

## 내구재/비내구재 소비 비율의 변동과 자산가격 결정이론\*

홍기석\*\*

### 요약

본 연구는 내구재(주택) 소비를 도입한 새로운 자산가격 모형 특히 Piazzesi, Schneider, and Tuzel(2007, 이하 PST)의 모형이 자산 가격 이론의 대표적 문제점 중의 하나인 주식 프리미엄 퍼즐을 해결할 수 있는지를 실증적으로 살펴본다. 분석 결과에 의하면 파라미터 값들에 대한 가정에 따라 모형의 설명력이 달라질 수 있으나 어느 경우에도 PST 모형의 설명력이 통상적인 자산가격 모형보다 특별히 더 높지는 않은 것으로 보인다. 첫째, 내구재 자산가격 모형에서 가장 중요한 역할을 담당하는 주택 소비/비내구재 소비 비율은 PST의 설명과 달리 경기역행적으로 나타난다. 따라서 이 비율의 변동을 이용하여 주식 프리미엄에 대한 설명력을 높이기 위해서는 PST의 가정과 반대로 내구재 소비와 비내구재 소비 간의 기간내 대체탄력성이 총소비의 기간간 대체탄력성보다 작다는 가정이 필요하다. 둘째, 대체탄력성을 포함한 파라미터들의 값을 최적으로 가정하는 경우에도 PST 모형의 설명력이 통상적인 자산가격 모형보다 크게 개선되지는 않은 것으로 나타난다. 셋째, 주택 소비와 비내구재 소비의 비율 대신 주택 소비 지출액과 비내구재 소비 지출액의 비율을 사용하는 경우에는 기간내 대체탄력성이 1과 거의 동일하다는 가정 하에서 주식 프리미엄의 크기를 충분히 설명할 수 있는 것으로 나타난다. 그러나 기간내 대체탄력성이 1인 경우에는 지출액 비율을 사용하는 것이 이론적으로 타당하지 않으므로 이 역시 PST 모형을 지지하는 결과라고 보기는 어렵다.

주제분류 : B030603

핵심 주제어 : 자산가격 결정모형, 주식 프리미엄, 주택 소비, 대체탄력성

\* 본 연구는 이화여자대학교 2008년 재임교원 교내연구비의 지원으로 수행되었음을 밝힙니다.

\*\* 이화여자대학교 경제학과, e-mail: khong@ewha.ac.kr

## I. 서론

최근 자산가격 결정이론에서 많은 주목을 받고 있는 접근방법 중의 하나는 전통적인 소비자 선택 모형에 내구재 소비(특히 주택 소비)를 추가로 도입하는 것이다. 본 연구의 목적은 이러한 접근방법의 타당성을 이론적·실증적으로 재검토하는 데 있다. 특히 이 접근방법 하에서는 소비자의 효용함수가 내구재와 비내구재에 대해서 분리가능하지 않다고 가정하므로 자산가격의 결정에 있어서 내구재 소비/비내구재 소비의 비율이 가장 핵심적인 역할을 하게 되는데, 본 연구는 이 분야의 선구적 연구라고 할 수 있는 Piazzesi, Schneider, and Tuzel(2007, 이하 PST)의 연구를 중심으로 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 중요성을 재검토해보기로 한다.

PST의 모형에 의하면 위험기피적인 소비자들은 미래의 비내구재 소비 수준의 불확실성에 의해서만 영향을 받는 게 아니라 미래의 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 불확실성에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 어떤 자산에 대한 위험 프리미엄의 크기는 이 두 가지 측면의 불확실성에 대한 고려에 따라 결정되게 된다. 전통적인 자산가격 모형이 미래의 비내구재 소비 수준의 불확실성만을 고려하는 데 비해 이들의 모형에서는 또다른 불확실성 요인이 추가적으로 고려되므로, 이들의 모형은 전통적인 자산가격 모형에 비해 주식 프리미엄의 높은 수준을 보다 더 잘 설명할 여지가 있다고 할 수 있다. 실제로 PST는 비내구재 소비 및 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 시계열적 특성과 소비자의 기간간 대체탄력성(intertemporal elasticity of substitution) 및 기간내 대체탄력성(intratemporal elasticity of substitution)의 크기에 관한 특정 가정들 하에서 자신들의 모형이 주식 프리미엄을 충분히 설명할 수 있음을 보였다.

그러나 PST 모형의 이러한 성공은 두 가지 측면의 불확실성(특히 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 변동성) 및 소비자의 효용함수에 관한 특정 가정들의 조합을 전제로 한 것이므로, 만일 가정들의 올바른 조합이 이루어지지 않을 경우에는 오히려 PST 모형이 전통적인 모형보다 더 낮은 설명력을 가질 수도 있을 것이다. PST와 유사한 방식으로 전통적인 자산가격 모형에 내구재 소비를 도입한 다수의 다른 연구들이 PST와 일치하지 않는 결과를 얻은 것도 바로 이들 연구들에서 불확실성 요인의 분산 및 공

분산, 효용함수의 파라미터 값 등이 다르게 전제되었기 때문이라고 할 수 있다. 따라서 PST 모형 혹은 보다 일반적으로 주택 소비를 도입한 자산가격 모형의 타당성을 평가하기 위해서는 비내구재 소비 및 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 시계열적 특성과 소비자 효용함수의 형태에 관한 보다 엄밀한 고려가 요구된다.

본 연구는 이러한 문제 의식 하에 미국의 비내구재 소비 및 주택 소비와 주식 수익률 자료를 이용하여 PST 모형의 타당성을 재검토한다.<sup>1)</sup> 보다 구체적으로 본 연구에서는 미국의 소비 및 주식 자료가 주식 프리미엄의 크기와 일관성을 가지기 위해서는 기간간 대체탄력성과 기간내 대체탄력성이 어떤 값들을 가져야 하는지를 분석함으로써 주택 소비의 도입이 자산가격 모형에 대하여 가지는 함의를 살펴보고자 한다. 또한 주택 소비 자료의 경우 측정 오차의 문제가 중요할 수 있으므로 다양한 자료들을 고려함으로써 결과의 신뢰도를 높이고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II절에서는 내구재 자산가격 모형과 관련된 기존의 연구들을 간단히 소개한다. III절에서는 PST 모형을 중심으로 내구재 자산가격 모형의 이론적 함의를 재검토한다. IV절에서는 미국의 소비 및 주식 자료를 이용하여 III절의 PST 모형의 타당성을 실증적으로 살펴보고, V절에서는 내구재 자산가격 모형이 실제 자료와 좀 더 부합하기 위해서는 효용함수의 파라미터들이 어떤 값을 가져야 하는지를 간단한 시뮬레이션을 통하여 살펴본다. VI절은 결론이다.

## II. 기존 연구

기존의 자산가격 결정이론에 내구재를 도입한 최근의 연구들로는 PST 외에 Yogo(2006), Lustig and Nieuwerburgh(2005), Davis and Martin(2006), Flavin and Nakagawa(2008), Cocco(2005), Yao and Zhang(2005) 등을 들 수 있다. 먼저 Yogo(2006)의 연구는 PST와 서로 매우 유사한데, 두 연구 모두 소비자의 효용함수가 내구재와 비내

1) 우리나라의 자료를 사용하지 않는 이유는 미국에 비해서 자료의 시계열이 훨씬 더 짧을 뿐 아니라 우리나라의 경우 주식 프리미엄이 그다지 높지 않기 때문이다.

구재에 대해서 분리가능하지 않다고 가정하며 따라서 내구재 소비와 비내구재 소비의 상대적인 크기에 따라 소비자의 자산선택 행위가 달라질 수 있음을 보여주고 있다. 특히 이 연구들에 의하면 내구재와 소비재 간의 기간내 대체탄력성이 충분히 크고 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 경기순행적으로 움직이는 경우를 상정함으로써 자산가격 이론의 다양한 퍼즐들을 효과적으로 설명할 수 있는 것으로 나타난다. 그러나 실제로 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 움직임이 경기변동 주기에서 어떤 패턴을 나타내는지에 대해서는 의문의 여지가 있다. PST가 사용한 자료의 경우에는 이 비율의 변동이 주로 2차 대전 직후의 수년간의 움직임에 의해서 거의 전적으로 좌우된다는 문제점이 있으며 Yogo(2006)의 경우에는 주택 서비스 관련 지출이 비내구재 소비로 분류되는 등 내구재 소비와 비내구재 소비의 구분이 자의적으로 이루어지고 있다는 문제점이 있다.

Lustig and Nieuwerburgh(2005)는 내구재 시장에 유동성 제약이 존재하며 개인간 이질성이 존재하는 경우에도 PST 및 Yogo(2006)가 상정하는 대표적 개인(representative agent) 모형의 경우와 유사하게 경제 전체의 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 중요한 변수로서 등장하게 됨을 보여준다. 따라서 이 연구는 PST 및 Yogo(2006)의 연구를 이론적으로 확대한 것이라고 볼 수 있다.

한편 Davis and Martin(2006)과 Flavin and Nakagawa(2008)는 내구재 자산가격 모형이 상당히 유용하지만 모든 문제를 다 해결하는 것은 아님을 보여준다. Davis and Martin(2006)은 PST와 Yogo(2006)의 기본적인 가정을 받아들여더라도 그들의 모형을 이용하여 주택 수익률, 주식 수익률, 무위험 수익률의 평균적인 수준을 동시에 설명하는 것은 불가능하다고 주장한다. 이들에 의하면 주택 수익률 및 주식 수익률의 수준을 설명할 수 있는 파라미터 값들 하에서는 무위험 수익률의 수준이 최저 13%로서 지나치게 높게 얻어진다. 따라서 결과적으로 내구재 자산가격 모형은 기각된다고 볼 수 있다. Flavin and Nakagawa(2008)는 PST와 마찬가지로 소비자의 효용을 내구재와 비내구재에 대한 일반적인 형태의 함수로 가정함으로써 기존의 비내구재 소비만을 포함한 자산가격 결정모형보다 설명력을 높일 수 있음을 보여주고 있다. 특히 이들은 내구재 자산가격 모형을 이와 구조적으로 유사한 습관형성(habit formation) 모형과

직접적으로 비교함으로써 내구재 자산가격 모형이 습관형성 모형보다 실제 자료와 더 잘 부합한다고 결론짓고 있다. 그러나 이들의 추정결과에 의하면 내구재와 비내구재 간의 기간내 대체탄력성은 약 0.13으로서 매우 낮게 나타난다. 또한 내구재와 비내구재 간의 기간내 대체탄력성에 대한 보다 최근의 연구인 Yoshida(2007)를 보더라도 탄력성의 크기가 0.4-0.9 정도로서 Flavin and Nakagawa(2008)의 추정치보다는 크지만 PST의 가정(1보다 큰 값)보다는 더 작다. 만일 이처럼 기간내 대체탄력성의 크기가 작다면, 아래 III절에서 설명되듯이 내구재 자산가격 모형을 이용하여 다양한 퍼즐들을 설명하기 위해서는 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 오히려 경기역행적이어야 한다. 따라서 Flavin and Nakagawa(2008) 및 Yoshida(2007)의 연구는 PST 및 Yogo(2006)에서 상정되고 있는 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 변동 패턴에 대해서 보다 주의 깊은 검토가 필요함을 간접적으로 시사한다고 볼 수 있다.

