

不確實性下的 國家間 資本移動에 대한 實證的 研究⁽¹⁾

趙 宰 浩 · 李 明 薰

최근에 Svensson(1988)은 국가간 자본이동에 대한 분석을 資產價格模型에 입각하여 분석하였다. 국제무역의 比較優位說에 근거한 Svensson의 분석은 화폐부문을 고려하지 않은 실질 자본이동에 관한 이론이다. 본 논문에서는 전통적인 期待效用函數를 이용한 Svensson(1988) 모형의 한계를 지적하고 최근 Epstein(1988)에 의해 발전된 일반화된 逐次的 效用函數(generalized recursive utility function)를 이용하여 Svensson(1988)의 분석을 보다 발전시켰다. 그리고 일반화된 逐次的 效用函數를 이용하여 도출된 위험성 및 비위험성 자산의 가격을 한국, 일본 및 미국의 거시경제 자료를 이용하여 실증적 검증을 하였다. GMM (generalized method of moments) 방법을 사용한 실증분석 결과에 따르면 일본의 개별 소비자가 미국과 한국의 주식 및 채권을 수입할 것으로 전망되었고, 한국과 미국간에는 미국의 개별 소비자가 한국의 주식 및 채권을 수입할 것으로 예측되었다.

1. 序 論

국가간 이동되는 모든 자산은 현실적으로 자산 수익률이 불확실하기 때문에 위험이 수반된다. 주식인 경우에는 수익률 자체의 변동성으로, 채권인 경우는 환위험으로 수익률에 위험이 따른다. 이러한 자산의 국가간 이동에 대한 분석은 국가간 상품 교역에 대한 연구 성과에 비하면 아직도 초보적인 단계에 있다. 그러나 최근에 Svensson(1988)은 국가간 자산 이동에 관한 분석을 資產價格 決定理論과 比較優位說을 이용하여 분석하였다.

국제무역론의 比較優位說에 따르면 한 시점에서 거래되는 자국 상품의 가격이 외국에 비교하여 상대적으로 높을 경우 그 상품이 수입된다. 그리고 比較優位說을 자산가격 결정이론에 원용하면, 자국 자산의 가격이 상대적으로 높은 경우 자국은 그 자산을 수입하는 경향이 있다. 즉, 자국 자산의 가격이 상대적으로 높다는 것은 그 자산의 수익률이 상대적으로 낮다는 것을 의미하므로 자국 자산을 移延시켜 미래 消費支出에 충당할 경우 미래 消費支出에 대한 현재가치가 상대적으로 높게 된다. 따라서 자국의 개별 소비자는 현재가치가 상대

(1) 본 논문은 1993년도 학술진흥재단 연구비 지원에 의해 작성되었습니다. 이 논문이 완성되도록 많은 도움을 준 익명의 편집위원에게 감사사를 드립니다.

적으로 싼 미래 消費支出을 위하여 상대적으로 수익률이 높은 외국 자산을 수입하게 된다.

국가간 자선이동에 관한 연구를 자산가격 차이로 분석하는 것은 최근 루카스에 의해 발전된 消費準據 資産價格 決定模型(consumption-based asset pricing model)을 이용할 수 있는 장점이 있다. 루카스에 의해 발전된 資産價格 模型은 소비함수에 대한 경험적 사실의 중요성을 부각시키고 있고, 현실적으로 제도적, 문화적, 경제적 요인에 의해 각국의 개별 소비자의 소비행위는 서로 다르게 나타난다. 따라서 국가간의 資産價格를 결정하는 소비행위 결정요인들을 실증적으로 파악할 수 있다면 국가간 자선이동에 대한 분석을 할 수 있다.

Svensson(1988)은 期待效用函數를 이용하여 국가간 자선이동에 관한 분석을 하였다. 그러나 Svensson이 사용한 期待效用函數는 危險忌避度(the degree of risk aversion)와 期間間 代替彈力性(the elasticity of intertemporal substitution)의 분석을 체계적으로 구분할 수 없는 약점을 지니고 있다. 왜냐 하면 전형적인 期待效用函數에서는 危險忌避도가 期間間 代替彈力性の 逆數로 표시되는 제약성을 가하기 때문이다. 따라서 본 논문에서는 危險忌避도와 期間間 代替彈力性を 구분할 수 있는 최근에 Epstein(1988)에 의해 발전된 일반화된 逐次的 效用函數(generalized recursive utility function)를 이용하여 Svensson의 결과를 확장한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2 장에서는 Svensson모형을 설명하고 그 모형의 한계점에 대하여 논의한다. 제 3 장에서는 Epstein에 의해 발전된 일반화된 逐次的 效用函數를 이용하여 새로운 파라미터인 期間間 代替彈力性の 크기가 資産價格 결정에 미치는 영향에 대하여 분석한다. 제 4 장에서는 일반화된 逐次的 效用函數로 도출된 資産價格를 한국, 일본, 미국의 거시경제 자료를 이용하여 실증적 검증을 한다. 제 2 장 경제학적 방법론으로는 GMM(generalized method of moments) 방법을 사용한다. 결론에서는 제 3 장의 실증 분석 결과를 요약하고, 1998년 한국의 주식시장 완전 개방화에 따른 국가간 자선이동에 대한 예측을 본 연구에서 추정된 한국, 일본, 미국의 자산가격을 비교하면서 행한다.

