

# 韓國의 私債利子率 推移에 關한 研究\*

이 창 용\*\*

-----〈목 차〉-----	
I. 序論	變化
II. 方法論	IV. 實證分析 結果
III. 利子率 資料 및 規制政策의	V. 結論

## I. 序 論

韓國의 金融市場은 政府에 의한 利子率 規制 및 信用割當 등이 일반화되어 있는 制度圈市場(公金融市場)과 각종 規制로부터 상대적으로 자유로운 非制度圈市場(私金融市場)이 共存하는 二重構造를 가지고 있다. 私金融市場은 그 성격상 정확한 規模를 측정하기는 불가능하겠지만, 1972年 8·3 私債凍結措置에 의해 신고된 私債 規模가 당시 總通貨(M2)의 28%에 달하였다는 사실로부터 과거 20餘年間 韓國의 金融市場에서 私金融市場이 차지하였던 比重을 쉽게 짐작할 수 있다.<sup>1)</sup> 비록 1980年 이후 金融自律化가 꾸준히 추진되면서 私金融市場의 比重이 점차 減少하는 趨勢에 있기는 하나, 아직도 전체 金融市場에서 私金融市場이 차지하는 比重은 무시할 수 없을 정도로 크다. 최근의 한 研究에 따르면 金融實名制가 도입된 이후인 1994年에서 조차도 전국적인 私債 利用 規模는 經常 GNP의 約 11%에 달하고 있으며, 이를 私債資金 平均殘額으로 換算할 경우 94年末 總通貨(M2)의 約 6.3% 規模에 해당한다고

\*본 논문에 많은 조언을 주신 慶尙大學校의 김홍범 教授님과 資料分析에 도움을 준 한상범, 김범구 교수에게 감사드립니다. 本稿는 研究 진행 중인 “韓國 利子率 構造에 關한 研究”(오성환, 이창용, 한상범) 結果의 一部를援用하고 있음을 밝혀 듭니다.

\*\*서울大學校 經濟學部

1) 1972년 8·3 措置의 內容 및 展開過程에 관하여는 김정령(1990) p. 255-78 參照.

한다.<sup>2)</sup>

私金融市場은 價格構造의 歪曲으로 인해 公金融市場에 만성적인 超過需要가常存하기 때문에 발생한 틈새시장으로, 制度金融市場의 접근이 어려운 資金需要者에게 短期 運營資金을 供給하는 肯定的 機能을 수행하기도 한다. 그러나 이러한 肯定的인 機能보다는 私金融市場의 존재는 脱稅 및 陰性的인 資金去來를 통하여 國民經濟의 건전한 經濟活動을 저해하고, 二重構造가 없는 경우에 비하여 制度金融의 非受惠者에게 과다한 金融費用을 招來하는 등 國民經濟에 미치는 否定的 影響이 더욱 지배적인 것이 사실이다.<sup>3)</sup> 이러한 觀點에서 私金融市場에 관련된 國內의 研究는 대부분 地下經濟의 一部인 私金融市場의 制度化에 관한 政策的, 理論的 方案에 치중하여 왔다.<sup>4)</sup> 本稿는 이러한 既存 研究를 보완하기 위하여 私金融市場에 관한 分析의 焦點을 달리하여, 과거 20餘年間 私金融市場의 利子率 推移 및 公金融市場 利子率과의 關係를 實證分析하고자 한다.

韓國銀行이 非公式 survey를 통하여 조사한 私債利子率의 推移를 살펴보면, 1970-74年에 年平均 28%에 달하였던 實質 私債利子率이 1975-79年 24%, 1980-84年 20%, 1985-92年에는 16%로 지속적으로 減少하여 온 樣相을 보이고 있다.<sup>5)</sup> 같은 기간 동안에 대표적인 規制利子率로 볼 수 있는 短期一般貸出의 實質 收益率은 1970-74年 年平均 5.2%, 1975-79年 5.7%, 1980-84年 2.4%, 1985-92年 5.4%로 減少 趨勢를 보이고 있지 않으며, 既存 研究에서 대표적인 市場利子率 尺度로 가장 널리 사용되는 3年 滿期 會社債 流通收益率의 경우에는 1975-79年 5.0%이었던 實質 收益率이 1980-84年 7.3%, 1985-92年 9.4%로 變化하는 등 오히려 增加하는 樣相을 보이고 있

2) 韓國金融研究院 私金融研究委員會(1995), 3-4쪽 參照.

3) 私金融市場의 肯定的 機能 및 效率性에 관한 理論的 論議로는 Daniel and Kim(1992), Fry(1988), Taylor(1983), Van Wijnbergen(1983)을 參照하라.

4) 韓國 私債市場의 規模推定 및 制度化 方案에 대한 國內 研究로는 오문영(1994), 좌광(1987), 韓國金融研究院 私金融研究委員會(1995), 現代經濟社會研究院(1993), Cole and Park(1983) 등이 있다.

5) 私債利子率의 資料는 韓國銀行의 非公式 survey를 통하여 구한 A級 어음 收益率 資料로서 滿期, 額面價, 擔保條件 등에 대한 資料의 同質性이 보장되지 못하는 등 正確度에 문제가 있다. 그러나 本稿의 III장에서 논의하고 있는 바와 같이, 규제되지 않은 利子率의 尺度로서 長期分析에 사용할 수 있는 資料는 이 資料밖에 없는 것이 現實이기에, 本稿에서는 統計的 正確度 문제를 고려하지 않고 주어진 資料가 私金融市場의 利子率을 적절히 반영한다는 假定하에 實證分析을 진행하였다. 따라서 資料의 信憑性에 대한 견해차에 따라서 本稿의 分析結果에 대한 解釋 역시 민감하게 다를 수 있음을 미리 밝혀 둔다.

다. 이러한 結果 韓國 私金融市場은 과거 20餘年間 私債 프레미엄이 약 22%에서 10%로 지속적으로 減少하여 온 特徵, 즉 기타 利子率에 비하여 私債收益率이 현저히 減少한 特징이 있다. 本 研究는 이러한 私債 프레미엄 減少趨勢의 原因 및 政策的 含意를 分析하고자 한다.

私債利子率에 대한 分析은 金融費用의 歷史的 推移를 分析한다는 의미뿐만 아니라 다음과 같은 점에서 理論的, 政策的 重要性이 있다. 첫째, 韓國 金融市場의 利子率은 대부분 規制되어 왔기 때문에 利子率의 實證分析時 어떠한 利子率을 市場 均衡利子率의 尺度로 삼아야 할 지가 분명치 못하다. 따라서 金融市場의 二重構造가 招來하는 概念的 問題點을 인식하면서도, 이를 무시한 채 相對的으로 規制가 적었다고 생각되는 3年 滿期 會社債 流通收益率, 콜(call) 金利 등을 均衡利子率의 尺度로 分析하여 온 것이 그 동안의 慣行이었다. 그러나 規制政策의 歷史的 變化過程을 살펴볼 때, 이러한 假定은 1980年代 후반기 이후 金利自律化가 본격적으로 推進되기 시작한 이후에는 비교적妥當한 假定일 수 있으나, 그 이전 기간에도 적절한 假定이라고 생각하기는 힘들 듯 하다. 따라서 70年代의 資料를 分析에 포함시킨 경우, 利子率에 關한 研究 結果는 市場 利子率에 대한 分析이라기 보다는 利子率 政策函數(policy function)에 대한 分析이라고 解釋되어야 할 것이다. 本稿에서는 이러한 問題點을 보완하기 위하여 私債利子率을 規制되지 않은 利子率의 尺度로서 사용하여 實證分析時 規制利子率과 非規制 利子率을 동시에 고려하는 方法을 제시하고 있다. 보다 구체적으로, 本稿는 私債利子率과 기타 規制 利子率과의 關係를 分析함으로써 지난 20餘年間 私債 利子率 프레미엄의 減少趨勢를 分析함과 동시에, 既存研究에서 널리 사용되고 있는 3年 滿期 會社債 收益率이 非規制 利子率을 적절히 反映하고 있는지를 評價하고자 한다.

둘째, 私債 프레미엄이 長期的으로 減少하여 왔다는 사실은 金利自由化에 대하여 주요한 政策的 示唆點을 갖는다. 金利自由化를 順次의으로 완만하게 추진할 것을 옹호하는 見解에 따르면 급격한 金利自由化는 市場利子率의 上昇을 가져와 企業의 投資를 委縮시킬 可能성이 크다. 즉 金利가 自由化될 경우 規制된 利子率 뿐 아니라 私金融市場의 利子率까지도 같이 上昇하기 때문에 이들의 加重值로 決定되는 企業의 實質 投資 費用 역시 上昇하게 된다는 것이다. 이러한 見解는 金利가 自由化될 경우 非規制 利子率이 上昇하는 理論的根據를 明示的으로 제시하고 있지는 않지만, 대부분의 경우 非規制 利子率은 規制 利子率에 不變 危險 프레미엄(constant risk premium)을 더하여 決定된다고 暗默的으로 假定하고 있다.<sup>6)</sup> 그러나 私債 프레미엄이 不變이라는

6) 이러한 假說의 대표적 例로서 구석모(1982) 참조.

假定은 앞서 언급한 바와 같이 과거 20餘年間의 경헓으로 볼 때 妥當하지 못한 假定이며, 따라서 金利自由化의 結果 規制利子率이 上昇한다고 하여 반드시 非規制 利子率도 같이 上昇하는 것은 아니다. 오히려 金利自由化의 結果 規制利子率은 上昇하더라도 非規制 利子率이 큰 폭으로 下落한다면, 이들의加重值인 企業의 實質 投資費用은 減少할 可能性도 있다.<sup>7)</sup>

本研究의 分析 結果를 要約하면 다음과 같다. 지난 20餘年間 私債 프레미엄의 減少 趨勢를 설명할 수 있는 두 要因으로는 私債의 危險 프레미엄 減少可能性 및 지속적인 金利自由化의 推進을 들 수 있다. 이를 附櫻하면, 分析期間동안 物價安定 基調의 定着 등을 통하여 金融市場의 安定性이 지속적으로 提高되었다면, 金融資產에 대한 危險 프레미엄 또한 減少하였을 것이다. 公金融市場의 規制利子率은 이러한 危險 프레미엄 變化를 적절히反映할 수 없는 반면 私債利子率이 이에 민감하게反映하였다면, 私債 프레미엄은 減少趨勢를 갖게 된다. 한편, 本稿의 II장에 제시된 模型은 金融市場의 安定性과 危險 프레미엄에 變化가 없었다 하더라도 金利自由化가 지속적으로 推進된 경우에는 私金融市場의 利子率과 規制利子率 間의 隔差가 減少하게 됨을 보이고 있다.

위 두 要因의 相對的 重要性에 관하여 本稿는 다음의 結論을 얻었다. IV장에 제시된 回歸分析 結果에 따르면, 위의 두 要因 모두가 韓國 私債利子率의 減少趨勢를 설명하는데 있어 主要 要因이기는 하나, 이 중 危險 프레미엄의 變化보다는 金利自由화의 趨勢變化가 相對的으로 중요한 것으로 나타났다. 그러나 金利政策의 歷史的 變遷을 구체적으로 살펴보면, 金利自由化 政策이 지속적으로 推進된 것은 1980年代 후반 이후이며, 그 이전에는 經濟狀況에 따라 規制의 程度가 反轉되어 왔기에 金利自由化 政策이 지속적이었다고 評價하기에는 어려운 면이 있는 것 또한 사실이다. 이러한 觀點에서 볼 때, 위의 回歸analysis 結果는 危險 프레미엄의 代理變數(proxy)로 사용된 物價上昇率의 安定化, 어음 不渡率 등의 變數가 실제 危險 프레미엄의 變化를 충분히反映하지 못하기에 생긴 結果로 解釋할 수도 있다. 따라서 보다 다양한 私債 危險 프레미엄 變數를 回歸analysis에 도입하여 本稿의 實證分析 結果의 安定性을 檢證하는 節次는 반드시 뒤따라야 할 것이다.

