

人口構造變化的 巨視經濟的 效果

金 俊 逸
李 永 燮

이론적으로, 국가경제에 있어서 人口構造의 變化는 人的資本 형성 및 勞動供給, 각 경제 주체들의 消費·貯蓄行爲 등의 長期的 趨勢를 결정짓는 중요한 요인으로 인식되어 왔다. 본 논문에서는 우리나라의 年齡別 人口구조 變化가 거시경제변수인 家計消費, 金利 및 經常收支에 미치는 영향에 대하여 理論的인 模型 提示와 함께 實證分析을 시도하였다. 이론적 모형에서는 人口구조 變化와 이러한 거시경제변수들간의 관계를 平生所得假說에 의거하여 설정하였으며, 실증분석 결과는 실제로 人口구조 變化의 거시경제적 효과가 統計的으로 有意性이 매우 높게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 그러나 가계소비와 경상수지의 경우, 壯年層人口의 相對的 增加는 경제전체의 平均消費性向을 낮추고 經常收支를 改善하는 요인인 것으로 분석되어 평생소득가설에 잘 부합하고 있는 반면, 金利의 경우에는 장년층인구 증가가 금리를 上昇시키는 요인으로 나타나고 있어 평생소득가설에 相反되는 모습을 나타내고 있다.

I. 序 言

인구구조는 한 국가경제의 경제활동, 특히 경제활동의 장기적 추세에 커다란 영향

을 미치며, 반대로 경제활동의 추세변화에 따라 인구구조가 변화하게 된다. 인구구조의 변화는 성장잠재력을 결정짓는 인적자본의 축적과 직접적으로 관련되어 있으며, 경제주체들의 소비·저축행위와도 밀접한 관계가 있다. 이와 함께 경제가 발전함에 따라 인구증가율의 감소, 인구의 노령화, 여성의 출산 감소 등의 인구구조 변화가 수반되고 있다. 특히 Becker(1981, 1990)의 연구결과는 家計의 出產與否에 대한 決定이 경제적 변수에 크게 영향받고 있음을 보여

筆者：金俊逸－本院 研究委員

李永燮－淑明女大 貿易學科 助教授

* 草稿를 읽고 유익한 論評을 해주신 本院의 白雄基, 柳潤河 博士 등 세미나에 참석하신 분들께 감사드립니다. 또한 원고작성에 애쓴 姜希淑, 林明姬, 宣文淑 研究助員에게 감사드립니다.

주고 있다.

인구구조 변화의 경제적 효과에 대한 연구는 일찍부터 진행되어 왔다. Kuznets (1930, 1961)는 경제변화의 장기추세를 결정짓는 요인으로서 인구구조 변화의 중요성을 강조하고 있으며, Modigliani and Brumberg(1954) 및 Ando and Modigliani (1963)의 평생소득가설(life-cycle hypothesis)은 소비와 소득간 혹은貯蓄과 소득간의 관계가 이자율 등의 경제적 변수 외에 연령구조에 따라 크게 변화한다는 것을 이론적으로 보여주고 있다. 그러나 이러한 평생소득가설에 대한 대부분의 전통적인 실증분석 결과들은 인구구조 변화에 따른 경제적 효과를 고려하지 않고 있다. 실제로 2차대전 이후의 기간만을 살펴보더라도 「베이비 붐」(baby-boom) 世代의 출현 등 상당한 정도의 연령구조 변화가 있었음을 감안할 때, 인구구조 변화를 고려하지 않은 실증분석은 근본적으로 신뢰도가 낮은 가능성이 높다.

근래에 들어 인구구조 변화의 경제적 효과에 대한 실증분석이 일부 이루어지고 있다. Heinen(1972)은 연령구조의 변화가 경제에 미치는 영향을 평생소득가설 체계하에서 분석한 결과 24세이상 인구의 평균연령증가와 더불어 저축률이 증가하였음을 보였다. 반면에 Denton and Spencer(1976)는 평생소득가설과는 다른 微視的인 관점에서 연령구조의 소비에 대한 영향을 분석하였으나 Heinen과는 달리 연령구조의 변화가 소

비에 별 영향을 주지 않고 있다고 주장하였다. 최근 Fair and Dominguez(1991)는 연령구조의 경제행위에 대한 영향을 소비 이외의 다른 거시경제변수로 확대 분석하여 소비뿐만 아니라 주택투자, 화폐수요 및 노동참여율 등에 있어서도 연령구조의 변화가 중요한 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다.

다른 국가와 마찬가지로 우리나라의 경우에도 지난 20여년간 인구구조에 커다란 변화가 나타나고 있다. 이미 노동시장에서의 장기적 인력수급 및 이에 따른 성장잠재력 확보문제 등이 대두되고 있으며, 현재 실시되고 있는 年金制度의 財政的 安定性도 향후 인구구조 변화에 따라 크게 영향받을 것으로 예상되고 있다. 이렇게 인구구조 변화에 의하여 직접적으로 영향을 받는 부문 외에도 소비, 利率率, 經常收支 등 거시경제 변수들도 長期的으로 인구구조 변화와 무관하지 않을 것으로 판단된다. 따라서 본 논문에서는 인구구조의 변화, 특히 年齡構造의 변화가 거시경제변수들에 미치는 영향을 중심으로 실증분석을 시도하였다.

본 논문의 第2章에서는 우리나라 인구연령구조 변화의 주요 특징과 그러한 변화가 시사하는 경제적 의미를 간략히 살펴보았다. 第3章에서는 본 논문의 실증분석을 위한 方法論이 제시되었다. 제시된 방법론은 Stoker(1986)와 Fair and Dominguez (1991)의 실증분석에 기초를 두고 있으며, 이러한 방법론은 微視的인 관점에서 연령구조의 변화가 거시경제변수에 미치는 영향을

포착해 낼 수 있는 장점을 지니고 있다. 第4章에서는 연령구조 변화의 거시경제적 효과가 理論的 模型內에서 어떻게 도출될 수 있는지 살펴본 후 그러한 이론적 설명에 대한 실증분석을 시도하였다. 마지막으로 第5章은 논문의 결론과 함께 실증분석의 미비점 및 향후의 연구방향에 대한 시사점을 포함하고 있다.

II. 韓國의 人口構造 變化

이제까지 실시된 인구센서스 조사에 의하면 우리나라의 인구구조 변화 중 가장 눈에 띄는 것은 인구의 절대수가 급격히 증가했다는 점이다.¹⁾ [圖 1]에서 보듯이 1960년에 2,500여만명에 불과했던 인구가 산아제한, 가족계획 등의 정부시책에도 불구하고 1990년에는 4,300여만명으로 증가하여 한 세대만에 약 1.8배의 증가를 보여 주고 있으

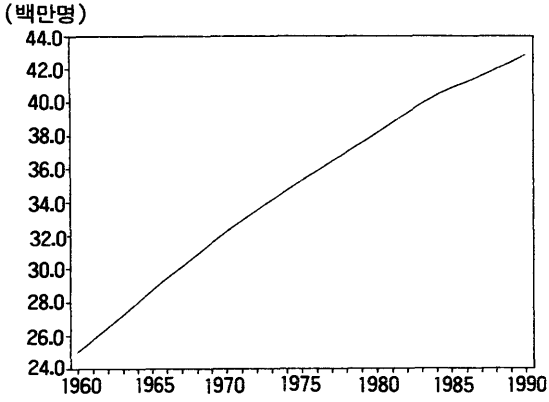
며, 年平均 人口增加率도 1.81%에 이르고 있다.²⁾ 이러한 인구증가는 인적자원의 형성 및 內需市場 擴大의 潛在力을 구성한다는 면에서 중요한 經濟的 意味를 가진다.

절대인구수가 지속적으로 증가하는 가운데 다음과 같은 몇가지 구조적인 변화가 수반되었다. 첫째, [圖 2]에서 나타나듯이 출생아수가 1960년 이후 일부 변동이 있기는 하나 전반적으로 현저한 감소세를 보이고 있다. 1960년 100만명을 약간 상회하던 新生兒數는 1970년 95만명 수준으로 감소하였고, 1990년에는 67만명 수준에 불과하여 1960년의 2/3 수준으로 하락하였다. 이러한 감소추세는 1950년대의 6·25전쟁 이후 시작된 베이비 붐에 따른 출산증가가 1960년대에 진입하면서 서서히 감소하였고, 그 감소추세가 현재까지 지속되고 있기 때문인 것으로 판단된다. 둘째, 經濟活動可能人口로의 流入人口數가 1970년대 중반까지 지속적으로 증가하다가 이후 주춤하면서 감소세로 돌아서고 있다(圖 3). 경제활동가능인구로의 진입연령인 15세 인구수가 초기에 지속적으로 증가한 것은 50년대 중반부터 시작된 베이비 붐 세대의 신생아가 15년후 경제활동가능인구로 편입되기 시작한 것에 기인한 것으로 판단된다. 그러나 신생아수가 70년대 이후 감소추세를 보이면서 경제활동가능인구로의 진입도 차츰 감소추세로 전환되고 있어 향후 新規勞動力의 확보가 점차 어려워질 가능성이 높다는 것을 예상할 수 있다.