2. 期待效用函數를 利用한 資本移動 分析

Svensson 모형을 이해하기 위하여 Mehra and Prescott(1985)에 의해 발전된 실질 교환경제 모형을 소개한다. 자국과 외국(자국을 제외한 다른 국가)이 존재하는 상황에서 각국의 개별 소비자는 상대 危險忌避도가 일정한 效用函數(constant relative risk aversion utility function)를 이용하여 消費支出을 결정한다고 가정하자.

$$U(c_t) = \frac{c_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \quad \alpha > 0$$

c_t 는 t 기에 이루어진 消費支出이며 파라미터 α 는 相對危險忌避度를 나타낸다. 개별 소비자의 예산제약 조건은 노동임금을 포함하는 일생 동안의 富(wealth)가 될 것이다. 그러나 문제를 단순화하기 위해 富의 축적의 수단으로 위험성 자산, 즉 예를 들면 주식을 소유하고 있다고 가정한다. t 기의 배당소득은 y_t 로 표시하며 가격은 p_t 로 표시한다. s_t 는 t 기에 소유한 주식의 수를 표시한다.

단순화된 개별 소비자의 예산제약 조건은 다음과 같다.

$$(p_t + y_t)s_t = c_t + p_t s_{t+1}$$

배당소득의 증가율은 확률적으로 독립적이며 동질적(independently and identically distributed 즉 *i.i.d.*)이라고 가정한다.

$$\frac{\tilde{y}_{t+1}}{y_t} = \tilde{x}_{t+1} \sim i.i.d.$$

배당소득의 증가율은 *i.i.d.* 이므로 t 시점에 y_t 를 관찰할 수 있다면, 소비자는 t 시점 이후의 배당소득의 증가율(\tilde{x})에 대한 확률적 과정을 충분히 인지할 수 있다. 效用函數가 동조적(homothetic)이고 배당소득의 증가율이 *i.i.d.* 이므로 주식이 가격은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$(2.1) \quad p_t = p(x_t, y_t) = w y_t$$

식(2.1)의 w 는 상수이다. 균형에서는 t 시점의 생산량(perishable output)이 모두 소비된다는 가정($c_t = y_t, \forall t$)을 이용하여 주어진 예산제약하에서 생존 기간의 효용을 극대화시키는 필요조건식에 식(2.1)을 대입하면 오일러 방정식(Euler equation)은 다음과 같이 변형된다.

$$(2.2) \quad p(y_t) = \beta E \left[\left(\frac{\tilde{y}_{t+1}}{y_t} \right)^{-\alpha} (p(\tilde{y}_{t+1}) + \tilde{y}_{t+1}) \right] \text{ 또는,}$$

$$w = \beta E [(\tilde{x}_{t+1})^{1-\alpha} (1+w)].$$

여기서 β 는 時間割引因子(discount factor)를 나타낸다.

t 시점에 관찰되는 주식에 대한 총수익률(gross rate of return)은 다음과 같다.

$$\tilde{R}_t = \frac{\tilde{p}_{t+1} + \tilde{y}_{t+1}}{p_t} = \frac{w+1}{w} \tilde{x}_{t+1}$$

주식의 총수익률은 *i.i.d.* 이므로 위 식은 시간에 대한 첨자 없이 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\tilde{R} = \frac{w+1}{w} \bar{x}$$

그리고 위 식에 기대값을 구하면 다음과 같다.

$$E(\tilde{R}) = \frac{w+1}{w} E(\bar{x})$$

이 식을 다시 식(2.2)의 오일러 방정식(Euler equation)에 대입하면 다음 식이 도출된다.

$$E(\tilde{R}) = \frac{E(\bar{x})}{\beta E(\bar{x}^{1-\alpha})}$$

같은 방법으로 위험이 없는 자산(R_f)의 오일러 방정식(Euler equation)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_f = \frac{1}{\beta E(\bar{x}^{-\alpha})}$$

배당소득의 증가율의 분포가 *i.i.d.* 이고 주식이 가격 p_{t+1} 의 확률적 과정이 $E p_{t+1} = p_t$ (즉 'martingale')라는 가정에서 주식이 가격은 총수익률(the gross rate of return)의 逆數로 표시할 수 있다. 국가간 資産價格의 차이는 다음과 같이 주어진다.

$$(2.3) \quad q - q^* = \frac{\beta E(\bar{x}^{1-\alpha})}{E(\bar{x})} - \frac{\beta^* E(\bar{x}^{*1-\alpha^*})}{E(\bar{x}^*)}$$

$$(2.4) \quad q_f - q_f^* = \beta E(\bar{x}^{-\alpha}) - \beta^* E(\bar{x}^{*-\alpha^*})$$

여기서 q 는 자국의 위험성 資産價格, q_f 는 자국의 비위험성 資産價格, 그리고 $*$ 는 외국을 나타낸다.

국가간의 위험성 자산, 즉 주식과 비위험성 자산의 수출입에 대한 분석은 식(2.3)과 식(2.4)의 부호에 따른다. 예를 들면 다른 조건이 동일하다는 가정에서 자국의 時間割引因子(discount factor)가 외국에 비하여 상대적으로 큰 경우(자국의 시간선호율이 작은 경우) 식(2.3)의 부호는 플러스가 되어 자국은 위험성 자산인 주식을 수입할 것이고 상대적으로 時間選好率이 큰 외국은 위험성 자산을 수출할 것이다. 식(2.4)의 경우도 같은 결론이 도출된다.

資産價格 결정에 영향을 주는 기타 변수로는⁽²⁾ (1) 危險忌避度(α) (2) 消費支出의 증가

(2) Cho(1989)는 국가간 위험기피도의 차이가 자산가격에 미치는 영향을 분석하였다. 식(2.3)과 식(2.4)를 (\bar{x}) 의 기대값에 대하여 테일러전개를 하고, 자국의 개별 소비자의 위험 기피도가 외국보다 크다는($\alpha = \alpha^* + d\alpha$) 가정에서 α 에 대하여 테일러전개를 다시 하면 다음과 같은 식이 도출된다.

