축적일때 하락한 물가는 실질이자율을 증가시키고 이는 투자의 증대와 실질자산가치를 상승시켜 나아가서는 실질자산의 증가함수인 소비를 증대시킴으로써 총수요를 증가시키고 실물시장의 균형을 나타내는 IS(저축-투자)곡선을 완만하게 변화시켜 실질소득을 증대시킴으로써 극심한 불황으로부터 벗어날 수 있다는 것이다. 따라서 실질자산효과 또는 Pigou효과는 물가의 신축성의 정도, 소비의 실질자산 탄력성의 정도가 클수록 IS곡선을 이동시킬 만큼 충분히 커질 수 있다는 것이다. Sargent(1979, p.63)에 의하면 이 관계를 함수의 형태로 표시할 수 있는데 이는 (2.1)식과 같다.

$$C = C\left(Y - T - \delta K - \pi \frac{M+B}{P}, r - \pi, \frac{M+B}{P} + K\right) \quad (2.1)$$

여기서, C = 소비수준, Y = 명목임금소득, T = 소득세

δ = 감가상각률, K = 자본, π = 물가상승률, $(M+B)$ = 금융자산

P = 물가수준, r = 명목이자율

(2.1)식에서 $(Y - T - \delta K - \pi \frac{M+B}{P})$ 는 인식된 가처분소득(perceived disposable income, PDI)을, $r - \pi$ 는 실질이자율을, $\frac{M+B}{P} + K$ 는 실질자산소득을 각각 의미하는데 여기서 $C_1 = \frac{\partial C}{\partial PDI} > 0$ 이며, $C_2 = \frac{\partial C}{\partial (r-\pi)} < 0$ 이며, 그리고 $C_3 = \frac{\partial C}{\partial (\frac{M+B}{P} + K)} > 0$ 이다.

즉, Pigou의 소비함수는 인식된 가처분소득(perceived disposable income), 실질이자율, 그리고 실질자산소득에 따라 결정되는데 실질자산효과는 C_3 의 크기와 부호에 따라 파악할 수 있다. 즉, 불완전 고용하에서도 국가경제가 장기균형에 이를 수 있는 경로라고 Pigou가 제시했던 실질소비함수 C_t^p 는 (2.2)식과 같다.

$$C_t^p = f(YD_t, i_t, W_t) \quad (2.2)$$

여기서, YD_t 는 실질가처분소득, i_t 는 실질이자율, 그리고 W_t 는 실질자산소득(real net wealth)을 각각 나타낸다.

2.2. 기존의 연구

Pigou(1943, 1947)가 물가하락으로 인한 실질자산가치의 증가로 소비를 증대시킬 수 있다는 소비함수를 제시한 이후 이의 유효성에 대해 논란이 되어 왔다. 실질자산효과에 대한 유효성의 논란은 Hindley and Perlman(1976)으로부터 시작되었는데 Hindley and Perlman(1976)에 의하면 일반적으로 실질자산효과가 과소평가 되고 있으며 실질자산효과를 통해 유동성함정으로부터 벗어날 수 있을 뿐만 아니라 소비에 의한 효용함수 $U = U(C_1, C_2, \dots, C_n, W)$ 로 이해함으로써 실질자산효과는 파레토최적(Pareto optimality)까지도 달성을 가능케 한다는 것이다. 여기서 C_1, C_2, \dots, C_n 은 n 개의 재화가 있을 때 각각의 소비수준을 의미하며 W 는 부(wealth)를 나타낸다. 즉, 소득(Y)이 주어졌을 때 저축(S)이 투자(I)를 초과하는 경제불황에서는 $\frac{\partial S}{\partial Y} > 0$, $\frac{\partial S}{\partial Y} > \frac{\partial I}{\partial Y}$ 의 조건이 성립하므로 이와 같은 경제적 상황은 노동시장이 완전고용에 이를 때까지 유지되다가 일단 완전고용이 이루어지면 재화, 화폐, 그리고 화폐소득이 보장되는 자산(pecuniary income earning assets)이 완전대체관계를 유지하여 $i = 1, \dots, n$ 일 때 $\frac{\partial U}{\partial C_i} = \frac{\partial U}{\partial W}$ 가 되어 파레토최적(Pareto optimality)이 가능하다는 것이다.

