

外換 및 資本自由化가 國內金利에 미치는 影響

1997. 5.

金 宗 萬

序 言

國內金利가 國際金利 수준에 비하여 상당히 높은 高金利 現象은 高地價, 高賃金 등과 함께 國內企業의 競爭力을 약화시키는 3大 요인으로 지목되고 있다. 게다가 우리나라 企業들의 負債比率이 매우 높기 때문에 賣出額 대비 金融費用의 비율이 美國, 日本 등 선진국의 企業들이나 臺灣 등 競爭國의 企業들과 비교하여 월등히 높다. 이러한 國內企業의 과중한 金融費用負擔으로 인하여 우리나라 輸出品의 가격이 競爭國에 비해 높아지게 되어 經常收支를 惡化시키는 중요한 요인으로 작용하고 있다.

따라서 輸出競爭力을 회복하기 위해서는 金利가 하락하도록 유도하는 것이 중요한 經濟政策의 과제이다. 國內金利가 下落하도록 유도하기 위한 방편으로 資本自由化를 추진하고 있다. 學界 및 財界의 일각에서 金利가 보다 빠르게 하락하도록 하기 위해서는 資本自由化의 속도를 가속화할 필요가 있다는 주장도 대두되고 있다. 그렇다면 자본자유화를 추진한 결과 과연 國內金利가 하락할 것인가? 실제로 國內金利가 하락한다면 얼마나 빨리, 어느 정도 큰 폭으로 하락할 것인가? 이와 같은 문제는 資本自由化의 속도 조절과 관련하여 반드시 검토되어야 할 사항이다.

本 研究에서는 우리나라 金利變動의 요인을 實證的으로 분석한 결과로 파악된 사실과 外國의 경험 등을 종합적으로 고려하여 外換 및 資本自由化로 인하여 國內金利에 미치게 될 영향에 대하여 검토해 보았다. 특히 國內外 金利裁定을 위한 資本去來로 인하여 國內金利에 미치게 될 直接的인 효과와 海外資本의 유입에 대응하여 換率 및 通貨管理를 위한 政策執行의 결과 미치게 될 間接的인 효과

등을 종합적인 관점에서 검토하였다.

그 결과 우리나라 金融 및 外換市場의 상황과 換率 및 通貨管理의 문제점을 고려할 때 外換 및 資本自由化가 추진되더라도 國內金利가 단시일 내에 대폭 하락할 것으로 기대하기는 어려울 것이라는 결론에 도달하게 되었다. 따라서 금리의 하락을 유도하기 위해서는 貯蓄 增大, 通貨의 안정적인 管理, 不動產價格의 안정 등을 위한 별도의 방안들이 마련되어야 할 것으로 판단된다.

本 研究의 결과는 앞으로 外換 및 資本自由化의 속도조절과 관련하여 政策立案에 큰 도움이 될 것으로 기대된다. 또한 앞으로 金利, 換率 및 通貨管理와 관련된 研究에 있어서 좋은 길잡이가 될 것이다.

本 報告書가 출간되기까지 많은 사람들이 수고를 아끼지 않았다. 먼저 資料의 부족 등 어려운 여건에도 불구하고 研究와 報告書의 執筆을 담당한 本 研究院의 金宗萬 博士의 노고를 치하하는 바이다. 저자는 보고서의 초안을 읽고 많은 提案과 批評을 아끼지 않은 익명의 論評者들과 本 研究院의 여러 博士 그리고 資料蒐集 및 原稿整理를 담당한 李除憲 研究員과 廉世羅 研究助員에게 감사하고 있다.

끝으로 이 보고서에 수록된 내용은 전적으로 筆者 개인의 의견이며 韓國租稅研究院의 공식적인 견해가 아님을 밝혀 둔다.

1997年 5月

韓國租稅研究院

院長 崔 洸

目 次

I. 序 論	9
II. 理論 및 實際的 考察과 分析模型의 定立	14
1. 金利決定 理論 및 既存의 研究結果 檢討	14
2. 實證分析을 위한 基本模型의 定立	22
III. 資料의 點檢 및 期待值의 推定	26
1. 實證分析에 必要한 資料의 點檢	26
2. 期待인플레이션率 및 期待換率變動率 推定	36
IV. 우리나라 金利決定要因 分析	52
1. 時系列 資料의 單位根 檢定	52
2. 會社債 流通收益率 變動要因 分析	55
가. 通常的인 回歸分析	56
나. 誤差修正模型을 利用한 分析의 結果	65
3. 資金市場의 狀況變動이 會社債 流通收益率에 미치는 影響	75
V. 外換 및 資本自由化와 國內金利의 變動	86
1. 國內外 金利裁定으로 인한 國內金利의 變動效果	87
2. 資本流入에 대비한 換率 및 通貨管理와 國內金利	94
가. 國際收支 및 外換需給에 대한 假定	96

나. 外換需給의 變動에 따른 換率變動이 國內金利에 미치는 影響	100
다. 外換市場 介入으로 인한 通貨增加와 國內金利의 變動效果	110
라. 外換買入 過程中서 放出된 通貨의 還收와 國內金利의 變動	128
 VI. 要約 및 政策示唆點	136
1. 研究結果 要約	136
2. 政策示唆點	141
 參考文獻	146

表 目 次

<表 III- 1> 主要 金利變動의 相關關係	32
<表 III- 2> 會社債 流通收益率 資料의 相關關係 (1987. 1~1992. 9)	35
<表 III- 3> 實證分析에 使用된 資料의 明細	37
<表 IV- 1> 基本模型 關聯資料의 單位根 檢定	54
<表 IV- 2> 會社債 流通收益率 水準方程式의 推定結果	59
<表 IV- 3> 會社債 流通收益率 共積分回歸模型 推定結果	69
<表 IV- 4> 會社債 流通收益率 誤差修正模型 推定結果	73
<表 IV- 5> 會社債 流通收益率 水準方程式 (IV-1)'의 推定結果	83
<表 V- 1> 濠洲의 主要 經濟指標 推移	90
<表 V- 2> 뉴질랜드의 主要 經濟指標 推移	92
<表 V- 3> 最近 우리나라 國際收支 推移	97
<表 V- 4> 實驗分析을 위한 國際收支에 대한 假定	99
<表 V- 5> 國際收支의 變動에 따른 원/달러 換率 變動效果	103
<表 V- 6> 원/달러 換率 1% 上昇이 國內物價에 미치는 影響	105
<表 V- 7> 中央銀行의 外換市場 介入에 따른 本源通貨의 變動	111
<表 V- 8> 우리나라 國際收支 推移	129
<表 V- 9> 部門別 本源通貨 供給推移	130
<表 V-10> 手段別 民間部門 本源通貨 還收 推移	131

<表 V-11> 外國의 中和政策과 金利水準 134

圖 目 次

[圖 III-1] 最近 主要 金利의 變動推移 比較 30

[圖 V-1] 濠洲 國內金利와 유러달러 金利의 變動推移 91

[圖 V-2] 뉴질랜드의 國內金利 및 유러달러 金利 變動推移 ... 94

[圖 V-3] 원/달러 換率 1% 上昇後 國內物價 調整過程 ... 106

[圖 V-4] 원/달러 換率 變動으로 인한 消費者物價의
調整過程 107

[圖 V-5] 換率變動·消費者物價 變動으로 인한 會社債
流通收益率의 調整過程 109

[圖 V-6] 本源通貨 變動으로 인한 總通貨 調整過程 118

[圖 V-7] 總通貨 變動으로 인한 會社債 流通收益率
調整過程 119

[圖 V-8] 總通貨 變動으로 인한 消費者物價 調整過程 123

[圖 V-9] 通貨量 變動의 結果 消費者物價 變動으로 인한
會社債 流通收益率 調整過程 125

[圖 V-10] 總通貨 變動으로 인한 會社債 流通收益率
變動效果 合計 126

[圖 V-11] 換率 및 總通貨 變動으로 인한 會社債 流通收益率
變動效果 合計 127

I. 序 論

國內金利가 國際金利 水準에 비하여 상당히 높은 高金利 現象은 高地價, 高賃金 등과 함께 國內企業의 競爭力을 약화시키는 3大 要因으로 지목되고 있다. 게다가 우리나라 企業들의 負債比率이 매우 높기 때문에 賣出額 대비 金融費用의 비율이 美國, 日本 등 선진국의 企業들이나 臺灣 등 競爭國의 企業들과 비교하여 월등히 높다. 이러한 國內企業의 과중한 金融費用 負擔으로 인하여 우리나라 輸出品의 가격이 競爭國에 비하여 높아지게 되고 經常收支를 惡化시키는 중요한 要因으로 작용하고 있다.

國內金利가 國際金利에 비하여 높기 때문에 國內企業들이 海外資本을 도입하려는 동기가 크다. 그런데 國內企業들이 海外資本의 導入을 신청할 경우 海外施設財의 도입과 連繫하여 허용하는 등으로 制限管理하고 있다¹⁾. 따라서 海外資本의 導入規模가 확대됨에 따라 經常收支가 자동적으로 惡化되는 결과를 초래하게 된다. 게다가 企業들이 投資를 함에 있어서 국내에서 생산된 施設財의 구입을 꺼리게 되어 국내 施設財產業의 育成을 저해함과 동시에 產業構造調整에 지장을 초래할 수도 있다.

또한 國內金利가 國際金利에 비하여 높은 수준을 유지하고 있는 상황에서 資本自由化를 추진하고 있기 때문에 海外資本의 流入으로

1) 이와 같이 管理當局이 海外資本의 導入을 海外施設財 導入과 連繫하여 허용하고 있는 이유는 換率 및 通貨管理를 위한 것으로 판단된다. 資本流入으로 인하여 外換의 超過供給이 발생할 경우 國內通貨의 가치가 상승하게 된다. 이때 國內通貨의 價値上昇을 저지하기 위해서는 中央銀行이 外換을 買入하여 흡수하여야 된다. 그런데 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 本源通貨가 방출되기 때문에 通貨管理가 어렵게 된다.

인하여 換率 및 通貨管理에 많은 어려움이 예상된다. 이와 같은 점들을 고려할 때 國內企業의 競爭力을 強化시키고 經常收支를 改善하는 동시에 換率 및 通貨를 안정적으로 관리하기 위해서는 國內金利가 하락하도록 誘導하는 것이 무엇보다 중요한 政策課題이다.

資本自由化를 추진함에 따라 國內金利가 조속히 下向調整되어 國際金利 水準에 접근할 것이라고 期待하는 사람들도 있다. 실제로 많은 사람들이 資本自由化의 필요성을 주장하는 가장 중요한 이유로 國內金利 하락을 들고 있다.

그렇다면 資本自由化를 추진한 결과 國內金利가 과연 下落할 것인가? 실제로 國內金利가 하락한다면 얼마나 빨리, 어느 정도 下落할 것인가? 이들 質問에 대한 해답은 우리나라의 經濟政策을 수립함에 있어서 많은 중요한 示唆點들을 내포하고 있다.

그럼에도 불구하고 지금까지 資本自由化가 우리나라의 國內金利에 어떤 영향을 미칠 것인가에 대하여 體系的으로 분석한 결과는 나와 있지 않다. 게다가 우리나라 金利決定의 要因에 대하여 研究한 결과는 많이 있지만 各 研究者의 觀點이나 研究의 목적에 따라 자의적으로 선택한 要素들의 변동으로 인한 金利變動의 효과를 분석하는 데 그친 경우가 많다. 따라서 우리나라 金利決定에 관한 보다 綜合的이고 體系的인 연구도 필요한 것으로 판단된다.

이와 같은 필요성에 부응하여 本 研究에서는 먼저 여러 理論들과 우리나라 金利變動의 요인을 분석한 既存 研究들의 결과를 종합적으로 檢討하여 金利決定에 관한 基本模型을 정립하였다. 다음으로 實證分析을 통하여 基本模型에서 金利變動의 요인들로 지목되고 있는 요소들의 변동으로 인한 金利變動의 효과를 파악해 보았다. 나아가 우리나라 金融市場 및 金融慣行 등 특수성을 고려하여 금리에 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단되는 다른 要素들의 변동으로 인한 金利變動의 효과도 實證的으로 분석해 보았다.

다음으로 우리나라 金利變動의 요인을 實證的으로 분석한 결과

파악된 사실과 外國의 경험을 종합적으로 검토하여 資本自由化의 결과가 우리나라 金利에 미치게 될 영향에 대하여 검토해 보았다. 특히 外換 및 資本自由化의 결과 國內外 金利裁定을 위한 資本去來로 인하여 國內金利에 미치게 될 직접적인 효과와 海外資本의 流入에 대응하여 換率 및 通貨管理를 위한 政策執行의 결과 國內金利에 미치게 될 간접적인 효과 등을 종합적인 觀點에서 검토하였다.

實證分析의 結果 우리나라 金利變動의 요인과 관련하여 새로운 사실이 밝혀지거나 이미 알려진 사실들이 보다 명확하게 확인되었다. 특히 대표적인 實勢金利인 會社債 流通收益率은 貯蓄이 증가함에 따라 下落하고 投資가 증가할 경우에는 上昇하는 것으로 파악되었다. 또한 會社債 流通收益率은 土地 등 不動產價格이 상승함에 따라 상승하는 것으로 분석되었으며, 또한 消費者物價 上昇에 대한 期待가 높아짐에 따라, 그리고 消費者物價 上昇率에 대한 豫測誤差의 變動性이 커짐에 따라 상승하는 것으로 파악되었다. 이와 같은 사실들은 金利政策의 立案에 있어서 중요한 示唆點을 제공할 것으로 판단된다.

資本自由化의 결과 國內金利에 미치게 될 영향을 分析한 결과 國內金利가 하락하여 빠른 시일 내에 國際金利 水準에 접근하게 될 것으로 期待하기는 어려울 것이라는 結論에 도달하게 되었다. 政府가 발표한 外換制度改革計劃의 내용에 따르면 3段階 自由化計劃이 완료되는 1999년 이후에도 一般企業에 의한 現金商業借款 導入이나 外國人의 國內債券에 대한 投資 등은 제한될 것이다²⁾. 資本移動에 대한 이와 같은 規制가 남아 있는 한 國內外 金利裁定을 위한 資本去來는 일어나기 어려울 것이다. 게다가 資本移動에 대한 規制가 완전히 撤廢되더라도 換率 및 利率의 변동에 따르는 危險을

2) 財務部, 「外換制度改革計劃(案)」, 1994. 12. ; 財政經濟院, 「外換制度改革計劃 修正方案」, 1995. 11 등 참조.

해지할 수 있는 손쉬운 手段이 마련되지 않는 한 金利裁定去來는 일어나기 어려울 것이다. 이와 같은 점들을 고려할 때 우리나라가 資本自由化를 추진하더라도 金利裁定으로 인하여 빠른 시일 내에 國內外 金利間 隔差가 축소되기는 어려울 것으로 판단된다.

資本自由化의 결과 海外資本의 流入으로 인하여 國內金利가 하락할 것으로 기대하기도 어려운 것으로 판단된다. 海外資本이 流入된 결과 國內通貨의 가치가 상승할 경우 物價에 미치는 下落效果로 인하여 國內金利가 하락하는 효과를 기대할 수 있다. 그런데 實驗分析의 결과 이로 인한 會社債 流通收益率이 하락하는 효과는 1999년 이후에나 기대할 수 있는 것으로 파악되었다. 게다가 資本流入의 규모가 상당히 큰 경우에도 2001년 4/4分期까지 會社債 流通收益率의 下落幅이 年率 0.7% 포인트 내외에 불과한 것으로 추정되었다.

海外資本의 流入으로 인한 外換의 超過供給에 대응하여 中央銀行이 外換을 買入하고 放出되는 本源通貨를 還收하지 않고 放置할 경우 流動性增加로 인하여 國內金利는 하락할 것으로 기대할 수 있다. 그런데 通貨膨脹으로 인하여 物價가 상승할 것으로 期待될 경우에는 國內金利가 反騰하게 될 것이다. 實驗分析의 결과 中央銀行의 中和되지 않은 外換市場 介入으로 通貨가 膨脹할 경우 直接的인 下落效果와 함께 物價上昇에 대한 期待로 인하여 발생하는 間接적인 上昇效果까지 합하면 會社債 流通收益率은 오히려 상승하게 되는 것으로 파악되었다.

그런데 通貨膨脹이 物價에 미치는 上昇壓力을 고려할 때 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 放出한 通貨를 還收하지 않고 放置하기는 어려울 것으로 판단된다. 通貨安定證券이나 財政證券 등을 발행하여 外換을 買入하는 과정에서 放出된 本源通貨를 전액 還收할 경우 通貨增加로 인한 國內金利의 下落效果는 나타나지 않을 것이다. 더욱이 競爭入札 등을 통해 債券을 賣却하여 通貨를 還收할

경우 國內金利가 오히려 상승하는 결과를 초래할 수도 있을 것이다.

이와 같은 분석의 결과를 고려할 때 國內金利가 하락하도록 유도하기 위해서는 貯蓄增大, 不動産價格의 安定 및 안정적인 通貨管理를 통한 인플레이션期待의 불식 등 별도의 방안이 마련되어야 할 것으로 판단된다.

本 報告書의 構成은 다음의 第Ⅱ章에 金利決定에 관한 理論들과 우리나라 金利決定의 요인에 대하여 분석한 既存의 연구결과를 종합적으로 고려하여 金利決定에 대한 基本模型을 정립한 결과를 수록하였다. 第Ⅲ章에는 實證分析을 위한 準備段階로, 資料에 대하여 검토한 結果와 消費者物價 및 換率 변동에 대한 期待値를 산정하는 과정과 추정된 결과를 수록하였으며, 第Ⅳ章에는 여러 가지 방법으로 우리나라 會社債 流通收益率의 變動要因을 實證적으로 분석한 결과를 수록하였다. 第Ⅴ章에는 實證分析의 결과 파악된 우리나라 金利變動의 特性과 外國의 경험을 종합적으로 고려하여 資本自由化의 결과 國內金利에 미치게 될 영향에 대하여 검토한 결과를 수록하였다. 마지막으로 第Ⅵ章에는 研究의 결과를 요약하고 政策立案에 있어서 유의할 사항을 정리하였다.

II. 理論 및 實際的 考察과 分析模型의 定立

外換 및 資本自由化를 추진함에 따라 國內金利에 미치게 될 영향을 분석해 보기 위해서는 먼저 金利를 결정하는 요인이 무엇인가를 파악해 보아야 할 것이다. 아울러 金利를 결정하는 각 要因의 변동으로 인한 金利變動의 효과는 어느 정도인지에 대해서도 분석해 보아야 할 것이다. 그 결과 外換 및 資本自由化에 따라 金利를 결정하는 것으로 파악된 要素들이 어떻게 변동할 것인가를 파악한 다음으로 인한 國內金利 변동효과를 가늠해 보는 것이 연구의 바른 순서일 것이다. 따라서 本 研究에서는 먼저 金利決定에 관한 基本模型을 정립하고, 이를 기준으로 우리나라 金利決定의 要因을 實證적으로 분석해 보겠다. 다음으로 外換 및 資本自由化가 國內金利에 어떤 영향을 미치게 될 것인가에 대하여 검토해 보겠다.

이와 같은 研究의 전체적인 구성을 염두에 두고 이 章에서는 金利에 영향을 미치는 要素들을 파악한 후 金利決定에 관한 基本模型을 정립해 보기로 하겠다. 이를 위하여 먼저 金利決定과 관련된 理論들과 實證的인 研究들의 결과를 종합적으로 검토해 보겠다. 여기서 定立한 模型은 우리나라 金利決定의 요인을 實證적으로 분석함에 있어서 基本模型이 될 것이다.

1. 金利決定 理論 및 既存의 研究結果 檢討

국가간 資本移動이 완전히 통제된 閉鎖經濟下에서 금리의 결정에 관한 대표적인 理論은 피셔假說(Fisher Hypothesis)과 流動性選好

說(Liquidity Preference Theory) 및 貸付資金說(Loanable Funds Theory) 등 세 가지가 있다. 또한 國際的인 자본이동을 허용하는 開放經濟體制下에서는 期待收益率¹⁾이 낮은 나라에서 높은 나라로 자본이 이동하는 金利裁定²⁾으로 인하여 外國의 金利변동이 國內金利에 영향을 미칠 수 있다.

피셔假說은 名目利率이 期待인플레이션率의 상승에 따라 높아지게 된다는 假說이다. 期待인플레이션率의 變動이 實質利率의 수준에 영향을 미치지 않을 경우 期待인플레이션率과 名目利率이 같은 폭으로 변동하는 1對1 對應關係가 성립하게 된다.

그러나 期待인플레이션率이 實質利率에 영향을 미치는 경우에는 期待인플레이션率과 名目利率 사이에 이와 같은 1對1 對應關係가 성립하지 않을 수 있다. 예를 들면 먼델-토빈效果(Mundell-Tobin effect)로 인하여 期待인플레이션率이 상승함에 따라 實質利率이 하락하게 될 경우 名目利率은 期待인플레이션率보다 작은 폭으로 상승하게 된다¹⁾. 이에 대하여 다비(Darby)와 펠드스타인(Feldstein)은 利子所得稅를 감안할 때 名目利率은 期待인플레이션率보다 높은 폭으로 상승하여야 한다고 지적하였다²⁾.

피셔假說의 성립여부에 관한 實證研究의 결과를 살펴보면 파마(Fama, 1975)는 實質利率은 일정하고 名目利率은 期待인플레이션率과 1對1 對應關係에 있다는 결과를 제시하였다. 그러나 그 이후 많은 연구에서는 期待인플레이션率이 상승함에 따라 名目利率도 상승하지만 1對1 對應關係는 성립하지 않는 것으로 나타났다³⁾. 우리

1) Mundell(1963)과 Tobin(1965)은 實質殘高效果로 인하여 期待인플레이션率¹⁾이 상승함에 따라 實質利率이 하락하게 된다고 주장하였다. 즉 인플레이션은 通貨保有에 따르는 비용에 해당하기 때문에 期待인플레이션率¹⁾이 상승할 경우 通貨殘高가 감소하는 대신 實質資本이 증가하게 되고 이에 따라 資本의 限界生産性이 낮아지기 때문에 實質利率이 下落하게 된다는 주장이다.

2) Darby(1975), Feldstein(1976) 참조.

나라의 경우에는 咸貞鎬·崔雲圭(1991), 金鎮浩(1994), 金世振·李會洛(1994) 및 張洪範(1996) 등의 연구결과에서 期待인플레이션率이 상승함에 따라 名目利率도 상승하지만 1對1 對應關係보다는 낮은 비율로 상승하는 것으로 나타났다.

케인즈(Keynes)의 流動性選好說에서는 단기적으로 所得과 物價가 변동하지 않는 것으로 보고 通貨供給을 증가시킬 경우 流動性選好로 인하여 보유하려는 通貨量보다 供給量이 많아지기 때문에 資金使用의 대가인 金利가 일시적으로 하락하게 된다고 설명하고 있다. 그러나 시간이 경과함에 따라 所得과 物價가 변동할 경우 通貨供給의 流動性效果로 인한 金利의 下落效果는 점차 소멸하게 되어 원래의 수준으로 되돌아가게 된다. 즉 金利의 下落으로 인하여 投資가 증가하고 이에 따라 所得이 증가하게 되면 通貨에 대한 수요가 증가하기 때문에 超過流動性이 감소하게 되어 利率이 점차 상향조정된다. 또한 物價가 상승함에 따라 實質殘高가 감소하기 때문에 利率은 상승하게 된다.

通貨供給의 증가로 인한 流動性效果가 지속되는 기간에 대하여 많은 논란이 있다. 케인지안(Keynesian)들은 利率이 하락하더라도 投資增加로 인하여 所得이 증가하기까지 상당히 장기간이 소요되는 것으로 보고 있다. 또한 物價는 短期的으로 非彈力的(sticky)이기 때문에 流動性效果로 인하여 金利가 하락한 상황이 상당히 장기간 지속된다고 주장하고 있다.

이에 대하여 通貨論者(Monetarist)들은 通貨供給이 증가할 경우 流動性效果로 인한 金利의 下落效果는 그다지 크지 않은 것으로 보고 있다. 게다가 通貨供給을 확대한 결과 物價上昇이 기대될 경우 피셔效果로 인하여 名目金利가 상승하기 때문에 金利의 下落狀況이

3) Nelson and Schwert(1977), Garbade and Watchtel(1978), Levi and Makin(1978) 및 Tanzi(1980) 등 참조.

지속되는 기간은 단기간에 불과하다고 주장하고 있다. 長期的으로 인플레이션率이 通貨增加率과 일치하기 때문에 市場金利의 상승 폭은 通貨增加率에 수렴하게 되어 通貨供給의 증가를 통하여 利子率을 인하하려는 政策은 결국 성공을 거두지 못하게 된다고 주장하고 있다.

한편 合理的期待假說(Rational Expectation Hypothesis)을 신봉하는 사람들은 이미 예상된 通貨供給의 增加는 인플레이션期待에 반영되었기 때문에 피셔效果로 인하여 名目金利가 상승하게 되어 流動性效果가 지속되는 기간이 극히 단기간에 불과하다고 주장하고 있다. 그러나 예기치 못한 通貨供給의 增加는 인플레이션에 대한 期待의 形成에 반영되지 않았기 때문에 金利水準과 所得에 영향을 미칠 수 있는 것으로 해석하고 있다.

流動性選好說에서 단기적으로 利子率에 가장 큰 영향을 미치는 요소는 通貨供給의 변동으로 인한 流動性的 변동인 것으로 파악할 수 있다. 그런데 流動性的 정도는 절대적인 크기보다 資金需要에 대비한 상대적인 크기로 파악하는 것이 보다 합리적일 것이다. 이때 通貨供給은 需要에 대비한 상대적인 규모로 파악하여야 할 것이기 때문에 資金에 대한 需要를 결정하는 投資 및 所得 등도 利子率에 영향을 미치는 요인이 되는 것으로 파악할 수 있다.

通貨供給의 증가로 인한 流動性效果의 지속기간과 관련하여 많은 實證分析이 이루어졌다. 初期의 연구결과에서는 流動性效果로 인한 金利의 하락상황이 상당기간 지속되는 것으로 나타났다⁴⁾. 그러나 1980년대 이후의 연구결과에서는 通貨供給의 증가는 즉시 인플레이션期待에 반영되기 때문에 流動性效果의 크기는 미미하고 지속기간도 단기간에 불과한 것으로 나타났다⁵⁾.

4) Cagan and Gandolfi(1969) 및 Gibson(1970) 참조.

5) Mishikin(1982), Makin(1982), Melvin(1983), Mehra(1985) 등 참조.

金聖民(1989)은 우리나라와 같이 物價不安心理가 팽배해 있는 상황에서는 通貨增加와 期待인플레이션率 상승 사이의 시차가 짧아지기 때문에 流動性效果가 지속되는 기간이 단기에 불과할 것이라고 지적하였다. 또한 咸貞鎬·崔雲奎(1991)의 연구결과에서 流動性效果는 所得效果에 비하여 미약할 뿐 아니라 단기간에 소멸되는 것으로 나타났다. 이에 대하여 張洪範(1996)의 연구결과에서는 通貨供給의 流動性效果로 인한 단기적인 金利下落效果가 유의한 것으로 나타났다.

貸付資金說은 로버트슨(Robertson), 올린(Ohlin) 등이 주장한 理論이다. 이 이론에서 金利는 通貨의 需要와 供給뿐만이 아니고 實物部門의 貯蓄 및 投資까지를 감안한 貸付資金의 수요와 공급에 의하여 결정된다고 보고 있다. 즉 貸付資金의 需要는 投資와 通貨需要에 의하여 결정되는 반면 供給은 貯蓄 및 通貨供給에 의하여 결정되는바, 貸付資金의 需要와 供給을 일치시키는 수준에서 均衡金利가 결정된다는 理論이다.

요컨대 金利變動의 원인을 파악하기 위해서는 貨幣市場의 범위를 넘어서 資金에 대한 전반적인 需要와 供給을 변동시키는 요인을 검토하여야 된다는 이론이다. 따라서 이 理論에서는 貯蓄 및 投資의 상대적인 변동과 景氣의 변동 및 資金市場에서 자금흐름의 변동 등도 金利에 영향을 미치는 요소인 것으로 파악하고 있다.

우리나라의 경우 貸付資金說에 입각하여 貯蓄과 投資의 변동이 金利에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구결과는 많지 않다. 다만 金東源·咸貞鎬(1992)의 연구결과에서 資金에 대한 需給狀況의 변동을 나타내는 資金市場의 超過需要와 會社債發行市場의 超過供給으로 인한 利率(會社債流通收益率)의 상승효과가 상당히 유의한 것으로 나타났다⁶⁾. 또한 張洪範(1996)의 연구결과에서는 總投

6) 金東源·咸貞鎬(1992)에서 資金市場의 超過需要를 나타내는 變數로 總通

資의 규모를 표시하는 總固定資本形成 및 政府에 의한 資金需要의 변동을 표시하는 政府支出 등이 利率에 有意한 영향을 미치는 것으로 파악되었다.

利率이 金融市場에서 資金의 需給에 따라 결정되는 것으로 파악한다면 資金의 소유자가 金融市場에 투자된 金融資產을 회수하여 다른 目的에 投資할 경우 利率은 상승하게 될 것이다. 그런데 資金을 소유한 사람은 어디에 投資할 것이냐를 결정함에 있어서 예상되는 收益率을 비교할 것이다. 즉 다른 條件이 같을 경우 豫想收益率이 높은 곳에 投資하기를 원할 것이다. 따라서 다른 資產에 投資함으로써 期待되는 收益率이 상승할 경우에는 金融市場으로부터 자금의 離脫現象이 일어나기 때문에 利率이 상승할 수 있을 것이다.

우리나라에서 資金을 投資하는 場所로서 金融市場과 競爭關係에 있는 대표적인 곳은 不動產市場이며 不動產價格의 변동은 利率에 큰 영향을 미치는 것으로 알려지고 있다. 실제로 張洪範(1996)의 研究에서 住宅價格의 上昇은 利率 上昇의 要因이 되는 것으로 나타났다. 이와 같은 점을 고려할 때 우리나라 利率의 決定要因을 분석함에 있어서 不動產價格의 변동을 고려해야 할 것이다.

資本移動을 허용하는 開放經濟體制下에서는 國內外 資本投資에서 실현할 수 있을 것으로 期待되는 收益率의 차이에 따라 資本흐름의 방향이 결정된다. 國內投資에서 실현할 수 있을 것으로 期待되는 收益率이 상대적으로 높을 경우 海外로부터 資本이 유입될 것이다. 海外資本의 유입이 증가함에 따라 國內投資의 收益率은 점차 하락하게 될 것이다⁷⁾.

반대로 海外投資에서 실현할 수 있을 것으로 期待되는 收益率이

貨에 대한 어음 交換額의 비율을 사용하였으며, 會社債發行市場의 超過供給狀態를 반영하는 변수로 非通貨機關 豫受金 증가액과 貸出金 증가액의 차이에 대한 會社債發行純增額의 비율을 사용하였다.

상대적으로 높을 경우 資本이 海外로 유출될 것이다. 資本流出이 계속될 경우 國內投資의 期待收益率은 상승하게 될 것이다. 國內와 海外에서의 投資에 따르는 危險의 차이를 고려하지 않는다면 國內投資와 海外投資의 期待收益率이 일치하지 않을 경우 資本移動은 계속될 것이다.

國內投資에서 실현할 것으로 期待되는 收益率은 國內의 利率이다. 이에 대하여 海外投資에서 실현할 수 있을 것으로 期待되는 收益率은 外國의 利率과 投資期間 동안 실현될 것으로 期待되는 國內通貨에 대한 外國通貨 가치의 상승비율이다. 따라서 開放經濟體制下에서 資本移動이 일어나지 않고 資本收支가 균형을 유지하기 위해서는 國內 利率이 外國의 利率과 換率(外國通貨의 價値) 上昇率에 대한 기대치의 합계가 일치하여야 할 것이다. 이 조건이 충족되지 않을 경우 國內에서 海外로 혹은 海外에서 國內로의 資本移動이 일어나게 되기 때문에 海外金利의 변동은 國內金利에 영향을 미치게 될 것이다.

그런데 海外金利의 변동이 國內金利에 미치는 영향의 크기는 開放(資本自由化)의 정도에 따라 달라질 것이다. 資本의 流出入을 엄격하게 통제할 경우 海外金利의 변동이 國內金利에 큰 영향을 미치지 못할 것이다. 이에 대하여 資本移動을 자유롭게 허용할 경우 海外金利의 변동으로 인한 國內金利의 변동효과는 상대적으로 클 것이다. 또한 海外投資의 경우 外換포지션을 취하게 되므로 이에 따르는 危險, 즉 換率變動으로 인한 外換危險의 크기도 海外金利의 변동으로 인한 國內金利의 변동효과에 영향을 미칠 수 있을 것이다⁸⁾.

7) 海外資本이 流入되더라도 中央銀行이 國內通貨의 가치상승을 우려하여 外換을 買入하고 이때 방출되는 本源通貨를 債券을 발행하여 還收하는 이른바 中和介入을 하는 경우에는 이로 인하여 國內金利가 상승하는 효과도 있기 때문에 國內金利가 金利裁定關係에 따라 國際金利와 連繫하여 변동하지 않을 수도 있을 것이다.

8) 先物換市場이 존재할 경우 外換危險은 先物換契約를 통하여 헤지할 수 있기 때문에 이에 따르는 추가적인 費用(先物換契約의 프리미엄)을 제외

資本移動에 대한 規制가 대부분 撤廢된 주요 先進國의 경우 海外金利의 변동은 國內金利에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되고 있다. 日本의 경우에도 1980년 12월 新外換法이 시행되고 1984년 엔(円)轉換에 대한 規制가 철폐된 이후에는 유러엔金利와 日本 內의 還買債金利의 차이가 거의 없어진 것으로 조사되었다⁹⁾.

우리나라의 경우에도 資本流出入에 대한 規制가 緩和됨에 따라 海外金利의 變動 및 換率變動에 대한 기대치의 변동으로 인한 國內金利의 변동효과가 점차 커지고 있는 것으로 파악되었다. 咸貞鎬·崔雲奎의 연구결과에서 리보(LIBOR)金利와 원/달러 換率 變動率이 國內金利에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다¹⁰⁾. 또한 張洪範(1996)의 연구결과에서도 리보금리와 원/달러 換率變動에 대한 期待值의 변동이 國內金利에 유의한 영향을 미치는 것으로 파악되었으며 이와 같은 영향의 크기를 나타내는 係數 推定值의 크기가 1990년 이후 점차 상승하고 있는 것으로 나타났다¹¹⁾.

이와 같은 요소들 이외에도 우리나라의 경우 金融機關들의 관행과 資本市場構造의 특이성으로 인하여 金利決定에 있어서 여러 다른 要因들이 작용하고 있는 것으로 알려지고 있다. 李光周(1993)의 조사에 따르면 우리나라 市中金利는 결정에 있어서 교섭력이 강한 大企業들의 영향력이 강한 것으로 파악되었다. 또한 미래의 金融·通貨政策의 불확실성으로 인하여 자금에 대한 假需要가 크기 때문에 市中金利가 上向 偏倚되는 경향도 있는 것으로 파악되었다. 여

하고는 換率變動으로 인한 外換危險은 고려하지 않아도 된다. 이때 國內外 資本投資에 있어서 利率裁定이 일어나지 않기 위해서는 國內利率이 外國利率과 先物換 프리미엄比率(forward premium rate)의 합계가 일치하여야 한다.

