

A Study on the Long-Run Consumption Risk in Foreign Currency Risk Premia

장기소비 위험을 이용한 통화포트폴리오 수익률에 관한 연구

Won-Suk Liu(유원석)*, Sam-Ho Son(손삼호)**

Abstract

Purpose - The purpose of this study is to suggest a risk factor that significantly explains foreign currency risk premia. In recent years, some studies have found that the performance of the simultaneous consumption risk model improves considerably when tested on foreign currency portfolios, which are constructed based on the international interest rates differentials. However, this paper focuses on the long-run consumption risk factor. In our empirical research, we found that the real excess returns of high interest rate currency portfolios depreciate on average, when the future American long-run consumption growth rate appears low. This makes the high interest rate currency portfolios have relatively high risk premia. Meanwhile, the real excess returns of low interest rate currency portfolios appreciate on average, under the same conditions, which results in relatively low risk premia for these portfolios. Therefore, this long-run consumption risk factor might explain why low interest rate currencies do not appreciate as much as the interest rate differential, and why high interest rate currencies do not depreciate as much as the interest rate differential.

Research design, data, methodology - In our explanation, we provide new evidence on the success of long-run consumption risks in currency risk premia by focusing on the long-run consumption risks borne by American representative investors. To uncover the hidden link between exchange rates and long-run consumption growth, we set the eight currency portfolios as our basic assets, which have been built based on the foreign interest rates of eighty countries. As these eight currency portfolios are rebalanced every year, the first group always contains the lowest interest rate currencies, and the last group contains the highest interest rate currencies. Against these basic eight currency portfolios, we estimate the long-run consumption risk model. We use recursive utility framework and the stochastic discount factor that depends on the present value of expected future consumption growth rates. We find that our model is optimized in the two-year period of constructing the durable consumption expectation factor. Our

main results surprisingly surpass the performance of the existing benchmark simultaneous consumption model in terms of R^2 , relatively risk aversion coefficient γ , and p-value of J-test.

Results - The performance of our model is superior. R^2 , relatively risk aversion coefficient γ , and p-value of J-test of our long-run durable consumption model are 90%, 93%, and 65.5%, respectively, while those of EZ-DCAPM are 87%, 113%, and 62.8%, respectively. Thus, we can speculate that the risk premia in foreign currency markets have been determined by the long-run consumption risk.

Conclusions - The aggregate long-run consumption growth risk explains a large part of the average change in the real excess returns of foreign currency portfolios. The real excess returns of high interest rate currency portfolios depreciate on average when American long-run consumption growth rate is low, and the real excess returns of low interest rate currency portfolios appreciate under the same conditions. Thus, the low interest rate currency portfolios allow investors to hedge against aggregate long-run consumption growth risk.

Keywords : Long-Run Consumption Risk, Foreign Currency Risk Premia, Uncovered Interest Rate Parity, Currency Portfolio, Stochastic Discount Factor.

JEL Classifications : E21, E43, F31, G11.

1. 서론

1.1. 연구의 배경

통상적으로 국내금리와 외국금리가 차이가 나는 경우 위험 중립적이고 합리적인 투자자들은 차익거래 기회를 포착한다. 시장에서 차익거래가 효율적으로 이루어지는 경우를 가정하면, 자국 단기금리 상품에 대한 투자한 경우의 초과수익은 외국의 단기금리외국 단기금리 상품에 투자한 경우와 비교했을 때, 항상 0으로 기대된다. 이때 적용되는 환율결정 원리는 커버되지 않은 이자율 패리티(Uncovered Interest Parity, UIP) 조건으로 알려져 있다. 그러나 통상적으로 인플레이션이 매우 높은 몇 개 나라들을 제외하고는 UIP는 성립하지 않는 것으로 알려져 있다. UIP가 성립하지 않는 대표적 사례는 금리가 높은 나라의 국채에 투자한 경우가 금리가 낮은 국채에 투자한 경우보다 미국 국채수익률에 대한 상대적인 실질 초과수익률이 지속적으로 높게 나타나고 있다는 경험적 사실

* First Author, Department of Economics, Kangnam University, E-mail: wonsuk.liu@kangnam.ac.kr. Tel: +82-31-280-3737.

** Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Finance and Securities, Kyungil University, E-mail: trieven@daum.net. Tel: +82-53-600-5103.

이다.

최근에 들어와 Lustig and Verdelhan(2007)은 Yogo(2006) 모형을 이용하여 국가간 금리 차이로 구성된 통화포트폴리오 실질수익률의 횡단면적 차이를 상당 부분 설명하는데 성공하였다. 그런데 Yogo(2006) 모형은 동시소비 모형으로서 장기적인 소비변화 혹은 장기소비위험을 고려하지 않고 있다. 환율의 변화는 경상수지 및 순해외투자의 변화와 직결되고 이는 미래 소비의 변화와 직결되므로, 통화포트폴리오 수익률을 설명하기 위해서는 소비의 장기적 변화와 관련된 위험요인을 충분히 고려해 줄 필요가 있다고 판단된다. 참고로 Han and Jeung(2007)은 경상수지를 결정하는 환율 수준과 장기소비 변화의 관계를 다음과 같이 요약하고 있다.

"경상수지 흑자가 국내 총생산이 국내총지출보다 클 때 발생하므로, 한 나라가 경상수지 흑자를 실현하기 위해서는 국내에서 생산된 상품이나 서비스 중 일부에 대한 국내소비를 포기해야 한다. 그리고 국내에서 소비를 포기한 대가는 순해외투자의 증가로 나타난다. 그런데 순해외투자가 증가한다는 것은 미래의 소비가 증가한다는 것을 의미하므로 경상수지 흑자는 현재의 소비를 수출하고 미래의 소비를 수입하는 결과를 가져온다."

Han and Jeung(2007)에 따르면 투자자들은 경제적 상태의 변화에 따라서 현재와 미래의 소비를 전략적으로 변경시키는 것으로 해석할 수 있는데, 자산시장의 자산가격은 이와 같은 투자자들의 소비 선택행위와 밀접한 관련을 갖게 된다. 본 논문은 이들의 논의에 착안하여 장기소비 변화가 환율 프리미엄의 결정에 있어서 중요한 역할을 한다는 사실에 주목하였다. 이에 따라 본 논문은 최근 활발하게 논의되고 있는 장기소비모형 중에서 Hansen et al.(2008)이 제시한 소비예측요소 모형을 이용하여 통화포트폴리오의 초과수익성에 대한 횡단면적 차이를 설명하고자 시도하고자 한다. 이 모형 하에서 투자자들은 자산가격 변화에 대응하여 소비를 장기적이고 전략적으로 선택한다는 것을 전제로 하는데, 이처럼 장기적이고 전략적인 소비의 변화는 역으로 경상수지를 매개로 하여 각국의 금리수준뿐만 아니라 환율에 직접적인 영향을 주게 될 것이라는 점을 이해할 수 있다.