Coulombe(1987)와 Mayer(1988)도 경제불황하에서 실질자산효과의 유용성을 옹호하고 있다. Coulombe(1987)는 부(wealth)의 거래는 화폐시장에 국한되어 이루어진다고 보고 화폐와 증권이 유통되는 두부문자산모형(two-asset model)을 전개하였다. 즉, 화폐시장에서 화폐와 수익증권(interest-bearing bonds)은 완전한 대체관계를 유지하므로써 화폐시장이 균형에 이르게 되면 주어진 부(wealth)의 수준에서 Walras의 법칙에 의해 증권시장도 균형에 도달하게 된다는 것이다. 따라서 일차적으로 화폐와 증권은 완전대체 되지만 화폐와 상품은 대체될 경로가 없다는 것이다. 일단 화폐시장의 균형이 달성된 후에 부(wealth)는 상품과 저축의 대체관계에 참여하게 되고 필요한 부(desired level of wealth)는 증권의 매각 또는 저축을 감소시키므로써 화폐의 보유를 늘리고 그 화폐로 상품을 구입하여 화폐시장과 실물시장이 연결되고 결과적으로 실질자산효과를 유도해 낼 수 있다는 것이다. Mayer(1988)는 세부문자산모형(three-asset model)으로 실질자산효과를 설명하고 있는데 Mayer(1988)에 의하면 저축과 소비의 결정은 화폐, 증권, 그리고 재화간 자산분배(portfolio)의 조합에 지나지 않는다는 것이다. 만일 물가가 하락하게 되면 화폐나 증권의 실질가치가 상승하게 되고, 따라서 부(wealth)를 증권에서 화폐나 재화로 이전하도록 자산분배(portfolio)를 재구성

하게 된다는 것이다. 그리고 부(wealth)가 증권에서 실물부분의 재화나 서비스로 이전되는 것을 실질자산효과로 이해하였다.

한편, McCallum(1983)은 정태분석의 체계에서는 장기적 현상을 설명하는 실질자산효과를 기대할 수 없으므로 유동성함정에 대한 논의는 완전고용하의 동태공급함수인 이른바 Lucas-type 공급함수의 형태로 인식되어야 한다고 결론짓고 있다. 즉, 완전고용으로부터의 이탈인 불균형 상태는 실질자산효과나 자산소득효과(capital gain effect)를 통해 가능하냐 이에 대한 분석은 동태적으로 이루어져야 한다는 것이다. 그러나 Rabin and Keilany(1986-87, 1987)는 화폐의 보유에 수확체감(diminishing return)이 없다는 가정하에 기존의 경제학 체계가 너무 쉽게 실질자산효과를 받아들이고 있다고 비판하면서 실질자산효과가 나타날 수 있다는 유동성 함정의 존재를 부정하고 있다. 즉, 물가의 하락으로 실질잔고가 증가하면 화폐의 초과 공급과 실물시장에서 상품에 대한 초과 수요가 동시에 나타나 화폐량을 증가시키면 화폐의 이자율 탄력도가 무한대가 되어 화폐량의 증가분 모두가 화폐수요로 연결된다는 유동성함정은 허구에 지나지 않는다는 것이다. 또한 Rabin and Keilany(1988)는 Haberler(1952)가 제시한 Keynes의 이론체계를 지지하고 있다. 즉, Haberler(1952)는 실물 시장이 경쟁적이고 신축적 임금체계가 보장된다면 실질자산효과 없이도 완전고용에 이를 수 있다는 Keynes의 이론체계를 설명하고 있다. Haberler(1952)에 의하면 실질자산효과는 정(+)의 이자율에서 유동성선호(liquidity preference)의 정도를 나타내는 유동성의 이자율 탄력도가 무한대이거나 또는 자본의 한계효율(marginal efficiency of capital)의 이자율 탄력도가 영(zero)인 상태를 의미하며 이와 같은 조건을 충족하기 위해서는 정적인 경제현상(static economic phenomenon)을 가정하여야 하는데 정적인 경제현상은 현실적으로 가능하지 않다고 결론짓고 실질자산효과는 특별한 이론(special theory)에 지나지 않는다고 주장하고 있다. 실질자산효과에 대한 기존의 실증분석으로는 이현재(2000)가 수행하였는데 이현재(2000)는 불완전 고용하에서 고전학파의 거시경제 균형을 최우도추정을 원용한 Johansen-Juselius의 공적분추정법에 의해 분석하였다. 분석결과에 의하면 실질소비와 실질자산 사이에 공적분벡터가 존재하는 것으로 판명되어 실질자산효과의 가능성은 존재하지만 상관관계는 미미한 것으로 나타났다. 일반적으로 Johansen-Juselius의 공적분추정은 공적분벡터의 존재유무를 지나치게 확대 해석하

3. 모형의 설정 및 분석

3.1. 실증분석을 위한 기본모형

실질자산효과를 실증적으로 분석하기 위한 추정방정식은 (2.2)식에 의거하여 설정할 수 있는데 이를 대수선형형태(log-linear form)로 나타내면 (3.1)식과 같다.

$$\log C_t = \alpha + \beta \log rdi_t + \gamma \log rint_t + \delta \log rw_t + \epsilon_t \quad (3.1)$$

여기서, rdi_t 는 실질가치분소득, $rint_t$ 는 실질이자율, rw_t 는 실질자산소득을 각각 나타내며 $\hat{\beta}$ 는 정(+)의 부호를, $\hat{\gamma}$ 는 부(-)의 부호를 나타낼 것으로 예상된다. 그리고 $\hat{\delta}$ 는 정(+)의 부호를 나타낼 것으로 예상되며 Keynes의 이론이 설득력이 있다면 $\hat{\delta}$ 의 크기가 미미할 것이

지만 Pigou의 이론이 합당하다면 소비수준을 변화시킬 만큼 충분히 큰 값으로 나타날 것이다.