또한 會社債 收益率에 관한 實證分析 結果, 3年 滿期 會社債 收益率은 私債 利子率보다는 대표적인 規制利子率인 短期 與受信 金利와 보다 밀접한 關係를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 結果는 3年 滿期 會社債 收益率을 市場 均衡 利子率의 尺度로 사용하고 있는 既存 實證研究의 問題點을 간접적으로 지적하고 있다.

---

7) 本稿의 II장은 이러한 結果를 보여주는 간단한 模型을 제시하고 있다.

本稿는 構成은 다음과 같다. II장은 金融市場의 二重構造下에서 規制利子率과 非規制利子率의 關係를 보여주는 간단한 模型을 제시한 후, 本稿의 實證分析에서 다루어질 主要 假說 및 이에 대한 檢證方法을 논하고 있다. III장은 規制, 非規制 利子率의 尺度로 사용될 수 있는 여러 利子率 資料의 時系列 特性 및 이에 대한 規制政策의 歷史的 變化를 소개하고 있으며, IV장은 實證分析結果를 제시하고 있다. V장은 本 研究의 結果 및 問題點을 要約하고 向後 研究方向을 논하기로 한다.

## II. 方法論

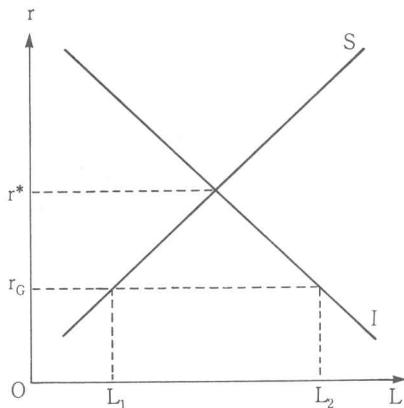
私債市場은 公金融市場의 利子率이 規制되기 때문에 발생하는 틈새市場으로서, 私債利子率의 決定은 公金融市場의 規制利子率 水準과 無關할 수 없고, 따라서 私債利子率의 實證分析을 위해서는 規制利子率의 變化가 私債利子率에 미치는 影響에 대한 이해가 우선되어야 한다. 이 장에서는 利子率의 貸付資金說에 의거한 간단한 模型을 통하여, 金融市場의 二重構造下에서 規制利子率과 私債利子率과의 關係를 살펴보자.<sup>8)</sup>

<그림 1>에서 利子率에 관하여 增加函數로 그려진 S 曲線은 貸付資金의 總供給을 나타내며, 利子率의 減少函數로 그려진 I 曲線은 貸付資金의 總需要를 나타낸다. 政府의 規制가 없는 경우, 金融市場의 均衡은 <그림 1>에서 貸付資金의 總需要와 總供給이 일치하는 水準에서 決定되며 이 경우 市場均衡 利子率은 그림에서  $r^*$ 로 표시되어 있다. 이제 政府가  $r^*$  보다 낮은  $r_G$ 에서 公金融市場의 利子率을 規制하는 경우를 생각하여 보자. 利子率이  $r_G$ 로 規制된 경우, 公金融市場에서의 資金供給은  $OL_1$ , 資金需要는  $OL_2$ 로 표시할 수 있으므로  $L_1L_2$ 에 해당하는 超過需要가 존재하게 된다. 公金融市場에서 충족되지 않은 資金의 需要와 供給은 私債市場으로 흘러들어가, <그림 2>에서 私債市場에서의 資金供給曲線  $S'$ 와 資金需要曲線  $I'$ 을 형성하게 된다.

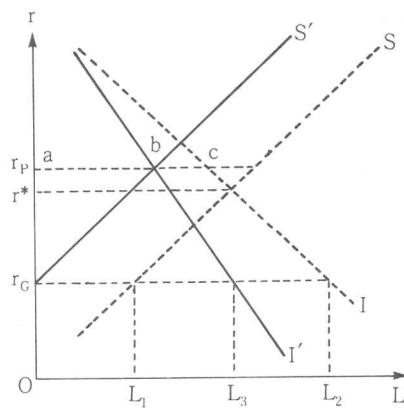
私債市場의 資金供給曲線  $S'$ 은 貸付資金의 總供給에서 公金融市場에 供給된  $OL_1$ 을 제외한 부분이므로 S 曲線을  $OL_1$ 만큼 左側으로 平행이동한 모양을 가질 것이다.<sup>9)</sup> 그러나 供給曲線의 平行이동과는 달리 私債市場의 資金需要曲線

8) 私債利子率에 대한 理論的 模型에 관하여는 Daniel and Kim(1992), Fry(1988), Taylor(1983), van Wijnbergen(1983) 등을 參照하라. 이들의 관심은 私債市場의 존재가 投資의 效率性, 貯蓄 …등에 미치는 影響을 分析 … 本稿의 模型은 私債利子率과 規制利子率과의 關係만을 부각시키기 위하여 가장 간단하게 구성되었음 …

9) 利子率이  $r_G$ 로 規制된 경우, 政府에 의하여 信用割當이 되는 資金이 반드시



&lt;그림 1&gt;



&lt;그림 2&gt;

$I'$ 은 總需要曲線  $I$  가 단순하게 평행이동한 것이 아니라 그 기울기가 增加하면서 이동을 한 형태를 가지게 된다. 그 이유를 설명하면 다음과 같다.

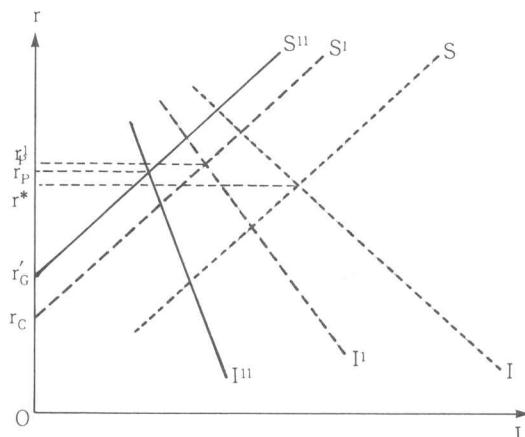
利子率  $r_G$  하에서 總資金需要  $OL_2$  中 公金融市場의 惠澤을 받은 資金需要는  $OL_1$ 이다. 설명의 편의상 資金需要는 企業의 投資에 의하여 決定된다고 할 때, 公金融市場의 惠澤을 받은 企業을 type A와 type B로 나누어 보자. type A 企業은 資本의 限界生產性이 낮아서 利子率이  $r_G$  이상으로 올라갈 경우 자발적으로 資金需要 의사를 철회할 企業이며, type B 企業은 資本生產性이 높아 利子率이 上昇하더라도 계속하여 資金을 需要할 企業이다. 政府가 이들중 한 type에게만 意圖的으로 資金을 配分하지 않은 한, 個別企業이 낮은 利子率의 惠澤을 받을 確率은 type에 關係없이  $OL_1/OL_2$ 라고 假定할 수 있다. 이제 <그림 2>에서 利子率이  $r_p$ 로 上昇할 때, 私債市場으로 유입될 資金의 需要를 계산하면, 이는  $r_p$  利子率하에서도 資金을 需要할 type B 企業 중에서 이미 公金融市場의 惠澤을 받은 資金需要  $OL_1$  中一部는 type A 企業에 配分되었으므로, type B 企業의 資金需要中 公金融市場의 惠澤을 받은 부분은  $OL_1$  보다 적을 것이다. 따라서 利子率  $r_p$ 에서 資金需要曲線  $I'$ 과  $I$ 의 수평거

OL<sub>1</sub>일 필요는 없다. 政府에 의하여 割當되는 資金이 OL<sub>1</sub> 보다 적은 경우, 本稿의 模型은 OL<sub>1</sub>과 割當되는 資金의 差額이 자발적으로 公金融市場에 供給된다 는 일반적인 假定을 하고 있다. 이와는 반대로 政府에 의하여 割當되는 資金이 OL<sub>1</sub> 보다 크기 위해서는 그 差額 만큼이 海外資本으로 조달되어야 하며, 이에 대한 分析은 省略하기로 한다.

리는  $OL_1$  보다 적게 되고  $I'$ 의 기울기는  $I$  보다 크게 된다. 이와 같이 각企業이 公金融市場의 惠澤을 받을 確率  $OL_1/OL_2$  가 고정되었다고 假定한 후, 동일한 논의를  $r_G$  보다 높은 모든 利子率에 적용하면,  $I'$  曲線의 기울기가  $I$  曲線의 기울기 보다 크게 됨을 쉽게 알 수 있다.<sup>10)</sup>

$I'$  曲線이  $I$  曲線의 단순 평행이동이 아니라는 것은 중요한 意味를 갖는다. 만일  $I'$  曲線이  $I$  曲線의 단순 평행이동이라면 <그림 2>를 통하여 私債市場의 均衡利子率  $r_p$ 는 規制利子率 水準과 관계없이  $r^*$ 와 동일하게 됨을 쉽게 보일 수 있다. 따라서 이러한 경우에는 私債利子率을 均衡利子率의 尺度로 사용하는 한, 金融市場의 二重構造를 고려할 필요 없이 利子率 理論을 전개할 수 있다. 하지만 <그림 2>에서와 같이  $I'$ 의 기울기가  $I$  보다 큰 경우에는 私債市場 利子率  $r_p$ 는  $r^*$  보다 높은 水準에서決定되며 規制利子率의 變化에 無關할 수 없게 된다. 즉 金融市場의 二重構造로 인하여 制度金融의 非受惠者들은 規制가 없는 경우에 비하여 과도한 金融費用을 부담하게 되고, 이러한 結果는 利子率의 實證分析時 金融市場의 二重構造下에서 두 市場의 利子率을 分리하여 分析할 수 없음을 示唆하고 있다.

이제 <그림 3>을 사용하여 規制利子率의 變化가 私債利子率에 미치는 影響



<그림 3>

10) 敷衍하면,  $I$  曲線을  $L = \alpha - \beta r$ 로 표시할 때,  $I'$  曲線은  $L = \alpha - \beta r - OL_1$ 이 아니라  $L = (1 - (OL_1/OL_2))(\alpha - \beta r)$ 으로 표시된다. 즉  $I'$  曲線이  $I$  曲線의 수평이동이 아닌 까닭은 公金融市長의 惠澤을 받은 資金需要 중一部는 type A에게 배정되었기 때문이다. 上의 論議는 <그림 2>에서  $bc/ac = OL_1/OL_2$ 임을 의미한다.