보다 이전에 발표된 Cocco(2005), Yao and Zhang(2005)의 연구들은 내구재(주택)의 존재로 인하여 소비자의 금융자산 포트폴리오의 구성이 어떻게 달라지는가를 살펴보고 있다. 특히 Cocco(2005)는 주택이 자산에서 차지하는 비중에 따라 주식시장에 대한 참가 여부가 달라질 수 있으며, Yao and Zhang(2005)은 주택을 보유한 경우와 주택을 임대한 경우에 주식보유의 비중이 달라질 수 있음을 보여준다. 그러나 두 연구 모두 모형의 현실성을 높이기 위하여 부동산 시장의 다양한 마찰적 요인들을 도입한 결과 모형이 지나치게 복잡해져서 주로 시뮬레이션 결과에 의존하여 논의를 전개하고 있다. 따라서 이들 연구들로부터 내구재 소비 및 내구재 가격의 결정요인에 대한 직관적인 이해를 얻기는 힘들다.

자산가격 결정이론에 내구재 소비가 도입되기 이전부터 소비의 대상으로서의 내구재에 대한 연구는 Mankiw(1982) 이후 지속적으로 이루어져 왔다. Mankiw(1982)에 의하면 비내구재 소비에 대한 Hall(1978)의 가설을 내구재 소비에 적용할 경우 내구재 소비지출은 MA(moving average) 계수가 음의 값을 가지는 MA(1) 과정을 따라야 하나 실제 내구재 소비지출은 이보다 훨씬 더 지속성이 높은 것으로 나타난다. 내구재 소비가 비내구재 소비에 비해서 충격에 시차를 가지고 반응한다는 사실은 그 이후에 Bernanke(1985), Caballero(1990) 등에 의해서 거듭 확인된 바 있다.

이처럼 내구재 소비가 충격에 대하여 시차를 가지고 반응하는 이유에 대해서 여러 가지 요인들이 고려되어 왔으나 가장 대표적인 것으로는 조정비용의 존재를 들 수 있다. 먼저 통상적인 이차함수 형태의 조정비용이 존재할 경우에는 잘 알려진대로 충격의 효과가 여러 기간에 걸쳐 시차를 두고 나타날 것으로 예상할 수 있다. 또한 Grossman and Laroque(1990)에 의하면 고정 조정비용이 존재할 경우에는 내구재 소비는 소위 (S, s) 모형에 따라 움직이게 된다.<sup>2)</sup> 따라서 조정비용의 존재를 가정함으로써 Mankiw(1982)의 가설이 내구재 소비 자료와 부합하지 않는 이유와 과거의 충격들이 내구재 소비에 지속적으로 영향을 미치게 되는 이유를 설명할 수 있다.

이상의 연구들은 모두 조정비용 때문에 내구재 소비가 충격에 대하여 느리게 반응할 것이라는 점을 시사한다. 예를 들어 항상소득에 음의 충격이 발생한 경우 비내구재 소비는 비례적으로 감소하지만 내구재 소비는 전혀 감소하지 않거나 비례 이하로 감소할 것으로 예상할 수 있다. 만일 경기침체를 항상소득에 음의 충격이 발생한 경우라고 정의한다면, 이는 곧 내구재 소비/비내구재 소비의 비율이 경기역행적으로 움직일 수 있음을 의미한다.<sup>3)</sup> 따라서 기존의 내구재 소비 관련 연구들에 의하더라도 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 경기순행적으로 움직인다는 PST 및 Yogo (2006)의 전제는 재검토될 필요가 있는 것으로 판단된다.

### Ⅲ. 이론적 논의

이상 선행 연구들의 정리에서 나타난 바와 같이 내구재 소비/비내구재

2) 특히 Grossman and Laroque(1990)는 내구재 소비와 금융자산 포트폴리오 구성의 문제를 동시에 고려함으로써 내구재의 존재가 금융자산에 대한 수요에 어떤 영향을 미치는가를 분석하고 있다는 점에서 최근의 내구재 자산가격 모형과도 밀접한 관련을 가진다. 다만 Grossman and Laroque(1990)의 모형에서는 비내구재가 존재하지 않으며 내구재가 가치 척도(numeraire)의 기능을 대신하고 있다.

3) Caballero(1990)는 조정비용 하의 내구재 소비가  $\Delta \log H_t = \epsilon_t$  (random walk) 대신  $\Delta \log H_t = \alpha_0 \epsilon_t + \alpha_1 \epsilon_{t-1} + \alpha_2 \epsilon_{t-2} + \dots$  같은 MA 과정으로 나타내어질 수 있다고 보았다. 만일 비내구재 소비가  $\Delta \log C_t = \epsilon_t$ 로 주어진다면  $\Delta \log(H_t/C_t)$ 는  $\Delta \log C_t$ 와 음의 상관관계를 가지게 됨을 쉽게 확인할 수 있다.

소비 비율은 최근의 자산가격 결정모형에서 매우 중요한 역할을 담당한다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 기존의 연구들에서는 이 비율의 결정에 대해 이론적으로나 실증적으로 충분한 분석이 이루어지지 않은 것으로 판단된다. PST 및 Yogo(2006)는 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 경기 순환적인 경우를 상정함으로써 다양한 퍼즐들에 대하여 일관성 있는 설명을 제시하고 있다. 그러나 만일 Flavin and Nakagawa(2008) 및 Yoshida(2007)의 추정결과와 같이 내구재 소비와 비내구재 소비 간의 대체탄력성이 낮다면 퍼즐들을 설명하기 위해서는 오히려 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 경기역행적일 필요가 있을 것이다. 또한 내구재 소비에 관한 기존의 연구들을 보더라도 내구재 소비에 대한 조정비용의 존재로 인하여 경기침체기에는 비내구재 소비가 상대적으로 더 많이 감소하고 활황기에는 비내구재 소비가 상대적으로 더 많이 증가하는 경우를 예상할 수 있는데, 이는 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 경기역행적으로 움직임을 의미한다.

본 절에서는 이러한 문제의식 하에 먼저 비내구재 소비와 내구재 소비가 동시에 존재하는 소비자 선택 모형을 고려함으로써 자산 가격에 있어서 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 어떤 역할을 하게 되는가를 이론적으로 재검토하고자 한다.

## 1. 주택 소비가 존재하는 경우의 자산가격 모형

여기서 고려되는 모형은 PST, Davis and Martin(2006), Yoshida(2007) 등의 모형과 동일하다. 효용함수는 비내구재와 내구재의 복합재에 대하여 정의되며 이 복합재의 생산은 CES 생산함수를 통하여 이루어진다. 따라서 소비자의 효용은 일반적으로 내구재 소비와 비내구재 소비에 대해서 분리가능하지 않다. 단 통상적인 효용함수의 경우와 마찬가지로 효용의 기간간 분리가능성(time separable)은 그대로 유지한다.

$$U(C_t, H_t) = \frac{(\gamma C_t^\alpha + (1-\gamma)H_t^\alpha)^{\frac{1-\sigma}{\alpha}}}{1-\sigma} \quad (1)$$

위 식에서  $C_t$ 는  $t$ 기의 비내구재 소비,  $H_t$ 는  $t$ 기의 내구재(주택) 소비를 나타내며,  $\alpha$ 는 비내구재와 내구재 간의 기간내 대체탄력성을 결정하는 파라미터이며  $\sigma$ 는 소비자의 위험기피도를 나타내는 파라미터이다. 일반적으로  $\alpha \in (-\infty, 1)$ 이며  $\sigma \in (0, \infty)$ 로 주어진다.  $\alpha = 0$ 인 경우는 복합재의 생산함수가 Cobb-Douglas 함수인 경우에 해당하며  $\alpha = 1 - \sigma$ 인 경우는 효용함수가 내구재 소비와 비내구재 소비에 대해서 분리가능한 경우에 해당한다. 한편  $\gamma$ 는 소비자의 효용에 있어서 내구재 소비와 비내구재 소비의 상대적 중요성을 나타내는 것으로서  $\gamma \in (0, 1)$ 이다. 식 (1)의 효용함수에 의하면  $C_t$ 와  $H_t$ 의 기간내 대체탄력성은  $1/(1-\alpha)$ 로 주어지며 복합재의 기간간 대체탄력성은  $1/\sigma$ 로 주어진다.

이제 식 (1)의 효용함수에다 소비자의 예산제약 및 목적함수에 관한 통상적인 가정들을 더함으로써 다음과 같은 최적화의 1계 조건을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 E_t[m_{t+1}(1+r_{t+1})] &= 1 \\
 m_{t+1} &= \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma} \left[\frac{1+k(H_{t+1}/C_{t+1})^\alpha}{1+k(H_t/C_t)^\alpha}\right]^{\frac{1-\sigma-\alpha}{\alpha}}, \\
 k &= (1-\gamma)/\gamma \\
 \text{or } m_{t+1} &= \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma} \left[\frac{X_{t+1}}{X_t}\right]^{-\frac{1-\sigma-\alpha}{\alpha}}, \\
 X &= P_c C / (P_c C + P_H H) \tag{2}
 \end{aligned}$$

위 식에서  $r_{t+1}$ 은  $t+1$ 기의 자산 수익률이며,  $\beta$ 는 시간할인률,  $P_c$ 와  $P_H$ 는 비내구재 소비와 내구재 소비의 가격을 나타낸다. 식 (2)는 어떤 자산의 수익률에 대해서도 성립되어야 하므로  $r_{t+1}$ 은 주식 수익률을 나타낼 수도 있고 무위험 수익률을 나타낼 수도 있다. 즉 최적 상태에서는 위에 정의된 가격 결정함수(pricing kernel)인  $m_{t+1}$ 을 통하여 모든 자산의 가격 혹은 수익률이 서로 동일한 가치를 가져야 한다는 것이 식 (2)의 의미이다. 따라서 식 (2)에서 가장 중요한 것은 당연히 가격 결정함수인  $m_{t+1}$ 의 형태라고 할 수 있다. 통상적인 자산가격 모형에서는  $m_{t+1}$ 이 비내구재

소비의 증가율  $C_{t+1}/C_t$ 만의 함수로 주어지나 식 (2)에서는  $m_{t+1}$ 이  $C_{t+1}/C_t$  외에 내구재(주택)와 비내구재의 비율인  $H_{t+1}/C_{t+1}$ 에 의해서도 영향을 받게 된다. 즉 위험의 척도가 미래의 비내구재 소비  $C_{t+1}$ 의 불확실성과 내구재/비내구재 비율  $H_{t+1}/C_{t+1}$ 의 불확실성의 두 가지로 주어지게 되는 것이다. PST는 비내구재 소비의 불확실성에 따른 위험을 일반적인 소비 위험(consumption risk)으로, 그리고 내구재/비내구재 비율의 불확실성에 따른 위험을 구성 위험(composition risk)으로 정의하고 있다. 한편 내구재와 비내구재 사이의 최적 선택에 관한 1계 조건에 의하면 내구재/비내구재 비율과 내구재 소비 지출액/비내구재 소비 지출액 비율 사이에는 일정한 관계가 존재하므로, 구성 위험은  $H_{t+1}/C_{t+1}$  대신 내구재 소비 지출액/비내구재 소비 지출액 비율에 의해서도 표시될 수 있다. 식 (2)의 마지막 식이 바로 여기에 해당된다. 단 식 (2)에서 사용된 지출액 비율  $X_{t+1}$ 은 전체 소비 지출액에서 비내구재 소비 지출액이 차지하는 비율을 나타낸다. 또한 구성 위험을  $H_{t+1}/C_{t+1}$ 로써 나타낼 때와  $X_{t+1}$ 로써 나타낼 때에 적용되는 승수의 부호가 서로 반대인 점에 유의할 필요가 있다.