장기소비의 변화는 무엇보다도 경기변동과 밀접한 연관을 갖는다. 따라서 고금리 통화 포트폴리오의 실질초과수익률이 높게 나타나는 이유는 이들 통화 포트폴리오의 수익률이 경기순응적인 속성을 갖고 있다는 사실로서 설명될 수 있다. 반면, 저금리 통화 포트폴리오의 실질초과수익률이 낮게 나타나는 이유는 이들 통화 포트폴리오의 수익률이 경기 중화적인 양태를 보인다는 사실로부터 설명할 수 있다. 즉, 경기불황기에 소비수준이 낮은 수준으로 떨어진 경우 지나치게 낮은 실질 초과수익률을 제공하는 고금리 통화 포트폴리오의 속성은 투자자들의 고금리 포트폴리오에 대한 선호도를 낮추게 되고, 시장에서 이 통화포트폴리오의 가격은 낮게 책정되며, 결과적으로 이 포트폴리오의 위험 프리미엄을 높여주는 역할을 하게 된다.

반면 경기불황기에 소비수준이 낮은 수준으로 떨어진 경우에 상대적으로 높은 실질 초과수익률을 제공하는 저금리 통화포트폴리오의 수익률 특성은 투자자들의 이 포트폴리오에 대한 선호도를 높여주는 기능을 하며, 결과적으로 저금리 포트폴리오의 실질초과수익률은 낮은 수준으로 유지되게 된다. 이와 같은 장기소비의 속성이 통화포트폴리오의 횡단면적 실질초과수익률 차이를 설명해주는 유력한 근거가 되고 있음을 본 논문의 실증분석 결과 확인되고 있다.

본 논문은 Lustig and Verdelhan(2007)이 구성한 8개 통화포트폴리오를 장기소비 모형의 실증분석을 위한 대상자산으로 설정하였

다. 이 통화포트폴리오는 전 세계 81개국의 국제 수익률과 미국 국제수익률과 차이가 낮은 것으로부터 높은 것으로 순서대로 나열하여 8개 그룹으로 나누고 이들 8개 그룹을 포트폴리오를 구성하고 매년 말에 포트폴리오를 갱신해 나가는 방식으로 구성되었다. 이 대상자산의 표본기간은 1953년부터 2002년까지 50년간이며, 단기 국채의 만기는 1년이 아니라 3개월 국채 수익률을 사용한다. 1년 만기 국채를 발행하지 않는 나라들이 많이 있기 때문이다. 그리고 1953년부터 1971년까지는 고정환율체계에 속해 있었으며, 1971년 이후는 변동환율체계에 속해 있다. 본 논문의 표본기간은 이와 같이 서로 다른 두 환율체계를 모두 포함하고 있으나 표본의 개수가 작아서 굳이 이 두 표본기간을 분리하지 않았다.

실증분석 결과 본 논문에서 설정한 2년 동안의 구성기간에 대한 내구재소비 예측요소 모형의 8개 통화포트폴리오의 횡단면적 가격 차이에 대한 결정계수(R^2) 값은 90% 이상으로 나타나고 있다. Lustig and Verdelhan(2007)이 벤치마크 모형으로 삼고 있는 EZ-DCAPM 모형의 결정계수 값이 87% 수준임을 감안할 때, 본 논문의 장기소비위험 모형의 설명력이 더 우수하다.

또한 상대적 위험기피도 추정치도 본 논문의 경우 93정도의 값을 나타내었는데, 이 값은 EZ-DCAPM의 모형의 상대적 위험기피도 추정치 113보다 더 작은 값으로서 더 현실에 가까운 추정치라고 할 수 있다. 또한 Hansen(1982)의 J-검정의 유의확률 값의 경우에도 EZ-DCAPM 모형의 경우 63% 정도로 추정되었으나 본 논문의 소비예측요소 모형의 J-검정 유의확률 값은 65% 이상의 값을 나타내어 모형의 전반적 적합도가 더 우수하다.

1.2. 연구의 목적

환율의 예측은 국제금융론의 어려운 과제 중 하나이다. 본 논문은 최근 활발히 논의되고 있는 장기소비위험 모형들 중에서 Hansen et al.(2008) 모형을 이용하여 통화포트폴리오의 횡단면적 차이가 얼마나 설명되고 있는지를 살펴보는 것을 목적으로 하고 있다. 본 연구의 목적을 보다 구체적으로 정리하면 다음과 같다.

첫째, 본 논문은 Lustig and Verdelhan(2007)이 사용한 Yogo(2006)의 동시소비 모형 대신 Hansen et al.(2008)의 장기소비 모형을 사용하여 통화포트폴리오 초과수익성의 횡단면적 차이를 얼마나 많이 설명할 수 있는지를 결정계수 값을 통하여 비교 검토한다.

둘째, 본 논문은 Yogo(2006)의 동시소비 모형에서 추정한 상대적 위험기피도와 Hansen et al.(2008)의 장기소비 모형에서 추정한 상대적 위험기피도 값을 서로 비교하면서 대표적 투자자의 투자행위를 어떤 모형이 더욱 현실에 가깝게 설명하는지를 비교 검토한다.

셋째, 본 논문은 Hansen의 J-검정 결과 동시소비 모형과 장기소비모형의 χ^2 검정통계량과 유의확률 값을 비교함으로써 이들 두 모형의 통화포트폴리오 초과수익성의 횡단면적 차이를 설명하는 모형의 전반적인 적합도가 어떤 모형이 더 높은지를 서로 비교 검토한다.

넷째, 본 논문은 CAPM이나 Fama-French 3요인 모형 등의 일반적인 벤치마크 모형들의 경우보다 소비위험 모형들의 통화포트폴리오 초과수익성에 대한 설명력이 얼마나 제고되는지를 검토한다.

다섯째, 본 논문은 소비예측요소 모형의 통화포트폴리오 초과수익성에 대한 설명력의 배후에는 경기변동에 따른 장기소비위험이 존재하고 있다는 사실을 확인하고자 한다. 즉, 장기소비가 낮은 경우에 수익률이 낮은 고금리 통화포트폴리오가 매우 위험한 포트폴리오로 취급되어 상대적으로 높은 평균적인 초과수익성을 나타낸

다. 반면 장기소비가 낮은 경우에 수익률이 상대적으로 높은 저금리 통화포트폴리오의 경우 상대적으로 안정적인 경기변동을 헤지하는 수단으로 간주되어 상대적으로 낮은 평균적인 초과수익성을 나타내게 되는 것이다.

2. 모형의 구성

2.1. 장기소비위험 모형

본 논문에서는 Hansen et al.(2008) 모형에 기초하여 통화포트폴리오 수익률의 횡단면적 차이를 설명하고자 시도한다. 이들은 대표적 투자자들이 다음과 같은 Epstein and Zin(1989)의 재귀적 효용 함수를 갖는다고 가정한다.

$$u_t = \left\{ (1 - \beta) c_t^{1-(1/\sigma)} + \beta [E_t u_{t+1}^{1-(1/\sigma)}]^{1/(1-\gamma)} \right\}^{1/(1-(1/\sigma))} \quad (1)$$

이 식에서 c_t 는 대표적 투자자의 소비수준인데, 본 논문에서는 소비의 측도로 비내구재와 내구재를 각각 사용하였다. 그리고 ρ 는 시점간 대체탄력성을 나타내며, γ 는 대표적 투자자의 상대적 위험 기피도를 나타낸다. 그리고 β 는 소비의 시간할인율을 나타낸다. 본 논문에서는 Hansen et al.(2008)에 따라서 이 β 값을 0.95로 설정한다.