을 分析하여 보자. <그림 3>에서 보는 바와 같이, 規制利子率  $r_G$ 가  $r_G'$ 로 上昇할 경우  $I'$ 과  $S'$  曲線은 좌측이동을 하여  $I''$ 과  $S''$  曲線이 되며 따라서 私債利子率  $r_p$  역시  $r_p'$ 으로 減少하게 된다. 즉, <그림 3>으로부터  $r_p$ 와  $r^*$ 의 차이는  $r^*$ 와  $r_G$  차이와 陽의 相關關係가 있음을 알 수 있고, 이러한 關係는 다음의 式 (1)로 표현할 수 있다.

$$r_{p,t} - r_t^* = \alpha(r_t^* - r_{G,t}), \alpha > 0 \quad (1)$$

이상의 分析에서는 설명의 單純화를 위하여 私債와 기타 金融資產間의 危險度(risk) 差異가 私債利子率에 미치는 影響을 무시한 채 規制政策이 貸付資金의 需給 變化를 통하여 利子率에 미치는 影響만을 고려하였다. 보다 현실적으로 私債市場의 危險度에 따른 危險 프레미엄 및 測定誤差(measurement error)를 式 (1)에 追加적으로 고려하면, 本稿 實證分析의 基礎가 되는 다음의 式 (2)를 얻을 수 있다.

$$r_{p,t} - r_t^* = \alpha(r_t^* - r_{G,t}) + \phi_t + \varepsilon_t, \alpha > 0 \quad (2)$$

式 (2)에서  $\{\phi_t\}$ 는 私債利子率의 危險 프레미엄을,  $\{\varepsilon_t\}$ 는 測定誤差를 의미한다. 式 (2)를 私債利子率의 決定式으로 정리하면 式 (2')이 된다.

$$r_{p,t} = (1 + \alpha)r_t^* - \alpha r_{G,t} + \phi_t + \varepsilon_t \quad (2')$$

위의 式 (2')을 實證分析에 적용하려 할 때, 가장 큰 문제는 規制가 없는 경우의 市場利子率인  $r^*$ 를 觀察할 수가 없다는 점이다. 따라서 대부분의 既存研究는  $r^*$ 의 決定要因이라 생각되는 여러 變數들을  $r^*$ 의 代理變數로서 式 (2')에 포함시키고 있다. 그러나 이러한 接近方法을 사용할 때 어떠한 變數가 代理變數가 되어야 하는지가 명확하지 않을 뿐만 아니라, 回歸式에  $r_G$ 가 포함되지 않은 경우 選擇된 代理變數들이  $r^*$  뿐만 아니라 政府의  $r_G$  決定에도 影響을 줄 수 있기에  $r^*$ 의 係數가 偏向(bias) 推定되게 된다.<sup>11)</sup> 이러한 理由 때문에 式 (2) 및 (2')은 金融市場의 二重構造를 고려한 경우 利子率의 決定式에는 반드시  $r^*$ 의 決定變數 뿐만 아니라  $r_G$ 가 함께 包含되어야 함을 보여주고 있다. 더욱이 중요한 것은  $r_p$ 의 決定에  $r_G$ 가 包含되는 理由가 利子率의 期間別 構造(term-structure) 分析에서와 같이  $r_p$ 와  $r_G$  간의 arbitrage 조건 때문이 아니라, 規制政策에 의한 價格構造 歪曲 程度를 나타내는 代理變數로

11) 代理變數를 쓰는 接近方法은  $r^*$ 의 決定要因으로서 回歸分析에 포함되는 變數가 들어남에 따라, 國內 時系列 資料의 사용 가능한 標本 數에 비추어 볼 때 너무 많은 係數를 推定하여야 한다는 現실적인 問題點이 있다.

서 包含되었다는 점이다.

以上에서 言及한 바와 같이,  $r^*$ 를 직접 觀察할 수 없고 이에 대한 代理變數選擇 또한 態意的이기에 本稿에서는 觀察 不可能한  $r^*$ 를 推定하기보다는 직접 觀察 可能한  $r_G$ 에 더욱 큰 비중을 주는 分析方法을 고려하여 보았다. 政府의 規制政策은 規制를 撤廢할 경우의 市場利子率 水準을 고려하여 決定될 것이므로, 兩 利子率間의 關係를 다음과 같이 假定하기로 하자.

$$r_{G,t} = \delta_t r_t^*, \quad 0 \leq \delta_t \leq 1. \quad (3)$$

즉 式 (3)은 利子率 規制의 政策函數(policy function)로서 市場利子率과 規制利子率과는 陽의 關係가 있으며,  $\{\delta_t\}$ 가 1 보다 작은 것은 低金利 政策을 의미한다. 또한  $\{\delta_t\}$ 는 時間의 函數이므로 式 (3)의 政策函數는 時間に 따라 可變的일 수 있고, 따라서 式 (3)의 假定은  $\{\delta_t\}$ 가 陽數라는 假定을 제외하고는 그리 制限의이지 않다. 이제 式 (3)을 式 (2') 와 結合하여 式 (4)로 表현하여 보자.

$$r_{p,t} = \left[ \frac{(1 + \alpha)}{\delta_t} - \alpha \right] r_{G,t} + \phi_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

式 (2')에서 回歸式에  $r^*$ 가 包含된 경우에는  $r_p$ 와  $r_G$  간에는 陰의 相關關係가 있었다. 그러나 式 (4)에서와 같이  $r^*$ 를  $r_G$ 의 函數로 대체하면,  $\delta_t$ 는 1 보다 작기 때문에  $r_p$ 와  $r_G$ 는 서로 陽의 相關關係를 갖게 되며,  $r_G$ 의 係數는 規制利子率의 變化가 私債利子率에 미치는 直接的 影響 뿐만 아니라 均衡利子率 變化를 통하여 政策變化를 유도하는 效果까지도 함께反映하고 있다. 앞으로 本稿의 實證分析은 式 (4)를 사용하여  $r_p$ 와  $r_G$ 의 關係, 즉 私債 프레미엄을 分析하고자 한다.

序論에서 言及한 바와 같이 過去 20餘年間 私債 프레미엄은 지속적인 減少趨勢를 가지고 있었다. 式 (4)는 私債 프레미엄의 이러한 減少趨勢가 나타날 수 있는 두 가지 可能性을 보여주고 있다. 첫째 경우는 規制政策의 變化가 없어  $\delta_t$ 가 常數이더라도 私債의 危險 프레미엄  $\phi_t$ 가 지속적으로 下落하여 온 可能性이다. 둘째 경우는 私債의 危險 프레미엄  $\phi_t$ 에 變化가 없었다 하더라도 金利自由化가 지속적으로 시행되어 私債 프레미엄이 減少한 경우이다. 利子率規制가 緩和되는 것은 式 (4)에서  $\delta_t$  係數가 1에 가까워짐을 의미하고 이에 따라  $r_G$ 의 係數가 減少하게 되며  $r_p$ 와  $r_G$ 의 差, 即 私債 프레미엄이 減少하게 된다. 本稿는 式 (4)를 推定함으로써 위의 두 假說의妥當性을 비교하려 한다.

本稿에서 式 (4)를 推定한다는 意味는 式 (4)의 個別 係數,  $\alpha$ ,  $\delta$ ,  $\phi$ 를 推定 할 수 있음을 의미하는 것은 아니다. 短期적으로 볼 때 危險 프레미엄  $\phi$ 는 相對的으로 安定의이었다 하더라도, 政府의 金利自由化 政策은 수시로 反轉이 있어 왔기에, 短期的으로  $\delta$ 를 常數로 취급하기는 어렵다. 즉  $\delta$ 의 短期 變化를豫測하거나 推定하기는 어려우므로, 式 (4)를 利子率의 短期 豫測模型으로 사용하는데는 限界가 있다. 따라서 本稿는 式 (4)에서 示唆하는  $r_p$ 와  $r_G$ 의 長期均衡關係(long-run equilibrium relations)에 주목함으로써 위의 두 假說의 妥當性을 檢證하고자 한다. 보다 구체적으로 本稿의 實證分析은  $r_p$ 와  $r_G$  두 變數간의 共積分(cointegration) 關係의 有無 및 共積分 벡터(cointegrating vector)를 살펴보며 式 (4)에서 示唆하는  $r_p$ 와  $r_G$  간의 長期均衡關係를 分析하고 있다. 이를 보다 자세히 설명하여 보자.

本稿의 Appendix I에서 보다 염밀하게 보이겠지만, 일단  $r_p$ 와  $r_G$ 가 非定常 時系列(non stationary time series)이라고 하자. 만일 私債의 危險度 및 政府의 利子率 規制政策에 變化가 없었기에 式 (4)에서  $\delta$ 와  $\phi$ 가 常數라면,  $r_p$ 와  $r_G$ 간에는 共積分(cointegration) 關係가 있어야 한다. 그러나 이와는 반대로  $\delta$  또는  $\phi$ 가 趨勢的으로 變化하여 왔다면  $r_p$ 와  $r_G$  兩者간에는 共積分 關係가 없고,  $\delta$ 와  $\phi$ 를 常數로 취급하는 式 (4)는 전형적인 假性回歸式(spurious regression)이 될 것이다. 따라서  $r_p$ 와  $r_G$  간의 共積分 關係 與否를 檢定함으로써 우리는 危險 프레미엄 및 規制政策의 趨勢變化 有無를 檢證할 수 있다.

또한 式 (4)에서  $r_p$ 와  $r_G$  간에 共積分 關係가 없는 것으로 나타났다면,  $\delta$ 와  $\phi$ 의 趨勢變化를 反映할 수 있는 變數를 式 (4)에 追加함으로써 危險 프레미엄과 規制政策 變化의 相對的 重要性을 評價할 수 있다. 예를 들어, 危險 프레미엄의 變化가 私債 프레미엄 趨勢變化의 主要因이라면 危險 프레미엄의 代理變數(proxy)가 式 (4)에 追加되는 경우,  $r_p$ ,  $r_G$  간에는 共積分 關係가 없더라도  $r_p$ ,  $r_G$ , 危險 프레미엄의 代理變數 3者 間에는 共積分 關係가 있어야 한다.<sup>12)</sup> 만일 危險 프레미엄 代理變數가  $r_p$ 와  $r_G$  간의 共積分 關係에 크게 影響을 주지 않는 반면, 단순히 線形時間趨勢變數(time trend)를 追加하는 경우  $r_p$ ,  $r_G$ , 線形時間趨勢變數 間에 共積分 關係가 존재한다면, 이는 危險 프레미엄보다는 規制政策의 趨勢變化가 私債利子率 變化의 主要因일 可能性을 示唆할 수 있다. 물론 이 경우에는 線形時間趨勢變數에 經濟的 意味를 부여하기 위하여, 金利自由化 政策이 分析期間동안 지속적으로 진행되었는지를 規制

---

12) 어떤 變數를 危險 프레미엄의 代理變數로 사용할 수 있는지에 관하여는 IV장에서 論議하기로 하자.

政策의 歷史的 變化를 통하여 확인할 필요가 있다.<sup>13)</sup>

以上에서 설명된 分析의 틀을 가지고 III장과 IV장에서 私債利子率과 規制利子率間의 關係를 分析하여 보자. 구체적인 實證分析 結果를 살펴보기 전에 우선 III장에서 實證分析에 사용될 각 利子率의 時系列 資料를 紹介하고 이에 대한 政府 規制政策의 歷史的 變遷을 살펴보기로 하자.