식 (2)를 주식 수익률과 무위험 수익률에 대하여 각각 적용한 다음 두 식을 결합함으로써 주식 프리미엄에 관한 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$E_t[r_{m,t+1} - r_{f,t+1}] = \frac{-cov_t[m_{t+1}, r_{m,t+1}]}{E_t[m_{t+1}]} \\ = -cov_t[m_{t+1}, r_{m,t+1}] * (1 + r_{f,t+1}) \quad (3)$$

식 (3)에서  $r_{m,t+1}$ 은  $t+1$ 기의 주식 수익률,  $r_{f,t+1}$ 은  $t+1$ 기의 무위험 자산 수익률을 나타내며,  $E_t$ 와  $cov_t$ 는  $t$ 기 시점에서 평가된 기대치와 공분산을 나타낸다.

## 2. 이론의 함의

주식 프리미엄이 식 (3)에 의해서 제대로 설명되기 위해서는 식 (3)의

공분산 항목이 충분히 큰 값을 가져야 한다. 통상적인 자산가격 모형에서 주식 프리미엄이 잘 설명되지 않는 이유는 비내구재 소비 증가율과 주식 수익률 간의 공분산이 매우 작기 때문이다. 그리고 비내구재 소비 증가율과 주식 수익률 간의 공분산이 작은 근본적인 이유는 비내구재 소비 증가율의 변동이 매우 작기 때문이다. 식 (3)의  $m_{t+1}$ 은 식 (2)에 정의된 바와 같이 비내구재 소비 증가율 외에 내구재/비내구재 비율의 변화까지 포함하고 있으므로, 적어도 원칙적으로는 통상적인 자산가격 모형의 가격 결정함수(pricing kernel)보다 더 큰 변동을 창출해낼 여지가 있다. PST는 선형 근사식을 통하여 주식 프리미엄을  $(C_{t+1}/C_t)\sigma$ 와 주식 수익률 간의 공분산 즉 소비 위험(consumption risk)과  $(X_{t+1}/X_t)^{(1-\sigma-\alpha)/\alpha}$ 와 주식 수익률 간의 공분산에 의해서 결정되는 부분 즉 구성 위험(composition risk)의 합으로 나타내고 있다. 따라서 소비 위험이 작더라도 구성 위험이 충분히 크다면 주식 프리미엄의 크기가 설명될 수 있는 것이다.

그런데 구성 위험 항목은  $\sigma$ 와  $\alpha$ 의 상대적인 크기에 따라서  $X_{t+1}/X_t$ 과 주식 수익률 간의 공분산이 양의 값을 가질 때 높은 값을 가질 수도 있고 그 반대일 수도 있다. PST는 소비의 기간간 대체탄력성보다 비내구재와 내구재간의 기간내 대체탄력성이 더 크며 또한 기간내 대체탄력성의 값이 1보다 크다고 가정하고 있는데, 이는 각각  $1-\sigma-\alpha < 0$ 과  $\alpha > 0$ 에 해당한다. 또한 PST는 경기 침체기에 내구재 소비가 상대적으로 더 많이 감소하는 경우를 고려하고 있는데, 이는  $X_{t+1}/X_t$ 과 주식 수익률 간의 공분산이 음인 경우에 해당한다. 따라서 PST의 가정 하에서는 식 (2) 및 (3)이 통상적인 자산가격 모형보다 주식 프리미엄을 보다 잘 설명할 여지가 있다. 실제로 PST는 시뮬레이션을 통하여 그들의 모형이 주식 프리미엄의 크기를 잘 설명할 수 있음을 보여 준다. 그러나 식 (2)와 (3)에 의하면  $(1-\sigma+\alpha)/\alpha > 0$ 이고  $X_{t+1}/X_t$ 과 주식 수익률 간의 공분산이 양인 경우에도 주식 프리미엄은 크게 나타날 수 있다. 즉 만일 기간내 대체탄력성의 값이 1보다 작다면 경기 침체기에 내구재 소비가 상대적으로 덜 감소할수록 주식 프리미엄이 설명될 여지가 많아지는 것이다.

실제로 기존의 연구들 및 일반적인 인식에 의하면 대체탄력성의 크기나 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 움직임 모두 PST의 가정과 다를 가능

성이 있다. 먼저 기간내 대체탄력성과 기간간 대체탄력성의 크기에 대해서는 매우 다양한 추정치들이 존재하므로 대체탄력성의 크기에 관한 PST의 조건들 특히  $\alpha > 0$ 의 조건이 충족되지 않을 수 있다. 일반적으로 기간간 대체탄력성의 크기가 그리 크지 않게 추정된다는 점을 고려할 때<sup>4)</sup>  $1 - \sigma - \alpha < 0$ 의 조건은 성립할 수 있지만, 과연 기간내 대체탄력성의 절대적 크기가 1보다 큰지( $\alpha > 0$ )에 대해서는 논란의 여지가 많은 것이다. 이론적으로 볼 때  $\alpha > 0$  하에서는 내구재의 상대 가격이 상승할 경우 내구재 소비의 상대적 크기가 비례 이상으로 감소하게 되어서 내구재 소비 지출액/비내구재 소비 지출액 비율이 하락하여야 한다. 그러나 일반적으로 주택 가격이 높은 지역일수록 전체 소비 지출에서 주택 소비 지출이 차지하는 비중이 더 낮아지는 않을 것으로 예상된다. 실제로 Stokey(2009)는 미국의 27개 도시의 주택 가격 및 소비 지출 자료에 대한 회귀분석을 통하여 주택 가격이 높은 지역일수록 주택 소비 지출의 비중이 더 높음을 보여주고 있는데, 이로부터 추정되는 기간내 대체탄력성의 크기는 약 0.45이다. 또한 미국의 대도시 자료를 분석한 Davis and Ortalo-Magné (2009)의 연구는 주택 소비 지출액 비율이 지역간·기간간에 거의 차이가 없이 일정하다는 점에 주목하여 기간내 탄력성의 크기를 1로 추정하고 있다. 이 외에도 앞의 II절에서 설명되었듯이 최근의 다수 연구들은 기간내 대체탄력성이 1보다 작은 것으로 추정하고 있다. 만일 기간내 대체탄력성이 1보다 작다면 주식 프리미엄을 설명하기 위해서는 PST의 주장과 반대로  $X_{t+1}/X_t$ 과 주식 수익률이 같은 방향으로 움직이는 경향이 있다고 가정해야 할 것이다.

한편 내구재 소비의 상대적 크기( $H_{t+1}/C_{t+1}$  또는  $1/X_{t+1}$ )의 시계열적 움직임 또한 PST의 주장과 달리 경기역행적일 가능성이 있다. 만일 조정비용의 존재 등으로 인하여 내구재 소비가 비내구재 소비에 비해 느리게 조정된다면  $H_{t+1}/C_{t+1}$ 은 경기침체에 높아지는 경향이 존재할 것이며,

4) 예를 들면 Hall(1988)과 Dynan(1993)은 기간간 대체탄력성이 0에 가깝다고 주장하며, Skinner(1985)는 0.3-0.5, Blundell, Meghir, and Neves(1993)는 0.5, Attanasio and Weber(1995)는 0.6-0.7, Vissing-Jorgensen(2002)은 0.3-1, Ziliak and Kniesner(2005)는 0.7-1, Mulligan(2002), Gruber(2006), Vissing-Jorgensen and Attanasio(2003) 등은 1-2로 추정하고 있다.

이 경우 PST의 대체탄력성 가정 하에서는 오히려 식 (2)와 (3)이 통상적인 자산가격 모형보다 더 낮은 설명력을 가질 수도 있다.

## IV. 실증 분석

이처럼 구성 위험과 관련된 PST의 가정들은 논란의 여지가 있다고 할 수 있다. 만일 실제로 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 경기순행적이라면 효용함수의 파라미터 값들에 대한 PST의 가정들이 지지될 수 있지만, 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 경기역행적이라면 파라미터 값들에 대한 가정이 잘못된 것이거나 아니면 내구재 자산가격 모형 자체가 적절하지 않다고 해야 할 것이다. 따라서 본 절에서는 실제 자료에 있어서 내구재 소비/비내구재 소비 비율이 어떻게 움직이는지를 살펴보고자 한다. 특히 본 절에서는 보다 주의 깊게 작성된 최근의 주택 관련 자료들에 대한 분석을 통하여 주택 소비/비내구재 소비 비율이 어떤 패턴을 나타내며, 이 패턴에 의할 때 식 (3)으로 주어지는 주식 프리미엄의 크기가 실제 주식 프리미엄의 크기와 부합하기 위해서는 어떤 파라미터 값들이 필요한지를 살펴볼 것이다.

### 1. 자료

식 (3)의 추정에 필요한 변수는 비내구재 소비, 주택 소비, 무위험 수익률, 주식 수익률 등이다. 그 동안 주식 프리미엄에 관한 연구들은 주로 미국 자료를 대상으로 이루어졌으므로 본 연구에서도 이들 변수들에 대한 미국의 자료를 사용하기로 한다. 모든 자료들은 대부분의 경우 분기별 자료이며 필요한 경우에는 연간 자료도 사용된다.