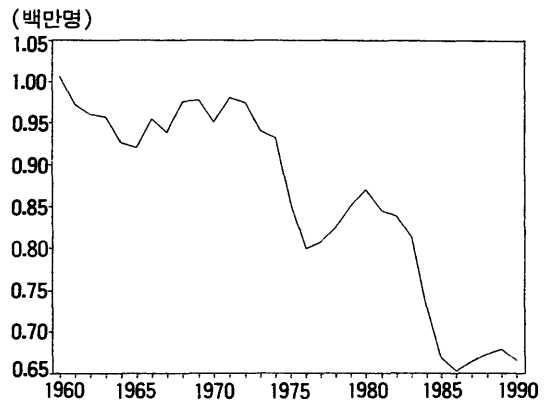
1) 우리나라의 인구조사는 1960년, 1970년에 실시되었고 그 이후 매 5년마다 실시되었다. 인구조사에서의 연령구조는 총 81개 그룹으로 나누어져 있다. 연령그룹 1은 0세부터 1세미만, 연령그룹 2는 1세부터 2세미만의 인구를 포함하고 있으며, 다른 연령그룹도 마찬가지로 정의되고 있다. 연령그룹 81은 80세이상의 모든 인구를 포함하고 있다. 연령별 그룹은 인구조사 초기에는 69개(1960년), 80개(1970년, 1975년) 등으로 변동이 있었으나 1980년도 인구조사 이후 현재의 81개 그룹으로 고정되었다.

2) 연령별 인구가 1960년 이후에만 가능하기 때문에 1960년을 시발점으로 하였다.

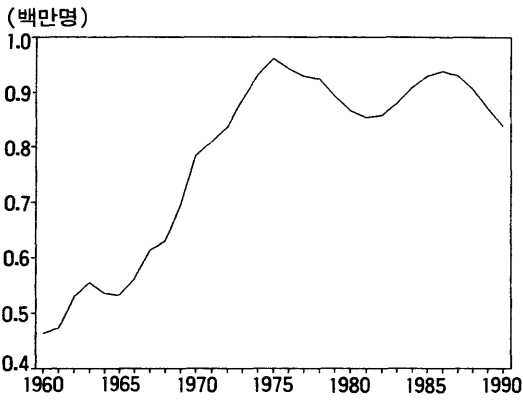
[圖 1] 總人口의 變化推移



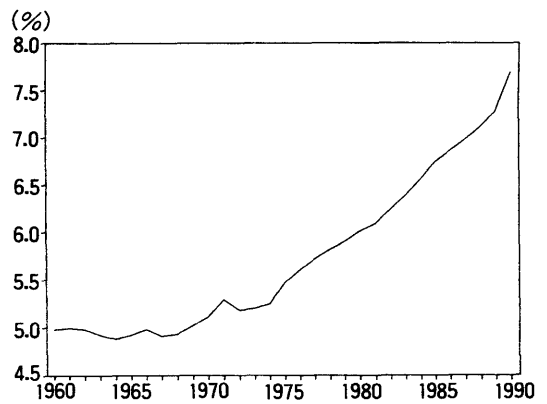
[圖 2] 新生兒人口 變化推移



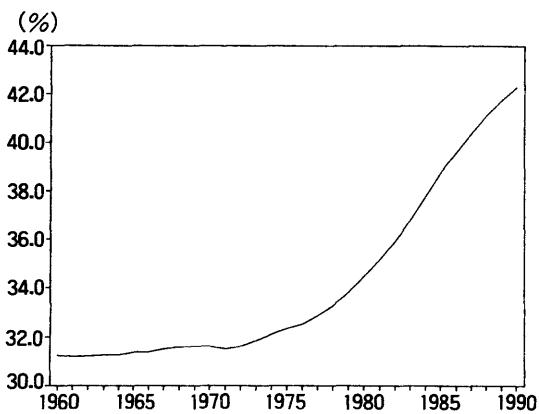
[圖 3] 經濟活動可能人口 新規流入 推移



[圖 4] 高齡人口의 比重 變化推移



[圖 5] 壯年層人口의 比重 變化推移



셋째, 60세이상 高齡人口의 비중이 1960년 5% 수준에서 1990년에는 7.7%로 현저히 커지고 있다는 것이다(圖 4). 특히 최근에는 인구증가의 요인 중 신생아의 출생요인보다는 死亡率의 減少에 따른 老年層의 증가가 더욱 중요해지고 있다. 신생아수의 감소와 노년층인구의 증가는 소비패턴의 변화, 社會保障에 대한 수요 증가, 人力需給의 불균형, 年金制度의 재정적 불안정성 등 많은 경제적 변화와 문제점을 초래할 잠재요인으로 대두되고 있다. 넷째, 壯年層人口(prime-age group)의 비중이 1960년 31.2%, 1970년 31.6%, 1980년 34.5%, 1990년 42.3%로 현재까지 지속적인 증가를 나타내고 있다(圖 5).³⁾ 이러한 장년층인구의 지속적인 증가는 최근에 부각되고 있는 內生的 成長理論에 비추어 볼 때 人的資本의 축적 및 확대를 촉진하여 지속적인 경제성장의 원동력이 될 것으로 예상된다. 실제로 2030년까지의 인구추계를 볼 때, 장년층 인구의 비중은 2015년경까지도 계속 증가할 것으로 추정되고 있다.

III. 實證分析의 理論的 體系

Y 를 1人當 소비 또는 투자 등을 나타내는 종속변수라고 하고, $X=[X_1, \dots, X_k]$ 를 1人當 소득, 이자율, 물가, 1人當 화폐량 등 k 개의 거시경제변수들로 구성된 설명변수 벡터라고 하자. 또한 총인구는 n 개의 연령 그룹으로 구성되어 있다고 하고, P 는 총인구 중에서 각 연령에 속하는 인구의 비중을 나타내는 $n \times 1$ 벡터라고 하자. y_i 및 x_{ij} ($i=1, \dots, n, j=1, \dots, k$)를 각 연령그룹의 관측된 Y 및 X_j 값이라고 할 때 인구구조를 고려하지 않는 통상적인 巨視經濟模型은 이 변수들간의 總量的 關係를 다음과 같이 표시하게 된다.⁴⁾

$$E[Y] = \alpha + E[X]\beta \dots\dots\dots(1)$$

여기서, $E[Y] \equiv \sum_{i=1}^n y_i P_i$ 및 $E[X] \equiv \sum_{i=1}^n x_{ij} P_i$, $j=1, \dots, k$ 는 각각 인구구조를 반영한 Y 및 X 의 가중평균값을 의미하고 β 는 $k \times 1$ 계수 벡터이다.

그러나 식 (1)과 같은 일반거시경제모형은 거시정책변수들간의 총량적인 관계만을 나타낼 뿐이고, 인구분포변화 자체가 미치는 영향에 대해서는 전혀 고려하지 않고 있다. 따라서 인구분포의 변화가 거시경제변수에 독자적으로 미치는 영향을 분석하기 위해서는 다음과 같이 총량적 관계와 인구분포변화에 의한 거시경제적 효과를 분리한

3) 壯年層(prime-age) 그룹은 25세부터 54세까지의 인구를 의미한다.

4) 이하 일부의 식에서 표현의 복잡성을 피하기 위해 시간을 나타내는 하첨자 t 를 생략하기로 한다.

형태로 식 (1)을 보다 일반화하는 것이 필요하다.⁵⁾

$$E[Y] = \alpha + E[X]\beta + \sum_{i=1}^n \bar{y}_i \bar{P}_i \quad \dots\dots(2)$$

식 (2)에서 $\bar{y} = [\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_n]$ 는 Y를 X에 대해 횡단면회귀시킨 후의 나머지 전차항에 해당하며, $\bar{P} = [\bar{P}_1, \dots, \bar{P}_n]$ 는 X의 총연령그룹 평균값인 $E[X]$ 와 무관한 인구분포의 변화를 의미한다.

식 (2)의 우변 첫째 및 둘째항은 인구구조와 무관한 평균적인 영향을 반영하고 있고, 셋째항은 평균적인 영향 이외에 인구분포의 변화가 독자적으로 미치는 영향을 반영한다. 따라서 식 (1)은 식 (2)에 비해 事前的으로 $\bar{y}_i = 0 \quad \forall i$ 라는 제약을 가한 경우에 해당된다. 예를 들어 인구분포가 다른 거시경제변수들의 평균값에 영향을 미치지 않는 방향으로 변화하는 경우—즉 P가 변화하긴 했으나 $E[X]$ 가 일정한 값을 유지하도록 변화한 경우—총량변수와 관계된 첫째 및 둘째항에는 아무런 변화가 없으므로 식 (1)과 같은 일반거시경제모형에서는 이와 같은 인구구조의 변화가 Y에 미치는 영향이 반영되지 않을 것이다. 그러나 식 (2)와

같이 인구분포 변화를 반영하는 \bar{P} 가 포함되어 있는 경우 비록 $E[X]$ 가 일정한 값을 유지하더라도 \bar{P} 가 변화하므로 총량적 변화와 무관한 個別的人口構造變化의 Y에 대한 영향을 반영할 수 있을 것이다.

