우리나라 債券市場에 있어서 利子率의 期間構造에 관한 實證的 考察

金　東　會*

〈目　次〉

Ⅰ. 序　論

여러가지 다른 종류의 債券들은 그러한 債券들이 가지고 있는 수많은 特性—滿期까지의 期間, 「쿠폰」利子率의 크기, 稅金條項, 債務不履行危險, 去來費用, 市場性 등—에 의해 각기 서로 다른 債券收益率을 가지게 된다. 여기서 다른 모든 特性이 同一하다고 가정하면 債券收益率은 滿期까지의 期間에 따라 달라지게 되는데, 이 때의 債券收益率과 滿期까지의 期間과의 關係를 債券收益率의 期間構造(term structure of bond yields) 혹은 利子率의 期間構造(term structure of interest rates)라고 한다.[1)]

이와 같은 期間構造에 관한 硏究는 1) 市場利子率의 變化를 豫測하는 데 有用한 手段을 제공하며, 2) 債券의 評價와 債券포트폴리오의 構成에 있어서의 적절한 滿期戰略을 決定하는 指針을 提供하며, 그리고 3) 市場參加者들의 投資行態의 파악을 통해 債券市場의 管理 및 育成發展에 필요한 情報資料를 提供하는 등 중요한 意義를 지니고 있다고 할 수 있다.

利子率의 期間構造는 美國을 중심으로 수많은 理論展開와 實證分析이 행해지고 있다. 그러나 우리나라에서는 債券市場이 株式市場에 비해 중요시되고 있지 않다거나 혹은 債券市場의 資料가 充分하지 않다는 等의 理由로 利子率의 期間構造에 관한 硏究는 극히 빈약한 實情이다.

---

*昌原大學 經營學科 助敎授

1) 보다 정확하게 표현하면, 利子率의 期間構造는 短期現物利子率과 長期現物利子率과의 關係이다. 여기서 말하는 現物利子率은 純粹割引債券의 경우에 滿期收益率과 동일하지만 「쿠폰」債券의 경우에 있어서는 滿期收益率과 다르게 된다. 따라서 利子率의 期間構造는 純粹割引債券의 경우에 滿期까지의 期間과 그 債券의 滿期收益率과의 關係를 의미하게 된다.

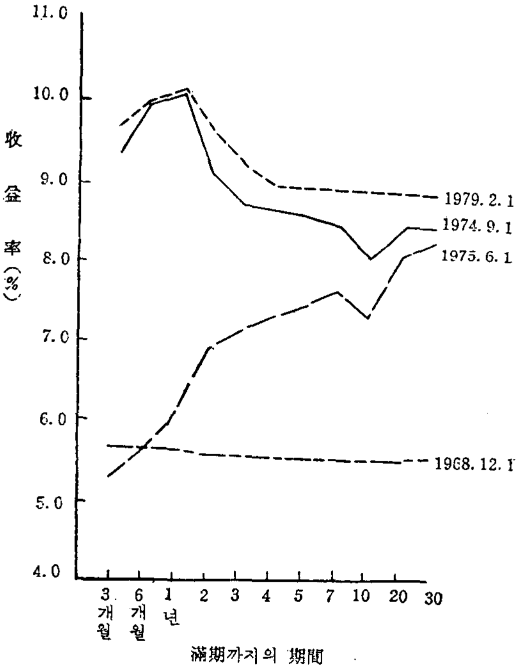
따라서 本稿에서는 利子率의 期間構造를 說明하기 위하여 이미 제시된 假說들을 理論的 基礎로 하여, 우리나라 債券市場에 있어서의 利子率의 期間構造에 관한 實證分析을 國民住宅債券의 收益率資料를 이용하여 시도하고자 한다.

Ⅱ. 基 本 概 念

利子率의 期間構造에 관한 諸假說을 理解하기 위해서는 우선 收益率曲線 뿐만 아니라 現物利子率과 先物利子率의 意味 및 그 關係에 대해서 알아볼 필요가 있다.

1. 收益率曲線

利子率의 期間構造는 收益率曲線(yield curve)으로 表現될 수 있는데, 이 收益率曲線은 從軸에 債券의 收益率을 橫軸에 滿期까지의 期間을 각각 대응시켜 作成된 것으로서 어느 時點에 있어서의 債券의 滿期까지의 期間과 그 債券의 收益率과의 關係를 나타낸다.[2)]



〈그림 1〉 美國財務省證券의 收益率曲線
資料 : Tim S. Campbell, *Financial Institutions, Market, and Economic Activity*(New York: McGraw-Hill, Inc., 1982), p. 196.

〈그림 1〉은 네 개의 다른 時點에 있어서의 美國財務省證券(treasury bill)의 收益率曲線을 나타낸 것이다. 이 그림에서 1968年 12月 1日 現在의 收益率曲線은 상대적으로 水平에 가까운 形態를 취하고 있다. 이러한 水平型曲線(flat curve)은 短期利子率과 長期利子率이 거의 같은 水準으로 되는 形態로 앞으로의 利子率水準이 現在의 水準과 變動이 없을 것이라는 期待가 作用하거나 혹은 景氣循環의 中間段階에서 일반적으로 觀察된다. 한편 1974년 9月 1日과 1979년 2月 1日 現在의 收益率曲線은 右下向하는 形態를 취하고 있다. 이러한 下降型曲線(descending curve)은 短期利子率이 長期利子率을 上廻하는 形態로 앞으로의 短期利子率이 現在의 水準에 비하여 떨어질 것으로 期待되거나 現在의 利子率水準이 相當히 높은 水準에 있을 때 즉 景氣上昇이 끝나가는 때에 흔히 觀察된다. 반면에 1975年 6月 1日 現在의 收益率曲線은 右上向하는 形態를 취하고 있다. 이러한 上昇型曲線(ascending curve)은 短期利子率이 長期利子率을 下廻하는 形態로 앞으로의 短期利子率이 現在의 水準에 비해 上昇될 것으로 期待되거나 現在의 利子率水準

2) 利子率의 期間構造는 支給不能危險이 없는 純粹割引債券의 收益率曲線에 의해 정확하게 表現될 수 있다. (註 1 參照)

이 相對的으로 낮은 時期 즉 景氣上昇이 시작되는 때에 흔히 觀察된다.

이와 같이 서로 다른 時點에 있어서의 收益率曲線은 서로 다른 양상을 띠게 되는데, 그러한 原因을 규명하고자 하는 理論이 바로 利子率의 期間構造理論이다. 다시 말해서 利子率의 期間構造理論은 어느 한 時點에서 收益率曲線의 形態는 어떻게 決定되는가 그리고 서로 다른 時點에 있어서 收益率曲線의 形態는 어떻게 變化하는가를 설명하기 위한 것이라고 할 수 있다.

2. 現物利子率과 先物利子率

利子率의 期間構造라 함은 現在의 長期利子率과 現在의 短期利子率과의 關係를 말한다. 그러나 이러한 關係에는 現在의 長期利子率과 現在 및 未來의 短期貸付에 대한 利子率들과의 어떤 關係가 內在한다.[3] 여기서 現在의 長期利子率과 現在의 短期利子率은 現物利子率(spot interest rate)을 의미하고, 現時點에서 未來貸付에 대해 形成되는 利子率은 先物利子率(forward interest rate)을 의미하게 된다. 따라서 利子率의 期間構造理論를 考察하기에 앞서 먼저 이러한 現物利子率과 先物利子率의 概念을 正確하게 이해할 필요가 있다.