먼저 비내구재 소비  $C$ 는 BEA(Bureau of Economic Analysis)의 NIPA(National Income and Product Accounts) 자료를 이용하여 구축할 수 있다. 통상적인 자산가격 모형에서는 국민계정에 나와 있는 비내구재 및 서비스 소비의 합을 사용하지만 서비스 소비에는 임대료를 비롯한 주택 소비 항목들이 포함되어 있다. 따라서 주택 소비와 여타 소비의 구분

이 중요한 본 연구에서는 비내구재 및 서비스 소비의 지표를 새로이 정의할 필요가 있다. 여기서는 PST의 정의를 따라 비내구재 소비와 서비스 소비를 더한 값에서 의류 및 신발과 주택 소비를 뺀 다음 이를 다시 가구수로 나누어준 값을  $C$ 의 지표로 사용하기로 한다. 이 때 실질값을 구하기 위해서는 PST에서와 같이 NIPA에 나와 있는 해당 항목들의 디플레이터를 사용하거나 CPI의 해당 부분을 사용할 수 있는데, 두 가지 중 어느 것을 사용하는 경우에도 결과는 거의 동일하므로 이하에서는 NIPA의 디플레이터를 이용한 결과만을 보고하기로 한다.

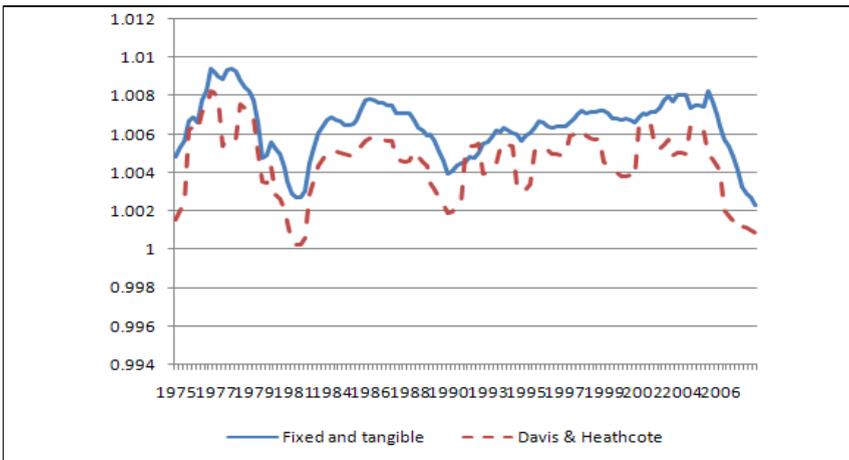
$C$ 를 이렇게 정의할 경우  $H$ 의 지표로는  $C$ 의 정의에서 제외되었던 주택 소비를 사용하는 방법을 생각해볼 수 있다. 그러나 국민계정에 나와 있는 주택 소비의 경우 그 가격이 제대로 추정되지 않는 경우가 많다 (Bosksin et al.(1996)). 따라서 명목 주택 소비를 실질 주택 소비로 바꾸는 과정에서 오류가 발생할 가능성이 높다. PST는 바로 이러한 이유 때문에 식 (2)의  $H/C$  비율 대신  $X$  즉 비내구재 소비 지출액과 총소비 지출액(=비내구재 소비 지출액+주택 소비 지출액)의 비율을 사용하고 있다. 앞에서 설명되었듯이 이는 최적화의 1계 조건에 의해 주어지는  $H/C$ 와  $X$  사이의 관계를 이용한 것이다. 그러나 이에 대한 비판도 존재한다. 미국의 경우 국민계정 상의 주택 소비지출의 약 70%가 귀속 임대료(imputed rent)에 해당하는데, Davis and Martin(2006)에 의하면 귀속 임대료 자료는 매우 부정확하므로 주택 소비지출의 명목액을 사용하는 것도 바람직하지 않다는 것이다.<sup>5)</sup>

본 연구에서는 주택 소비에 관한 다양한 자료들을 고려함으로써 주택 소비/비내구재 소비 비율의 경기변동성을 보다 엄밀히 살펴보기로 한다. 특히 PST와 같이 국민계정에 나와 있는 주택 소비 지출액과 비내구재 소비 지출액의 비율을 사용하는 외에 Davis and Heathcote(2007) 및 BEA의 주택 스톡 자료도 동시에 고려한다. 주택 서비스에 대한 소비가 주택 스톡의 크기와 비례한다고 가정한다면 주택 스톡을 주택 소비  $H$ 의 지표로

5) 한편 Yogo(2006)는 내구재 소비와 비내구재 소비를 측정함에 있어서 귀속 임대료를 포함한 주택 서비스 지출을 비내구재 소비로 분류하고 있다. 그러나 주택이 내구재의 가장 대표적인 항목이라는 점은 여러 가지 면에서 자명하다. 주택의 경우 다른 어떤 내구재보다도 조정비용이 크며, 위의 효용함수 (1)에 나타난 복합재의 생산이라는 측면에서도 주택은 다른 비내구재와의 결합을 통하여 최종적인 소비가 가능하게 하는 핵심적인 역할을 한다고 볼 수 있다.

사용하는 것이 타당하다고 할 수 있다. Davis and Heathcote(2007)의 자료에 나타난 총주택 스톡의 명목가치는 2000년 Decennial Census of Housing 자료와 국민계정의 주택 건설 투자 자료를 결합한 것이며 주택 가격은 Freddie Mac USA Conventional Mortgage Home Price Index(NHHPI)의 반복 매매 가격지수를 나타낸다. 따라서 총주택 스톡의 명목가치를 주택 가격 지수로 나누어 줌으로써 실질 총주택 스톡을 구할 수 있다. 이 자료는 <http://morris.marginalq.com/>에 공개되어 있다. 주택 스톡에 관한 또다른 자료로는 BEA에서 발표하는 Net Stock of Fixed Reproducible Tangible Wealth의 주거용 자산 스톡 자료를 이용할 수 있다. 이 자료에는 주거자산 세부 항목별로 명목 가치와 2005년 기준 실질 가치가 모두 나와 있는데 여기서는 실질 가치를 사용한다. 단 이 시리즈는 연간 자료이므로 다른 변수들과의 통일성을 위해서는 분기별 자료로 구축할 필요가 있다. 이를 위해서는 국민계정의 분기별 주택 건설 투자 자료를 이용하여 영구재고법을 적용하기로 한다. 즉  $H_{t+1} = (1 - \delta)H_t + I_t$ (여기서  $I_t$ 는 주택 건설 투자의 실질값)에 따라 분기별 자료를 구축한다. 이 때 분기별 감가상각률  $\delta$ 의 값으로는 0.003을 사용하며, 국민계정의 주택 건설 투자의 연간 합이 스톡 자료의 연간 차액과 다를 때에는 두 값의 비율을 구하여 국민 계정의 투자 자료를 일괄적으로 규모 조정하였다.

**【그림 1】 주택 스톡의 증가율**



Davis and Heathcote(2007)의 주택 스톡 자료와 Net Stock of Fixed Reproducible Tangible Wealth 자료로부터 구한 주택 스톡 자료가 얼마나 유사한가를 확인하기 위하여 두 시리즈의 분기별 증가율을 비교해 보면 그림 1과 같다. Davis and Heathcote(2007)의 자료가 1975년 이후에 대해서만 발표되어 있으므로 그림에도 1975년 이후 기간만이 나타나 있다. 그림에서 보듯이 서로 독립적으로 구한 두 주택 스톡 자료는 상당히 유사한 움직임을 나타내고 있다. 두 시리즈 간의 상관계수는 약 0.85이다. 따라서 본 연구의 분석을 위해서는 어느 자료를 사용하더라도 무방할 것이나, Net Stock of Fixed Reproducible Tangible Wealth 자료가 더 긴 기간(1925년 이후)에 대해서 사용가능하므로 이하의 분석에서는 이 자료를 사용하기로 한다.

무위험 수익률과 주식 수익률의 지표로는 일반적으로 널리 사용되는 3개월 만기 재무성 채권 이자율과 Shiller에 의해서 제공되는 주가 수익률 자료를 이용하기로 한다. 재무성 채권 이자율은 연율로 표시되어 있으므로 분기별 자료와의 일관성을 위하여 4로 나누기로 한다. Shiller의 주가 및 배당 자료는 월별로 나와 있으므로 이를 이용하여 분기별 수익률을 직접 구하였다. 재무성 채권 이자율과 주식 수익률은 모두 비내구재 소비의 가격 상승률을 차감함으로써 실질 수익률로 변환하였다.

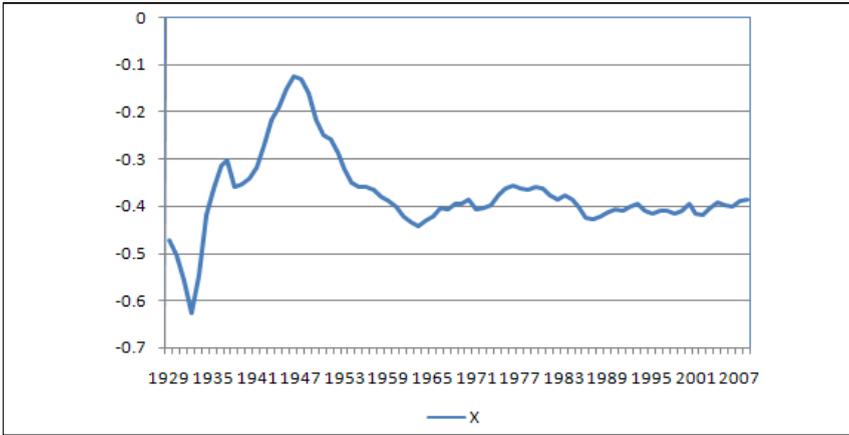
## 2. 분석 결과

### 1) PST 자료와의 비교

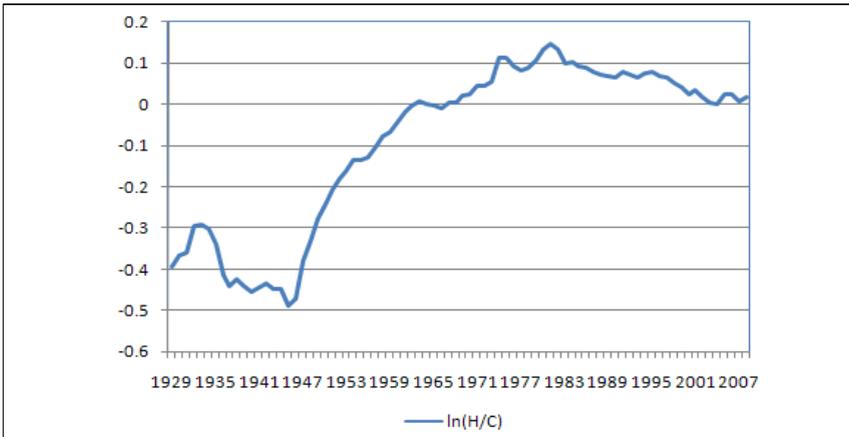
먼저 본 연구에서 사용되는 비내구재 소비  $C$ 와 지출액 비율  $X$ 가 PST에서 사용된 자료와 충분히 유사한지를 확인하기 위하여  $X$ 와  $\ln(H/C)$ 의 그래프를 그려보면 그림 2 및 그림 3과 같다. 단  $\ln(H/C)$ 에 사용된  $H$ 는 PST에서와 마찬가지로 NIPA의 실질 주택 소비를 나타낸다. PST는 NIPA의 실질 주택 소비 자료를 신뢰하지는 않지만  $X$ 와  $H/C$  비율의 움직임을 비교함으로써 기간내 대체탄력성이 1보다 크다는 자신들의 가정을 정당화하기 위하여  $H$ 를 보조적으로 사용하고 있다. 또한 PST에서와 마찬가지로 그림 2와 3에 사용된 자료는 모두 연간 자료이다. 그림 2와 3을 각각 PST의 그림 1 및 그림 2와 비교해 보면  $X$ 와  $\ln(H/C)$  모두 PST

의 시리즈와 거의 동일함을 알 수 있다. 따라서 본 연구는 PST와 실질적으로 동일한 자료를 사용함으로써 그들 결과의 타당성을 재검토한다고 할 수 있다. 물론 앞에서 설명된 바와 같이 본 연구에서는 PST가 사용한 자료 외에 주택 스톡 자료도 추가로 고려하게 된다.