- 9) 韓國銀行 調査第1部, 『日本の 金融制度』(1987), p. 535, (第6-3圖)의 내용 참조.
- 10) 咸貞鎬·崔雲奎(1991)에서는 換率變動率에 대한 期待值 대신 실제 換率變動率 資料를 說明變數로 사용하였다.
- 11) 張洪範(1996), p. 56. <그림 1> 참조.

러가지 다른 金利가 결정되는 市場의 特性도 金利水準에 영향을 미치는 것으로 조사되었다.

한편 政策當局이나 監督機關 등에 의한 여러 가지 規制도 金利決定에 영향을 미치는 것으로 파악되고 있다. 예를 들면 金世振·金炳烈(1996)의 연구에서 起債調整委員會의 會社債 發行物量 調整은 會社債 流通收益率에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 起債調整委員會는 金利의 변동상황을 고려하여 會社債 發行物量을 조정하는 것으로 분석되었다¹²⁾.

2. 實證分析을 위한 基本模型의 定立

利率決定에 관한 여러 가지 理論과 實證分析 및 調查의 결과 밝혀진 우리나라의 특징 등을 고려하여 外換 및 資本自由化가 國內 金利에 미치는 영향을 분석하기에 적합한 基本模型을 定立해 보기로 하자.

먼저 閉鎖經濟體制下에서 皮셔假說에 따라 期待인플레이션率과 名目利率과의 관계를 다음 식 (II-1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$i^e = r^e + \pi^e \dots\dots\dots (II-1)$$

여기서 i^e 는 完全閉鎖經濟體制下에서의 名目利率, r^e 는 期待實質利率, π^e 는 期待인플레이션率을 각각 표시한다.

期待實質利率은 景氣變動의 영향을 받지 않는 資本의 限界生産性으로 인한 自然利率과 景氣變動의 영향을 받는 부분으로 구성되어 있는 것으로 가정할 경우 식 (II-2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$r^e = r^n + r^s \dots\dots\dots (II-2)$$

12) 起債調整委員會는 1991년부터 會社債 發行物量을 調整하고 있다.

여기서 r^0 은 資本의 限界生産性으로 인한 自然實質利子率, r^s 는 貯蓄·投資의 상대적인 변동, 景氣變動과 通貨供給의 변동으로 인한 流動性 및 資金市場의 狀況變動 등의 영향을 받는 實質利子率을 각각 표시한다.

먼델-토빈效果를 고려할 경우 自然實質利子率과 期待인플레이션率과의 관계는 식 (II-3)과 같이 표시할 수 있다.

$$r^0 = \alpha_0 - \alpha_1 \pi^e \dots\dots\dots (II-3)$$

여기서 $\alpha_0 (>0)$ 는 인플레이션과 관계없는 資本의 限界生産性으로 인한 實質利子率, $\alpha_1 (>0)$ 은 인플레이션이 期待됨에 따라 通貨의 實質殘高를 감소시키고 實物資産의 보유를 증가시키기 때문에 資本의 限界生産性 감소로 인하여 實質利子率이 하락하는 정도를 표시하는 母數를 각각 표시한다.

貸付資金說 및 流動性選好說 등을 고려할 때 貯蓄·投資의 상대적인 변동과 所得의 變動, 通貨供給의 변동은 利子率에 영향을 미치는 요소들인 것으로 파악할 수 있다. 또한 餘裕資金을 投資하는 곳으로서 不動產市場이 金融市場과 競爭關係에 있는 경우 不動產價格의 변동은 利子率에 영향을 미치게 될 것이다. 이와 같은 점들을 고려하여 r^s 는 식 (II-4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$r^s = \beta_1 V - \beta_2 S + \beta_3 Y - \beta_4 (M/P) + \beta_5 (dRS - \pi) \dots\dots\dots (II-4)$$

여기서 V, S는 각각 投資와 貯蓄을, Y, M, P는 각각 所得, 通貨供給, 물가수준을, dRS와 π 는 각각 不動產價格의 上昇率과 물가상승률을 표시하며, $\beta_1 (>0)$, $\beta_2 (>0)$, $\beta_3 (>0)$ 및 $\beta_4 (>0)$ 는 각각 國內貯蓄에 비한 投資超過, 外資 導入, 所得의 增加, 通貨供給의 증가 및 不動產價格의 상승이 實質利子率에 미치는 영향을 나타내는 母數를 표시한다.

식 (II-2)~(II-4)를 식 (II-1)에 대입하면 식 (II-5)와 같이 정리될 수 있다.

$$i^c = \alpha_0 + (1 - \alpha_1)\pi^e + \beta_1 V - \beta_2 S + \beta_3 Y - \beta_4 (M/P) + \beta_5 (dRS - \pi) \dots\dots\dots (II-5)$$

한편, 開放經濟體制下에서 換率變動 등으로 인한 危險을 고려하지 않을 경우 利子率裁定으로 인하여 國內金利와 海外金利 및 換率變動率에 대한 期待 사이에 식 (II-6)의 관계가 성립하게 된다.

$$i^o = i^f + x^e \dots\dots\dots (II-6)$$

여기서 i^o 는 開放經濟體制下에서의 國內利子率을, i^f 와 x^e 는 海外利子率과 換率上昇(國內通貨價值 下落)率에 대한 期待值를 각각 표시한다.

실제 利子率은 完全閉鎖經濟體制下에서의 利子率(i^c)과 完全開放經濟體制下에서의 利子率(i^o)의 加重平均으로 결정된다고 가정할 경우 다음 식 (II-7)과 같이 표시할 수 있다.

$$i = (1 - \lambda)i^c + \lambda i^o \dots\dots\dots (II-7)$$

여기서 $\lambda(0 < \lambda < 1)$ 는 經濟體制가 開放된 정도를 나타내는 母數를 표시한다.

식 (II-5)와 (II-6)을 (II-7)에 대입하여 식 (II-8)을 구할 수 있다.

$$i = \delta_0 + \delta_1 \pi^e + \delta_2 V - \delta_3 S + \delta_4 Y - \delta_5 (M/P) + \delta_6 (dRS - \pi) + \delta_7 (i^f + x^e) \dots\dots\dots (II-8)$$

여기서 $\delta_0 = (1 - \lambda)\alpha_0$, $\delta_1 = (1 - \lambda)(1 - \alpha_1)$, $\delta_2 = (1 - \lambda)\beta_1$, $\delta_3 = (1 - \lambda)\beta_2$, $\delta_4 = (1 - \lambda)\beta_3$, $\delta_5 = (1 - \lambda)\beta_4$, $\delta_6 = (1 - \lambda)\beta_5$ 및 $\delta_7 = \lambda$ 이다.

本 研究에서 外換 및 資本自由化가 國內金利에 미치는 영향을 파악하기 위하여 분석하고자 하는 模型은 기본적으로 식 (II-8)이다. 이 식으로부터 우리나라 金利變動의 요인을 實證的으로 분석하기 위하여 필요한 回歸方程式을 誘導해 낼 수 있다.

實證分析의 결과 海外金利 및 換率變動에 대한 期待의 變動이 國內金利에 미치는 영향의 크기를 기준으로 外換 및 資本自由化의 진전에 따른 利率裁定的의 증가가 國內金利에 미치는 영향을 파악해 볼 수 있을 것이다. 아울러 海外資本의 流入으로 인하여 外換의 超過供給이 발생하고 그 결과 國內通貨의 가치가 상승할 경우 國內金利에 미치는 영향도 추측해 볼 수 있을 것이다.

利率과 通貨量과의 관계를 분석함으로써 유입되는 海外資本을 中央銀行이 中和되지 않은 外換市場介入을 통하여 買入함에 따라 通貨量이 증가할 경우 利率에 미치게 될 영향을 파악해 볼 수 있을 것이다. 이때 通貨量 증가로 인하여 物價上昇이 기대될 경우 名目利率에 미치는 영향은 期待인플레이션率의 상승으로 인한 利率 상승효과 크기를 기준으로 추측해 볼 수 있다.

한편, 海外資本이 유입될 경우 國內資本市場의 需給構造가 변동할 수 있을 것이다. 이때 利率에 미치는 영향은 예견되는 資本需給의 변동을 나타내는 여러 가지 變數들과 利率과의 관계를 파악해 봄으로써 추측해 볼 수 있을 것이다. 특히 海外資本의 流入으로 인한 外換의 超過供給을 中央銀行이 매입하여 흡수하는 과정에서 放出되는 通貨를 通貨安定證券이나 財政證券 등 債券을 발행하여 환수할 경우 國內金利에 미치는 영향은 이들 債券의 공급이 利率에 미치는 影響을 통하여 파악해 볼 수 있을 것이다. 이와 같은 분석을 하기 위하여 實證分析을 진행하는 과정에서 식 (III-8)의 右邊에 資金市場의 需給狀況의 변동을 나타내는 變數들을 추가할 수 있다.

Ⅲ. 資料의 點檢 및 期待値의 推定

이 章에서는 앞에서 理論 및 實際的인 考察을 통하여 正립한 金利決定에 관한 基本模型을 사용하여 利率의 변동요인을 분석하기 위한 準備段階로서 먼저 분석에 필요한 資料들을 점검해 보고 어떤 利率 資料를 대상으로 분석할 것인가에 대하여 검토해 보기로 하겠다. 또한 利率에 영향을 미치는 것으로 파악된 인플레이션 및 換率變動率 등에 대한 期待値들의 推定과 관련된 문제점들을 고찰해 보고 적절한 방법을 동원하여 이들의 期待値를 추정하여 다음 章에서 利率의 變動要因을 분석함에 있어서 說明變數로 사용하겠다.

1. 實證分析에 必要한 資料의 點檢

우리나라 金利의 決定要因을 實證的으로 분석함에 있어서 가장 먼저 대두되는 問題는 어떤 利率을 분석의 대상으로 할 것이냐에 대한 결정이다. 金融市場에서 결정되는 여러 가지 다른 利率 중 어떤 것을 分析의 대상으로 할 것인가를 결정함에 있어서 고려하여야 할 사항은 크게 두 가지가 있다. 첫째, 어떤 利率이 經濟狀況이나 전체적인 資金市場의 狀況變動에 따라 결정되는 均衡利率을 가장 잘 반영하느냐 하는 것이다. 둘째, 實證分析의 技術的인 문제로 分析을 하기에 충분한 長期間의 資料를 확보할 수 있느냐는 것이다.

여러 가지 다른 형태의 資金이 거래되는 市場이 서로 다른 需給構造를 가지고 있기 때문에 같은 시점에 결정되는 利率이라 할지

라도 차이가 있다. 또한 債券의 滿期나 내포된 危險의 크기 등 많은 요소들이 利率에 영향을 미칠 수 있기 때문에 같은 市場에서 결정되는 利率이라 할지라도 契約條件에 따라 다소의 차이가 있기 마련이다.

현실적으로 어떤 利率이 均衡利率을 반영하는지의 여부를 판정함에 있어서 고려할 사항은 規制의 유무와 資金이 거래되는 市場의 규모일 것으로 판단된다. 利率의 決定에 있어서 政府나 監督機關의 規制가 작용할 경우 金融市場의 實勢를 반영하는 것으로 보기 어렵다. 우리나라의 경우 銀行의 安全性이나 收益性を 보장하고 企業들의 과도한 金融費用負擔을 덜어주는 동시에 貯蓄을 증대하는 등 여러 가지 목적으로 規制를 가하여 왔다. 銀行의 貸出金利가 여러 가지 規制로 인하여 적정한 수준으로 조정되지 못했기 때문에 兩健預金(꺾기) 등을 통하여 實勢金利와의 차이로 인한 銀行의 손실을 보전해 주는 慣行이 있어 왔다. 또한 우리나라 銀行의 貸出金利나 預金金利는 實勢金利가 변동한 후에 어느 정도 時差를 두고 완만하게 조정되는 경향이 있다. 이와 같은 점들을 감안할 때 우리나라 銀行의 貸出金利나 預金金利가 시중의 實勢金利를 적정하게 반영하는 것으로 보기는 어려울 것으로 판단된다.

會社債의 發行金利는 1990년 8월 23일 이전까지 規制되었고 通貨安定證券은 1993년 3월까지 發行割引率이 市場의 實勢金利에 비하여 낮게 책정되어 金融機關 등에 배정되었다. 따라서 會社債의 發行金利나 通貨安定證券의 發行割引率이 비교적 최근까지 資金市場의 均衡利率을 반영한 것으로 보기 어렵다. 그런데 이들 債券의 流通市場에 대하여서는 當局의 직접적인 規制는 거의 없었기 때문에 會社債와 通貨安定證券의 流通收益率은 市中的 實勢金利의 변동을 반영할 수 있는 여지가 있었던 것으로 판단된다¹⁾.

우리나라에서 貨幣市場(money market) 金利에 대한 規制가 완화되기 시작한 것은 1980년대 중반 이후이다. 가장 短期의 資金이

거래되는 콜(call)市場의 金利는 1984년 11월부터 自由化되었으며, 1986년 3월에 讓渡性定期預金證書(CD)의 發行金利가 自由化되고 1987년 5월부터는 企業어음(CP) 買入利率이 自由化되었다. 그런데 이들 貨幣市場의 金利가 형식적으로나마 완전히 自由化된 것은 1988년 12월 5일 이후의 일이다²⁾. 따라서 그 이전에는 우리나라 貨幣市場의 금리가 實勢金利를 反影한 것으로 보기는 어렵다.

다음으로 去來되는 資金의 규모가 작을 경우 때때로 利率이 소수의 資金 供給者·需要者에 의하여 결정될 수 있기 때문에 전체적인 資金需給의 상황을 적절하게 반영하는 것으로 보기 어렵다. 우리나라의 경우 國債, 公債 등 長期債의 거래규모가 작기 때문에 이들 채권의 流通收益率이 資金市場의 실세를 반영하는 것으로 보기는 어려울 것으로 판단된다. 通貨安定證券의 發行割引率은 1993년 3월까지 市中の 實勢金利에 비하여 낮았기 때문에 通貨安定證券을 인수한 金融機關들이 滿期日 이전에 賣却할 경우 損失을 실현시켜야 하는 문제가 발생하였다. 따라서 金融機關들이 通貨安定證券의 賣却을 꺼리게 되었고 流通市場의 규모가 크지 않았다. 이와 같은 점을 감안할 때 1993년 이전까지는 通貨安定證券의 流通收益率이 實勢金利를 반영하여 결정된 것으로 판단하기 어렵다. 이에 대하여 會社債의 경우 去來量이 상당히 많기 때문에 비정상적인 需給變動으로 인하여 會社債 流通收益率이 급격하게 변동하는 경우는 상대적으로 적은 것으로 알려지고 있다³⁾.

時系列 資料를 사용하여 實證分析을 할 경우 분석의 대상이 되는

-
- 1) 과거에는 管理當局이 市中の 實勢金利를 안정시키기 위하여 會社債의 發行物量을 조정하였다. 또한 1991년부터는 起債調整委員會가 會社債 流通收益率의 변동을 고려하여 發行物量을 조정하고 있다. 따라서 엄격한 의미에서 會社債 流通收益率도 實勢金利를 투명하게 반영하는 것으로 보기는 어렵다.
 - 2) 실제로는 그 이후에도 여러 가지 방법으로 短期金利가 규제되어 왔다.
 - 3) 李光周(1993) 참조.

利子率을 선택함에 있어서 의미 있는 分析을 하기에 충분한 期間의 資料가 존재하는지의 여부도 중요한 고려 사항이 된다. 충분한 期間의 資料를 확보할 수 없을 경우 어떤 정교한 방법으로 分析을 하더라도 그 결과를 토대로 信賴할 수 있는 판단을 내릴 수가 없기 때문이다⁴⁾.

筆者가 여러 가지 경로를 통하여 조사한 결과 우리나라의 利子率 중 가장 긴 기간의 時系列 資料가 존재하는 것은 會社債 流通收益率인 것으로 파악되었다. 韓國銀行은 1975년 1월부터 月間 會社債 流通收益率 資料를 가지고 있다. 이에 비하여 通貨安定證券의 流通收益率과 銀行間 콜金利는 1987년 1월부터, CD收益率은 1992년 1월부터, CP收益率은 1994년 9월부터 각각 조사되고 있는 것으로 나타났다.

이와 같은 여러 가지 점들을 감안할 때 우리나라 金利의 決定要因을 實證的으로 분석함에 있어서 會社債 流通收益率을 기준으로 삼는 것이 가장 적절할 것으로 판단된다⁵⁾.

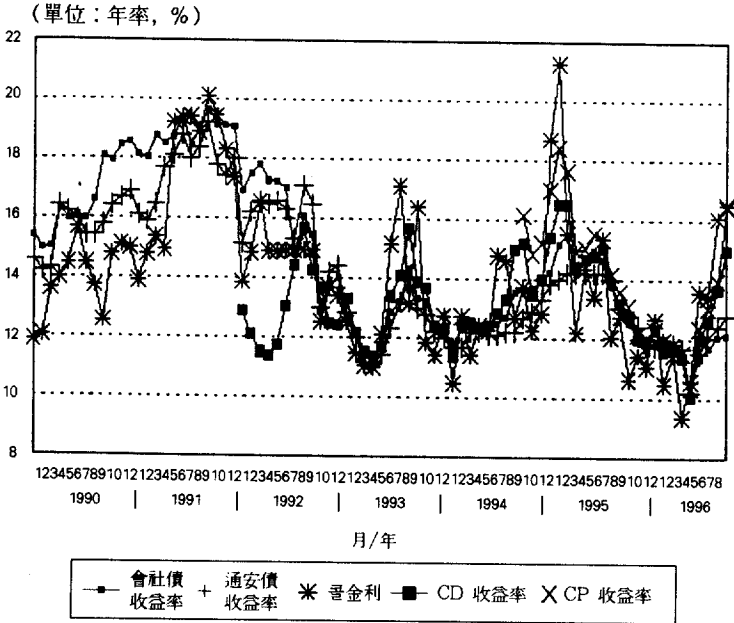
會社債(3年 滿期 銀行保證) 流通收益率이 시중 實勢金利의 변동을 반영하는 代表金利로서 적합한지 여부를 판정하기 위하여 최근의 通貨安定證券(364日 滿期) 流通收益率과 콜金利, CD收益率(91日 滿期) 및 CP收益率 등 주요 市場金利들의 변동추이를 비교한

4) 計量經濟學의 技術的인 문제로 回歸分析에서 추정하고자 하는 係數의 수를 기준으로 1개의 係數에 대하여 적어도 10개의 標本을 구할 수 없을 경우 分析의 결과에 대하여 높은 信賴性을 부여할 수 없다. 따라서 分期間의 資料를 분석대상으로 할 경우 利子率의 결정에 영향을 미치는 要素가 6~7개인 것으로 가정하면 적어도 60개 分期(15年)의 時系列 資料가 필요할 것으로 판단된다. 分期間 자료의 수가 충분하지 못할 경우 月間 자료를 기준으로 분석할 수도 있을 것이다. 그러나 이때 國民所得(GNP 또는 GDP)이 分期間으로만 집계되기 때문에 문제가 발생한다.

5) 같은 이유로 咸貞鎬·崔雲奎(1991), 張洪範(1996) 등도 우리나라 金利의 決定要因을 實證的으로 분석함에 있어서 會社債 流通收益率을 대상으로 분석한 것으로 판단된다.

결과는 [圖 III-1]과 같다⁶⁾.

[圖 III-1] 最近 主要 金利의 變動推移 比較



이 그림에서 通貨安定證券의 발행 방법이 公開入札方法으로 바뀌기 이전인 1990년부터 1992년 중반까지는 會社債 流通收益率이 通貨安定證券 流通收益率에 비하여 상당폭 높은 수준을 유지하였던 것으로 나타나고 있다⁷⁾. 이는 通貨安定證券을 발행함에 있어서 割引料를 實際金利보다 낮은 수준으로 책정하여 銀行 등 金融機關들에 반강제적으로 배정하였기 때문일 것으로 판단된다. 즉 實勢金利에 비하여 낮은 割引率을 적용하여 通貨安定證券을 인수한 金融機

6) [圖 III-1]에 표시된 利率 資料는 모두 月末 基準으로 조사된 것이다.

7) 公開入札方法에 의한 通貨安定證券의 발행은 1988년 12월에 도입되었으나 1989년 2월에 중단되었으며 1993년 4월에 재개되었다.

關들은 滿期日 이전에 매각할 경우 損失을 실현하여야 되었기 때문에 이를 꺼리게 되었고, 따라서 流通市場에서 通貨安定證券의 공급이 적었기 때문에 流通收益率이 상대적으로 낮은 수준을 유지하였던 것으로 해석할 수 있다⁸⁾. 이에 대하여 公開入札方法에 의한 通貨安定證券의 발행이 일반화된 1993년부터는 會社債 流通收益率과 通貨安定證券 流通收益率의 상대적인 차이가 축소된 것으로 나타나고 있다.

같은 그림에서 會社債 流通收益率은 콜金利 및 CD收益率과 비교하여 상대적으로 완만하게 변동하는 특성이 있음을 알 수 있다. 이는 資金市場에서 短期的으로 流動性 梗塞 등이 발생할 경우 비교적 短期金利인 콜金利나 CD收益率은 급격하게 변동하지만 滿期가 비교적 長期인 會社債의 경우 이와 같은 衝擊(shock)의 영향을 적게 받기 때문인 것으로 해석할 수 있을 것이다. 이와 같은 점을 고려할 때 會社債 流通收益率의 변동은 資金需給狀況의 단기적인 변동을 신속하게 반영하지는 못하는 것으로 판단된다.

주요 金利 상호간의 相關關係를 추정한 결과는 <表 III-1>에 정리되어 있다. 利率率 水準資料의 상관관계를 추정한 결과에서 會社債 流通收益率과 通貨安定證券 流通收益率 사이의 相關係數는 매우 높게 나타났으며 콜金利와의 相關係數 추정치도 매우 높게 나타났다. 같은 분석의 결과에서 會社債 流通收益率과 콜金利 사이의

8) 1990년부터 1992년 중반까지는 短期金利인 콜金利가 長期金利인 會社債 流通收益率이나 通貨安定證券 流通收益率에 비하여 낮은 수준을 유지하였던 점을 감안할 때 같은 기간 通貨安定證券 流通收益率이 會社債 流通收益率에 비하여 낮았던 이유 중 하나는 金利의 滿期構造(term structure) 때문인 것으로 판단할 수도 있을 것이다. 그런데 1991년중 한때 콜金利가 상대적으로 높은 수준을 유지하였음에도 불구하고 通貨安定證券 流通收益率이 會社債 流通收益率에 비하여 상대적으로 낮은 수준을 유지하였다. 이와 같은 점을 고려할 때 1990년부터 1992년 중반까지 通貨安定證券 流通收益率이 會社債 流通收益率에 비하여 상대적으로 낮았던 이유가 金利의 滿期構造 때문인 것만은 아닌 것으로 판단할 수 있다.

相關係數 추정치가 通貨安定證券 流通收益率과 콜金利 사이의 相關係數 추정치에 비하여 약간 큰 것으로 나타나고 있다.

<表 Ⅲ-1> 主要 金利變動의 相關關係

		通貨安定證券 流通收益率	콜 金利	CD 收益率	CP 收益率
水準資料의 相關係數 推定值	會社債 流通收益率	0.9979	0.9865	0.9905	0.9970
	通貨安定證券 流通收益率		0.9839	0.9914	0.9958
	콜金利			0.9915	0.9932
	CD收益率				0.9995
變動資料의 相關係數 推定值	會社債 流通收益率	0.7377	0.2371	0.4646	0.7446
	通貨安定證券 流通收益率		0.2604	0.3655	0.5756
	콜金利			0.2998	0.6325
	CD收益率				0.9488

註: 會社債 및 通貨安定證券 收益率과 콜金利 상호간의 相關係數는 1987년 1월부터 1996년 8월까지의 資料를 사용하여 推定하였으며 이들 利子率과 CD收益率 사이의 相關係數는 1992년 1월부터 1996년 8월까지의 資料를 사용하여 推定하였음. CP收益率과 다른 利子率 사이의 相關係數는 1994년 6월부터 1996년 8월까지의 資料를 사용하여 推定하였음. 推定에 사용된 利子率 資料들은 月末 기준으로 조사된 것임.

CP收益率이 연속적으로 집계되기 시작한 1992년 1월 이후의 資料를 사용하여 추정한 결과 會社債 收益率과 CD收益率 수준자료 사이의 相關係數는 약 0.99인 것으로 추정되었으며 1994년 6월 이후의 資料를 사용하여 추정한 결과에서 會社債 流通收益率과 CP收益率 사이의 相關係數 추정치는 0.997로 1에 가깝게 나타났다.

<表 Ⅲ-1>의 아랫부분에는 각 利子率의 月間 변동치 사이의 相關係數를 추정한 결과가 정리되어 있다. 1987년 1월 이후 會社債 流通收益率과 通貨安定證券 流通收益率 變動 사이의 相關係數는 약 0.74로 상당히 높았던 것으로 추정되었다. 그러나 같은 기간 會社債 流通收益率과 콜金利 변동 사이의 相關係數는 약 0.24로 비교적 낮

게 추정되었다. 1992년 1월 이후의 會社債 流通收益率과 CD收益率 변동 사이의 相關係數는 약 0.46으로 추정되었으며, 1994년 6월 이후 CP收益率과 會社債 流通收益率 변동 사이의 相關係數는 약 0.75로 비교적 높게 추정되었다.

각 주요 金利의 變動推移를 비교한 결과와 金利의 水準 및 變動 상호간의 相關關係를 분석한 결과를 종합적으로 고려할 때 會社債 流通收益率이 資金市場의 短期的인 상황변동을 신속하게 반영하는 것으로 보기에 다소 문제가 있는 것으로 판단된다.

會社債 流通收益率의 時系列 資料를 분석의 대상으로 정할 경우 서로 다른 기간에 집계된 資料의 一貫性(consistency)을 점검해 볼 필요가 있다⁹⁾. 韓國銀行 『조사통계월보』에 수록된 月平均 會社債 流通收益率 資料는 1992년 9월을 전후하여 집계방법이 크게 바뀌었다. 그 이전에는 場內市場에서 呼價된 다양한 滿期의 會社債 價格을 기준으로 流通收益率을 산출하여 平均한 資料를 수록하였다¹⁰⁾. 이에 대하여 1993년 1월부터는 場外市場(O.T.C. market)에서 呼價된 3년 滿期 銀行保證 會社債의 價格을 기준으로 流通收益率을 산출하여 수록하고 있다. 따라서 『조사통계월보』에 수록된 會社債 流通收益率의 時系列 資料는 一貫성이 약한 것으로 평가할 수 있다.

韓國銀行은 내부적으로 새로운 방법에 따라 집계된 會社債 流通收益率 資料를 1987년 1월부터 보관하고 있으며¹¹⁾, 그 이전에는

9) 지금까지 많은 學者들이 會社債 流通收益率 資料를 중심으로 우리나라 金利의 決定要因이나 通貨政策과 利率과의 관계 및 金利의 변동이 經濟成長 등 巨視經濟에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 그러나 이들 分析에서 會社債 流通收益率 時系列 資料의 一貫性 문제에 대한言及이 없기 때문에 다음의 研究들이 아무런 문제가 없는 것으로 오해할 소지가 있다. 本 研究에서는 이와 같은 問題를 해소하기 위하여 韓國銀行이 집계하고 있는 會社債 流通收益率 시계열자료의 一貫性에 대하여 점검해 보고 그 결과를 報告書에 수록하기로 결정하였다.

10) 集計의 대상이 된 여러 가지 滿期의 會社債들에 대한 銀行保證의 여부는 확실치 않다.

자료가 없는 것으로 파악되었다. 한편 과거의 방식으로 집계된 會社債 流通收益率은 1975년 1월부터 1992년 9월까지의 자료를 보관하고 있다¹²⁾. 따라서 새로운 방법으로 집계하기 시작한 자료를 분석의 대상으로 정할 경우 標本의 數가 충분하지 못한 점이 문제가 된다. 이에 대하여 과거의 방법으로 집계된 자료를 대상으로 정할 경우 분석의 결과가 최근의 상황변동을 반영하지 못하는 문제가 발생할 수 있다¹³⁾.

이와 같은 점들을 고려하여 本 研究에서는 과거 방법으로 집계된 會社債 流通收益率 資料와 새로운 방법으로 집계된 자료를 연결하여 분석의 대상으로 하였다. 이와 같은 절충의 결과 一貫性的 결여로 인한 문제의 심각성을 점검해 보기 위하여 두 가지 방법으로 집계된 資料가 동시에 존재하는 1987년 1월부터 1992년 9월까지 자료의 相關關係를 분석한 결과는 <表 III-2>에 정리되어 있다.

이 表에서 水準資料의 相關係數 추정치들을 보면 과거 방식으로 집계된 月平均 會社債 流通收益率과 새로운 방법으로 집계된 月平均 및 月末 會社債 流通收益率 사이에 相關關係들이 거의 1에 가깝게 나타나고 있다. 이에 대하여 變動資料의 相關係數를 추정한 결과에서는 相關關係가 그다지 높지 않게 나타나고 있다. 특히 과거 방법으로 集計된 月平均 收益率의 변동과 새로운 방법으로 집계된

- 11) 이 자료는 月末 기준으로 집계된 것과 月平均 기준으로 집계된 것이 있는 것으로 파악되었다.
- 12) 韓國銀行이 내부적으로 보관하고 있는 1975년 1월부터 1992년 9월까지의 會社債 流通收益率 자료는 月平均 기준으로 집계한 것만 있다. 이 資料가 계속해서 같은 방법으로 집계된 것인지에 대하여서는 확인할 수 없었다.
- 13) 經濟政策이나 市場의 상황변동에 따라 利率을 결정하는 要因과 各 要因의 變動으로 인한 利率 變動효과的大小가 달라질 수 있기 때문에 利率의 決定要因은 기간에 따라 변동할 수 있다. 우리나라의 경우 최근 들어 金利를 自由化하고 金融에 대한 規制를 전반적으로 완화하고 있으며 국내 資本市場開放의 폭을 확대하는 추세에 있기 때문에 과거의 기간에 있어서 金利의 決定要因을 분석한 결과는 앞으로의 政策 立案 등에 큰 도움이 되지 못할 수도 있다.

월말 기준 收益率의 변동 사이의 相關係數는 약 0.4로 낮게 추정되었다.

<表 Ⅲ-2> 會社債 流通收益率 資料의 相關關係(1987. 1~1992. 9)

水 準 資 料			變 動 資 料		
	場外市場 3年 滿期 月平均資料	場外市場 3年 滿期 月末資料		場外市場 3年 滿期 月平均資料	場外市場 3年 滿期 月末資料
場內市場綜合 月平均資料	0.9998	0.9995	場內市場綜合 月平均資料	0.7463	0.4064
場外市場3年滿期 月平均資料		0.9997	場外市場3年滿期 月平均資料		0.6415

註：場內市場 綜合 月平均資料는 場內市場에서 呼價된 여러 다른 滿期의 會社債 價格을 基準으로 算出한 流通收益率의 月平均 資料를 지칭하며 場外市場 3年 滿期 月平均資料와 月末資料는 場外市場에서 呼價된 3年 滿期 銀行保證 會社債의 價格을 基準으로 算出한 流通收益率의 月平均資料와 月末資料를 각각 지칭함.

따라서 새로운 방법으로 집계된 會社債 流通收益率의 월말 자료와 과거 방법으로 집계된 會社債 流通收益率의 자료를 연결할 경우 一貫性 缺如(inconsistency)로 인하여 심각한 문제가 발생할 수 있을 것으로 판단된다. 이 점을 고려하여 本 研究에서는 새로운 방법으로 집계된 月平均 會社債 流通收益率과 과거의 방법으로 집계된 資料를 연결하여 사용하기로 결정하였다.

分析對象 期間의 선택과 관련하여, 초기에는 會社債 市場의 규모가 크지 않았기 때문에 會社債의 價格이 需給狀況의 변동을 반영하여 적절하게 결정되지 못한 경우가 발생하였을 가능성도 있다. 또한 여러 가지 規制로 인하여 市場金利가 歪曲되었을 수도 있다. 이와 같은 점들을 감안하여 本 研究에서는 1980년 이후의 資料만을 대상으로 實證分析을 하기로 결정하였다.

<表 III-3>에는 다음의 實證分析에서 사용된 資料의 明細 및 出處가 정리되어 있다. 이 表에서 보는 바와 같이 利率率 資料와 物價, 換率, 通貨量, 債券殘額 및 어음不渡率 등의 자료는 月別로 집계된다. 이에 대하여 所得, 投資, 貯蓄 등 國民計定 資料와 不動產 價格 資料는 分期別로만 집계되고 있다. 따라서 本 研究에서는 分 期間 資料를 대상으로 분석하겠다.

實證分析에 필요한 資料 중 일부는 다른 研究에서 추정한 결과를 사용한 경우도 있다. 潛在GNP와 GNP갭率을 추정하기 위해서는 많은 資料를 필요로 하고 여러 가지 복잡한 과정을 거쳐야 하기 때문에 本 研究에서는 韓國銀行 金融經濟研究所의 張東俱 博士가 추정한 결과를 資料로 사용하였다¹⁴⁾.

全國土地價格 資料는 建設交通部(과거 建設部)가 地價動向에서 발표하고 있는 地價指數를 기준으로 하였다. 그런데 이 資料는 1987년 이후에는 分期別로 발표되고 있으나 그 이전에는 年度別 혹은 半期別로 발표되었기 때문에 分期別 時系列 資料 중 누락된 관측들이 있다. 이들 漏落된 관측에는 許世霖 博士가 여러 가지 計量經濟技法을 동원하여 추정한 값들을 사용하였다¹⁵⁾.

2. 期待인플레이션率 및 期待換率變動率 推定

利率率 결정에 관한 基本模型인 第II章의 식 (II-8)에서 期待인플레이션率과 期待換率變動率 등 두 期待變數가 金利에 영향을 미

14) 張東俱(1996) 참조. 張東俱 博士는 生産函數 接近法과 隱匿因子模型 등 두 가지 방법으로 潛在GNP를 추정하였다. 本 研究에서는 이들 推定值의 平均을 資料로 사용하였다.

15) 漏落된 土地價格資料의 추정에 대해서는 許世霖(1992) 참조. 許世霖 博士는 누락된 관측들을 誤差修正模型과 水準資料 및 差分資料에 대한 回歸分析 등 세 가지 방법으로 추정하였다. 本 研究에서는 이들 세 가지 방법으로 추정한 資料의 平均을 사용하였다.