現物利子率은 資金의 供給者(投資者)에게 단 한번의 現金流入만을 가져다 주는 貸付(loan)(혹은 債券)에 대하여 現時點에서 貸付(買受)할 것은 契約할 경우에 形成되는 利子率(收益率)이다. 投資者에게 단 한번의 現金流入을 가져다 주는 債券으로는 純粹割引債券을 들 수 있다. 따라서 現物利子率은 純粹割引債券의 滿期收益率에 의해 구할 수 있다. 즉 t 時點의 市場에서 n 期間 후에 元金 M을 支給하는 純粹割引債券이 ${}_tP_n$의 價格으로 賣買되고 있다면, t 時點에 있어서 n 期間滿期의 現物利子率은

$$ {}_tP_n = \frac{M}{(1+{}_tR_{n,t})^n} \qquad (1)$$

에서 ${}_tR_{n,t}$가 된다.

그러나 市場에 「쿠폰」債券만이 存在할 경우에는 그러한 「쿠폰」債券으로부터 現物利子率을 算出하기 위해서는 보다 복잡한 절차를 필요로 한다. 「쿠폰」債券의 경우에 現物利子率을 구하는 방법은 本稿의 展開上 그다지 重要하지 않으므로 여기서는 일단 생략하고자 한다.[4]

이에 대하여 先物利子率은 앞서와 同一한 貸付에 대하여 未來에 資金을 提供할 것을 現時點에서 契約할 경우에 形成되는 利子率이라고 할 수 있다.

이러한 先物利子率과 現物利子率 間에는 다음과 같은 關係가 成立한다.

$$(1+{}_tR_{n,t})^n=(1+{}_tR_{1,t})(1+{}_{t+1}F_{1,t})(1+{}_{t+2}F_{1,t})\cdots(1+{}_{t+n-1}F_{1,t}) \qquad (2)$$

${}_tR_{n,t}=t$ 時點에 있어서 n 期間滿期의 實際現物利子率

${}_tR_{1,t}=t$ 時點에 있어서 1期間滿期의 實際現物利子率

3) Tim S. Campbell, *Financial Institutions, Market, and Economic Activity* (New York: McGraw-Hill, Inc., 1982), p. 197.

4) 이러한 방법에 대해서는 E. J. Elton and M. J. Gruber, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 2nd ed. (New York: John Wiley & Sons, Inc., 1984), pp. 490~492을 參照할 것.

$_{t+n}F_{1,t}=t$ 時點에 있어서 $(t+n)$時點에서 시작하여 1期間滿期의 先物利子率[5)]

따라서 先物利子率은 現物利子率을 基礎로 하여 計算할 수 있다. 즉

$$(1+{}_tR_{n+1,t})^{n+1}=(1+{}_tR_{1,t})(1+{}_{t+1}F_{1,t})(1+{}_{t+2}F_{1,t})\cdots(1+{}_{t+n-1}F_{1,t})(1+{}_{t+n}F_{1,t})$$

이므로, t 時點의 利子率期間構造에 내재된 $(t+n)$期의 1期間滿期 先物利子率은

$$1+{}_{t+n}F_{1,t}=\frac{(1+{}_tR_{1,t})(1+{}_{t+1}F_{1,t})(1+{}_{t+2}F_{1,t})\cdots(1+{}_{t+n-1}F_{1,t})(1+{}_{t+n}F_{1,t})}{(1+{}_tR_{1,t})(1+{}_{t+1}F_{1,t})(1+{}_{t+2}F_{1,t})\cdots(1+{}_{t+n-1}F_{1,t})}$$

$$=\frac{(1+{}_tR_{n+1,t})^{n+1}}{(1+{}_tR_{n,t})^n}$$

$${}_{t+n}F_{1,t}=\frac{(1+{}_tR_{n+1,t})^{n+1}}{(1+{}_tR_{n,t})^n}-1 \tag{3}$$

가 된다.

이와 마찬가지로 t 時點의 利子率期間構造에 내재되어 있는 $(t+n)$期의 j 期間滿期 先物利子率은

$${}_{t+n}F_{j,t}=\sqrt[j]{\frac{(1+{}_tR_{n+j,t})^{n+j}}{(1+{}_tR_{n,t})^n}}-1 \tag{4}$$

가 된다.

이제 간단한 例를 들어 現物利子率과 先物利子率을 실제로 구해보기로 하자. t 時點에 있어서, 滿期까지의 期間이 각각 1年, 2年, 3年, 4年인 純粹割引債券(額面金額 10,000원)에 대해 市場에서 실제로 형성된 價格이 각각 9,090.9원, 8,116.2원, 7,117.8원, 6,243.0원이라고 하면 t 時點에 있어서 現物利子率은 식 (1)에 의해 다음과 같이 구해진다.

1年滿期 現物利子率

$$9,090.6=\frac{10,000}{(1+{}_tR_{1,t})}\rightarrow {}_tR_{1,t}=10\%$$

2年滿期 現物利子率

$$8,116.2=\frac{10,000}{(1+{}_tR_{2,t})^2}\rightarrow {}_tR_{2,t}=11\%$$

3年滿期 現物利子率

$$7,117.8=\frac{10,000}{(1+{}_tR_{3,t})^3}\rightarrow {}_tR_{3,t}=12\%$$

4年滿期 現物利子率

$$6,243.0=\frac{10,000}{(1+{}_tR_{4,t})^4}\rightarrow {}_tR_{4,t}=12.5\%$$

t 時點에 있어서 이러한 利子率의 期間構造에 내재되어 있는 先物利子率은 식(3)과 식(4)에 의해 다음과 같이 구해질 것이다.

$(t+1)$期의 1年滿期 先物利子率

$${}_{t+1}F_{1,t}=\frac{(1+0.11)^2}{(1+0.1)}-1=0.1201\rightarrow 12.01\%$$

$(t+2)$期의 1年滿期 先物利子率

$${}_{t+2}F_{1,t}=\frac{(1+0.12)^3}{(1+0.11)^2}-1=0.1403\rightarrow 14.03\%$$

5) 이하에서 R은 現物利子率, F는 先物利子率, 각 利子率의 앞의 下添字는 각 利子率이 해당되는 時點, 뒤의 下添字는 殘存期間을 나타낸다.

$(t+3)$期의 1年滿期 先物利子率

$${}_{t+3}F_{1,t}=\frac{(1+0.125)^4}{(1+0.12)^3}-1=0.1401\rightarrow 14.01\%$$

$(t+1)$期의 2年滿期 先物利子率

$${}_{t+1}F_{2,t}=\sqrt{\frac{(1+0.12)^3}{(1+0.1)}}-1=0.1301\rightarrow 13.01\%$$

$(t+2)$期의 2年滿期 先物利子率

$${}_{t+2}F_{2,t}=\sqrt{\frac{(1+0.125)^4}{(1+0.11)^2}}-1=0.1402\rightarrow 14.02\%$$

$(t+1)$期의 3年滿期 先物利子率

$${}_{t+1}F_{3,t}=\sqrt[3]{\frac{(1+0.125)^4}{(1+0.1)}}-1=0.1335\rightarrow 13.35\%$$

Ⅲ. 利子率의 期間構造에 관한 諸假說

利子率의 期間構造 즉 短期現物利子率과 長期現物利子率의 關係를 決定하는 要因에 대해 說明하기 위한 試圖는 다음과 같은 네가지 假說로 集約된다.