【그림 2】 비내구재 소비 지출액/총소비 지출액 비율(=  $X$ )의 추세



【그림 3】 주택 소비/비내구재 소비 비율의 로그값(=  $\ln(H/C)$ )의 추세



## 2) 주택 소비/비내구재 소비 비율의 경기적 특성

이제 주택 소비/비내구재 소비 비율의 경기적 특성을 파악하기 위하여 주택 소비/비내구재 소비 비율의 증가율과 비내구재 소비 증가율 및 주식

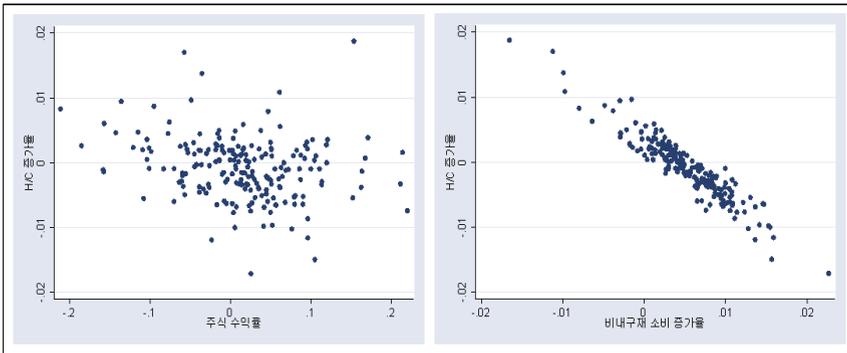
수익률과의 상관관계를 살펴보기로 한다. PST는 주택 소비와 비내구재 소비의 비율  $H/C$  대신 비내구재 소비 지출액/총소비 지출액의 비율  $X$ 를 주로 살펴보고 있으나, 여기서는 먼저 BEA의 주택 스톡 자료를 이용하여  $H/C$  비율의 움직임을 살펴본다. 만일 Davis and Ortalo-Magné (2009)의 주장대로 기간내 대체탄력성이 1에 가깝다면  $H/C$ 의 변화와 상관없이  $X$ 는 거의 변화하지 않을 것이므로  $H/C$  비율을  $X$ 로 대체하는 것이 적절하지 않기 때문이다. 1959년 1/4분기부터 2009년 4/4분기까지의 분기 자료를 이용하여  $H/C$  비율의 증가율과 비내구재 소비( $C$ ) 증가율 및 주식 수익률과의 관계를 그려보면 그림 4와 같다.<sup>6)</sup> 그림 4에서 보듯이  $H/C$  비율의 증가율과  $C$  증가율 사이에는 매우 강한 음의 관계가 존재한다. 둘 사이의 상관계수는  $-0.94$ 이다. 또한  $H/C$  비율의 증가율과 주식 수익률 사이에도 비교적 강한 음의 관계가 존재한다. 둘 사이의 상관계수는  $-0.24$ 이다. 이러한 결과가 얻어지는 이유를 좀 더 자세히 알아보기 위하여  $H$ 의 증가율과  $C$ 의 증가율 및 주식 수익률의 관계를 그려보면 그림 5와 같다. 그림 5에 의하면 비내구재 소비가 증가할 때 주택 소비 또한 증가하는 경향이 있는 것으로 나타난다. 두 증가율 사이의 상관계수는 약  $0.34$ 이다. 한편 주택 소비 증가율과 주식 수익률 사이에는 유의한 상관관계가 발견되지 않으며, 두 변수 사이의 상관계수는 약  $-0.06$ 이다. 그림 4와 5의 결과를 종합하면 비내구재 소비와 주택 소비는 같이 움직이는 경향이 있으나 비내구재 소비의 변동에 비해서 주택 소비의 변동폭이 상대적으로 훨씬 작기 때문에 결과적으로  $H/C$  비율의 증가율과  $C$  증가율 사이에는 음의 상관관계가 존재한다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 주택 소비/비내구재 소비 비율이 경기동행적이라기보다는 경기역행적임을 의미하는 것으로서 PST의 주장과는 상반된다.

본 절의 결과가 특정 표본 기간에 국한된 것이 아님을 확인하기 위하여 PST가 사용한 1929년 이후의 연간 자료도 고려하여 보았으나 결과에는 별 차이가 없었다. 연간 자료를 이용하여 표본 기간을 1959년 이후로 설정할 경우에는  $H/C$  비율의 증가율과  $C$  증가율 사이의 상관계수가  $-0.84$ , 1947년 이후로 할 경우에는  $-0.86$ , 1929년부터 할 경우에는  $-0.85$ 로 나타난다. 또한  $H$ 의 지표로 BEA의 스톡 자료 대신 NIPA의 실

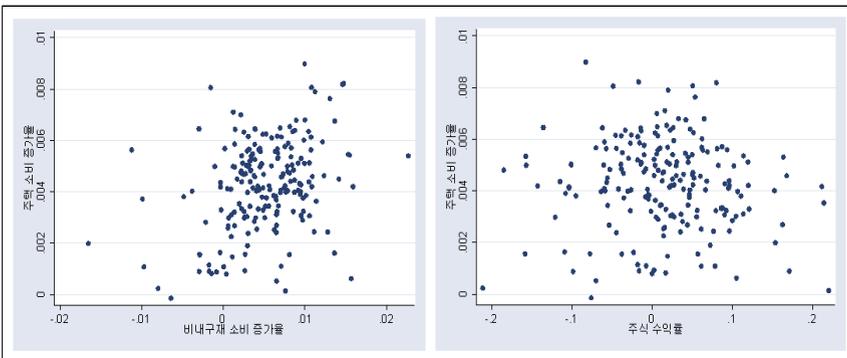
6) BEA의 분기별 자료는 1959년 이후부터 발표되어 있다.

질 주택 소비에 관한 연간 자료를 사용하는 경우에도 유사한 결과가 관찰된다.  $H/C$  비율의 증가율과  $C$  증가율 사이의 상관계수는 1959년 이후 기간의 경우에는  $-0.70$ , 1947년 이후의 경우에는  $-0.73$ , 1929년 이후의 경우에는  $-0.64$ 로 나타난다.

【그림 4】 주택 소비/비내구재 소비 비율(=  $H/C$ )의 경기적 특성



【그림 5】 주택 소비의 경기적 특성

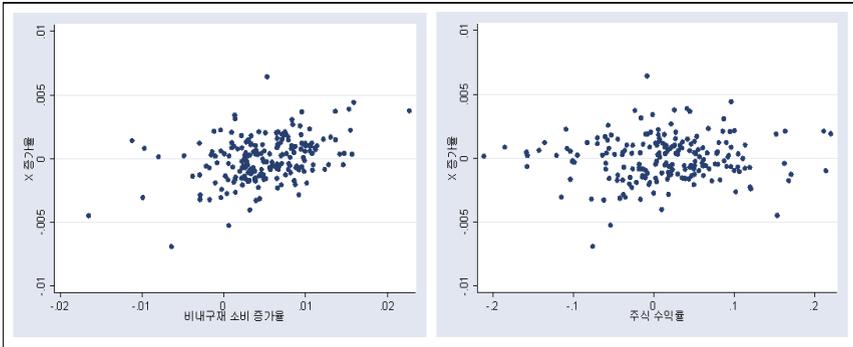


한편 PST는 주택 소비와 비내구재 소비의 비율  $H/C$  대신 식 (2)의 마지막 부분에 나와 있는대로 비내구재 소비 지출액이 총소비 지출액에서 차지하는 비율  $X$ 를 사용하였으므로, 그들의 가정에 대한 보다 공정한 평가를 위해서는  $X$ 의 증가율이 비내구재 소비 증가율 및 주식 수익률과 어떤 관계를 가지는지를 살펴보는 게 필요할 수도 있다. 따라서 그림 6은 그림 4 및 5에서와 같이 1959년 1/4분기부터 2009년 4/4분기까지의 분기 자료를 이용하여 지출액 비율  $X$ 의 움직임을 살펴보고 있는데, 그림 6에

의하면  $X$ 의 증가율과 비내구재 소비 증가율 사이에는 유의한 양의 관계(상관계수 0.39)가 존재하며  $X$ 의 증가율과 주식 수익률 사이에는 뚜렷한 관계가 존재하지 않는 것으로 나타난다(상관계수 0.05). 만일 PST의 가정이 타당하다면  $H/C$ 가 경기동행적인 것과 마찬가지로  $X$ 는 경기역행적이어야 할 것이다. 그러나 그림 6은  $X$ 의 증가율과 비내구재 소비 증가율 및 주식 수익률 사이에는 오히려 양의 관계가 존재함을 보여준다. 즉 그림 6은 그림 4 및 5에서 사용된 주택 스톡 자료와 전혀 다른 자료를 사용하는 경우에도 여전히 유사한 결과가 얻어짐을 보여준다.

또한 앞에서와 마찬가지로 연간 자료를 이용함으로써 그림 6의 결과가 특정 표본 기간에 국한된 것이 아님을 확인할 수 있다. 연간 자료를 이용하여 표본 기간을 1959년 이후로 설정할 경우에는  $X$  증가율과  $C$  증가율 사이의 상관계수가 0.22, 1947년 이후로 할 경우에는 0.39, 1929년 이후로 할 경우에는 0.48로 나타난다.