인구분포의 변화가 종속변수 Y에 해당하는 거시경제변수에 영향을 미치는가에 대한 檢證은 식 (2)에서 $\bar{y}_i = 0 \quad \forall i$ 라는 假說에 대한 검증으로 귀착된다. 실증분석에 있어서 식 (2)에 해당하는 추정방정식은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\bar{y}_t = \alpha + \bar{x}_t \beta + \sum_{i=1}^n \bar{y}_i \bar{P}_t + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad \dots\dots\dots(3)$$

여기서 \bar{y}_i 와 \bar{x}_i 는 각각 총연령그룹에 대해 실제로 관측된 Y 및 X값을 의미한다.⁶⁾ 귀무가설 $\bar{y}_i = 0 \quad \forall i$ 에 대한 간단한 검증방법은 다음과 같은 절차에 따라 행할 수 있다. 첫째, 식 (2)를 얻기 위한 분해과정에서의 제약조건들을 반영하기 위해 \bar{y} 및 \bar{P} 에서 각각 두개의 年齡그룹($i, i+1$)을 제외시킨 새로운 벡터 $y^* = [\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_{i-1}, \bar{y}_{i+2}, \dots, \bar{y}_n]'$ 및 $P^* = [\bar{P}_1, \dots, \bar{P}_{i-1}, \bar{P}_{i+2}, \dots, \bar{P}_n]'$ 를 구한다. 둘째, 아래의 회귀방정식을 추정한 후 계수추정치를 이용해 $y_i^* = 0$ 를 검증한다.

$$\bar{y}_t = \alpha + \bar{x}_t \beta' + \sum_{j \neq i, i+1} y_j^* P_j^* + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad \dots\dots\dots(4)$$

이러한 회귀방정식은 이미 분해과정에서의 두개의 제약조건을 반영하고 있기 때문에

5) 식 (2)는 Stoker(1986)의 결과를 이용한 것이다. 구체적인 유도과정에 대한 자세한 설명은 <附錄 1>을 참조.
6) 대부분의 거시경제변수들은 연령그룹별로 세분화되어 있지 않기 때문에 $E[Y]$ 와 $E[X]$ 의 값을 관측하는 것이 불가능하다. 따라서 실제 회귀분석을 할 때에는 $E[Y_i]$ 와 $E[X_i]$ 를 각각 총량으로 관측된 값인 \bar{y}_i 와 \bar{x}_i 로 대체하였다.

식 (4)에서의 $y_i^* = 0 \quad \forall_{i \neq t, t+1}$ 에 대한 검증은 식 (3)에서의 $\bar{y}_i = 0 \quad \forall_i$ 에 대한 검증과 동일해진다.⁷⁾

인구조사 분류상의 年齡그룹을 모두 추정 방정식에 포함하는 경우 多重共線性(collinearity) 문제 때문에 계수 추정결과에 대한 해석의 신뢰도가 하락할 가능성이 있다. 이를 해결하기 위한 방법으로 추정계수의 수를 줄이고자 76개의 인구그룹($n=76$)을 다음과 같은 5개의 인구그룹($n=5$)으로 재분류하였다. 그룹 1=0세부터 15세미만; 그룹 2=15세부터 25세미만; 그룹 3=25세부터 40세미만; 그룹 4=40세부터 55세미만; 그룹 5=55세이상. 이러한 분류는 다소 人爲的이기는 하지만 경제적 의미부여가 가능하다. 그룹 1과 2의 분류는 우리나라의 노동통계에 계산되는 경제활동가능인구로의 진입연령인 만 15세를 기준으로 하였으며, 그룹 2와 3은 壯年層그룹에 최초로 포함되는 25세를 기준으로 하였다. 그룹 3과 4는 壯年層그룹을 前期와 後期로 나누어 분류하였고, 그룹 4와 5는 壯年層그룹의 최후 연령인 54세를 기준으로 하여 분류하였다. 이렇게 재분류된 연령그룹을 기준으로 두개의 제약조건을 고려한 P^* 를 구성하기 위해 壯年層그룹에 속하는 그룹 3과 그룹 4를 제외시켰다. 따라서 실제 추정에 이용된 식 (4)의 변형식은 아래와 같다.

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{x}_i \beta + \phi_1 P_1 + \phi_2 P_2 + \phi_3 P_3 + \varepsilon_i, \\ t=1, \dots, T \dots\dots\dots (5)$$

식 (5)에서 인구분포의 변화가 Y 에 미치는 영향은 $\phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$ 이라는 複合假說(joint hypothesis)에 대한 검증을 통해 확인해 볼 수 있다. 이러한 분석과정에서 또 하나 살펴볼 수 있는 것은 각각의 거시경제 변수에 대한 그룹들간의 相對的인 영향력을 파악할 수 있다는 것이다. 식 (5)에서는 그룹 3과 그룹 4를 제외시켰으므로 다른 그룹에 대한 계수는 그룹 3과 그룹 4 계수에 대한 상대적인 크기를 나타내 줄 것이다. 따라서 식 (5)에서 어떤 그룹에 대한 계수가 양수이면 좌변의 거시경제변수에 대한 해당 그룹의 영향력이 壯年層그룹에 비해 크다고 할 수 있고 음수이면 작다고 할 수 있다. 예를 들어 좌변의 거시경제변수가 소비인 경우, 평생소득가설이 합당하다면 壯年層그룹의 소비성향은 다른 그룹에 비해 상대적으로 작을 것이므로 식 (4)에서의 그룹에 대한 모든 ϕ 계수들은 양수로 나타나게 될 것이다.

Fair and Dominguez(1991)는 기본적으로 위에서 설명한 방법과 동일하나 구체적인 推定段階에서 약간 다른 기법을 이용하고 있다. Fair and Dominguez도 식 (3)에서 출발하고 있으나 추정계수의 수를 줄이기 위해 계수들이 대략 2次函數로 표시될 수 있다는 가정을 도입하는 Almon Lag 방법을 이용하고 있다. 이 방법을 이용하는

7) 보다 자세한 설명은 Stoker(1986), pp. 778 ~779를 참조.

경우 추정계수의 수를 상당히 줄일 수 있고 동시에 각 年齡그룹이 상호 이질적으로 행동한다는 사실을 간과해 낼 수 있을 정도로 유연성도 가질 수 있으나 연령에 따른 이질적 행동을 2차함수 형태로 표시함으로써 지나친 제약을 부과한다는 문제점도 있다. 계수들이 2차함수로 표시될 수 있는 경우, \bar{y}_i 는

$$\bar{y}_i = \gamma_0 + \gamma_1 i + \gamma_2 i^2, \quad i=1, \dots, n$$

.....(6)

로 표시할 수 있다. $\sum_{i=1}^n \bar{y}_i = 0$ 이므로 (6)식으로 부터

$$\sum_{i=1}^n \bar{y}_i = n\gamma_0 + \gamma_1 \sum_{i=1}^n i + \gamma_2 \sum_{i=1}^n i^2 = 0 \quad \dots\dots(7)$$

가 된다. 식 (6)과 식 (7)에서

$$\gamma_0 = -\gamma_1 \bar{i} - \gamma_2 \bar{i}^2 \quad \bar{i} = \frac{\sum i}{n}, \quad \bar{i}^2 = \frac{\sum i^2}{n}$$

.....(8)

가 얻어지고, 따라서

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \bar{y}_i P_i &= \gamma_0 \sum P_i + \gamma_1 \sum i P_i + \gamma_2 \sum i^2 P_i \\ &= \gamma_1 \sum (i - \bar{i}) P_i + \gamma_2 \sum (i^2 - \bar{i}^2) P_i \end{aligned}$$

.....(9)

가 된다. 식 (9)에서 알 수 있듯이 Almon Lag 방법을 이용할 경우 추정해야 할 계수의 개수는 n 개에서 2개로 줄어들게 된다. $Z_1 \equiv \sum (i - \bar{i}) P_i$, $Z_2 \equiv \sum (i^2 - \bar{i}^2) P_i$ 라고 정의하면 식 (9)와 식 (3)을 이용하여 다음과 같은 최종적인 회귀방정식을 얻게 된다.

$$\bar{Y}_i = \alpha + \bar{X}_i \beta + \gamma_1 Z_1 + \gamma_2 Z_2 + \epsilon_i$$

.....(10)

식 (10)에서 인구구조변화의 거시경제변수에 대한 영향은 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ 가정에 대한 검증을 통해 파악할 수 있다.

IV. 實證分析

인구구조 변화의 거시경제적 효과에 대한 실증분석에는 分期別 자료가 사용되었으며, 분석에 사용된 거시경제변수들은 利率率, 物價指數 및 換率을 제외하고는 모두 1人當 (per capita) 수준을 나타내고 있다. 분석에 앞서 時系列資料에 나타나고 있는 계절요인을 제거하기 위해 X11-ARIMA 방법을 사용하여 季節調整을 하였다. 추정기간은 분기별 자료가 가능한 1970년 1/4분기 부터 1990년 4/4분기까지이며 각 변수들의 내용과 단위는 <附錄 2>에 제시되어 있다. 모형의 추정은 모형의 특성상 설명변수와 잔차항간의 同時相關(simultaneity)이 존재하는 경우가 많아 계수추정의 일관성을 확보하기 위하여 2段階 最小自乘法(2SLS)을 사용하였다. 이와 함께 잔차항의 自己相關(autocorrelation)이나 異分散性(heteroskedasticity)을 고려하여 추정계수의 표준오차는 Hansen(1982)과 White(1980)의 방법을 사용하여 도출하였다. 이러한 방

법은 잔차항의 時系列相關이나 異分散性的 형태에 대한 정확한 사전정보 없이도 일관성 있는 標準誤差를 계산할 수 있다는 이점이 있다.