1. 純粹期待假說

純粹期待假說(pure expectations hypothesis)은 피셔(I. Fisher)와 룻즈(F. A. Lutz) 등에 의해 제시된 假說로서,[6] 利子率의 期間構造가 未來의 短期利子率에 대한 市場參加者들의 豫想(market participants' expectations)에 의해 결정된다는 것이다.

이 假說은 앞서의 식(3)으로 정의된 先物利子率의 概念에 行動的 意味를 부가함으로써 그와 같은 방법으로 計算되는 先物利子率은 市場參加者들이 豫想하는 未來의 短期利子率과 같다고 보고 있다. 따라서 이 가설에 의하면

$${}_{t+n}F_{1,t}=E_t({}_{t+n}\tilde{R}_1) \tag{5}$$

$E_t({}_{t+n}\tilde{R}_1)=t$ 時點에 있어서 期待되는 $(t+n)$ 時點의 1期間滿期의 現物利子率

가 되므로, 식(2)와 식(5)로부터 t 時點에 있어서의 長期利子率은 다음과 같이 그 시점의 實際 短期利子率과 未來에 實在할 것으로 豫想되는 短期利子率의 幾何平均과 같게 된다.

$$(1+{}_tR_{n,t})^n=(1+{}_tR_{1,t})[1+E_t({}_{t+1}\tilde{R}_1)][1+E_t({}_{t+2}\tilde{R}_1)]\cdots[1+E_t({}_{t+n-1}\tilde{R}_1)] \tag{6}$$

이와 같은 純粹期待假說은 最初의 投資時點에서 기대되는 保有期間收益率은 모든 可能한 滿期構成戰略에 대해서 동일하다는 것을 의미한다. 예컨대, 現在 時點$(t=0)$에 있어서 滿期가 각각 1년, 2년, 3년, 4년인 純粹割引債券(額面金額 10,000원)의 收益率이 市場에서 각각 10%,

6) Irving, Fisher, "Appreciation and Interest," *Publications of the American Economic Association*, XI (August 1896), pp. 23~29, and F. A. Lutz, "The Structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, LV(November 1940), pp. 36~63.

11%, 12%, 12.5%로 形成되었다고 하고, 이러한 債券에 대해 어느 投資者가 投資計劃期間으로 3年을 豫定하고 있다고 하자. 이러한 利子率의 期間構造에 내재되어 있는 短期先物利子率은 앞서와 같이 각각

$$_{t+1}F_{1,t} = 12.01\%$$
$$_{t+2}F_{1,t} = 14.03\%$$
$$_{t+3}F_{1,t} = 14.01\%$$

가 되고, 純粹期待假說에 의하면 이 先物利子率들은 未來의 各 時點에 實在할 것으로 期待되는 短期現物利子率과 같을 것이다. 여기서 그 投資者가 豫定한 投資計劃期間과 정확히 일치하는 3年滿期債券에 投資할 경우에 그는 물론 12%의 期待收益率을 얻게 될 것이다. 그러나 그 投資者는 처음에 1年滿期債券에 投資하고 1年後에 그 元利金을 다시 1年滿期債券에 再投資하는 方法으로 豫定한 投資計劃期間동안 계속하여 1年滿期債券에 投資할 수도 있다. 이 경우에 期待되는 保有期間收益率은

$$\sqrt[3]{(1+0.1)(1+0.1201)(1+0.1403)} - 1 = 0.12 \rightarrow 12\%$$

이다. 마찬가지로 그 投資者는 豫定한 投資計劃期間보다 긴 滿期를 가지는 債券 즉 4年滿期債券에 投資하였다가 投資計劃期末 즉 3年末에 그 債券을 賣却할 수도 있다. 이 경우 3年末에 있어서 豫想되는 債券價格은

$$\frac{10,000}{(1+0.1401)} = 8,771.16(\text{원})$$

이므로, 3年의 保有期間동안 얻게 될 것으로 期待되는 收益率은

$$\sqrt[3]{\frac{8771.16}{6242.95}} - 1 = 0.12 \rightarrow 12\%$$

가 된다.[7] 따라서 純粹期待假說이 타당하다면, 어떠한 滿期를 가지는 債券에 投資하더라도 最初의 投資時點에서 期待되는 保有期間收益率은 同一하게 된다.[8] 이러한 관점에서 純粹期待假說은 滿期가 다른 債券들을 서로의 完全한 代替物(perfect substitutes)로 간주하게 된다.

純粹期待假說의 이러한 主張이 성립하는 根據는 利潤極大化만을 追求하는 市場參加者들의 裁定去來(arbitrage)에서 찾아볼 수 있다.

이 외에도 純粹期待假說이 의미하는 바를 要約하면 다음과 같다.

첫째, 收益率曲線의 形態는 전적으로 未來의 短期利子率에 대한 投資者들의 豫想에 의해 결정된다는 것이다. 즉 市場參加者들에 의해 未來의 短期利子率이 現在의 短期利子率과 동일할 것으로 豫想된다면 收益率曲線은 水平形態를 취하게 되고, 未來의 短期利子率이 現在의 短期利子率보다 下落할 것으로 豫想된다면 收益率曲線은 下降形態를 취하게 되며, 반대로 未來의 短期利子率이 現在의 短期利子率보다 上昇할 것으로 豫想된다면 收益率曲線은 上昇形態를 취하게 된다는 것이다.

7) 4년滿期 純粹割引債券의 市場價格은 $\frac{10,000}{(1+0.125)^4} = 6242.95(\text{원})$이다.

8) 여기서 金融去來에 따르는 일체의 去來費用은 무시된다.

둘째, 純粹期待假說은 長期債券收益率의 相對的 安定性(relative stability)에 대해 설명해 준다는 것이다. 〈그림 1〉에서 보는 바와 같이 長期債券收益率은 短期債券收益率보다 상대적으로 안정적이라고 할 수 있다. 그 이유는 純粹期待假說을 나타내는 식(6)으로부터 쉽게 알 수 있다. 즉 長期債券의 收益率은 예상되는 未來短期利子率의 幾何平均으로 주어지므로, 未來의 期間이 길어질수록 豫想短期利子率의 變動이 債券收益率에 미치는 영향은 체감하게 되기 때문이다.

세째, 純粹期待假說은 市場參加者들의 豫想이 항상 實現된다는 것을 意味하지는 않는다. 단지 이 가설은 市場參加者들이 期待한 利子率과 실제로 實現된 利子率과의 차이는 평균적으로 0에 접근하게 된다는 것을 의미한다.[9] 달리 表現해서 이 가설은 비록 實現될 利子率이 期待된 利子率 즉 先物利子率과 다를 수는 있지만 先物利子率은 實現될 利子率의 不偏推定量이라고 주장한다.[10]

이제까지 설명한 純粹期待假說은 다음과 같은 몇가지 중요한 假定들을 내포하고 있다.