한편, 이들은 로그소비가 상태변수 벡터에 선형적으로 의존하는 1계 VAR 확률과정을 따른다고 가정하였다. 이들에 따르면 $\ln c_{t+1} - \ln c_t = \mu^c + U_c x_t + \lambda_0 \omega_{t+1}$ 의 관계가 성립하고, 상태변수 벡터 x_t 는 $x_{t+1} = Gx_t + H\omega_{t+1}$ 의 관계를 만족하는데, 이 경우 G 는 1보다 작은 고유해(Eigenvalue)를 갖는다. 이 경우 시점간 대체탄력성의 값을 1로 가정하면, 시계열 $\{\omega_{t+1}; t = 0, 1, \dots\}$ 는 평균이 0이고 공분산 행렬이 단위행렬인 i.i.d. 확률과정을 따르게 된다. 이 경우 모형의 확률할인인자의 로그값은 다음 형태로 주어진다.

$$M_{t+1} \approx \ln \beta + (1 - \gamma) [E_{t+1} - E_t] \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s (\ln c_{t+1+s} - \ln c_{t+s}) - \frac{1}{2} (1 - \gamma)^2 (\sum_{s=0}^{\infty} \lambda_0 \beta^s)^2 \quad (2)$$

이 확률할인인자와 통화포트폴리오 i 의 수익률의 결합확률분포가 로그정규분포 확률과정을 따른다고 가정하면, (2)식의 로그 확률할인인자는 각 통화포트폴리오의 초과수익률 $R_{t+1}^{i,e}$ 에 대하여 다음과 같은 오일러 방정식을 만족한다.

$$E_t [R_{t+1}^{i,e}] + 0.5\sigma_i^2 = \alpha + (\gamma - 1) \bar{C} \text{Cov}_t (R_{t+1}^{i,e}, \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \Delta c_{t+1+s}) \quad (3)$$

본 논문은 비내구재의 경우보다 내구재를 소비측도로 사용하고 $\beta = 0.95$ 로 적용하고 소비예측요소 구성기간을 2로 설정한 경우에 (3)식에서 추정된 상대적 위험기피도 값은 94 정도의 값으로 나타나 본 모형이 내구재 동시소비 위험 모형이라고 할 수 있는 Yogo(2006) 모형보다 더 우수한 모형이라는 것을 확인하였다.

참고로 주식시장에 동 모형을 적용한 경우에 상대적 위험기피도 값은 10 정도의 값을 나타내는 것으로 알려져 있다. 여기에서 (3)식과 같은 오일러 방정식을 추정할 때, 본 논문에서 사용하는 표본의 크기가 50년 정도로서 대표본이라고 볼 수 없으므로, (3)식의 공분산에 대한 조건부 기대치를 구하는 것이 현실적으로 어렵다는 점을 감안할 필요가 있다. 따라서 비조건부 공분산을 이용하는 이들의 방법은 통화포트폴리오의 초과수익성에 대한 장기소비위험 모형을 추정하는데 적절한 방법이라고 평가할 수 있겠다.

본 논문은 해석적 편리함을 갖고 있는 Parker and Julliard(2005) 모형을 보다 일반화 한 모형이라고 할 수 있는 Hansen et al.(2008) 모형을 사용하여 대상자산인 통화포트폴리오 초과수익성에 기반하

여 각 계수들을 추정하고, 그 과정에서 통화포트폴리오의 초과수익성이 장기소비위험 요인에 의해서 거의 대부분 설명된다는 사실을 분석적으로 보여주었다고 평가할 수 있다.

3. 자료 및 변수

3.1. 통화포트폴리오의 구성

본 논문은 장기소비위험 모형의 통화프리미엄에 대한 설명력을 검증하기 위하여 Lustig and Verdelhan(2007)이 구성한 통화포트폴리오를 대상자산으로 설정한다.¹⁾ 본 절에서는 Lustig and Verdelhan(2007)이 통화포트폴리오를 어떤 방식으로 구성했는지를 간단하게 살펴보기로 한다. 이들은 미국의 투자자들이 전 세계 81개국의 통화에 투자한다고 가정했을 때 명목적인 금리차이를 기준으로 전세계 통화를 8개 그룹으로 나누고 통화포트폴리오를 구성한 후에 최종적으로 얻게 되는 달러화 표시 실질초과수익률을 각 통화포트폴리오 별로 표시하였다.

이처럼 통화포트폴리오를 구성하는 것은 금리의 변동과 무관하게 움직이는 개별통화의 분산 가능한 특수적인 구성부분을 제거하고 관심의 초점을 위험과 수익의 상충관계에 집중시키기 위해서이다. 통화포트폴리오를 이와 같은 방식으로 구성하게 되면, 각 포트폴리오의 실질초과수익률 값이 횡단면적으로 변동하게 되는 이유를 보다 선명하게 파악할 수 있게 된다.

여기에서 $R_{t+1}^{i,e}$ 는 미국 투자자가 1달러를 i 국 통화로 교환하여 단기국채를 매입하고 1년 후에 그것을 되팔아서 다시 달러로 환전할 때 얻게 되는 위험자산의 달러수익률을 의미한다. 이 경우 만약 $R_{t+1}^{i,e}$ 을 i 국 단기국채의 1년 동안의 명목 무위험 수익률이라고 정의하고, E_t^i 를 i 국 통화의 대 달러 환율이라고 정의한다면, $R_{t+1}^{i,e} = R_t^{i,e} (E_{t+1}^i / E_t^i)$ 로 정의할 수 있다. 이 경우에 i 국 단기국채에 투자한 경우의 달러화 실질 초과수익률은 $R_{t+1}^{i,e} = (R_{t+1}^{i,e} - R_t^i) / (P_t^i / P_{t+1}^i)$ 로 정의된다.

본 논문에서는 위에서 구성한 8개의 통화포트폴리오를 대상자산으로 설정하였는데, 이 각각의 통화포트폴리오의 실질초과수익률은 각 그룹에 속한 나라들의 단기국채에 투자한 경우의 달러화 실질 초과수익률의 횡단면적 평균치 즉, $(1/N_j) \sum_j R_{t+1}^{j,e}$, $j = 1, \dots, 8$.이 각 포트폴리오의 수익률로 나타난다. 이와 같은 각 포트폴리오의 평균초과수익은 간단하게 $E_t [R_{t+1}^{j,e}]$, $j = 1, \dots, 8$.로 쓸 수 있는데, 이와 같은 포트폴리오 실질초과수익률의 횡단면적 변동은 개별통화의 평균초과수익의 횡단면적 변동보다 크게 나타난다. 왜냐하면 개별통화의 경우 시간에 따라서 초과수익이 양의 값을 갖거나 음의 값을 가지게 되는 경우가 많아서 전체 표본기간에서 상쇄되어 정작 전체 표본기간의 시계열 평균값은 큰 변동성을 보여주지 않는 반면에, Lustig and Verdelhan(2007)이 구성한 통화포트폴리오의 경우 매년 말에 저금리 통화와 고금리 통화가 재구성되기 때문에 저금리 통화와 고금리 통화가 시간의 흐름에 따라 계속 새롭게 구성되기 때문이다.

통화포트폴리오를 이와 같은 방식으로 구성하게 되면 통화포트폴리오의 초과수익률의 큰 차이가 횡단면적으로 안정적으로 유지된다. 이와 같은 포트폴리오 초과수익률의 상대적 차이의 안정성

1) Retrieved October 4, 2013, from <http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.97.1.89>

은 시계열적으로 변동성이 큰 개별통화의 영향력을 연구의 대상에서 차단하는 효과를 갖는다. 이에 따라 연구의 초점은 시계열적으로 변동성이 큰 개별통화 초과수익률에서 탈피하여 시계열적으로 변동성이 상대적으로 낮은 저금리통화와 고금리 통화의 실질 초과수익률의 상대적 차이가 어떤 이유로 발생하는지를 규명하는 문제로 자연스럽게 옮겨갈 수 있게 된다.