實證分析을 위해서는 각각의 추정방정식에 사용될 인구변수 이외의 설명변수를 선정하는 것이 필요하다. 이하의 각절에서는 추정방정식의 설명변수를 구성하기 위한 이론적 근거를 제시하고 그에 따른 실증분석 결과를 제시하였다. 실증분석의 대상은 消費, 經常收支 및 利率이며 이러한 거시경제변수들은 이론적으로 서로 깊은 연관성을 가지고 있다. 실제의 실증분석에 있어서는 앞에서 제시된 Stoker와 Fair and Dominguez(F&D)의 추정방법을 모두 사용하여 결과를 상호 비교함으로써 인구변수의 경제적 효과가 모형에 따라 안정적으로 발견되는지를 검토하였다.

1. 消 費

본 논문에서 초점을 맞춘 인구구조와 소비에 관한 이론은 Fisher 학파의 時際的 效用極大化 模型(intertemporal utility maximization)에 기초를 두고 있다.⁸⁾ 이 소비이론에 따르면 합리적인 소비자는 여러 기간에 걸친 총소비와 후손에게 상속할 자산의 합계의 現在價値가 평생동안 처분가능한 총자원 — 상속받은 자산과 총소득의 합계

—의 현재가치를 초과할 수 없다는 豫算制約 條件下에 평생효용의 현재가치를 극대화하는 소비의 시간경로를 선택한다. 통상적인 효용함수를 가정할 경우 最適消費의 時間經路는 소비자의 연령변화에 큰 상관없이 매우 안정적인 추세를 보이게 된다. 반면에 소득의 통상적인 시간경로는 장년층(prime-age group) 이전에는 연령증가에 따라 소득이 증가하며, 장년층 이후에는 소득규모가 점차 감소하는 포물선의 형태를 보이게 된다.

평생소득가설의 이론적 체계를 간략히 살펴보기 위하여 다음과 같은 소비자의 效用極大化 問題를 생각할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Max } E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1+\beta)^{-j} u(c_{t+j}), \quad \beta > 0 \\ \text{s.t. } w_{t+1} = (1+r)[w_t + y_t - c_t] \\ \dots\dots\dots(11) \end{aligned}$$

여기서 $c(t)$, $y(t)$ 및 $w(t)$ 는 각각 t 기의 消費, 勤勞所得 및 資産을 의미하며, r 은 실질이자율이다. 효용극대화 문제의 예산제약식은 바로 t 기에 있어서의 총소비의 現在價値는 총소득의 現在價値와 보유자산의 합계액과 같아야 한다는 것을 의미한다.

式 (11)에 주어진 효용극대화 문제의 1階條件은 다음과 같다.

$$E_t \left[\frac{1+r}{1+\beta} u'(c_{t+1}) \right] = u'(c_t) \dots\dots\dots(12)$$

이러한 1階條件이 의미하는 바는, 최적소비 경로상에서는 t 기의 소비를 1단위 줄여 저

8) 모형에 대한 기초적인 설명은 Friedman(1957), Blinder(1975)를 참조.

축함으로써 $t+1$ 기에 추가적인 소비를 하는 경우 t 기의 소비감소에 따른 효용감소분이 $t+1$ 기의 추가적인 소비증가로 인한 효용증가분의 현재가치와 같아야 한다는 것을 의미한다. 이 경우 소비자는 t 기에 소비를 변화시켜 추가적인 효용증가를 기대할 수 없으므로 최적소비경로상에 있게 된다.

로그效用函數 $u(c)=\log(c)$ 를 가정하면 식 (12)의 1계조건은 다음과 같이 최적소비 자체의 시간경로를 나타내는 행태방정식으로 전환될 수 있다.

$$E_t c_{t+1} = \left(\frac{1+r}{1+\beta}\right) c_t \dots \dots \dots (13)$$

이러한 최적소비의 시간경로는 소비가 시계열상으로 AR(1) 형태를 취하고 있음을 시사하고 있다. $r=\beta$ 를 가정하고 식 (13)을 豫算制約式에 대입하여 다음과 같은 소비와 소득간의 관계식을 얻을 수 있다.

$$c_t = \frac{r}{1+r} \left[w_t + \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-j} E_t y_{t+j} \right] \dots (14)$$

식 (14)는 현재의 소비가 단순히 현재의 소득에 의하여 결정되는 것이 아니라 현재와 미래 소득의 現在價値에 의하여 결정된다는 것을 보여주고 있다. 식 (14)의 우변은 恒常所得에 해당되며 여러 기간에 걸쳐 실현되는 소득에 대한 일종의 가중평균이라고 할 수 있으므로 어느 한 시점의 소득변화가 항상소득에 미치는 영향은 상대적으로 미미하다. 따라서 소비의 시간경로는 소득의 변

화에도 불구하고 매우 안정적인 추세를 보이게 된다.

소득이 연령변화에 따라 변화를 보이는 반면 소비는 매우 安定的인 趨勢를 나타낸다면 소득규모가 상대적으로 큰 장년층 그룹은 총소득에서 소비가 차지하는 비중이 다른 그룹에 비해 상대적으로 작고 높은 저축률을 유지하는 반면, 다른 연령그룹들은 장년층 그룹에 비해 소득이 상대적으로 적으므로 소비의 비중이 상대적으로 커지게 된다. 이러한 시사점은 한 개인 혹은 가계의 소비와 소득의 시간상 경로에 대한 것이지만 전체 인구구조의 변화와 접목시킬 경우 경제전체의 총량변수에 대한 시사점으로 확대 해석될 수 있다. 즉, 한 경제내에서 平均消費性向이 낮은 壯年層人口가 상대적으로 많을 경우 경제전체적으로도 소득에 대한 소비의 비중이 작게 나타나며, 貯蓄率은 상대적으로 높아지게 된다.

그러나 현실적으로 소비행위는 소득 및 인구의 연령구조 이외의 다른 요인들에 의하여 크게 영향받으므로 실증분석에 있어서는 소비함수를 보다 일반화시킬 필요가 있다. 따라서 소비함수의 추정에 있어서는 可處分所得(YDP), 實質通貨量($M2/P$), 實質利率(r) 및 實質賃金(RWAGE) 등을 설명변수로서 포함시켰다. 실질통화량은 소비함수 추정에 있어서 資產效果(wealth effect) 및 流動性效果를 반영하기 위한 대응변수로 사용하였으며 실제추정에 있어서는 4分期 移動平均값이 사용되었다. 종속변수

로는 가계소비지출(HHC), 비내구재소비(CND) 및 내구재소비(CD)의 세가지 소비행태를 고려하였다.

〈表 1〉에 제시된 家計消費 추정결과는 Stoker 모형과 Fair and Dominguez (F&D) 모형 모두의 경우에 있어서 연령별 인구분포의 변화가 민간소비의 변화를 설명하는 데 중요한 要因임을 나타내고 있는 동시에 평생소득가설에 따른 이론적 시사점에 잘 부합되고 있음을 보여주고 있다. 가계소비의 경우 추정에 사용된 각각의 인구변수들의 계수가 모두 有意성을 가지고 있으며 연령별 인구분포가 가계의 소비행위에 대한 설명력이 없다는 귀무가설에 대한 Chi-Square 검증은 모두 1% 미만의 유의수준에서 기각되고 있다. Stoker 모형의 경우 인구변수의 추정계수들이 청소년층 및 노년층에 대해서 양수로 나타나고 있어 이들 계층의 平均消費性向이 장년층에 비해 상대적으로 높다는 것을 보여주고 있다. F&D 모형의 경우에도 Z1의 계수가 음수인 데 반하여 Z2의 계수가 양수로 나타남에 따라 Stoker 모형의 결과와 잘 부합하고 있으며 평생소득가설의 시사점을 잘 반영하고 있는 것으로 평가된다.

家計消費의 구성요소인 非耐久財와 耐久財 소비지출을 개별적으로 추정한 결과도 연령분포 변화가 소비에 중요한 영향을 미치고 있다는 결론을 제시해 준다. 각각의 인구변수들이 높은 유의성을 가지고 있으며 전체적인 설명력에 대한 검증결과도 이들

인구변수들의 높은 기여도를 시사하고 있다. Stoker 모형에서의 인구변수들의 설명력에 대한 검증결과는 비내구재와 내구재 모두의 경우에서 1% 미만의 수준에서 귀무가설이 기각되고 있으며, F&D 모형의 경우에도 비내구재의 경우 7% 수준에서, 내구재의 경우는 3% 수준에서 귀무가설이 기각되고 있다.