1) 去來費用, 稅金, 기타 摩擦的 要因은 無視한다.
2) 대부분의 市場參加者들은 未來狀況에 대해 同質的 豫測(homogeneous expectations)을 한다.
3) 完全資本市場(perfect capital market)이 존재한다.
4) 市場參加者들은 滿期에 대해 어떠한 특별한 選好도 가지지 않는다.
5) 合理的인 投資者들은 投資計劃期間동안의 期待收益率을 最大化하고자 행동한다.

그러나 다음에 살펴볼 利子率의 期間構造에 관한 다른 假說들은 이러한 假定들 중 한 가지 또는 그 이상의 假定들을 완화하여 제시된 것이다.

2. 流動性프레미엄假說

전술한 純粹期待假說이 성립하는 근거는 市場參加者들이 未來의 短期利子率을 확실하게 豫測할 수 있거나 혹은 비록 不確實性이 존재하더라도 市場參加者들은 滿期의 차이에서 오는 危險에 대하여 中立的이라고 前提하는 데에 있다. 그러나 이러한 假定은 現實을 적절히 반영한다고 볼 수 없다. 이 점에 착안하여 힉스(J. R. Hicks)는 危險回避型 投資者를 想定함으로써 流動性프레미엄假說(liquidity premium hypothesis)을 제의하고 있다.[11]

일반적으로 長期債券은 短期債券에 비해 價格危險(price risk)이 크기 때문에[12] 危險回避型 投資者들은 長期債券보다는 短期債券을 선호하게 된다. 한편 資金借入者들은 資金의 安定的 使用을 위하여 長期債券을 發行하고자 할 것이다. 이러한 長期借入者側의 構造的 취약성(constitutional weakness) 때문에 投資者로 하여금 長期債券을 買入하도록 하기 위해서 借入者는 長期

9) S. M. Tiniç and R. R. West, *Investing in Securities : An Efficient Market Approach*(Reading, Massachusetts : Addison-Wesley Publishing Co., Inc., 1979), p. 349.
10) 이 점에서 순수기대가설은 不偏期待假說(unbiased expectations hypothesis)이라고도 한다.
11) J. R. Hicks, *Value and Capital*, 2nd ed. (London : Oxford University Press, 1946), pp. 145~147.
12) 價格危險은 未來利子率의 豫想하지 않은 變動으로 인하여 債券이 豫想한 價格과 다른 價格으로 賣渡될 可能性을 말하며, 이러한 危險은 債券의 滿期가 길어질수록 일반적으로 증가하게 된다.

債券에 대해 보다 높은 收益率이 보장되도록 流動性프레미엄을 부여하게 된다.

流動性프레미엄假說은 이와 같이 長期債券의 危險을 보상할 정도의 充分한 프레미엄이 제공되지 않는다면 短期債券을 선호하게 되는 危險回避型 投資者에 의해 債券市場이 支配된다고 가정한다. 따라서 이 假說에 의하면 利子率의 期間構造에 내재되어 있는 先物利子率에는 市場參加者들에 의한 未來의 豫想短期利子率 외에 流動性프레미엄이 또한 포함되어 있다는 것이다.

$$ {}_{t+n}F_{1,t} = E_t({}_{t+n}\tilde{R}_1) + {}_{t+n}L_{1,t} \qquad (7) $$

${}_{t+n}L_{1,t} = (t+n)$期에 대한 流動性프레미엄.

즉 이 가설은 전술한 純粹期待假說과 마찬가지로 앞서의 식(3)으로 計算되는 先物利子率을 市場參加者들이 未來에 實在하리라고 믿는 豫想短期利子率의 한 推定値라고 보고 있지만 그것은 流動性프레미엄만큼 上方으로 偏倚된 推定値로 간주하고 있다.

위와 같이 先物利子率이 未來의 短期利子率에 대한 豫想과 流動性프레미엄을 반영한다고 하면, 식(2)의 관계는 다음과 같이 表現될 것이다.

$$ (1+{}_tR_{1,t})^n = (1+{}_tR_{1,t})[1+E_t({}_{t+1}\tilde{R}_1)+{}_{t+1}L_{1,t}][1+E_t({}_{t+2}\tilde{R}_1)+{}_{t+2}L_{1,t}]\cdots $$
$$ [1+E_t({}_{t+n-1}\tilde{R}_1)+{}_{t+n-1}L_{1,t}] \qquad (8) $$

위의 식(8)에서 보는 바와 같이 流動性프레미엄假說에 의하면, t時點에 있어서의 長期利子率은 그 時點의 實際短期利子率과 未來의 豫想短期利子率에 流動性프레미엄을 합한 것과의 幾何平均에 의해 決定된다.

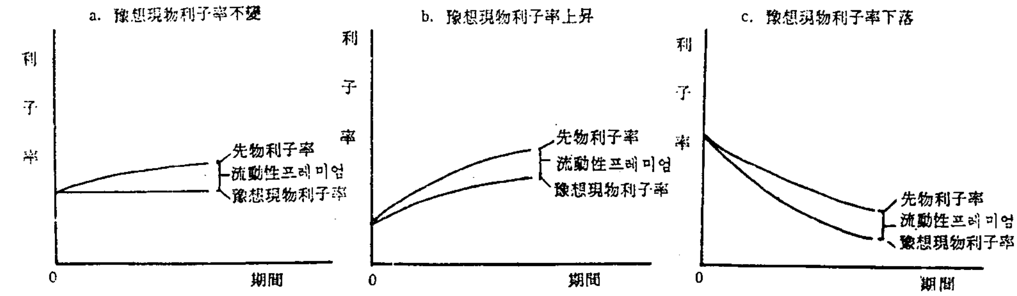
한편 利子率의 變動에 대한 債券價格의 變動은 滿期까지의 期間이 길수록 체감율로 증가하므로, 流動性프레미엄 또한 滿期와 더불어 체감율로 증가한다고 간주된다.

$$ 0 < {}_{t+1}L_{1,t} < {}_{t+2}L_{1,t} < \cdots < {}_{t+n-1}L_{1,t} \qquad (9) $$

이상의 流動性프레미엄假說이 의미하는 몇가지 중요한 점을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 이자율의 期間構造가 流動性프레미엄을 반영할 경우에는 特定投資計劃期間동안 滿期가 다른 債券을 保有함으로써 얻게 되는 期待收益率은 동일하지 않게 된다. 다시 말해서 流動性프레미엄이 存在할 경우에는 投資時點에서 期待되는 保有期間收益率은 長期債券에 投資할수록 더 높게 된다. 따라서 滿期가 다른 債券들은 完全한 代替物이 될 수는 없다.

둘째, 〈그림 2〉에서 보는 바와 같이 投資者들이 未來의 短期利子率을 일정한 것으로 豫想한



〈그림 2〉 先物利子率에 대한 流動性프레미엄의 영향

資料 : William F. Sharpe, *Investment*, 3rd ed. (Englewood Cliffs, N. J. : Prentice Hall, Inc., 1985), p. 319.

다 하더라도 收益率曲線은 流動性프레미엄의 영향으로 右上向하는 形態를 취할 것이라는 점이다. 물론 未來의 短期利子率이 上昇할 것으로 豫想한다면 流動性프레미엄은 收益率曲線의 上昇을 더욱 가속화시키며, 반대로 未來의 短期利子率이 下落할 것으로 豫想한다면 流動性프레미엄은 收益率曲線의 下落을 다소 완화시키게 될 것이다.