논의 틀을 이와 같이 설정하는 것은 주식의 경우에도 동일하게 적용할 수 있다. 최근에 들어와서는 주식의 경우에도 개별주식의 수익률을 설명하는 것보다는 주식 포트폴리오의 수익률의 특성을 설명하는 것으로 논의의 중심이 옮겨갔다고 볼 수 있다. 예를 들면 최근의 대부분의 주가수익률에 대한 논의들은 규모와 장부가/시가 비율을 이용하여 구성된 Fama-French 25개 포트폴리오를 구성하여 주가수익률의 특성을 설명하는 형식을 띠고 있다. 이에 대한 보다 상세한 논의는 Fama(1976)을 참조할 수 있다.

본 논문의 데이터 패널은 전체 81개국을 포함한다. 그런데 각 국별 환율과 단기국채 수익률 데이터의 가용성이 달라서 표본기간이 나라별로 차이를 갖는다는 점을 고려할 필요가 있다. 또한 본 논문에서 사용한 환율과 단기국채 금리 데이터는 Global Financial Data에서 별도로 얻을 수 있다. 본 논문에서 사용한 각국별 단기국채 만기는 3개월인데, 이는 각국별로 만기가 1년인 경우가 드물기 때문이다. Lustig and Verdelhan(2007)는 코스타리카와 폴란드의 경우 3개월 단기국채 수익률 데이터가 없어서 6개월 만기국채 수익률을 사용한다고 밝히고 있다.

또한 각국의 표본기간은 국채수익률과 환율의 데이터 가용성에 따라 결정된다. 구체적으로 표본기간이 1953년부터 시작되고 있는 나라들은 미국, 영국, 오스트레일리아, 벨기에, 캐나다, 독일, 이탈리아, 네덜란드 등 8개국에 지나지 않으며, 나머지 73(=81-8)개국의 나라들의 데이터 가용성은 60년대 이후에 이루어지기 때문에 매년 통화포트폴리오에 포함되는 나라들의 숫자가 달라진다는 점을 참고할 필요가 있다.

<표 1> 8개 통화포트폴리오의 달러화 대비 실질초과수익률의 기초통계량

	PF1	PF2	PF3	PF4	PF5	PF6	PF7	PF8
$E_T[R_{t+1}^{i,c}]$	-0.0233	-0.0087	-0.0074	0.0032	-0.0015	-0.0021	0.0298	0.0203
STDV	0.0641	0.0669	0.0668	0.0850	0.0751	0.0820	0.0817	0.1254
Sharpe-Ratio	-0.3643	-0.1304	-0.1118	0.0387	-0.0201	-0.0259	0.3656	0.1619

주: Pf 1은 저금리 통화, Pf 8은 고금리 통화 포트폴리오를 나타냄.
Source: Retrieved October 4, 2013, from <http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.97.1.89>

<표 1>은 8개 통화포트폴리오의 미국 실질소비 단위로 표시한 실질초과수익률의 기초통계량을 나타내고 있다. 이 표에서 실질초과수익률이란 i 국의 단기국채에 투자한 경우의 수익률을 달러화로 환전했을 경우에 발생한 명목수익율이 미국 단기국채 수익률에 대해서 갖게 되는 초과수익률을 미국의 실질소비 1단위로 환산한 실질초과수익률 $R_{t+1}^{i,c} = (R_{t+1}^i - R_t^S) / (P_t/P_{t+1})$ 을 나타낸다.

<표 1>은 실질초과수익률을 미국투자자들의 실질소비 1단위로 환산한 평균적인 초과수익률 $E_T[R_{t+1}^{i,c}]$ 과 표준편차 및 샤프 비율을

나타내고 있다. 우선 각 포트폴리오 초과수익률의 평균값을 살펴보면, 금리차이가 큰 포트폴리오일수록 실질초과수익률의 값이 전반적으로 점차적인 상승을 나타내고 있다는 사실을 확인할 수 있다. 다만 예외적으로 pf8의 경우 실질초과수익률의 기대치가 pf7에 비해 떨어지고 있다. Lustig and Verdelhan(2007)은 pf8이 매우 높은 인플레이션을 겪고 있는 나라들의 통화로 이루어진 것으로 파악하고 있다.

이들은 pf8의 평균적인 명목금리와 미국 금리와의 차이는 전체 표본기간에 걸쳐서 16% 정도이며, 브레튼우즈 체제 이후에는 23% 정도로 나타난다고 보고하고 있다. 그런데 이 포트폴리오의 실질초과수익률이 오히려 pf7보다 줄어든다는 것은 이 포트폴리오의 커버되지 않은 이자율 평형 조건(UIP 조건)이 상대적으로 잘 작동하고 있다는 것을 의미한다. 실제로 Bansal and Dahlquist(2000)은 인플레이션율이 높은 경우에 UIP 조건이 잘 작동하고 있다는 점을 실증적으로 보여주고 있다.

한편 고금리 통화포트폴리오 PF7의 평균적인 실질초과수익률과 저금리 통화포트폴리오 pf1의 평균적인 실질초과수익률의 차이는 정확히 532 bp의 값을 나타내고 있다. 통화포트폴리오에 이와 같은 대규모의 안정적인 초과수익성이 존재한다는 것은 안정적인 위험요인의 존재를 예감하게 하는 대목이다. 한편 표준편차 부분을 살펴보면 저금리 통화의 경우에는 표준편차가 pf1부터 pf3까지 대부분 6% 중반대 값을 나타내고 있고, 나머지 포트폴리오의 경우에도 8% 내외의 안정적인 값을 나타내고 있어서 샤프 비율과 평균적인 실질초과수익률의 순서는 큰 차이를 나타내지 않는다.

3.2. 여타 자료 소개

한편 본 논문에서 사용한 금융 데이터와 거시요인들의 경우 Lustig and Verdelhan(2007)이 제공한 데이터베이스를 주로 사용하고 있으나 이 데이터베이스 이외의 가용한 출처를 소개하면 다음과 같다. 우선 본 논문에서 사용한 Fama-French 요인들은 미국의 Ken. French의 데이터 라이브러리에서 사용할 수 있다. 구체적으로 이 데이터는 <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/index.html>. (2013.10.4.검색 기준) 을 이용할 수 있다. 또한 Fama 채권 요인은 <http://wrds.wharton.upenn.edu>. (2013.10.4.검색 기준)에서 다운 받을 수 있다.

한편, 내구재의 경우에는 Yogo(2006)이 제공한 데이터를 이용하였다. 이들이 제공한 데이터는 <http://finance.wharton.upenn.edu/yogo>.(2013.10.4.검색 기준)를 참조할 수 있다.