한가지 특징적인 것은 비내구재의 경우에는 인구변수들의 추정계수 부호가 평생소득가설과 일치하는 방향으로 나타나는 반면 내구재소비의 경우에는 Stoker 및 F&D 모형 모두에서 추정계수의 부호가 평생소득가설과 반대방향으로 나타나고 있어 장년층의 평균 내구재소비성향이 다른 계층에 비해 오히려 높은 것을 의미하고 있다. 이러한 결과는 내구재소비의 특별한 성격과 관련이 있는 것으로 판단된다. 첫째로, 내구재소비는 내구재 자체를 소비하는 것이 아니라 내구재로부터 지속적으로 발생하는 서비스에 대한 소비이므로 耐久財消費支出과 耐久財消費는 그 변화추이가 많은 차이를 나타낼 가능성이 높다. 둘째로, 통상적으로 내구재는 비내구재에 비해 가격이 비싸므로 내구재 구입에 따른 지출부담이 크다는 점이다. 따라서 각 소비자는 상대적으로 소득 규모가 큰 장년층에 진입하면서 내구재를 구입할 수 있는 여력이 발생하고 실제로 내구재를 구입함으로써 향후 지속적인 내구재 서비스를 소비하는 것이 最適소비의 시간경로에 보다 부합하는 의사결정이 될 가능성

〈表 1〉 消費와 人口構造의 變化

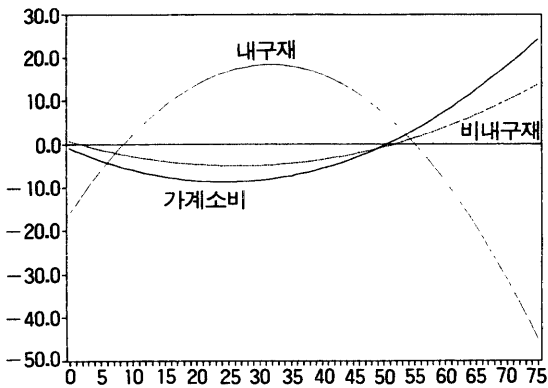
| | Stoker | | | F&D | | |
|-----------|------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|
| | HHC | CND | CD | HHC | CND | CD |
| CONSTANT | -1.114 (0.59) | -2.817 (1.06) | 10.897 (0.98) | 4.764 (8.62) | 2.893 (3.63) | -7.945 (2.42) |
| YDP | 0.388 (4.97) | 0.660 (5.87) | -0.350 (1.07) | 0.208 (3.38) | 0.243 (2.51) | 1.219 (3.30) |
| M2/P(-1) | 0.182 (3.87) | 0.081 (1.18) | 0.598 (2.11) | 0.196 (4.62) | 0.100 (1.61) | 0.497 (1.80) |
| r | 0.001 (1.43) | -0.0006 (0.43) | 0.004 (0.79) | 0.001 (1.45) | 0.0001 (0.15) | -0.0001 (0.03) |
| RWAGE | 0.0006 (0.01) | -0.388 (3.01) | 1.740 (4.02) | 0.144 (3.27) | 0.158 (2.39) | -0.388 (1.42) |
| AGE 0~15 | 0.031 (1.61) | 0.076 (2.87) | -0.361 (3.05) | | | |
| AGE 16~25 | 0.007 (0.62) | 0.076 (5.00) | -0.319 (4.87) | | | |
| AGE 56UP | 0.227 (3.05) | 0.465 (4.57) | -1.537 (3.35) | | | |
| Z1 | | | | -0.666 (4.27) | -0.443 (2.01) | 2.230 (2.32) |
| Z2 | | | | 0.013 (4.67) | 0.008 (2.11) | -0.034 (2.08) |
| R-SQUARE | 0.997 | 0.986 | 0.994 | 0.997 | 0.987 | 0.993 |
| SEE | 0.016 | 0.024 | 0.081 | 0.006 | 0.022 | 0.084 |
| DW | 1.244 | 1.569 | 1.011 | 1.212 | 0.716 | 0.568 |
| P-VALUE | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.073 | 0.003 |

註:() 안의 숫자는 t -값(절대값). P -Value는 AGE변수 혹은 Z변수들의 추정계수들이 모두 0이라는 귀무가설에 대한 Chi-Square test의 유의값. 추정계수들의 표준오차는 Hansen(1982)과 White(1980)의 방법을 사용하여 구한 값임.

이 높다.⁹⁾

前章에서 이미 설명하였듯이 F&D 추정 모형은 Almon Lag Polynomial을 사용하여 인구변수들의 계수가 2차함수의 형태를 가지도록 제약을 가한 구조를 지니고 있다. Z1과 Z2의 추정된 계수를 사용하여 연령별 2차함수의 값을 시산한 결과는 [圖 6]에 제시되어 있다. [圖 6]의 결과에 따르면 연령별 소비성향은 가계소비의 경우 25세, 비내

[圖 6] F&D 모델에 따른 年齡別 消費性向 構造



9) 통상적으로 평생소득가설이나 항상소득가설에 대한 실증분석들이 비내구재나 서비스에 대한 소비지출에 초점을 맞추고 있는 이유도 바로 내구재소비와 내구재소비지출간의 괴리에 근거하고 있다. 각종의 소비이론은 실제소비(consumption)에 대한 것인 반면 실증분석에 사용할 수 있는 자료는 대부분 소비지출(consumption expenditure)이기 때문에 내구재소비에 대한 실증분석에는 주의가 요구된다. 내구재소비에 관한 보다 발전된 실증분석은 Mankiw(1982)를 참조.

10) Auerbach and Kotlikoff(1992), pp. 284~285를 참조.

구재의 경우 27세에 가장 낮은 것으로 나타나고 있으며, 내구재소비의 경우에는 32세에 가장 높은 것으로 나타나고 있다.

2. 利率率

한 경제내의 이자율은 기본적으로 資本의 供給과 需要에 의하여 결정된다. 자본의 축적과 공급은 저축을 통하여 이루어지며, 자본에 대한 수요는 결국 투자수요로 시현된다. 따라서 연령별 인구구조 변화와 이자율간의 관계도 저축과 투자를 매개로 해서 설정해 볼 수 있다. 위에서 제시된 연령별 인구분포와 저축 및 투자와의 관계에 기초할 때, 장년층 인구의 상대적 증가는 저축률 증가를 통해 실질이자율이 하락하는 요인으로 작용한다. 이와 함께 자본의 축적이 상대적으로 빠르게 진행될 경우 資本과 勞動의 相對價格이 변하여 실질임금을 상승시키는 요인으로 작용하게 된다.¹⁰⁾

그러나 현실적으로는 이러한 이론적 시사점이 성립하지 않을 가능성도 적지 않다. 첫째 가능성은 통상적으로 장기간의 소득에 의해 부의 축적을 이룬 노년층이 많은 자본을 소유하고 있는 경우가 많다는 점이다. 따라서 노년층의 인구비중이 상대적으로 커지는 경우, 노령화된 인력이 경제활동인구로부터 이탈함으로써 노동공급은 감소하게 되나 노년층이 소유한 자본은 계속적으로 경제활동에 투입되므로 자본과 노동의 비율(capital-labor ratio)이 오히려 증가하

여 자본의 수익률인 이자율이 감소할 가능성도 있다. 두번째 가능성은 生産性이 다른 계층에 비해 상대적으로 높은 장년층인구 비중의 확대에 의하여 경제전체의 생산성이 제고되고 경제활동이 활발해짐에 따라 투자가 촉진될 수 있다는 점이다. 따라서 장년층 인구 증가의 貯蓄增大效果가 投資促進效果보다 크지 않다면 장년층인구 증가에 따른 이자율 하락효과는 기대하기 어렵게 된다.

이자율에 대한 실증분석은 관찰되지 않는 실질이자율 대신 직접적으로 관찰될 수 있는 名目利率을 대상으로 시도하였다. 우리나라의 경우 회사채금리(*YCB*)가 대표금리의 역할을 하고 있으나 회사채금리도 실질적으로 금리규제를 받은 사실을 감안하여 私債市場金利(*RUM*)도 분석의 대상으로 고려하였다. 실증분석의 설명변수로는 物價上昇率(*INF*), 고정투자의 對GNP比重(*IFTR*), 實質GNP(*RGNP*), 總通貨(*M2*), 實質實效換率(*REER*), 原油導入單價(*OILP*) 등이 사용되었다. 투자변수 *IFTR*은 저축의 변화 외에도 투자수요 변화에 따른 이자율 변동을 반영하기 위하여 사용되었다.¹¹⁾

연령별 인구구조 변화의 이자율에 대한

11) 이자율 추정에 있어서 비록 투자관련 변수를 설명변수로 사용하더라도 투자변수 역시 1인당 평균값이므로 인구구조 변화가 투자를 통하여 이자율에 미치는 효과를 충분히 반영한다고 보기는 어렵다. 따라서 추정방정식에 포함된 인구변수의 계수는 인구구조의 변화가 저축을 통하여 이자율에 미치는 효과와 투자를 통하여 미치는 효과 모두를 포함하고 있다고 보는 것이 보다 타당할 것이다.

효과는 <表 2>의 추정결과에 나타나 있다. 소비의 경우와 마찬가지로 연령구조 변화가 이자율에 미치는 효과는 매우 유의성 있게 나타나고 있으나 추정계수의 부호는 평생소득가설과는 배치되는 방향으로 나타나고 있다. 인구변수들의 說明力에 대한 검증결과는 설명력이 없다는 귀무가설이 1% 유의수준에서도 기각되고 있다. Stoker 模型에서의 개별 연령그룹의 영향을 살펴보면 평생소득가설의 예상과는 달리 소년층과 노년층의 경우 계수가 음수로 나타나고 있다. 이러한 결과는 F&D 모형의 추정결과에서도 발견되고 있다. 즉 다른 계층에 비해 장년층 인구의 비중이 확대됨에 따라 이자율이 오히려 상승하는 것으로 나타나고 있다.