### III. 利子率 資料 및 規制政策의 變化

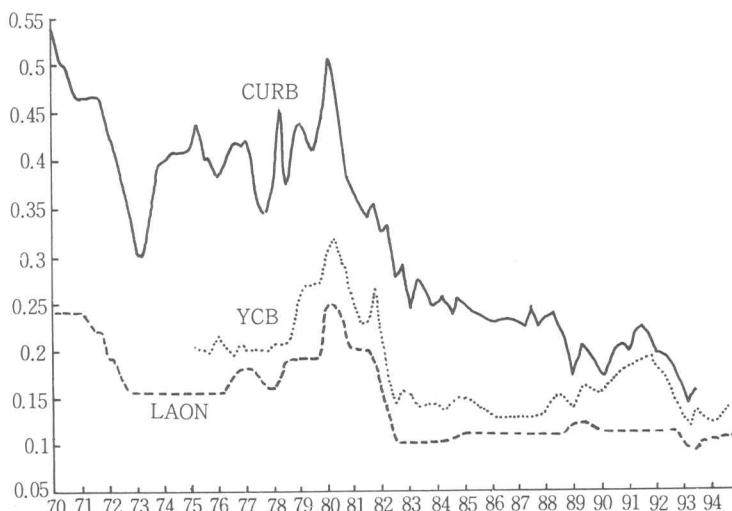
本研究의 實證分析은 一般銀行 與受信 利子率, 會社債 收益率, 私債利子率 등을 主 分析對象으로 삼고 있다. 一般銀行 與受信 利子率로는 滿期 1年以上 定期預金 利子率 및 1年 以內 一般貸出 利子率 資料를 사용하고 있으며, 이들은 本稿의 分析에서 規制利子率의 대표적 指標로 사용되고 있다. 政府의 規制 밖에 있는 私金融市場의 대표적 利子率로는 韓國銀行의 非公式 標本調查에서 구한 私債市場 利子率을 사용하고 있으며, 형식상 規制는 없으나 實제 政策當局의 窓口指導에 의해 間接規制되는 ‘形式的 自由利子率’의 指標로는 殘存期間 3年物 保證附 會社債 流通收益率을 사용하고 있다.<sup>14)</sup> 이러한 選擇은 態意的인 면도 있지만 利子率의 長期 趨勢를 分析하고자 하는 本稿의 目的上, 分析 對象을 적어도 70年 中반 以後 부터 時系列이 존재하는 資料로 局限한 結果이기도 하다.<sup>15)</sup> 短期金融市場의 主要 金利인 企業어음(CP) 金利, 讓渡性 預金證書(CD) 金利, 通貨安定證券 金利 등의 資料는 既存 利子率의 實證分析 研究에서 널리 사용되고 있지만, 1980年 또는 1980年代 中반 以後의 時系列 資料만 사용가능하므로 本稿의 分析에서 제외되었다.<sup>16)</sup>

13) 本稿의 假說檢定은 式 (4)에서 8와  $\phi$ 가 각각  $rG$ 에 대하여 곱(multiplication)의 形태 및 합(addition)의 形태를 취하고 있는 差異를 무시하였다. 이러한 差異를 假說檢定에 이용하기 위하여는 式 (4)의 係數를 직접 推定하여야만 하는데 이는 本文에서 言及한 바와 같이 8의 短期 變化 때문에 바람직한 方法이 아니라고 생각된다. 또한 주어진 時系列 資料의 數가 극히 限定되어 있기 때문에 私債利子率의 趨勢 變化를  $rG$ 에 관한 곱의 形태와 합의 形태로 區分하기는 現實의 으로 어려울 것이다.

14) 사용된 資料의 出處는 韓國銀行 “調查統計月報” 및 “韓國銀行의 統計 — 어제와 오늘”이다.

15) 與受信 利子率 및 私債 利子率은 1970年 以後의 分期別 資料가 사용 가능하며 會社債 收益率의 경우에는 1975年 1四分期 부터 資料가 존재한다.

16) 콜 金利의 경우에는 1976年 以後부터 資料가 사용 가능하며, 實證分析 結果 會社債 收益率을 사용할 때와 類似한 結果를 얻었다. 따라서 本稿에서는 分析 結果를 간략하게 제시하기 위하여 콜 金利를 사용한 實證分析 結果는 별도로 제시하지 않았다. 一部 國公債 및 金融債의 경우, 1970年 초반부터 존재하는 資料가 있기는 하나, 發行條件, 滿期 등의 變化로 인하여 時系列의 同質性이 의심되



	分析期間	平均(%)	標準偏差(%)
私債利子率	1970.1Q~1993.3Q	27.78	9.29
貸出利子率	1970.1Q~1994.4Q	13.22	4.14
會社債 流通收益率	1975.1Q~1993.3Q	17.48	5.14

〈그림 4〉 각 名目 利子率의 推移

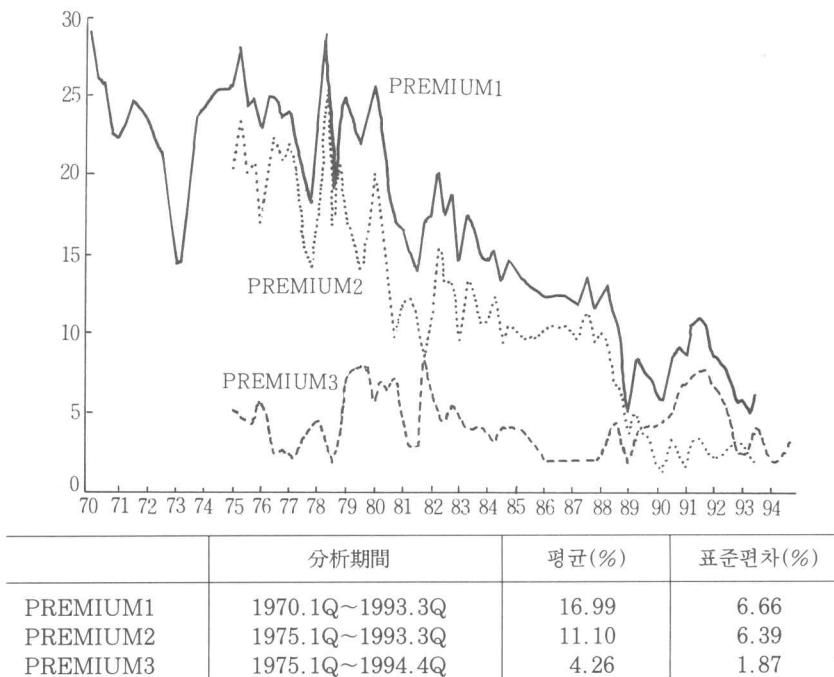
〈그림 4〉는 名目 貸出利子率, 名目 會社債 收益率, 名目 私債利子率의 時系列 資料를 보여주고 있다.<sup>17)</sup> 比較의 便宜를 위하여 각 利子率간의 隔差, 즉 貸出利子率과 私債利子率, 貸出利子率과 會社債 收益率, 會社債 收益率과 私債利子率간의 プレミ엄을 〈그림 5〉에 나타내었다. 또한 向後의 論議를 위하여 〈그림 6〉은 각 名目利子率에서 期待 인플레이션率을 제외한 期待 實質 利子率의 움직임을 보여주고 있다.<sup>18)</sup>

그림에서 볼 수 있듯이 70年代 초반 名目 私債利子率은 50%, 實質 收益率은 30%를 上廻한 반면 政府 規制하에 있었던 貸出 利子率의 경우에는 陰의 實質利子率을 보이고 있어 私金融市場의 높은 金融부담과 함께 價格構造의 歪

는 경우가 많고, 또한 기타 利子率과의 金利差가 滿期構造의 差異에 기인할 경우 II장에서 제시된 分析의 틀이 修正되어야 하는 문제가 있기에 本稿에서는 國公債 市場의 利子率을 分析對象에서 除外하였다.

17) 預金 利子率의 變動은 貸出利子率의 變動과 극히 類似하였음으로 區別의 便宜를 위하여 그림에 포함하지 않았으나, IV장의 實證分析에는 包含되어 있다.

18) 期待 인플레이션率의 推定方式은 Appendix II에 설명되어 있다.



PREMIUM1 = 사채이자율 - 대출이자율

PREMIUM2 = 사채이자율 - 회사채 수익률

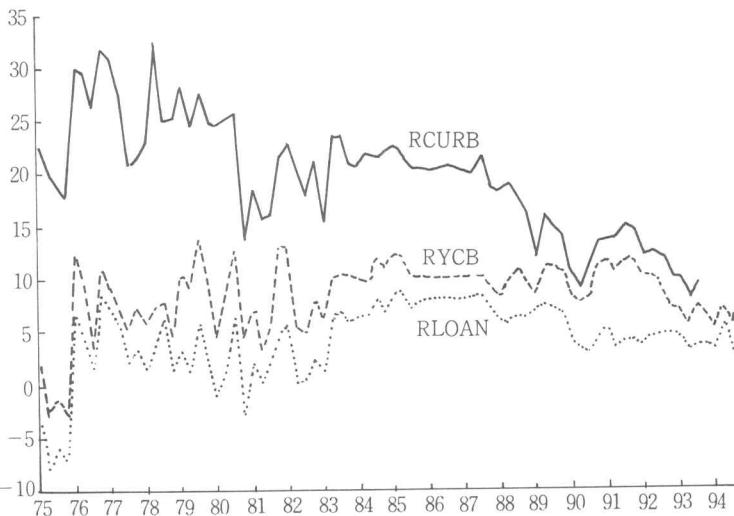
PREMIUM3 = 회사채 수익률 - 대출이자율

〈그림 5〉 各 利子率 隔差의 推移

曲이 얼마나 심하였는지를 쉽게 짐작할 수 있다. 그러나 私債利子率은 70年代 이후 지속적으로 下落하여 90年代 초에는 實質 收益率이 10% 水準까지 減少하였다. 반면 貸出利子率 및 會社債 收益率의 경우에는 實質利子率에 뚜렷한 趨勢가 없음을 쉽게 볼 수 있다. 이 結果 지난 20餘年間 貸出 利子率에 대한 私債 收益率의 프레미엄은 1970年の 26%에서 1992年の 7%로 下落하였다.<sup>19)</sup>

그림에서 볼 수 있는 또 하나의 特徵은 既存 研究에서 非規制利子率의 尺度로 사용되었던 會社債 流通收益率이 그 水準과 變動幅에서 私債 利子率 보다는 오히려 規制 利子率인 貸出利子率과 유사한 움직임을 보인다는 것이다. 會社債 收益率과 貸出 利子率間의 相關關係는 1976年부터 1993年까지 0.93에

19) 會社債 收益率에 대한 私債 프레미엄은 1975年 21%에서 1993年 2.5%로 下落하였다.



	分析期間	平均(%)	표준편차(%)
期待 實質 私債利子率	1975.1Q~1993.3Q	19.59	5.77
期待 實質 貸出利子率	1975.1Q~1994.4Q	4.12	3.49
期待 實質 會社債流通收益率	1975.1Q~1994.4Q	8.37	3.39

〈그림 6〉 각 期待實質利子率의 推移

이른다. 그러나 단순히 두 利子率이 밀접하게 變化한다는 사실로부터 會社債 收益率이 市場 利子率이 아닌 規制利子率의 尺度라고 結論지을 수는 없다. 會社債 收益率이 規制對象이 아니었다 하더라도 理論的으로 規制利子率과 安定的인 均衡關係를 가질 수 있기 때문이다.