3.2. 계량경제기법의 적용

Phillips-Hansen(1990)의 FM-OLS(fully modified OLS) 공적분추정은 기본적으로 변수들간의 공적분 관계를 단일방정식 체계에서 추정하는 기법이다. Granger(1981), Dickey, Bell, and Miller(1986), Dickey and Fuller(1981), 그리고 Engle and Granger(1987) 등이 변수들 간의 장기적 관계를 규명하면서 공적분추정을 제시한 이후 일반적으로 단위근 검정에 사용된 DF(Dickey-Fuller) 또는 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정은 회귀분석(ordinary least squares, OLS)에 의한 오차항기준법(residual-based method)을 사용하였다. 그러나 ADF검정은 공적분벡터를 파악하는데 변수들간의 선형관계만을 규명할 뿐만 아니라 공적분 벡터의 존재유무만을 판단할 수 있다. 더구나 임계치에서 통계량의 유의성이 크게 떨어지는 것으로 판명되면서 이와 같은 단점을 보완하기 위해 Johansen(1988, 1989, 1992a, 1992b), Johansen and Juselius(1988, 1990, 1992), 그리고 Juselius(1989) 등이 최우도추정에 의한 공적분추정을 제시하였다. Johansen-Juselius의 공적분추정은 정규상관관계(canonical correlation)를 분석하여 λ_{\max} 와 Trace 값을 추정함으로써 변수들 간의 비선형 관계를 규명할 수 있을 뿐만 아니라 공적분 벡터의 개수도 파악할 수 있게 되었다. 그러나 Phillips-Hansen(1990)이 제시한 FM-OLS 공적분추정에 의하면 OLS에 의해 공적분 벡터를 추정하면서도 ADF검정이나 Johansen-Juselius 추정에 의한 추정치 보다 더욱 정교하게 변수들간의 공적분 관계를 규명할 수 있게 된다. 실증분석을 수행하기 위한 추정방정식을 벡터(vector)의 형태로 표시하면 (3.2)식과 같다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (3.2)$$

여기서, y_t 와 x_t 는 $I(1)$ 이고 귀무가설은 두 변수들간에 공적분벡터가 존재하지 않는다는 것이다. x_t 의 1차 차분변수인 Δx_t 는 (3.3)식과 같이 안정화 과정으로 표현할 수 있다.

$$\Delta x_t = \theta + v_t \quad (3.3)$$

여기서, β_1 , x_t , θ , v_t 는 모두 벡터(vector)이며는 상수항계수(drift parameter)를, v_t 는 $(k \times 1)$ 의 $I(0)$ 의 안정화 변수를 각각 의미한다. Engle and Granger(1987)와 Stock(1987)에 의하면 만일 $\xi_t = (\mu_t, v_t)$ 를 평균이 영(zero)이며, 유한하고 양으로 정의된 공분산행렬(finite positive-definite covariance matrix), Σ 를 만족하는 강안정화 변수(strong stationarity variable)라고 가정하면 (3.2)식의 OLS 추정치 $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)$ 은 x_t 와 u_t 가 동시적으로 상관관계를 유지하더라도 (contemporaneously correlated) 일치성(consistent)을 만족하는 추정치라는 것이다. 그러나 이 추정치는 점근분포(asymptotic distribution)에서 단위근을 포함하는 경우가 있는 것으로 밝혀져 추정계수의 안정성(stationarity)이 임계치에서 보장되지 않는 것으로 밝혀졌다. 따라서 동일한 OLS 추정체계에서 이와 같은 문제, 즉 μ_t 와 v_t 사이와 이 변수들의 시차변수들 사이에 존재할 가능성이 있는 상관관계를 극복할 수 있다면 임계치에서

통계량을 크게 개선할 수 있다는 것이다. 다시 말해서 Phillips-Hansen의 FM-OLS 공적분추정은 반모수(semi-parametric) 법에 의해 이와 같은 상관관계의 문제를 반영한 것이 특징이다. 그러나 Phillips-Hansen의 FM-OLS 공적분추정을 적용하기 위해서는 x_t 변수가 $I(1)$ 이고 그 사이에 공적분계수가 존재하지 않는다는 것을 전제로 하여야 한다 특히, 소표본(small sample)의 경우에 적용할 통계치는 Pesaran and Shin(1995)이 Monte Carlo 방식에 의해 추정하였다. 일반적으로 FM-OLS 공적분추정은 2단계로 추정하는데 첫째 단계는 장기적으로 μ_t 와 v_t 의 관계를 통해 y_t 를 규명하는 것이다. 즉, (3.2)식과 (3.3)식으로부터 (3.4)식을 도출할 수 있다.