【그림 6】 비내구재 소비 지출/총소비 지출 비율(=  $X$ )의 경기적 특성



이상 그림 4부터 6까지의 결과는 PST의 전제와 달리 주택 소비/비내구재 소비 비율의 변동이 경기와 무관하거나(주식수익률과의 상관관계를 볼 때) 오히려 경기역행적임(비내구재 소비 증가율과의 상관관계를 볼 때)을 시사하는 것으로 판단된다. 식 (3)에서 보듯이 주택 소비를 도입한 자산가격 결정모형에 있어서 가장 중요한 것은 바로 주택 소비/비내구재 소비 비율의 증가율과 비내구재 소비 증가율, 그리고 주식 수익률 간의 공분산이라고 할 수 있다. 그러나 실제 자료에 나타난 공분산은 PST의 가정들과는 잘 부합하지 않는 것으로 보인다. 따라서 시뮬레이션에 의존한 PST의 분

석과 달리 실제 자료를 이용할 경우에는 식 (3)을 통하여 주식 프리미엄을 충분히 설명하기가 용이하지 않을 것으로 예상할 수 있다. 다음 절에서는 식 (3)의 모형이 실제 자료와 더 잘 부합하기 위해서는 효용함수에 관한 PST의 가정들이 어떻게 바뀔 필요가 있는지를 살펴보기로 한다.

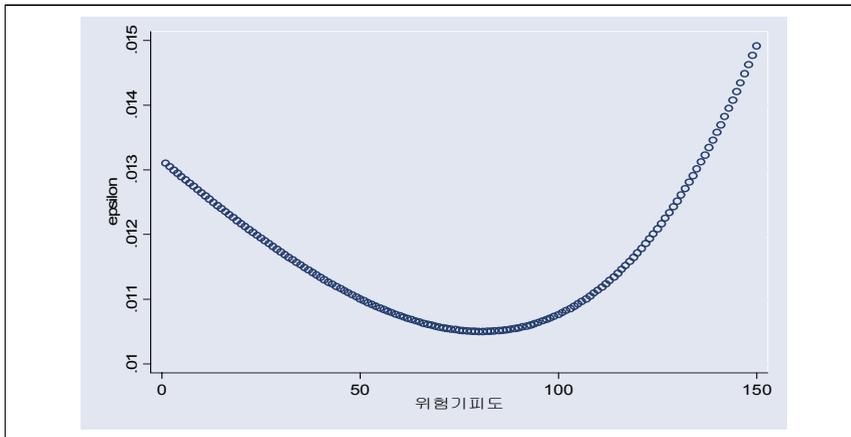
## V. 주택 소비와 주식 프리미엄

이제 자산가격 모형에 주택 소비/비내구재 소비 비율을 도입할 경우 실제로 주식 프리미엄이 보다 잘 설명될 수 있는지, 그리고 그렇게 되기 위해서는 효용함수의 파라미터들에 대한 어떤 가정들이 필요한지를 검토하기로 한다. PST는  $1 - \sigma - \alpha < 0$ (기간내 대체탄력성)기간간 대체탄력성)과  $\alpha > 0$ (기간내 대체탄력성)의 가정 하에 시뮬레이션을 통하여 주식 프리미엄이 설명될 수 있음을 보이고 있다. 여기서는 시뮬레이션 대신 실제 자료를 이용하여 파라미터 값들의 다양한 조합에 따라 어떤 결과가 얻어지는지를 살펴보기로 한다. 만일 PST의 주장이 타당하다면 주식 프리미엄은 그들이 가정한 파라미터 값들 하에서 가장 잘 설명될 것이다. 그러나 앞에서 보았듯이 주택 소비/비내구재 소비 비율은 PST의 가정과 반대로 경기 역행적으로 움직이는 것으로 나타난다. 따라서 지금까지의 논의가 타당하다면 주식 프리미엄은 PST의 가정과는 다른 파라미터 값들 하에서 더 잘 설명될 수 있을 것이다.

먼저 통상적인 자산가격 결정모형 하에서 주식 프리미엄이 제대로 설명되지 못하는 현상이 본 연구의 자료에서도 관찰되는지를 확인해 보기로 한다. 통상적인 자산가격 모형에서는  $m_{t+1}$ 이  $\beta(C_{t+1}/C_t)^{-\sigma}$ 로 주어지므로 이를 식 (3)에 적용함으로써 주식 프리미엄의 크기를 설명하기 위해서 필요한 파라미터 값들을 가늠해볼 수 있다. 특히  $m_{t+1}$ 이  $\beta(C_{t+1}/C_t)^{-\sigma}$ 로 주어지는 경우 식 (3)의 우변에서  $\beta$ 가 상쇄되어 없어지므로, 결정해야 하는 파라미터는 기간간 대체탄력성의 역수 혹은 위험기피도를 나타내는  $\sigma$  뿐이다. 본 연구의 분기별 자료에 의하면 주식 수익률의 위험 프리미엄은 0.0132이며, 식 (3)의 우변은 위험기피도  $\sigma$ 의 값에 따라 달라지게 된다.

따라서 실제 주식 프리미엄과 식 (3)의 우변의 차이의 절대값이 가장 작아 지도록 하는  $\sigma$ 의 값을 구함으로써 모형의 타당성을 간접적으로 확인해볼 수 있다. 아래 그림 7에는 바로 이런 식으로  $\sigma$ 의 값에 따라 식 (3)의 좌변과 우변의 차이의 절대값이 어떻게 달라지는지를 계산한 결과가 나와 있다. 그림 7에서 가로축은  $\sigma$ , 세로축은 식 (3)의 좌변과 우변의 차이의 절대값을 나타낸다. 그림 7에 의하면 편차가 가장 작아지는  $\sigma$ 의 값은 약 80으로 주어진다. 일반적으로 소비자들의 위험기피도  $\sigma$ 는 5보다 크지 않은 것으로 간주되므로,  $\sigma = 80$ 은 통상적인 자산가격 모형이 주식 프리미엄을 제대로 설명할 수 없음을 보여주는 증거라고 할 수 있다. 그런데 그림 7을 보면  $\sigma$ 가 80인 경우에도 실제 주식 프리미엄과 이론적 예측치와의 차이가 상당히 크게 남아 있음을 알 수 있다. 따라서 엄밀히 말하자면  $\sigma$ 를 비현실적으로 큰 값으로 가정하는 경우에도 통상적인 자산가격 모형은 주식 프리미엄을 완전히 설명하지 못한다고 할 수 있다.

**[그림 7] 주식 프리미엄과 위험기피도: 통상적 자산가격 결정모형**

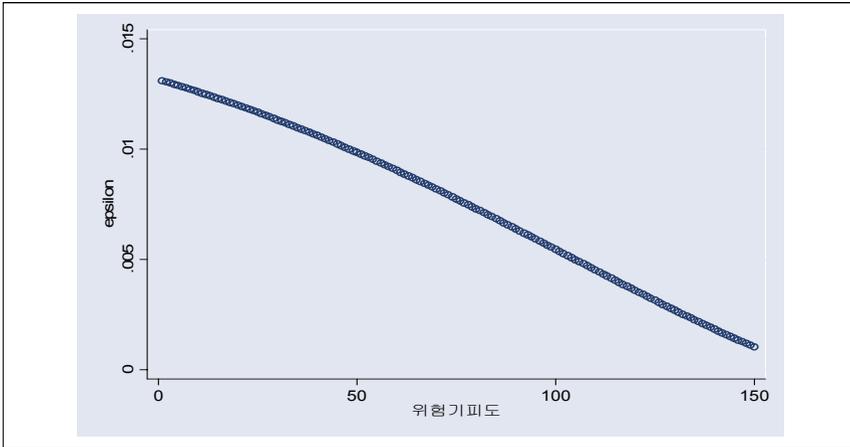


주: epsilon은 주식 프리미엄의 실제치와 이론적 예측치의 차이를 나타냄.

통상적으로 계산의 편의를 위하여  $(1 + g)^{-\sigma} \approx (1 - \sigma * g)$ 와 같은 선형 근사치를 쓰는 경우가 많은데, 이를 식 (3)의  $(C_{t+1}/C_t)^{-\sigma}$ 에 적용하여 그림 7의 관계를 다시 구해보면 그림 8과 같은 결과가 얻어진다. 그림 8에 의하면 주식 프리미엄을 완전히 설명하기 위해서는  $\sigma$ 가 150보다도 더 커져야 함을 알 수 있다. 실제로 본 연구의 자료에 의하면 비내구재 소비

증가율과 주식 수익률의 공분산이 0.000052이므로 개략적으로 주식 프리미엄을 설명하기 위해 필요한 위험기피도의 값은 250이 된다. 그러나 그림 8의 결과는 어디까지나 선형근사치에 기초한 것으로서 엄밀한 결과는 아니라고 할 것이다. 그림 7과 8 사이의 차이는  $\sigma$ 의 값이 아주 커짐에 따라 선형근사치의 정확도가 떨어지게 됨을 보여준다고 할 수 있다.

**[그림 8] 주식 프리미엄과 위험기피도: 통상적 자산가격 결정모형의 근사치**

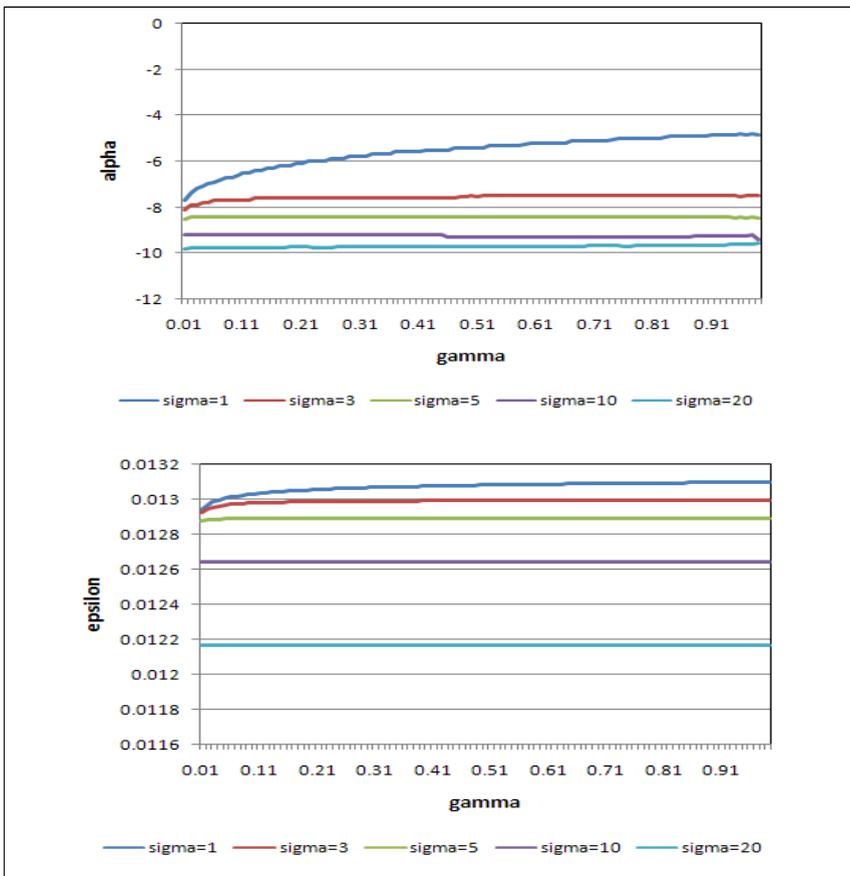


주: epsilon은 주식 프리미엄의 실제치와 이론적 예측치의 차이를 나타냄.