<表 III-3> 實證分析에 使用된 資料의 明細

	項 目	觀 測 週 期	資 料 의 出 處
利率率 資料	會社債 流通收益率	月末, 月平均(87.1~)	韓國銀行內部資料
	場外市場(3年 滿期)	月平均(75.12~92.9)	韓國銀行內部資料
	場內市場 平均	月平均(75.12~92.9)	韓國銀行內部資料
	通貨安定證券流通收益率(1年 滿期)	月末, 月平均(87.1~)	韓國銀行內部資料
	콜金利(銀行間)	月末, 月平均(87.1~)	韓國銀行內部資料
	CD收益率(91滿期)	月末, 月平均(87.1~)	韓國銀行內部資料
	CP收益率(3個月 滿期)	月末, 月平均(87.1~)	韓國銀行內部資料
	유리달리 金利(3個月 滿期)	分期間 平均	IMF, IFS tape
物價資料	生産者物價指數(1990=100)	月間, 分期間	韓國銀行 데이터베이스
	消費者物價指數(1990=100)	月間, 分期間	韓國銀行 데이터베이스
換率資料	원/달러 名目換率	月, 分期 末 및 平均	IMF, IFS tape
所得投資 및 貯蓄資料	名目 GNP, GDP	分期間	韓國銀行 데이터베이스
	實質 GNP, GDP(1990價格)	分期間	韓國銀行 데이터베이스
	總固定資本形成	分期間	韓國銀行 데이터베이스
	設備投資	分期間	韓國銀行 데이터베이스
	建設投資	分期間	韓國銀行 데이터베이스
	可處分所得(名目, 實質)	分期間	韓國銀行 데이터베이스
	總消費支出(名目, 實質)	分期間	韓國銀行 데이터베이스
	潛在GNP GNP갭率	分期間 分期間	張東倪(1996) 張東倪(1996)
通貨量 資料	本源通貨 殘額	月, 分期 末 및 平均	韓國銀行 데이터베이스
	總通貨 殘額	月, 分期 末 및 平均	韓國銀行 데이터베이스
債券發行 殘額	會社債 發行殘額	月 및 分期 末	韓國銀行 데이터베이스
	通貨安定證券 發行殘額	月 및 分期 末	韓國銀行 데이터베이스
	國債發行 殘額	月 및 分期 末	韓國銀行 데이터베이스
	公債發行 殘額	月 및 分期 末	韓國銀行 데이터베이스
어음 不渡率	全國, 서울 어음 不渡率	月間	韓國銀行 데이터베이스
不動產價格指數	全國地價指數	分期	許世霖(1992), 建設交通部

치는 것을 알 수 있다. 따라서 利率을 결정하는 要因을 實證적으로 분석하기 위해서는 먼저 이들 期待變數가 어떻게 形成되는지에 대하여 고찰해 보고, 각 기간의 期待值들을 추정하여 利率의 決定要因을 분석함에 있어서 利率의 變動을 설명하는 資料로 사용하여야 할 것이다¹⁶⁾.

期待인플레이션率을 추정하기 위해서는 먼저 두 가지를 결정하여야 한다. 첫째, 어떤 物價의 上昇率을 기준으로 할 것이냐에 대한 결정이다. 일반적으로 널리 쓰이는 物價에는 生産者物價와 GDP 디플레이터, 消費者物價 등 여러 가지가 있다. 이 중 어떤 物價의 期待上昇率이 변동함에 따라 利率이 변동하는 것으로 볼 것이냐에 대하여 판단을 내려야 할 것이다. 利率을 未來의 消費를 늘리기 위하여 현재의 消費를 줄이는 데 대한 對價로 해석할 경우 利率에 가장 직접적으로 영향을 미치는 消費者物價의 변동을 선택해야 할 것이다. 이와 같은 점을 고려하여 本研究에서는 消費者物價 上昇率을 기준으로 期待인플레이션率을 推定하기로 결정하였다.

둘째, 어떤 變數들을 物價에 영향을 미치는 요인으로 볼 것이냐에 대한 선택의 문제이다. 일반적으로 通貨數量說에 입각하여 物價水準에 영향을 미치는 주요 經濟變數로 通貨量, 所得水準, 通貨의 流通速度 등을 들곤 한다. 그런데 實證分析의 결과를 檢討해 보면 우리나라의 경우 이들 要因의 변동으로 인한 消費者物價의 變動效

16) 回歸分析을 함에 있어서 어떤 變數의 未來值에 대한 期待(expectation)가 說明變數로 사용 될 경우 두 가지 接近方法이 있다. 첫번째는 해당 變數를 설명하는 模型을 정하고 回歸分析 등을 통하여 실제로 期待值를 추정하여 說明變數로 사용하는 방법이다. 두번째는 해당 變數의 실제 실현 값을 說明變數로 사용하는 방법이다. 期待가 合理的(rational)으로 형성되는 것으로 가정하면 한 時點에서 어떤 變數의 미래치에 대한 期待는 그 時點에서 가능한 모든 情報(information)을 반영하게 된다. 이때 기간이 經過하여 실제로 實現되는 값은 過去의 期待值에 誤差를 더한 값이 되며 실현된 誤差는 期待가 形成되었던 시점에는 전혀 예측할 수 없었던 白色騒音(white noise)이므로 실현된 값을 기대값의 偏倚되지 않은(unbiased) 代理變數로 사용할 수 있다.

果가 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 예를 들면 咸貞鎬·崔雲圭(1991)의 연구결과에서 通貨數量說에 입각한 關係變數들의 변동이 消費者物價의 변동을 설명하는 부분보다 自己回歸模型에 입각한 과거의 消費者物價 변동이 미래의 消費者物價의 변동을 說明하는 부분이 오히려 큰 것으로 나타났다¹⁷⁾.

筆者의 다른 研究에서는 輸入物價 및 生産者物價의 變動이 消費者物價에 미치는 波及效果가 상당히 큰 것으로 나타났다¹⁸⁾. 게다가 이들 다른 物價의 變動率을 通貨量의 變動率과 平均失業率 등과 함께 消費者物價 變動率을 설명하는 변수로 사용할 경우 消費者物價 變動率의 自己回歸的인 時差關係가 거의 사라지는 것으로 파악되었다. 이와 같은 기존의 연구결과를 고려하여 本 研究에서는 消費者物價 上昇率에 대한 기대치를 추정하기 위하여 다음의 回歸方程式을 사용하였다¹⁹⁾.

17) 咸貞鎬·崔雲圭(1991), p. 21, <표 2> 참조. 이들의 研究에서 過去の 消費者物價 變動率의 시차관계로 인하여 說明되는 부분이 크게 나타나는 이유는 前年 同期 대비 分期間 變動率(自然對數 差分) 資料를 사용하였기 때문일 수도 있다. 前年 同期 대비 變動率을 산출할 경우 바로 인접한 전후의 變動率을 算出하는 기간에 3개 分期가 겹치게 된다. 즉, t分期의 어떤 變數 x의 前年 同期 대비 變動을 Δx_t 로 표시할 경우 $\Delta x_t = x_t - x_{t-4}$ 이다. 한편 $\Delta x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-5}$ 이다. 이때 t分期와 직전 分期인 t-1分期 사이의 變動을 ζ_t 로 나타낼 경우 $\Delta x_t = \zeta_t + \zeta_{t-1} + \zeta_{t-2} + \zeta_{t-3}$, $\Delta x_{t-1} = \zeta_{t-1} + \zeta_{t-2} + \zeta_{t-3} + \zeta_{t-4}$ 로 표시할 수 있다. 여기서 時系列 { ζ_t }이 白色雜音일 경우에도 Δx_t 와 Δx_{t-1} 에 ζ_{t-1} , ζ_{t-2} , ζ_{t-3} 이 동시에 포함되어 있기 때문에 { Δx_t }의 時系列은 正(+)의 相關關係를 가질 수 있다. 이때 { Δx_t } 時系列의 1차 相關係數는 理論的으로 0.75이다.

18) 金宗萬(1994), p. 103, <表 IV-3>, p. 220, <附表 B-3> 및 金宗萬(1996b), p. 81 참조.

19) 消費者物價의 變動要因을 분석하기 위한 回歸方程式 (III-1)의 構造的인 타당성에 대하여 의문이 제기될 수 있다. 즉, 通貨量이나 所得, 景氣變動 등 전반적으로 物價에 영향을 미치는 요소들의 변동으로 인하여 生産者物價와 消費者物價가 동시에 변동할 경우 生産者物價의 변동이 消費者物價 변동의 요인으로 보는 식 (III-1)은 적절하지 못하다는 비판이 있을 수 있다. 本 研究의 目的은 未來의 인플레이션에 대한 期待가 利子率에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 따라서 이러한 構造的인

$$dcp_t = \alpha + \beta dm2_{t-2} + \sum_{i=1}^3 \gamma_i dpp_{t-i} + \delta dmp_{t-1} + \zeta aun_t + \theta d_2 + \xi d_3 + \psi d_4 + \varepsilon_t \dots\dots\dots (III-1)$$

여기서 dcp_t , dpp_t , dmp_t 는 각각 t 分期 消費者物價指數, 生産者物價指數 및 輸入品 國內價格(원貨表示)指數 自然對數의 變動(1次 差分), $dm2_t$ 는 t 分期 總通貨 變動率(自然對數의 1次 差分), aun_t 는 과거 11分期 平均失業率을 각각 표시하며 d_2 , d_3 및 d_4 는 각각 2/4分期, 3/4分期 및 4/4分期를 표시하는 더미變數이다.

1980년 1/4分期부터 1996년 2/4分期까지의 분기간 자료를 사용하여 消費者物價 變動率(消費者物價指數 自然對數의 1次 差分)을 설명하는 回歸方程式 (III-1)을 추정 한 결과는 다음과 같다²⁰⁾.

$$dcp_t = 0.019(3.544) + 0.106(1.406)dm2_{t-2} + 0.068(0.766)dpp_{t-1} + 0.167(2.723)dpp_{t-2} + 0.234(4.300)dpp_{t-3} + 0.080(1.887)dmp_{t-1} - 0.320(2.535)aun_t + 0.002(0.622)d_2 - 0.005(1.706)d_3 - 0.009(2.868)d_4 \dots\dots\dots (III-1)'$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.799/0.762, D.W = 2.051, Q(24) = 21.788(p.v. = 0.562), \rho = 0.094(0.643)$$

여기서 () 안의 숫자는 추정된 係數의 t 統計(절대값)를 표시하

문제를 떠나서 미래의 인플레이션을 어떻게 효과적으로 예측할 수 있는지가 주요점이 될 것이다. 실제로 商品의 生産 및 流通構造를 고려할 때 식 (III-1)의 妥當성이 전혀 없는 것은 아니다. 生産者物價가 상승할 경우 商品의 生産原價가 상승하기 때문에 어느 정도의 時差를 가지고 消費者物價도 상승하게 될 것이다. 이와 같은 時差關係는 生産 및 流通構造가 급격하게 변하지 않는 한 상당히 안정적으로 존재하게 될 것이다.

20) 誤差項의 自己相關關係를 수정하기 위하여 Cochrane-Orcutt技法을 적용하였으며 說明變數 및 被說明變數의 季節調整은 하지 않았다.

며 R^2/\bar{R}^2 는 전체적인 推定의 適合度(自由度 調整後 適合度)를 표시하는 統計, D. W.는 Durbin-Watson, Q(p.v.)는 Box-Jung統計(p 값), ρ 는 誤差項의 1次 自己相關係數 추정치를 각각 표시한다.

식 (Ⅲ-1)'의 추정결과에서 과거 3分期부터 1分期까지의 生産者物價 변동과 直前分期의 輸入物價 변동이 消費者物價의 變動에 미치는 영향이 상당히 큰 것으로 나타나고 있다. 生産者物價가 1% 상승할 경우 消費者物價는 直後分期부터 3個 分期에 걸쳐서 약 0.47% 상승하는 관계에 있으며, 輸入物價가 1% 상승할 경우 消費者物價는 直後分期에 약 0.08% 상승하는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 2분기 전의 總通貨 供給의 變動도 상당히 큰 것으로 추정되었다. 總通貨(M_2)가 1% 증가할 경우 消費者物價에 미치는 직접적인 上昇效果는 2分期 후에 약 0.11%인 것으로 추정되었다²¹⁾.

같은 추정의 결과에서 과거 3년간의 平均失業率이 1% 포인트 상승하였을 경우 消費者物價는 약 0.32% 포인트 下落하는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 관계는 消費者들의 心理 및 景氣의 變動이 物價에 미치는 영향으로 해석할 수 있다. 즉 景氣沈滯로 인하여 失業率이 상승할 경우 未來所得에 대한 불안감으로 消費支出을 縮小하게 되고 그 결과 전체적인 需要가 감소하기 때문에 物價가 하락하게 되는 것으로 이해할 수 있다.

식 (Ⅲ-1)'에서 각 變數의 영향을 표시하는 係數 推定値의 符號는 일반적으로 인식되고 있는 바와 같은 것으로 나타났으며, 각 係數의 t統計를 基準으로 統計的 有意性이 상당히 높은 것으로 판단할 수 있다.

이 추정의 결과에서 한 가지 유의할 점은 과거의 消費者物價 上昇率을 說明變數로 추가하지 않았음에도 불구하고 自由度 調整後

21) 總通貨 증가율이 消費者物價에 미치는 영향은 生産者物價의 변동을 통한 간접적인 영향도 있다.

適合度($\overline{R^2}$)가 약 0.76으로 상당히 높은 점이다²²⁾. 또한 誤差項 사이의 1次 自己相關係數 推定值(ρ)가 작게 나타난 점을 감안할 때 消費者物價 변동률 사이의 自己相關關係가 다른 변수들의 변동에 의하여 거의 설명되는 것으로 해석할 수 있다. 게다가 說明變數로 사용된 變數들이 모두 과거의 資料이거나 기간을 나타내는 虛變數이기 때문에 미래 消費者物價 上昇率의 예측치를 구하기 위하여 說明變數의 값을 예측하지 않아도 된다²³⁾. 이와 같은 여러 가지 바람직한 점들을 감안하여 本 研究에서는 식 (III-1)'에서 추정한 결과를 사용하여 미래 消費者物價 上昇率의 期待值들을 추정하기로 결정하였다.

다음으로 미래의 換率變動에 대한 期待值들을 추정하는 방법에 대하여 고찰해 보기로 하자. 미래의 換率變動은 사전에 예측하기가 매우 어렵기 때문에 實證分析에 있어서는 실제 換率變動 資料를 豫測值 대신 사용하는 경우가 많다. 咸貞鎬·崔雲圭(1991)와 張洪範(1996)의 研究에서도 이 방법을 택하였다. 그런데 換率의 변동을 주의깊게 관찰하면 가까운 未來의 움직임을 어느 정도 豫測할 수 있는 경우도 있다.

換率豫測에 있어서 실제로 外換市場에 참여하는 사람들이 주로 이용하는 技術的인 超短期 豫測技法을 論外로 할 때 構造的인 模型을 이용하는 技法과 時系列模型을 이용하는 技法이 있다²⁴⁾.

22) 張洪範(1996)의 推定結果에서는 과거의 消費者物價 變動率 資料를 說明變數로 추가하였음에도 불구하고 自由度 調整後 R^2 가 0.25 내지 0.58로 나타났다.

23) 回歸分析의 결과를 이용하여 被說明變數의 기대치를 산출함에 있어서 說明變數들의 資料가 被說明變數의 자료와 時期的으로 같거나 앞서는 경우 說明變數들의 期待值를 먼저 예측해야 하는 문제가 발생하게 된다.

24) 차트(chart)分析 등 技術的(technical)인 방법을 통한 극히 短期的인 換率豫測의 결과는 外換딜러 등이 실제로 外換을 거래함에 있어서 參考資料로 이용할 수 있을 것이다. 그러나 이와 같은 방법은 月間, 分期間

構造的인 模型을 이용하여 미래의 換率 變動을 예측하는 방법은 먼저 換率을 결정하는 要因들의 변동이 換率에 미치는 影響을 분석하고 그 결과를 이용하여 예상되는 要因들의 變動으로 인한 換率變動을 豫測하는 방법이다. 이때 換率을 결정하는 요인들의 변동으로 인한 換率變動의 효과는 대부분 과거의 資料를 사용하여 분석하게 된다. 그런데 각 要因들의 變動이 換率에 미치는 영향은 時間과 狀況에 따라 달라질 수 있기 때문에 과거의 資料들 사이에 존재하였던 관계를 이용하여 미래의 換率變動을 예측하는 데에는 한계가 있다.

理論적으로 換率을 결정하는 요소들을 크게 두 가지로 분류할 수 있다²⁵⁾. 해당국들의 通貨量, 所得 및 物價 등의 상대적인 변동은 각 통화의 상대적인 購買力에 영향을 미치기 때문에 換率의 長期的인 均衡水準을 결정하는 요소들로 지목되고 있다. 이에 대하여 해당국의 利率과 經常收支 및 資本收支 등 國際收支의 상대적인 변동은

과 같은 보다 長期的인 換率의 움직임을 豫測하는 데에는 큰 도움이 되지 못하는 것으로 알려지고 있다.

- 25) 換率決定과 관련된 여러 가지 理論들 중 가장 널리 알려진 것은 通貨論的 接近法(monetary approach)과 포트폴리오殘額接近法(portfolio balance approach)이 있다. 通貨論的 接近法은 상이한 두 通貨間 交換比率인 換率은 기본적으로 각 通貨의 購買力(purchasing power)의 크기에 따라 결정되는 것으로 이해하고 長期的으로 物價의 상대적인 변동에 따라 換率이 변동하는 것으로 설명하고 있다. 따라서 이 理論에서는 物價變動의 요인이 되는 通貨供給이나 所得의 變動은 換率에 영향을 미치는 것으로 파악하고 있다. 이에 대하여 포트폴리오殘額接近法에서는 外換을 投資의 대상이 되는 資產(asset)으로 파악한다. 이 理論에서는 國內資產(國內債券)과 國外資產인 外換(外國債券)에 대한 投資에서 기대되는 收益의 상대적인 변동에 따라 투자자들이 投資項目을 조정하기 때문에 外換에 대한 需要가 변동하고 따라서 換率이 변동하는 것으로 설명하고 있다. 이들 理論이 주장하는 바가 반드시 서로 대립되는 것은 아니며 오히려 相互 補充的인 측면이 있는 것으로 판단된다. 즉 通貨論的 接近法은 長期的인 관점에서 換率의 決定要因을 설명하고 있음에 대하여 포트폴리오殘額接近法은 보다 短期的인 관점에서 外換市場 需給狀況의 변동에 따른 換率의 變動을 설명하는 것으로 이해할 수 있다. 通貨論的 接近法과 포트폴리오殘額接近法에 대하여 각각 Mussa(1983), Branson(1983) 참조.

短期的으로 外換市場의 需給에 영향을 미치기 때문에 市場均衡換率을 결정하는 요소들이므로 지목되고 있다.

先進國들이 變動換率制度로 이행한 후 엔/달러, 마르크/달러 등 주요 通貨間 換率變動의 요인을 분석한 결과에서 비교적 短期的인 換率變動은 利子率과 國際收支 등 外換市場 수급을 결정하는 요소들의 영향을 크게 받는 것으로 나타났다. 그러나 通貨量 및 所得水準의 상대적인 변동도 長期的으로 換率에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 파악되고 있다²⁶⁾.

그런데 換率의 決定에 있어서 管理當局의 입김이 크게 작용하거나 資本流出入에 대하여 규제를 가하는 등 外換의 需給을 원천적으로 管理하는 경우에는 換率變動의 요인이 換率의 자유로운 變動과 資本의 자유로운 移動을 허용하는 先進國 通貨間 換率의 경우와 크게 다른 것으로 분석되었다. 우리나라가 複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택하였던 기간동안 利子率이나 經常收支 및 資本收支 등 外換需給에 영향을 미치는 要素들의 변동으로 인한 원/달러 換率의 變動效果는 크지 않았던 것으로 분석되었다²⁷⁾. 이에 대하여 實質 GDP 및 生産者物價의 變動으로 인한 원/달러 換率의 變動效果는 상당히 컸던 것으로 파악되었다.

實證分析의 결과 우리나라가 市場平均換率制度로 이행한 이후 각 요소들의 變動으로 인한 원/달러 換率의 變動效果가 그 이전과 비교하여 크게 달라진 것으로 파악되었다²⁸⁾. 이는 換率의 決定에 있어서 外換市場 需給狀況의 변동이 어느 정도 반영되도록 허용됨에 따라 經常收支나 資本收支의 변동으로 인한 원/달러 換率의 變動效果

26) 金宗萬(1991, 1995) 참조.

27) 金宗萬(1995), p. 140, <表 V-1> 및 p. 149, <表 V-3> 참조. 臺灣이 中心換率制度를 채택한 기간동안 NT달러/美달러 換率의 변동요인도 先進國 通貨間 換率의 경우와 상당히 달랐던 것으로 分析되었다(上揭書, p. 72, <表 III-5> 참조).

28) 上揭書, p. 154, <表 V-4> 및 p. 160, <表 V-5> 참조.

가 이전에 비하여 커진 때문인 것으로 해석할 수 있다. 그러나 資本流出入에 대하여서는 계속 規制하였기 때문에 利率의 변동으로 인한 換率變動의 효과는 크지 않았던 것으로 파악되었다.

1980년 이후 원/달러 換率變動의 또 한 가지 特徵은 換率變動率의 時系列資料에 매우 높은 自己相關關係가 존재하였다는 점이다. 實證分析의 결과 우리나라가 複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택하였던 기간동안 月間 원/달러 換率 變動率의 1次 自己回歸係數는 약 0.64였던 것으로 추정되었다. 또한 市場平均換率制度로 이행 후에도 月間 원/달러 換率 變動率의 1次 自己回歸係數는 약 0.41로 상당히 높게 추정되었다²⁹⁾.

이어지는 前·後 기간에 있어서의 換率 變動率 사이에 높은 相關關係가 존재하게 된 이유는 換率을 조정할 요인이 발생할 경우 이를 일시에 대폭 변동하여 조정되도록 허용하지 않고 점진적으로 조정되도록 誘導하였기 때문인 것으로 판단된다. 예를 들면 원/달러 換率이 5% 下落할 요인이 발생한 경우 한 달에 1%씩 점진적으로 下落하여 5개월 후에 5% 下落하도록 誘導하면 前·後의 기간에 있어서 換率 變動率 사이에 正(+)의 自己相關關係가 존재하게 된다. 이와 같이 換率이 점진적으로 조정되도록 유도한 이유는 급격한 換率變動이 輸出에 미치는 惡影響을 방지하기 위함이었다는 것으로 판단된다³⁰⁾.

既存의 研究에서 밝혀진 이와 같은 사실들을 감안할 때 우리나라가 複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택한 기간과 市場平均換率制

29) 金宗萬(1996b), p. 153, <表 IV-17> 참조. 현재 우리나라의 市場平均換率制度에서와 유사한 방법으로 換率을 管理하였던 臺灣의 中心換率制度下에서 NT달러/美달러 換率 變動率의 時系列에도 상당히 높은 自己相關關係가 존재하였던 것으로 분석되었다. 이에 대하여 換率의 자유로운 變動을 허용하는 先進國 通貨間 換率의 경우 變動率의 時系列에 自己相關關係가 매우 약한 것으로 파악되었다.

30) 換率이 일시에 大幅 變動하는 경우와 점진적으로 변동하는 경우 輸出에 미치는 影響의 차이에 대하여 金宗萬(1993, 1994) 참조.

도로 이행한 이후의 기간에 있어서 원/달러 환율의變動要因이 크게 달라진 것으로 판단된다. 따라서 本 研究에서는 市場平均換率制度로 이행하기 前·後의 기간에 있어서 원/달러 환율에 대한 期待值들을 각기 다른 방법으로 추정하기로 결정하였다.

먼저 複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택하였던 기간동안에는 다음 回歸方程式 (III-2)를 이용하여 원/달러 환율의 期待值를 산출하였다.

$$dwd_t = \alpha_0 + \alpha_1 dwd_{t-1} + \alpha_2 dy_{t-1} + \alpha_3 dpp_{t-1} + \alpha_4 dpp_{t-2} + \alpha_5 cb_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{..... (III-2)}$$

여기서 dwd_t , dy_t 및 dpp_t 는 각각 t 期 중 원/달러 환율(分期間 平均), 實質GDP 및 生産者物價의 變動率(自然對數의 1次 差分)을 표시하며, cb_t 는 t 期 중 經常收支(單位: 10億달러)를 표시한다. ε_t 는 回歸分析의 통상적인 誤差項을 나타낸다.

複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택하였던 1980년 2/4分期부터 1990년 1/4分期까지의 資料를 사용하여 回歸方程式 (III-2)를 推定한 결과는 (III-2)' 와 같다.

$$\begin{aligned} dwd_t = & 0.0033(1.3315) + 0.5510(3.6874)dwd_{t-1} - \\ & 0.0047(0.5132)dy_{t-1} - 0.5483(3.2743)dpp_{t-1} + \\ & 0.4376(3.5691)dpp_{t-2} - 0.0042(1.9944)cb_{t-1} \cdots \text{(III-2)'} \\ R^2/\bar{R}^2 = & 0.7893/0.7574, \text{ D.W.} = 1.7414, \\ Q(18) = & 17.5314(\text{p.v} = 0.4991) \end{aligned}$$

이 추정의 결과에서 複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택한 기간동안 원/달러 환율이 直前分期에 평균 1% 상승하였으면 이어지는 直後分期에는 약 0.55% 상승한 것으로 나타나고 있다³¹⁾. 이는 환율이 비교적 長期間에 걸쳐서 같은 방향으로 調整되었기 때문이

며, 이와 같은 상황이 계속될 경우 外換市場의 일반 참여자들도 換率 變動率 사이의 前後關係를 이용하여 가까운 미래의 換率變動을 어느 정도 예측할 수 있다.

같은 推定의 결과에서 直前分期 우리나라 實質GDP 增加率의 변동이 원/달러 換率에 미친 영향은 크지 않았던 것으로 나타났다. 그러나 우리나라 生産者物價 상승률의 變動은 원/달러 換率에 큰 영향을 미쳤던 것으로 추정되었다. 生産者物價가 直前分期에 1% 상승하였을 경우 원/달러 平均 換率은 이어지는 直後分期에 약 0.55% 下落(원貨 價値 上昇)한 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 生産者物價가 2分期 前에 1% 상승하였을 경우에는 원/달러 平均 換率이 약 0.44% 上昇(원貨 價値 下落)하는 관계에 있었던 것으로 추정되었다.

원/달러 換率과 生産者物價의 변동 사이에 이와 같은 관계가 형성된 이유는 管理當局이 換率을 조정함에 있어서 國內物價의 변동을 고려하였기 때문인 것으로 판단된다. 實證分析의 결과 원/달러 換率이 상승할 경우 輸入品의 원貨表示 國內價格이 상승하는 것으로 파악되었다³¹⁾. 이때 生産者物價가 上昇趨勢에 있을 경우 管理當局은 원/달러 換率을 下向調整함으로써 國內物價를 안정시키는 효과를 기대할 수 있다. 식 (Ⅲ-2)'의 추정결과에서 直前分期 生産者物價의 변동과 이어지는 分期의 원/달러 換率 變動 사이의 관계

31) 分期間 平均 원/달러 換率의 變動率 자료를 사용하여 1次 自己回歸模型을 추정한 결과는 다음과 같다.

$$dwd_t = 0.0006(0.2452) + 0.7829(8.0694)dwd_{t-1}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.6377/0.6279, D.W. = 2.1601, Q(18) = 9.2530(p.v. = 0.9536)$$

이 추정의 결과에서는 원/달러 平均 換率이 直前分期에 1% 상승하였으면 이어지는 直後分期에는 약 0.78% 상승하는 관계에 있었던 것으로 나타나고 있다.

32) 원/달러 換率이 1% 상승할 경우 國內 生産者物價는 같은 分期와 直後 1分期에 걸쳐서 약 0.41% 상승하는 관계에 있는 것으로 분석되었다. 金宗萬(1996b), p. 78, 식 (Ⅲ-3)'의 추정 결과 참조.

는 이와 같은 換率調整의 결과 형성된 것으로 해석할 수 있다.

한편, 國內 生産者物價가 상승할 경우 生産에 投入되는 材料費의 상승으로 인하여 輸出品의 製造原價가 상승하기 때문에 輸出價格이 상승하게 된다³³⁾. 이때 生産者物價의 상승으로 인하여 輸出의 價格 競爭力이 弱化되는 것을 방지하기 위한 目的으로 원/달러 換率을 上向調整할 수 있다. 식 (III-2)'의 추정결과에서 2分期 前의 生産者物價 변동과 원/달러 換率의 변동 사이에 正(+)'의 相關關係는 이와 같은 換率調整으로 인하여 형성된 것으로 해석할 수 있다.

같은 추정의 결과에서 우리나라 직전분기의 經常收支가 10億달러 개선된 경우 이어지는 직후분기에 원/달러 換率은 약 0.004% 하락한 것으로 나타나고 있다. 管理當局이 換率을 調整함에 있어서 經常收支의 변동을 고려할 경우 이와 같은 관계가 성립할 수 있다. 즉 經常收支가 개선될 경우 원/달러 換率을 下向(원貨 가치 上向)調整하고 반대로 經常收支가 惡化된 경우에는 원/달러 換率을 上向(원貨 價値를 下向)調整하였기 때문에 經常收支의 黑字(赤字)규모가 增加(減少)하여 원/달러 換率이 下落(上昇)하게 된 것으로 해석할 수 있다³⁴⁾.

한편 市場平均換率制度로 이행한 이후의 期間에는 원/달러 換率 變動率의 期待値를 산출하기 위하여 다음의 回歸方程式 (III-3)을

33) 국내 生産者物價가 1% 상승할 경우 달러貨로 표시된 우리나라의 輸出價格은 같은 分期에 약 0.12% 상승하는 관계에 있는 것으로 분석되었다. 金宗萬(1996b), p. 74, 식 (III-1)'의 추정결과 참조.

34) 複數通貨 마스켓페그 換率制度를 채택한 기간동안 管理當局이 적정한 수준에서 換率을 결정하였음을 감안할 때 식 (III-2)'에서 추정된 經常收支와 원/달러 換率 變動 사이의 관계를 經常收支가 변동함에 따라 外換需給이 변동하기 때문에 換率이 변동하게 된 것으로 보기는 어렵다. 直前分期의 經常收支 자료 대신 같은 分期의 經常收支 자료를 說明變數로 사용하여 추정한 결과에서는 經常收支가 10億달러 개선된 경우 원/달러 換率이 약 0.006%(t 統計의 절대값 약 3.48) 下落한 것으로 나타났으며 自由度 調整後 R²는 약 0.8로 전체적인 추정의 適合度가 상당히 改善되는 것으로 파악되었다.

이용하였다.

$$dwd_t = \beta_0 + \beta_1 dwd_{t-1} + \beta_2 dpp_{t-1} + \beta_3 cb_{t-1} + \beta_4 ca_{t-1} + \omega_t \cdots \text{(III-3)}$$

여기서 다른 變數의 경우 식 (III-2)에서와 같고 ca_t 는 t 기 중 資本收支(단위: 10億달러)를, ω_t 는 通常的인 誤差項을 각각 나타낸다.

1990년 2/4分期부터 1996년 2/4分期까지의 資料를 사용하여 回歸方程式 (III-3)을 推定한 結果는 식 (III-3)'에 정리되어 있다.

$$\begin{aligned} dwd_t = & 0.0072(1.2852) + 0.4520(2.5011)dwd_{t-1} - \\ & 0.5875(1.9571)dpp_{t-1} - 0.0018(1.0731)cb_{t-1} - \\ & 0.0011(0.5547)ca_{t-1} \cdots \cdots \cdots \text{(III-3)'} \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.4219/0.3063, D.W. = 2.2837,$$

$$Q(12) = 11.5402(p.v. = 0.4833)$$

이 推定의 結果에서도 分期間 平均 원/달러 換率變動率 사이에 상당히 높은 自己相關關係가 존재하였던 것으로 나타나고 있다³⁵⁾. 따라서 市場平均換率制度로 이행된 후에도 원/달러 換率在 점진적으로 조정된 것으로 해석할 수 있다.

같은 推定의 結果에서 直進分기의 生産者物價 변동과 이어지는 直後分기의 원/달러 換率의 변동 사이에 상당히 높은 負(-)의 相關關係가 있었던 것으로 나타나고 있다. 이는 換率變動으로 인한 國內物價의 變動效果를 고려하여 管理當局이 원/달러 換率을 조정함에 있어서 최근의 生産者物價의 변동을 감안하였기 때문인 것으로

35) 市場平均換率制度로 이행한 후의 기간에 있어서 分期間 平均 원/달러 換率의 變動率 資料를 사용하여 自己回歸模型을 推定한 結果 1次 自己回歸係數(AR1)의 推定치는 약 0.53(t 統計의 절대값 약 3.06)인 것으로 파악되었다.

로 판단된다³⁶⁾.

市場平均換率制度로 이행된 후 직전분기의 經常收支와 資本收支의 黑字規模가 각각 10億달러 개선된 경우 이어지는 직후분기에 원/달러 換率은 각각 약 0.002%, 0.001% 下落한 것으로 나타나고 있다³⁷⁾.

식 (Ⅲ-2)의 추정에서 直前分기의 經常收支 資料 대신 같은 분기의 資料를 說明變數로 사용할 경우 전체적인 추정의 適合度를 나타내는 自由度 調整後 R^2 가 다소 상승하는 것으로 확인되었다. 또

-
- 36) 市場平均換率制度로 이행된 이후의 資料를 사용한 回歸分析에서 2分期前의 生産者物價 변동이 원/달러 換率에 미친 영향은 크지 않았던 것으로 파악되었다.
- 37) 같은 分期의 經常收支 資料를 說明變數로 추가하고 직전분기의 資本收支 資料 대신 같은 分期의 資料를 說明變數로 사용하여 추정한 결과에서는 經常收支가 10億달러 개선된 경우 원/달러 換率은 같은 分期와 直後分期에 걸쳐서 약 0.003% 下落한 것으로 나타났으며, 資本收支黑字가 10億달러 개선된 경우에는 원/달러 換率在 같은 分期에 약 0.002% 下落한 관계에 있었던 것으로 파악되었다. 한편, 같은 分期와 직전분기의 資本收支 資料를 동시에 說明變數로 사용하여 추정한 결과에서는 직전분기 資本收支의 변동으로 인한 원/달러 換率의 變動效果는 크지 않았던 것으로 파악되었다. 筆者의 다른 研究에서도 市場平均換率制度로 이행한 후 우리나라 資本收支의 變動으로 인한 원/달러 換率의 變動效果가 經常收支 변동의 효과에 비하여 상대적으로 컸던 것으로 나타났다(金宗萬(1995), p. 160, <表 V-5> 참조). 이와 같은 여러 서로 다른 推定의 결과를 감안할 때 市場平均換率制度로 이행한 후에도 우리나라 經常收支의 변동으로 인한 원/달러 換率의 變動效果가 같은 규모의 資本收支 변동의 효과에 비하여 컸던 것으로 판단된다. 이에 대하여 外換의 保有 및 去來나 資本流出入에 대한 規制가 거의 없는 先進國 通貨間 換率의 경우 資本收支의 변동으로 인한 換率變動의 효과가 經常收支 變動의 효과에 비하여 큰 것으로 분석되었다(金宗萬(1995), p. 54, <表 Ⅲ-3> 및 p. 65, <表 Ⅲ-4> 참조). 이는 국제적인 상품 및 서비스 移動의 변동은 점진적으로 일어남에 대하여 資本移動의 변동은 短期間에 대규모로 진행되는 관계로 資本移動에 따른 外換需給의 변동이 短期的으로 換率에 보다 큰 영향을 미치기 때문인 것으로 판단된다. 이에 대하여 우리나라는 市場平均換率制度로 이행한 후에도 海外資本의 導入을 허용함에 있어서 經常收支의 變動을 고려하거나 海外施設財의 도입을 위한 경우에만 資本導入을 허용하는 등 資本收支와 관련된 外換의 需給을 源泉적으로 관리하였기 때문에 資本收支의 변동으로 인한 換率變動의 효과가 상대적으로 작게 나타난 것으로 판단된다.