$$\hat{\xi}_t = \begin{pmatrix} \hat{\mu}_t \\ \hat{v}_t \end{pmatrix} \tag{3.4}$$

여기서, $\hat{\theta}_t = (n-1)^{-1} \sum_{t=2}^n \Delta x_t$ 이고 $\hat{\mu}_t = \Delta x_t - \hat{\theta}_t$ 이다. 그리고 ξ_t 의 장기분산의 일치추정치는 (3.5)식으로 구해진다.

$$\hat{\Omega} = \hat{\Sigma} + \hat{\Lambda} + \hat{\Lambda}' = \begin{bmatrix} \hat{\Omega}_{11} & \hat{\Omega}_{12} \\ \hat{\Omega}_{21} & \hat{\Omega}_{22} \end{bmatrix} \tag{3.5}$$

여기서,

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma} &= \frac{1}{(n-1)} \sum_{t=2}^n \hat{\xi}_t \hat{\xi}_t' \\ \hat{\Lambda} &= \sum_{s=1}^m \omega(s, m) \hat{\Gamma}_s \\ \hat{\Gamma}_s &= n^{-1} \sum_{t=1}^{n-s} \hat{\xi}_t \hat{\xi}_{t+s}' \end{aligned}$$

여기서, $\omega(s, m)$ 는 m 개의 시차(lag windows with truncation m)를 고려하여 추정할 수 있다. 따라서

$$\begin{aligned} \hat{\Delta} &= \hat{\Sigma} + \hat{\Lambda} = \begin{bmatrix} \hat{\Delta}_{11} & \hat{\Delta}_{12} \\ \hat{\Delta}_{21} & \hat{\Delta}_{22} \end{bmatrix} \\ \hat{Z} &= \hat{\Delta}_{21} - \hat{\Delta}_{22} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Delta}_{21} \\ \hat{y}_t^* &= y_t - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{v}_t \\ D_{(k+1) \times k} &= \begin{bmatrix} 0_{(1 \times k)} \\ I_{(k \times k)} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

두 번째 단계는 FM-OLS 공적분추정에 의해 β 의 추정치를 구하는 것이며 이는 (3.6)식과 같다.

$$\hat{\beta}^* = (W'W)^{-1}(W'\hat{y}^* - nD\hat{Z}) \tag{3.6}$$

여기서, $\hat{y}^* = (\hat{y}_1^*, \hat{y}_2^*, \dots, \hat{y}_n^*)'$, $W = (\tau_n, X)$, 그리고 $\tau_n = (1, 1, \dots, 1)'$ 이다.

3.3. 추정결과 분석

3.3.1. 적정시차의 선정

공적분추정에 있어서 단위근 검정결과는 시차에 따라 민감하게 나타나므로 변수의 단위근을 검정하기 전에 적정시차를 선정해야 한다. 일반적으로 적정시차의 선정을 위해서는 Akaike의 최소화된 FPE(final prediction error), AIC(Akaike's information criterion), 또는 SBC(Schwarz bayesian criterion) 등을 기준으로 하는데 이의 결과는 표 3.1에 나타나 있다. 표 3.1에는 Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)에서와 같이 FPE 뿐만 아니라 AIC와 SBC도 정리되어 있다. 적정 시차선정은 각 변수들이 구성하는 확률분포의 편향(biasedness)과 분산(variance)을 어떻게 최적화시키느냐의 문제인데 일반적으로 적정 시차선정에 사용되고 있는 AIC는 추정계수의 효율성(minimum variance) 보다는 불편성(unbiasedness)에 비중을 두고 있다. 그런데 T 를 표본수, k 를 시차변수의 개수라고 하면 $\ln FPE(k) = AIC(k) + (\frac{1}{T})$ 의 관계가 성립되어 FPE와 AIC는 동일한 점근특성(asymptotic characteristics)을 보이고 있다. 따라서 표본수가 충분하다면 FPE와 AIC는 동일한 통계적 결론을 유도해 낸다. 표 3.1에 의하면 실질소비수준(lrcon), 실질이자율(lrint), 실질자산소득(lrw), 그리고 실질처분소득(lrdi)의 1차 차분변수는 위의 세 기준이 모두 동일한 최적시차를 보여주고 있다. 그러나 실질처분소득(lrdi)의 수준은 FPE와 AIC는 동일하나 SBC와는 다른 것으로 나타났다. 따라서 적정시차는 FPE와 AIC를 기준하여 선정하였다. 그리고 적정시차의 선정에 시간변수는 포함하지 않았다.