평생소득가설과 배치되는 분석결과는 金利規制 등의 제도적 요인 때문에 金利가 자금의 수급사정을 정확히 반영하지 못하였을 가능성으로 인하여 왜곡된 것이라고 할 수도 있겠으나 Stoker 및 F&D 모형 모두에서 사채금리에 대한 추정결과도 회사채금리의 경우와 유사한 점을 감안할 때 이러한 주장은 설득력이 약하다. 오히려 제도적 요인보다는 장년층 인구의 상대적인 비중 증가에 따른 投資活性化 효과가 예상과 반대되는 추정결과와 주요요인일 것으로 판단된다. 고도성장을 해온 우리나라에서는 장년층 인구의 증가에 따라 비록 저축이 증가한다고 하더라도 加速度原理에 따른 투자수요의 증가효과가 우세하였을 가능성이 높다. 이와 함께 노년층 인구가 경제활동에서 퇴

〈表 2〉 利子率과 人口構造의 變化

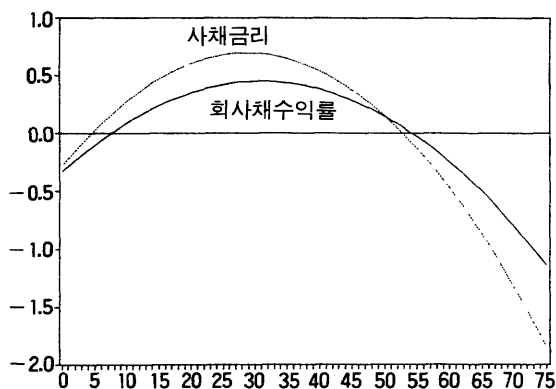
| | Stoker | | F&D | |
|-----------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| | YCB | RUM | YCB | RUM |
| CONSTANT | 358.142 (1.47) | 278.984 (0.72) | 19.250 (0.15) | -155.406 (0.70) |
| INF | 0.342 (8.23) | 0.272 (2.91) | 0.403 (8.62) | 0.284 (3.71) |
| IFTR | 0.436 (1.92) | 0.653 (1.75) | 0.554 (2.94) | 0.797 (2.61) |
| RGNP | -11.966 (0.86) | 6.094 (0.25) | 0.067 (0.004) | 8.460 (0.34) |
| M2 | -14.361 (4.38) | -19.366 (2.77) | -11.664 (2.91) | -18.526 (2.52) |
| REER | -5.758 (1.82) | 10.770 (2.39) | -11.310 (2.83) | 4.821 (0.93) |
| OILP | 1.062 (0.87) | 3.584 (1.66) | 2.392 (1.24) | 4.054 (1.61) |
| AGE 0~15 | -4.125 (1.73) | -3.867 (1.02) | | |
| AGE 16~25 | 1.832 (1.48) | 2.113 (0.94) | | |
| AGE 56UP | -2.325 (0.43) | -10.959 (1.27) | | |
| Z1 | | | 52.070 (3.45) | 70.097 (2.59) |
| Z2 | | | -0.817 (4.07) | -1.182 (3.32) |
| R-SQUARE | 0.924 | 0.921 | 0.913 | 0.917 |
| SEE | 1.544 | 2.831 | 1.635 | 2.876 |
| DW | 1.242 | 1.419 | 1.087 | 1.384 |
| P-VALUE | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

註 : () 안의 숫자는 t -값(절대값). P -Value는 AGE변수 혹은 Z변수들의 추정계수들이 모두 0이라는 귀무가설에 대한 Chi-Square test의 유의값. 추정계수들의 표준오차는 Hansen(1982)과 White(1980)의 방법을 사용하여 구한 값임.

진함에 따른 자본수익률 감소요인도 일부 작용하였을 가능성도 있다고 판단된다.

F&D 모형의 Z1 및 Z2의 추정계수를 사용하여 인구구조 변화의 이자율에 대한 효과를 나타내는 연령별 2차함수를 역산해 본 결과 회사채금리의 경우 31세, 사채금리의 경우 29세에 가장 높은 값을 보이고 있는 것으로 나타나고 있다. 가계소비의 경우 최저점이 25세에 나타나고 있는 점과 비교해 볼 때 이자율의 경우 최고점의 연령층이 다소 상향된 모습을 보이고 있다. 따라서 이자율에 대한 인구구조 변화의 효과가 저축

[圖 7] F&D 모델에 따른 年齡別 利率率 下落效果



12) 평생소득가설에 의거한 인구구조 변화의 경제적 효과 분석은 모두 저축에 대한 분석이라고 할 수 있다. 이외에도 총저축에 관해서는 Auerbach, Cai and Kotlikoff (1991), Auerbach and Kotlikoff (1992) 등을 비롯하여 매우 많은 연구가 진행되었다. 반면 경상수지를 총저축과 총투자를 연관지어 수행한 연구는 많지 않으나 김상겸(1992) 및 Mundell (1991) 등을 들 수 있다.

과 투자에 대한 純效果(net effect)에 의해 결정된다는 점을 감안하면, 장년층 인구증가에 따른 투자유발효과 혹은 자본수요 증가가 저축증대로 인한 자본공급보다 더 크게 작용하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

3. 經常收支

인구구조와 소비에 관한 理論은 저축과 경상수지에 대한 이론으로 쉽게 전환될 수 있다. 경제주체들의 소비결정은 바로 저축에 대한 결정과 동일하며 경상수지, 총저축(national saving) 및 총투자는 항등식의 관계선상에 있다. 따라서 양자를 결합시키면 총저축을 매개체로 하여 인구구조와 경상수지간의 관계를 도출할 수 있다.¹²⁾ 이미 잘 알려진 바와 같이 國民所得計定上의 항등식은 다음과 같이 표현된다.

$$Y = C + I + G + CA$$

여기서 Y, C, I, G, CA는 각각 총소득, 총소비, 총투자, 정부지출 및 경상수지를 나타낸다. 총소득 중 소비와 정부지출에 충당하고 남은 부분을 총저축(S)으로 정의하면 총저축은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$S = Y - C - G = I + CA$$

이러한 총저축의 정의식은 폐쇄경제와는 달리 開放經濟下에서는 자본소득을 축적하거나 또는 海外資本流入을 통해 저축을 증가시킬 수 있다는 것을 의미하지만 동시에 경

상수지가 총저축과 총투자의 차이($S-I$)로서 표시될 수 있다는 것을 보여주고 있다. 따라서 연령별 인구구조의 변화가 총저축 혹은 총투자에 영향을 미친다면 경상수지에도 영향을 주게 된다. $CA=S-I$ 라는 항등식관계는 투자가 인구구조 변화에 반응하지 않을 경우 장년층 인구비중의 증가는 총저축을 증가시켜 경상수지를 개선시키는 효과가 있다는 것을 의미하고 있다.

그러나 이자율에 대한 분석에서도 지적하였듯이 다른 계층에 비해 상대적으로 생산성이 높은 장년층 인구의 비중이 커짐에 따라 경제전체의 생산성 제고와 함께 경제활동이 활발해짐에 따른 투자촉진효과도 배제하기 어렵다. 따라서 경상수지에 대한 인구구조 변화의 효과는 이자율의 경우와 마찬가지로 저축과 투자에 대한 효과 중 어느 것이 더 강인가에 따라 방향이 결정될 것이며 事前的으로 그 방향을 단정하기란 어렵다. 또한 장년층 인구증가에 의한 소득증가 효과가 크지 않을 경우 저축증대효과가 미약할 수 있으므로 低開發國家 혹은 경제성장속도가 낮은 곳에서는 장년층 인구증대에

따른 경상수지 개선효과가 미약할 수도 있다.

이렇게 경상수지에 대한 분석을 저축과 투자의 결정요인에 대한 분석으로 환원하는 경우 몇가지 분석상의 이점이 있다. 우선 한 국가경제의 輸出入이 모두 所得과 支出에 좌우되므로 저축과 투자를 결정하는 요인들은 적절하게 설정된 경상수지 방정식에 모두 포함된다는 것이다. 또 다른 이점은 수출과 수입을 설명하는 방정식체계는 일반적으로 저축과 투자 방정식과 같은 의미에서의 構造的 模型(structural model)이 아니라는 것이다. 따라서 저축과 투자의 구조적 관계를 설명함으로써 수출입에 대한 보다 근본적인 설명력을 확보할 수 있다.