3. 市場分割假說

칼버트슨(J.M. Culbertson)은 流動性프레미엄假說처럼 投資者가 모두 短期債券을 選好한다는 假定으로는 불충분하다고 하여 市場分割假說(market segmentation hypothesis)을 제시하고 있다.[13] 그는 資金의 需要者나 供給者는 모두 각자가 選好하는 滿期가 있으며 債券市場은 이러한 滿期에 따라 엄격하게 分割되어 利子率의 期間構造는 分割된 각 市場에 있어서의 需要와 供給에 의하여 決定된다고 주장한다.

債券市場에의 參加者들은 企業과 個人, 金融機關, 保險會社 또는 各種의 年金基金 등과 같이 여러가지 이질적인 投資者集團으로 구분될 수 있는 바, 이러한 各 集團들은 그 集團의 制度的 또는 法律的 與件이나 또는 그 集團이 運用하는 資金의 性格이나 運用方式의 차이에 따라 債券에 있어서의 滿期까지의 期間의 長短에 대하여 민감한 選好를 갖게 된다. 예를 들어 美國의 경우에, 商業銀行은 預金負債의 短期性과 전통적으로 流動性에 역점을 두는 特性때문에 일반적으로 短期債券을 選好하고, 長期負債를 가지고 있는 保險會社 등은 長期債券을 선호하며, 한편 企業은 그들이 필요로 하는 資金의 性格에 맞추어 發行債券의 滿期를 決定하고 있다.[14]

市場分割假說은 이러한 市場參加者들이 滿期에 대해 選好하는 範圍가 매우 엄격하여 그들은 選好하는 滿期를 가진 債券과 다른 滿期를 가진 債券과의 收益率의 差異에 대해서는 어떠한 관심도 갖지 않는다고 간주한다. 이와 같이 債券市場은 그들이 選好하는 滿期別로 엄격히 分割된다고 가정하면, 利子率은 전적으로 그러한 分割된 市場에 있어서의 資金의 供給과 需要에 의해 決定된다고 할 수 있다.

따라서 이 假說에 따르면 收益率曲線은 特定滿期에 대한 需要와 供給의 相對的 强度(relative strength)를 나타내게 된다.[15] 즉 下降型 收益率曲線은 短期債券에 대한 需要의 不足을 의미하고, 반대로 上昇型 收益率曲線은 長期債券에 대한 需要의 不足을 의미한다.

市場分割假說은 주로 債券市場의 實務者들이 支持하는데, 理論的인 側面에서는 그 妥當性에 의문이 제기되고 있다. 즉 投資者들에게 충분한 誘因만 제공된다면 그들의 投資對象은 選好하는 滿期를 벗어날 수도 있게 된다. 따라서 充分한 資金을 가지고 있고 또한 危險回避性向이

13) J.M. Culbertson, "The Term Structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, LXXI (November, 1957), pp. 489~504.

14) James C. Van Horne, *Financial Market Rates and Flows*, 2nd ed. (Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, Inc., 1984), p. 115.

15) Tim S. Campbell, *op. cit.*, p. 204.

다소 약한 投資者들에 의한 裁定去來의 영향이 長期的인 市場分割을 모호하게 만들게 되므로 일반적으로 市場分割狀態가 長期的으로는 지속될 수 없다고 보는 것이다.

4. 選好慣習假說

選好慣習假說(preferred habitat hypothesis)은 모딜리아니(F. Modigliani)와 서치(R. Sutch)에 의해 제시된 假說로서 전술한 세가지 假說을 종합한 것이라고 할 수 있다.[16] 그들에 의하면 投資者들은 特定滿期를 選好하기는 하나 그들에게 收益率에 대한 充分한 誘因만 제공된다면 다른 滿期를 가지는 債券에도 投資하게 된다고 주장한다. 이와 같이 選好慣習假說은 市場分割假說과 마찬가지로 去來費用 혹은 利子率危險에 대한 회피성향 등 여러가지 이유에 의해 市場參加者들이 特定한 滿期에 대해 選好하게 된다는 事實을 强調하면서도 充分한 誘因만 제공된다면 그러한 그들의 選好를 바꿀 수도 있다는 점을 인정하고 있다. 또한 이 假說은 流動性프레미엄假說과 마찬가지로 危險프레미엄의 存在를 인정하면서도 投資者들이 반드시 短期債券만을 選好하는 것은 아니므로 短期債券에 대해서도 프레미엄이 부가될 수 있다고 주장한다. 그리고 이 假說은 純粹期待假說과 마찬가지로 利潤極大化를 추구하는 市場參加者들의 裁定去來를 인정하면서도 收益率에 대하여 充分한 誘因이 제공되지 않는다면 그들은 그들이 選好하는 滿期를 고수하고자 한다는 점을 가정하고 있다.

이 假說이 그대로 適用되어진다면, 充分하지 못한 需要를 가지는 滿期의 債券에 대해서는 어떤 프레미엄이 存在하게 된다. 이러한 프레미엄은 投資者로 하여금 그들의 選好慣習을 바꾸도록하기 위해서 필요한 것으로 흔히 期間프레미엄(term premium)이라고 한다. 즉 長期債券을 選好하는 投資者의 數에 비해 長期債券을 發行하는 企業의 數가 상대적으로 많다면 長期債券에 프레미엄이 부가될 것이다. 반대로 短期債券을 選好하는 投資者의 數에 비해 短期債券을 발행하는 企業의 數가 상대적으로 많다면, 프레미엄은 短期債券에 부가될 것이다.

예를 들어 ${}_{t}R_{1,t}$를 t期의 短期現物利子率이라 하고 $E_t({}_{t+1}\tilde{R}_1)$을 (t+1)期의 豫想短期現物利子率이라고 하자. 純粹期待假說에 의하면 2期間滿期現物利子率은

$$(1+{}_{t}R_{2,t})^2=(1+{}_{t}R_{1,t})[1+E_t({}_{t+1}\tilde{R}_1)]$$

이다. 이 경우에는 短期債券(1期間滿期債券)을 보유하든 長期債券(2期間滿期債券)을 보유하든 期待收益率은 동일하다. 그러나 만약 短期債券에 需要超過가 나타난다고 하면, 投資者로 하여금 2期間滿期債券에 投資하도록 誘引하기 위해서는 超過收益率이 필요하다. 이러한 경우에는 2期間滿期現物利子率은

$$(1+{}_{t}R_{2,t})^2=(1+{}_{t}R_{1,t})[1+E_t({}_{t+1}R_1)+T],\quad T>0$$

T: 프레미엄

가 된다. 반대로 2期間滿期債券을 選好하는 投資者로 하여금 1期間滿期債券에 투자하도록 誘

16) Franco Modigliani and Richard Sutch, "Innovations in Interest Rate Policy," *American Economic Review*, LVI (May 1966), pp. 178～197.

引할 필요가 있다면 2期間滿期債券을 보유하는 것보다는 1期間滿期債券을 보유하는 것이 더 큰 收益率을 가져다 주어야 할 것이다. 이 경우에는 2期間滿期現物利子率은

$$(1+{}_tR_{2,t})^2=(1+{}_tR_{1,t})[1+E_t({}_{t+1}\tilde{R}_1)+T],\ T<0$$

가 된다.