표 3.1: 적정시차의 선정

변수	구분	FPE	AIC	SBC
lrcon	수준	0.0011 [2]	0.0011 [2]	0.0014 [2]
	1차차분	0.0005 [4]	0.0004 [4]	0.0004 [4]
lrdi	수준	0.0012 [2]	0.0012 [2]	0.0015 [1]
	1차차분	0.0012 [1]	0.0012 [1]	0.0012 [1]
lrint	수준	0.0365 [1]	0.0365 [1]	0.0420 [1]
	1차차분	0.0442 [1]	0.0442 [1]	0.0509 [1]
lrw	수준	0.0253 [2]	0.0253 [2]	0.0305 [2]
	1차차분	0.0239 [1]	0.0239 [1]	0.0275 [1]

주1: []안의 숫자는 최적시차를 의미함

3.3.2. 단위근 검정

Phillips-Hansen(1990)의 FM-OLS 공적분추정은 기본적으로 변수들이 $I(1)$ 이라는 것을 가정하므로 다음 단계로는 변수들의 단위근을 검정하여야 한다. 일반적으로 변수의 단위근 검정은 ADF(augmented Dickey Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 기준으로 하는데 그의 결과는 표 3.2에 나타나 있다. 표 3.2에 의하면 실질소비수준(lrcon), 실질처분소

특(*lrdi*), 실질이자율(*lrint*), 그리고 실질자산소득(*lrw*) 모두 $I(1)$ 변수로 판명되었다. 이는 모든 변수의 수준(level)에는 단위근이 존재하는 불안정 시계열(nonstationality timeseries) 변수이지만 이 변수들의 1차 차분변수는 안정화 시계열(stationality timeseries) 변수임을 의미한다. 단위근 검정의 경우에도 시간변수는 포함시키지 않았다.

표 3.2: 단위근 검정

변수	구분	ADF검정		PP검정	
		통계량	유의수준	통계량	유의수준
<i>lrcon</i>	수준	-0.6003 [2]	-2.9665	-0.5474 [2]	-2.9591
	1차차분	-3.3640 [4]*	-2.9798	-4.1333 [4]*	-2.9627
<i>lrdi</i>	수준	-1.2210 [2]	-2.9665	-1.2063 [2]	-2.9591
	1차차분	-4.0574 [1]*	-2.9665	-4.4643 [1]*	-2.9627
<i>lrint</i>	수준	-2.2550 [1]	-2.9665	-2.0264 [1]	-2.9627
	1차차분	-4.3759 [1]*	-2.9705	-4.5586 [1]*	-2.9665
<i>lrw</i>	수준	0.5682 [2]	-2.9665	-0.7632 [2]	-2.9591
	1차차분	-4.3397 [1]*	-2.9665	-3.8729 [1]*	-2.9627

주1: *는 MacKinnon(1991)에 의한 5%의 유의수준임

주2: []안의 숫자는 최적시차를 의미함

3.3.3. 오차항의 공적분 추정

Phillips-Hansen의 FM-OLS 공적분추정을 실증분석에 적용하기 위해서는 우선적으로 구조방정식에 공적분 벡터가 존재하는가를 확인하여야 한다. 이를 확인하기 위해 추정방정식의 오차항에 대해 ADF검정과 PP검정을 실시하였다. 오차항에 대한 적정시차의 선정은 최소화된 AIC를 기준하였으며 수준(level)의 경우 58.140으로 적정시차는 [1]이었다. 이를 기준하여 ADF검정과 PP검정을 수행하였는데 수준(level)에서 ADF검정 통계량이 -3.480[1], PP검정 통계량이 -2.668[1]로 각각 나타나 MacKinnon(1991)이 제시한 5% 유의수준에서의 기각치인 -2.966과 비교해 볼 때 ADF검정은 귀무가설(null hypothesis)을 기각되지만 PP검정 통계량은 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 판명되었다. 따라서 오차항이 임계치에서 완전한 형태로 $I(0)$ 임을 입증하지는 못하지만 10%의 유의수준이 -2.618임을 고려하면 오차항이 $I(0)$ 라고 판단할 수 있으므로 본 연구에서 Phillips-Hansen의 FM-OLS 공적분추정을 적용하는 데에는 무리가 없음을 알수 있다.