이제 식 (2)에 주어진  $m_{t+1}$ 을 이용하여 주식 프리미엄을 설명하기 위해서는 어떤 파라미터 값들이 필요한지를 살펴보기로 한다. 이 때 문제점은 값을 정해주어야 하는 파라미터들이  $\sigma$  외에도  $\alpha$ ,  $\gamma$  등이 있다는 점이다. 아직 값이 정해지지 않은 파라미터들이 많다는 것은 그만큼 파라미터 값들의 조작을 통하여 모형의 설명력을 높일 수 있다는 얘기도 된다. 세 가지 파라미터들의 모든 조합을 그림으로 나타내기는 어려우므로 여기서는 일단  $\sigma$ 에 대하여 특정한 값을 가정한 다음 그 때 최적으로 얻어지는  $\alpha$ 와  $\gamma$ 의 값이 어떻게 주어지는지를 살펴보기로 한다. 이론적으로  $\alpha$ 는  $-\infty$ 와 1 사이의 모든 값을 취할 수 있으나 여기서는 -99와 0.5 사이의 값들만을 살펴보기로 한다.  $\alpha = -99$ 의 경우는 기간내 대체탄력성이 0.1로서 충분히 작은 경우에 해당하며,  $\alpha = 0.5$ 인 경우는 기간내 대체탄력성이 2로서 PST의 가정치인 1.25보다 큰 경우에 해당한다. 아래에서 보듯이 실제로 얻어지는 최적  $\alpha$ 의 값은 항상 0보다 작게 나타나므로  $\alpha$ 에 대해서 0.5 이

하의 값을 고려하는 것이 그다지 제약적이지는 않다고 할 수 있다. 또다른 파라미터  $\gamma$ 는 원래 0과 1 사이의 값을 가져야 하므로 별다른 문제가 없다. 마지막으로  $\sigma$ 에 대해서는 1, 3, 5, 10, 20의 5가지 값을 고려해 보기로 한다. 계산에 사용되는 자료는 그림 4 및 5에서와 같이 1959년 1/4분기부터 2009년 4/4분기까지의 분기 자료이며 주택 소비의 지표는 BEA의 주택 스톡 자료이다.

【그림 9】 내구재 자산가격 결정모형:  $H/C$ 를 사용하는 경우



주: alpha는 기간내 대체탄력성을 결정하는 파라미터임( $\alpha = 1-1/\text{기간내 대체탄력성}$ ).  
 $\gamma$ 는 효용함수에서 내구재 소비와 비내구재 소비의 상대적 중요성을 나타냄.  
 $\epsilon$ 는 주식 프리미엄의 실제치와 이론적 예측치의 차이를 나타냄.

그림 9의 첫 번째 그림에는  $\gamma$ 의 각 값(가로축)에 대해서 최적인  $\alpha$ 의 값(세로축)이 얼마인지가 나와 있는데, 5개의 곡선은 위험기피도  $\sigma$ 의 5가

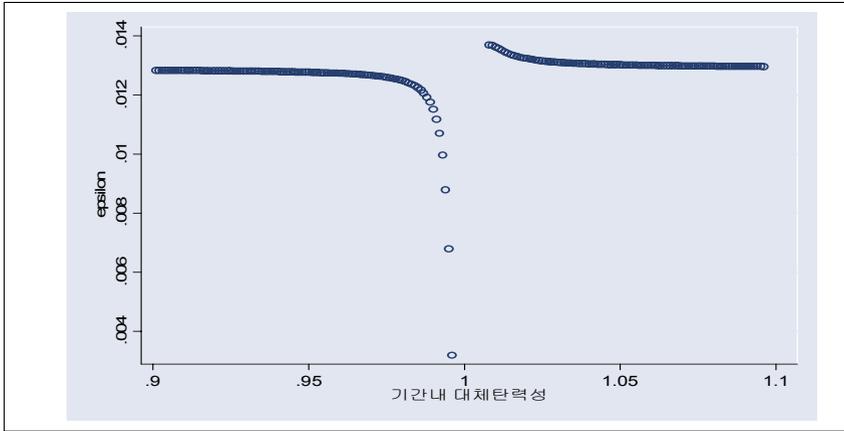
지 값을 반영한다. 따라서 예를 들면 위험기피도가 5인 경우( $\sigma=5$ ) 편차를 최소화하는  $\alpha$ 의 값은  $\gamma$ 의 값과는 다소 독립적으로 약 -8.5임을 알 수 있다. 그림 9에서 가장 중요한 결과는 최적  $\alpha$ 의 값이 항상 음의 값을 가지며 또한 주식 프리미엄을 보다 잘 설명하기 위하여  $\sigma$ 의 값을 크게 가정할수록  $\alpha$ 의 값은 더 큰 음의 값을 가져야 한다는 점이다. 이는 PST의  $\alpha > 0$ 이라는 가정과는 상반되는 결과이다. 이러한 결과가 얻어지는 이유는 앞에서도 설명되었듯이  $H/C$  비율이 경기역행적이기 때문이라고 할 수 있다.

한편 그림 9의 두 번째 그림에 의하면 주택 소비를 도입하는 경우에도 주식 프리미엄은 충분히 설명되지 못하는 것으로 나타난다. 그림에는 주어진  $\gamma$ 와  $\sigma$  값 하에서  $\alpha$ 의 조정을 통하여 주식 프리미엄의 편차를 최소화한 결과가 나와 있는데, 고려된 모든  $\gamma$ 와  $\sigma$ 의 조합에 대해서 주식 프리미엄의 편차가 여전히 크게 남아 있음을 알 수 있다. 이는 그림 7과 8의 비교에서 본 바와 같이 선형근사치를 사용하지 않고 모형의 비선형적 구조를 그대로 유지한 결과인 것으로 판단된다. 단 예상대로 위험기피도  $\sigma$ 의 값이 커짐에 따라 편차의 값이 작아지는 경향은 존재한다.

마지막으로 주택 소비와 비내구재 소비의 비율  $H/C$  대신 비내구재 소비지출액이 전체 소비지출액에서 차지하는 비율  $X$ 를 사용할 경우에 그림 9의 결과가 어떻게 달라지는지를 고려해볼 수 있다. 이 경우  $\gamma$ 의 값이 더 이상 필요하지 않으므로  $\sigma$ 의 다양한 값들에 대해서  $\alpha$ 의 최적값이 어떻게 주어지는가를 살펴보기만 하면 된다. 그런데 추정 결과에 의하면  $\sigma$ 의 값과 상관없이  $\alpha$ 가 충분히 0에 가까운 경우에는 항상 주식 프리미엄의 크기가 모두 설명될 여지가 있는 것으로 나타난다. 한 예로서 그림 10은  $\sigma=5$ 일 때 기간내 대체탄력성의 값이 1 근처에서 변화함에 따라 주식 프리미엄에 대한 편차가 어떻게 달라지는지를 보여주고 있다. 기간내 대체탄력성이 1의 값을 가지는 것은  $\alpha$ 가 0인 경우에 해당한다. 그림에 의하면 기간내 대체탄력성이 0.99와 1 사이로 주어질 경우에는 위험기피도  $\sigma$ 의 값이 그리 크지 않음에도 불구하고 주식 프리미엄에 대한 편차가 충분히 작아짐을 알 수 있다. 또한 그림에는 나와 있지 않으나  $\sigma$ 의 값에 따라 어떤 경우에는 기간내 대체탄력성이 1보다 미세하게 더 큰 값을 가질 때 주식 프리미엄의 편차가 없어지기도 한다. 이처럼  $\alpha$ 가 0에 가까울 때 주식 프리미엄의 크

기가 충분히 설명될 수 있는 것은 식 (2)의 마지막 줄에서 보듯이  $X$  증가율의 승수가  $\alpha$ 에 반비례하기 때문이다. 주식 프리미엄을 설명하기 위해서는 가격 결정함수(pricing kernel)인  $m$ 의 변동폭이 충분히 커야 하는데,  $\alpha$ 가 0에 가까울 때에는  $X$  증가율의 변동이 그만큼 확대가 되는 것이다.<sup>7)</sup>

**[그림 10] 내구재 자산가격 결정모형:  $X$ 를 사용하는 경우**



주: epsilon은 주식 프리미엄의 실제치와 이론적 예측치의 차이를 나타냄.

그러나 이러한 결과가 반드시 PST의 모형을 지지하는 것이라고 보기는 어렵다. 그림 10에서 본 바와 같이 주식 프리미엄을 설명하기 위해서는  $\alpha$ 가 거의 0과 동일해야 하는데,  $\alpha$ 가 0인 경우에는 지출액 비율  $X$ 는 상수가 되므로 실질 소비 비율  $H/C$  대신 지출액 비율  $X$ 를 사용하는 것이 타당하지 않기 때문이다. 즉 PST 모형 하에서는  $\alpha$ 의 값이 변화함에 따라 지출액 비율  $X$ 의 분산도 따라서 변화해야 하나, 그림 10에서는 그러한 제약이 반영되어 있지 않기 때문이다. 따라서  $\alpha \approx 0$ 인 경우에 주식 프리미엄의 크기가 설명되는 것은  $X$ 를 사용하는 PST 모형이 타당해라기보다는  $\alpha \approx 0$  하에서는 어떠한  $X$ 의 변동이든 필요한 만큼 충분히 확대될

7) PST 또한 기간내 대체탄력성이 1.25인 기본 가정에 더하여 기간내 대체탄력성이 1.05로서 1에 가까운 경우를 고려하고 있다. 그들의 시뮬레이션 결과에 의하면 두 경우 모두 주식 프리미엄의 크기를 설명할 수 있는 것으로 나타난다. 그러나 모형에 의하면 대체탄력성의 크기에 따라 지출액 비율의 분산도 달라져야 하나 PST의 연구에서는 대체탄력성의 두 가지 값에 대하여 동일한 지출액 비율 시리즈가 가정되고 있다.