이러한 추론에 따라, 選好慣習假說下에서 식(2) 즉 短期利子率과 長期利子率의 關係는

$$(1+{}_tR_{n,t})^n=(1+{}_tR_{1,t})[1+E_t({}_{t+1}\tilde{R}_1)+{}_{t+1}T_{1,t}][1+E_t({}_{t+2}\tilde{R}_1)+{}_{t+2}T_{1,t}]\cdots$$
$$[1+E_t({}_{t+n-1}\tilde{R}_1)+{}_{t+n-1}T_{1,t}] \qquad (10)$$

${}_{t+n}T_{1,t}=(t+n)$期에 대한 期間프레미엄.

으로 表現될 것이다. 위의 식(10)에서 期間프레미엄은 전술한 바와 같이 市場參加者들의 選好慣習에 따라 正(+)일 수도 있고 負(−)일 수도 있다.

따라서 이러한 選好慣習假說에 의하면, 投資時點에서 期待되는 保有期間收益率은 어느 범위 내에서 選好하는 特定滿期보다 짧거나 또는 긴 滿期를 가지는 債券에 投資할수록 더 높게 된다.

Ⅳ. 利子率의 期間構造에 대한 檢證

전술한 利子率의 期間構造에 관한 諸假說의 妥當性을 檢證하기 위한 노력은 美國을 中心으로 오랜 期間동안 계속되어 왔다. 그러나 우리나라에서는 그러한 노력을 거의 찾아볼 수 없는 바, 여기서는 이에 대한 하나의 豫備的 試圖로서 우리나라 債券市場에 있어서 利子率의 期間構造가 어떠한 假說에 의해 가장 잘 說明될 수 있는가를 實證하고자 한다.

1. 模型의 設定

전술한 利子率의 期間構造에 관한 諸假說은 아래와 같이 定義되는 期間프레미엄(term premium)에 대한 說明으로 다르게 表現될 수 있다.[17]

$${}_{t+n}T_{1,t}={}_{t+n}F_{1,t}-E_t({}_{t+n}\tilde{R}_1) \qquad (11)$$

${}_{t+n}T_{1,t}=(t+n)$期에 대한 期間프레미엄

${}_{t+n}F_{1,t}=t$ 時點의 期間構造에 내재되어 있는 $(t+n)$期의 短期先物利子率

$E_t({}_{t+n}\tilde{R}_1)=t$ 時點에 있어서 期待되는 $(t+n)$期의 短期現物利子率

純粹期待假說에 의하면 t 時點의 期間構造에 內在되어 있는 先物利子率이 未來에 期待되는 短期現物利子率과 같게 되므로 期間프레미엄은 n 와는 관계없이 항상 0이된다. 流動性프레미엄假說에 의하면 期間프레미엄은 항상 正(+)의 값을 가지며 n 이 커질수록 增加한다. 選好慣習假說

17) Charles R. Nelson, "The Term Structure of Interest Rates: Theories and Evidence," in James L. Bicksler, *Handbook of Financial Economics* (Amsterdam: North-Holland Publishing Co., 1979), pp. 127~129.

에 의하면 期間프레미엄은 正(+)의 값을 가질 수도 있고 負(-)의 값을 가질 수도 있으며, 또한 市場參加者들에게 充分한 誘因이 제공된다면 그들은 選好하는 滿期에서 벗어나 인접한 滿期로 移動할 수 있다고 가정하므로 n의 함수로서의 期間프레미엄은 單調函數가 될 것이다. 한편 市場分割假說에 의하면 先物利子率이 未來의 短期現物利子率에 대한 市場參加者들의 豫想과는 아무런 關係가 없는 것으로 간주하므로 期間프레미엄에 대해 특별한 설명을 할 수 없다.

따라서 식(11)로 定義되는 期間프레미엄의 크기(size), 符號(sign) 및 行態(behavior) 등을 分析함으로써 우리나라 債券市場에 있어서 利子率의 期間構造는 어떠한 假說에 의해 가장 잘 說明될 수 있는가를 檢證할 수 있다.

위의 식(11)에 있어서 未來의 豫想短期現物利子率은 직접적으로 觀察되지 않는다. 그래서 市場에서 實際로 形成된 保有期間收益率을 이용하여 期間프레미엄을 간접적으로 推定하고자 한다.

n 期間 후에 滿期가 되는 純粹割引債券을 t 時點으로부터 1期間 保有할 때 얻어지는 收益率 즉 短期의 保有期間收益率은

$$ {}_{n}\widetilde{H}_{1}=\ln\left(\frac{{}_{t+1}\widetilde{P}_{n-1}}{{}_{t}P_{n}}\right)={}_{t}R_{n}-{}_{t+1}\widetilde{R}_{n-1} \qquad \text{(連續複利)} $$

$$ \simeq\frac{{}_{t+1}\widetilde{P}_{n-1}}{{}_{t}P_{n}}-1=\frac{(1+{}_{t}R_{n})^{n}}{(1+{}_{t+1}\widetilde{R}_{n-1})}-1 \qquad \text{(離散複利)} \qquad (12) $$

단, ${}_{n}H_{1}$=殘存期間 n 의 純粹割引債券을 1期間 保有할 때 얻어지는 收益率

${}_{t}P_{n}=t$ 時點에 있어서 殘存期間 n 의 純粹割引債券의 價格

${}_{t+1}P_{n-1}=(t+1)$時點에 있어서 殘存期間$(n-1)$의 純粹割引債券의 價格

${}_{t}R_{n}=t$ 時點에 있어서 n 期間滿期의 現物利子率

${}_{t+1}R_{n-1}=(t+1)$時點에 있어서 $(n-1)$期間滿期의 現物利子率

로 주어진다. 이러한 保有期間收益率과 期間프레미엄 간에는 平均的으로 다음과 같은 관계가 성립한다.[18)]

$$ {}_{t+n-1}\overline{T}_{1}={}_{n}\overline{H}_{1}-{}_{t}\overline{R}_{1} \qquad (13) $$

本稿는 위의 식(13)을 이용하여 期間프레미엄을 推定하고자 한다.

2. 資　料

本稿의 實證的 分析을 위한 基礎資料로서는 '證券市場'誌를 통해 얻은 財務部發行 國債인 國民住宅債券의 收益率을 利用하였다(附表參照). 그 理由는 그 債券이 國家가 保證하므로 支給不能危險이 거의 없고, 또한 利子가 元金償還時에 支給되므로 純粹割引債券에 가까울 뿐만 아니라, 殘存期間이 다른 債券에 비해 길고 또한 去來量이나 去來回數에 있어서도 양호한 것으로 판단되기 때문이다.

18) Eugene F. Fama, "The Information in the Term Structure", *Journal of Financial Economics* 13 (1984), p. 510, "Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates," *Journal of Financial Economics* 3 (1976), pp. 361~377, and "Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills," *Journal of Political Economy*, vol. 84, no. 3(1976), pp. 427~448.

그리고 分析期間으로는 債券去來가 가장 활발하게 이루어진 1982년 1월부터 1984년 3월까지를 선정하였으며 滿期別 債券收益率을 구하기 위한 單位期間은 3個月 간격으로 하였다.

한편, 國民住宅債券은 每月 末日을 償還日로 정하고 있으므로 滿期別 債券收益率은 每月末 營業日 現在의 收益率로서 決定하여야 하나, 그 時點에 있어서 去來가 形成되지 않은 滿期物이 나타나는 관계로 每月末 營業日 前後의 6日間의 平均收益率로서 대체하였다. 그리고 이 債券의 滿期는 5年이나 1982년 12月末까지 發行한 것은 非課稅이고 그 이후에 發行한 것은 課稅對象이 된다. 따라서 이러한 稅金의 영향을 배제하기 위해서 滿期別 債券收益率은 45個月 滿期까지만 고려하였다.