연령별 인구구조 변화의 경상수지에 대한 효과분석에서는 利率 및 實質賃金 등의 거시경제변수 외에 海外所得(FGNP), 實質實效換率(REER)과 原油導入單價指數(OILP)를 추가적인 설명변수로 도입했다. 해외소득은 우리의 輸出이 수출대상국들의 경기여건에 크게 영향을 받는다는 점을 반영하기 위해, 실질임금의 경우에는 輸出商品의 競爭力을 결정하는 중요한 변수라는 점에서 추가로 도입하였다.¹³⁾ 換率과 經常收支간의 관계에 대해서는 많은 이견이 있으나 통상적으로 환율이 경상수지 변화에 중요한 요인으로 받아들여지고 있어 이를 추정식에 추가했다. 환율을 설명변수로 포함시킬 때 현재값 대신 과거값(2년전의 값)을 이용한 것은 환율의 경상수지에 대한 J-curve 효과를 반영하기 위한 것이다. 또한

13) 경상수지는 물론 국내소득의 변화에 따른 수입수요 변화에 의해서도 영향받는다. 그러나 우리나라의 경우 1990년 총수입 중 직접소비재(내구재 및 비내구재 포함)의 비중이 9.9%에 불과하고 나머지는 원자재 및 자본재로 구성되어 있다는 사실에서도 알 수 있듯이 수입수요의 상당부분이 수출경기와 직간접적으로 연관되어 있으므로 해외소득의 변화는 수입수요의 변화를 설명하는 데에도 중요한 역할을 할 것으로 판단된다.

우리나라의 輸入에 있어 原油가 차지하는 비중이 크고 1973년, 1979년 및 1986년에 경험하였던 큰 폭의 원유가 변동은 공급측면의 충격이라는 성격과 함께 경제의 구조 변화까지 초래할 수 있는 요인이므로 원유가 변동을 추정식에 도입하였다.

〈表 3〉의 추정결과는 전체적으로 경상수지 추정방정식의 설명력이 다른 방정식에 비해 약간 낮으나 연령분포변화의 경상수지에 대한 영향은 다른 경우와 마찬가지로 유의한 것으로 나타나고 있다. ϕ 계수가 0이라는 가정, 즉 年齡分布變數의 무관성에 대한 가정은 1% 수준에서 모두 기각되고 있다. 이러한 결과는 우리나라에서 연령구조와 경상수지간에 위에서 지적한 바와 같은 관련성이 있음을 보여주고 있다. 즉, 인구구조의 변화는 總生産 및 總支出패턴의 변화를 가져와 수출 및 수입구조의 변화를 유발할 수 있다. 각 연령변수에 대한 계수의 추정치는 예상한 바와 같은 방향으로 나타나고 있다. 장년층인구가 많아질수록 저축률의 증대에 따른 經常收支 改善效果가 있고 청소년층 및 노년층인구의 비중이 커질수록 경상수지가 惡化되는 것으로 나타나고 있다.¹⁴⁾

消費 및 利率에 대한 앞서의 분석에서

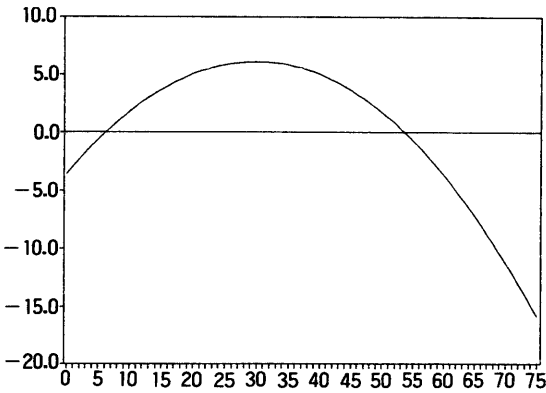
14) 경상수지 방정식을 추정하는 과정에서 다른 거시경제변수들을 사용하여 본 결과 모든 경우에 있어서 인구변수의 영향력이 유의한 것으로 나타나고 있어 〈表 3〉에 제시된 결과가 매우 안정적(robust)임을 보여주고 있다.

〈表 3〉 經常收支와 人口構造의 變化

| | Stoker | F & D |
|-----------|------------------|------------------|
| | CA | CA |
| CONSTANT | 7.296 (4.87) | 0.749 (0.54) |
| γ | -0.179 (2.68) | -0.121 (1.95) |
| RWAGE | -0.249 (4.21) | -0.239 (4.66) |
| FGNP | 0.115 (0.64) | 0.057 (0.35) |
| REER(-8) | 0.059 (1.59) | 0.038 (1.12) |
| OILP | -0.046 (4.83) | -0.051 (5.48) |
| AGE 0~15 | -0.075 (5.85) | |
| AGE 16~25 | -0.006 (0.76) | |
| AGE 56UP | -0.268 (3.97) | |
| Z1 | | 0.667 (4.731) |
| Z2 | | -0.011 (4.33) |
| R-SQUARE | 0.868 | 0.842 |
| SEE | 0.014 | 0.015 |
| DW | 1.693 | 1.224 |
| P-VALUE | 0.000 | 0.000 |

註: () 안의 숫자는 t -값(絕對값). P-Value는 AGE變數 혹은 Z變數들의 추정계수들이 모두 0이라는 歸無假說에 대한 Chi-Square test의 有意값. 추정계수들의 표준오차는 Hansen(1982)과 White(1980)의 방법을 사용하여 구한 값임.

[圖 8] F&D 模型에 따른 年齡別 經常收支 改善效果



와 같이, F&D 모형의 Z1 및 Z2의 추정계수를 사용하여 연령별 2次函數의 값을 시산해 본 결과 經常收支의 경우에는 최고점이 30세로 나타나고 있어 30세를 전후한 연령층의 인구비중 증가에 따른 경상수지 개선효과가 가장 큰 것으로 판단된다.

VI. 結 論

본 논문에서는 연령별 인구구조 변화의 消費, 利率 및 經常收支 등의 거시경제변수에 대한 효과분석이 제시되었다. 가계소비의 경우 장년층인구의 평균소비성향이 다른 계층에 비해 낮은 것으로 나타나고 있어 平生所得假說의 시사점과 잘 부합하고 있다. 가계소비의 구성요소별로 추정해 본 결과, 비내구재의 경우에는 평생소득가설과 일치하는 추정결과를 얻었으나, 내구재의 경우에는 장년층에 진입하면서 오히려 내구

재 소비성향이 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 실증분석에 사용된 耐久財消費支出은 耐久財消費 자체와 상당한 괴리가 있다는 점에서는 상반된 추정결과에 대한 해석에 주의가 요구되고 있다. 통상적으로 내구재에 대한 지출은 매우 불연속적(discrete)이며, 1회 지출의 평균규모가 비내구재 지출에 비해 대규모이므로 소득규모가 상대적으로 큰 장년층에 진입하면서 내구재소비지출이 이루어질 가능성이 높다. 또한 내구재 구입이 일단 이루어진 후에도 내구재소비는 지속적으로 이루어지므로 장년층일 때 내구재구입을 보다 많이 하더라도 내구재소비는 안정적인 추세를 나타낼 가능성이 많다.

이자율에 대한 실증분석결과도 인구구조 변화의 중요성을 잘 보여주고 있으나 장년층인구 확대가 이자율 상승요인으로 작용하는 것으로 추정되어 평생소득가설과 상반되는 모습을 보이고 있다. 평생소득가설하에서는 장년층인구 증가가 貯蓄增大를 통하여 利率의 下落要因으로 작용하지만 저축증대효과 이외에도 투자를 촉진시키는 효과가 있다는 것은 고려하지 않고 있다. 추정결과에 따르면 고도성장의 경험이 있는 우리나라의 경우 장년층인구 증가에 따른 투자촉진효과가 저축증대효과보다 큰 것으로 해석된다. 즉, 장년층인구 증가에 의한 소득창출효과가 존재하는 가운데 투자의 所得彈力性이 저축의 所得彈力性보다 커 이자율에 대한 상승요인으로 작용하였다는 해석이 가능하다.

연령분포 변화의 경상수지에 대한 효과분석은 가계소비의 경우와 마찬가지로 평생소득가설과 부합하는 결과를 나타내고 있다. 즉, 인구구조의 변화가 총생산 및 총지출패턴의 변화를 유발함으로써 수출 및 수입구조도 변화할 수 있음을 보여주고 있다. 장년층인구 비중이 높아질수록 저축률 증대에 따른 經常收支 改善效果가 있고 청소년층 및 노년층 인구의 상대적 증가는 經常收支 惡化要因으로 작용하는 것으로 추정되었다.

그러나 논문에서 시도된 실증분석은 아직도 많은 한계점을 지니고 있다. 우선 인구구조 변화의 여러가지 형태 중 年齡構造만 고려되었다는 점이다. 대표적인 예로 核家族化에 따른 가족구성원수의 변화는 소비행태에 상당한 영향을 줄 것으로 생각되며, 女性人力의 노동참여는 연령층 변화에 따른 변화 외에 경제활동변화의 추가적인 요인으로 작용해 왔다. 한편 인구구조의 변화 외에 다른 구조적 요인 — 소비문화의 변화, 기술향상, 직업의식, 노사관계 등 — 에 따른 巨視經濟的 變化를 고려하지 않음으로써 실제 추정결과에 나타난 연령별 인구구조 변화의 중요성이 과대추정되었을 가능성이 있다. 이러한 다양한 형태의 人口構造 變化에도 불구하고 이 논문에서 시도된 분석방법은 그러한 요인들을 고려하지 못하고 있다. 이와 더불어 分析模型의 설정에 있어서 설명변수 중 인구변수 외의 다른 거시경제

변수들이 올바르게 채택되었는가에 대한 검토가 보다 심도 있게 이루어져야 할 것이다.