3.3.4. 추정결과 종합

장기분산(long run variance) 행렬의 설정과정을 시차연산(lag windows) $\omega(s, m)$ 라 하는데 시차연산은 장기분산 행렬을 구성하는 과정에서 시차 변수의 가중치를 어떻게 처리하는가에 따라 uniform lag window, Bartlett lag window, Tukey lag window, 그리고 Parzen

lag window 등으로 구분된다. 이 중에서 uniform lag window는 시차 변수의 비중은 부(-)의 표준편차를 나타낼 수 있는데 이는 uniform window의 경우 $\hat{\Omega}$ 가 양으로 정의된 행렬(positive-definite matrix)이 아니기 때문이다. 그리고 이 중에서 가장 일반적으로 사용되는 시차연산은 Parzen lag window이다. uniform lag window는 $0 \leq s \leq m$ 구간에서 $\omega(s, m) = 1$, Bartlett lag window는 $0 \leq s \leq m$ 구간에서 $\omega(s, m) = 1 - \frac{s}{m}$, Tukey lag window는 $0 \leq s \leq \frac{m}{2}$ 구간에서 $\omega(s, m) = \frac{1}{2}[1 + \cos(\frac{\pi s}{m})]$, Parzen lag window는 $0 \leq s \leq \frac{m}{2}$ 구간에서는 $\omega(s, m) = 1 - 6(\frac{s}{m})^2 + 6(\frac{s}{m})^3$, $\frac{m}{2} < s \leq m$ 구간에서는 $2(1 - \frac{s}{m})^3$ 을 각각 적용한다.

시차연산에 따른 fully modified Phillips-Hansen의 공적분추정 결과는 표 3.3에 정리되어 있는데 시차연산의 설정에 적용한 시차는 $I(0)$ 인 추정방정식의 오차항에 최소화된 FPE, AIC, 그리고 SBC를 기준하여 [1]로 정하였다. 표 3.3에 의하면 fully modified Phillips-Hansen의 추정결과가 시차연산의 설정에 따라서는 큰 차이를 보이지 않아 장기분산(long run variance) 행렬을 설정하는 과정에서 시차 변수의 가중치가 비슷한 수준을 유지하고 있음을 알 수 있다. 표 3.3에서 각각의 수치는 설명변수와 시차연산에 따른 탄력도를 나타내며 괄호안의 t 통계량은 일반적인 t 검정과 같은 방법으로 각각의 추정계수의 유의성을 검정해 볼 수 있다.

표 3.3: Fully Modified Phillips-Hansen 공적분추정 결과

변수	windows			
	equal weights	Bartlett weights	Tukey weights	Parzen weights
상수항	-1.2503 (-4.13)	-1.2325 (-4.52)	-1.2325 (-4.52)	-1.2223 (-4.8357)
lrldi	0.8403 (26.34)	0.8360 (29.11)	0.8360 (29.11)	0.8339 (31.33)
lrint	-0.0306 (-0.70)	-0.0312 (-0.79)	-0.0312 (-0.79)	-0.0312 (-0.86)
lrw	0.0085 (0.36)	0.0109 (0.51)	0.0109 (0.51)	0.0119 (0.60)

주1: 괄호 안의 숫자는 t 통계량임

이와 같은 내용을 좀더 구체적으로 살펴보면 우리나라의 실질소비수준의 결정에 있어서 실질가처분소득(lrldi)은 탄력도가 0.8339부터 0.8403까지로 비교적 크게 실질소비수준에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 실질이자율(lrint)의 탄력도는 -0.0306부터 -0.0312로 소비의 결정에 이자율은 그 영향력이 크게 떨어짐을 알 수 있다. 그리고 실질자산소득(lrw)의 탄력도는 0.0085부터 0.0119로 추정방정식의 설명변수 중에서 실질소비수준에 미치는 영향력이 가장 작은 것으로 나타났다. 따라서 우리나라의 경우 소비자들이 소비수준을 결정하는데 있어서 가장 크게 영향을 받는 것은 실질임금소득이고 실질이자율도 어느 정도 영향을 미치나 실질자산소득의 영향은 거의 없는 것으로 나타났다. 결과적으로 경제불황기에

Pigou가 주장한 실질자산효과가 전혀 없다고 말할 수는 없지만 유동성 함정으로부터 시장기능의 자생력을 회복시켜서 실물시장의 균형점인 IS곡선을 이동시켜 불황을 스스로 회복한다는 것은 현실적으로 기대하기 어렵다고 판단할 수 있을 것이다.

3.4. 분석모델의 안정성 검정

최근의 실증분석 추세를 살펴보면 시계열분석에서 변수나 추정방정식의 안정성을 바탕으로 한 견고성(robustness)에 대한 관심이 높아지고 있다. 따라서 추정된 공적분계수가 추정방정식에서 설명변수를 얼마나 정확하게 추정하고 있는가를 확인하기 위해 각각의 추정된 공적분계수에 의해 제약된 추정방정식(restricted model)을 구성하고 이의 견고성을 Wald검정으로 알아보았다. 즉, 추정방정식을 구성하고 있는 설명변수의 안정성을 알아보기 위해 시차연산과 각각의 설명변수로 제약된 추정방정식을 설정하여 Wald 검정을 수행하였고 그 결과는 표 3.4에 정리되어 있다. 표 3.4에 의하면 시차연산에 상관없이 모든 경우에서 귀무가설(null hypothesis)을 기각함으로써 추정방정식을 구성하고 있는 설명변수의 안정성을 확인할 수 있다.