3. 檢定假說의 設定 및 檢證結果

〈表 1〉은 식(13)을 基礎로 하여 各 期의 期間프레미엄의 平均과 標準偏差를 推定한 것이다. 이 表에 의하면, 各 期의 期間프레미엄의 平均과 標準偏差는 期間 n이 길어짐에 따라 일단 增加하는 것으로 보여진다. 이것을 根據로 하여 우리나라 債券市場에 있어서의 利子率 期間構造에 대한 檢證을 實施하고자 한다. 이를 위해 1) 먼저 期間프레미엄의 存在與否를 檢證하고, 2) 그 結果 期間프레미엄이 存在한다면 各 期의 期間프레미엄에 있어서의 差異의 存在與否를 檢證하며, 3) 各 期의 期間프레미엄에 있어서의 差異가 또한 存在한다면 그 差異의 變化에 대해 檢證하는 順으로 進行하고자 한다.

〈表 1〉 各 期의 期間프레미엄의 平均과 標準偏差

	平 均	標準偏差
${}_{t+1}T_1$	0.48870	2.01186
${}_{t+2}T_1$	1.02636	3.61914
${}_{t+3}T_1$	2.18659	5.25379
${}_{t+4}T_1$	3.41674	7.73668
${}_{t+5}T_1$	4.81861	10.64954
${}_{t+6}T_1$	6.07941	12.79498
${}_{t+7}T_1$	6.56115	14.28172
${}_{t+8}T_1$	8.00359	16.57455
${}_{t+9}T_1$	8.87909	19.34059
${}_{t+10}T_1$	10.30635	20.94053
${}_{t+11}T_1$	10.76977	24.44155
${}_{t+12}T_1$	14.75879	28.88862
${}_{t+13}T_1$	15.20920	31.22090
${}_{t+14}T_1$	16.38959	30.02800

*標本數는 24개로 모두 동일하다.

가. 期間프레미엄의 存在與否에 대한 檢證

1) 檢定假說의 設定

歸無假說 : 各 期에 있어서 期間프레미엄의 平均은 0이다.

對立假說 : 各 期에 있어서 期間프레미엄의 平均은 0이 아니다.

各 期에 대해서 이 假說을 檢定한 結果, 歸無假說이 棄却되면 그것은 그 期에 있어서 期間프레미엄이 存在한다고 할 수 있다.

2) 檢定結果

各 期에 있어서 期間프레미엄의 平均에 대한 檢定統計量 t를 구하면 〈表 2〉와 같다. 有意水準 5%에서 檢定한 結果, ($t+1$)期에서 ($t+3$)期까지는 歸無假說이 채택되고 ($t+4$)期를 넘어서

서는 歸無假說이 기각된다.[19] 따라서 1年滿期 以下의 短期債券에 대해서는 期間프레미엄이 存在한다고 할 수 없으나, 그 以上의 長期債券에 대해서는 期間프레미엄이 存在한다고 할 수 있다.

〈表 2〉

	檢定統計量 t
${}_{t+1}T_1$	1.1650
${}_{t+2}T_1$	1.3601
${}_{t+3}T_1$	1.9960
${}_{t+4}T_1$	2.1180
${}_{t+5}T_1$	2.1700
${}_{t+6}T_1$	2.2787
${}_{t+7}T_1$	2.2032
${}_{t+8}T_1$	2.3158
${}_{t+9}T_1$	2.2017
${}_{t+10}T_1$	2.3604
${}_{t+11}T_1$	2.1132
${}_{t+12}T_1$	2.4501
${}_{t+13}T_1$	2.3363
${}_{t+14}T_1$	2.6176

〈表 3〉

	檢定統計量 t
${}_{t+5}T_1 - {}_{t+4}T_1$	0.5108
${}_{t+6}T_1 - {}_{t+5}T_1$	0.3632
${}_{t+7}T_1 - {}_{t+6}T_1$	0.1205
${}_{t+8}T_1 - {}_{t+7}T_1$	0.3162
${}_{t+9}T_1 - {}_{t+8}T_1$	0.1648
${}_{t+10}T_1 - {}_{t+9}T_1$	0.2401
${}_{t+11}T_1 - {}_{t+10}T_1$	0.0691
${}_{t+12}T_1 - {}_{t+11}T_1$	0.5056
${}_{t+13}T_1 - {}_{t+12}T_1$	0.0508
${}_{t+14}T_1 - {}_{t+13}T_1$	0.1307
${}_{t+14}T_1 - {}_{t+4}T_1$	2.0064

나. 各 期의 期間프레미엄에 있어서의 差異의 存在與否에 대한 檢證

1) 檢定假說의 設定

歸無假說 : 各 期의 期間프레미엄의 平均에 있어서의 差異는 0이다.

對立假說 : 各 期의 期間프레미엄의 平均에 있어서의 差異는 0이 아니다.

各各의 期間間에 있어서 이 假說은 檢定한 結果, 歸無假說이 棄却되면 各 期의 期間프레미엄에 있어서 어떤 差異가 存在한다고 할 수 있다. 그러나 만약 歸無假說이 採擇된다면 期間프레미엄은 항상 一定하다고 볼 수 있다.

2) 檢定結果

이 檢定을 위해서는 期間프레미엄이 存在한다고 判斷되는 期에 대해 1) 各 期의 期間프레미엄의 平均과 그 다음 期의 期間프레미엄의 平均과의 差異와 2) 最初期(즉 $t+4$期)의 期間프레미엄의 平均과 最終期(즉 $t+14$期)의 期間프레미엄의 平均과의 差異에 대해 檢定統計量 t를 구해 보았다. 그것은 〈表 3〉에 要約되어 있다. 마찬가지로 有意水準 5%에서 檢定한 結果에 의하면,[20]

19) 이 경우에 自由度는 $24-1=23$이므로 $\alpha=0.05$에서의 臨界値는 $t_{0,025}=2.0687$이다.

20) 먼저 各 期의 期間프레미엄의 分散에 있어서의 差異에 대해 F檢定을 행한 結果, 各 期와 그 다음 期의 期間프레미엄의 分散에 있어서는 有意的인 差異가 없다고 할 수 있으며, $(t+4)$期와 $(t+14)$期의 期間프레미엄의 分散에 있어서는 有意的인 差異가 있다고 할 수 있다. 따라서 各 期와 그 다음 期의 期間프레미엄의 平均에 있어서의 差異에 대한 t檢定은 自由度가 $24+24-2=46$이 되어 臨界値가 $t_{0.025} \fallingdotseq 2.0$으로 주어지며, $(t+4)$期와 $(t+14)$期의 期間프레미엄의 平均에 있어서의 差異에 대한 t檢定은 自由度가

$$m=\frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1-1}+\frac{S_2^2}{n_2-1}\right)^2}{\frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1-1}\right)^2}{n_1+1}+\frac{\left(\frac{S_2^2}{n_2-1}\right)^2}{n_2+1}}-2 \fallingdotseq 26$$

이 되어 臨界値가 $t_{0.025}=2.0555$로 주어진다.