4. 추정 및 검정방법론

4.1. 적률조건에 대한 GMM 추정

본 논문은 우선 통화포트폴리오의 횡단면적 초과수익성의 차이를 장기소비위험으로 설명하기 위하여 Hansen et al.(2008)를 실증적으로 적용하는데, 구체적으로는 위에서 살펴본 (3)식을 기본적인 오일러 방정식으로 설정한다. 이 식을 다시 한번 살펴보면,

$$E_T[R_{t+1}^{i,c}] + 0.5\sigma^2 = \alpha + (\gamma - 1)\widehat{cov}_T(R_{t+1}^{i,c}, \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \Delta C_{t+1+s}) \quad (3)$$

그런데 이 식을 기본적 오일러 방정식으로 적용할 때 있어서 실증적으로 무한한 기간에 걸쳐서 소비의 예측요소를 구성하는 것은 무의미하다고 볼 수 있으므로 한정된 시기에 국한하여 구성한

소비예측요소 $f_{t+1} = \sum_{s=0}^{S-1} \beta^s \Delta C_{t+1+s}$ 를 이용한다는 점을 주의할 필요가 있다. 이 경우 적률조건은 다음과 같이 주어진다.

$$h(\gamma, \alpha, \mu_{c,s}; \theta_{t+1}) = \begin{bmatrix} R_{t+1}^{i,e} + 0.5\sigma^2 - \alpha_{iN} - (\gamma - 1)Cov((R_{t+1}^{i,e}, (f_{t+1} - \mu_{c,s}))) \\ f_{t+1} - \mu_{c,s} \end{bmatrix} \quad (4)$$

이와 같은 적률조건에서 $R_{t+1}^{i,e}$ 는 i 번째 통화포트폴리오의 실질 초과수익률을 나타낸다. 그리고 σ^2 는 이들 통화포트폴리오의 실질 초과수익률의 분산을 나타낸다. 본 논문은 (8)식의 적률조건에서 Molloy et al.(2009)의 권고에 따라 추정 편의를 위하여 상수 α 를 고려하고 있다. 이는 통화포트폴리오의 횡단면적 가격결정이 좀 더 유연하게 이루어지기 위한 조치로 해석할 수 있다.

본 논문은 (4)식의 9개 적률조건인 $E[h(\gamma, \alpha, \mu_{c,s}; \theta_{t+1})] = 0$ 를 이용하여 Hansen(1982)의 J-검정을 수행한다. 이 경우 가중치는 8개 적률조건에 대해서는 단위행렬을 적용하고, 마지막 적률조건에 대해서는 그 비중이 작아지지 않도록 임의의 큰 값을 가중치로 적용한다.

통상적으로 J-검정에서는 (4)식의 8개 통화포트폴리오의 가격결정 오차의 조합과 소비예측요소의 평균값 추정의 오차의 조합 즉, $J = g_T(b)'W_T g_T(b)$ 를 최소화하는 파라미터를 추정하기 위하여 최적가중치 $W_T^* = S_T^{-1}Var(g_T)$ 를 적용한다. 이 최적가중치는 가격결정오차의 분산의 역수를 사용하는 것으로 알려져 있다. J-검정 통계량은 χ^2 분포를 따르며, 귀무가설 하에서 적률조건에 과다식별 제약조건을 부가하여 얻게 되는데, 모형의 전반적인 적합도를 나타내는 것으로 알려져 있다.

이처럼 통화포트폴리오에 대한 적률조건을 이용하여 모형의 계수에 대한 GMM 추정을 실시하게 되면, 중요한 계수추정치로서 상대적 위험기피도 값 γ 를 추정할 수 있다. 실증분석 결과 2년의 내구재 소비예측요소 구성기간을 사용하면 모형이 최적화된다는 사실을 확인하였다. 동 모형 하에서 추정된 γ 값은 94 정도의 값을 나타내고 있는데, 이 결과는 Lustig and Verdelhan(2007)이 벤치마크 모형으로 사용하고 있는 EZ-DCAPM의 모형의 경우 추정된 상대적 위험기피도 값인 113보다 상당히 작은 값을 확인할 수 있다.

이 결과는 본 논문에서 설정한 Hansen et al.(2008) 모형의 통화시장에 대한 적합도가 매우 높음을 나타내고 있다. 통상적으로 상대적 위험기피도는 위험의 시장가격으로 알려져 있는데, 통화시장의 경우에 추정된 위험의 시장가격이 주식시장의 경우 추정된 위험의 시장가격보다 더 큰 값을 갖는다는 사실을 확인할 수 있다. 참고로 Malloy et. al.(2009)에 따르면 주식시장에서 추정된 상대적 위험기피도 값은 미국의 경우 10정도의 값을 갖는 것으로 알려져 있다. 한편, 횡단면적 결정계수(R^2) 값은 다음과 같이 계산된다.

$$R^2 = 1 - Var(\hat{E}[R_{t+1}^{i,e}] - \hat{R}_t^e) / Var(\hat{E}[R_{t+1}^{i,e}]), \quad \hat{E}[x_t] = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t, \\ \hat{R}_t^e = \hat{\alpha}_s - Cov_T[\hat{m}_t^e, R_{t+1}^{i,e}] / \hat{m}^e = \hat{E}[(\hat{m}_t^e - \hat{\mu}_s) R_{t+1}^{i,e}] / \hat{\mu}_s \quad (5)$$

5. 실증분석 결과

5.1. 내구재 장기소비모형의 추정결과

8개 통화 포트폴리오의 초과수익률을 대상자산으로 설정하고, 내구재 소비를 이용하여 소비예측요소 모형에 대한 계수를 추정하

는 경우에 모형은 예측요소 구성기간이 2년인 경우에 최적화된다는 것을 <표 2>에서 확인할 수 있다.²⁾ 그리고 소비예측요소 구성기간을 2년 이상으로 확대하는 경우에 모형의 통화포트폴리오 초과수익률에 대한 설명력은 점차적으로 낮아지고 있다. <표 2>에서 소비예측요소 구성기간이 1년인 경우에 결정계수는 79% 정도로 나타나고 있으며, 예측요소 구성기간이 2년인 경우 8개 통화포트폴리오의 초과수익률에 대한 결정계수 값은 90% 이상으로 나타나고 있다.

<표 2> 내구재 소비모형의 추정결과

S	R ²	α (stdv)	γ (stdv)	p-value
1년	0.7863	0.0318(0.0083)	125.2166(21.7729)	0.5944
2년	0.9023	0.0269(0.0077)	93.9881(16.6747)	0.6554
3년	0.7540	0.0145(0.0072)	88.2756(16.6541)	0.5978
4년	0.3372	0.0028(0.0072)	51.8660(13.7341)	0.0669
EZ-DCAPM	0.8690	0.1460(0.0010)	113.3750(5.5580)	0.6280

주: 본 모형의 오일러 방정식은

$$E_t[R_{t+1}^{i,e}] + 0.5\sigma^2 = \alpha + (\gamma - 1)Cov_t(R_{t+1}^{i,e}, \sum_{s=0}^{S-1} \beta^s \Delta C_{t+1+s})$$

의 형태를 띠고 있는데, S = 1, 2, 3, 4의 경우를 살펴본 것임.

그리고 소비예측요소 구성기간을 3년, 4년으로 증가시키면 결정계수값이 각각 75%, 34% 수준으로 떨어져 서서히 떨어져서 통화포트폴리오에 대한 설명력이 완만하게 하락한다는 사실을 확인할 수 있다. 따라서 최적 소비예측요소 구성기간인 2년에 대하여, 모형의 통화포트폴리오 초과수익률의 횡단면적 차이에 대한 설명력이 벤치마크 모형보다 더 높게 나타난다는 사실은 본 논문에서 구성한 Hansen et al.(2008) 모형의 설명력이 얼마나 높은지를 말해주는 대목이라고 해석할 수 있다.