을(\bar{x}) (3) 소비증가율에 대한 주관적 기대와 분산이 있다. 이들 변수들에 대한 분석은 Svensson 논문에서 자세히 설명하고 있어 여기서는 생략한다.

앞에서 지적하였듯이 Svensson의 모형은 Seldon의 OCE(Ordinal Certainty Equivalent) 效用函數를 사용하였기 때문에 기간별 소비행위를 설명하는 데 동태적 일관성(time consistency)이 없는 단점을 지니고 있다[Yi(1992) 참조]. 따라서 다음 장에서는 期間間 代替彈力性과 相對危險忌避度를 명확히 구분할 수 있는 Epstein의 效用函數를 이용하여 제 2 장의 분석을 더욱 발전시키고자 한다.

3. 一般化된 逐次的 效用函數를 利用한 資本移動 分析

제 3 장에서는 Epstein(1989)에 의해 발전된 일반화된 逐次的 效用函數(generalized recursive utility function)를 소개한다. 국가간 자본이동에 대한 분석으로 이 效用函數를 이용하는 것은 다음과 같은 두 가지 이유가 있기 때문이다. 첫째, 期待效用函數를 이용한 資產價格 결정이론에 대한 실증분석 결과가 도출된 이론과 잘 부합되지 않기 때문이다[Yi(1992) 참조]. 둘째, Hall(1988)이 지적하였듯이 불확실성하의 저축행위를 분석하는 데 중요한 파라미터는 期間間 代替彈力性이다. 그리고 代替彈力性과 危險忌避係數의 두 파라미터들은 서로 독립적인 성격을 지니고 있다. 따라서 代替彈力性과 危險忌避係數가 逆의 관계로 나타나는 期待效用函數로는 代替彈力性을 체계적으로 설명하는 데 한계가 있다.

일반화된 逐次的 效用函數는 다음과 같은 두 가지 특성을 갖고 있다. 첫째, 개별 소비자는 자신의 불확실한 미래 효용의 확정치(a certainty equivalent of the random future utility)를 계산한다. μ 는 미래 소비효용(\tilde{V}_{t+1})의 확정치를 나타낸다. 둘째, 현재 소비의 효용과 미래 소비의 효용의 확정치를 총체적 함수(aggregator function) W 로 연결한다. 따라서 소비자 일생 동안의 效用函數 형태는 W 와 μ 로 특징지워지며 μ 에는 危險忌避度가 암묵적으로 포함되어 있다. 그리고 危險忌避度가 크면 μ 의 값이 작게 나타난다.

새로운 형태의 일반화된 逐次的 效用函數는 다음과 같다.

$$q - q^* = \beta \{-\bar{x}^{-\alpha^*} \log \bar{x} + \frac{1}{2} (2\alpha^* - 1) \bar{x}^{-\alpha^* - 2} \text{var}(x)\} \Delta \alpha \leq 0$$

$$q_f - q_f^* = \beta \{-\bar{x}^{-\alpha^*} \log \bar{x} + \frac{1}{2} (2\alpha^* + 1) \bar{x}^{-\alpha^* - 2} \text{var}(x)\} \Delta \alpha \leq 0$$

그리고 위 식의 부호가 서로 다른 경우의 조건, 즉 자국이 위험성 자산을 수출(수입)하고 비위험성 자산을 수입(수출)하게 되는 조건은 다음과 같다.

$$-\frac{1}{2} \text{var}(x) < -\log \bar{x} + \alpha \text{var}(x) < \frac{1}{2} \text{var}(x)$$

$$(3.1) \quad \text{Max } W(c_t, \mu(\tilde{V}_{t+1}))$$

$$\text{s.t. } A_{t+1} = w'_{t+1} R_{t+1} (A_t - c_t)$$

여기서 A_t 는 t 시점의 개별 소비자의 富를, w'_t 와 \tilde{R}_t 는 포트폴리오의 가중치와 총수익률 (gross rate of return: $R_t \equiv (1+r_t)$)의 벡터를 나타낸다. 따라서 총수익률(M_{t+1})은 다음과 같이 표시한다: $M_{t+1} \equiv w'_{t+1} R_{t+1} = \sum_i w_{i,t+1} R_{i,t+1}$. 만일 함수 W 가 CES(constant elasticity of substitution)형태이면 새로운 형태의 效用函數는 다음과 같다.

$$W(c, z) = \{c^\rho + \beta z^\rho\}^{\frac{1}{\rho}}, \quad c, z \geq 0, \quad 0 \neq \rho < 1, \quad 0 < \beta < 1$$

위 식에서 ρ 는 기간간 대체 정도를 나타내며 代替彈力性은 $\sigma = (1-\rho)^{-1}$ 이 된다. 한편 Epstein(1987)은 μ 의 함수 형태를 α -mean으로 가정하였다. (3)

$$\mu(\tilde{x}) \equiv (E\tilde{x}^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}}.$$

파라미터 α 는 상대 危險忌避度를 나타내며 α 의 감소는 상대적 위험기피의 증대를 의미하므로 Epstein은 식(3.1)에서 $(1-\alpha)$ 가 상대 危險忌避係數를 나타낸다고 정의하였다. 따라서 일반적 형태의 效用函數에서는 미래소비 효용의 확정치 [$\mu(\tilde{V}_{t+1})$]의 함수 형태와 무관하게 새로운 파라미터인 ρ 의 역할을 분석할 수 있으며 이 파라미터를 이용하여 주식가격의 결정을 살펴볼 수 있다.