各 期의 期間프레미엄에 있어서 어떤 有意的인 差異가 있다고는 할 수 없다. 따라서 $(t+4)$期 이후에 存在하는 期間프레미엄은 期間 n 와는 關係없이 항상 一定하다고 볼 수 있다.

V. 結 論

우리나라 債券市場에 있어서 利子率의 期間構造에 대한 앞서의 檢證結果는 다음과 같이 解析될 수 있다.

첫째, 1年 以下의 滿期를 가지는 債券에 대해서는 期間프레미엄이 存在하지 않는다는 것을 보여주고 있다. 이것으로 미루어 보아 1年 以下의 短期의 利子率期間構造에 있어서는 純粹期待假說이 適合한 것으로 판단되어진다. 그래서 1年 以下의 利子率期間構造는 未來의 現物利子率에 대한 市場參加者들의 豫想에 의해 決定된다고 볼 수 있으며, 또한 1年滿期 以下의 債券들 상호간에는 完全한 代替物로 간주될 수 있다고 여겨진다.

둘째, 1年 以上의 滿期를 가지는 債券에 대해서는 期間프레미엄이 存在하나 그것은 期間과는 관계없이 항상 一定하다는 것을 보여주고 있다. 이것은 우리나라에 있어서 대부분의 投資者들이 1年 以下의 短期債券에 대해 강한 選好를 나타내는 것으로 볼 수 있다.

그러나 檢證結果에 대한 이러한 解析과 관련하여 다음과 같은 檢證上의 몇가지 限界點이 고려되어야 할 것이다.

첫째, 식(13)의 模型은 原則的으로 連續複利計算을 前提로 할 경우에 성립한다. 그러나 本 研究에서는 基礎資料의 修正이 곤란한 관계로 離散複利計算에 의해 期間프레미엄을 推定하였다. 따라서 現物利子率間의 自動相關이 클 경우에는 앞서와는 다소 다른 結果를 가져올 수 있다.

둘째, 本 研究는 分析對象期間을 1982년 1월부터 1984년 3월까지로 限定하고 있기 때문에 特定期間동안 發生하는 經濟狀態에 의한 偏倚의 問題가 나타날 수 있다.

세째, 利子率의 期間構造는 가능한 한 여러 種類의 同質的인 債券들로부터 계산되어야 하나, 本 研究는 資料上의 制約으로 단 하나의 國民住宅債券을 이용하였다. 따라서 이 債券의 代表性 問題가 제기된다.

앞으로 이러한 限界點을 補完하여 우리나라 債券市場에 있어서 利子率 期間構造에 관한 보다 完全한 結論이 내려지기를 期待한다.

〈附 表〉 國民住宅債券의 殘存期間別 收益率 (%)

殘存期間 / 基準時點	3個月	6個月	9個月	12個月	15個月	18個月	21個月	24個月	27個月	30個月	33個月	36個月	39個月	42個月	45個月
1982. 1	20.55	20.55	20.50	20.30	20.40	20.45	20.40	19.80	19.75	20.22	20.35	20.35	20.60	20.40	20.27
1982. 2	20.20	20.00	20.00	19.61	19.65	19.90	19.80	19.80	19.93	19.80	19.62	19.70	19.86	19.45	19.83
1982. 3	19.62	19.30	19.34	18.97	18.99	18.98	18.97	18.93	19.05	19.05	19.08	19.13	19.07	19.05	18.99
1982. 4	17.40	17.39	17.55	17.63	17.64	17.60	17.64	17.63	17.64	17.57	17.53	17.35	17.48	17.52	17.50
1982. 5	15.95	15.84	16.03	16.17	15.93	16.00	15.99	15.99	15.98	16.18	16.00	15.97	14.59	15.93	15.87
1982. 6	14.68	14.46	15.42	14.94	13.84	14.15	15.37	15.88	15.56	15.84	14.93	14.90	14.73	16.35	15.52
1982. 7	14.16	14.70	14.67	14.35	14.19	14.81	14.61	14.60	14.76	14.52	14.78	14.45	14.78	14.62	14.31
1982. 8	16.56	15.49	16.24	15.46	16.12	15.41	15.94	15.88	15.34	14.95	15.17	15.59	15.19	14.81	15.94
1982. 9	16.76	16.37	15.94	16.14	16.20	16.23	16.14	16.12	17.02	16.83	17.32	16.52	17.31	17.04	17.17
1982.10	17.01	17.00	16.67	17.24	16.99	17.90	17.84	17.93	18.22	17.59	17.54	17.91	17.63	17.77	17.83
1982.11	17.82	17.01	16.31	16.99	16.83	17.31	17.63	17.14	17.37	17.33	17.12	16.97	17.06	17.25	16.99
1982.12	16.02	16.02	14.38	13.69	14.70	13.24	13.99	15.52	14.29	14.73	14.30	14.30	15.65	14.16	14.75
1983. 1	14.26	14.16	13.47	13.50	14.04	14.21	13.70	13.22	13.49	13.49	13.68	13.58	13.72	13.81	13.60
1983. 2	14.50	14.01	13.89	13.99	13.63	13.44	13.47	13.82	13.56	13.17	13.54	13.43	13.38	13.36	13.49
1983. 3	14.27	13.49	12.73	12.60	12.46	12.98	12.97	12.66	12.64	12.65	12.80	12.81	12.82	12.83	13.06
1983. 4	13.64	13.31	13.09	12.77	12.97	12.93	12.98	12.95	12.87	12.98	13.08	11.47	12.83	12.82	12.89
1983. 5	12.53	13.23	13.44	12.79	12.88	12.83	12.97	12.88	12.81	13.12	13.07	13.04	13.00	13.11	12.84
1983. 6	13.45	13.07	12.87	12.99	13.29	12.86	12.77	12.80	13.00	12 84	12.82	12.76	12.88	12.83	12.73
1983. 7	13.53	13.21	12.88	12.73	12.87	12.94	12.87	12.64	12.79	12.72	12.62	12.79	12.72	12.67	12.68
1983. 8	12.86	13.48	13.29	13.81	12.99	12.97	12.97	12.88	12.90	13.01	12.87	13.00	12.88	12.89	12.87
1983. 9	13.54	13.35	13.19	12.82	13.00	13.05	12.93	12.82	12.87	12.84	12.83	12.70	12.83	12.85	12.78
1983.10	13.61	13.18	12.96	12.89	13.03	13.01	13.03	12.78	13.02	12.87	12.82	12.78	12.82	12.78	12.78
1983.11	13.68	13.53	13.08	12.83	13.08	13.63	13.02	12.86	13.46	12.98	12.88	13.22	12.98	12.85	13.28
1983.12	13.42	13.06	12.84	13.34	12.82	12.96	12.86	12.81	12.85	12.87	13.07	12.80	12.91	12.96	12.87
1984. 1	13.27	13.69	12.96	12.79	12.90	12.92	12.96	13.00	12.76	12.98	12.74	12.77	12.81	12.79	12.76
1984. 2	12.92	13.02	12.60	12.50	12.62	12.62	12.63	12.60	12.56	12.60	12.48	13.03	12.83	12.63	12.73
1984. 3	13.72	12.84	12.15	12.39	12.52	12.50	12.76	12.68	12.47	12.47	12.71	12.74	12.96	12.52	12.90