한 (Ⅲ-3)의 추정에서는 직전분기의 資本收支 資料 대신 같은 분기의 資料를 說明變數로 사용할 경우 추정의 결과가 다소 改善되는 것으로 확인되었다. 그러나 실제로 未來의 換率變動을 예측함에 있어서 미래의 經常收支 및 資本收支 變動을 정확하게 파악하기는 어려울 것이다. 이와 같은 점을 고려하여 本 研究에서는 식 (Ⅲ-2)' 및 식 (Ⅲ-3)'에서 추정한 결과를 이용하여 複數通貨 바스켓페그 換率制度下에서와 市場平均換率制度로 이행한 이후의 기간에 있어서 원/달러 換率變動率에 대한 期待値를 산출하기로 결정하였다.

Ⅳ. 우리나라 金利決定要因 分析

이 章에서는 앞의 第Ⅱ章에서 정립한 模型을 기준으로 第Ⅲ章에서 설명한 資料들과 期待인플레이션率 및 期待換率變動의 推定值들을 사용하여 우리나라의 利率은 어떻게 결정되고 있는가를 實證的으로 분석해 보기로 하겠다. 이를 위하여 전통적으로 사용되고 있는 回歸分析(regression analysis)의 技法과 최근에 널리 사용되고 있는 誤差修正模型(error correction model)의 技法을 적용하여 분석하겠다.

또한 基本模型을 變形하여 전체 資金市場에 영향을 미치는 것으로 평가되는 政府의 財政收支, 어음不渡率 및 債券發行額의 전체규모 등이 利率에 미치는 영향도 분석해 보겠다. 나아가 각기 다른 種類의 資金이 去來되는 市場 내에서 資金需給의 변동이 당해 市場에서 결정되는 利率에 미치는 영향에 대하여서도 분석해 보기로 하겠다.

1. 時系列 資料의 單位根 檢定

通貨量, 所得(GDP), 投資 등 주요 經濟變數들 時系列의 水準(自然對數)資料는 각각 1개 이상의 單位根(unit root)을 갖는 不安定的(nonstationary)인 것으로 알려져 있다. 計量經濟學의 技術的인 문제로서 不安定的인 資料를 대상으로 回歸分析할 경우 특수한 경우를 除外하고는 假性回歸(spurious regression) 現象으로 인하여 推定의 結果가 잘못될 우려가 있는 것으로 지적되고 있다. 따라서 回歸分析을 하기 전에 먼저 각 變數의 時系列 資料에 單位根이 존

재하는지 여부를 檢定하고 單位根이 존재하는 것으로 확인될 경우 假性回歸로 인한 問題를 피하기 위한 별도의 조치를 취하는 것이 일반적인 접근방법이다.

利子率決定에 관한 基本模型인 식 (II-8)에 포함된 變數들의 時系列 資料에 대하여 單位根 檢定을 위한 統計值들은 <表 IV-1>에 정리되어 있다¹⁾.

檢定을 위한 統計值와 각 檢定の 有意水準을 나타내는 臨界值들을 비교할 때 分期間 平均 會社債 流通收益率과 每分期 마지막 달 平均 會社債 流通收益率의 水準資料에 각각 1개의 單位根이 존재한다는 歸無假說(null hypothesis)을 DF(Dickey Fuller) 檢定の 결과에서 95% 信賴水準에서는 기각할 수 있지만 99% 信賴水準에서 기각할 수 없는 것으로 나타나고 있다. 그러나 동일한 歸無假說들을 ADF(Augmented Dickey Fuller) 檢定の 결과에서는 99% 信賴水準에서 棄却할 수 있는 것으로 나타나고 있다.

다른 變數들의 경우 각 分期에 있어서 이어지는 直後分期의 消費者物價 變動率에 대한 期待値와 全國 土地價格 變動率 資料에 각각 1개의 單位根이 존재한다는 歸無假說은 DF 檢定에서 99% 이상의 信賴水準에서 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 DF 檢定과 ADF 檢定에서 尤러달러 利子率에 원/달러 換率 變動率에 대한 期待値를 합한 변수에 1개의 單位根이 존재한다는 歸無

1) 經濟變數들의 時系列 資料를 대상으로 回歸分析을 함에 있어서 또 다른 技術的인 問題는 異分散(heteroscedasticity)으로 인하여 추정된 결과의 잘못될 수 있다는 점이다. 즉 所得이나 通貨量 등은 人口의 증가 등으로 인하여 시간이 경과함에 따라 절대적인 규모가 증가하고 分散도 커지게 된다. 이때 이들 變數의 資料를 그대로 回歸分析에 사용할 경우 係數推定の 결과가 分散이 큰 기간의 자료에 의하여 결정되기 때문에 변수들 사이의 정확한 관계를 파악하기 어렵다. 이와 같은 問題를 피하기 위하여 주요 經濟變數들의 自然對數 資料를 대상으로 回歸分析을 하는 경우가 많다. 본 연구에서도 이와 같은 일반적인 접근방법에 따라 回歸分析을 실행할 예정이기 때문에 <表 IV-1>에서 通貨量, GDP, 投資 및 貯蓄 등의 資料는 自然對數를 취한 다음에 單位根 檢定을 하였다.

<表 IV-1> 基本模型 關聯資料의 單位根 檢定

	水準 資料		1次 差分 資料	
	Dickey-Fuller (D.F.) 檢定	Augmented D.F. 檢定	Dickey-Fuller (D.F.) 檢定	Augmented D.F. 檢定
	檢定 統計	檢定 統計	檢定 統計	檢定 統計
會社債收益率(分期平均)	2.990	3.817	6.131	6.639
會社債收益率 (每分期 마지막 月平均)	3.469	3.683	6.530	7.414
消費者物價變動率期待值	4.001	3.742	14.098	8.108
全國地價指數 變動率	5.452	3.191	13.946	8.525
유리달러利率 + 원/달러 換率 變動率 期待值	2.295	1.904	9.377	9.980
總固定資本形成 自然對數	0.864	0.226	17.459	8.027
設備·建設投資 自然對數	1.586	0.658	17.083	8.138
總通貨(平殘) 自然對數	2.332	1.934	6.187	6.122
總貯蓄 自然對數	3.956	2.325	15.098	8.740
名目GDP 自然對數	1.356	0.957	14.842	8.652
GDP갭率	1.277	1.042	10.825	6.526
假說檢定の 臨界值				
1%:	3.539	3.535	3.535	3.536
5%:	2.906	2.907	2.907	2.908
10%:	2.590	2.591	2.591	2.519

註: 1. Dickey-Fuller 檢定統計는 常數項과 變數의 1次 lag만을 포함하여 산출하였으며 Augmented Dickey-Fuller 檢定統計는 常數項과 1次 lag 및 1次 差分의 1次 lag만을 포함하여 산출하였음.

2. 消費者物價 變動率 및 원/달러 換率 變動率은 식 (III-1)'와 식 (III-2)' 및 (III-3)'의 推定 結果를 기준으로 산출한 資料임.

假說은 90% 信賴水準에서 棄却할 수 없는 것으로 나타나고 있다²⁾.

같은 表에서 GDP와 投資 등 國民計定의 變數들과 總固定資本形

成, 施設 및 建設投資의 합계, 通貨量의 自然對數와 GDP값의 水準資料에 각각 1개의 單位根이 존재한다는 歸無假說은 각각 90% 信賴水準에서 기각할 수 없는 것으로 나타나고 있다³⁾. 이에 대하여 DF 檢定에서 自然對數로 나타낸 總貯蓄의 水準資料에 1개의 單位根이 존재한다는 歸無假說은 99% 信賴水準에서 기각할 수 있다.

<表 IV-1>에서 모든 變數의 1次 差分 자료에 각각 1개의 單位根이 존재한다는 歸無假說은 거의 100% 信賴水準에서 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 檢定의 결과를 종합할 때 會社債 流通收益率의 水準資料가 安定的인 時系列인지에 대하여서는 명확한 結論을 내리기 어렵다. 消費者物價 變動率의 期待値와 전국 土地價格의 變動率 자료는 安定的인 時系列인 것으로 판정할 수 있다. 이에 대하여 總固定資本形成과 總通貨, 施設 및 建設投資의 합계, 名目 GDP 등의 自然對數와 GDP값 資料는 不安定的인 時系列인 것으로 판정할 수 있을 것이다. 한편, 이들 모든 變數의 1次 差分 資料는 安定的인 時系列인 것으로 판단할 수 있다.

2. 會社債 流通收益率 變動要因 分析

앞의 單位根 檢定에서 會社債 流通收益率 資料의 安定性에 대해서는 명확한 결론을 내릴 수 없었다. 이에 대하여 通貨量이나 投資 및 GDP의 時系列 資料는 不安定的인 것으로 결론을 내릴 수 있었다. 그런데 計量經濟學에서는 분석대상인 時系列 資料의 안정성 여

-
- 2) 유러달러 利率은 年間 收益率 기준이다. 이에 대하여 원/달러 換率變動率의 기대치는 직후분기의 變動率에 대하여 추정된 것이기 때문에 分期間 收益率인 것으로 해석할 수 있다. 이와 같은 收益率 期間의 차이를 조정하기 위하여 원/달러 換率變動率 期待値를 4배하여 年間으로 환산한 다음 유러달러 利率에 합산하였다.
 - 3) 檢定統計를 추정함에 있어서 常數項, 1次 lag 및 1次 差分의 1次 lag와 함께 時間 趨勢項을 포함할 경우에는 總固定資本形成과 設備·建設投資, 名目 GDP 自然對數의 水準資料에 각각 1개의 單位根이 존재한다는 歸無假說을 거의 100% 信賴水準에서 棄却할 수 있는 것으로 파악되었다.

부에 따라 다른 實證分析의 技法을 적용하도록 권고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 會社債 流通收益率 時系列 資料를 安定的인 것으로 볼 경우와 不安定的인 것으로 볼 경우에 각각 적절한 기법을 동원하여 변동요인을 분석해 보기로 하겠다.

가. 通常的인 回歸分析

會社債 流通收益率의 時系列이 안정적인 것으로 가정할 경우에는 水準資料를 被說明變數로 사용하여 通常的인 回歸分析의 기법으로 變動要因을 분석하더라도 假性回歸로 인한 추정상의 오류는 발생하지 않는다. 期待인플레이션率과 土地價格 變動率 資料는 안정적인 시계열인 것으로 판정되었으므로 會社債 流通收益率의 설명변수로 사용할 수 있다. 總投資, 總貯蓄, 總通貨 및 GDP 自然對數의 시계열들은 불안정적인 것으로 판정되었으므로 이들 변수의 경우 1次 差分을 취하여 안정적인 변수로 변형시킨 다음 說明變數로 사용하여야 할 것이다.

그런데 尤리달리 利率에 원/달러 換率變動率에 대한 期待值를 합한 變數의 경우 會社債 流通收益率의 說明變數로 사용하기 위하여 어떤 형태로 변형시켜야 할 것인지에 대해서는 논란의 여지가 있다. 먼저 計量經濟學의 技術的인 측면에서 볼 때는 앞의 單位根檢定에서 이 變數의 時系列 資料가 불안정적인 것으로 판정이 되었으므로 1次 差分을 취하여 안정적인 시계열로 변형시킨 다음 說明變數로 사용하는 것이 적절할 것이다. 그러나 經濟學的인 측면에서 볼 때에는 會社債 流通收益率과 尤리달리 利率은 같은 利率이므로 상호간에 미치는 影響을 파악하기 위해서는 두 變數가 같은 형태를 취하도록 하는 것이 옳을 것이다. 본 연구에서는 이와 같은 理論的인 측면을 보다 중시하여 尤리달리 利率과 원/달러 換率變動率 期待值의 합계는 1차 차분을 취하지 않고 水準變數를 그대로 說明變數로 사용하기로 결정하였다.

이와 같은 점들을 고려하여 通常의인 回歸分析의 方法으로 會社債 流通收益率 수준의 變動을 설명하기 위한 方程式은 식 (IV-1) 과 같이 整理하였다.

$$\begin{aligned}
 cr_t = & \gamma_0 + \sum_{i1=0}^{z1} \gamma_{1,i1} cpe_{t-i1} + \sum_{i2=0}^{z2} \gamma_{2,i2} dv_{t-i2} + \sum_{i3=0}^{z3} \gamma_{3,i3} ds_{t-i3} + \\
 & \sum_{i4=0}^{z4} \gamma_{4,i4} dm_{t-i4} + \sum_{i5=0}^{z5} \gamma_{5,i5} dy_{t-i5} + \sum_{i6=0}^{z6} \gamma_{6,i6} drs_{t-i6} + \\
 & \sum_{i7=0}^{z7} \gamma_{7,i7} eurex_{t-i7} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (IV-1)
 \end{aligned}$$

여기서 cr_t , $eurex_t$ 는 각각 t 분기 會社債 流通收益率 및 유러달러 利率과 圓/달러 換率變動率 期待值 含(水準)이며 cpe_t 는 $t-1$ 분기에 추정된 t 分期 消費者物價 上昇率에 대한 기대치이다. dv_t , ds_t 및 dy_t 는 각각 t 분기 總投資, 總貯蓄 및 GDP 自然對數의 1次 差分을 표시한다. dm_t 는 t 實質通貨殘額(通貨殘額/生産者物價指數) 增加率(自然對數의 1次 差分)을 표시하며 drs_t 는 t 분기 전국 土地價格의 實質上昇率(土地價格 上昇率-消費者物價 上昇率)을 표시한다. 說明變數의 lag 次數는 $i1 \sim i7$ 으로 식 (IV-1)에서와 같이 표시하였으며, 각 해당 변수의 最大 lag 次數는 $q1 \sim q7$ 으로 표시하였다. $\gamma_{1,i1} \sim \gamma_{7,i7}$ 은 각 해당변수의 變動이 會社債 流通收益率의 變動에 미치는 영향의 크기를 나타내는 係數이다. 통상적인 回歸分析의 誤差項은 ε_t 로 표시하였다.

1980년 3/4分期부터 1996년 2/4分期까지의 자료를 사용하여 回歸方程式 (IV-1)을 추정한 결과는 <表 IV-2>에 정리되어 있다⁴⁾. 이 表에서 첫번째부터 세번째((IV-1-1)~(IV-1-3))까지의 추

4) 1980년 1/4分期부터 複數通貨 바스켓페그 換率制度로 이행하였기 때문에 식 (III-2)에서 같은 해 3/4分期 圓/달러 換率의 變動率부터 예측이 가능하다. 따라서 1980년 3/4分期부터의 자료를 사용하여 回歸方程式

정에서는 會社債 流通收益率의 分期間 平均을 被說明變數로 사용하였으며 네번째부터 여섯번째((IV-1-4)~(IV-1-6))까지의 推定에서는 每分期 마지막 달 會社債 流通收益率의 平均을 說明變數로 사용하였다⁵⁾.

所得水準 및 景氣狀況의 變動을 나타내는 變數로서 첫번째(IV-1-1)와 네번째(IV-1-4) 추정에서는 名目GNP의 變動率(自然對數의 1次 差分)을 說明變數로 사용하였으며 두번째(IV-1-2)와 다섯번째(IV-1-5) 추정에서는 實質(1990년 不變價格)GDP를 說

들을 추정하였다. 각 說明變數의 時差를 결정하기 위하여 general to specific method를 적용하여 推定된 係數가 統計的으로 有意性이 낮거나 符號가 期待되는 바와 다르게 나타난 時差는 제외하였다. 誤差項의 1차 自己相關關係를 수정하기 위하여 Corchrane-Orcutt技法을 적용하였다. 分期別 投資의 變動이나 GNP 및 GDP 變動率 등 일부 說明變數에는 상당한 季節性이 존재하는 것으로 파악되었다. 이와 같은 變數들은 季節性을 除去한 후에 說明變數로 사용하는 방법이 있다. 咸貞鎬·崔雲圭(1991)는 季節性을 조정하기 위하여 直前分期 대비 變動率 대신 前年 同期에 대한 變動率 資料를 사용하였으며 張洪範(1996)은 EZX11방식에 따라 分期別資料의 季節性을 조정한 資料의 直前分期 대비 變動率資料를 사용하였다. 그런데 前年 同期 대비 變動率資料를 사용할 경우 直前分期와 直後分期의 變動率을 산출함에 있어서 중복되는 3개 分期에 일어난 충격의 영향으로 인하여 時系列 資料의 自己相關關係가 형성되는 문제가 있다. 또한 EZX11기법 등을 동원하여 각 變數의 季節性을 조정할 경우 變數들 사이에 자연적으로 존재하는 關係를 파괴할 우려가 있다(이와 같은 가능성에 대하여 Engle and Granger(1987) 참조). 이와 같은 점들을 고려하여 本 研究에서는 각 變數의 季節性을 조정하지 않고 直前分期에 대비한 變動率資料를 사용하였다.

- 5) 일반적으로 計量分析에서 期間平均資料를 사용할 경우 각 순간의 衝擊으로 인한 變動效果가 相殺되어 각 變數의 기간중 變動의 크기가 작아지는 문제가 있다. 또한 각 기간 變動率은 초반의 변동과 후반 변동의 平均으로 나타나기 때문에 해당 變數가 증가하는 추세에 있거나 감소하는 추세에 있을 경우 전체 기간에 걸친 변동의 크기를 정확하게 算出할 수 없는 문제가 발생한다. <表 III-2>에서 會社債 流通收益率의 月平均資料를 기준으로 산출한 월간 변동률과 월말 資料를 기준으로 산출한 월간 변동률 사이의 相關關係가 높지 않게 나타난 것은 이 때문인 것으로 판단된다. 이와 같은 문제를 다소 완화하기 위하여 本 연구에서는 會社債 流通收益率의 분기간 平均과 함께 매분기 마지막 달 平均을 被說明變數로 하여 回歸分析을 실시하고 그 결과를 비교해 보았다.

<表 IV-2> 會社債 流通收益率 水準方程式의 推定結果

說明變數	會社債 流通收益率의 分期間 平均을 被說明變數로 사용			會社債 流通收益率의 每分期 마지막 달 平均을 被說明變數로 사용		
	(IV-1-1)	(IV-1-2)	(IV-1-3)	(IV-1-4)	(IV-1-5)	(IV-1-6)
常數	0.1181 (7.8194)	0.1053 (6.6881)	0.1097 (7.8516)	0.1261 (7.9211)	0.1057 (6.6634)	0.1186 (7.8177)
消費者物價變動率期待值 (0~1分期前)	0.2620 (2.0242)	0.3178 (2.2825)	0.4452 (4.0116)	0.2228 (1.4567)	0.2585 (1.6992)	0.4019 (2.9311)
設備+建設投資 自然對數의 1次差分(0~1分期前)	0.0182 (1.4451)	0.0191 (1.3383)	0.0137 (1.3037)	0.0299 (2.0388)	0.0267 (1.7537)	0.0250 (1.9382)
總貯蓄의 自然對數의 1次差分 (1~4分期前)	-0.0188 (0.9909)	-0.0701 (2.2796)	-0.0341 (1.5561)	-0.0192 (0.8657)	-0.1049 (3.1701)	-0.0301 (1.1244)
總通貨(實質) 自然對數의 1次差分(1~3分期前)	-0.0878 (1.9996)	-0.0746 (1.7249)	-0.0539 (1.1308)	-0.1089 (2.1339)	-0.0934 (2.0078)	-0.0807 (1.3974)
名目GDP 自然對數의 1次差分 (1~4分期前)	0.0206 (0.7655)			0.0160 (0.5120)		
實質GDP 自然對數의 1次差分 (1~4分期前)		0.2078 (2.5902)			0.3342 (3.8648)	
GNP갭率의 1次差分 (1~3分期前)			0.1515 (2.8453)			0.1146 (1.7591)
全國地價指數(實質)變動率 (1~3分期前)	0.0799 (2.3897)	0.0850 (2.5425)	0.0884 (2.7177)	0.0570 (1.4824)	0.0685 (1.9387)	0.0620 (1.5931)
유러달러金利+원/달러 變動率 期待值(0分期)	-0.0307 (1.6024)	-0.0319 (1.4334)	-0.0355 (1.6096)	-0.0281 (1.0247)	-0.0195 (0.8097)	-0.0341 (1.2660)
\bar{R}^2	0.9114	0.9145	0.9167	0.8835	0.9037	0.8800
D.W.	1.1904	1.3496	1.4303	1.4342	1.5198	1.6224
ρ	0.9166 (15.361)	0.9052 (15.202)	0.9077 (14.159)	0.9083 (14.212)	0.8831 (15.846)	0.8806 (12.307)

註: 1. 誤差項의 1次 自己相關關係를 修正하기 위하여 Cochrane-Orcutt技法을 적용하였음.

2. 各 說明變數의 係數는 표시된 lag 分期의 影響의 合計를 나타냄.

3. () 안의 숫자는 係數 推定值의 t統計의 절대값임.

4. \bar{R}^2 은 自由度調整後 R^2 , D.W.는 Durbin-Watson統計, ρ 는 誤差項의 1次 自己相關係數 推定值를 각각 표시함.

明變數로 사용하였고, 세번째(IV-1-3)와 여섯번째(IV-1-6) 추정에서는 GNP갭率의 變動을 說明變數로 사용하였다.

각 推定에서 設備投資 및 建設投資와 總貯蓄(總所得-總消費) 資料는 1990년 不變價格으로 나타낸 金額을 사용하였으며 名目總通貨(平殘)는 生産者物價指數로 나누어 실질화한 資料를 사용하였다. 土地價格指數는 消費者物價指數로 나누어 실질화하였다⁶⁾.

각 추정의 결과에서 年率로 환산한 消費者物價 上昇率에 대한 기대치가 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 같은 分期와 直後 1分期에 걸쳐서 약 0.22% 내지 0.45% 포인트 상승하는 것으로 나타났다⁷⁾. 따라서 이들 추정의 결과를 기준으로 판단할 때 우리나라의 경우 期待인플레이션率의 변동이 實勢金利인 會社債 流通收益率에 영향을 미치는 하지만 이들 사이에 1對1 對應關係가 성립하지는 않는 것으로 판단할 수 있다. 이와 같은 결과는 내용면에서 咸貞鎬·崔雲圭(1991)의 분석 결과와 같은 것이다.

그런데 이 추정의 결과만을 기준으로 우리나라의 경우 期待인플레이션率과 利子率의 변동 사이에 피셔(Fisher)假說의 1對1 對應關係가 성립하지 않는 것으로 판단하기는 어렵다. 왜냐하면 本 研究에서 사용한 期待인플레이션率 자료는 短期的인 물가변동에 대한 것임에 대하여 會社債 收益率의 滿期는 비교적 長期間이기 때문이다. 즉 消費者物價 變動率에 대한 期待値는 每分期 말에 이어지는

6) 總通貨와 土地價格을 실질화하지 않고 名目資料를 사용하여 각 추정된 결과는 <表 IV-2>에서 해당 추정의 결과와 내용면에서 큰 차이가 없었다.

7) 會社債 流通收益率이 年率로 換算한 收益率이기 때문에 分期間으로 추정한 消費者物價 變動率에 대한 期待値를 4배하여 年率로 환산한 다음 說明變數로 사용하였다. 消費者物價 上昇率에 대한 기대치를 年率로 換算하지 않을 경우 期待인플레이션率의 변동 효과를 나타내는 계수의 추정치가 年率로 환산한 경우의 4배로 나타나게 된다. 張洪範(1996)이 분석한 결과(p. 54 <表 3-2> 참조)에서 期待인플레이션의 변동으로 인한 會社債 流通收益率 변동의 효과가 1보다 크게 나타난 이유는 期待인플레이션率을 年率로 조정하지 않았기 때문인 것으로 판단된다.

直後分期의 인플레이션率에 대한 期待值을 추정한 것이기 때문에 비교적 短期間의 物價變動에 대한 期待值이다. 이에 대하여 會社債 流通收益率은 滿期가 보다 長期(적어도 1년 이상, 대부분의 경우 3년)인 會社債의 價格을 기준으로 산출한 것이다. 따라서 短期間의 인플레이션率에 대한 期待가 변동하더라도 會社債 流通收益率은 같은 비율로 변동하지 않을 수 있다⁸⁾.

貸付資金說에 입각하여 대부 가능한 資金의 需要와 供給에 영향을 미치는 投資와 貯蓄의 변동으로 인한 金利變動의 효과를 비교해 보면, 먼저 設備 및 建設投資가 1% 증가할 경우 會社債 流通收益率은 같은 분기와 차후 1분기에 걸쳐서 약 0.01% 포인트 내지 0.03% 포인트 상승하게 되는 것으로 나타나고 있다⁹⁾. 이에 대하여 總貯蓄이 1% 증가할 경우에는 會社債 流通收益率이 직후분기부터 4분기 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.02% 포인트 내지 0.10% 포인트 下落하는 관계에 있는 것으로 추정되었다. 따라서 이들 推定의 결과를 기준으로 판단할 경우 貯蓄增大로 인한 實勢金利의 하락효과가 投資의 증가로 인한 實勢金利의 상승효과에 비하여 상대적으로 큰 것으로 해석할 수 있다.

-
- 8) 일반적으로 長期金利는 短期金利에 비하여 短期的인 衝擊에 반응하는 강도가 작다. 따라서 長期金利는 短期金利에 비하여 완만하게 변동하는 특성이 있다. 피셔의 1對1 對應關係가 성립하는지 여부를 파악하기 위해서는 期待인플레이션率을 推定하는 期間과 滿期가 같은 債券(예를 들면 分期間 物價上昇率에 대한 期待와 91일 滿期の CP 또는 CP 收益率)의 利率의 변동을 비교하여야 할 것이다. 咸貞鎬·崔雲奎(1991)의 연구에서는 연간 期待인플레이션率(그들은 物價變動率을 산출함에 있어서 直前年度의 같은 分期와 비교하였기 때문에 연간 변동률인 것으로 해석할 수 있다)과 會社債 收益率이 같은 比率로 변동하지 않는 것으로 나타난 결과를 기준으로 피셔假說의 1對1 對應關係가 성립하지 않는 것으로 해석하고 있다. 그러나 엄격한 의미에서 그들의 研究結果를 기준으로 피셔假說의 성립여부에 대하여 명확한 결론을 내리기는 어렵다.
- 9) 設備投資와 建設投資의 변동률 대신 總固定資本形成의 변동률을 說明變數로 사용하여 추정한 결과에서 投資의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과는 크지 않은 것으로 파악되었다.

所得의 변동으로 인한 金利變動의 효과를 살펴보면, 먼저 名目所得의 증가로 인한 金利의 상승효과는 크지 않은 것으로 추정되었다. 첫번째와 네번째 추정의 결과에서 名目GNP가 1% 증가할 경우 會社債 流通收益率은 직후분기에서 4분기 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.02% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 나타났다. 이에 대하여 두번째와 다섯번째 추정의 결과에서 實質GDP가 1% 증가할 경우 會社債 流通收益率은 직후분기부터 4분기 후까지의 기간에 약 0.21% 포인트 내지 0.33% 포인트 상승하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 이 분석의 결과를 기준으로 판단할 경우 實質所得의 증가로 인한 實勢金利의 상승효과는 상당히 큰 것으로 이해할 수 있다.

전반적인 景氣狀況의 변동으로 인한 金利의 변동효과를 나타내는 것으로 해석할 수 있는 GNP갭率(實際GNP/潛在GNP - 1)의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 살펴보면, 세번째 추정과 여섯번째 추정의 결과에서 GNP갭率在 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 직후분기부터 3분기 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.11% 포인트 내지 0.15% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다.

實質總通貨가 1% 증가할 경우 會社債 流通收益率은 직후분기부터 3분기 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.05% 포인트 내지 0.11% 포인트 下落하는 것으로 추정되었다. 이와 같이 推定된 관계는 通貨供給을 증가시킬 경우 流動성이 증가하기 때문에 利率이 下落하게 되는 효과로 해석할 수 있다. 그런데 여러 다른 時差의 總通貨(自然對數) 자료를 說明變數로 사용하여 추정한 결과 2分期 전의 總通貨 增加로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과가 가장 큰 것으로 파악되었다¹⁰⁾. 이와 같은 결과를 고려할 때 通貨供給의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과가 완전히 나타나기까지는 다소 期間이 소요되는 것으로 판단된다.

土地價格이 상승할 경우 利率에 미치는 상승효과는 매우 큰 것

으로 추정되었다. 분기간 會社債 流通收益率의 평균을 被說明變數로 하여 추정한 결과에서 전국 土地價格의 實質上昇率이 1% 포인트 높아질 경우 會社債 流通收益率은 直後分期와 3分期 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.06% 내지 0.09% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 나타났다. 推定된 係數의 t統計를 기준으로 평가할 때 土地價格의 상승으로 인한 會社債 流通收益率 上昇效果의 統計的 有意성은 상당히 높은 것으로 판단할 수 있다. 이와 같은 추정의 결과를 고려할 때 實勢金利가 下落하도록 유도하기 위해서는 土地를 비롯한 不動產價格을 안정시키는 것이 중요한 과제인 것으로 판단된다.

다른 研究의 결과에서와는 달리 國內外 利子率裁定(interest rate arbitrage)으로 인한 國內金利의 변동효과는 크지 않은 것으로 나타났다¹¹⁾. 각 추정의 결과에서 유러달러 利子率과 원/달러 換率變動率에 대한 期待值의 합계가 상승할 경우 國內의 대표적인 實勢金利인 會社債 流通收益率은 오히려 하락하는 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 國際金利 및 換率變動에 대한 期待의 상승이 國內金利의 상승요인으로 작용하지 않는 것으로 나타나고 있는 이유는 아직까지 政府가 資本流出入에 대하여 비교적 엄격하게 규제하고 있기 때문에 國內外 金利間 裁定去來가 활발하게 일어나지 못하고 따라서

10) 예를 들면 <表 IV-2>의 두번째 推定에서 實質總通貨 變動率의 1次, 2次 및 3次 lag의 계수추정치를 비교해 보면 각각 $-0.0102(0.4856)$, $-0.0580(3.5734)$, $-0.0196(1.0122)$ (여기서 괄호 안의 숫자는 각각 추정된 係數의 t統計의 절대값)인 것으로 파악되었다. 이와 같은 實證分析의 결과를 비교할 때 通貨供給의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과가 완전히 나타나기까지 다소 期間이 소요되는 것으로 판단할 수 있다. 通貨供給이 증가할 경우 會社債 流通收益率의 하락효과가 나타나기까지 時差가 있는 이유는 會社債의 滿期가 비교적 길기 때문에 價格이 완만하게 변동하는 특성 때문인 것으로 해석할 수 있다.

11) 咸貞鎬·崔雲奎(1991) 및 張洪範(1996)의 연구결과에서는 유러달러 利子率과 원/달러 換率 변동률의 합이 변동할 경우 國內金利의 변동효과가 상당히 큰 것으로 나타났다.

海外金利나 換率이 변동하더라도 國內金利에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 해석할 수 있다¹²⁾.

計量經濟學의 기술적인 관점에서 추정의 결과들을 비교할 때 전체적인 추정의 適合度를 나타내는 自由度 調整後 $R^2/(\overline{R^2})$ 는 會社債 流通收益率의 분기간 평균을 被說明變數로 하여 추정한 결과들에서 매분기 마지막 달 평균을 被說明變數로 하여 추정한 결과들에 비하여 다소 높게 나타나고 있다. 따라서 주어진 說明變數들의 변동이 會社債 流通收益率의 분기간 평균의 변동을 설명하는 比率이 매분기 마지막 달 평균의 變動을 설명하는 비율에 비하여 약간 높은 것으로 이해할 수 있다.

그러나 誤差項 사이의 1次 自己相關關係의 정도를 나타내는 더빈-왓슨統計(DW)는 會社債 流通收益率의 매분기 마지막 달 平均을 被說明變數로 하여 추정한 결과들에서 분기간 평균을 被說明變數로 하여 추정한 결과들에 비하여 '2'에 상대적으로 가깝게 나타나고 있다. 따라서 會社債 流通收益率의 매분기 마지막 달 평균을 被說明變數로 사용하는 경우 분기간 평균을 被說明變數로 하여 추정하는 경우에 비하여 誤差項의 1次 自己相關關係가 상대적으로 낮은 것을 알 수 있다.

利率의 변동요인을 분석함에 있어서 投資나 貯蓄, 所得 및 通貨

12) 지금까지 우리나라는 管理當局이 海外資本의 導入을 허용함에 있어서 經常收支의 變動을 고려하거나 海外資本財 導入과 연계시켜서 許容하는 등 상당히 엄격하게 규제해 왔다. 이와 같이 규제해 온 이유는 海外資本이 유입됨으로 인하여 國內通貨의 가치가 상승하는 것을 우려한 때문이다. 따라서 해외 金融市場에서 金利가 下落하거나 國內通貨의 가치가 상승할 것으로 예상되는 등 國內에서 資金을 조달하는 것보다 海外資本을 導入하는 편이 유리한 상황이 발생하더라도 國內企業이 海外資本을 자유롭게 도입할 수 없었다. 따라서 海外金利의 변동이나 換率의 변동이 國內金利에 큰 영향을 미칠 수 없었던 것으로 해석할 수 있다. 會社債의 滿期가 대개 3년으로 長期間이기 때문에 滿期가 3個月인 유러달러 金利가 변동하더라도 會社債 流通收益率은 큰 영향을 받지 않는 것으로 해석할 수도 있다.

量과 土地價格 등 說明變數들의 형태를 物價水準을 고려하지 않은 名目數値로 할 것이나 實質數値로 할 것이냐의 선택과 관련해서는 實質變數들을 說明變數로 사용하는 편이 다소 나을 것으로 판단된다. <表 IV-2>에서 첫번째, 두번째 推定의 결과와 네번째, 다섯번째 推定의 결과를 각각 비교할 때 名目GNP 變動率을 說明變數로 사용하는 경우에 비하여 實質GDP의 變動率을 說明變數로 사용한 결과에서 전체적인 推定의 適合度(自由度 調整後 R^2)가 다소 높고 더빈-왓슨 統計가 '2'에 보다 가깝게 나타나고 있다¹³⁾. 따라서 實質所得의 변동이 會社債 流通收益率의 변동을 보다 잘 설명하는 것으로 해석할 수 있다¹⁴⁾.

나. 誤差修正模型을 利用한 分析의 結果

앞에서는 會社債 流通收益率의 時系列 資料가 안정적인 것으로 가정하고 通常的인 回歸分析의 기법을 적용하여 그 변동 요인을 분석해 보았다. 그런데 會社債 流通收益率 資料가 不安定的인 時系列 일 경우에는 假性回歸(spurious regression)로 인하여 通常的인 回歸分析의 결과가 의미 없는 것이 될 수도 있다.