일반화된 逐次的 效用函數(generalized recursive utility function)를 이용하여 동태적 최적화를 구하는 방식은 앞의 期待效用函數의 경우와 비슷하다. 그러나 效用函數 형태의 차이로 오일러 방정식을 구하는 방식이 좀 다르다. 오일러 방정식을 도출하는 방식은 Epstein and Zin(1989)을 참고하고 분석을 간단히 하기 위하여 자산이 하나만 존재하는 상황을 가정한다.

도출된 새로운 오일러 방정식은 다음과 같다.

(3) α -mean μ 함수는 α 가 1일 때 통상적인 기대치가 되는 함수형태로 μ 의 함수가 α -mean μ 라는 가정하에서 효용함수 형태는 다음과 같다.

$$W(c_0, z) = \{c_0^\rho + \beta (E\tilde{U}_1^\rho)^\rho\}^{\frac{1}{\rho}}.$$

이 식에서 Kreps and Porteus(1978)의 주장에 따르면 $\alpha < (>) \rho$ 일 때 개별 소비자는 불확실성의 早期실현(늦은 실현)을 선호하게 된다. 그러나 위 식에서 $\alpha = \rho$ 이 성립한다면, 위 함수는 다음과 같은 기대 효용함수 형태를 지니게 된다.

$$U = [E\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t c_t^\rho]^\frac{1}{\rho}.$$

이 경우에는 개별 소비자는 불확실성의 ʼ실현에 대하여 무차별하게 된다.

$$(3.2) \quad \beta^{\frac{1}{\rho}} \mu \left[\left(\frac{c_1}{c_0} \right)^{\frac{\rho-1}{\rho}} \tilde{M}^{\frac{1}{\rho}} \right] = \beta^{\frac{\alpha}{\rho}} E \left[\left(\frac{c_1}{c_0} \right)^{\frac{\alpha(\rho-1)}{\rho}} \tilde{M}^{\frac{\alpha}{\rho}} \right] = 1$$

식(3.2)을 앞에서 논의한 균형 조건 $c_t = y_t$, 주식 수익률 $\tilde{M}_t = \frac{p_{t+1} + y_t}{p_t}$, 그리고 x_t 가 *i.i.d.* 라는 가정을 이용하여 같은 방법으로 위험성 자산의 가격을 도출하면 다음과 같다.

$$(3.3) \quad q - q^* = \frac{\beta \mu^{\rho}(\bar{x})}{E(\bar{x})} - \frac{\beta^* \mu^{*\rho}(\bar{x}^*)}{E(\bar{x}^*)} = \frac{\beta E(\bar{x}^{\alpha})^{\frac{\rho}{\alpha}}}{E(\bar{x})} - \frac{\beta^* E(\bar{x}^{*\alpha})^{\frac{\rho}{\alpha}}}{E(\bar{x}^*)}$$

$$(3.4) \quad q_f - q_f^* = \beta \mu^{\rho-1}(\bar{x}) - \beta^* \mu^{*\rho-1}(\bar{x}^*) = \beta E(\bar{x}^{\alpha})^{\frac{\rho-1}{\alpha}} - \beta^* E(\bar{x}^{*\alpha})^{\frac{\rho-1}{\alpha}}$$

식(3.3)을 이용한 국가간의 자본이동에 대한 부분균형분석은 다음과 같다. 식(3.4)의 경우는 식(3.3)와 같은 방법으로 분석된다.⁽⁴⁾

3.1. 株式 收益率의 期待와 期間間 代替彈力性

자국의 μ 와 외국의 μ^* 의 확률 분포가 각각 F 와 F^* 로 주어지고 만일 F 가 F^* 에 대해 동등평균 1차 확률적 우위(mean preserving first order stochastic dominance)를 갖는 경우를 가정하자, 즉 $F \succ_1 F^*$. 동등평균 1차 확률적 우위는 자국과 외국의 주식 수익률의 평균은 같지만 분산값이 자국이 상대적으로 낮은 경우를 의미한다. 이는 자국이 외국에 비하여 주식 수익률에 대하여 낙관적인 경우이다. 또한 자국의 代替彈力性이 외국의 代替彈力性에 비하여 크다고 가정하자, 즉 $\sigma > \sigma^* \Rightarrow (1-\rho)^{-1} > (1-\rho^*)^{-1} (= \rho > \rho^*)$. 식(3.3)으로부터 다음과 같은 세 경우를 가정 할 수 있다.

- (1) $q > q^*$ if $\sigma > \sigma^* > 1$
- (2) $q > q^*$ if $\sigma > 1 > \sigma^*$
- (3) $q > q^*$ if $1 > \sigma > \sigma^*$

위 세 가지 경우에서 (1)의 경우를 대표적으로 분석하자.

가정 $F \succ_1 F^*$ 에서 자국의 개별 소비자는 주식수익률에 대하여 상대적으로 낙관적이기 때문에 불확실성이 없는 비확률적 모형에서는 상대적으로 자국의 수익률이 추가적으로 증가하는 경우와 마찬가지로. 또한 期間間 代替彈力性이 1보다 크므로 수익률에 대한 대체효과가 소득효과를 압도하게 되어 수익률이 증가할 때 자국의 소비자는 현재소비를 미래소비로 이연시키게 되어 저축을 증대시킬 것이다(만일 $\sigma < 1$ 이면 소득효과가 압도하게 된다). 이는 다시 주식의 수요를 증대시켜 균형에서 자국의 주식가격은 상대적으로 외국의 주식가격보다 크게 된다. 결국 자국은 주식을 수입하게 되고 외국은 주식을 수출하게 된다.