표 3.4: Wald 검정결과

제약조건	windows			
	equal weights	Bartlett weights	Tukey weights	Parzen weights
a4 = 1	17.52(1)**	21.51(1)**	21.51(1)**	25.00(1)**
a2 = a3 = 0, a4 = 1	19.32(3)**	23.69(3)**	23.70(3)**	27.52(3)**

주1: (3)식으로부터 a2는 β_t 를, a3는 γ_t 를, 그리고 a4는 δ_t 를 각각 나타냄

주2: 2) ()안의 숫자는 자유도를 나타내며 5%의 유의수준에서 $\chi_1^2 = 3.84(*)$, $\chi_3^2 = 7.81(**)$ 임

4. 요약 및 결론

90년대 말 이후 우리나라가 극심한 경제불황을 겪으면서 구조조정을 통한 시장기능의 회복에 관심이 집중되고 있다. 이와 같은 관심은 시장의 가격기구를 통한 국가경제의 자생력의 존재여부에 모아지고 있다. Keynes이론에 의하면 시장의 가격기구가 무너져서 경제불황의 상태가 되면 정부부분의 개입 없이 거시경제의 균형을 달성할 수 없다고 주장하고 있다. 그러나 Pigou에 의하면 소비함수를 통한 실질자산효과 때문에 불황일 때에도 시장의 가격기구를 통해 장기균형으로 이동하는 것은 가능하다는 것이다. 본 논문에서는 이와 같이 첨예하게 대립되는 두 이론을 Phillips-Hansen의 FM-OLS 공적분추정으로 실증분석을 수행하였는데 분석결과에 의하면 우리나라의 경우 Pigou가 주장한 실질자산효과가 거의 없는 것으로 결론지을 수 있다. 따라서 실질자산효과가 정책적으로 고려의 대상이 되는지 여부는 충분히 검토되어야 할 것이다. 더구나 실질자산효과와 크기는 물가의 신축성의 정도에 따라 달라지기 때문에 물가의 신축성에 많은 제약이 있는 우리의 경제현실을 감안

할 때 현실적으로 실질자산효과가 더욱 축소되어 나타날 것으로 보인다. 실질자산효과는 기본적으로 총수요의 증가나 생산성의 증가에 따른 소득증대가 아니라 물가의 하락에 기인하여 나타나는 경제현상이기 때문에 물가의 변동이 상당히 중요한 요인이 된다. 따라서 실질자산효과에 의한 소비증가가 IS곡선을 충분히 이동시킬 만큼 강력하지 않으면 실질자산효과가 나타나도 현실적으로 그 효과를 기대하기는 어렵다 하겠다. 이와 같은 분석결과는 우리나라 소비자의 소비행태를 이해하는데 시사하는 바가 크다 하겠다. 즉, 우리나라의 소비자는 불황으로 물가가 하락하면 이와 같은 현상을 실질자산소득의 증대로 받아들이기 보다는 오히려 미래에 대한 불투명한 상황으로 인식하여 실질자산의 증가분이 소비와 연결되지 못하는 것으로 나타난다고 볼 수 있다. 향후의 연구과제로는 우리나라가 극심한 경제공황을 경험했던 90년대 후반의 자료가 충분하다면 그 기간 동안의 단기분석을 통하여 실질자산효과를 보다 세심히 분석하는 것도 필요할 것이다.

5. 감사의 글

본 논문에 대해 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 분 심사위원께 감사드린다. 두 분의 도움으로 논문의 질을 크게 향상시킬 수 있었다. 그러나 남아있는 오류가 있다면 이는 전적으로 저자의 책임이다.

참고문헌

- [1] 이현재 (2000). 불완전 고용하에서의 고전학파 거시경제 균형분석, <산업경영연구>, 제23권 제1호, 청주대학교, pp.229-243.
- [2] 통계청, <한국주요경제지표>, 각년도.
- [3] 통계청, <도시가계연보>, 각년도.
- [4] 한국은행, <경제통계연보>, 각년도.
- [5] Bahmani-Oskooee, Mohsen, and Rhee, Hyun-Jae (1994). Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis, *International Economic Journal*, Vol. 8, No. 2, Summer, pp.83-93.
- [6] Coulombe, Serge (1987). A Note on the Pigou Effect and the Liquidity Trap, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. X, No. 1, Fall, pp.163-165.
- [7] Dickey, D.A., Bell, William R. and Miller, Robert B. (1986). Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications, *The American Statistician*, Vol. 40, No. 1, February, pp.12-26.
- [8] Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, pp.1057-1072.