會社債 收益率과 貸出利子率의 높은 相關關係를 이해하기 위하여 政府의 金利規制 政策의 歷史的 變化過程을 살펴볼 필요가 있다. 부록 III에 있는 〈그림 A-3〉, 〈그림 A-4〉, 〈그림 A-5〉는 名目 預金利子率, 名目 貸出利子率, 名目 會社債 收益率의 그림과 함께 分析期間 중 각 利子率에 關係된 主要 政策變化를 記述하고 있다. 설명의 重複을 피하면서 分析期間 中의 政策變化를 要約하면, 會社債 收益率이 本格的으로 自由化되기 시작한 것은 1988年 以後로서 그 以前에는 一定 範圍內에서 基準 金利에 連動되어 움음을 쉽게 알 수 있다. 따라서 會社債收收益率과 貸出利子率의 높은 相關關係는 會社債 收益率이 形式的으로는 規制對象이 아니었다 하더라도, 窓口指導 등을 통하여 規制金利에 連動되어 움기에 발생한 당연한 結果라 하겠다. 이러한 觀點에서 볼 때, 會社

債 收益率을 市場 利子率의 尺度로 사용하는 것은 极히 최근에 와서야 妥當한 假定이라 생각된다.<sup>20)</sup>

預金 및 貸出 利子率의 경우에는 會社債 收益率보다 더욱 規制가 심하여 1991年 이후 “中長期金利自由化 推進計劃” 이후에나 본격적으로 自由화가 推進되었다. 더욱이 細部 政策變化로부터 알 수 있는 흥미로운 사실은, 그간 우리나라의 金利自由化 政策이 꾸준히 전개되었다는 일반적 인식과 달리 1980年代 중반 이전에는 經濟狀況의 變化에 따라 規制의 強化 및 緩和가 반복되어 왔기 때문에 지속적인 金利自由化 政策이 있어 왔다고 評價하기는 힘들다는 점이다. 예를 들어 1960年代 초반 投資促進을 목적으로 한 低金利 政策基調는 質蓄增大의 必要에 따라 1965年 金利現實化 政策으로 轉換하였고, 이후 심각한 景氣沈滯 및 企業財務構造의 改善을 위하여 1972年 私債凍結 및 金利引下를 主 內容으로 하는 緊急措置로 反轉되었다. 그 뒤 慢性的 인플레이션을 抑制할 필요와 함께 성장 위주의 政策에서 안정 위주의 政策으로 政策基調가 바뀜에 따라, 1980年 金利 現實化 政策이 도입되어 利子率이 대폭 上昇하였다. 그러나 1982年 景氣沈滯가 계속되자 景氣回復을 위하여 利子率을 대폭 下落시키는 規制措置가 強化되었다. 그 후 一部 金融商品에 대한 選別의 金利規制 緩和 政策이 施行되었으나 本格的 金利自由化 措置가 시작된 것은 1991年 8월 “中長期 金利自由化 推進計劃” 이후로 보아야 할 것이다.<sup>21)</sup>

以上에서 論議된 時系列 資料의 特性 및 利子率 規制 政策의 歷史的 變化過程을 염두에 두고 實證分析 結果를 살펴보기로 하자.

#### IV. 實證分析 結果

II장에서 설명한 바와 같이 本稿의 實證分析은 다음과 같은 回歸式에 기초하고 있다. 일단 각 式을 나열한 후, 諸 變數를 定義하도록 하자.

$$\text{Model 1: } r_{p,t} = \alpha + \beta r_{G,t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Model 2: } r_{p,t} = \alpha + \beta r_{G,t} + \gamma T_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{Model 3: } r_{p,t} = \alpha + \beta r_{G,t} + \delta VI_t + \varepsilon_t. \quad (7)$$

20) <그림 4>에서 私債利子率과 會社債 收益率의 隔差가 1988年 이후 안정된 움직임을 보이는 것 또한 이러한 見解를 지지하는 證據로 생각될 수 있다. 그러나 標本 數의 制約때문에 이러한 假說을 統計的으로 檢證하기는 어려울 듯하다.

21) 보다 자세한 金利自由化 過程에 대한 論議는 金融產業發展審議會 金融制度改編研究小委(1993)을 參照하라.

Model 4:  $r_{p,t} = \alpha + \beta r_{G,t} + \gamma T_t + \delta VI_t + \varepsilon_t$  (8)

Model 5: Model 1-4에서 從屬變數  $r_{p,t}$  대신 定期預金利子率 ( $r_{d,t}$ )를 사용한 경우

Model 6: Model 1-4에서 從屬變數  $r_{p,t}$  대신 會社債 收益率 ( $r_{b,t}$ )를 사용한 경우

Model 7: Model 1-4에서 獨立變數  $r_{G,t}$  대신 會社債 收益率 ( $r_{b,t}$ )를 사용한 경우

위 式에서  $r_{p,t}$ ,  $r_{G,t}$ ,  $r_{b,t}$ ,  $r_{d,t}$ 는 私債, 一般貸出, 3年滿期 會社債 및 1年 以上 定期預金의 期待實質利子率(expected real interest rate)을 의미하며  $T_t$ 는 線形時間趨勢變數(time trend)를,  $VI_t$ 는 私債의 危險 프레미엄(risk premium)을 의미한다. 期待實質利子率은 名目利子率에서 期待 物價上昇率을 差減하여서 계산하였고, 期待物價上昇率은 物價上昇律의 ARMA分析으로부터 本期 物價上昇率의 豫測值을 구하여 사용하였다. 또한 式 (7)과 (8)에서는 物價上昇率의 不安定性이 金融市場 不安定性의 主要因이라는 假定 하에, 物價上昇率의 變動值(inflation volatility)를 私債 危險 프레미엄의 代理變數로 사용하였다. 物價上昇의 變動值로는 GARCH 模型을 통하여 物價上昇率의 條件附 異分散(conditional heteroscedasticity)을 推定하여 사용하였다.<sup>22)</sup>

實證分析 結果를 살피기 앞서 위 回歸式에서 보이고자 하는 바를 간단히 要約하여 보자.  $r_{p,t}$ ,  $r_{G,t}$ ,  $r_{b,t}$ ,  $r_{d,t}$ 가 非定常時系列(nonstationary time series)일 경우, Model 1은  $r_p$ 와  $r_G$  간의 共積分(cointegration) 關係 有無를 檢證하고 있다. II장에서 언급한 바와 같이 規制政策 또는 私債의 危險 프레미엄에 趨勢變化가 있어 왔다면, Model 1에서  $r_p$ 와  $r_G$  간에는 共積分 關係가 존재하지 않아야 한다. 또한 Model 2는 線形時間趨勢 變數를 Model I에 追加한 후,  $r_p$ ,  $r_G$ , 線形時間趨勢變數 間에 共積分關係가 있음을 보임으로써 私債 프레미엄이 趨勢的으로 下落하여 왔음을 보이고자 한다. Model 3은 이러한 長期 趨勢變化의 原因을 구분하기 위하여, 線形時間趨勢變數 대신 危險 프레미엄 變數  $VI$ 를 Model I에 도입하였다. 만일 危險 프레미엄의 變化가 私債 프레미엄 減少 趨勢의 主要因이라면,  $r_p$ 와  $r_G$  간에 共積分 關係가 존재하지 않더라도  $r_p$ ,  $r_G$ ,  $VI$  세 變數間에는 共積分 關係가 있어야 할 것이

22) 期待物價上昇率, 物價上昇率의 變動值에 대한 推定方式은 Appendix II에 보다 자세히 설명되어 있다.

다. Model 4는 VI와 線形時間趨勢 變數를 동시에 說明變數로 도입함으로서, 私債 프레미엄의 減少趨勢를 解明함에 있어서 兩 變數의 相對的 重要性을 比較하고자 한다.

Model 5, 6, 7은 3年 滿期 會社債 收益率 ( $r_{b,t}$ )이 規制利子率과 私債利子率 중 어느 것과 더욱 밀접하게 움직이는지를 살펴보기 위한 回歸式이다. Model 5는 대표적 規制利子率인 貸出 利子率과 預金利子率間의 關係를 봄으로써 比較의 基準을 제시하고 있다. 만일 Model 6에서 分析한 會社債 收益率과 貸出 利子率 間의 關係가 Model 5에서 分析한 두 規制 利子率 — 貸出 利子率과 預金 利子率 — 的 關係와 비슷하며, Model 1-4에서 分析한 私債利子率과 規制利子率간의 關係와는 相異하다면, 이는 會社債 收益率 역시 規制된 利子率로 보아야 한다는 假說을 지지하는 간접적 증거가 될 수 있다. 즉 會社債 收益率 역시 規制利子率에 連動되어 變化하여 왔다면, 私債利子率과는 달리 T나 VI 變數 없이도 會社債 收益率과 貸出 利子率 間에는 共積分 關係가 있어야 할 것이다.

이와 유사한 論理를 會社債 收益率을 回歸分析의 獨立變數로 사용한 경우에도 적용할 수 있다. 私債 프레미엄의 分析式인 Model 1에 貸出 利子率 대신 會社債 收益率을 獨立變數로 하였을 경우, 貸出利子率을 獨立變數로 하였을 경우와 유사한 結論을 얻는다면 이는 會社債 收益率이 規制利子率에 더 가까운 指標라는 또 하나의 證據가 될 수 있을 것이다.

<表 1>은 模型 1-4에 대한 實證分析結果를 보여 주고 있다. 表의 上段部는 推定된 係數 와 t-값을 제시하고 있으며, 下段部는 각 模型의 共積分 檢定結果를 나타낸다. 共積分回歸式의 最小自乘推定量은 漸近的으로 偏倚를 가지고 있으며, 推定量의 分散이 커서 非效率의이다는 것이 잘 알려져 있다. 이러한 問題點을 矯正하기 위하여 Phillips and Hansen(1990), Park(1992), Saikkonen(1991) 등의 方法이 개발되어 있으며, 本稿에서는 Park(1992)에 의하여 개발되어진 正準共積分回歸(canonical cointegrating regression) 方式을 사용하여 共積分 벡터의 推定值와 統計量을 구하였다. <表 1> 上段部 팔호 안의 數値는 推定된 係數의 t-값을 나타내며 이들은 漸近的으로 正規分布를 하도록 조정된 統計量이다.

<表 1>의 下段部에서 變數간의 長期均衡關係 存在 有無를 檢證하는 方法으로 두 가지 서로 다른 接近方式을 사용하였다. 첫번째 方法은 共積分 關係가 존재하지 않음을 歸無假說로 하는 檢定方法으로 흔히 residual based test로 불리며 共積分을 檢定하는 방법 중 가장 널리 알려져 있다. 이 檢定方法은 共積分回歸式의 殘差項을 구한 후, 이 殘差項의 單位根(unit root) 存在 有無

〈表 1〉 共積分 檢定 및 推定結果(1)

		模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
從屬 變數		私債 利子率			
獨立 變數	常 數	0.162 (7.438)	0.258 (33.206)	0.134 (4.773)	0.249 (24.646)
	時間線形趨勢		-0.003 (-14.120)		-0.003 (-15.327)
	貸出 利子率	0.293 (0.869)	0.824 (6.389)	0.545 (1.667)	0.880 (7.119)
	危險프리미엄			47.248 (1.464)	6.124 (0.787)
檢定 統計量	VAT	8.700 (7.81)	1.044 (7.81)	7.426 (7.81)	2.187 (7.81)
	ADF	-1.102 (-3.37)	-3.778 (-3.42)	-1.524 (-3.77)	-3.788 (-3.80)
	Phillips	-1.478 (-3.37)	-4.979 (-3.42)	-1.990 (-3.77)	-4.959 (-3.80)

를 Augmented Dickey-Fuller test나 Phillips test를 사용하여 살펴보는 방법으로 〈表 1〉 下段부의 ADF와 Phillips는 두 檢定 結果를 보여주는 統計 量이다.<sup>23)</sup> 이 檢定 方法은 사용하기 쉽다는 利點이 있으나 獨立變數의 개수 및 線形時間趨勢와 같은 確定的 趨勢項의 형태에 따라 統計量의 極限分布가 달라진다는 短點을 가지고 있다.