(4) Epstein(1988)의 정리 (2)와 (3) 참조.

3.2. 株式收益率의 期待, 期間間 代替彈力性과 危險忌避度

危險忌避度가 주식가격결정에 미치는 영향을 분석하자. 분석 3.1.의 가정 $\rho > \rho^*$ 을 사용하고 새로운 가정으로 자국의 개별 소비자가 외국의 개별 소비자에 비하여 危險忌避도가 큰 경우, $(1-\alpha) > (1-\alpha^*)$ 를 분석하자. 그러면 다음과 같은 세 가지 분석이 가능해진다.

- (1) $q < q^*$ if $\alpha < \alpha^*$, $\sigma > \sigma^* > 1$
- (2) $q < q^*$ if $\alpha < \alpha^*$, $\sigma > 1 > \sigma^*$
- (3) $q < q^*$ if $\alpha < \alpha^*$, $1 > \sigma > \sigma^*$

분석 3.1.과 마찬가지로 위 세 가지 경우에서 (1)의 경우를 중점적으로 분석하자. 자국의 危險忌避도가 높은 경우, 즉 $(1-\alpha)$ 가 상대적으로 큰 경우에는 비확률적 모형에서의 수익률이 추가적으로 감소하는 경우와 마찬가지로 자국의 미래 자산의 수익률에 대한 확정치의 감소를 의미한다. 또한 대체탄력도가 1보다 크기 때문에 대체효과가 소득효과를 압도하게 된다. 따라서 자국은 현재소비를 늘리고 위험성 자산의 수요를 줄이게 된다. 결국 자국 소비자의 소비는 증대되고, 주식의 수요는 감소하게 되어 주식가격은 떨어진다. 결과적으로 자국은 주식을 수출하게 된다.

3.3. 時間選好率과 株式價格

개별 소비자의 時間選好率의 차이로 인한 주식가격의 결정에 대한 분석은 비교적 쉽다. 가령 자국 개별 소비자의 時間選好率이 외국의 소비자보다 낮은 경우를 가정하자. 이는 자국의 時間割引因子(discount factor)가 외국의 時間割引因子보다 높은 경우, 즉 $\beta > \beta^*$ 이다. 식 (3.3)로부터 자국의 時間割引因子(discount factor)가 상대적으로 높은 경우 자국이 주식을 수입하게 된다는 사실을 직접 알 수 있다.

이상의 분석 3.1.과 3.2.는 전통적인 效用函數를 이용한 Svensson 모형의 결과를 확장한 것이다. 확장된 분석에서는 代替彈力性이 주식가격을 결정하는 데 중요한 역할을 하였다. 다음 장에서는 식 (3.3), (3.4)를 한국, 일본 및 미국의 자료를 이용하여 추정한다.

4. 實證的 分析

제 3 장에서 危險忌避도와 期間間 代替彈力性이 주식 가격을 결정하는 데 중요한 역할을 한다는 것을 살펴보았다. 제 4 장에서는 제 3 장에서 도출한 오일러 방정식을 GMM (generalized method of moments) 방식으로 한국, 일본, 미국의 거시 경제 자료를 이용하여

추정한다. 같은 기간의 자료를 이용하고 각국의 개별 소비자의 소비행태분석을 통하여 제측되는 파라미터값의 차이를 이용하여 국가간의 자산의 가격차이를 규명하고 이를 통하여 국가간 자본이동의 방향을 예측해 보고자 한다.

4.1. 資 料

資産價格을 추정하기 위해서 사용되는 자료는 각국의 분기별 消費支出과 자산의 수익률로서는 종합주가지수, 회사채수익률, 채권수익률이 사용된다. 消費支出 자료는 非耐久財 및 서비스 消費支出이며 실질 消費支出을 구하기 위해서 非耐久財 및 서비스 소비지출 디플레이터를 이용하였다. 非耐久財 및 서비스 消費支出로서 실질 消費支出을 총인구로 나누어 1인당 非耐久財 및 서비스 실질 消費支出을 구하여 오일러 방정식을 추정하는 데 사용한다.

위험성 자산 수익률의 자료는 한국은 종합주가지수, 일본은 일경 평균지수, 그리고 미국은 S&P 500을 사용한다. 또한 다른 수익률로는 한국은 회사채 수익률, 일본은 공사채 현선이자율, 그리고 미국은 제조업의 주가지수를 추가적으로 사용한다. 그리고 실질 수익률을 얻기 위해 위의 수익률들은 非耐久財 및 서비스 소비지출 디플레이터에 의해 조정된다. 1인당 소득은 각국의 가치분소득 자료를 이용하였다. 표본 기간은 1975년 1/4분기부터 1992년 3/4분기이다. <表 1>은 각국의 消費支出과 주식수익률의 기초 통계치를 보여 주고 있다.

<表 1> 實質 消費支出과 株式收益率의 基礎 統計值(1975. I~1992. III)

| | 국가별 | Mean | STDV | Maximum | Minimum |
|------------|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 실질소 비지출 | 한 국 | 1.0439259 | 0.0802281 | 1.1840550 | 0.8662768 |
| | 일 본 | 1.0091165 | 0.0539789 | 1.0705530 | 0.8969137 |
| | 미 국 | 1.0040844 | 0.0045508 | 1.0147570 | 0.9894860 |
| 주 식 수익률 | 한 국 | 1.0348456 | 0.0991805 | 1.2738520 | 0.8295373 |
| | 일 본 | 1.0234569 | 0.0707436 | 1.2136530 | 0.8477641 |
| | 미 국 | 1.0257536 | 0.0604977 | 1.2011070 | 0.7996265 |

註: STDV는 표준편차를 나타낸다.