여기서는 會社債 流通收益率의 時系列 資料가 불안정적인 것으로 가정할 경우 假性回歸의 문제가 발생할 가능성을 확인하고 이를 피할 수 있는 技法을 동원하여 그 變動要因을 분석해 보겠다. 이를 위

13) <表 IV-2>에서 세번째와 다섯번째 推定의 결과와 네번째와 여섯번째 推定의 결과를 각각 비교할 때 GNP갭率의 변동을 說明變數로 사용하여 추정한 결과가 名目GNP의 變動率을 說明變數로 사용하여 추정한 결과에 비하여 전체적인 추정의 適合도가 다소 높고 더빈-왓슨統計가 '2'에 보다 가까운 것으로 나타나고 있다. GNP갭率은 實質GNP를 기준으로 산출한 것이기 때문에 實質變數의 형태를 취하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

14) 通貨量과 土地價格의 實質變動率 대신 名目變動率을 說明變數로 하여 추정한 결과 <表 IV-2>의 각 해당 추정의 결과에서와 전체적인 추정의 適合도는 거의 같게 나타났으나 더빈-왓슨統計는 상대적으로 낮은 것으로 확인되었다.

하여 최근 들어 널리 사용되고 있는 共積分(cointegration)分析 및 誤差修正模型(error correction model)의 技法을 적용해 보기로 하겠다¹⁵⁾. 이 分析의 技法을 적용할 경우 會社債 流通收益率과 이를 결정하는 각 要因들 사이의 長期的인 관계와 함께 會社債 流通收益率이 각 결정요인들과의 長期的인 관계에서 일시적으로 벗어날 경우 長期的인 관계로 조정되는 速度와 그 過程을 파악해 볼 수 있는 이점이 있다¹⁶⁾.

誤差修正模型을 추정하기 위해서는 먼저 會社債 流通收益率을 결정하는 각 요인들과의 사이에 共積分關係가 존재하는지 여부를 확인하고 會社債 流通收益率과 각 결정요인 사이의 長期的인 관계를 파악해야 한다. 會社債 流通收益率이 불안정적인 시계열일 경우 單位根 檢定の 결과에서 安定的인 시계열인 것으로 판정된 消費者物價上昇率에 대한 期待와 土地價格上昇率과의 장기적인 관계는 정의되지 않는다. 이와 같은 점을 감안하여 利率 결정에 관한 基本模型인 식 (II-8)에서 期待인플레이션率을 제외하고 土地價格上昇率 대신 土地價格水準을 설명변수로 사용하여 共積分關係를 파악하는 回歸方程式 (IV-2)를 유도할 수 있다.

$$cr_t = \delta_0 + \delta_1 v_t + \delta_2 s_t + \delta_3 m_t + \delta_4 y_t + \delta_5 rs_t + \delta_6 eures_t + cre_t \quad \dots \dots \dots (IV-2)$$

여기서 v_t , s_t , m_t , y_t 및 rs_t 는 각각 t 分期 投資, 總貯蓄, 通貨, 所得 및 土地價格(모두 實質變數)의 自然對數를 표시하며 cr_t 및 $eures_t$ 는 각각 t 分期 會社債 流通收益率과 유러달러 利率에 원/달러 換率變動率에 대한 期待值를 합한 것이며 cre_t 는 t 분기 會社債

15) 우리나라 會社債 流通收益率의 결정요인을 분석함에 있어서 誤差修正模型의 技法을 적용한 論文에는 咸貞鎬·崔雲圭(1991), 張洪範(1996) 등이 있다.

16) Engle and Granger(1987) 참조.

流通收益率의 수준이 長期的인 均衡關係에서 벗어난 정도를 나타내는 誤差項을 표시한다.

1980년 1/4분기부터 1996년 2/4분기까지의 자료를 사용하여 共積分 回歸方程式 (IV-2)를 추정한 결과는 <表 IV-3>에 정리되어 있다. 이 表에도 <表 IV-2>에서와 마찬가지로 會社債 流通收益率의 分期間 平均을 被說明變數로 하여 추정한 결과((IV-2-1)~(IV-2-3))와 每分期 마지막 달 平均을 被說明變數로 하여 추정한 결과((IV-2-4)~(IV-2-6))가 비교되어 있다.

<表 IV-3>에서 會社債 流通收益率의 수준과 이를 결정하는 요인들 사이에 共積分關係가 존재하는지 여부를 판정하기 위한 共積分 더빈-왓슨統計(CRDW)와 디키-풀러統計(DF) 및 보정된 디키-풀러統計(ADF)들은 맨 아랫부분에 정리되어 있다. 이들 檢定統計의 크기를 기준으로 會社債 流通收益率과 說明變數들의 集團 사이에 共積分關係가 존재하는 것으로 판정할 수 있다¹⁷⁾.

推定の 결과에서 會社債 流通收益率과 각 요인들 사이의 長期的인 關係를 살펴보면, 먼저 設備 및 建設投資가 1% 증가할 경우 會社債 流通收益率은 약 0.08% 포인트 내지 0.12% 포인트 상승하는 關係에 있는 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 總貯蓄이 1% 증가할 경우에는 會社債 流通收益率이 약 0.04% 포인트 내지 0.17% 포인트 하락하는 關係에 있는 것으로 추정되었다. 이와 같은 분석의 결과를 기준으로 판단할 때 貸付資金說에 입각한 전체적인 資金에 대한 需要와 供給의 변동은 實勢金利에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다.

物價水準을 감안한 實質通貨의 供給을 1% 증가시킬 때 會社債 流通收益率의 장기적인 하락효과는 약 0.11% 포인트 내지 0.23%

17) 각 檢定統計의 臨界値에 대하여서는 Engle and Granger(1987), p. 269, TABLE II 참조.

포인트인 것으로 추정되었다. 이와 같은 관계는 名目通貨의 增價率을 物價上昇率보다 높게 유지할 수 있을 경우 實勢金利를 장기적으로 하락시킬 수 있음을 의미한다. 그런데 名目通貨의 供給增加로 인하여 物價가 상승하게 될 경우에는 長期的으로 實勢金利의 하락 효과를 기대하기 어려울 것이다¹⁸⁾.

所得水準의 변동으로 인한 實勢金利의 변동효과를 살펴보면, 名目GNP가 1% 증가할 경우 會社債 流通收益率은 장기적으로 약 0.13% 포인트 내지 0.15% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 추정되었다. 이에 대하여 實質GDP가 1% 증가할 경우에는 會社債 流通收益率이 약 0.38% 포인트 내지 0.39% 포인트 상승하게 되는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 推定의 결과를 고려할 때 名目所得의 변동보다는 實質所得의 변동이 實勢金利에 큰 영향을 미치는 것으로 이해할 수 있다¹⁹⁾.

이에 대하여 景氣狀況의 변동을 표시하는 것으로 판단되는 GNP 冑率(實際GNP/潛在GNP-1)의 상승으로 인한 會社債 流通收益率의 長期的인 變動效果를 나타내는 係數의 추정치들은 統計的으로 有意性이 낮기는 하지만 負(-)의 符號를 갖고 있어서 예상과는 반대로 나타나고 있다. 이와 같은 추정의 결과만을 기준으로 판단할

18) 名目通貨의 供給增價와 物價上昇 사이에 時差가 존재할 경우(예를 들면 물가 短期的으로 非伸縮的인(sticky) 경우)에는 通貨供給을 증가시킨 후 物價가 같은 比率로 상승하기 전까지의 기간에는 實勢金利의 下落을 기대할 수 있을 것이다.

19) <表 IV-3>에서 첫번째(IV-2-1)와 두번째(IV-2-2) 및 네번째(IV-2-4)와 다섯번째(IV-2-5) 추정의 결과를 각각 비교해 보면 實質GDP를 說明變數로 사용할 경우 名目GNP를 說明變數로 사용한 경우에 비하여 전체적인 추정의 適合度를 나타내는 自由度 調整後 R²가 상당히 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 또한 會社債 流通收益率과 說明變數의 집단 사이에 共積分關係가 존재하는지 여부를 판정하기 위한 統計值들도 實質GDP를 說明變數로 사용한 결과에서 상대적으로 크게 나타나고 있다.

<表 IV-3> 會社債 流通收益率 共積分回歸模型 推定結果

說明變數	會社債 流通收益率의 分期間 平均을 被說明變數로 사용			會社債 流通收益率의 每分期 마지막 달 平均을 被說明變數로 사용		
	(N-2-1)	(N-2-2)	(N-2-3)	(N-2-4)	(N-2-5)	(N-2-6)
常數	-0.3685 (2.6091)	-2.0276 (5.0923)	-0.1346 (1.0289)	-0.3702 (2.5416)	-1.9916 (4.8574)	-0.1549 (1.1648)
設備+建設投資의 自然對數	0.1002 (3.0116)	0.0849 (2.7529)	0.1199 (3.3815)	0.10905 (3.1788)	0.0931 (2.9301)	0.1270 (3.2173)
總貯蓄의 自然對數	-0.0798 (4.5699)	-0.1703 (5.9459)	-0.0413 (2.9282)	-0.0767 (4.2572)	-0.1666 (5.6507)	-0.0415 (2.8975)
實質總通貨의 自然對數	-0.2268 (6.0391)	-0.2203 (8.0524)	-0.1113 (5.2058)	-0.2225 (5.7446)	-0.2228 (7.9089)	-0.1180 (5.4348)
名目GDP의 自然對數	0.1459 (3.4474)			0.1324 (3.0353)		
實質GDP의 自然對數		0.3942 (5.0229)			0.3814 (4.7205)	
GNP檢率			-0.2195 (1.2090)			-0.1782 (0.9660)
土地價格指數(實質)의 自然對數	0.0718 (3.4492)	0.0632 (3.2903)	0.0827 (3.5002)	0.0731 (3.4021)	0.0646 (3.2645)	0.0821 (3.4194)
유러달러金利+원/달러 換率 變動率 期待值	0.0248 (0.4408)	0.0554 (1.1922)	0.0831 (1.3485)	0.0178 (0.3067)	0.0416 (0.8695)	0.0745 (1.1894)
R ²	0.6803	0.7309	0.6251	0.6595	0.7142	0.6124
CRDW	0.7140	1.0907	0.7392	0.7587	1.1045	0.7337
DF	4.3767	4.9342	4.3503	4.8234	5.1389	4.6141
ADF(k=2)	4.5032	5.6564	3.6681	4.2188	5.1232	3.5349

註：() 안의 숫자는 推定된 係數의 t統計의 절대값임. CRDW는 共積分 더빈-왓슨統計, DF와 ADF(k=2)는 각각 共積分 回歸分析 誤差項의 디키-풀러統計와 보정된 디키-풀러統計(誤差項의 2次 lag까지 포함)를 표시함.

때 景氣狀況의 변동은 장기적으로 實勢金利에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 해석할 수 있다.

각 推定의 결과에서 物價上昇을 초과하는 土地價格의 상승은 장기적으로 實勢金利에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 土地價格이 實質적으로 1% 상승할 경우 會社債 流通收益率은 장기적으로 약 0.06% 포인트 내지 0.08% 포인트 상승하게 되는 것으로 추정되었다. 이와 같은 會社債 流通收益率과 土地價格과의 관계는 우리나라의 경우 餘裕資金을 운용함에 있어서 金融資産에 대한 投資와 土地 등 不動産에 대한 投資가 서로 대체관계에 있기 때문에 형성된 것으로 해석할 수 있다.

내외금리간 裁定去來로 인하여 유러달러 金利의 상승 및 원/달러 換率上昇에 대한 期待가 會社債 流通收益率에 미치는 상승효과를 나타내는 係數의 추정치들은 正(+) 값을 갖는 것으로 나타나고는 있지만 t統計의 값을 기준으로 판단할 때 統計的 有意性은 높지 않은 것으로 평가할 수 있다. 이와 같이 金利裁定의 효과가 크지 않은 것으로 나타나는 이유는 지금까지 管理當局이 資本流出入에 대하여 상당히 엄격하게 統制하고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

會社債 流通收益率과 이를 결정하는 要因들의 集團 사이에 共積分關係가 존재하고 長期的인 관계가 <表 IV-3>에 정리된 것과 같은 것으로 가정할 경우 會社債 流通收益率의 短期的인 조정관계를 誤差修正模型의 추정을 통하여 파악해 볼 수 있다. 이때 不安定的인 시계열인 것으로 가정하는 會社債 流通收益率은 1次 差分을 통하여 안정적인 시계열로 변형한 후 被說明變數로 사용하여야 할 것이다. 또한 불안정적인 시계열인 것으로 판정된 貯蓄, 通貨, 所得 및 土地價格 등의 시계열들도 1次 差分을 취하여 안정적인 시계열로 변형한 후 說明變數로 사용하여야 할 것이다. 그런데 <表 IV-1>의 單位根 檢定에서 消費者物價 상승률에 대한 期待值의 시계열 자료는 안정적인 것으로 판정되었으므로 說明變數로 사용하여야 할 것이다²⁰⁾.

이와 같은 점들을 고려하여 會社債 流通收益率의 誤差修正模型을

추정하기 위한 回歸方程式을 다음의 식 (IV-3)과 같이 정립할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 dcr_t = & \zeta_0 + \sum_{i1=0}^{q1} \zeta_{1i1} cpe_{t-i1} + \sum_{i2=0}^{q2} \zeta_{2i2} dv_{t-i2} + \sum_{i3=0}^{q3} \zeta_{3i3} ds_{t-i3} + \\
 & \sum_{i4=0}^{q4} \zeta_{4i4} dm_{t-i4} + \sum_{i5=0}^{q5} \zeta_{5i5} dy_{t-i5} + \sum_{i6=0}^{q6} \zeta_{6i6} drs_{t-i6} + \\
 & \sum_{i7=0}^{q7} \zeta_{7i7} deurex_{t-i7} + \lambda cre_{t-1} + \rho dcr_{t-1} + \eta_t \dots\dots\dots (IV-3)
 \end{aligned}$$

여기서 dcr_t 와 $deurex_t$ 는 각각 t 분기 會社債 流通收益率과 유러달리 利子率에 원/달러 換率變動率에 대한 기대치를 합한 값의 변동을 표시하며, cpe_t 는 $t-1$ 분기에 推定한 t 분기의 消費者物價 上昇率에 대한 期待値를 표시한다. dv_t , ds_t , dm_t 및 dy_t 는 각각 t 분기 投資, 貯蓄, 實質通貨 및 所得의 增加率(自然對數의 1次 差分)을 표시하며 drs_t 는 t 분기 土地價格(實質)의 上昇率을 표시한다. cre_t 는 식 (IV-2)을 推定한 結果에서 會社債 流通收益率 수준의 誤差를 표시하며 η_t 는 통상적인 回歸分析의 誤差項을 표시한다.

1981년 1/4분기부터 1996년 2/4분기까지의 자료를 사용하여 <表 IV-3>에 정리된 각 共積分 回歸分析에 상응하는 경우에 대하여 誤差修正模型 回歸方程式 (IV-3)를 推定한 結果는 <表 IV-4>에 정리되어 있다.

각 推定의 結果에서 會社債 流通收益率이 長期的인 均衡水準을 벗어날 경우 이어지는 直後分期에 약 0.18% 내지 0.31%가 長期均衡水準의 方向으로 조정되는 것으로 나타나고 있다. 예를 들면 直前分期에 會社債 流通收益率의 수준이 식 (IV-2)에서 정의한 長期均衡水準보다 1% 포인트 높을 경우(<表 IV-3>에 정리된 해당

20) 이때 皮서假設에 대한 해석을 名目利子率의 변동이 期待인플레이션率에 1對1로 반응하는 것으로 수정하여야 할 것이다.

共積分 回歸分析의 결과 직전분기의 誤差項이 1%인 경우) 금변분기에 약 0.18% 포인트 내지 0.31% 포인트 下向調整되는 것으로 추정되었다.

<表 IV-4>에 정리된 각 推定의 결과에서 한 가지 특이한 사실은 期待인플레이션率의 변동이 會社債 流通收益率의 변동에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 점이다. 消費者物價 上昇率에 대한 期待值가 1% 포인트 상승할 경우 이어지는 직후분기까지 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 나타내는 係數推定值의 값이 때로는 負(-)의 값을 갖고 있으며 正(+)의 값을 갖는 것으로 나타난 경우에도 統計的 有意性이 낮은 것으로 평가할 수 있다. 이와 같은 추정의 결과만을 기준으로 평가할 때에는 期待인플레이션이率 상승하더라도 實勢金利는 상승하지 않는다는 해석이 가능하다.

그런데 理論的으로 名目利率은 자금의 機會費用에 해당하기 때문에 인플레이션이 期待될 경우 尙尙조정되는 것이 당연한 것으로 받아들여지고 있다. 실제로 과거 우리나라와 외국의 경험에서 物價가 빠른 속도로 상승한 기간에는 名目利率이 상승한 것을 확인할 수 있다.

그렇다면 <表 IV-4>의 각 추정에서 期待인플레이션率의 변동이 會社債 流通收益率에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타나는 이유는 무엇일까? 期待인플레이션率을 推定한 方法이 적절한 것인지에 대한 문제를 論外로 할 때, 이 문제에 대한 한 가지 가능한 설명은 추정한 期待인플레이션率의 期間과 會社債의 滿期가 다르기 때문일 수 있을 것이다. 본 연구에서 추정한 期待인플레이션率은 直前分期에 이어지는 直後分期에 있어서의 消費者物價 上昇率에 대한 기대치를 추정한 것이다. 이에 대하여 會社債 滿期는 長期이다. 따라서 會社債 流通收益率의 변동은 보다 장기간에 걸친 期待인플레이션率의 변동에 반응하기 때문에 비교적 단기간에 걸친 期待인플레이션率의 변동에는 반응하지 않을 수도 있을 것이다.

<表 IV-4> 會社債 流通收益率 誤差修正模型 推定結果

說明 變數	會社債 流通收益率 分期間 平均의 1次 差分을 被說明變數로 사용			會社債 流通收益率 每分期 마지막 달 平均의 1次 差分을 被說明變數로 사용		
	(N-3-1)	(N-3-2)	(N-3-3)	(N-3-4)	(N-3-5)	(N-3-6)
常數	0.0037 (0.9435)	0.0015 (0.2811)	0.0023 (0.5865)	0.0028 (0.6443)	-0.0055 (0.8916)	0.0018 (0.4232)
消費者物價上昇率 期待值 (0~1分期前)	-0.0882 (0.5352)	-0.0908 (0.5573)	0.1140 (0.6852)	-0.0146 (0.0809)	0.1361 (0.7402)	0.1698 (0.9703)
設備+建設投資 自然對數 의 1次差分(0~3分期)	0.1632 (2.4295)	0.1234 (1.8508)	0.1058 (1.5498)	0.1664 (2.2476)	0.0862 (1.1069)	0.1088 (1.4951)
總貯蓄 自然對數의 1次差分(2~4分期)	-0.0917 (4.2294)	-0.1792 (4.9557)	-0.0775 (3.6995)	-0.1087 (4.5135)	-0.1689 (3.9852)	-0.1015 (4.5122)
總通貨 自然對數의 1次差分(1分期前)	-0.2186 (3.2985)	-0.1725 (2.6696)	-0.1873 (2.7961)	-0.2048 (2.7789)	-0.1899 (2.5319)	-0.1877 (2.6136)
名目GNP 自然對數의 1次差分(2分期前)	0.0495 (1.6487)			0.0384 (1.1885)		
實質GDP 自然對數의 1次差分(1~4分期)		0.2800 (1.3440)			0.5211 (2.1877)	
GNP갯率의 1次差分 (1分期前)			0.0387 (0.5783)			0.0687 (1.2807)
土地價格 上昇率 (0~1分期前)	0.0168 (0.3195)	0.0147 (0.3062)	0.0464 (0.9101)	0.0395 (0.6923)	0.0334 (0.6072)	0.0971 (0.7592)
유리달러金利+원/달러變動率 期待值의 1次差分(0分期)	0.0015 (0.0529)	0.0083 (0.3104)	0.0351 (1.2312)	0.0076 (0.2386)	0.0231 (0.7566)	0.0377 (1.2472)
會社債 流通收益率 水準 誤差(1分期前)	-0.1767 (2.1482)	-0.2464 (2.9707)	-0.2225 (2.8532)	-0.1929 (2.1647)	-0.3073 (3.2345)	-0.2217 (2.7394)
會社債 流通收益率 1次 差分(1分期前)	0.3971 (3.3766)	0.4677 (3.8839)	0.3756 (3.1924)	0.2861 (2.3585)	0.2712 (2.1547)	0.2589 (2.2753)
\bar{R}^2	0.6252	0.6872	0.6247	0.6446	0.6685	0.6603
DW	1.7844	1.5439	1.8149	1.9057	1.7774	1.7589

註: () 안의 숫자는 推定된 係數 t統計의 절대값을 표시함. \bar{R}^2 는 自由度 調整後 R^2 , DW는 더빈-왓슨統計를 표시함.

計量經濟學의 기술적인 문제로 期待인플레이션率과 會社債 流通收益率 資料의 형태가 잘못 대비되었기 때문에 이와 같은 결과가 초래된 것일 수도 있다. 經濟學理論에서는 利率의 水準이 期待인플레이션率을 반영하는 것으로 설명하고 있다. 또한 앞의 單位根檢定에서 會社債 流通收益率의 時系列 資料는 안정적인 시계열에 가까운 것으로 판정되었다. 그렇다면 會社債 流通收益率의 시계열자료가 不安定的인 것으로 가정하기보다는 안정적인 것으로 보고 그 水準을 期待인플레이션率과 대비하는 것이 올바른 분석일 것이다. 그런데 <表 IV-4>의 각 추정에서는 會社債 流通收益率의 變動(1次 差分)을 被說明變數로 사용하였기 때문에 期待인플레이션率의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과가 잘못 추정되었을 수도 있다. 이와 같은 점을 고려할 때 會社債 流通收益率의 시계열자료가 불안정적인 것으로 가정하고 誤差修正模型의 기법을 적용하여 그 변동요인을 파악하는 것은 적절한 분석의 방법이 아닐 수도 있을 것이다²¹⁾.

각 추정의 결과에서 投資와 貯蓄의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 단기적인 조정효과는 상당히 큰 것으로 나타나고 있다. 設備 및 建設投資의 增加率이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 같은 분기와 차후 3분기에 걸쳐서 약 0.09% 포인트 내지 0.16% 포인트 상승하게 되는 것으로 추정되었다. 이에 대하여 總貯蓄의 증가율이 1% 포인트 상승할 경우에는 會社債 流通收益率은 직후 2分期부터 4分期까지의 기간동안 약 0.08% 포인트 내지 0.18% 포인트 下落하는 것으로 나타나고 있다.

21) 咸貞鎬·崔雲奎(1991)와 張洪範(1996)이 誤差修正模型을 적용하여 분석한 결과에서는 期待인플레이션率의 變動이 단기적으로 會社債 流通收益率의 변동에 統計的으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그런데 咸貞鎬·崔雲奎는 誤差修正模型을 추정함에 있어서 投資, 貯蓄, 通貨 및 所得의 변동을 고려하지 않았다. 張洪範의 경우에는 投資와 通貨量(名目)의 변동은 고려하였지만 貯蓄과 所得의 변동은 고려하지 않았다.

實質通貨量과 實質所得의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 단기적인 조정효과는 상당히 큰 것으로 추정되었다. 實質通貨量 증가율이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率は 직후분기에 약 0.17% 포인트 내지 0.22% 포인트 하락하는 것으로 추정되었다. 實質GDP 증가율이 1% 포인트 상승할 경우에는 會社債 流通收益률이 직후분기부터 4분기 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.28% 포인트 내지 0.52% 포인트 상승하는 것으로 추정되었다.

그러나 名目GNP나 GNP갭率의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 단기적인 조정효과는 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 이밖에 土地價格의 上昇과 國際金利 및 원/달러 換率變動에 대한 期待의 변동도 단기적으로 會社債 流通收益率에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다.

3. 資金市場의 狀況變動이 會社債 流通收益率에 미치는 影響

앞에서는 利率 결정과 관련된 일반적인 理論에 입각하여 정립한 基本模型을 중심으로 각 要因의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 實證적으로 분석해 보았다. 그런데 실제로 利率의 결정에 있어서 여러 理論들이 지목하는 要因들 이외에 각 資金이 去來되는 市場의 상황이나 危險의 변동 및 우리나라 經濟의 특수한 상황 등 여러 가지 要因이 영향을 미칠 수 있을 것이다. 따라서 이節에서는 이와 같은 여러 가지 資金市場의 상황을 나타내는 指標들의 변동이 會社債 流通收益率에 어떤 영향을 미치는지에 대하여 實證적으로 분석해 보기로 하겠다.

金融市場의 상황변동과 관련하여 시중의 實勢金利인 會社債 流通收益率は 전반적인 資金事情에 따라 상승하거나 하락할 수 있을 것이다. 金融市場의 전반적인 資金事情의 變動을 나타내는 指標로서 어음不渡率을 생각해 볼 수 있다. 시중의 資金事情이 개선될 경우

어음不渡率은 낮아질 것이다. 반대로 金融市場의 전반적인 資金事情이 악화될 경우 어음不渡率은 높아질 것이다. 따라서 會社債 流通收益率은 어음不渡率의 변동과 같은 방향으로 움직일 수 있을 것이다²²⁾. 이와 같은 점을 고려하여 本 研究에서는 全國 어음不渡率의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 파악해 보기로 하겠다²³⁾.

資金市場의 특수한 상황변동과 관련하여 서로 다른 성격의 資金이 거래되는 市場이 分割(segmented)되어 있을 경우 각 市場 내에서 資金需給의 변동은 해당 市場에서 결정되는 利率에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 또한 資金市場이 統合(integrated)된 정도에 따라 한 市場에서 資金需給의 상황에 변화가 일어날 경우 다른 市場에서 결정되는 利率에도 영향을 미칠 수 있을 것이다. 어떤 기간에 있어서 會社債 流通收益率이 결정되는 資金市場에서 資金需要(債券供給)의 변동을 나타내는 指標로는 會社債 發行殘額의 純變動을 들 수 있을 것이다²⁴⁾. 또한 전반적인 債券市場에서의 資金需要의 변동은 國債나 公債 및 通貨安定債券 등 여러 가지 다른 債券의 發

-
- 22) 李光周(1993)는 우리나라 金融市場의 전반적인 資金事情의 변동을 나타내는 指標로서 어음不渡率에 여러 가지 부적절한 점이 있음을 지적하였다. 동시에 그는 銀行들의 無財源他店券 增加率의 변동이 전반적인 資金事情의 변동을 보다 적절하게 나타내는 指標라고 주장하고 있다. 그런데 筆者는 많은 노력에도 불구하고 無財源他店券에 대한 자료는 입수할 수 없었다.
- 23) 韓國銀行의 데이터베이스에는 全國 어음不渡率 資料와 함께 서울地方의 어음不渡率 資料가 동시에 수록되어 있다.
- 24) 과거 우리나라는 대표적인 實勢金利인 會社債 流通收益率을 안정시키기 위하여 관리당국이 會社債의 發行物量을 조정한 사례가 많았다. 또한 1991년 이후에는 起債調整委員會가 이자율의 변동 등을 고려하여 회사채 발행물량을 조정하고 있는 것으로 파악되고 있다. 金世振·金炳烈(1996)의 연구에서는 起債調整委員會가 會社債의 發行物量을 조정함에 있어서 利率의 변동을 고려한다는 사실과 物量調整의 결과는 會社債 流通收益率에 영향을 미치게 된다는 사실을 밝히고 있다. 이와 같이 管理當局이나 起債調整委員會가 會社債 流通收益率을 안정시키기 위한 목적으로 發行物量을 조정할 경우에는 會社債의 공급규모가 증가하더라도 收益率은 변동하지 않거나 오히려 下落하는 것처럼 나타날 수도 있을 것이다.

行殘額의 변동으로 파악해 볼 수 있을 것이다. 이와 같은 사실을 염두에 두고 本 研究에서는 會社債 發行殘額의 변동과 國債, 公債 및 通貨安定證券 등 公共性이 강한 機關들이 발행한 債券殘額의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 분석해 보겠다²⁵⁾.

市場全體의 利率에 영향을 미칠 수 있는 危險要素로는 인플레이션 危險을 들 수 있을 것이다. 일반적으로 債券에 대한 請求權은 名目資產에 해당되기 때문에 인플레이션率에 대한 期待가 상승함에 따라 그 實質價値가 下落하게 된다. 이와 같은 사실은 基本模型을 추정한 결과에서 期待인플레이션率이 상승할 경우 會社債 流通收益率이 上昇하는 관계로 파악하였다. 그런데 未來의 인플레이션率에 대한 期待値가 주어지더라도 실제로 보다 높은 인플레이션率을 기록할 可能性이 있기 때문에 債券投資家들은 危險을 느끼게 될 것이다. 실현되는 인플레이션率이 期待値에 비하여 높을 確率은 인플레이션率의 變動性이 높아짐에 따라 커지게 될 것이다.

여러 實證分析의 결과에서 인플레이션率의 變動性은 일정하지 않고 기간에 따라 변동하는 特性이 있는 것으로 알려지고 있다²⁶⁾. 이와 같은 特性으로 인하여 최근에 인플레이션率의 變動性이 증가한 경우 같은 상황이 가까운 未來에도 계속될 것이라는 예측이 가능하고 이에 따라 債券投資에 대한 危險이 증가하기 때문에 利率이 상승할 수 있다²⁷⁾. 時系列的으로 변하는 인플레이션率의 變動性을

25) 開發金融機關 등이 발행한 金融債의 경우 調達한 資金이 대출 등을 통하여 企業에 다시 공급되므로 資金에 대한 需要와 함께 供給을 동시에 증가시키는 요인으로 작용하게 된다. 따라서 전체적으로 利率에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 판단되기 때문에 分析의 대상에서 제외하였다. 아울러 會社債의 경우에도 리스회사 등 金融機關들이 발행한 부분은 제외하였다(韓國銀行이 집계하고 있는 會社債 發行殘額에는 金融機關들이 발행한 社債가 제외되어 있다. 이에 대하여 證券監督院이 집계하고 있는 會社債 發行殘額에는 金融機關이 발행한 社債도 포함되어 있다).

26) R. F. Engle(1982) 참조.

과약하기 위해서는 최근의 實際 인플레이션率에서 期待인플레이션率을 차감한 豫測誤差의 變動性을 확인해 보면 될 것이다. 이와 같은 관점에서 本 研究에서는 期待인플레이션率을 추정한 식 (Ⅲ-1)'에서 과약된 消費者物價 上昇率에 대한 豫測誤差를 제공한 다음 같은 分期부터 과거 3分期까지의 값을 최근의 消費者物價 上昇率의 變動性을 나타내는 변수로 사용하였다²⁷⁾.

우리나라 經濟 및 金融慣行의 特殊性을 고려할 實物經濟의 상황 변동 중 基本模型을 분석함에 있어서 고려한 投資, 貯蓄, 所得 및 景氣變動 이외에도 輸出의 변동도 利率에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 과거에 우리나라는 金融面에서 輸出을 지원하기 위하여 輸出業者들이 輸出契約을 締結하고 信用狀(L/C)을 받은 경우 이를 근거로 어음을 발행하고 이를 割引할 수 있도록 허용하였으며 이때 적용하는 利率은 一般商業어음의 경우에 비하여 상대적으로 낮았다²⁹⁾. 이와 같은 輸出에 대한 金融優待의 관행이 지속되는 기간에는

27) 우리나라 利率의 결정요인에 관한 研究 중에서 咸貞鎭·崔雲奎(1991)는 이와 같은 인플레이션 危險을 고려하였다. 그들의 分析結果에서 최근에 인플레이션率의 變動性이 증가할 경우 會社債 流通收益率이 상승하는 것으로 나타났다.

28) 즉 t期 消費者物價 上昇率의 變動性을 나타내는 變數 σ 의 값은 다음과 같이 산출하였다.

$$\sigma_t = \sum_{i=0}^3 (\pi_t - \pi_t^e)^2 \text{ (여기서 } \pi_t \text{는 실현된 消費者物價 上昇率, } \pi_t^e \text{는 식 (Ⅲ-1)'에서 추정된 消費者物價 上昇率 期待值를 각각 표시함)}$$

29) 이를 貿易어음이라 하였으며 1982년 초까지는 貿易어음에 대한 銀行의 割引率과 中央銀行의 再割引率은 각각 一般商業어음의 割引率과 再割引率에 비하여 상당폭 낮았다. 그러나 이와 같은 輸出에 대한 金融優待가 不公正貿易行爲에 해당하기 때문에 美國 등 外國과의 貿易摩擦을 초래하게 되어 1982년 초부터는 貿易어음과 一般商業어음에 대한 割引率을 동일하게 조정하였다(우리나라 貿易어음과 一般商業어음 割引率 및 再割引率의 상대적인 변동에 대하여서는 金宗萬(1992), p. 82, <圖 3-1> 참조). 輸出金融에 대한 金利優待는 폐지되었지만 中小企業 輸出의 경우에는 아직도 信用狀을 근거로 어음을 發行하여 割引받을 수 있다. 한편 大企業 輸出의 경우에는 信用狀을 근거로 어음을 발행하여 短資社 등 第2金融圈에서 割引을 받을 수 있는 새로운 貿易어음制度가 1989년

輸出이 증가할 경우 企業의 金融費用 負擔이 경감되고 資金事情도 호전되기 때문에 외부자금에 대한 需要가 감소하게 되어 시중의 實勢金利는 하락할 수도 있을 것이다.

한편, 우리나라의 경우 輸出狀況의 변동은 國內景氣의 변동과 밀접한 관계를 가지고 있기 때문에 時期的으로 輸出의 증가와 利率의 상승이 동시에 일어날 수도 있을 것이다. 우리나라의 國內 生産품 중 해외로 輸出되는 비중이 상당히 높다³⁰⁾. 따라서 輸出이 好調를 보일 경우 國內景氣는 호황을 이루게 되고 반대로 輸出이 不振할 경우에는 國內景氣가 침체되는 관계에 있다. 景氣와 利率 變動과의 관계에서 일반적으로 好況期에는 資金에 대한 수요가 증가하기 때문에 利率이 상승하는 것으로 알려지고 있다. 이와 같은 관계로 인하여 輸出의 增加와 利率의 상승이 동시에 일어나기 때문에 回歸分析 등 實證分析의 결과에서 輸出이 증가함에 따라 利率이 상승하는 관계에 있는 것으로 나타날 수도 있을 것이다³¹⁾. 利率과 輸出사이의 관계를 확인하기 위하여 本 研究에서는 원貨로 표시된 輸出金額(달러貨로 표시된 輸出金額에 같은 기간의 원/달러 換率을 곱한 金額)의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 분석해 보겠다.

基本模型에서 고려하지 않은 要素로서 利率에 영향을 미칠 가

중반부터 도입되었다. 새로운 貿易어음은 中央銀行 再割引의 대상이 되지 않는다는 점에서 과거의 貿易어음과 차이가 있다.

- 30) 1995년 우리나라의 經常 GDP는 약 4,500億달러였던 것으로 집계되고 있다. 이에 대하여 같은 해 우리나라의 商品輸出 總額은 약 1,250億달러로 GDP에 대비한 輸出의 比重은 약 28%였다.
- 31) 張洪範(1996)의 研究結果에서 輸出이 증가함에 따라 會社債 流通收益率이 상승하는 관계로 나타난 것은 이와 같은 이유 때문인 것으로 해석할 수도 있을 것이다(p. 51, <표 2-2>에서 (16-1), (16-2) 및 (17-1)의 추정결과 참조). 한편 그의 研究에서도 GDP에 대비한 財貨 및 用役의 輸出比率이 상승할 경우에는 會社債 流通收益率이 下落하는 것으로 나타나고 있다(같은 표에서 (17-2) 및 (18-1)의 추정결과 참조).