또한 내구재 소비모형으로 추정한 동시소비 모형의 상대적 위험기피도 값은 125정도의 값을 나타낸다. 이 상대적 위험기피도 값은 EZ-DCAPM의 상대적 위험기피도 값인 113보다 다소간 큰 값을 알 수 있다. 그러나 내구재 소비예측요소 구성기간을 2년으로 증가시키는 경우에 모형의 상대적 위험기피도 값은 94정도로 작아져서 EZ-DCAPM의 상대적 위험기피도 값인 113보다 더 작은 값을 갖는다는 사실을 확인할 수 있다. 통상적으로 상대적 위험기피도 값은 위험의 시장가격을 표현하는 것으로 알려져 있다.

따라서 주식프리미엄 퍼즐을 둘러싼 논의가 말해주는 바와 같이, 그 값이 지나치게 높은 경우에는 위험의 시장가격이 지나치게 높게 평가되고, 투자자들의 시장에 대한 참여도가 떨어지는 원인으로 진단되는 경우도 있다. 최적 예측요소 구성기간인 2년에서 내구재 소비예측요소 모형의 상대적 위험기피도가 벤치마크 모형의 경우보다 더 낮게 나타난다는 것은 모형의 전반적인 적합도가 벤치마크 모형보다 더 높다는 사실을 확인할 수 있다.

한편, J-검정의 유의 확률값을 살펴보면, 예측요소 구성기간이 2년인 경우에 동 유의확률값이 최대가 되어 65% 수준까지 상승한다. 그런데 동 모형의 J-검정 유의 확률값은 Lustig and Verdelhan(2007)이 벤치마크 모형으로 상정하고 있는 EZ-DCAPM의

2) 참고로 비내구재 소비측도를 이용하는 경우 소비예측요소 모형의 추정결과는 벤치마크 모형인 EZ-DCAPM의 경우보다 열등한 것으로 나타났다.

경우(62.8%)보다 오히려 높게 나타나고 있어, 본 논문에서 적용한 Hansen et al.(2008) 모형의 통화포트폴리오 실질 초과수익률의 횡단면적 차이에 대한 설명력이 얼마나 높은지를 확인할 수 있다.

전반적으로 내구재 소비모형의 추정결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 소비예측요소 기간이 2년인 내구재 장기소비 모형의 경우 Lustig and Verdelhan(2007)의 벤치마크 모형인 EZ-DCAPM의 경우보다 더 높은 결정계수 값을 나타내고 있다.

둘째, 위험의 시장가격을 나타내는 상대적 위험기피도 값은 소비예측요소 기간이 2년인 내구재 장기소비 모형의 경우 EZ-DCAPM의 경우보다 더 낮은 값을 갖게 된다.

셋째, J-검정 결과 나타나는 유의확률값의 경우에도, 소비예측요소 기간이 2년인 내구재 장기소비 모형의 경우 EZ-DCAPM의 경우보다 더 높은 유의확률값을 나타내고 있다. 따라서 모형의 적합도의 기준으로 삼았던 이 세 가지 기준에 대하여 소비예측요소 기간이 2년인 내구재 장기소비 모형의 경우 EZ-DCAPM의 경우보다 모두 다 우수한 결과를 나타내고 있음을 확인할 수 있다.

5.2. 여타 벤치마크 모형들의 추정결과 비교

앞에서는 본 논문에서 벤치마크 모형으로 상정할 수 있는 2년의 소비예측요소 구성기간을 갖는 내구재 장기소비위험 모형의 경우 EZ-DCAPM보다 더 우수하다는 사실을 확인할 수 있었다. 본 절에서는 동시 소비모형이라고 할 수 있는 EZ-DCAPM 이외의 기본적인 벤치마크 모형보다 장기소비 예측요소 모형의 통화포트폴리오 초과수익률의 횡단면적 차이에 대한 설명력이 얼마나 우수한지를 간략하게 살펴보고자 한다.

우선 CAPM의 경우 통화포트폴리오 초과수익률에 대한 결정계수가 6% 수준으로 나타나고 있다. 여기에서 알 수 있는 바는 시장포트폴리오 수익률은 통화포트폴리오 초과수익률을 설명하기에는 그 변동성이 너무 낮게 나타나고 있다는 사실을 알 수 있다. 또한 기업의 규모요인과 장부가/시가 비율 요인으로 구성된 Fama-French 3요인 모형의 경우에도 통화포트폴리오 초과수익률에 대한 결정계수 값이 약 20% 수준으로 나타나고 있어 모형의 전반적인 설명력이 본 논문의 벤치마크 모형인 장기소비위험 모형보다 떨어지고 있다고 평가할 수 있겠다.

한편, 통화포트폴리오는 각국별 금리차이에 의하여 구성되었으므로, 기간스프레드와 신용스프레드를 이용하여 구성된 Bond 2요인 모형의 경우 통화포트폴리오 초과수익률의 횡단면적 차이를 얼마나 설명하는지를 검토해 보았다. 그 결과 bond 2요인 모형의 경우 통화포트폴리오 초과수익률에 대한 결정계수 값이 약 38% 정도로 상당한 수준으로 증가했음을 알 수 있다.

<표 3> CAPM과 Fama-French 3요인 모형 등에 대한 추정결과

모형	CAPM	Fama-French 3요인 모형	Bond 2요인 모형	Fama-French 3요인+Bond 2요인 모형
R^2	0.0597	0.1983	0.3829	0.3732

주 : 본 표의 각 모형들의 오일러 식은 다음과 같이 설정됨.

CAPM : $E_t[R_{t+1}^E] = \alpha + \beta E_t[R_{t+1}^M - R^f]$

Fama-French 3요인 모형

: $E_t[R_{t+1}^E] = \alpha + \beta E_t[R_{t+1}^M - R^f] + \gamma E_t[SMB_{t+1}] + \delta \gamma E_t[HML_{t+1}]$

Bond 2요인 모형 : $E_t[R_{t+1}^E] = \alpha + \beta E_t[TM_{t+1}] + \gamma E_t[DF_{t+1}]$

FF3+Bond2:

$$E_t[R_{t+1}^E] = \alpha + \beta E_t[R_{t+1}^M - R^f] + \gamma E_t[SMB_{t+1}] + \delta \gamma E_t[HML_{t+1}] + \theta E_t[TM_{t+1}] + \mu E_t[DF_{t+1}]$$

각 오일러 식에서 $R_{t+1}^E, R_{t+1}^M, R^f, SMB_{t+1}, HML_{t+1}, TM_{t+1}, DF_{t+1}$ 는 각각 통화포트폴리오의 실질초과수익률, 미국의시장수익률, 무위험수익률, 규모프리미엄, 가치프리미엄, 채권 기간스프레드, 채권 신용스프레드.

그러나 여기서 동 모형에 Fama-French 3요인들을 부가하게 되면 통화포트폴리오 초과수익률에 대한 결정계수 값이 37% 수준으로 오히려 감소하고 있음을 확인할 수 있다. 따라서 bond 2요인 모형과 Fama-French 3요인 간에는 서로 상쇄되는 부분이 있어 모형의 통화포트폴리오 초과수익률에 대한 횡단면적 설명력을 떨어뜨리는 요인으로 작용하고 있다는 점을 알 수 있다.