한국의 개별 消費支出은 1분기마다 4.4%, 일본은 0.9%, 미국은 0.4%의 증가를 보여주고 있어 미국 개별 소비자의 소비가 상대적으로 안정되어 있음을 알 수 있고 급속하게 경제가 성장하는 한국의 소비증가율이 이들 국가중 제일 높다. 또한 한국, 일본, 미국의 消費支出에 대한 상관관계는 거의 없는 것으로 나타났다. 주식 수익률의 경우 한국이 제일 높고 다음으로 미국, 일본 순서이다(주식수익률의 차이로 우리는 미국, 일본이 한국 주식을 선호하고 있음을 쉽게 알 수 하다.).

4.2. 實證分析 結果

본 논문의 실증분석을 위한 계량경제학적 방법으로는 GMM이 사용되고, 자산 수익률

로는 종합주가지수와 회사채, 채권수익률이 사용되어진다. 추정에 사용된 수단변수 (instrument)로는 다음과 같은 3가지 유형이 각각 사용된다.⁽⁵⁾

$$\text{instrument (A)} = \{1, (c_t/c_{t-1})_{-1}, (\text{Asset } 1)_{-1}\}$$

$$\text{instrument (B)} = \{1, (c_t/c_{t-1})_{-2}, (\text{Asset } 1)_{-2}, (\text{Asset } 2)_{-2}, (y_d)_{-2}\}$$

$$\text{instrument (C)} = \{\text{instrument (A)}\}$$

instrument (A)에 사용된 (Asset 1)의 자료는 각국의 종합주가지수를 이용하고, (Asset 2)의 자료는 한국은 회사채수익률, 일본은 공사채 現先이자율, 미국은 제조업 주가지수를 이용한다. y_d 의 자료로는 각국의 가처분 소득을 사용한다. 분석결과는 <表 2>에 있다.

<表 2> 各國의 實證分析 結果

| | | Instr(A) | Instr(B) |
|------------------------------------|-----|-----------------|--------------------|
| (α) (참조: 상대적 위험기 피계수는 (1-α)) | 한 국 | -9.63 E-11 | 2.61 E-12 |
| | 일 본 | 2.85 E-11 | -3.20 E-10 |
| | 미 국 | 4.63 E-12 | 2.78 E-012 |
| 대체 탄력도 (1-ρ) ⁻¹ | 한 국 | 3.64 | 4.63 |
| | 일 본 | 1.21 | 1.32 |
| | 미 국 | 2.15 | 1.86 |
| 時間割引因子 (β) | 한 국 | 0.90 | 0.90 |
| | 일 본 | 0.95 | 0.95 |
| | 미 국 | 0.90 | 0.90 |
| χ ² | 한 국 | just identified | 32.64 [8.16 E-008] |
| | 일 본 | just identified | 19.23 [6.68 E-5] |
| | 미 국 | just identified | 58.76 [1.74 E-13] |

註: 모든 추정치는 5% 유의수준에 있다. []안의 수치는 한계유의수준.

모든 추정계수는 통계적으로 유의하나 과다식별제약(overidentifying restriction)의 검증에서 instrument (B)는 추정계수의 신빙성이 약하고 설명력도 떨어지는 것으로 나타났다. 그러나 instrument (A)는 적도식별(just identified)되어 과다식별제약과 무관하며 instrument (A)의 경우 파라미터 추정 결과도 과다식별된 경우와 비슷하게 나타나고 있어 추정계수에 대한 해석에 별 무리가 없을 것으로 보인다.

상대 위험기피도를 나타내는 (1-α)의 추정결과를 살펴보면 각국의 상대 危險忌避係數가

(5) 수단변수의 선정은 선정되는 수단변수가 모형내의 변수와의 상관관계가 높고 오차항과는 상관 관계가 없어야 한다. 이러한 조건을 만족시키는 수단변수로는 1기나 2기 이전의 모형내의 변수들이 있다.

모두 1에 가깝게 나타났다. 이는 Arrow(1971)의 주장, 즉 富에 대한 상대적 위험기피 정도는 일정해야 되며 이론적으로 1에 가까워야 한다는 주장과 일치한다. 상대적 危險忌避係數가 1이라는 것은 效用函數가 로그(logarithm) 형태를 띄는 것을 의미한다.⁽⁶⁾ 그러나 각국은 약간의 상대적 危險忌避度 차이를 가지고 있다. <表 2>에서 instrument (A)의 경우 한국이 상대적 危險忌避度가 제일 높고, 다음으로 미국, 일본 순서이다. 期間間 代替彈力性의 경우도 instrument (A, B)의 경우 한국이 제일 크고 다음 미국 그리고 일본 순서이다. 이들 추정계수 모두가 1을 넘고 있으며 한국의 개별 소비자가 미국과 일본에 비해 소비를 기간간 대체하려는 성향이 높다는 것을 알 수 있다.⁽⁷⁾ 마지막으로 각국의 시간선호율을 나타내는 時間割引因자를 보면 instrument (A, B)의 경우 모두 일본이 제일 크고 미국과 한국은 서로 비슷한 수준이다. 이것은 일본의 개별 소비자의 時間選好率이 제일 낮다는 것을 의미한다. 한편 각국의 추정결과는 $\alpha \neq \rho$ ⁽⁸⁾[註 3 참조]를 나타내고 있기 때문에 期待效用函數 모형을 기각할 수 있다. 따라서 이하에서 일반화된 逐次的 效用函數를 이용하여 국가간 자산의 이동을 분석하였다.