두 번째 方法은 共積分 關係가 존재함을 歸無假說로 하는 檢定法으로, Park(1990)에 의해 개발되어진 變數追加檢定(VAT: variable addition test) 方式이다. 이 檢定方法은 假性回歸(spurious regression)의 성질을 이용하여 共積分의 存在 與否를 평가하는 것으로, 回歸式에 불필요한 說明變數들을 포함시켜 이 變數들의 統計的 有意性을 살펴보고 있다. 구체적으로는 回歸式에 多項趨勢式(time polynomials) 또는 獨立變數와 回歸式의 攪亂項과 相關關係가 없는 積分時系列 (I(1))을 追加한 후, 餘分으로 追加된 이 變

23) 共積分 檢定을 위하여 사용된 ADF 統計量에서 差分變數의 時差數는 Schwarz(1978)의 BIC(Bayesian information criterion)를 사용하여 구하였다. Phillips(1987)의 Z(t) 統計量을 구하는 데 필요한 攪亂項의 長期分散(long-run variance)은 파즌 윈도우(parzen window)를 이용하여 구하였으며, 윈도우의 時差數는 Andrews(1991)의 方法을 이용하여決定하였다.

數들(superfluously added regressors)의 係數가 有意한지를 檢證한다. <表 1> 下段部의 VAT는 變數追加檢定 方式의 檢定統計量으로 이의 極限分布는 餘分으로 追加된 變數의 개수를 自由度로 가지는 標準的인 chi-square 分布를 갖게 된다. 本稿의 實證分析에서는 線形時間趨勢變數 T의 多項式, T3, T4, T5를 追加變數로 사용하였기에 VAT 統計量은 自由度가 3인 chi-square 分布를 한다. 檢定統計量 아래에 있는 괄호 속에는 5% 有意水準 하에서 각 統計量의 棄却域을 나타내고 있다.

<表 1>의 첫째 열에서 Model 1에 대한 結果를 살펴보면 私債利子率과 規制 利子率間에는 長期均衡關係가 없는 것으로 나타났다. 變數追加檢定統計量(VAT) 值을 보면 8.7로서 5% 有意水準 下에서 共積分이 存在한다고 하는 歸無假說을 棄却하고 있으며, ADF 檢定이나 Phillips 檢定統計量은 각각 -1.102 와 -1.478 로서 共積分이 存在하지 않는다는 歸無假說을 5% 有意水準에서 棄却하지 못하고 있다. 두 變數間에 共積分關係가 없으므로, 두 單位根 時系列로 이루어진 模型 1은 假性回歸(spurious regression) 模型이며, 推定值의 係數를 解釋하는 것은 아무런 의미를 가지지 않는다.

두 번째 열의 結果는 回歸式에 線形時間趨勢를 도입한 경우 私債利子率, 規制 利子率, 線形時間趨勢 間에 共積分 關係가 있게 됨을 보여주고 있다. 變數追加檢定統計量(VAT)은 1.044이고, 殘差項에 근거한 共積分檢定인 ADF統計量과 Phillips統計量은 각각 그 值이 -3.778과 -4.979로서 세 가지統計量 모두 線形時間趨勢를 고려한 두 變數간에 長期均衡關係가 存재함을 강력하게 지지하고 있다. Model 2의 共積分벡터 推定值을 보면, 線形時間趨勢의 係數가 -0.003으로 私債利子率이 減少趨勢를 가지고 있음을 보이고 있고, 推定值의 t-값은 -14.120으로 매우 有意한 值을 가진다. 또한 規制利子率에 대한 係數는 0.8로서, 時間趨勢를 제거한 두 利子率간에 陽의 長期均衡關係가 있음을 알 수 있다.

세 번째 열에서는 線形時間趨勢 대신에 危險 프레미엄의 代理變數 VI를 回歸式에 포함시킨 후, 세 變數간의 共積分 關係 有無를 살펴보았다. 推定된 統計量에서 알 수 있듯이 檢定結果는 사용된 方法에 따라 相異하게 나타났다. 즉, 變數追加檢定에 의하면 統計量 值이 7.426으로서 共積分 關係가 存재한다는 歸無假說을 5% 有意水準에서 棄却하지 못하였으나, ADF나 Phillips 檢定과 같이 殘差項에 근거한 共積分 檢定은 5% 有意水準에서 이와 반대의 結果를 보여주고 있다. 그러나 일반적으로 殘差項에 근거한 共積分 檢定方法의 檢定力(power)은 매우 낮다는 것이 널리 알려져 있음으로, 變數追加檢定方式에 보다 높은 비중을 두어 檢定結果를 解釋한다면, 세 變數간에 共積分

關係가 존재한다고 보아도 크게 무리가 따르지는 않을 것이다. 또한 Model III에서 規制利子率 및 危險프레미엄의 推定係數가 有意하게 陽의 値을 가지고 있는 것으로 推定되었는데, 이는 危險프레미엄의 增加가 私債利子率을 높인다는 理論的豫測과 일치하며 또한 危險프레미엄의 長期變化가 私債 프레미엄의 趨勢變化의 상당 부분을 설명할 수 있음을 보여주고 있다.

마지막 열에는 線形時間趨勢와 VI 모두가 回歸式에 들어간 경우의 實證分析結果를 보여 주고 있다. <表 1> 하단 부의 檢定統計量 모두 5% 有意水準에서 네 變數간에 共積分 關係가 존재함을 보여주고 있으나, 危險프레미엄의 推定係數값은 앞의 結果와 달리 陽의 値을 가지고 있기는 하지만 t-값이 有意하지 않게 변함을 볼 수 있다. 반면 規制利子率은 앞에서와 마찬가지로 有意하게 陽의 値을 가지고 있고, 線形時間趨勢의 係數 역시 -0.003으로 變化가 없는 것으로 나타났다. 이로부터 우리는 私債利子率의 長期趨勢 減少를 설명함에 있어서 危險프레미엄의 變化보다는 오히려 規制緩和 趨勢가 相對的으로 더욱 중요한 역할을 하였다고 解釋할 수 있다.

<表 2>는 앞에서 언급한 Model 5, 6, 7을 사용하여 會社債 收益率이 非規制利子率의 적절한 尺度가 될 수 있는지를 分析하고 있다. 첫 번째 열은 대표적인 두 規制利子率인 預金利子率과 貸出利子率간의 關係를 보이고 있다. 두 變數間의 共積分檢定結果는 變數追加檢定과 殘差項에 근거한 檢定간에 相異한結果를 보여 주고 있으나, 後者の 낮은 檢定力과 VAT統計量이 몹시 낮은 점 등을 고려할 때 두 利子率間에 共積分 關係가 존재한다고 結論지울 수 있다. 두 利子率이 한정된 범위에서 基準金利에 連動된 것을 생각하면 두 變數간에 長期均衡關係가 존재하는 것은 매우 당연한 結果라 하겠다. 두 번째 열에서는 會社債 收益率을 從屬變數로 한 경우 貸出利子率과 會社債 收益率間의 關係를 보여 주고 있다. 이 경우에 模型 5와 비교하여 세 가지 檢定統計量 모두 강력하게 共積分의 존재를 확인해 주고 있어서, 會社債 收益率과 貸出利子率間에도 危險프레미엄 또는 線形時間趨勢 도입 없이도 長期均衡關係가 있음을 보여 주고 있다. 마지막 세 열은 貸出利子率 대신 會社債 收益率을 說明變數로 사용한 경우의 分析結果를 제시하고 있다. 分析結果 私債利子率과 會社債 收益率間에 線形時間趨勢를 明示的으로 고려하지 않으면 共積分關係가 존재하지 않지만 時間線形趨勢 또는 危險프레미엄이 追加될 경우에는 이들 變數간에 共積分 關係가 있게 나타나 貸出利子率을 說明變數로 한 경우와 類似한 結果를 얻었다. 이상의 結果로부터, 會社債 收益率은 私債利子率보다는 대표적인 規制利子率인 貸出, 또는 預金利子率 등의 短期與受信金利와 밀접하게 변동하여 왔다고 결론지울 수 있고, 이는 既存의 實證分析에서 3年滿期

〈表 2〉 共積分 檢定 및 推定結果(2)

		模型 5	模型 6	模型 7a	模型 7b	模型 7c
從屬 變數		預金 利子率	會社債 收益率	私債利子率		
獨立 變數	常 數	-0.009 (-6.518)	0.055 (8.628)	0.148 (4.076)	0.215 (15.765)	0.120 (3.012)
	時間線形趨勢				-0.003 (-12.345)	
	貸出 利子率	0.960 (37.400)	0.747 (6.161)			
	會社債 收益率			0.348 (0.940)	0.915 (5.507)	0.458 (1.300)
	危險프리미엄					40.833 (1.322)
檢定 統計量	VAT	1.832 (7.81)	2.496 (7.81)	8.059 (7.81)	3.543 (7.81)	6.475 (7.81)
	ADF	-3.266 (-3.37)	-4.036 (-3.37)	-1.067 (-3.37)	-3.983 (-3.42)	-1.435 (-3.77)
	Phillips	-2.843 (-3.37)	-3.979 (-3.37)	-1.429 (-3.37)	-4.930 (-3.42)	-1.829 (-3.77)

會社債 收益率을 非規制 利子率의 尺度로 사용하는 관례에 문제가 있음을 지적하고 있다.

## V. 結 論

韓國의 金融市場은 政府의 規制 하에 있는 制度圈市場(公金融市場)과 각종 規制로부터 상대적으로 자유로운 非制度圈市場(私金融市場)이 병존하는 二重 構造를 가지고 있다. 본 연구는 이자율의 實證분석시 金融市場의 二重構造를 명시적으로 고려한 實證분석 방법을 제시하고, 이를 이용하여 1970년 이후 韓國의 公金融市場과 私金融市場의 이자율 격차를 분석하였다. 대표적 規制 利子率인 貸出 利子率에 대한 私債 利子率의 프레미엄은 1970年 22%에 달하던 水準에서 1992年 10% 水準까지 지속적으로 감소되어 왔다. 私債 利子率의 이러한 감소 추세는 物價上昇率의 安定化에 따른 社債 危險 프레미엄의 減少 및 金利自由化 政策의 지속적 추진의 결과로 해석할 수 있는바, 본고의 실

증분석은 후자의 영향이 상대적으로 더 중요하였음을 보여주고 있다.

그러나 本稿의 분석은 다음과 같은 점에서 부족한 점이 있기에, 本稿의 결과 역시 향후 연구에 의하여 그 타당성이 재검되어야 할 것이다. 첫째 문제는 本稿에서 사용한 私債 利子率 資料의 信憑性이다. 본문에서 언급하였듯이 本稿에서 사용한 私債 利子率은 韓國銀行의 非公式 survey 資料로서 滿期, 額面價, 擔保條件 등에 대한 자료의 同質性이 보장되지 못한 단점에도 불구하고 규제되지 않은 이자율로 현재 장기분석에 사용할 수 있는 자료가 이것뿐이라는 제약 때문에 本稿의 실증분석에 사용되었다. 따라서 資料의 信憑性에 대한 견해차에 따라 本稿의 분석결과에 대한 해석 역시 민감하게 다를 수 있다.