전반적으로 평가한다면, 통화포트폴리오를 구성하는데 직접적인 역할을 수행한 금리와 관련하여 기간스프레드와 신용스프레드로 구성된 bond 2요인 모형의 통화포트폴리오 초과수익률에 대한 결정계수보다 장기소비위험 모형의 결정계수가 2배 이상 큰 값을 갖는다는 것은 장기소비위험 모형의 통화포트폴리오의 초과수익률에 대한 설명력이 얼마나 큰가를 단적으로 보여주는 사례라고 할 수 있겠다.

6. 결론

6.1. 연구의 요약

본 논문은 최근 활발하게 논의되고 있는 장기소비위험 모형들 중에서 Hansen et al.(2008)가 구성한 소비예측요소 모형을 이용하여 통화포트폴리오 실질 초과수익률의 횡단면적 차이에 대한 설명력이 얼마나 개선되는지 여부를 살펴보았다. 본 논문의 목적은 장기소비위험 모형에 대한 추정결과가 기존 연구에서 사용한 동시소비 벤치마크 모형보다 우수하게 나타나는지 여부를 확인하는 것이다. 실증분석 결과 본 논문에서 구성한 장기소비위험 모형은 세 가지 차원에서 모두 기존의 벤치마크 모형의 추정결과보다 오히려 우수한 결과가 나타났음을 보여주고 있다.

이 세 가지 차원이란, 통화포트폴리오 실질초과수익률의 횡단면적 차이를 전반적으로 설명하고 있는지 여부를 확인할 수 있는 결정계수(R^2), 시장위험의 가격을 나타낸다고 볼 수 있는 대표적 투자자의 상대적 위험기피도(γ), 그리고 전반적인 모형의 가격설명력을 나타내는 J-검정 유의확률(p-value) 등이다. 이 세 가지 요인을 통하여 모형의 전반적인 적합도와 설명력을 확인할 수 있다. 본 논문에서 도출한 구체적인 실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 통화포트폴리오의 실질초과수익률에 대한 횡단면적 차이에 대한 결정계수가 Lustig and Velderhan(2007)의 벤치마크 모형이라고 할 수 있는 EZ-DCAPM의 경우 87% 수준으로 나타나고 있었다. 그런데 본 논문에서 구성한 2년간의 내구재 소비예측요소 모형의 경우 동 결정계수 값이 90% 이상으로 나타나고 있어 통화포트폴리오 실질초과수익률에 대한 횡단면적 차이에 대한 설명력이 벤치마크 모형에 비해 다소간 더 높게 나타난다는 사실을 확인하였다.

둘째, 동시소비 벤치마크 모형인 EZ-DCAPM을 대상으로 추정 한 상대적 위험기피도 값은 113이지만, 2년간의 내구재 소비예측요소 모형을 대상으로 추정한 상대적 위험기피도 값은 93으로 전

자보다 20이나 작은 값을 나타내고 있다. 이처럼 본 논문에서 추정된 장기소비모형의 상대적 위험기피도가 상당수준 작게 나타난다는 것은 위험의 시장가격을 보다 현실에 가깝게 추정한다는 것이고, 이에 따라 본 논문에서 추정된 장기소비위험 모형의 경제적 타당성이 기존연구에서 설정한 동시소비 벤치마크 모형의 경우보다 오히려 더 높게 나타난다는 것을 확인할 수 있다.

셋째, 동시소비 벤치마크 모형인 EZ-DCAPM에서 추정된 J-검정 유의확률 값은 62.8%이지만, 2년간의 내구재 소비예측요소 모형에서 추정된 J-검정 유의확률 값은 65.5%로 오히려 더 높게 나타났다. 따라서 본 논문의 장기소비위험 모형의 통화 가격결정오차가 전반적으로 더 작은 값을 나타내고 있으며, 전반적인 모형의 적합도가 더 높게 나타난다는 것을 확인할 수 있다.

넷째, 본 논문의 장기소비위험 모형의 통화포트폴리오 실질초과수익률의 횡단면적 차이에 대한 설명력은 CAPM이나 Fama-French 3요인 모형의 경우보다 더 높게 나타난다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 더욱 중요하게는 통화포트폴리오를 구성하는데 직접적인 역할을 수행한 금리와 관련하여 기간 금리스프레드와 신용 금리스프레드로 구성된 bond 2요인 모형의 통화포트폴리오 초과수익률에 대한 결정계수(38.3%)보다 장기소비위험 모형의 결정계수(90.2%)가 2배 이상 큰 값을 갖는 것으로 파악되었다. 이는 장기소비위험 모형의 통화포트폴리오의 초과수익률에 대한 설명력이 포트폴리오의 구성에 암묵적으로 기여한 금리요인보다 더 크게 나타난다는 것을 확인시켜주고 있다.

6.2. 연구의 시사점

금리가 미국에 비하여 상대적으로 높은 국가들로 구성된 고금리 통화포트폴리오의 실질 초과수익률은 저금리 통화포트폴리오의 실질초과수익률에 비하여 평균 500 bp 이상의 안정적으로 높은 실질 초과수익률을 제공하고 있다. 이와 같은 금리차이에 의한 통화포트폴리오의 실질초과수익률의 횡단면적 차이는 체계적인 위험요인을 이용하여 합리적으로 설명되어야 한다.

본 논문은 오랫동안 자산시장의 퍼즐 중 하나로 남아 있었던 UIP 불균형을 소비위험 모형으로 설명하려고 시도한 많은 이론적 시도 가운데 하나라고 볼 수 있겠다. 특히 최근에 들어와 Lustig and Verdelhan(2007)은 통화포트폴리오의 실질초과수익률을 내구재 소비와 내구재 소비를 결합한 EZ-DCAPM으로 상당 부분 설명한 바가 있다. 그런데 이들이 벤치마크 모형으로 사용한 EZ-DCAPM은 동시소비 모형으로서 장기적인 소비변화 혹은 장기 소비위험을 고려하지 못한다는 한계를 갖고 있다.

그런데 Han and Jeung(2007) 등의 논의에 따르면 금리 및 환율의 변화는 단기간의 소비변화뿐만 아니라 순해외투자를 매개로 하여 장기소비의 변화와 연결된다는 사실을 알 수 있다. 본 논문은 환율의 변화에 있어서 이들이 논의한 장기소비 변화의 중요성을 주목하였다. 그 논의에 따르면 자산시장의 가격변화에 대응하여 투자자들은 현재와 미래의 소비를 전략적으로 변경시킨다고 해석할 수 있으며, 반대로 투자자들의 이와 같은 전략적인 소비선택 행위가 자산시장의 가격을 결정하는 주요 요인으로 작용한다는 사실을 알 수 있다.

본 논문은 이들이 제시한 이론적 아이디어에 기초하여 대표적인 장기소비 모형들 중에서 상대적으로 간단한 방식으로 구현할 수 있는 소비예측요소 모형을 추정하여 통화포트폴리오의 실질초과수익률에 대한 장기소비위험 요인의 설명력을 검토하고자 하였다. 실증분석 결과 본 논문에서 추정된 장기소비 예측요소모형의

설명력은 기존의 어떠한 벤치마크 모형들보다 더 우수한 설명력을 갖고 있는 것으로 나타났다.

본 논문의 실증분석 결과가 시사하는 것은 다음과 같다.