4.3. 國家間 危險性 資產價格 比較와 資產移動 分析

이상 추정된 파라미터를 이용하여 도출한 資產價格이 <表 3>에 있다.

일반화된 逐次的 效用函數를 이용하여 도출한 위험성 자산의 가격(식(3.3)의 q)은 일본이 제일 높고 미국, 한국 순으로 나타났다. 이는 일본의 개별 소비자가 미국과 한국의 위

<表 3> 各國의 資產價格

| | | 일 본 | 미 국 | 한 국 |
|--------------|----------------|-------|-------|-------|
| 식(9)의 q | instrument (A) | 0.941 | 0.897 | 0.888 |
| | instrument (B) | 0.944 | 0.897 | 0.779 |
| 식(10)의 q_f | instrument (A) | 0.942 | 0.899 | 0.891 |
| | instrument (B) | 0.946 | 0.897 | 0.781 |

(6) 한국 소비자의 추정된 상대적 위험기피계수는 이명훈(6~10), 유진방(0.06~0.294), 남주하(0.211~2.5)로 추정하였다[이명훈(1992), 남주하(1993) 참조].

(7) Hall(1988)은 위험기피도보다 대체탄력도가 이자율 변화에 따른 소비지출의 변동효과를 분석하는 데 유용하다고 주장하면서 미국의 경우는 1보다 작은 0.1정도로 계속하였다. Hall(1988)과 Epstein and Zin(1991)의 추정결과는 대체탄력도가 1보다 작게 나타나고 있다. 그러나 Mankiw, Rotemberg, and Summer(1985), Shapiro(1984), Singleton(1990)과 Bufman and Leideman(1990)의 추정결과는 대체탄력도가 1보다 크게 나타나고 있다. 이는 표본자료의 기간과 미시적 혹은 거시적인 자료에 따라 추정치 값이 다르게 나타난다고 볼 수 있다. 자세한 인용은 Yi(1992) 참조 바람. 한국의 경우 이명훈(1992)은 기대효용함수를 이용하여 1보다 작은 대체탄력성을 추정하였다.

(8) 추정치 α 는 모두 거의 0의 값을 가지고 있으며 ρ 는 0.18~0.78로 α 와 ρ 의 차이가 뚜렷하였기 때문에 $\alpha \neq \rho$ 에 대한 직접추정은 생략하였다.

형성 자산을 수입한다는 것을 의미하고 한국과 미국간에는 미국이 한국의 위험성 자산을 수입하는 것을 시사하고 있다. 이와 같은 실증분석 결과는 일본이 미국에 대해 주식투자하고 있으며 최근에 미국 등 선진국들이 한국의 주식시장 개방(1992.1)에 따라 한국에 대한 주식투자를 늘리는 현상을 설명하는 데 유용한 단서를 제공해 줄 수 있다고 판단된다.

비위험성 자산의 가격(식 (3.4)의 q_f)도 위험성 자산의 가격과 마찬가지로 일본이 제일 높게 나타나고 있어 일본의 개별 소비자가 한국과 미국의 비위험성 자산인 채권을 수입하는 것을 의미하고 있다. 한편 미국과 한국의 q_f 값은 미국이 한국보다 크게 나타나 채권 투자의 경우 미국이 한국의 채권을 수입함을 의미하고 있다.

제 3장에서 살펴본 국가간의 자본이동에 대한 이론적 분석이 실증적 경험과 일치하는지를 살펴보자. <表 3>의 資產價格은 식 (3.3), (3.4)에 파라미터의 값을 직접 대입한 것이다. 그러나 제 3장의 분석은 β 와 \bar{x} 의 값이 동일하다는 가정에서 분석한 부분균형분석이다. 비록 제 3장의 분석(주식 수익률의 기대, 期間間 代替彈力性과 危險忌避度의 분석중에서 (1)의 경우, 즉 $\alpha < \alpha^*$, $\sigma > \sigma^* > 1$ 경우 $q < q^*$ 이 성립하여 자국은 위험성 자산을 수출하게 된다)이 부분균형분석이지만 <表 3>에 나타난 실증결과와 일치하고 있음을 쉽게 알 수 있다. 또한 우리의 실증결과가 Epstein(1988)의 정리 3과 거의 일치하고 있음도 알 수 있다.

결과적으로 한국, 일본, 그리고 미국의 위험성과 비위험성 資產價格을 비교해 보면 우리가 예상하던 대로 미래 消費支出 가격이 가장 높은 일본이 미국, 한국의 위험성 자산과 비위험성 자산, 예를 들면 주식과 채권을 구입하게 된다.

일본과 미국은 비교적 자유롭게 주식이 거래되고 있는데 미국의 중앙은행이 1987년 이후 집계한 일본과 미국의 순 주식거래는 1990, 1992년을 제외하고는 일본 투자자들이 미국 주식시장에 투자하였으며 1987년~1993년까지 순 매입(수입-수출) 규모도 무려 151억 달러가 되어 우리 분석의 타당성을 입증해 주고 있다. 한국의 증권시장은 1996년까지 외국인 투자한도가 20%수준으로 확대되고 1998년부터 완전 개방되면 현재와 같은 주식가격하에서는 일본과 미국의 투자자들의 한국 주식에 대한 순매입이 이루어 질 것으로 예측된다.⁽⁹⁾

(9) 한국의 자본시장의 부분적 개방 이후 외국인의 한국 주식매입액은 1992년 20억 달러, 1993년 57억 달러, 그리고 1994년에는 8월까지 15억 달러이다. 한편 외국인의 채권투자는 1994년 7월 1800만 달러이다.