능성이 큰 또 하나의 요인으로서는 財政收支狀況의 변동을 들 수 있다. 先進國들의 경우 財政收支가 赤字를 기록할 경우 國債를 발행하는 등의 방법을 통하여 金融市場에서 필요한 資金을 조달하기 때문에 財政收支狀況의 변동은 金利에 직접적으로 영향을 미칠 수 있다. 우리나라의 경우에는 國公債市場이 활성화되어 있지 않기 때문에 財政收支의 변동이 利率에 직접적으로 영향을 미치지 않는 수도 있을 것이다. 그러나 中央銀行이 政府의 資金을 관리하고 있기 때문에 財政支出과 租稅收入 시기의 不一致로 인하여 일시적으로 財政赤字가 발생할 경우 通貨增發의 효과가 발생하게 된다. 이때 中央銀行이 通貨量을 조절하기 위하여 다른 部門을 통한 通貨供給의 규모를 축소할 수 있고 이에 따라 시중의 實勢金利가 상승하게 되는 간접적인 관계가 형성될 수도 있을 것이다.

本 研究의 實證分析에서는 財政收支의 변동상황을 나타내는 변수로 每分期 中央政府의 財政收支 金額을 같은 分期의 名目GDP로 나눈 비율을 사용하였다. 이는 經濟規模가 확대됨에 따라 財政收支金額의 變動性이 확대되기 때문에 발생하는 異分散의 문제를 피하기 위함이다³²⁾.

會社債 流通收益率의 時系列을 안정적인 것으로 가정하고 不安定的인 것으로 파악된 說明變數들의 1次 差分을 說明變數로 사용하는 回歸方程式 (IV-1)에 앞에서 언급한 새로운 要因들을 說明變數로 추가하여 식 (IV-1)'와 같이 변형시킬 수 있다.

32) 이와 같은 異分散(heteroscedasticity)의 문제를 피하기 위하여 經濟變數의 時系列 資料를 사용한 回歸分析에서는 대개 변수들의 自然對數를 취한 자료를 사용한다. 그런데 분기별 財政收支는 때때로 赤字를 기록하기 때문에 自然對數를 취할 수 없다. 따라서 經濟規模가 확대됨으로 인한 財政收支의 異分散 문제를 회피하기 위하여 財政收支金額을 名目GDP로 나눈 비율을 回歸分析에 있어서 說明變數로 사용하기로 결정하였다.

$$\begin{aligned}
 cr_t = & \gamma_0 + \sum_{i1=0}^{q1} \gamma_{1,i1} cpe_{t-i1} + \sum_{i2=0}^{q2} \gamma_{2,i2} dv_{t-i2} + \sum_{i3=0}^{q3} \gamma_{3,i3} ds_{t-i3} + \\
 & \sum_{i4=0}^{q4} \gamma_{4,i4} dm_{t-i4} + \sum_{i5=0}^{q5} \gamma_{5,i5} dy_{t-i5} + \sum_{i6=0}^{q6} \gamma_{6,i6} drs_{t-i6} + \\
 & \sum_{i7=0}^{q7} \gamma_{7,i7} eurex_{t-i7} + \sum_{i8=0}^{q8} \gamma_{8,i8} dxp_{t-i8} + \gamma_9 \sigma_t + \gamma_{10} db_t + \\
 & \gamma_{11} gvfr_t + \gamma_{12} dcb_t + \gamma_{13} dtb_t + \epsilon'_t \dots\dots\dots (IV-1)'
 \end{aligned}$$

여기서 dxp_t 는 t 분기 輸出金額 自然對數의 1次 差分을 표시하고, σ_t 및 $gvfr_t$ 는 각각 t 분기의 消費者物價 상승률의 變動性 추정치와 實質GDP에 대비한 政府財政收支의 비율을 표시하며 db_t , dcb_t 및 dtb_t 는 각각 t 분기 어음부도를 증가, 會社債 및 공적인 기관이 발행한 債券(國債+公債+通貨安定證券)殘額의 增加率(債券殘額 自然對數의 1次 差分)을 표시하며 나머지 다른 變數는 식 (IV-1)에서와 같다.

1981년 1/4분기부터 1996년 2/4분기까지의 資料를 사용하여 會社債 流通收益率의 수준을 설명하는 回歸方程式 (IV-1)'를 추정한 결과는 <表 IV-5>에 정리되어 있다³³⁾. 이 表에 정리된 각 추정치의 결과와 <表 IV-2>에서 해당하는 추정의 결과를 비교할 때 消費者物價 上昇率 期待值의 상승으로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과가 다소 크게 나타나고 있다. 또한 設備와 建設投資 增加率의 상승과 實質GDP 增加率의 상승으로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과와 總貯蓄 增加率의 상승으로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과도 다소 크게 추정되었다.

이에 대하여 實質通貨 增價率의 상승의 효과는 경우에 따라 다르

33) <表 IV-5>의 각 推定에 사용된 標本의 수가 62개임에 대하여 추정된 계수의 수가 상수를 포함하여 27개이다. 따라서 計量經濟學의 기술적인 측면에 볼 때 標本의 수에 비하여 推定된 係數가 너무 많은 문제점이 있다.

게 나타났으며 土地價格 상승률과 유러달러 利率 및 원/달러 換率變動率에 대한 기대의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 <表 IV-2>에 정리된 각 해당 추정 결과에서와 큰 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 특히 유러달러 利率과 원/달러 換率變動率에 대한 期待值의 상승으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과를 나타내는 係數推定值의 符號는 <表 IV-2>의 각 추정에서와 마찬가지로 負(-)의 값을 갖고 있다.

資金市場 상황의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과를 알아보기 위하여 새롭게 투입한 說明變數들의 영향을 살펴보면, 어음不渡率이 상승하거나 會社債 發行物量이 증가할 경우 會社債 流通收益率이 統計的으로 다소 有意할 만한 상승효과가 있는 것으로 나타난 경우도 있다. 그러나 輸出金額이나 消費者物價 上昇率 豫測誤差의 변동 및 財政收支와 公共性이 강한 債券殘額의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 크지 않은 것으로 나타나고 있다.

이들 變數의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과가 크지 않게 나타난 이유는 標本의 수에 비하여 추정된 係數의 수가 너무 많기 때문일 수도 있을 것이다. 또한 우리나라의 경우 管理當局이 金融市場을 규제해 왔기 때문에 利率이 資金市場의 상황변동을 반영하지 못한 때문일 수도 있을 것이다.

특히 會社債 發行物量의 변동이 會社債 流通收益率에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 이유는 當局이나 起債調整委員會가 會社債의 發行物量을 조정함에 있어서 實勢金利의 변동을 고려하여 결정하였기 때문일 수 있을 것이다. 즉 會社債 流通收益率 등 실제 금리가 상승할 경우에는 會社債의 發行을 억제하고 반대의 경우에는 억제하지 않는 등의 방법으로 규제하여 왔기 때문에 會社債 發行物量이 증가하더라도 會社債 流通收益率에 미치는 상승효과가 크

<表 IV-5> 會社債 流通收益率 水準方程式 (IV-1)' 의 推定結果

說明 變數	會社債 流通收益率의 分期間 平均을 被說明變數로 사용			會社債 流通收益率의 每分期 마지막 달 平均을 被說明變數로 사용		
	(N-1-1)'	(N-1-2)'	(N-1-3)'	(N-1-4)'	(N-1-5)'	(N-1-6)'
常數	0.1148 (7.5044)	0.0895 (5.5435)	0.1099 (7.7339)	0.1216 (6.9082)	0.0915 (5.2737)	0.1189 (7.4293)
消費者物價 變動率 期待值 (0~1分期前)	0.3516 (2.7097)	0.3886 (2.7628)	0.5501 (4.5813)	0.3697 (2.4222)	0.3938 (2.4892)	0.4929 (3.8929)
設備+建設投資 自然對數의 1次 差分(0~1分期前)	0.0250 (1.8937)	0.0298 (1.9297)	0.0147 (1.1556)	0.0395 (2.5318)	0.0418 (2.4519)	0.0278 (1.8846)
總貯蓄 自然對數의 1次 差分(1~4分期前)	-0.0235 (0.9349)	-0.1042 (2.4976)	-0.0461 (1.5138)	-0.0261 (0.8844)	-0.1354 (2.9406)	-0.0492 (1.3935)
總通貨 自然對數의 1次 差分(1~3分期前)	-0.1087 (1.8771)	-0.0581 (1.0199)	-0.0847 (1.4227)	-0.1332 (1.9613)	-0.0743 (1.1833)	-0.1157 (1.6822)
名目GDP 自然對數의 1次 差分 (1~4分期前)	0.0012 (0.0403)			0.0037 (0.1052)		
實質GDP 自然對數의 1次 差分 (1~4分期前)		0.3410 (3.2095)			0.4223 (3.5998)	
GNP율率의 1次 差分 (1~3分期前)			0.1842 (2.5950)			0.1704 (2.0783)
全國地價指數 變動率 (1~3分期前)	0.0637 (1.7214)	0.0707 (1.9460)	0.0852 (2.3561)	0.0383 (0.8854)	0.0508 (1.2820)	0.0589 (1.4149)
유리달리金利+원/달러 變動率 期待值(0分期)	-0.0585 (2.3675)	-0.0277 (1.0467)	-0.0395 (1.5881)	-0.0451 (1.5558)	-0.0127 (0.4330)	-0.0288 (1.0022)
輸出金額(實貨) 自然對數 1次 差分 (0~1分期前)	0.0230 (0.5307)	0.0183 (0.4224)	0.0248 (0.5203)	-0.0258 (0.5075)	-0.0300 (0.6276)	-0.0232 (0.4206)
消費者物價 上昇率 變動性 (0~3分期 合計)	7.5183 (0.8022)	6.7174 (0.7563)	12.956 (1.2589)	3.7143 (0.3381)	5.5037 (0.5705)	9.9550 (0.8385)
全國 어음不渡率 1次 差分 (0分期)	0.0705 (1.3263)	0.0836 (1.7085)	-0.0130 (0.2488)	0.0192 (0.3078)	0.0588 (1.0854)	-0.0370 (0.6098)
財政收支/名目GDP 比率 1次 差分 (0分期)	0.0339 (0.9291)	-0.0152 (0.4995)	0.0204 (0.8252)	0.0159 (0.3701)	-0.0320 (0.9470)	0.0013 (0.0457)
會社債 發行殘額 自然對數 1次 差分 (0分期)	0.0209 (1.8587)	0.0098 (1.0198)	0.0051 (0.5518)	0.0197 (1.4962)	0.0109 (1.0245)	0.0062 (0.5764)
(國債+公債+通安債) 自然對數 1次 差分 (0分期)	0.0203 (0.9695)	0.0099 (0.4753)	0.0015 (0.0720)	-0.0035 (0.1440)	-0.0153 (0.6590)	-0.0227 (0.9445)
R ²	0.8965	0.9034	0.9020	0.8604	0.8850	0.8718
D.W.	1.1766	1.4073	1.4233	1.3100	1.5665	1.4710
ρ	0.9096 (13.192)	0.8856 (13.128)	0.8981 (11.936)	0.9060 (12.190)	0.8734 (12.752)	0.8918 (11.564)

註: <表 IV-2>의 註 참조

지 않은 것으로 나타났을 수도 있을 것이다.

우리나라의 경우 아직까지 國公債市場이 활성화되어 있지 않고 國債 및 公債의 발행 및 거래규모가 크지 않다. 따라서 國債와 公債는 政府나 公共團體가 특수한 목적을 달성하기 위하여 金融機關이나 특정한 계층에 강제적으로 배당하는 방법으로 발행하는 경우가 많았다. 通貨安定證券의 경우 1986년 이후 발행규모가 크게 증가하기는 하였지만 1993년 이전까지는 發行割引料를 시중의 實勢金利에 비하여 낮은 수준으로 결정하여 銀行 등 金融機關에 배정하였다. 따라서 金融機關들은 通貨安定證券을 만기 이전에 매각할 경우 손실을 실현하여야 하였기 때문에 通貨安定證券의 유통규모는 크지 않았다. 이와 같은 이유로 인하여 <表 IV-5>에 정리된 각 추정 결과에서 國債 및 公債나 通貨安定證券의 發行物量이 증가하더라도 會社債 流通收益率에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났을 것으로 판단된다.

그런데 앞으로는 金融自率化에 따라 會社債의 發行物量과 관련하여 당국이나 起債調整委員會의 조정이 배제될 경우 會社債 發行物量의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향이 확대될 수도 있을 것이다. 또한 1993년 이후에는 公開入札 방법으로 通貨安定證券을 발행하고 있기 때문에 通貨安定證券의 발행물량이 증가할 경우 實勢金利가 상승하게 될 수도 있을 것이다.

GDP에 대비한 財政收支 비율의 변동이 會社債 流通收益率에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 이유는 그간 우리나라 政府의 財政이 대체로 均衡을 이루어 왔기 때문에 收入과 支出時期의 불일치에 따른 季節的인 변동을 제외하고는 財政收支의 변동규모가 크지 않았기 때문인 것으로 판단된다. 또한 財政赤字가 발생하더라도 國債나 財政證券을 발행을 통하여 支出財源을 조달하지 않았기 때문에 財政收支의 변동이 實勢金利에 큰 영향을 미치지 않았을 수도 있을 것이다.

<表 IV-5>에 정리된 각 推定의 결과에서는 張洪範(1996)의 분석결과와는 달리 輸出金額의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과가 거의 없는 것으로 나타났다. 또한 咸貞鎬·崔雲奎(1991)의 분석결과와는 달리 消費者物價 상승률의 變動性이 증가할 경우 會社債 流通收益率에 미치는 상승효과도 크지 않은 것으로 추정되었다.

資金市場의 상황변동을 나타내는 것으로 판단되는 새로운 說明變數들을 추가하여 共積分 分析과 誤差修正模型의 기법으로 분석해 본 결과 長期的인 관계에서 會社債 流通收益率은 輸出이 증가할 경우 下落하고 消費者物價 上昇率에 대한 豫測誤差의 변동성이 상승할 경우에는 상승하는 관계가 統計的으로 다소 有意한 것으로 추정되었다. 이에 대하여 다른 요인들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 장기적인 변동효과는 크지 않은 것으로 파악되었다. 또한 새롭게 추가된 모든 요인들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 단기적인 변동효과도 크지 않은 것으로 추정되었다.

V. 外換 및 資本自由化와 國內金利의 變動

앞에서는 우리나라의 대표적인 實勢金利인 會社債 流通收益率의 변동요인을 實證的으로 분석하였다. 특히 여러 理論들에서 利子率을 결정하는 것으로 지목되고 있는 經濟變數들의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 여러 가지 방법으로 분석해 보았다. 또한 우리나라 資金市場의 여러 가지 특수한 상황을 나타내는 것으로 판단되는 여러 指標들의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향도 분석해 보았다.

이 章에서는 앞에서 분석한 결과를 고려하여 外換 및 資本自由化가 추진됨에 따른 여러 가지 상황의 변동이 國內金利에 어떤 영향을 미칠 것인지에 대하여 檢討해 보기로 하겠다. 보다 구체적으로는 政府가 1995년부터 1999년까지의 기간 동안 3段階에 걸쳐서 추진하고 있는 外換制度改革計劃에 따라 外換의 保有 및 去來에 대한 규제가 철폐되고 資本流出入과 관련된 규제도 점차 완화될 경우 國內金利는 어떤 영향을 받게 될 것인지에 대하여 檢討해 보기로 하겠다.

현재 國內金利가 國際金利에 비하여 상당폭 높은 수준을 유지하고 있기 때문에 國內企業들의 金融費用負擔이 다른 나라 企業의 경우에 비하여 월등히 높다. 따라서 經常利益率이 낮기 때문에 기업가들의 의욕을 낮추는 요인으로 작용하고 있다. 게다가 높은 金融費用으로 인하여 製品原價가 높아지고 輸出品의 價格이 높아지기 때문에 國內製品의 輸出競爭力이 약화되는 결과를 초래하게 되었다. 이와 같은 상황에서 海外資本의 流入과 관련된 규제를 緩和할

경우 國內金利가 國際金利 수준으로 하락할 것이기 때문에 國內企業의 競爭力을 제고하기 위해서는 조속한 資本自由化가 필요하다고 주장하는 사람들도 있다. 이와 같은 사실들을 고려하여 外換 및 資本自由化가 추진됨에 따라 國內金利가 하락하여 빠른 시일 내에 國際金利 수준으로 접근할 수 있을 것인지에 대하여 중점적으로 검토해 보겠다.

資本自由化에 따라 資本流出入의 규모가 확대될 것이다. 이때 換率을 안정시키기 위해서는 中央銀行이 外換市場에 개입할 수밖에 없을 것이다. 中央銀行이 外換을 買入할 경우 通貨供給의 규모가 증가하게 된다. 따라서 換率을 안정적으로 관리함과 동시에 通貨를 관리하기 위해서는 通貨安定證券을 발행하거나 財政黑字를 실현하는 등의 방법으로 通貨를 환수해야 할 것이다. 이에 따라 資金市場의 需給狀況에 영향을 미칠 수 있기 때문에 利子率이 변동하는 효과도 있을 것이다. 이와 같은 점을 고려하여 外換 및 資本自由化에 따른 換率 및 通貨管理를 위한 政策執行의 결과 國內金利에 미치는 영향에 대하여도 검토해 보기로 하겠다.

1. 國內外 金利裁定으로 인한 國內金利의 變動效果

국가간 資本移動에 따르는 危險이나 去來費用 등을 고려하지 않을 경우 資本流出入에 대한 규제가 전혀 없는 完全開放經濟體制에서는 끊임없이 利子率 裁定去來(interest rate arbitrage transaction)가 일어나기 때문에 國內金利는 海外金利에 外國通貨에 대한 國內通貨 價値의 下落率 期待値를 합한 것과 같아지게 되는 것으로 알려져 있다¹⁾. 이때 國內通貨와 外國通貨間 換率이 변동하지 않을

1) 피서開放關係를 나타내는 식 (II-7) 참조. 資本去來가 이루어지는 나라의 通貨와 先物換 去來가 이루어지고 있을 경우 國內外 金利裁定으로 인하여 國內金利가 外國의 金利에 先物換 프리미엄(forward premium) 比率를 합한 것과 같아지게 된다. 이 관계는 利子率平衡關係(interest rate

것으로 기대될 경우 國內金利는 海外金利와 같은 수준으로 조정된다²⁾. 이와 같은 관점에서 우리나라가 資本流出入에 대한 규제를 완화해 감에 따라 國內金利가 하락하여 國際金利 수준으로 접근하게 될 것으로 期待하는 사람들이 있다.

그런데 실제로는 國家間 資本移動에 있어서 여러 가지 摩擦이나 危險 및 去來費用 등 利率 裁定去來를 제약하는 요인들이 많기 때문에 完全開放經濟體制의 이와 같은 상황은 여간해서 실현되기 어려운 것으로 판단된다. 우리나라는 최근 들어 海外資本의 流出入과 관련된 규제를 대폭 緩和하였음에도 불구하고 國內金利는 海外金利에 비하여 상당폭 높은 수준을 유지하고 있다. 또한 앞의 實證分析의 결과에서 海外金利 및 換率變動에 대한 기대의 변동으로 인한 國內金利의 變動效果는 극히 작거나 경우에 따라서는 國內金利가 金利裁定의 영향을 표시하는 방향과 반대로 움직인 것을 확인하였다.

우리나라의 外換制度改革計劃의 내용을 살펴보면 3段階 自由化計劃이 완료되는 1999년 말까지도 外國人의 國內債券에 대한 投資를 제한하고 一般企業에 의한 現金商業借款의 導入 등은 허용하지 않을 방침이다. 이와 같은 規制가 남아 있는 한 國內外 금리간 자유로운 裁定去來는 일어나기 어려울 것이다³⁾.

또한 國內外 金利間 裁定去來가 일어나기 위해서는 國內通貨와

parity)라 하고 外換危險을 헤지할 수 없는 僻野開放關係와 구분된다.

- 2) 外換 및 資本自由化를 추진함과 동시에 先進國型的 變動換率制度로 이행할 경우에는 현실적으로 미래의 換率變動을 豫測하기가 매우 어렵게 될 것이다. 이때 換率變動에 대한 期待를 감안하지 않을 경우 國內金利는 海外金利 수준에 접근하게 될 것이다.
- 3) 外國人의 國內株式에 대한 投資가 제한적으로 허용되고 있기 때문에 이를 통하여 金利裁定이 일어날 수도 있을 것으로 보는 사람들도 있다. 그런데 株式에 대한 投資에서는 확정된 收益을 올릴 수 없고 危險이 따르기 때문에 株式市場을 이용하여 金利裁定이 일어나기는 어려울 것으로 판단된다.

外國通貨간 換率變動으로 인한 危險을 헤지할 수 있는 手段이 마련 되어 있어야 한다. 그런데 우리나라에는 아직도 先物換市場이 活性化되어 있지 않는 등 外換危險을 헤지할 수 있는 마땅한 방법이 없는 실정이다⁴⁾. 이와 같은 점들을 고려할 때 資本自由化가 추진되는 과정에서 國內金利가 빠른 속도로 下向調整되어 國際金利 수준에 접근할 것으로 期待하기는 어려운 것으로 판단된다.

濠洲와 뉴질랜드의 경우 外換의 保有 및 去來와 관련된 규제를 완전히 撤廢하고 換率의 자유로운 변동을 허용함과 동시에 資本流出入에 대한 規制를 완전히 撤廢한 후에도 장기간 동안 國內金利가 國際金利에 비하여 상당히 높은 수준을 유지하였다.

濠洲는 1983년 말에 外換 및 資本에 대한 규제를 완전히 철폐하였다⁵⁾. 이에 따라 <表 V-1>에서 보는 바와 같이 1984년부터 海外資本이 대규모로 유입되어 資本收支의 黑字規模가 대폭 확대되었다.

그런데 이와 같은 外換 및 資本自由化에도 불구하고 [圖 V-1]에서 濠洲의 短期金利인 貨幣市場 利率(money market interest rate)은 오히려 상승하기 시작하여 1985년 말에는 年率 18% 포인트에 달하게 되었다. 이에 대하여 尤러달러 利率은 1984년 중반부터 점차 하락하기 시작하여 1986년중에는 年率 6% 내외의 수준

-
- 4) 우리나라에서 締結되는 先物換契約 중 대부분의 滿期가 7日 이내이고 滿期가 3個月 이상인 先物換去來의 규모는 매우 작다. 滿期가 初短期인 先物換契約으로는 利率裁定을 위한 資本去來에 대한 外換危險을 헤지하기 어렵다.
- 5) 濠洲는 1983년 12월 外換 및 資本流出入과 관련된 규제들을 撤廢하고 先進國型的 變動換率制度로 이행하였다. 그 이전에는 中央銀行이 매일 아침 당일의 거래에 적용할 貿易比重加重平均換率指數(trade weighted index: WTI)를 발표하고 그에 상응하는 濠洲달러/美國달러 換率을 발표하였다. 이와 같은 換率 및 外換管理制度를 可變固定換率制度(crawling peg exchange rate system)라 하며 우리나라가 1980년 2월부터 1990년 2월까지 채택하였던 複數通貨 바스켓페그 換率制度和 유사하다. 濠洲의 換率制度改編과 관련하여 그 이유 및 배경과 經濟의 效果에 대한 보다 자세한 설명은 金宗萬(1996b), 第V章 참조.

<表 V-1> 濠洲의 主要 經濟指標 推移

(單位: %, 億美달러)

	期 間					
	1974~ 1978	1979~ 1983	1984~ 1988	1989~ 1993	1994	1995
M ₁ 增加率(年平均)	9.83	10.57	14.61	12.06	11.07	6.83
M ₂ 增加率(年平均)	11.67	11.87	15.31	10.95	9.72	8.59
消費者物價 上昇率(年平均)	12.85	10.03	7.09	4.16	1.89	4.72
生産者物價 上昇率(年平均)	11.99	10.86	6.78	3.21	0.08	3.59
經常收支(期間累積金額)	-136.9	-307.1	-485.3	-697.5	-174.8	-197.9
資本收支(期間累積金額)	91.5	357.3	545.5	703.9	164.7	134.7

資料: IMF, IFS tape.

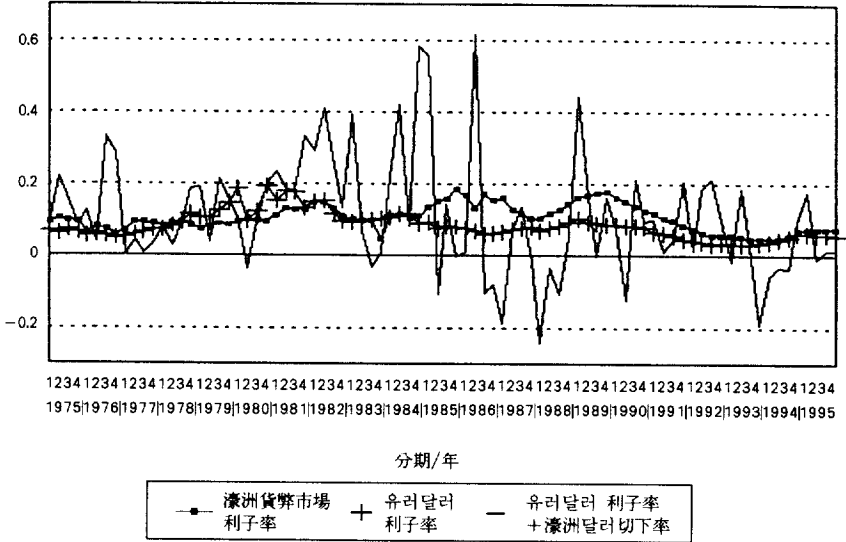
에 이르게 되었다. 그 결과 1985년 말부터 1987년 초까지의 기간에는 濠洲의 貨幣市場 利率이 유러달러 利率에 비하여 年率 10% 포인트 이상 높은 수준을 유지한 것으로 나타나고 있다. 또한 濠洲의 貨幣市場 利率은 1987년 말부터 다시 급등하였기 때문에 1989년 중반부터 1990년 중반까지의 기간에는 유러달러 利率에 비하여 年率 10% 포인트 가까이 높은 수준을 유지한 것으로 나타나고 있다⁶⁾.

[圖 V-1]에서 資本移動의 사후적인 均衡條件인 濠洲의 國內金利와 유러달러 利率에 濠洲달러/美國달러 換率의 실제 變動率을 합한 값의 變動推移를 비교해 보면 두 변수 사이에 아무런 관계도 없는 것처럼 나타나고 있다⁷⁾. 이는 利率의 상대적인 변동에 비하

6) <表 V-1>에 정리된 주요 經濟變數들의 變動推移를 고려할 때 外換 및 資本自由化를 단행한 후에도 濠洲의 國內金利가 國際金利에 비하여 높은 수준을 유지한 이유는 높은 物價上昇率 때문인 것으로 판단된다. 즉 物價上昇率이 높은 수준을 유지하였기 때문에 인플레이期待가 형성되고 이에 따라 濠洲의 名目金利가 높은 수준을 유지하였던 것으로 추측할 수 있다.

7) [圖 V-1]에서 유러달러 利率과 濠洲의 貨幣市場 利率은 3개월 滿期 資金의 年間收益率이다. 따라서 期間을 일치시키기 위하여 直後分期

[圖 V-1] 濠洲 國內金利와 유러달러 金利의 變動推移



여 換率變動의 폭이 매우 크기 때문이며 따라서 事後的인 觀點에서 볼 때 國內外 金利間 裁定去來의 均衡條件은 성립되기 어려운 관계임을 알 수 있다.

開放經濟體制下에서 金利裁定에 의한 資本移動의 均衡關係를 표시하는 皮셔開放關係는 事前的인 關係이기 때문에 실제로 실현된 利率과 換率의 상대적인 變動을 기준으로 그 성립여부를 판단할 수는 없다. 그러나 事後的으로 실현되는 利率과 換率 變動 사이의 關係가 事前的인 均衡條件에서 크게 벗어나는 경우에는 실제로 金利裁定에 참가한 投資家들이 危險에 露出된다. 이와 같은 危險은 先物換契約이나 利率先物契約 등을 통하여 헤지(hedge)할 수 있

의 濠洲달러/美國달러 實際 變動率(自然對數의 1次 差分)을 4배하여 유러달러 利率에 더한 값을 事後的인 皮셔開放의 均衡조건으로 표시하였다. 또한 利率 資料들이 分期間 平均임을 감안하여 濠洲달러/美國달러 換率도 분기간 平均換率 資料를 사용하였다.

다. 그런데 危險을 헤지하기 위해서는 추가적인 비용을 지불해야 하며 경우에 따라서는 危險을 완전히 헤지할 수 없는 경우도 발생할 수 있다⁸⁾. 따라서 資本移動에 대한 규제가 완전히 철폐된 開放經濟體制下에서도 충분한 규모의 金利裁定이 이루어지지 않기 때문에 國內金利는 圻셔開放의 均衡條件에서 상당폭 離脫할 수 있는 것으로 해석할 수 있다.

뉴질랜드의 경우에는 1984년 12월에 資本流出入과 관련된 규제를 撤廢하고 이듬해 3월부터 變動換率制度로 이행하였다. 그런데 당시 뉴질랜드의 經濟는 成長趨勢가 둔화되고 經常收支의 赤字幅이 확대되었으며 物價가 급격하게 상승하는 등 여러 가지 어려움을 겪고 있었다. 따라서 <表 V-2>에서 보는 바와 같이 資本流出入에 대한 규제를 철폐한 이후 1985년과 1989년 사이의 기간동안 資本

<表 V-2> 뉴질랜드의 主要 經濟指標 推移

(單位：%, 億美달러)

	期 間				
	1975~ 1979	1980~ 1984	1985~ 1989	1990~ 1994	1995
M ₁ 增加率(年平均)	9.18	8.99	46.30	6.39	15.12
M ₂ 增加率(年平均)	17.40	13.33	22.24	21.64	8.55
消費者物價 上昇率(年平均)	14.30	12.41	11.31	2.54	3.75
生産者物價 上昇率(年平均)	16.25	13.48	8.28	2.27	0.07
經常收支(累積金額)	-39.2	-77.0	-131.7	-95.6	-37.8
資本收支(累積金額)	-8.2	-21.1	-60.0	34.6	17.8

資料：IMF, IFS tape.

8) 國內外 金利裁定에 따르는 위험을 헤지하기 위하여 國內 및 海外 利子率에 대한 先物契約과 換率變動에 대한 先物換契約이나 通貨先物契約을 동시에 체결해야 한다. 그런데 利子率先物이나 通貨先物の 경우 滿期가 정해져 있고, 去來單位가 標準化되어 있기 때문에 金利裁定에 따르는 危險을 완전히 헤지할 수 없다. 또한 이와 같은 계약을 체결하기 위해서는 상당한 비용을 부담해야 한다.

流出의 속도가 가속되었기 때문에 資本收支의 赤字幅이 확대되었다.

이와 같은 外換 및 資本自由化에도 불구하고 [圖 V-2]에서 보는 바와 같이 뉴질랜드의 政府公債 流通收益率은 1984년 3/4分期부터 급등하기 시작하였으며 1984년 말부터 1987년 말까지의 기간 동안 年率 15% 포인트 이상의 수준을 유지하였다⁹⁾. 따라서 1985년부터 1987년 말까지의 기간동안 뉴질랜드 政府公債의 流通收益率은 유러달러 利子率에 비하여 年率 10% 포인트 가까이 높은 수준을 유지한 것으로 나타나고 있다. 같은 그림에서 1993년 중반까지 뉴질랜드의 政府公債 流通收益率은 유러달러 利子率에 비하여 年率 4% 포인트 이상 높은 수준을 유지한 것으로 나타나고 있으며 최근에는 두 利子率 사이의 격차가 年率 2% 포인트 내외로 축소되었다¹⁰⁾.

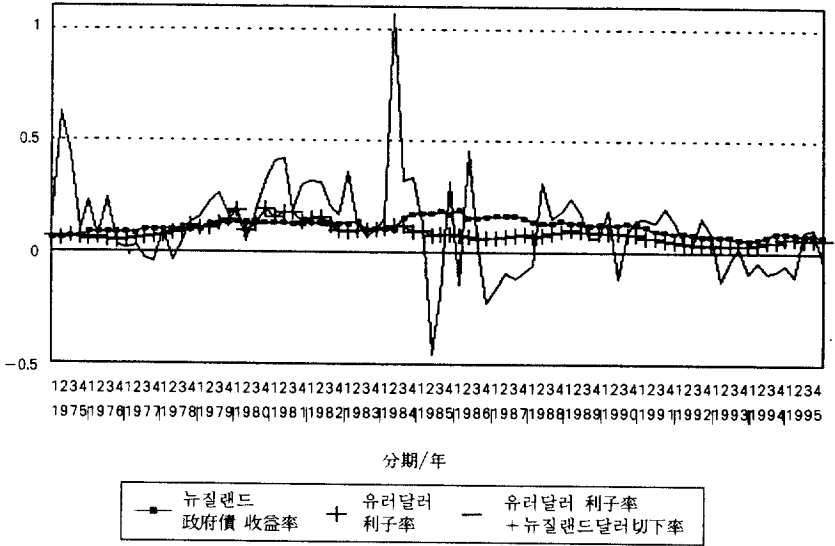
[圖 V-2]에서도 유러달러 利子率에 年間으로 환산한 뉴질랜드 달러/美國달러 換率의 실제 上昇率의 合計는 경우에 따라 뉴질랜드의 國內金利를 크게 벗어난 경우가 많았던 것으로 나타나고 있다. 따라서 事後的인 관점에서 볼 때 뉴질랜드의 國內外 金利差에 따라 裁定去來에 참여한 投資家들은 상당히 큰 危險을 부담하였던 것으로 추측할 수 있다.

이상에서 검토한 사항들을 종합하면 우리나라의 경우 資本自由化를 추진하더라도 앞으로 상당기간 資本流入에 대하여서는 어느 정도 規制할 것이기 때문에 國內外 金利間 裁定去來로 인하여 國內金

9) 뉴질랜드의 政府公債 流通收益率 資料는 1987년까지는 10년 이상 滿期의 政府公債 流通收益率을 單純平均한 것이며 1987년 이후에는 5년 이상 滿期 債券의 流通收益率을 加重平均한 것이다.

10) 뉴질랜드 政府公債의 收益率은 滿期가 5년인 債券의 流通收益率을 평균한 것이기 때문에 短期金利인 유러달러 利子率에 비하여 어느 정도 높은 수준을 유지할 수 있다. 그러나 이와 같은 滿期의 차이만으로는 年率 4% 포인트 이상의 收益率 차이를 설명하기는 어려울 것으로 판단된다.

[圖 V-2] 뉴질랜드의 國內金利 및 유러달러 金利 變動推移



리가 빠른 시일 내에 海外金利 수준까지 하락할 것으로 기대하기는 어려울 것으로 판단된다. 또한 資本流出入에 대한 규제를 완전히 撤廢하더라도 國內 金融市場이 안정되고 危險을 헤치하기 위한 手段이 구비되는 등 조건이 정비되기까지는 金利裁定去來가 대규모로 이루어지기는 어려울 것이기 때문에 앞으로 상당기간 國內金利는 國際金利 변동의 영향을 크게 받지 않을 것으로 판단된다. 따라서 國內金利는 당분간 國際金利 수준으로 下向調整되지 않고 상대적으로 높은 수준을 유지할 수 있을 것이다.