통화포트폴리오 중에서 금리가 미국에 비하여 상대적으로 높은 국가들로 구성된 고금리 통화포트폴리오의 실질초과수익률이 높게 나타나는 이유는 이들 통화 포트폴리오의 실질초과수익률이 경기순응적인 속성을 갖고 있다는 사실로서 합리적으로 설명된다. 즉, 소비수준이 낮게 떨어지는 경기불황기에 이들 고금리 통화포트폴리오는 지나치게 낮은 실질수익률을 제공하기 때문에 시장에서 고금리 통화포트폴리오의 가치가 낮게 평가되고 이에 따라 높은 실질 초과수익률로 보상되며, 이 통화 포트폴리오의 위험프리미엄이 증가하는 결과를 낳게 된다.

다른 한편, 금리가 미국에 비하여 상대적으로 낮은 저금리 국가들로 구성된 포트폴리오의 실질 초과수익률이 낮게 나타나는 이유는 이들 통화 포트폴리오의 실질초과수익률이 경기중화적인 양태를 보이기 때문이다. 이 경우 경기불황기에 소비수준이 낮은 수준으로 떨어진 경우 이 포트폴리오는 상대적으로 높은 실질 초과수익률을 제공한다. 따라서 투자자들은 이 저금리 포트폴리오가 소비위험을 헤지해 준다는 사실에 주목하고 동 포트폴리오는 시장에서 상대적으로 높은 가치로 평가된다.

이에 따라 저금리 포트폴리오의 가격은 높게 책정되므로 낮은 초과수익률을 갖게 되며, 이 통화 포트폴리오의 위험프리미엄은 낮은 수준으로 유지되는 결과를 낳게 된다. 장기 소비위험이 포트폴리오의 횡단면적 실질 초과수익률의 차이를 설명해주는 유력한 근거는 바로 이와 같은 논리적 분석 속에 내재되어 있다는 것을 알 수 있다.

6.3. 연구의 한계점 및 향후 연구방향

본 연구는 이론적으로 통화포트폴리오의 위험프리미엄을 기존 연구에서 사용한 여타의 벤치마크 모형에 비해 잘 설명하고 있다. 본 연구 모형의 높은 설명력은 기본적으로 장기소비위험 모형이 갖고 있는 경제적인 해석적 타당성에서 비롯되고 있는 것으로 판단된다. 이 결과는 단순한 이론적 차원에서 본 논문에서 추정된 장기소비위험 모형의 설명력이 여타 벤치마크 모형들에 비해 우수하다는 것을 보여주는 차원을 넘어서서, 외환시장의 투자실무에 있어서도 직접적으로 사용될 수 있는 결과로 판단된다.

본 논문에서 사용한 장기소비위험은 사실상 통화포트폴리오의 예상 실질 초과수익률을 예측해주는 요인으로 해석할 수 있으므로, 외환시장의 투자실무에서 본 연구결과를 응용할 가능성이 존재하는 것이다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 실무적 한계는 비교적 뚜렷하게 드러난다고 볼 수 있겠다. 우선 본 연구는 미국 데이터에 주로 기초하여 논의가 진행되었으므로 이 결과들을 우리나라의 외환시장에 바로 적용하기에는 일부분 한계가 있다고 판단된다.

또한 본 연구는 1년을 기본 단위로 장기 환율의 결정요인을 주로 장기소비위험 요인에서 찾고 있다. 따라서 단기적인 환율변화를 설명하는데 있어서 본 연구결과와 한계는 비교적 뚜렷하게 나타난다고 볼 수 있겠다. 한편 본 연구는 별도의 통화포트폴리오 구축 노력 없이 Lustig and Verdelhan(2007)이 구축한 통화포트폴리오 실질수익률 데이터를 그대로 사용하고 있다.

본 연구의 표본기간은 1953년부터 2002년까지로 국한되어 있다. 따라서 본 연구의 주요 한계는 표본기간이 지나치게 과거의 데이터를 사용하고 있다는 한계점을 갖는다. 이를 극복하기 위해서는 통화포트폴리오의 표본기간을 보다 최근으로 확장하여 최근의 통

화포트폴리오의 실질초과수익률 데이터를 확보해 나가려는 노력이 필요하다고 판단된다.

Received: September 15, 2013.

Revised: October 07, 2013.

Accepted: October 15, 2013.

References

- Backus, David K., & Gregor W. Smith (1993). Consumption and Real Exchange Rate in Dynamic Economies with Non-Traded Goods. *Journal of Internal Economics*, 35(3-4), 297-316.
- Bansal, Ravi, & Magnus Dahlquist (2000). The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies. *Journal of International Economics*, 51(1), 115-144.
- Breeden, Douglas T. (1979). An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296.
- Breeden, Douglas T., Michael R. Gibbons, & Robert H. Litzenberger (1989). Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM. *Journal of Finance*, 44, 231-262.
- Campbell, John Y. (1999). Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle. In *Handbook of Macroeconomics*. Volume 1C, ed. John B. Taylor and Mark Woodford, 1231-1303.
- Cochrane, John H. (2001). *Asset Pricing*. Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Epstein, Larry G., & Zin, Stanley E. (1989). Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework. *Econometrica*, 57(4), 937-969.
- Fama, Eugene F. (1976). *Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Securities Prices*. New York: Basic Books.
- Han, Bok-Yeun & Jeung, Ji-Young (2007). *International Finance*, Korea National Open University Press.
- Hansen, Lars Peter (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50, 1029-54.
- Hansen, Lars P., Heaton, John C., & Li, Nan (2008). Consumption Strikes Back?: Measuring Long-Run Risk. *Journal of Political Economy*, 116, 260-302.
- Hodrick, Robert J. (1987). *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. Chur: Harwood Academic Publishers.
- Jagannathan, Ravi, & Wang, Zhenyu. (1996). The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, 51(1), 3-53.
- Lewis, Karen K. (1995). Puzzles in International Financial Markets', In *Handbook of International Economics*. Volume 3, ed. Gene M. Grossman and Kenneth Rogoff, 1913-1971.
- Lustig, Hanno, & Verdelhan, Adrien. (2007). The Cross Section of Foreign Currency Risk Premia and Consumption Growth Risk. *American Economic Review*, 97(1), 89-117.
- Malloy, Christopher J., Moskowitz, Tobias J., & Vissing-Jørgensen, Annette (2009). Long-Run Stockholder Consumption and asset returns. *Journal of Finance*, 64(6), 2427-2479.
- Meese, Richard A., & Rogoff, Kenneth (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24.
- Parker, A. Jonathan, & Julliard, Christian (2005). Consumption Risk and the Cross Section of Expected Returns. *Journal of Political Economy*, 113, 185-222.
- Rangvid, Jesper, Schmeling, Maik, & Schrimpf, Andreas (2009). Global Asset Pricing : Is There a Role for Long-Run Consumption Risk? Working Paper.
- Rubinstein, Mark (1976). The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options. *Bell Journal of Economics*, 7, 407-425.
- Sarkissian, Sergei (2003). Incomplete Consumption Risk Sharing and Currency Risk Premiums. *Review of Financial Studies*, 16(3), 983-1005.
- Son Sam-Ho, Hwang Sei-Woon, and Binh Ki-Beom (2012). Business Cycle Implication of Long-Run Risk Consumption CAPM: Korean Stock Market Evidence. *Korean Journal of Futures and Options*, 20(3), 265-295.
- Yogo, Motohiro. (2006). A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Return. *Journal of Finance*, 61(2), 539-580.