수 있기 때문이라고 봐야 할 것이다. 또한 지출액 비율  $X$  대신 실질 소비 비율  $H/C$ 를 사용한다 하더라도,  $\alpha \approx 0$ 인 경우에는  $H/C$ 와 주식 수익률 사이의 상관계수의 부호 및 크기와 상관없이 위험기피도  $\sigma$ 의 값을 적절하게 선택함으로써 항상 가격 결정함수  $m$ 의 변동폭을 충분히 크게 만들 수 있다. 따라서 이 경우 PST의 모형이 큰 의미를 가진다고 보기는 어려울 것이다. 마지막으로 기간내 대체탄력성이 정확히 1인 경우 즉  $\alpha = 0$ 인 경우 주식 프리미엄을 설명하기 위해서는 일반적인 위험기피도의 가정 하에서 실질 소비 비율  $H/C$ 의 증가율과 주식 수익률 사이의 상관계수가 양이어야 한다. 그러나 앞에서 설명된 바와 같이 실제 자료는 이와 일치하지 않는다.

## VI. 결 론

본 연구의 주제인 내구재 자산가격 모형은 자산가격 결정이론의 다양한 문제점들에 대하여 통합적인 설명을 제공할 수 있는 유망한 접근방법으로서 최근 들어 많은 주목을 받고 있다. 본 연구에서는 내구재 자산가격 모형이 자산가격 이론의 대표적 문제점 중의 하나인 주식 프리미엄 퍼즐을 해결할 수 있는지를 실증적으로 살펴보았다. 분석 결과에 의하면 파라미터 값들에 대한 가정에 따라 내구재 자산가격 모형은 통상적인 자산가격 모형보다 더 높은 설명력을 가질 수도 있고 그렇지 않을 수도 있는 것으로 나타난다. 먼저 내구재 자산가격 모형에서 가장 중요한 역할을 담당하는 주택 소비/비내구재 소비 비율은 PST의 설명과 달리 경기역행적인 것으로 보인다. 따라서 이 비율의 변동을 이용하여 주식 프리미엄을 설명하기 위해서는 PST의 가정과 반대로 기간내 대체탄력성이 기간간 대체탄력성보다 작다는 가정이 필요하다고 할 수 있다. 그러나 본 연구의 분석에 의하면 어느 경우에도 내구재 자산가격 모형의 설명력이 통상적인 자산가격 모형에 비해서 크게 개선되지는 않는 것으로 나타난다. 한편 주택 소비와 비내구재 소비의 비율 대신 주택 소비 지출액과 비내구재 소비 지출액의 비율을 사용하는 경우에는 기간내 대체탄력성이 1과 거의 동일할 때에만 모형의 설명력이 충분히 높아진다. 그러나 이론에 의하면 기간내 대체탄력성이

1에 가까운 경우에는 지출액 비율이 거의 일정해야 한다. 따라서 지출액 비율 자료를 그대로 사용하면서 기간내 대체탄력성을 1과 유사한 값으로 가져가는 것 역시 모형의 설명력을 크게 높인다고 보기는 어렵다고 할 것이다.

이러한 본 연구의 결과는 내구재 자산가격 모형이 가지는 한계점이 무엇이며 앞으로 어떤 방향으로 발전될 필요가 있는지에 대하여 유용한 시사점을 제공한다. 예를 들면 기간내 대체탄력성의 추정치는 대체로 미시 자료를 이용한 경우보다 거시 자료를 이용한 경우에 더 크게 나타나는 경향이 있는데, 두 가지 추정 결과들을 비교·통합하는 연구가 필요하다고 할 수 있다. 아울러 표본 기간을 다양하게 설정함으로써 본 연구의 결과가 특정 표본에 국한된 것인지를 확인하는 작업도 중요할 것이다. 또한 현실적으로 주택 소비는 비내구재 소비와 달리 상당한 크기의 조정 비용을 수반하므로, 본 연구에서 고려된 내구재 자산가격 모형에 조정 비용을 명시적으로 도입하는 것도 고려할 필요가 있을 것이다. Flavin and Yamashita (2002), Flavin and Nakagawa (2008), Stokey(2009) 등 최근의 다수 연구들은 주택 소비에 조정 비용을 도입할 경우 자산가격 모형의 함의가 어떻게 달라지는지를 살펴보고 있다. 마지막으로, PST의 시뮬레이션은 효용함수의 파라미터 값들과 비내구재 소비 시리즈 및 지출액 비율 시리즈의 파라미터 값들을 각각 독립적으로 가정하고 있으나, 이들 값들 사이에는 이론으로부터 부과되는 어떤 제약이 존재할 수 있다. 예를 들면 기간내 대체탄력성이 1에 가까운 경우 지출액 비율 시리즈의 분산은 0에 가까워질 것이다. 따라서 보다 엄밀한 시뮬레이션을 위해서는 내구재 소비와 지출액 비율 시리즈를 모두 내생적으로 도출할 필요가 있을 것이다.

투고 일자: 2010. 6. 30. 심사 및 수정 일자: 2010. 9. 28. 게재 확정 일자: 2010. 10. 1.

#### ◆ 참고문헌 ◆

Attanasio, Orazio and Guglielmo Weber (1995), "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey," *Journal of Political*

- Economy*, 103, pp.1121-57.
- Banks, J. and S. Tanner (2002), "Household Portfolios in the United Kingdom," Chapter 6 in Guiso, Haliassos, Jappelli eds. *Household Portfolios*, Cambridge, MIT Press.
- Bertaut, C. and M. Starr-McCluer (2002), "Household Portfolios in the United States," Chapter 5 in Guiso, Haliassos, Jappelli eds. *Household Portfolios*, Cambridge, MIT Press.
- Bernanke, B. (1985), "Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption," *Journal of Monetary Economics*, 15, pp.41-68.
- Blundell, Richard, Costas Meghir, and Pedro Neves (1993), "Labour Supply and Intertemporal Substitution," *Journal of Econometrics*, 59, pp.137-60.
- Boskin, M. J., E. R. Dulberger, R. J. Gordon, Z. Griliches, and D. Jorgenson (1996), "Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living," Final Report to the Senate Finance Committee, Senate Finance Committee, Washington.
- Caballero, R. J. (1990), "Expenditure on Durable Goods: A Case for Slow Adjustment," *Quarterly Journal of Economics*, 105, pp.727-43.
- Cocco, J. (2005), "Portfolio Choice in the Presence of Housing," *Review of Financial Studies*, 18, pp.535-67.
- Davis, M. A. and J. Heathcote (2007), "The Price and Quantity of Residential Land in the United States," *Journal of Monetary Economics*, 54, pp.2595-2620.
- Davis, M. and R. F. Martin (2006), "Housing, House Prices, and the Equity Premium Puzzle," Unpublished Working Paper.
- Davis, M. and F. Ortalo-Magné, "Household Expenditures, Wages, Rents," *Review of Economic Dynamics*, forthcoming.
- Flavin, M. and S. Nakagawa (2008), "A Model of Housing in the Presence of Adjustment Costs: A Structural Interpretation of Habit Persistence," *American Economic Review*, 98, pp.474-95.
- Flavin, M. and T. Yamashita (2002), "Owner-Occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio," *American Economic Review*, 92, pp.345-62.
- Grossman, S. J. and G. Laroque, "Asset Pricing and Optimal

- Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durables,” *Econometrica*, 58, pp.25-51.
- Gruber, Jonathan (2006), “A Tax-Based Estimate of the Elasticity of Intertemporal Substitution,” NBER Working Paper No. 11945.
- Hall, R. E. (1978), “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, 86, pp.971-87.
- Lustig, H. and S. V. Nieuwerburgh (2005), “Housing Collateral, Consumption Insurance, and Risk Premia: An Empirical Perspective,” *Journal of Finance*, 60, pp.1167-1219.
- Mankiw N. G. (1982), “Hall’s Consumption Hypothesis and Durable Goods,” *Journal of Monetary Economics*, 10, pp.417-25.
- Mulligan, Casey (2002), “Capital, Interest, and Aggregate Intertemporal Substitution,” NBER Working Paper No. 9373.
- Piazzesi, M., M. Schneider, and S. Tuzel (2007), “Housing, Consumption, and Asset Pricing,” *Journal of Financial Economics*, 83, pp.531-69.
- Sinai, T. and N. Souleles (2005), “Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk,” *Quarterly Journal of Economics*, 120, pp.763-89.
- Skinner, Jonathan (1985), “Variable Lifespan and the Intertemporal Elasticity of Consumption,” *Review of Economics and Statistics*, 67:4, pp.616-23.
- Nancy L. Stokey (2009), “Moving Costs, Nondurable Consumption and Portfolio Choice,” *Journal of Economic Theory*, 144(6), pp.2419-39.
- Tracy J. and H. Schneider (2001), “Stocks in the Household Portfolio: A Look Back at the 1990s,” *Current Issues in Economics and Finance*, 7, pp.1-6.
- Vissing-Jorgensen, Annette (2002), “Limited Asset Market Participation and the Elasticity of Intertemporal Substitution,” *Journal of Political Economy*, 110, pp.825-53.
- Vissing-Jorgensen, Annette, and Orazio Attanasio (2003), “Stock-Market Participation, Intertemporal Substitution, and Risk Aversion,” *American Economic Review*, 93:2, pp.383-91.

- Yao, R. and H. H. Zhang (2005), "Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints," *Review of Financial Studies*, 18, pp.197-239.
- Yogo, M. (2006), "A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, 61, pp.539-80.
- Ziliak, James P., and Thomas J. Kniesner (2005), "The Effect of Income Taxation on Consumption and Labor Supply," *Journal of Labor Economics*, 23:4, pp.769-96.

# The Relative Share of Housing Consumption and the Capital Asset Pricing Model

Kiseok Hong\*

## Abstract

This paper reexamines the new Capital Asset Pricing Model by Piazzesi, Schneider, and Tuzel (PST) where housing is explicitly modeled both as an asset and as a consumption good. In particular, we empirically examine whether the model is capable of resolving the equity premium puzzle. Our results indicate that the explanatory power of the model, while varying depending on parameter values, is not particularly great compared with the conventional consumption-based model. First, the data of the relative share of housing consumption, a key variable in the PST model, appears to be counter-cyclical. This implies that, in order to explain the equity premium, the intratemporal elasticity of substitution between housing consumption and non-housing consumption needs to be smaller than the intertemporal elasticity of substitution, in contrast to what PST assumes. Second, even under the best parameter settings, the PST model does not perform particularly better than the conventional model. Third, when the expenditure share of housing is used instead of the consumption share and when the intratemporal elasticity of substitution is assumed to be almost equal to 1, the model can generate a sufficiently large equity premium. However, this result does not necessarily support the PST model because the expenditure share should be constant when the intratemporal elasticity of substitution is 1.

**KRF Classification:** B030603

**Key Words:** Capital Asset Pricing Model (CAPM), equity premium, housing consumption, elasticity of substitution

---

\* Ewha Women's University, e-mail: khong@ewha.ac.kr