2. 資本流入에 대비한 換率 및 通貨管理와 國內金利

外換 및 資本自由化가 추진됨에 따라 資本流出入에 대한 규제가 점차 완화될 것이다. 이에 따라 國內企業에 의한 海外資本의 導入

이나 外國人에 의한 國內投資가 증가하게 될 것이다. 또한 資本流出에 대한 규제가 완화됨에 따라 國內企業에 의한 海外直接投資 등이 증가하게 될 것이다. 이와 같은 資本의 流入과 流出은 外換의 需給에 영향을 미치게 되고 換率을 변동시키는 요인으로 작용하게 될 것으로 예상된다.

그런데 外換需給의 변동에 따라 換率이 변동할 경우 輸出과 國內物價에 영향을 미치게 되고 나아가 經濟成長 등에 영향을 미칠 수 있다. 앞에서 행한 實證分析의 결과에서 이와 같은 요인들의 변동은 國內金利에 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 이와 같은 점들을 고려할 때 外換 및 資本自由化의 결과 外換需給의 변동으로 인하여 換率이 변동하게 될 경우 金利를 결정하는 요인들에 영향을 미치기 때문에 國內金利가 변동하게 되는 間接的인 효과도 검토해 보아야 할 것이다.

한편, 政策當局은 換率變動으로 인한 輸出 및 國內物價의 변동효과를 차단하기 위하여 外換市場에 介入할 수도 있을 것이다. 예를 들면 外換의 超過供給이 발생하여 國內通貨의 가치를 상승시키는 압력으로 작용할 경우 中央銀行은 外換을 買入하여 흡수함으로써 換率을 안정시킬 수 있을 것이다. 그런데 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 國內通貨의 供給이 증가하게 된다. 또한 通貨供給이 증가할 경우 國內物價에 영향을 미치게 되기 때문에 인플레이션期待가 형성될 수 있을 것이다. 앞에서 행한 實證分析의 결과에서 이와 같은 요인들의 변동도 利子率에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되었다.

한 걸음 더 나아가 中央銀行은 通貨管理를 위하여 外換을 買入하는 과정에서 공급된 通貨를 通貨安定證券을 발행하는 등의 방법으로 還收할 수도 있을 것이다. 이때 資金市場에 공급되는 債券의 物量이 증가하기 때문에 實勢金利가 상승하게 되는 효과도 생각해 볼 수 있다. 通貨를 還收하기 위하여 中央銀行이 通貨安定證券을 발행

하는 대신 國內與信의 규모를 축소하거나 政府가 財政緊縮을 통하여 財政收支의 黑字規模를 확대하더라도 市中의 流動性이 감소하기 때문에 實勢金利가 상승하게 될 수도 있을 것이다.

여기서는 外換 및 資本自由化를 추진하게 된 결과 資本流出入 규모의 확대에 의한 外換需給의 변동에 대응하여 換率 및 通貨를 管理하는 과정에서 利率을 결정하는 要因들에 영향을 미치게 되기 때문에 國內金利가 변동하게 되는 효과를 검토해 보기로 하겠다. 앞에서 檢討한 바와 같이 外換 및 資本自由化를 추진하더라도 당분간은 國內外 金利間 裁定去來로 인해 國內金利가 하락하게 되는 直接的인 효과를 기대하기 어렵기 때문에 이와 같은 경로를 통한 間接的인 變動效果가 보다 중요할 수도 있을 것이다.

가. 國際收支 및 外換需給에 대한 假定

外換需給의 변동에 대응하여 換率 및 通貨를 管理하는 과정에서 國內金利가 변동하게 되는 효과를 파악해 보기 위해서는 먼저 外換需給의 변동에 대하여 예측해 보아야 할 것이다. 그런데 未來의 外換需給에 대하여 정확하게 豫測하는 것은 불가능하기 때문에 本 研究에서는 最近 國際收支의 변동과 經濟展望 등을 감안하여 假想的인 경우들을 설정하고 각 경우에 있어서 國內金利가 어떻게 변동하게 될 것인가를 實驗分析(simulation analysis)을 통하여 가늠해 보기로 하겠다.

최근 우리나라 國際收支의 변동상황은 <表 V-3>에 정리되어 있다. 이 表에서 우리나라의 經常收支는 1993년에 黑字를 기록한 것을 제외하고 1991년 이후 줄곧 赤字를 기록한 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 資本收支는 계속 黑字를 기록하였다. 특히 國內株式에 대한 外國人의 直接投資를 허용하기 시작한 1992년부터는 資本收支의 黑字規模가 확대되어 1995년까지는 綜合收支가 黑字를 기록하였기 때문에 外換의 超過供給 상황이 지속된 것으로 나타나

<表 V-3> 最近 우리나라 國際收支 推移

(單位: 億달러)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996 ¹⁾
經常收支	-87.3	-45.3	3.8	-45.3	-88.2	-237.2
貿易收支 ²⁾	-69.8	-21.5	18.6	-31.5	-47.5	-152.8
貿易外收支 ³⁾	-17.5	23.8	-14.8	-13.8	-40.7	-84.4
資本收支	42.3	83.4	68.8	90.2	135.3	172.4
長期資本收支	41.9	72.3	89.0	58.6	79.0	118.1
短期資本收支	0.4	11.1	-20.3	31.6	56.3	54.2
誤差 및 漏落	7.6	10.8	-7.2	-16.7	-16.4	7.5
綜合收支	-37.4	49.0	65.4	28.2	30.8	-57.3

註: 1) 暫定值.

2) 國際收支 基準임.

3) 移轉收支 포함.

資料: 韓國銀行, 『조사통계월보』, 1996년 11월호 및 韓國銀行 內部資料.

고 있다.

그런데 1996년에는 經常收支의 赤字規模가 약 237億달러로 대폭 확대되었기 때문에 資本收支가 약 172億달러의 黑字를 기록하였음에도 불구하고 綜合收支는 약 57億달러의 赤字를 기록한 것으로 나타나고 있다. 따라서 1996년에는 1992년부터 1995년까지의 기간과는 달리 外換에 대한 超過需要가 발생한 것을 알 수 있다.

최근 들어 資本收支의 黑字規模가 확대되고 있는 이유는 國內金利가 國際金利에 비하여 상당폭 높은 수준을 유지하고 있는 상황에서 資本流入과 관련된 규제를 緩和하고 있기 때문이다. 國內企業들이 設備投資 등에 필요한 資金을 海外證券發行 등을 통하여 國際金融市場에서 資金을 조달할 경우 國內金融市場에서 조달하는 경우에 비하여 金融費用을 절감할 수 있다. 따라서 國內企業에 의한 資本導入의 증가로 인하여 長期資本收支의 黑字規模가 확대되고 있다. 또한 輸入유전스 등 經常去來와 관련된 資本去來에 대한 規制緩和의 결과 短期資本收支의 黑字規模도 증가하고 있다. 이와 같은 점

들을 고려할 때 앞으로 資本流出入과 관련된 規制가 더욱 완화됨에 따라 資本收支의 黑字規模는 확대될 가능성이 큰 것으로 판단된다.

한편, 設備投資와 관련된 海外資本 導入의 규모는 國內景氣의 변동과 관련이 있을 것으로 판단된다. 즉 國內景氣가 好況局面에 있을 경우 設備投資가 증가하기 때문에 海外資本의 導入規模도 증가하게 될 것이다. 이에 대하여 國內景氣가 下降局面에 있을 경우 設備投資의 증가율이 下落하기 때문에 海外資本 導入의 규모가 축소될 수 있을 것이다.

우리나라의 경우 貿易收支 및 經常收支도 景氣變動의 영향을 크게 받는 것으로 판단된다. 즉 우리나라 輸入品の 대부분이 機械裝置 등 資本財나 完製品 생산을 위한 中間材, 原料 등이기 때문에 景氣가 好況局面에 접어들 경우 輸入이 증가하고 經常收支의 赤字幅이 확대되는 경향이 있다.

이와 같은 점들을 염두에 두고 國內金利에 미치는 영향을 實驗分析하기 위하여 필자가 임의로 설정한 세 경우에 있어서 國際收支 및 外換需給의 상황은 <表 V-4>에 정리되어 있다.

이 表에서 첫번째 경우(Case I)는 앞으로 2000년까지 經濟成長率이 매년 7%에 달하고 經常收支의 赤字規模가 1997년에는 195億 달러에서 점차 축소되어 2000년에는 40億달러에 이르게 되는 경우를 가정해 보았다¹¹⁾. 같은 경우 資本收支의 黑字規模는 1997년 170億달러에서 매년 20億달러씩 확대되어 2000년에는 230億달러로 확대되는 것으로 가정하였다. 이에 따라 綜合收支는 1997년 25億달러 赤字에서 1998년에는 50億달러 黑字로 전환되고 1999년과 2000년에는 각각 120億달러와 190億달러의 黑字를 기록하게 되는 것으로 가정하였다.

11) <表 V-4>에서 세 경우의 1997년 經常收支 赤字金額 195億달러와

<表 V-4> 實驗分析을 위한 國際收支에 대한 假定

(單位: 億달러)

		1997	1998	1999	2000
Case I	經常收支	-195	-140	-90	-40
	貿易收支	-100	-40	20	80
	貿易外收支	-95	-100	-110	-120
	資本收支	170	190	210	230
	綜合收支	-25	50	120	190
Case II	經常收支	-150	-100	-50	0
	貿易收支	-60	-5	50	105
	貿易外收支	-90	-95	-100	-105
	資本收支	150	160	170	180
	綜合收支	0	60	120	180
Case III	經常收支	-130	-80	-30	20
	貿易收支	-45	10	65	120
	貿易外收支	-85	-90	-95	-100
	資本收支	140	140	140	140
	綜合收支	10	60	110	160

註: 각 경우의 1997년 經常收支 赤字額 195億달러와 150億달러 및 130億달러는 經濟成長率이 각각 7%, 6% 및 5.5%에 달하는 경우에 韓國銀行에서 展望한 數值임. 貿易外收支에는 移轉收支 포함.

두번째 경우(Case II)에는 經濟成長率이 매년 6%에 달하는 것으로 가정하고 經常收支가 1997년 150億달러 赤字에서 赤字幅이 매년 50億달러씩 축소되어 2000년에는 均衡을 이루게 되는 것으로 가정하였다. 첫번째 경우에 비하여 經濟成長率이 낮아짐에 따라 國內企業에 의한 資本導入의 규모가 축소되기 때문에 資本收支의 赤字規模가 1997년 150億달러에서 매년 10億달러씩 확대되어 2000년에는 180億달러에 이르게 되는 것으로 가정해 보았다. 이때 綜合

150億달러 및 130億달러는 經濟成長率이 각각 7%와 6% 및 5.5%인 경우 韓國銀行에서 추정된 수치이다.

收支는 1997년에는 균형을 이루게 되고 1998년부터는 黑字를 기록하기 시작하여 1999년과 2000년에는 각각 120億달러와 180億달러의 黑字를 기록하게 되는 것으로 추산할 수 있다.

세번째 경우(Case III)는 經濟成長率이 더욱 낮아져서 매년 5.5%를 기록하게 되는 상황을 가정해 보았다. 이때 經常收支는 1997년에 130億달러 赤字를 기록하고 매년 50億달러씩 改善되어 2000년에는 20億달러 黑字를 기록하게 되는 것으로 가정하였다. 經濟成長率이 낮아짐에 따라 海外資本의 導入規模가 증가하지 않기 때문에 資本收支의 黑字規模는 매년 140億달러에 머무는 것으로 가정하였다. 이에 따라 綜合收支의 黑字規模는 1997년 10億달러에서 점차 확대되어 2000년에는 160億달러에 달하게 되는 것으로 가정하였다.

나. 外換需給의 變動에 따른 換率變動이 國內金利에 미치는 影響

<表 V-4>에서 가정한 각 경우에 있어서 經常收支 및 資本收支의 상대적인 변동으로 인한 外換需給의 변동이 換率變動을 통하여 國內金利에 미치는 영향을 파악해 보기 위해서는 먼저 外換需給의 變動으로 인한 換率變動의 효과를 추정해 보아야 한다. 그런데 本 研究의 目的은 換率變動의 요인을 분석하는 것이 아니므로 外換需給의 변동으로 인한 換率變動의 효과는 筆者의 다른 研究에서 파악된 결과를 적용하겠다¹²⁾.

우리나라가 市場平均換率制度로 이행한 1990년 3월 이후 원/달러 換率의 變動要因을 實證的으로 분석한 결과 實質GDP(年間)에 대비한 經常收支 黑字金額의 比率이 1% 포인트 상승할 경우 원/달러 換率은 약 1.368% 포인트 下落(원貨價値 上昇)하는 것으로 파

12) 원/달러 換率變動의 要因을 분석한 결과에 대해서는 金宗萬(1995), p. 160, <表 V-5> 참조.

약되었다. 또한 實質 GDP에 대비한 資本收支 黑字金額의 比率이 1% 포인트 상승할 경우 원/달러 換率은 약 0.894% 포인트 下落하는 관계에 있는 것으로 파악되었다¹³⁾.

이와 같은 연구의 결과를 적용하여 國際收支의 변동으로 인한 원/달러 換率의 變動效果를 추정함에 있어서 한 가지 확정하여야 할 사실은 外換의 超過供給이 발생할 경우 이를 어떻게 吸收할 것이냐에 대한 것이다. 綜合收支가 黑字를 기록함에 따라 外換의 超過供給이 발생할 경우 국내에서 民間이나 中央銀行이 外換을 買入하여 吸收하지 않으면 계속해서 國內通貨의 가치를 상승시키는 요인으로 작용하게 된다. 그런데 國內金利가 國際金利에 비하여 높은

13) 外換 및 資本에 대한 規制가 점차 완화되고 있는 상황에서 國際收支의 상대적인 변동으로 인한 換率變動의 효과를 파악함에 있어서 고려하여야 될 사항은 같은 규모의 經常收支와 資本收支 변동으로 인한 換率變動效果의 크기이다. 그간 우리나라의 경우 海外資本의 導入을 허용함에 있어서 經常收支의 변동상황을 고려하거나 施設財 導入을 위한 경우에 한하여 허용하는 등 資本去來와 관련된 外換의 需給을 源泉의으로 관리하였다. 따라서 資本收支의 변동으로 인한 원/달러 換率의 변동효과가 같은 규모의 經常收支 변동의 효과에 비하여 상대적으로 작았다. 이에 대하여 資本移動에 대한 規制가 완전히 철폐된 先進國 通貨間 換率의 경우 資本收支의 변동으로 인한 換率變動의 효과가 經常收支 변동의 효과에 비하여 상대적으로 큰 것으로 파악되었다. 예를 들면 엔/달러 換率의 경우 같은 資本收支 변동으로 인한 換率變動 효과의 크기가 같은 규모의 經常收支變動 效果의 약 2.5배 내외에 달하는 것으로 파악되었다. 또한 마르크/달러 換率의 경우에도 資本收支의 변동으로 인한 換率變動의 효과가 약 經常收支 변동효과와 약 1.5배 내외에 달하는 것으로 파악되었다(金宗萬(1995), p. 54, <表 III-3> 및 p. 65, <表 III-4> 참조). 先進國 通貨間 換率變動의 특성을 고려할 때 우리나라도 資本流出入에 대한 規制가 점차 완화되고 資本去來와 관련된 外換의 需給을 源泉의으로 관리하기가 어려워짐에 따라 資本收支의 변동으로 인한 換率變動의 효과가 점차 커지게 될 수 있을 것으로 판단된다. 따라서 앞으로 外換需給의 변동으로 인한 換率變動의 효과를 實驗分析함에 있어서 같은 규모의 經常收支 변동으로 인한 원/달러 換率變動의 효과(實質 GDP에 대비한 經常收支 黑字金額 比率이 1% 포인트 상승하는 경우 원/달러 換率이 1.368% 下落하는 효과)에 대비한 資本收支의 변동효과 비율이 1997년에는 0.8배에서 1998년과 1999년에는 같아지는 것으로 가정하였으며 2000년에는 1.1배로 資本收支 변동의 효과가 오히려 커지는 것으로 가정하였다.

수준을 유지하는 상황에서는 外換의 保有 및 去來와 관련된 規制를 緩和하더라도 民間이 保有하기 위한 外換의 需要는 크게 증가하지 않는다¹⁴⁾. 이와 같은 점을 고려하여 本 研究에서는 外換의 超過供給이 발생할 경우 國內通貨의 가치에 미치는 계속적인 上昇效果를 차단하기 위하여 中央銀行이 買入하여 흡수하는 受動的인 介入만을 하는 것으로 가정하겠다. 이때 中央銀行의 外換市場 介入으로 인한 換率變動의 효과는 필자의 다른 研究에서 파악된 바를 적용하여 實質GDP에 대한 中央銀行 對外準備高 增加額의 비율이 1% 포인트 상승함에 따라 원/달러 換率は 약 0.358% 포인트 상승하는 것으로 가정하겠다¹⁵⁾.

이와 같은 가정하에 <表 V-4>에 정리된 假想的인 각 경우에 國際收支의 상대적인 변동으로 인한 外換需給의 변동이 원/달러 換率에 미치는 영향을 實驗的으로 추산한 결과는 <表 V-5>에 정리되어 있다¹⁶⁾.

-
- 14) 國內에서도 外貨預金에 대한 利子는 國際金利가 적용된다. 이에 대하여 원貨預金에 대하여서는 國內金利가 적용되기 때문에 國內金利가 國際金利에 비하여 높은 상황에서 外貨預金 보유할 경우 國內外 金利差만큼 손해를 보게 된다. 國內通貨의 가치가 상승할 경우 外換의 超過需要를 어느 정도 흡수할 수 있을 것이라고 생각하는 사람들도 있으나 이는 잘못된 생각이다. 換率은 일종의 價格이기 때문에 外換에 대한 需要와 供給을 일치시키는 機能을 수행할 뿐 그 자체가 外換의 物量을 흡수할 수는 없다. 國內通貨의 가치가 상승할 경우 장기적으로 經常收支가 惡化되기 때문에 外換의 超過供給이 감소할 수는 있을 것이다. 그런데 國內通貨의 가치가 상승할 경우 短期的(6~9개월)으로는 J曲線效果로 인하여 外換의 供給이 더욱 증가할 수도 있다.
- 15) 中央銀行 對外準備高의 변동으로 인한 원/달러 換率의 變動效果는 前掲書 참조. <表 V-4>에서 첫번째 경우(Case I) 1997년에는 綜合收支가 赤字를 기록하기 때문에 外換의 超過需要가 발생하게 된다. 이때 中央銀行이 對外準備高를 賣却하여 外換의 供給을 증가시키는 것으로 가정하였다.
- 16) 經常收支의 변동으로 인하여 外換需給이 변동할 경우 換率에 영향을 미치게 된다. 또한 換率이 변동할 경우에는 달러貨로 표시된 輸出價格과 輸入品의 國內價格이 변동하기 때문에 貿易收支 및 經常收支에 영향을 미치게 된다. 이와 같은 經常收支와 換率 상호간에 미치는 영향을

<表 V-5> 國際收支의 變動에 따른 원/달러 換率 變動效果

(單位: %)

		1997	1998	1999	2000
Case I	經常收支效果	+7.97	+4.98	+2.79	+1.53
	資本收支效果	-5.45	-7.18	-7.25	-7.85
	中央銀行 介入效果	-0.30	+0.58	+1.17	+1.47
	合 計	+2.22	-1.62	-3.29	-4.85
Case II	經常收支效果	+6.18	+3.64	+1.69	+1.86
	資本收支效果	-4.84	-6.10	-5.99	-6.35
	中央銀行 介入效果	0.00	+0.65	+1.23	+1.02
	合 計	+1.28	-1.81	-3.07	-3.47
Case III	經常收支效果	+5.39	+2.94	+1.09	-0.04
	資本收支效果	-4.53	-5.37	-5.05	-5.02
	中央銀行 介入效果	+0.07	+0.64	+1.02	+1.21
	合 計	+0.93	-1.79	-2.94	-3.85

註: <表 V-4>에서 가정된 각 경우에 있어서 外換需給의 변동으로 인한 원/달러 換率變動의 효과를 實驗的으로 추정된 결과임. 外換의 超過供給이 발생할 경우 換率에 미치는 계속적인 切上效果를 차단하기 위하여 中央銀行이 受動的으로 買入하여 흡수하는 것으로 가정하였음.

이 表에서 세 경우 모두 1997년에는 外換需給의 변동으로 인하여 원/달러 換率이 다소 上昇(원貨價値의 下落)할 요인이 있는 것으로 나타나고 있다. 두번째 경우와 세번째 경우에 있어서는 1997년의 綜合收支가 均衡을 이루거나 다소 黑字를 기록하는 것으로 가정하였음에도 불구하고 원/달러 換率은 각각 1.31%, 0.93% 상승하는 것으로 나타나고 있다. 이는 經常收支 赤字로 인한 원/달러 換率의

고려하여 <表 V-5>에 정리된 換率變動의 효과를 추산함에 있어서 먼저 <表 V-4>에 정리된 外換需給의 변동으로 인한 換率變動의 효과를 推算하고 다음으로 換率變動으로 인한 經常收支의 變動效果를 추산하여 外換의 需給狀況을 修正하였다. 새롭게 추산된 外換需給의 규모를 이용하여 換率의 변동효과를 다시 추정하는 과정을 반복하여 換率과 經常收支가 收斂하는 수준을 구하였다.

上昇 효과가 같은 규모의 資本收支 黒字로 인한 원/달러 換率의 下落效果에 비하여 큰 것으로 가정하였기 때문이다. 그러나 1998년부터는 綜合收支가 黒字를 기록하여 外換의 超過供給 상황이 지속되기 때문에 세 경우 모두 원/달러 換率이 下落(원貨價値 上昇)하는 것으로 나타나고 있다.

원/달러 換率이 <表 V-5>에서 추산한 것과 같이 변동하는 것으로 가정하고 이때 國內金利에 어떤 영향을 미칠 것인가를 검토해 보기로 하자. 이를 위하여 모든 사람들이 먼저 이와 같은 換率의 변동을 정확하게 豫測하는 것으로 가정해 보자. 즉 국내외 모든 投資家나 外換市場 참여자들이 <表 V-5>의 각 경우에 추산된 바와 같이 원/달러 換率이 1997년에는 상승하고 1998년 이후에는 下落하는 것으로 예측하고 있는 것으로 가정해 보자. 이때 國內金利에 미치는 영향은 國內外 金利裁定을 통한 直接的인 효과와 國內物價에 미치는 영향을 통한 間接的인 효과 등 두 가지 經路를 통하여 나타날 수 있다.

먼저 國內外 金利裁定이 활발하게 일어나는 경우에는 圻셔開放關係에 따라 國內金利가 海外金利에 國內通貨의 價値下落率 期待値를 합한 것과 같아지게 된다. 따라서 이때에는 海外金利에 변동이 없을 경우 1997년에는 원/달러 換率이 상승할 것으로 期待되기 때문에 國內金利가 상승압력을 받게 될 것이다. 그러나 1998년 이후에는 원/달러 換率이 下落할 것으로 期待되기 때문에 國內金利를 下落시키는 요인으로 작용하게 될 것이다.

그런데 이와 같은 國內金利의 直接的인 하락효과는 國內外 利子率 차이에 대한 裁定去來가 일어나지 않으면 기대하기 어려울 것이다. 앞에서 檢討한 바와 같이 우리나라는 3단계 自由化計劃이 완료되는 1999년 이후에도 外國人의 國內債券에 대한 投資를 제한하는 등으로 자유로운 국내외 金利間 裁定去來를 제약할 것으로 판단된다. 또한 資本去來에 대한 규제가 완전히 撤廢되더라도 원貨와 外

國通貨간 先物換去來가 活性化 되는 등 危險해지를 위한 手段이 존재하지 않을 경우 金利裁定去來는 활발하게 일어나지 않을 것이다.

다음으로 換率이 변동할 경우 國內物價에 미치는 영향을 통하여 國內金利에 미치게 되는 間接的인 영향을 검토해 보자. 우리나라의 경우 原油를 비롯한 에너지製品과 食糧 및 工業原料 등에 대한 輸入依存도가 높기 때문에 換率이 변동할 경우 國內物價에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되고 있다. 筆者가 다른 研究에서 파악한 원/달러 換率의 변동으로 인한 國內物價의 變動效果는 <表 V-6>에 정리되어 있다.

<表 V-6> 원/달러 換率 1% 上昇이 國內物價에 미치는 影響

(單位 : %)

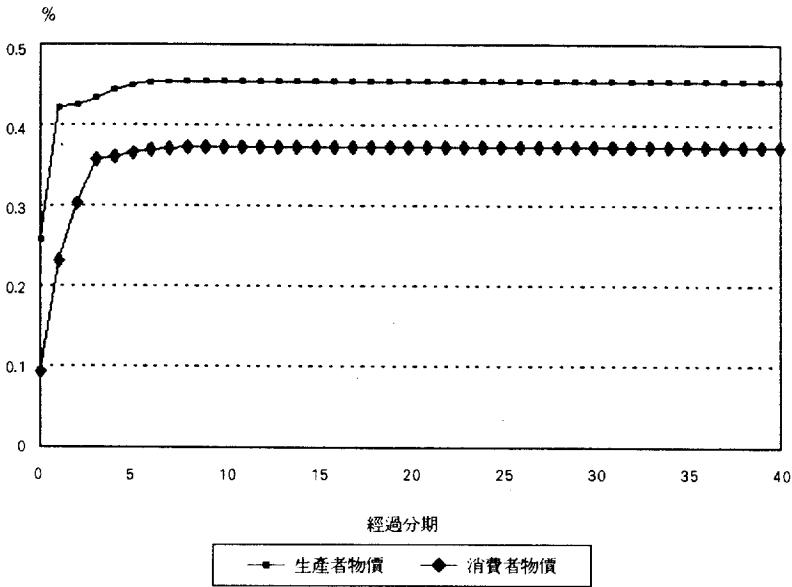
	換率變動 後 經過期間							
	0分期	1分期	2分期	3分期	4分期	2年	3年	4年
輸入品 國內價格	+1.000	+1.000	+1.000	+1.000	+1.000	+1.000	+1.000	+1.000
生産者物價	+0.259	+0.422	+0.425	+0.433	+0.443	+0.454	+0.454	+0.454
消費者物價	+0.093	+0.231	+0.303	+0.357	+0.361	+0.372	+0.373	+0.373

註 : 換率 上昇 以前과 비교할 때 각 變數 水準의 차이를 표시함.
 資料 : 金宗萬(1996b), p. 104, <表 III-5>.

이 表에서 원/달러 換率이 1% 상승하는 경우 원貨로 표시된 輸入品の 國內價格은 換率이 상승하는 것과 같은 分期에 같은 比率로 상승하는 것으로 나타나고 있다. 우리나라가 輸入하는 物量이 世界全體의 物動量에서 차지하는 비중이 크기 않기 때문에 원/달러 換率의 변동으로 인하여 輸入物量이 다소 변동하더라도 달러貨로 표시된 輸入品の 國際價格에는 거의 영향을 미치지 않을 것으로 판단된다¹⁷⁾. 따라서 換率變動이 그대로 轉嫁되기 때문에 원/달러 換率이 상승할 경우 輸入品の 國內價格이 같은 비율로 상승하게 되는 것으로

로 이해할 수 있다.

[圖 V-3] 원/달러 환율 1% 상승後 國內物價 調整過程



輸入品の 國內價格이 상승하기 때문에 國內 生産者物價는 원/달러 환율이 1% 상승하는 것과 같은 分期에 약 0.26% 상승하고 1分期 후에는 환율상昇 이전에 비하여 약 0.42% 상승하게 되는 것으로 나타나고 있다. 生産者物價는 製造業 勤勞者의 賃金上昇 등으로 인하여 점차 上向調整되어 長期的으로는 [圖 V-3]에서 보는 바와 같이 환율상昇 이전에 비하여 약 0.45% 상승한 수준에서 안정되는

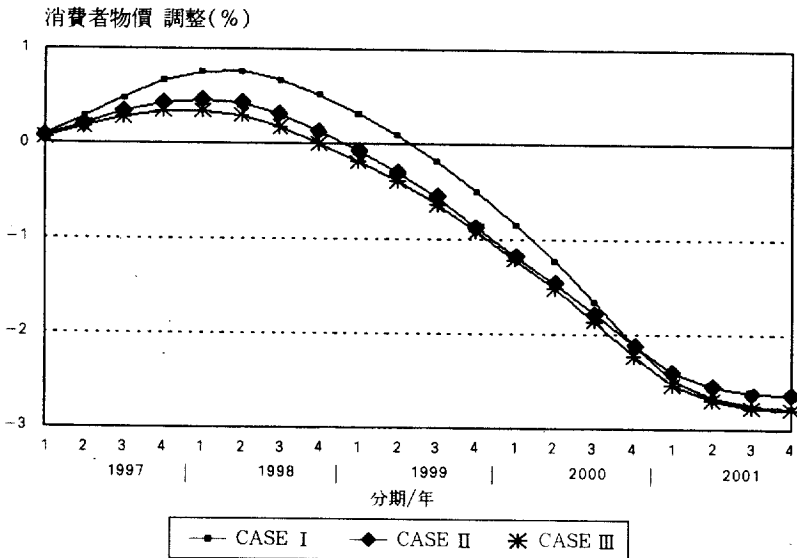
17) 우리나라의 輸入品은 대부분이 資本財나 原油, 農産物 등이기 때문에 需要의 價格彈力性이 낮고 따라서 원/달러 환율의 상승으로 인하여 輸入品の 國內價格이 상승하더라도 輸入物量의 減少效果는 극히 작은 것으로 파악되었다(金宗萬, 『換率運用과 輸出競爭力』, 1994 참조).

것으로 파악되었다.

한편, 원/달러 換率 상승 이후 國內 消費者物價는 生産者物價에 비하여 상대적으로 완만하게 調整되는 것으로 파악되었다. <表 V-6>에서 원/달러 換率이 1% 상승할 경우 消費者物價는 같은 分期에 약 0.09% 상승하는 것으로 나타나고 있다. 이후 消費者物價는 점차 尙向調整되어 4分期 후에는 換率上昇 이전에 비하여 약 0.36% 상승한 수준에 도달하고 長期的으로는 약 0.37% 상승한 수준에서 안정되는 것으로 나타나고 있다¹⁸⁾.

이와 같이 파악된 換率變動으로 인한 國內物價의 變動效果와 <表 V-5>에서 추산된 換率變動의 效果를 결합하여 <表 V-4>에서 가정한 각 경우에 있어서 外換需給의 변동으로 인한 消費者物價의 調整過程을 추산한 결과는 [圖 V-4]에 표시되어 있다.

[圖 V-4] 원/달러 換率 變動으로 인한 消費者物價의 調整過程



18) 消費者物價가 상승할 경우 賃金上昇 압력으로 작용하기 때문에 원/달러 換率이 1% 상승할 경우 製造業 勤勞者의 名目賃金은 長期的으로 약 0.37% 상승하게 되는 것으로 파악되었다.

이 그림에서 각 경우의 調整過程을 살펴보면 세 경우 모두 1997년에는 원/달러 換率이 상승하기 때문에 1998년 초까지는 消費者物價가 상승하는 것으로 나타나고 있다. 첫번째 경우 1998년부터 원/달러 換率이 하락하기 때문에 다소 時差를 두고 消費者物價가 하락하기 시작하여 2001년에는 換率變動이 없는 경우와 비교하여 약 2.7% 내외로 下落한 수준에 도달하게 되는 것으로 나타나고 있다. 두번째 경우와 세번째 경우에도 첫번째 경우와 유사한 경로를 거쳐서 2001년 4/4分期까지 消費者物價가 換率變動이 없는 경우와 비교하여 약 2.7% 내외로 하락하는 것으로 나타나고 있다.

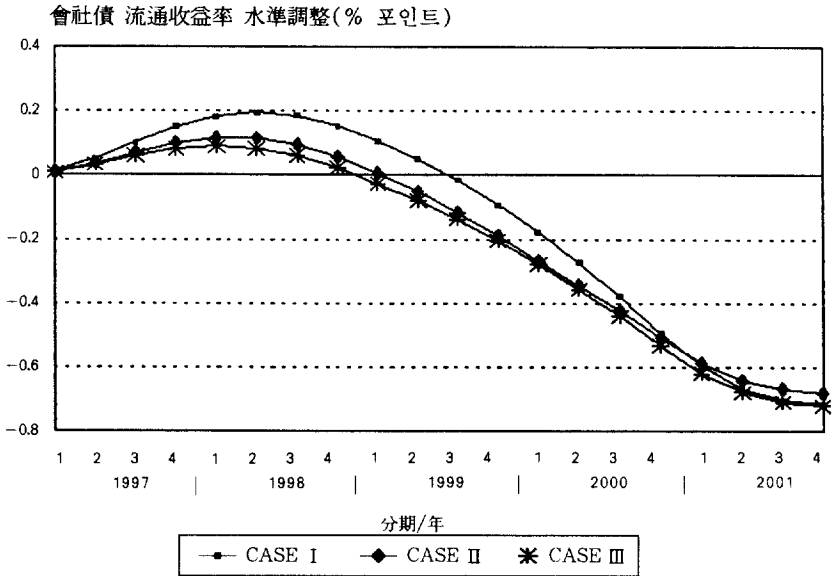
이와 같은 원/달러 換率의 변동으로 인한 消費者物價의 변동효과를 사람들이 정확하게 豫測하는 것으로 가정해 보자¹⁹⁾. 이때 期待인플레이션으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 어느 정도일까? 앞 章에서 <表 IV-2>에 정리된 다섯번째 추정의 결과에서 消費者物價가 1% 상승할 것으로 기대됨에 따라 會社債 流通收益率은 같은 分期에 약 0.14% 포인트, 직후 1分期에 약 0.12% 포인트 포함 약 0.26% 포인트 상승하게 되는 것으로 파악할 수 있었다²⁰⁾.

이와 같은 期待인플레이션率과 會社債 流通收益率 사이의 관계를 [圖 V-4]에서 추산된 消費者物價 變動率에 적용하여 會社債 流通收益率의 변동효과를 추산한 결과는 [圖 V-5] 정리되어 있다.

19) 분석을 진행하기 위하여 完全豫測(perfect foresight)이 가능한 경우를 가정해 보았다.

20) <表 IV-2>에 整理된 여러 分析의 결과 중 다섯번째 推定의 결과를 기준으로 實驗分析을 하기로 결정한 이유는 會社債 流通收益率의 매분기 마지막 달 平均을 被說明變數로 하여 추정한 결과들 중에서 自由度 調整後 R^2 가 가장 높게 나타났기 때문이다. 會社債 流通收益率의 분기간 平均을 被說明變數로 하여 추정한 결과에서는 더빈-왓슨統計가 상대적으로 낮게 나타났기 때문에 문제가 있는 것으로 판단하였다. 새로운 說明變數들을 추가한 <表 IV-5>의 각 推定에서는 標本의 數에 비하여 說明變數가 너무 많기 때문에 문제가 발생하였을 수도 있을 것으로 판단된다.