두 번째 문제점은 私債 危險 프레미엄의 测定 問題이다. 과거 20餘年間 私債 프레미엄의 減少 趨勢를 설명하는데 있어서 危險 프레미엄보다는 金利自由化의 지속적 추진이 상대적으로 더욱 중요한 역할을 하였다는 本稿의 결과는 私債 危險프레미엄의 代理變數로 사용한 物價上昇率의 변동치가 實際 危險 프레미엄을 충분히 반영하지 못하기 때문에 발생한 결과일 수 있다. 이러한 해석은 金利政策의 역사적 변천을 살펴볼 때 그 신빙성이 더해지는 감이 있다. 구체적인 金利政策의 변화를 살펴보면, 1987年 이전의 金利政策은 경제상황에 따라 규제 정도가 반전되어 왔기에 과거 20餘年間 金利政策이 지속적이었다고 해석하기는 어려운 점도 있기 때문이다. 따라서 本稿에서 추정한 物價上昇率의 변동치 이외에 보다 이론적으로 정치한 危險 프레미엄의 代理變數를 추정하여 本稿의 결과를 재검하는 것이 반드시 필요한 향후 연구과제라 생각된다.

#### Appendix I: 單位根 檢定

IV장의 回歸分析은 分析式에 포함된 個別 變數가 모두 非定常 時系列(non-stationary time series)이라고 假定하였다. 이장에서는 여러 가지 檢定方式을 통하여 위의 假定의 妥當性을 보이고자 한다. 單位根 存在에 관한 分析 方法으로는 주로 Phillips and Perron(1988) 檢定方法이나 Dickey-Fuller(1979) 方法이 널리 사용되고 있다. 그러나 이 檢定法들은 檢定力(power)이 매우 낮을 뿐만 아니라 小標本에서 매우 극심한 사이즈 歪曲(size distortion)을 초래하는 것으로 널리 알려져 있다.

최근 Elliot, Rothenberg and Stock(1992)은 이러한 問題點들을 보완하여 檢定力 및 小標本사이즈 歪曲을 改善한 檢定方式을 개발하였으며, Elliot(1994)은 이를 수정하여 檢定力이 初期值 分布如何에 의존하지 않는 효

을적인 檢定法을 개발하였다. 本稿에서 사용된 時系列 資料는 표본 수가 小標本인 分期別 資料이므로 小標本에서의 修行能力이 우수하다고 알려진 이들의 單位根 檢定法을 사용하였다. 〈表 A-1〉에서 ERS는 Elliot, Rothenberg and Stock(1992)의 DF-GLS 檢定統計量을 나타내고, Elliot은 Elliot(1994)의 DF-GLS-u 檢定統計量을 나타낸다. 〈表 A-1〉은 既存의 統計量과 비교하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 統計量과 Phillips and Perron의 Z(t) 統計量도 함께 제시하였다. Z(t) 統計量 이외의 檢定統計量을 얻기 위해 필요한 差分 變數의 時差數는, 态意性을 배제하기 위해서 Schwarz 의 BIC(Bayesian information criterion) 方法을 사용하여 決定하였으며, Z(t) 統計量을 구하는 데 필요한 長期分散(longrun variance)의 계산에는 과존 윈도우와 Andrews(1991)의 Automatic bandwidth selection method를 사용하였다.

〈表 A-1〉은 單位根 回歸式에 常數項을 포함한 경우, 앞에서 논의한 네 가지 單位根 檢定統計量을 보여주고 있다. Elliot 檢定統計量과 ADF 統計量은 分析에 사용된 모든 變數에 單位根이 존재한다는 歸無假說을 5% 有意水準에서 棄却하지 못하고 있음을 알 수 있다. ERS 檢定統計量은 危險프레미엄을 제외한 모든 變數가 單位根이 존재함을 보여주고 있고, 危險프레미엄 역시 有意水準 1% 하에서는 棄却域이 -2.58이 되어 單位根이 존재한다는 歸無假說을 棄却하지 못함을 알 수 있다. 반면 Phillips 統計量은 會社債收益率과 貸出利子率, 그리고 危險프레미엄의 경우에 單位根이 존재한다는 歸無假說을 5% 有意水準에서 棄却하고 있다. 그러나 이미 앞에서 논의하였듯이 이 統計量은 檢定力이 낮고 사이즈 歪曲이 심하다는 것이 模擬實驗結果 잘 알려져 있으므로, 앞의 세 가지 檢定統計量과 종합하여 보건대 本稿에서 사용된 모든 變數들에 單位根이 존재한다고 結論지울 수 있다.

〈表 A-1〉 單位根 檢定結果

	ERS	Elliot	ADF	Z(t)
私債 利子率	-0.7093	-0.9304	-0.4881	-1.9193
會社債 收益率	-0.2116	-1.1896	-1.9631	-6.2439
貸出 利子率	-0.4791	-0.9704	-1.0998	-5.1641
預金 利子率	-1.1881	-1.4577	-1.4295	-1.4724
危險프리미엄	-2.2186	-2.3426	-2.3235	-5.4315
棄却域(5%)	-1.95	-2.72	-2.86	-2.86

## Appendix II: 期待物價上昇率 및 危險 프레미엄의 계산

### 1. 期待物價上昇率의 추정

期待物價上昇率을 추정하는 방법으로 본 연구는 다음의 두 가지 방법을 사용하였다. 첫째 방식은 物價上昇率 시계열이 自己回歸模型(autoregressive model)을 따른다는 가정하에 모형을 추정한 후, 最適 豫測值를 기대인플레이션율으로 간주하는 방법이다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.<sup>24)</sup>

$$\pi_t^e = \hat{\alpha} + \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_i \pi_{t-i}^{25})$$

둘째 방식은 物價上昇率 시계열이 ARMA 모형<sup>26)</sup>을 따른다는 가정하에 이를 바탕으로 기대인플레이션율을 추정하는 방법이다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\pi_t^e = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \pi_{t-1} + \hat{\rho}_1 \varepsilon_{t-1} + \hat{\rho}_2 \varepsilon_{t-2}$$

期待物價上昇率의 추정결과를 요약하면 〈表 A-2〉 및 〈그림 A-1〉에 나타난 바와 같다. 두 期待物價上昇率은 모두 實際인플레이션율에 비해 변동 폭이 적은 움직임을 보이고 있고, 두 방법에 의해 추정된 기대인플레이션율간의 相關係數는 0.98로 상당히 높게 나타났다. 선택된 방법에 관계없이 本稿의 실증분석 결과는 유사하게 나타났기에, 본문에서는 自己回歸模型에 기초한 期待物價上昇率을 사용한 결과만을 제시하였다.

### 2. 私債 危險 프레미엄의 추정

物價上昇率의 不安定性을 金融資產 危險 프레미엄의 주요 결정요인으로 파악하여, 本稿는 私債의 危險 프레미엄은 다음과 같은 방법을 이용하여 구하였다.

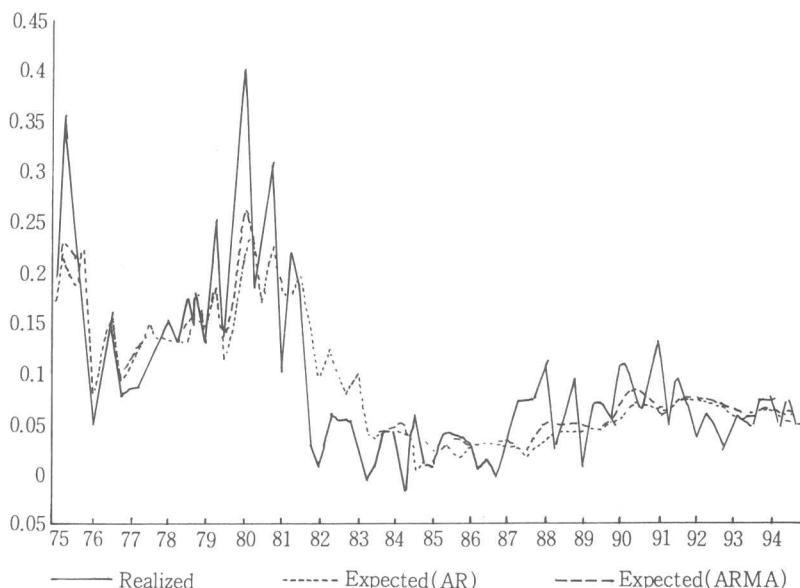
24) 物價지수로는 1970年 1月부터 1994年 12月까지의 月別 CPI 資料를 사용하였으며, X-11 Filter를 이용하여 季節變動을 조정하였다. 또한 Lucas Critique 문제를 감안하기 위하여 모형의 추정 및 最適 豫測值는 50개월을 단위로 rolling regression하여 추정하였다. 分期別 期待 物價上昇率은 이렇게 구한 月別 期待 인플레이션率의 分期別로 平均值이다.

25) 最適 時差의 길이는 AIC(Akaike Information Criterion)와 SBC(Schwarz Bayesian Criterion) 방식을 이용한 결과 5로 결정되었다.

26) Box-Jenkins Method를 이용하여 모형을 추정한 결과, ARMA(1, 2)를 선택하였다.

&lt;表 A-2&gt; 實際物價上昇率 및 期待物價上昇率 추이 및 상관관계 분석

	평 균	표준편차	AR 방식	ARMA 방식	물가상승률
AR 방식	0.0938	0.0627	1.000	0.9787	0.8489
ARMA 방식	0.0891	0.0599	0.9787	1.000	0.7974
물가상승률	0.0909	0.0810	0.8489	0.7974	1.000

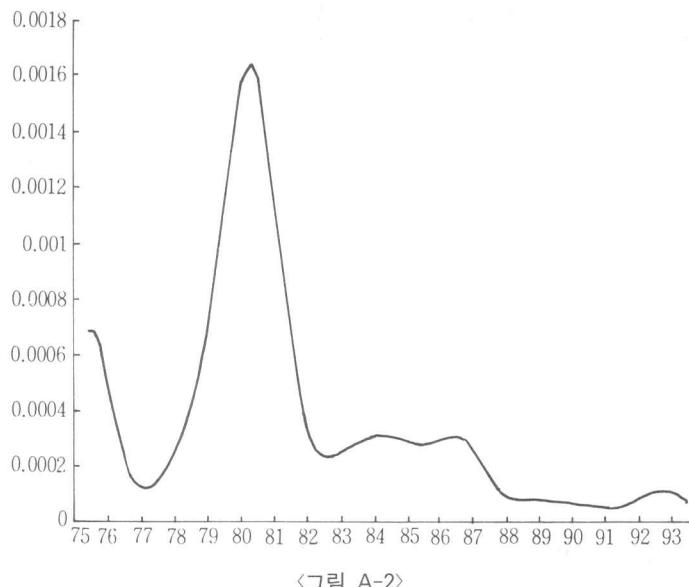


&lt;그림 A-1&gt;

다. 먼저 로그 변환된 消費者 物價指數의 差分時系列(differenced series)을 계산한 후, GARCH(1,1) 모형을 이용하여 物價上昇率의 條件附 異分散 (conditional heteroskedasticity)을 구하여 私債 危險 프레미엄으로 삼았다. 즉, 구체적으로

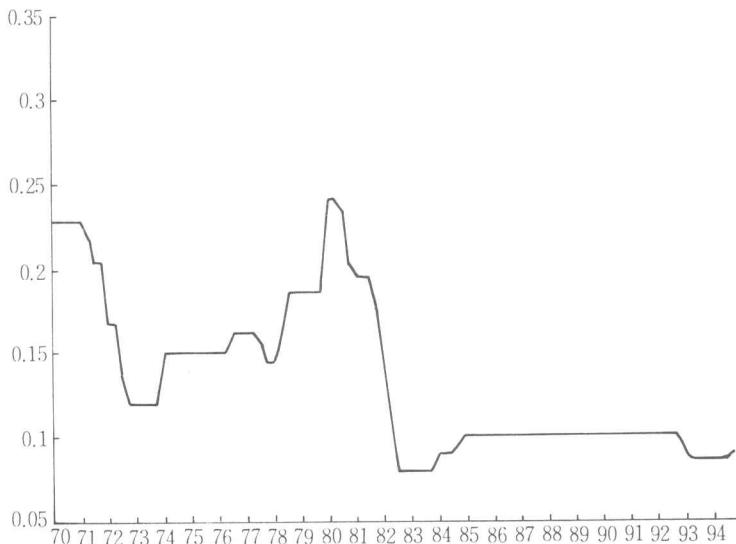
$$\begin{aligned}\Delta \ln y_t &= \text{constant} + \varepsilon_t \\ E(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) &= N(0, h_t) \\ h_t &= \text{constant} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2\end{aligned}$$

와 같은 모형을 구성하여 GARCH 계수의 最尤推定值(maximum likelihood estimate)를 구한 후, 條件附 分散  $\{h_t\}$ 를 계산하여 危險 프레미엄의 代理變數로 사용하였다. <그림 A-2>는 추정된 物價上昇率의 變動



(volatility)을 보여주고 있다.