5. 結 論

국가간의 자본이동에 대한 연구는 일반적으로 실질환율의 변동으로 인한 자산수익률의 차이를 이자평가이론(interest parity)을 이용하여 분석하는 것이 일반적이다. 상대적 구매력평가설이 적용이 되는 이 분석은 국가간의 상대적 구매력을 정확히 예측해야 하는 한계가 있다. 그러나 본 연구에서는 명목변수가 없는 실질자산 이론으로 국가간 자본이동에 대한 분석을 하였다. 또한 본 연구는 국가간에 이동하는 자산을 분석하였기 때문에 경상수지와 자본수지의 흐름에 대한 분석은 하지 않았다. 국가간 자본이동에 의한 국가간 국제수지의 흐름은 Svensson의 연구에서 상세히 설명하고 있다.

본 연구는 期待效用函數를 이용한 Svensson의 결과를 일반화된 逐次的 效用函數를 이용하여 확장하였으며 GMM방법을 이용하여 한국, 일본, 미국의 效用函數를 추정하였다. 추정 결과는 期待效用函數를 기각함으로써 일반화된 逐次的 效用函數를 이용한 국가간 자본이동 분석의 설득력을 높여 주고 있다. 실증결과에 따르면 일본이 미국과 한국의 주식, 채권 시장에 투자하고 미국이 한국 주식, 채권시장에 투자한다는 것을 예측하였다. 이는 한국 자본시장 개방 이후 나타나는 현실 경제를 어느 정도 잘 설명해 주고 있다.

현실적으로 국제 자본시장은 상이한 조세 제도, 주식시장의 거래 비용, 정부 규제 등으로 완전한 경쟁시장 형태는 아니다. 그러나 국제 자본시장의 개방이 보다 확대 된다면 일본의 개별 소비자는 미국과 한국의 주식을 구입하게 될 것이며 한국은 미국과 일본 투자자들에 의해 자국의 주식이 수출될 전망이다. 따라서 1998년 주식시장의 완전 개방화에 앞서서 정부는 과도한 해외 자금의 국내 유입을 방지하기 위한 환율정책과 금리정책도 중요하지만 개별 소비자의 期間間 代替彈性과 危險忌避度에 영향을 주는 장기적인 경제정책도 필요할 것으로 판단된다.

蔚山大學校 經濟學科 助教授

680-749 경 남 울산시 남울산 P.O. Box 18호

전화 : (0522)78-2428

팩시 : (0522)77-1720

韓國銀行 金融經濟研究所 專門研究役

110-093 서울특별시 남대문로 3가 110

전화 : (02)759-4169

팩시 : (02)752-0946

參 考 文 獻

- 남주하(1993): “소비준거 資産價格모형을 이용한 소비행태의 분석: 소비의 내구성과 습관성,” 『경제학 연구』 41. 2.
- 유진방(1991): “우리나라 보유의화자산의 적정통화구성: 평균분산모형 및 소비준거자 결정모형에 의한 이론적 접근,” 『한국은행 금융경제연구』 31.
- 이명훈(1992): “우리나라의 消費支出의 행태분석,” 『한국은행 조사월보』 31.
- Arrow, K.T. (1971): *Essays in the Theory of Risk-bearing*, Amsterdam, North-Holland.
- Bufman, G., and L. Leiderman(1990): “Consumption and Asset Returns under Non-expected Utility—Some New Evidence,” Working Paper No. 5-90, Tel-Aviv University.
- Cho, Jaeho (1989): “International Trade in Assets and Uncertainty,” mimeo, The Johns Hopkins University.
- Cho, Jae Ho, and Myung Hoon Yi(1994): “International Trade in Assets under Uncertainty: A Theoretical Analysis,” *The Korean Economic Review*, Winter.
- Epstein, L.G.(1988): “Risk Aversion and Asset Prices,” *Journal of Monetary Economics*, 22, 179~192.
- _____ (1990): “‘First-order’ Risk Aversion and the Equity Premium Puzzle,” *Journal of Monetary Economics*, 26.
- Epstein, L.G., and S.E. Zin(1989): “Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework,” *Econometrica*, 57, 937~969.
- _____ (1991): “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis,” *Journal of Political Economy*, 99, 2.
- Hall (1988): “Intertemporal Substitution in Consumption,” *Journal of Political Economy*, 96, 339~357.
- Kreps, D.M., and E.L. Porteus (1978): “Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory,” *Econometrica*, 46, 185~200.
- Lucas, R.E.(1978): “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, 46, 1429~1446.
- Mankiw, N.G., J.J. Rotemberg, and L.H. Summers(1985): “Intertemporal Substitution in Macroeconomics,” *Quarterly Journal of Economics*, 100, 225~251.
- Mehra, R., and Edward Prescott (1985): “The Equity Premium: A Puzzle,” *Journal of Monetary Economics*, 15, 145~161.
- Shapiro, M.D. (1984): “The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate: Some Evidence from Panel Data,” *Economics Letters*, 14, 93~100.
- Singleton, K.J. (1990): “Specification and Estimation of Intertemporal Asset Pricing Models,”

in B. Friedman and F.H. Hahn(eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 1, Amsterdam North-Holland, 583~626.

Svensson, L. (1988): "Trade in Risky Assets," *American Economic Review*, 78.

Yi, Myung Hoon (1992): *Optimal Consumption with Non-Expected Utility Preferences* Ph.D. Dissertation, The Johns Hopkins University.