- [9] Engle, Robert, F. and Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Vol. **55**, March, pp. 251-276.
- [10] Granger, C.W.J. (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics*, Vol. **16**, No. 1, May, pp.121-130.
- [11] Haberler, Gottfried (1952). The Pigou Effect Once More, *Journal of Political Economy*, June, pp.240-246.
- [12] Hindley, Brian and Perlman, Morris (1976). The Pigou Effect: An Elaboration, *Journal of Monetary Economics*, Vol. **2**, No. 1, January, pp.409-417.
- [13] Johansen, Soren (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. **12**, July, pp.231-254.
- [14] Johansen, Soren (1989). The Power Function of the Likelihood Ratio Test for Cointegration, *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, edited by M. Beckmann, and W. Krelle, New York, Springer-Verlag, pp.323-335.
- [15] Johansen, S. (1992a). Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data, *Journal of Policy Modeling*, Vol. **14**, No. 3, June, pp.313-334.
- [16] Johansen, S. (1992b). Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark, *Journal of Policy Modeling*, Vol. **14**, No. 4, August, pp.401-428.
- [17] Johansen, S. and Juselius, K. (1988). Hypothesis Testing for Cointegration Vectors with an Application to the Demand for Money in Denmark and Finland, Working Paper, 88-05, Institute for Economics, University of Copenhagen, 1988.
- [18] Johansen, Soren and Juselius, Katarina (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. **52**, May, pp.169-210.
- [19] Johansen, S. and Juselius, K. (1992). Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK, *Journal of Econometrics*, Vol. **53**, No. 1-3, July-September, pp.211-244.
- [20] Juselius, Katarina (1989). Long-Run Relations in a well-defined Statistical Model for the Data Generating Process : Cointegration Analysis of the PPP and the UIP Relations for Denmark and Germany, *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, edited by M. Beckmann, and W. Krelle, New York, Springer-Verlag, pp.323-335.
- [21] Mayer, Thomas (1988). Absolute Liquidity Preference and the Pigou Effect: A Comment, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. **X**, No. 4, Summer, pp.653-654.
- [22] McCallum, Bennett, T. (1983). The Liquidity Trap and the Pigou Effect: A Dynamic

- Analysis with Rational Expectations, *Economica*, Vol. 50, No. 200, November, pp.395-405.
- [23] MacKinnon, James, J. (1991). Critical Values for Cointegration Tests” in Long Run Economic Relations: Readings in Cointegration, Edited by R. F. Engle and C. W. Granger, Oxford, Oxford University Press, pp.267-276.
- [24] Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1995). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, *DAE Working Paper*, No. 9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- [25] Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 189, January, pp.99-125.
- [26] Pigou, A.C. (1943). The Classical Stationary State, *Economic Journal*, Vol. 53, December, pp.343-351.
- [27] Pigou, A.C. (1947). Economic Progress in a Stable Environment, *Economica*, Vol. 14, August, pp.180-188.
- [28] Rabin, Alan and Keilany, Ziad (1986-87). A Note on the Incompatibility of the Pigou Effect and a Liquidity Trap, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. IX, No. 2, Winter, pp.291-296.
- [29] Rabin, Alan and Keilany, Ziad (1987). A Note on the Pigou Effect and Liquidity Trap: Reply, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. X, No. 1, Fall, pp.166-167.
- [30] Rabin, Alan and Keilany, Ziad (1988). Absolute Liquidity Preference and the Pigou Effect: A Reply, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. X, No. 4, Summer, pp.655-657.
- [31] Sargent, Thomas, J. (1979). *Macroeconomic Theory*, Academic Press Inc., pp.61-65.
- [32] Stock, J.M. (1987). Asymptotic Properties of the Least Squares Estimators of the Cointegrating Vectors, *Econometrica*, Vol. 55, pp.1035-1056.

[2000년 12월 접수, 2001년 8월 채택]

Analysis on the Real Balance Effect: An Application of Phillips-Hansen's FM-OLS Cointegration Technique

Hyun-Jae Rhee¹⁾

ABSTRACT

Korean economy has been suffered from severe economic crisis since end of 1990s. And, economic policy authorities have been tried to rebuild price mechanism in the markets through structure changes since then. Following Pigouvian proposition, consumption function which is associated with real balance effects makes enable to attain long run equilibrium no matter how the economy is in the recession. The paper is attempting to perform an empirical analysis to reveal effectiveness of real balance effects by using Phillips-Hansen' FM-OLS cointegration technique. The results reveal that the real balance effect is trivial in Korean economy. And thus its effectiveness is hardly expected. It also has to be mentioned that the effectiveness of the real balance effect is heavily relied upon the flexibility of price. As far as the flexibility of price concerns Korean economy is on the half of rigidity, and thus, it results in weakening its effectiveness. To this end, the real balance effect is not sufficient to effect on the IS curve in Korea.

Keywords: Phillips-Hansen' FM-OLS Cointegration Technique; Pigouvian Consumption Function; Real Balance Effects .

1) Assistant Professor, Division of Economics and International Commerce, College of Economics and Business Administration, Chongju University.

E-mail: grjg7@chongju.ac.kr