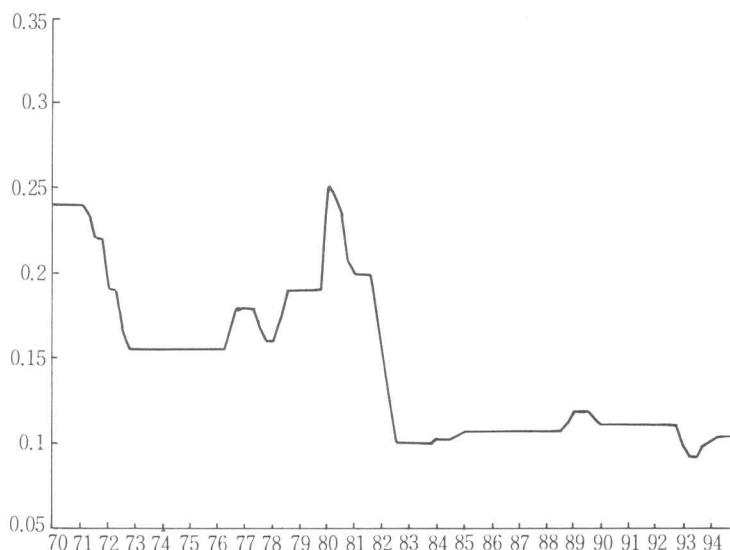
### Appendix III: 主要 利子率의 推移 및 政策變化 内容



## ※ 預金利子率과 關聯된 主要 政策의 變化 內容

- 1972年 8月 私債凍結과 金利引下를 主要 內容으로 하는 大統領 緊扱措置로 1年 滿期 定期預金金利가 年 17.4%에서 年 12.6%로 引下하였다.
- 1978年 6月 일부 與受信金利를 引上하는 措置가 취해졌다.
- 1980年 1月 綜合景氣對策의 一環으로써 金利를 대폭 引上하였는데, 이에 따라 1年 滿期 定期預金 金利가 年 18.6%에서 24.0%로 引上되었다.
- 1982年 景氣回復을 도모하기 위하여 年中 세차례에 걸쳐서 金融機關 與受信 金利를 대폭 引下하였는데, 특히 3月에는 1年 滿期 定期預金 金利가 年 8%로 引下되었다.
- 1984年 1月에 公金利를 市場金利에 접근시키기 위한 金融機關 與受信 金利 調整 措置로 長期性 預金金利가 소폭 引上되었으며, 이어 11月에는 1年 滿期 定期預金 金利가 年 9%에서 年 10%로 引上되었다.
- 1988年 12月 金利自由化 斷行으로 신설된 滿期 2年以上 定期預金 金利가 自由化되었다.
- 1991年 11月 第1段階 金利自由化措置로 신설된 3年 滿期 定期預金 金利가 自由化되었다.
- 1993年 1月 韓銀 再割引 金利를 비롯한 規制金利 引下 措置로 1年 滿期 定期預金 金利가 年 10.0~12.0%에서 年 9.0~11.0%로 引下되었다.
- 1993年 10月 第2段階 金利自由化措置로 2年以上 滿期 定期預金 金利가 自由化되었다.
- 1994年 11月 第3段階 金利自由化措置(1次)로 1年以上 滿期 定期預金 金利가 自由化되었다.
- 1995年 7月 第3段階 金利自由化措置(2次)로 6個月~1年 滿期 定期預金 金利가 自由化되었다.

〈그림 A-3〉 預金利子率의 推移



※貸出利子率과 關聯된 主要 政策의 變化 内容

- 1972年 8月 大統領 緊扱措置로 一般貸出金利가 年 20.0%에서 年 16.0%로 引下되었다.
- 1978年 6月 일부 與受信金利를 引上하는 措置가 취해졌다.
- 1980年 1月 綜合景氣對策의 一環으로써 金利를 대폭 引上하였는데, 이에 따라 一般貸出金利가 年 19.0%에서 25.0%로 引上되었다.
- 1982年 與受信金利를 대폭 引下하였는데, 이에 따라 一般貸出金利가 年 10%로 引下되었다.
- 1984年 1月에 貸出金利의 自律的 差等適用制(ænd制)의 도입으로 一般貸出金利가 年 10%에서 10.0~10.5%로 調整되었다. 이어 11月에는 差等幅이 확대되어 年 10.0~10.5%에서 年 10.0~11.5%로 調整되었다.
- 1988年 12月 金利自由化의 斷行으로 金融機關 與信金利가 自由化되었다.
- 1993年 1月 한은 재할인 金利를 비롯한 規制金利 引下 措置로 一般貸出金利가 年 10.0~12.5%에서 年 9.0~11.0%로 引下되었다.
- 1993年 10月 第 2 段階 金利自由化 措置로 1, 2 金融圈 與信金利가 自由化되었다.

&lt;그림 A-4&gt; 一般貸出利子率의 推移



## ※會社債 流通收益率과 關聯된 主要 政策의 變化 内容

- 1981年 6月 會社債 發行金利를 彈力化하여 基準金利의 上下 2% 範圍以內에서 自律的으로 決定되도록 하였다. (年 20.5~24.5%)
- 1984年 11月 無保證附 會社債의 發行金利가 自由化되었다.
- 1985年 5月 轉換社債 및 擔保附 會社債 發行金利가 自由化되었다.
- 1986年 1月 第 2 金融圈 金利 引下措置로 收益率 基準으로 年 0.22~0.39% 引下되었다. 이어 3月에 保證附 會社債 發行金利가 自由化되었다.
- 1988年 12月 金利自由化 措置로 會社債 發行金利가 自由化되었다.
- 1990年 6月 第 2 金融圈 金利 引下 措置로 發行收益率이 發行金利 및 引受收受料 引下를 通過 약 1% 정도 引下되었다. 이어 8月에 會社債 發行收益率을 實勢化하였다.
- 1991年 11月 第1段階 金利自由化 措置로 2年以上 滿期 會社債 發行金利가 自由化되었다.
- 1993年 10月 第2段階 金利自由化 措置로 2年未滿 滿期 會社債 發行金利가 自由化되었다.

&lt;그림 A-5&gt; 회사채 유통수익률의 추이

### 참고문헌

- 金融產業發展審議會 金融制度改編研究小委  
 1993 『금융제도개편연구 I. 총론, II. 각론1』, 한국금융연구원.
- 김정렴  
 1990 『한국경제정책 30년사 — 김정렴 회고록』, 중앙일보 중앙경제신문.
- 오문영  
 1994 『사채업자가 말하는 사채이야기』, 더난출판사.
- 崔 洪  
 1987 『한국의 지하경제에 관한 연구』, 한국경제연구원.
- 韓國金融研究院 私金融研究委員會  
 1995 “사금융실태와 대금업 제도화 방안 — 중소기업 및 영세사업자 금융확  
 충과 관련하여”, 한국금융연구원 공청회 자료, 7.
- 한국은행  
 『조사통계월보』 각호.  
 1995 『한국은행의 통계 — 어제와 오늘』.
- 현대경제사회연구원  
 1993 “신경제학의 지하경제 규모와 검은 돈의 흐름”, 증권조사자료 93-02,  
 10.
- Andrews, D.W.K.  
 1991 “Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance  
 matrix estimation,” *Econometrica*, 59, pp. 817-858.
- Cole D., and Y.C. Park  
 1983 *Financial Development in Korea: 1945-1978*. Harvard East Asian  
 Monographs no. 106. Cambridge, Mass.: Harvard University  
 Press.
- Daniel B., and H. Kim  
 1992 “An Alternative Rationale for Financial Dualism,” *Journal of  
 Money, Credit, and Banking*, Vol. 24, No. 4, November.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller  
 1979 “Distribution of the estimators for autoregressive time series  
 with a unit root,” *Journal of the American Statistical Association*,  
 74, pp. 427-431.
- Elliot, G.  
 1994 “Efficient tests for a Unit Root when the Initial Observation is  
 Drawn from its Unconditional Distribution.” UCSD Discussion  
 Paper. 94-28.
- Elliot, Rothenberg and Stock  
 1992 “Efficient tests for an Autoregressive Unit Root,” NBER Technical  
 Working Paper no. 130.
- Fry, Maxwell

- 1988 *Money, Interest, and Banking in Economic Development.*  
Baltimore, Md.: The Johns Hopkins University Press.
- Park, J.Y.  
1990 "Testing for unit roots and cointegration by variable addition," in  
Rhodes, G.F. and T.B. Fomby (ed.), *Advances in Econometrics*,  
Greenwich: JAI Press.  
1990 "Canonical cointegrating regressions," *Econometrica*, 60, pp.  
119-143.
- Phillips, P.C.B.  
1987 "Time series regression with a unit root," *Econometrica*, 55, pp.  
277-301.
- Phillips P.C.B. and Hansen E. B.  
1990 "Statistical inference in instrumental variables regression with  
I(1) process," *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99-125.
- Phillips P.C.B. and S. Ouliaris  
1990 "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration,"  
*Econometrica*, 58, pp. 165-194.
- Phillips P.C.B and P. Perron  
1988 "Testing for a unit roots in a time series regression," *Biometrika*,  
75, pp. 335-346.
- Saikonen, P.  
1991 "Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions,"  
*Econometric theory*, 9, pp. 343-362.
- Schwarz, G.  
1978 "Estimating the dimension of a model," *Annals of Statistics*, 6,  
pp. 461-464.
- Taylor, Lance  
1983 *Structuralist Macroeconomics: Applicable Models for the Third  
World*, New York: Basic Books.
- Van Wijnbergen  
1983 "Interest Rate Management in LDC's", *Journal of Monetary  
Economics*, 12, p. 433-452.
- Von Furstenberg, G. M.  
1976 "Distribution Effects of GNMA Home Mortgage Purchases and  
Commitments Under the Tandem Plans," *Journal of Money,  
Credit, and Banking*, Vol. 8, August, pp. 373-89.