이상의 한계점에도 불구하고 본 논문은 향후의 연구과제에 대한 시사점을 제공하고 있다. 인구구조 변화의 거시경제적 효과에 대한 연구는 그 대상범위를 보다 넓힐 필요가 있다. 이론적으로 인구분포의 변화는 政府消費 혹은 政府支出에 대한 결정에 있어서도 고려되어야 할 중요한 변수이다. 역사적으로 볼 때 정부지출의 증가추세 및 구성이 인구구조 변화와 무관하지 않음을 알 수 있다. 노소년층을 대상으로 한 福祉支出이 경제발전예 따라 증가하는 경향을 보이며 전체 정부지출에서 차지하는 비중도 증대되는 추세를 나타내고 있다. 청소년층인구의 증가에 따라 교육관련 지출이 증가하고 노년층인구가 증가하면서 연금, 의료보험 등의 社會福祉費用이 늘어나게 된다. 또한 노년층인구가 증가함에 따라 정치적 압력단체로서의 역할이 강화될 경우, 청장년층의 租稅負擔을 재원으로 하는 노년층 복지향상정책이 활성화되어 정부지출의 구성이 변화하게 될 가능성도 있다. 반면에 노소년층인구 비중의 확대는 정부조세수입에 감소요인으로 작용함에 따라 추가적인 정부지출 증가와 함께 財政赤字를 유발하는 요인으로 작용하게 될 가능성이 많다.¹⁵⁾ 향후 우리나라의 인구구조도 점차 노령화되어가는 추세에 있음을 감안할 때 인구구조 변화에 따른 財政部門의 政策變化에 대한 연구가 필요하다.

15) Auerbach and Kotlikoff(1992) 참조.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 白雄基·吳尙勳, 「韓國의 巨視經濟 分期模型: KDIQ92」, 『韓國開發研究』, 1993 봄호.
- 統計廳, 『人口動態申告 및 將來人口推計』, 1985, 1989, 1991.
- 韓國銀行, 『調查統計月報』, 各號.
- Ando, A. and F. Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *American Economic Review*, Vol. 53, 1963, pp. 55~84.
- Becker, G., *A Treatise on the Family*, Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1981.
- Becker, G., Murphy Kevin, and R. Tamura, "Human Capital, Fertility, and Economic Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, October 1990, S12-S37.
- Blinder, A. S., "Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function," *Journal of Political Economy*, Vol. 83, No. 3, 1975, pp. 447~475.
- Denton, F. T. and B. G. Spencer, "Household and Population Effects on Aggregate Consumption," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, 1976, pp. 86~95.
- Easterlin, R. A., *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: The American Experience*, Columbia University Press, 1968.
- Fair, R. C. and K. M. Dominguez, "Effects of the Changing U. S. Age Distribution on Macroeconomic Equations," *American Economic Review*, Vol. 81, No. 5, 1991, pp. 1276~1294.
- Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.
- Genberg, H. and A. K. Swoboda, "Saving, Investment and the Current Account," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 94, No. 2, 1992, pp. 347~366.
- Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 1029~1054.
- Johnston, J., *Econometric Methods*, 3rd

- ed, McGraw-Hill, 1984.
- Kuznets, S., *Secular Movements in Production and Prices*, New York, 1930.
- , *Capital in the American Economy: Its Formation and Financing*, NBER, 1961.
- Mankiw, N. G., "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 417~426.
- Modigliani, F. and R. Brumberg, "Utility Analysis and the Consumption Function: An Introduction of Cross-Section Data," in K. K. Kurihara(ed.), *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, 1954, pp. 388~436.
- Sternlieb, G., J. W. Hughes, and C. O. Hughes, *Demographic Trends and Economic Reality: Planning and Markets in the '80s*, Rutgers University Press, 1982.
- Stoker, T. M., "Simple Tests of Distributional Effects on Macroeconomic Equations," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 4, 1986, pp. 763~795.
- White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 817~838.

〈附 錄 1〉

우선 $n \times k$ 행렬 X 를 orthogonally 분해하면

$$X = i\bar{X} + \tilde{X} \quad i = \begin{bmatrix} 1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 1 \end{bmatrix} \quad \bar{X}' = \begin{bmatrix} X_{\cdot 1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ X_{\cdot k} \end{bmatrix} \quad X_{\cdot j} = \frac{\sum_{i=1}^n X_{ij}}{n} \dots\dots\dots (A1)$$

$$\tilde{X} = \begin{bmatrix} X_{11} - X_{\cdot 1} & \dots & X_{1k} - X_{\cdot k} \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ X_{n1} - X_{\cdot 1} & \dots & X_{nk} - X_{\cdot k} \end{bmatrix}$$

가 된다. 여기서 i 와 \tilde{X} 는 orthogonal한 관계이므로 $i'\tilde{X} = 0$ 이 된다. 다음 $n \times 1$ 벡터 Y 를 i , \tilde{X} 및 잔여항으로 분해하면

$$\left. \begin{aligned} Y &= \bar{Y}i + \tilde{X}\beta + \tilde{Y} & \bar{Y} &= \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n}, \beta = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \tilde{X}' Y, \\ &= \alpha i + X\beta + \tilde{Y}, & \alpha &= \bar{Y} - \bar{X}'\beta \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots (A2)$$

가 된다. 따라서 $\tilde{Y} (\equiv Y - \alpha i - X\beta)$ 와 i , X 는 orthogonal한 관계이므로 $i'\tilde{Y} = 0$, $X'\tilde{Y} = \phi = [0 \cdot \cdot \cdot 0]$ 가 성립된다. 마지막으로 $n \times 1$ 벡터 P 를 i , \tilde{X} 및 잔여항으로 분해하면

$$P = \frac{1}{n}i + \tilde{X}Dx' + \tilde{P} \quad Dx' = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}(E(X) - \bar{X}), E(X) = X'P \dots\dots\dots (A3)$$

와 같이 분해되고 $i'\tilde{P} = i'(P - \frac{1}{n}i - \tilde{X}Dx') = 0$ 및 $\tilde{X}'\tilde{P} = \phi = [0 \cdot \cdot \cdot 0]$ 가 성립됨을 알 수 있다. orthogonally 분해된 (A1), (A2) 및 (A3)식을 이용하면

$$\begin{aligned}
E(Y) &= Y'P = (\alpha i + X\beta + \tilde{Y})' \left(\frac{1}{n} i + \tilde{X}Dx' + \tilde{P} \right) \\
&= \alpha + \beta' \bar{X} + \beta' X' \tilde{X}Dx' + \tilde{Y}' \tilde{P} \\
&= \alpha + \beta' (\bar{X} + (\tilde{X}' \tilde{X}) Dx') + \tilde{Y}' \tilde{P} \\
&= \alpha + \beta' E(X) + \tilde{Y}' \tilde{P} \quad (\tilde{X}' \tilde{X}) Dx' = E(X) - \bar{X} \text{ 이용} \\
&= \alpha + E(X)' \beta + \tilde{Y}' \tilde{P}
\end{aligned}
\tag{A4}$$

가 되어 본문 중의 식 (2)를 얻을 수 있다.

〈附 錄 2〉

1. 연령별 인구분포 자료는 『人口動態申告 및 將來人口推計』(統計廳)로부터 얻어진 것이다. 한국에서의 인구센서스 조사는 1960년, 1970년, 1980년, 1985년 및 1990년에 시행되었다. 인구조사연도 이외의 年度에 대한 인구자료는 매년 『出生 및 死亡統計』(內務部) 및 『出入國管理 統計』(法務部)를 참조해 조정한다. 총인구는 연령그룹 1부터 연령그룹 81까지 총 81개의 그룹으로 분리되어 있다. 연령그룹 1은 0세부터 만 1세 이전까지의 인구를 포함하고 연령그룹 2는 만 1세부터 만 2세 이전까지의 인구를 포함하는 등 다른 연령그룹도 마찬가지로 분류되어 있다. 연령그룹 81은 80세 이상의 인구를 모두 포함하고 있다. 연령별 인구분포 자료는 연도별로만 가능하기 때문에 본문에서는 linear interpolation을 이용해 분기별 자료를 작성하였다.

2. 분기별 거시경제변수는 KDI Macro

Data Base로부터 구하였으며, 가처분소득의 경우 白雄基·吳尙勳(1993)의 분석에 사용된 자료와 동일하다. 각 거시경제변수는 SAS의 X11을 이용하여 계절조정을 하였으며, 계절조정된 변수를 총인구로 나누어 인구 1인당(per capita) 변수로 전환하였다. 본문에 이용된 각 변수들에 대한 자세한 설명은 다음과 같으며 해외소득, 물가지수, 환율, 이자율, 원유가, 임금 등 가격변수를 제외하면 모두 1인당 값을 의미한다.

- YDP* : 가처분소득(85년 불변가격기준, 1,000원)
- HHC* : 가계소비지출(85년 불변가격기준, 1,000원)
- CND* : 비내구재소비(85년 불변가격기준, 1,000원)
- CD* : 내구재소비(85년 불변가격기준, 1,000원)

CA : 경상수지(1000U.S.달러)

FGNP : 가중해외GNP(85년 불변가격기
준, 10억U.S.달러)

WAGE : 비농림수산업총급여(분기평균,
원)

REER : 실질실효환율(1985. 3~1986. 2
=100)

M2 : 총통화(경상가격기준, 1000원)

OILP : 원유수입가격지수

CPI : 소비자물가지수(1990=100)

YCB : 회사채수익률(연율, %)

RUM : 사채금리(연율, %)