[圖 V-5] 換率變動·消費者物價 變動으로 인한 會社債 流通收益率의 調整過程



[圖 V-5]에서 推定된 결과를 基準으로 판단할 때 外換 및 資本自由化를 추진하는 과정에서 海外資本의 流入으로 인하여 國內通貨의 가치가 상승하게 되고 이에 따라 國內物價가 下落하기 때문에 會社債 流通收益率에 미치게 되는 下落效果는 크지 않을 것으로 예상된다. 즉 政府가 발표한 外換制度改革計劃이 완료된 후 2001년까지 會社債 流通收益率의 전체 下落效果가 年率 약 0.7% 포인트 내외에 불과한 것으로 파악되었다. <表 V-4>에서 가정한 각 경우에 있어서 2001년 4/4분기까지 會社債 流通收益率의 하락폭을 비교해 보면 첫번째 경우와 세번째 경우에는 年率 약 0.72% 포인트이고 두번째 경우에는 年率 약 0.68% 포인트인 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 추정된 國內金利의 하락효과가 年率 6% 포인트 정도에 달하는 현재의 國內外 金利의 격차를 좁히기에는 충분하지

못한 것을 알 수 있다²¹⁾.

각 경우에 있어서 會社債 流通收益率의 조정과정을 비교해 보면, 첫번째 경우 下落效果가 실제로 나타나는 것은 1999년 3/4분기부터이고 그 이전에는 오히려 상승하는 것으로 나타나고 있다. 두번째와 세번째의 경우에도 1998년 4/4분기까지는 會社債 流通收益率이 이전에 비하여 오히려 상승하고, 하락효과가 나타나기 시작하는 것은 각각 1999년 2/4분기와 1999년 1/4분기부터인 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 분석의 결과를 기준으로 판단할 때 外換 및 資本自由化가 추진됨에 따라 海外資本이 流入되고 國內通貨의 가치가 상승함으로 인하여 國內物價가 하락한 결과 國內金利가 하락하는 효과가 早期에 나타나리라고 期待하기는 어려울 것으로 판단된다.

다. 外換市場 介入으로 인한 通貨增加와 國內金利의 變動效果

앞에서 海外資本의 流入으로 인하여 外換의 超過供給이 발생할 경우 國內通貨의 가치가 계속적으로 상승하게 되는 것을 방지하기 위하여 中央銀行이 外換을 매입하여 흡수하는 것으로 가정하였다²²⁾. 中央銀行은 外換을 買入하는 과정에서 通貨를 放出하게 된다. 특히 이때 放出되는 通貨는 本源通貨(high powered money)이기 때문에 一般銀行에 의한 預金創造過程을 거쳐서 몇 배의 總通貨(M₂) 증가로 나타나게 된다.

中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 放出되는 通貨를 還收하지 않고 방치하는 경우를 생각해 보자²³⁾. 이때 通貨量이 증가하기 때문에 國內金利가 하락하게 되는 直接的인 효과와 通貨量 增加의 결과

21) <表 V-8>에 추정된 효과는 會社債 流通收益率 水準의 변동효과이기 때문에 累積效果를 산출할 수 없다.

22) 이와 같은 中央銀行의 外換市場 介入은 受動的인 것으로 換率을 의도하는 방향으로 조정하기 위하여 外換을 賣買하는 적극적인 外換市場 介入과 구분할 수 있을 것이다.

國內物價가 상승하게 되고 이에 따라 인플레이션期待가 형성되기 때문에 國內金利가 상승하게 되는 間接的인 효과가 나타나게 될 것이다. 그렇다면 中央銀行의 外換 買入에 따른 通貨增加가 國內金利에 미치는 直接的인 하락효과와 間接的인 상승효과의 크기는 각각 어느 정도일까? 또한 이들 효과를 종합할 경우 國內金利는 어떻게 변동할 것인가? 여기서는 이와 같은 疑問點에 대하여 검토해 보기로 하자.

中央銀行의 外換買入으로 인한 通貨增加가 금리에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 먼저 外換買入에 따른 通貨增加의 규모를 파악해 보아야 할 것이다. <表 V-7>에는 <表 V-3>에서 가상한 각 경우에 있어서 外換需給의 변동으로 인한 換率變動의 효과와 換率變動의 결과 經常收支의 변동효과를 감안한 후 綜合收支가 변동함에 따른 外換의 超過供給 혹은 超過需要에 대응하여 中央銀行이 外換市場에 介入할 경우 本源通貨의 변동규모가 年度別로 정리되어 있다.

<表 V-7> 中央銀行의 外換市場 介入에 따른 本源通貨의 變動

(單位: 億원)

	1997	1998	1999	2000
Case I	-22,257.2	41,063.1	110,646.6	147,381.0
Case II	-376.8	57,711.4	103,623.6	100,516.7
Case III	8,313.3	56,294.8	93,097.0	115,566.4

註: <表 V-3>의 각 경우에 있어서 換率 및 經常收支 變動의 효과를 감안한 후 外換의 超過供給이나 超過需要에 대응하여 中央銀行이 買入하거나 賣却할 경우 本源通貨의 變動金額을 推算한 결과임.

- 23) 이때 中央銀行은 外換買入으로 인한 通貨膨脹을 저지하기 위하여 通貨安定證券을 발행하여 通貨를 還收하거나 國內部門을 통한 通貨供給의 규모를 축소할 것이다. 이와 같은 조치로 인한 금리변동의 효과에 대해서는 다음에서 파악해 보기로 하겠다.

이 表에서 첫번째 경우 1997년에는 外換의 超過需要에 대응하여 中央銀行이 保有外換을 매각하는 과정에서 通貨가 還收되기 때문에 本源通貨가 감소하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 같은 경우 1998년부터는 外換의 超過供給에 대응하여 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 通貨가 방출되기 때문에 本源通貨가 증가하게 되는 것으로 나타나고 있다. 이때 本源通貨의 放出規模는 1998년에 약 4兆 1千億원, 1999년에는 약 11兆원, 2000년에는 약 14兆 7千億원으로 증가하게 되는 것으로 추산할 수 있다. 따라서 이 경우에는 2000년까지 本源通貨가 약 28兆원 증가하게 된다.

두번째 경우 1997년에 外換需給이 균형을 이루게 되는 것으로 가정하였지만 換率의 변동으로 인하여 分期別 外換需給을 조절하는 과정에서 本源通貨가 약간 감소하고 1998년부터는 外換의 超過供給을 買入하기 때문에 本源通貨가 증가하게 되어 2000년까지 약 26兆원 증가하게 되는 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 세번째 경우(Case III)에는 1997년부터 外換買入으로 인하여 本源通貨가 증가하기 시작하여 2000년까지 증가액 누계가 약 27兆원에 달하게 되는 것으로 나타나고 있다²⁴⁾.

中央銀行이 外換市場에 개입한 결과 本源通貨가 이와 같이 변동할 경우 總通貨(M₂)에 미치는 영향은 어떻게 될까? 通貨乘數가 일정하고 當局이 通貨管理를 위하여 개입하지 않을 경우 總通貨는 결국 本源通貨와 같은 比率로 변동하게 될 것이다. 이때 總通貨가 증가하기 위해서는 一般銀行에 의한 預金創造의 과정을 거쳐야 하기 때문에 本源通貨의 증가로 인한 總通貨의 변동효과가 완전히 나타나기까지 다소의 時差가 있을 것이다.

24) 1996년 말 本源通貨 殘額이 약 25兆 6千億원이었음을 감안할 때 세 경우 모두 外換을 買入하는 과정에서 放出된 本源通貨를 환수하지 않으면 다른 경로를 통하여 本源通貨를 전혀 공급하지 않더라도 2000년 말까지 本源通貨가 1996년의 2배 이상으로 증가하게 되는 것을 알 수 있다.

그런데 通貨乘數가 변동하거나 當局이 總通貨를 직접 관리하는 경우에는 本源通貨와 總通貨 변동 사이에 1對1 對應關係가 성립하지 않을 수도 있을 것이다. 예를 들면 銀行들의 預金에 대한 支拂準備率을 조정할 경우 通貨乘數가 달라지기 때문에 조정하는 시점을 기준으로 그 이전과 이후의 기간에 있어서 本源通貨와 總通貨變動率 사이의 관계가 달라지게 될 것이다. 또한 政策當局이 總通貨를 관리함에 있어서 本源通貨의 공급조절을 통한 間接管理에 의존하기 보다는 여러 가지 방법을 통하여 직접 관리할 경우에는 通貨乘數가 일정하지 않을 것이다.

과거 우리나라의 本源通貨와 總通貨 변동을 사이의 관계를 파악해 보기 위하여 總通貨 변동을 설명하는 回歸分析을 한 결과는 식 (V-1)에 정리되어 있다.

$$\begin{aligned} dm_{2t} = & 0.0207(1.5740) + 0.1447(3.7067)dhm_t \\ & - 0.0874(2.0760)dhm_{t-1} + 0.0125(0.3452)dhm_{t-2} \\ & + 0.0126(0.3172)dhm_{t-3} + 0.0614(1.2622)dhm_{t-4} \\ & + 0.0102(0.5758)dgdpt_{-5} - 0.0041(0.1471)dexp_{t-1} \\ & + 0.0020(1.4174)dgap_t + 0.4404(1.8629)dcp_{t-3} \\ & - 0.2018(1.3085)cbr_t + 0.2138(0.9528)cbr_{t-1} \\ & - 0.3629(1.5084)cbr_{t-2} + 0.3946(2.7865)cbr_{t-3} \dots (V-1) \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.6369/0.5364, \quad D.W. = 1.8306,$$

$$Q(21) = 29.4816 (P.V = 0.1029)$$

여기서 dm_{2t} , dhm_t , $dgdpt$, $dexp_t$, dcp_t 는 각각 t 分期の 總通貨, 本源通貨, 實質 GDP, 輸出金額(달러表示), 消費者物價指數 自然對數의 1次 差分, $dgap_t$ 는 GNP갭률의 1次 差分, cbr_t 는 會社債 流通收益率을 각각 표시한다. () 안의 숫자는 추정된 係數의 t 統計의 절대값이다.

이 식에서 같은 분기 및 과거 분기의 本源通貨 변동률과 함께 通貨乘數 및 當局의 總通貨 관리에 영향을 미칠 것으로 판단되는 會社債 流通收益率과 實質GDP, 輸出金額 및 消費者物價의 변동률과 GNP갭率의 變動을 總通貨 변동률의 說明變數로 사용하였다²⁵⁾.

추정의 결과에서 本源通貨가 1% 증가할 경우 總通貨는 같은 分期와 향후 4分期까지의 기간에 걸쳐서 약 0.14% 증가하게 되는 것으로 나타나고 있다. 따라서 이 분석의 결과에서 파악된 本源通貨의 증가로 인한 總通貨의 증가효과는 通貨乘數가 일정할 경우 總通貨도 결국 本源通貨와 거의 같은 비율로 증가하게 될 것이라는 예상에 크게 못 미치는 것으로 평가할 수 있다²⁶⁾. 특히 本源通貨가 증가한 후 1分期 후에는 總通貨가 오히려 감소하는 것으로 나타나고 있다.

역사적으로 볼 때 우리나라의 總通貨를 本源通貨로 나눈 通貨乘數는 5 내지 8로 크게 변동하지 않았다²⁷⁾. 그렇다면 식 (V-1)의 추정결과에서 本源通貨의 증가로 인한 總通貨의 증가효과가 작게 나타나는 이유는 무엇일까? 한 가지 가능한 說明은 本源通貨가 증가한 후 一般銀行에 의한 預金創造가 점진적으로 진행되어 總通貨의 증가효과가 長期間에 걸쳐서 나타나기 때문이라는 것이다. 이와 같은 가능성을 점검하기 위하여 總通貨의 수준에 영향을 미칠 것으로 판단되는 주요 經濟變數들 사이의 共積分關係를 추정한 결과는 식 (V-2)에 정리되어 있다.

추정의 결과 共積分 더빈-왓슨(CRDW)統計와 디키-풀러(DF)

25) 분기를 표시하는 더미변수를 說明變數로 추가하여 推定한 결과에서 분기 간 總通貨 변동률의 季節性은 크지 않은 것으로 파악되었기 때문에 식 (V-1)의 추정에서는 계절더미 變數를 說明變數로 사용하지 않았다.

26) 5分期 前에서 8分期 前까지의 本源通貨 증가율은 總通貨 증가율에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 파악되었다.

27) 通貨乘數의 크기를 결정하는 요인으로 一般銀行의 預金에 대한 支給準備率이 있다. 1996년들어 4월과 11월 두 차례에 걸쳐서 支給準備率을 인하했기 때문에 최근에는 通貨乘數가 높아졌다.

統計를 기준으로 평가할 때 總通貨와 說明變數들의 집단 사이에 積分關係가 존재하는 것으로 판단할 수 있다. 그런데 本源通貨와 總通貨 사이의 長期的인 관계는 本源通貨가 1% 증가할 경우 總通貨가 약 0.25% 증가하는 데 그치는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 추정의 결과를 기준으로 판단할 경우 本源通貨와 總通貨 증가율 사이의 長期的인 관계에서도 1對1 對應關係가 성립하지 않는 것으로 해석하여야 할 것이다.

$$\begin{aligned}
 m2_t = & -3.0312(6.0680) + 0.2461(6.5320)hm_t \\
 & + 0.6421(7.2070)gdp_t + 0.0597(1.4863)exp_t \\
 & + 0.0036(1.5276)gap_t - 1.0565(6.7795)cbr_t \\
 & + 0.9943(9.6637)cp_t - 0.0783(5.5146)d_2 \\
 & - 0.1008(5.9592)d_3 - 0.1865(6.7200)d_4 \dots\dots\dots (V-2)
 \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.9986/0.9983, CRDW = 1.3513, DF = -6.1363$$

여기서 $m2_t$, hm_t , gdp_t , exp_t , cp_t 는 각각 t分期 總通貨, 本源通貨, 實質GDP, 달러표시 輸出金額, 消費者物價指數의 自然對數를 나타내며, gap_t , cbr_t 는 각각 t分期 GNP갭率, 會社債 流通收益率을 나타낸다. d_2 , d_3 , d_4 는 각각 2/4分期, 3/4分期, 4/4分期를 나타내는 더미變數이다.

한편, 總通貨와 說明變數들 사이의 장기적인 均衡關係가 식 (V-2)의 추정결과와 같은 것으로 가정할 경우 誤差修正模型 기법을 사용하여 總通貨 增加率의 단기적인 조정관계를 추정한 결과는 식 (V-3)에 정리되어 있다.

$$\begin{aligned}
 dm2_t = & 0.0248(6.2704) + 0.1199(2.9153)dhm_t \\
 & - 0.0833(2.0612)dhm_{t-1} + 0.0275(0.7598)dhm_{t-2} \\
 & + 0.0295(0.7429)dhm_{t-3} + 0.0605(1.3302)dhm_{t-4}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& +0.0202(1.1011)dgdpt_{t-5}-0.0172(0.6167)dexp_{t-1} \\
& +0.0018(1.2915)dgap_t+0.6237(4.2851)dcp_{t-3} \\
& -0.2083(1.4730)dcbr_t+0.0428(0.2763)dcbr_{t-1} \\
& -0.5104(3.3433)dcbr_{t-2}+0.1348(1.0830)dcbr_{t-3} \\
& +0.1221(1.6707)m2e_{t-1} \dots\dots\dots (V-3)
\end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2=0.6625/0.5598, DW=1.9449,$$

$$Q(21)=42.7400(P.V=0.0034)$$

여기서 $dcbr_t$ 는 t 分期 會社債 流通收益率의 변동을 표시하며 $m2e_{t-1}$ 은 식 (V-2)에서 추정 한 $t-1$ 分期의 誤差項을 표시한다. 나머지 變數들에 대한 설명은 식 (V-1)에서와 같다.

이 추정의 결과에서도 本源通貨의 증가로 인한 總通貨의 短期的인 調整效果는 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 즉 本源通貨가 1% 증가할 경우 總通貨는 같은 分期부터 4分期 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.15% 증가하는 데 그치는 것으로 나타나고 있다.

이와 같이 우리나라의 경우 本源通貨가 증가함에 따른 總通貨의 長·短期的인 증가효과가 이와 같이 작은 이유는 무엇일까? 筆者의 판단으로는 우리나라의 通貨當局이 通貨管理 目標을 總通貨로 정하고 이를 직접 統制하고 있기 때문인 것으로 판단된다. 예를 들면 어떤 이유로 本源通貨가 증가할 경우 總通貨 증가를 막기 위하여 銀行들의 與信을 규제하는 등으로 관리해 왔기 때문에 本源通貨가 증가한 직후분기에 總通貨가 오히려 감소하는 관계로 나타나게 되었을 것으로 추측할 수 있다.

이와 같은 과거 通貨管理의 慣行이 당분간 지속되는 것으로 가정해 보자²⁸⁾. 이때 本源通貨와 總通貨의 변동 사이에 앞의 實證分析에

28) 外換 및 資本自由化와 동시에 金融自律化 및 金利自由化가 추진되고 있기 때문에 政策當局이 앞으로도 과거와 같은 방법으로 通貨를 관리

서 파악된 것과 같은 관계가 당분간 지속될 것으로 예상해 볼 수 있다²⁹⁾. 식 (V-1)의 實證分析에서 파악된 本源通貨와 總通貨 사이의 관계를 적용하여 <表 V-7>에 정리된 本源通貨 변동의 결과 總通貨가 조정되는 과정을 추적한 결과는 [圖 V-6]에 표시되어 있다³⁰⁾.

이 그림에서 첫번째 경우 1997년에는 外換의 超過需要가 발생하기 때문에 中央銀行의 外換賣却으로 인하여 總通貨가 1998년 3/4분기까지는 1996년 4/4분기에 비하여 다소 감소하게 되는 것으로 나타나고 있다. 그러나 같은 경우 1998년부터는 外換의 超過供給을 中央銀行이 買入하여 흡수하는 과정에서 本源通貨가 방출되기 때문에 1998년 4/4分期부터는 總通貨가 점차 증가하기 시작하여 2001년 4/4分期에는 1996년 4/4分期에 비하여 약 17.4% 증가한 수준에 도달하게 되는 것으로 나타나고 있다. 두번째 경우와 세번째 경우에도 總通貨가 첫번째 경우와 유사한 경로를 증가하기 시작하여 2001년 4/4分期에는 1996년 4/4分期에 비하여 각각 약 15.8%, 16.5% 증가한 수준에 도달하게 되는 것으로 추정되었다.

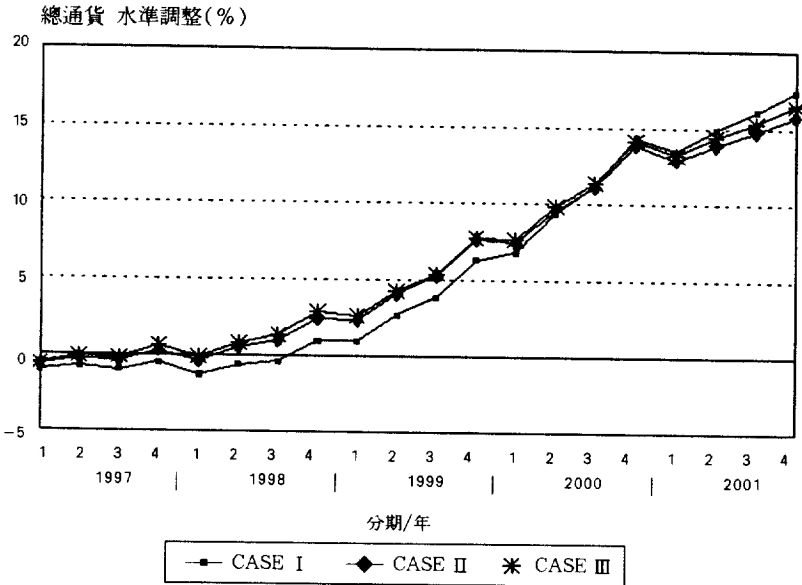
外換 및 資本自由化를 추진하는 과정에서 綜合收支의 변동으로

할 것이라고 가정하는 데에는 무리가 있다. 실제로 韓國銀行은 앞으로 通貨管理의 목표를 總通貨 중심에서 總通貨에 CD를 합한 보다 廣義의 通貨로 전환하고 直接管理에서 間接管理로 점차 이행하겠다고 발표하였다. 또한 利率 중심의 通貨管理에 힘쓰겠다는 의지도 표명하였다. 그런데 우리나라 金融市場의 현실을 감안할 때 通貨管理의 慣行을 일시에 바꾸기는 어려울 것으로 판단된다. 外換 및 資本自由化로 인하여 國內金利가 短期間(4~5년)에 어느 정도 조정되는가를 검토해 보는 것이 본 연구의 목적이기 때문에 과거의 通貨管理 慣行이 앞으로도 지속되는 것으로 가정하였다.

- 29) 앞에서 지적한 바와 같이 政策變動 등으로 인하여 通貨乘數가 변동할 경우 本源通貨와 總通貨의 관계가 일정치 않을 것이다. 이 경우 식 (V-1)에서 推定된 관계가 平均的 관계인 것으로 해석할 수 있을 것이다.
- 30) <表 V-9>에 정리된 本源通貨의 變動金額을 기준으로 本源通貨의 變動率을 추산하기 위하여 1996년 4/4분기 本源通貨 平殘 23兆 8,473 億원을 기준으로 하였다.

인한 外換의 超過需要나 超過供給에 대응하여 中央銀行이 外換市場에 개입한 결과 실제로 總通貨가 [圖 V-6]에서와 같이 변동하는 것으로 가정해 보자. 이때 國內金利는 어떤 영향을 받게 될 것인가? 通貨量의 변동으로 인한 金利變動의 효과도 直接的인 효과와 間接的인 효과로 나누어서 생각할 수 있을 것이다. 먼저 직접적인 효과로는 通貨量이 증가할 경우 流動性이 증가하기 때문에 金利가 下落하는 효과가 있을 것이다.

[圖 V-6] 本源通貨 變動으로 인한 總通貨 調整過程



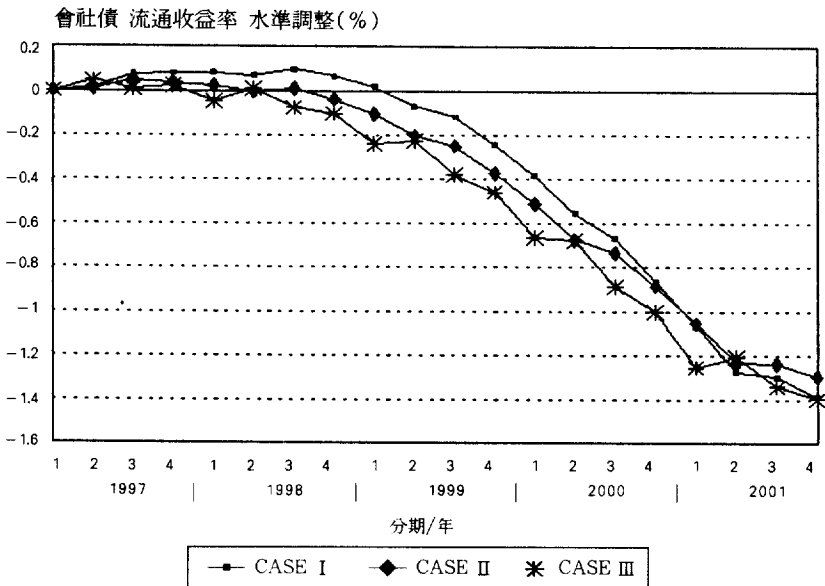
간접적인 효과에는 通貨量增加로 인한 所得效果와 인플레이션 期待效果 등 여러 가지가 있을 것이다. 그런데 비교적 短期間 내에 國內金利에 큰 영향을 미칠 수 있는 間接效果는 인플레이션 期待效果 일 것으로 판단된다. 따라서 여기서는 總通貨의 변동이 會社債 流

通收益率에 미치는 直接效果와 인플레이션期待로 인한 間接效果만을 검토해 보기로 하였다.

<表 IV-2>의 다섯번째(IV-1-5) 추정 결과의 결과를 기준으로 할 경우 總通貨가 1% 증가함에 따라 會社債 流通收益率は 1分期 후에 약 0.01% 포인트 下落하고 2分期 후와 3分期 후에 각각 약 0.06% 포인트, 0.02% 포인트 下落하게 되어 도합 약 0.10% 포인트 下落하게 되는 것으로 파악할 수 있다.

이와 같은 總通貨의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과를 [圖 V-6]에서 추정한 總通貨의 調整過程에 적용하여 會社債 流通收益率의 조정과정을 추정한 결과는 [圖 V-7]에 정리되어 있다.

[圖 V-7] 總通貨 變動으로 인한 會社債 流通收益率 調整過程



이 그림에서 첫번째 경우 1998년까지는 會社債 流通收益率이 하

락하지 않고 오히려 소폭 상승하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 1999년 2/4분기부터는 점차 下向調整되어 2001년 4/4분기에는 그 간 中央銀行의 外換市場 介入으로 인한 總通貨의 변동이 없는 경우와 비교하여 年率 약 1.4% 포인트 下落한 수준에 도달하게 되는 것으로 나타나고 있다.

같은 그림에서 두번째 경우와 세번째 경우에도 1997년에는 會社債 流通收益率이 오히려 상승하고 1998년 2/4분기까지는 하락효과가 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 그러나 1998년 하반기부터는 점차 하향조정되기 시작하여 2001년 4/4분기까지의 會社債 流通收益率은 각각 年率 약 1.3% 포인트, 1.4% 포인트 하락하게 되는 것으로 추정되었다.

이와 같은 추정의 결과를 감안할 때 外換 및 資本自由化를 추진하는 과정에서 中央銀行의 外換買入에 따른 通貨量 증가의 결과로 國內金利가 早期에 큰 폭으로 하향조정될 것으로 期待하기는 어려운 것으로 판단된다.

總通貨 변동의 결과 인플레이션期待의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 간접적인 변동효과를 파악해 보기 위해서는 먼저 總通貨의 변동과 物價變動 사이의 관계를 규명해 보아야 할 것이다. 總通貨의 변동이 消費者物價에 미치는 영향도 直接的 효과와 生産者物價의 변동을 통한 間接的인 효과로 구분해 볼 수 있다.

總通貨의 변동이 生産者物價의 변동을 통하여 消費者物價에 미치는 영향을 파악해 보기 위하여 筆者의 다른 연구에서 우리나라 生産者物價의 변동요인을 實證으로 분석해 본 결과는 식 (V-4)에 정리되어 있다³¹⁾. 이 식에서 總通貨가 1% 증가할 경우 生産者物價는 이어지는 直後分기에 약 0.33%, 2分期 후에 약 0.13% 도함 약

31) 金宗萬(1996b), p. 78, 식 (Ⅲ-3)' 참조. 식 (V-4)를 추정함에 있어서 1975년 1/4분기부터 1995년 2/4分期까지의 분기간 資料를 사용하였다.

0.46% 상승하게 되는 것으로 나타나고 있다.

$$\begin{aligned}
 dpp_t = & -0.007(0.734) + 0.329(3.361)dm2_{t-1} \\
 & + 0.129(1.425)dm2_{t-2} - 0.183(3.512)dgdpt \\
 & - 0.150(2.7771)dgdpt_{t-1} - 0.161(3.108)dgdpt_{t-2} \\
 & - 0.176(3.537)dgdpt_{t-3} + 0.259(6.291)dmp_t \\
 & + 0.163(4.094)dmp_{t-1} + 0.086(1.737)dwg_{t-1} \\
 & + 0.020(1.639)d_2 + 0.010(0.833)d_3 - 0.008(0.699)d_4 \\
 & \dots\dots\dots (V-4)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2/\bar{R}^2 = & 0.795/0.756, D.W. = 1.972, \\
 Q(27) = & 21.486(p.v. = 0.763), \rho = 0.336(2.931)
 \end{aligned}$$

여기서 dpp_t , $dm2_t$, $dgdpt$, dmp_t 및 dwg_t 는 각각 t 分期 生産者物價指數, 總通貨(M_2), 實質GDP, 輸入物價(원貨表示)指數 및 製品單位當 勞務費指數 自然對數의 1次 差分을 표시하며 d_2 , d_3 및 d_4 는 각각 2/4分期, 3/4分期 및 4/4分期를 표시하는 더미變數이다.

한편, 우리나라 消費者物價의 변동요인을 實證的으로 분석한 결과는 식 (V-5)에 정리되어 있다³²⁾. 이 식에서 總通貨가 1% 증가할 경우 消費者物價에 미치는 직접적인 上昇效果는 2分期 후에 약 0.18%인 것으로 나타나고 있다.

같은 추정의 결과에서 生産者物價가 1% 상승할 경우 消費者物價

32) 前掲書 p. 81, 식 (III-4)' 참조. 消費者物價 변동을 回歸方程式 (V-5)도 1975년 1/4分期부터 1995년 2/4分期까지의 分期間 資料를 사용하여 추정하였다. 이 推定의 결과와 第三章에서 消費者物價 變動率을 예측하는 식 (III-1)'을 비교할 때 식 (III-1)'에는 消費者物價의 變動率을 예측하기 위하여 미래의 生産者物價 變動率을 예측해야 하는 문제를 피하기 위하여 같은 分期의 生産者物價 變動率이 說明變數로 포함되지 않은 차이가 있다. 앞에서 밝힌 바와 같이 이 章의 實驗分析에서는 perfect foresight를 가정하고 있으므로 消費者物價를 결정하는 변수의 미래 값을 豫測하는 문제는 발생하지 않는다.

는 같은 分期에 약 0.36% 상승하고 直後分期에는 오히려 다소 下
 落하지만 2分期 후에는 약 0.31% 상승하게 되어 도합 약 0.61%
 상승하게 되는 것으로 나타나고 있다. 식 (V-4)에서 파악된 總通
 貨의 변동으로 인한 生産者物價의 변동효과에 식 (V-5)에서 파악
 된 生産者物價의 변동으로 인한 消費者物價의 변동효과를 적용하여
 總通貨의 변동이 生産者物價의 변동을 통하여 消費者物價에 미치는
 간접적인 영향을 추산할 수 있다. 또한 이와 같이 파악된 間接效果
 와 식 (V-5)에서 파악된 直接效果를 합하여 總通貨의 변동이 消
 費者物價에 미치는 전체 변동효과를 파악할 수 있다.

$$\begin{aligned} dcp_t = & 0.011(2.124) + 0.176(3.002)dm_{2,t-2} + 0.360(5.967)dpp_t \\ & - 0.058(0.754)dpp_{t-1} + 0.311(5.506)dpp_{t-2} \\ & + 0.094(2.464)dmp_{t-1} - 0.213(1.656)aun_t \\ & + 0.004(1.332)d_2 - 0.007(2.569)d_3 \\ & - 0.005(1.554)d_4 \dots\dots\dots (V-5) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2/\bar{R}^2 = & 0.839/0.817, D.W. = 1.935, \\ Q(27) = & 22.106(p.v. = 0.732), \rho = -0.026(0.214) \end{aligned}$$

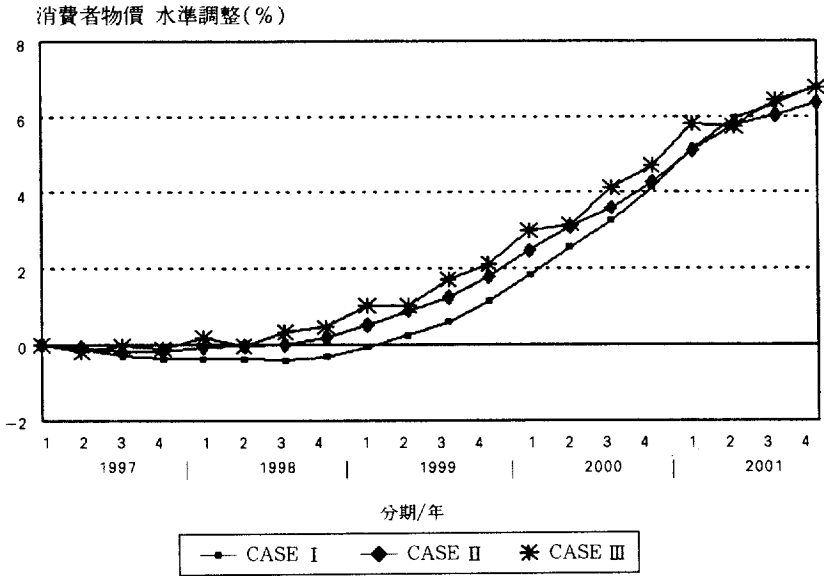
여기서 dcp_t , dpp_t , $dm_{2,t}$ 및 dmp_t 는 각각 t分期 消費者物價指數,
 生産者物價指數, 總通貨 및 輸入物價(원貨 表示)指數 自然對數의 1
 次 差分을 표시하며, aun_t 는 直前分期부터 13分期 전까지 失業率 平
 均을 나타낸다. d_2 , d_3 및 d_4 는 각각 2/4分期, 3/4分期 및 4/4分期를
 표시하는 더미變數이다.

이와 같은 방법으로 總通貨가 1% 증가할 경우 消費者物價는 1分
 期 후에 약 0.12% 상승하고 2分期 후에 약 0.20% 상승하며 3分期
 후와 4分期 후에는 각각 약 0.09%, 0.04% 상승하여 도합 약 0.46%
 상승하게 되는 것으로 추산할 수 있다.

總通貨 1% 증가로 인한 消費者物價의 상승효과를 [圖 V-6]에

추정된 總通貨의 調整過程에 적용하여 總通貨의 변동으로 인한 消費者物價의 調整過程을 추정 한 결과는 [圖 V-8]에 표시되어 있다.

[圖 V-8] 總通貨 變動으로 인한 消費者物價 調整過程



이 그림에서 첫번째 경우 1999년 1/4分期까지는 中央銀行에 의한 外換市場介入으로 인한 總通貨의 변동이 없는 경우와 비교하여 消費者物價가 다소 하락하는 효과가 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 같은 해 2/4分期부터는 消費者物價가 上向調整되기 시작하여 2001년 4/4分期까지 약 6.8% 상승하게 되는 것으로 나타나고 있다. 두번째 경우와 세번째 경우에는 각각 1998년 2/4分期와 1/4分期부터 消費者物價의 상승효과가 나타나기 시작하여 2001년 4/4分期까지 각각 약 6.4%, 6.8% 상승하게 되는 것으로 나타나고 있다.

外換 및 資本自由化를 추진하는 과정에서 外換需給의 변동에 대응하여 中央銀行이 外換市場에 介入하고 그 결과 本源通貨가 변동하기 때문에 總通貨가 변동함으로 인하여 國內 消費者物價가 [圖 V-8]에서와 같이 조정되는 것으로 가정해 보자. 또한 이와 같은 消費者物價의 조정과정을 모든 사람들이 정확하게 豫測하는 것으로 가정해 보자. 이때 인플레이션期待로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 어느 정도일까?

第IV章 實證分析의 결과에서 파악된 消費者物價 변동에 대한 期待가 會社債 流通收益率에 미치는 효과의 크기를 [圖 V-8]의 消費者物價 조정과정에 적용하여 總通貨 변동의 결과 消費者物價의 변동을 통한 會社債 流通收益率에 미치는 간접적인 효과로 인하여 會社債 流通收益率의 수준이 조정되는 과정을 추정할 결과는 [圖 V-9]에 표시되어 있다³³⁾.

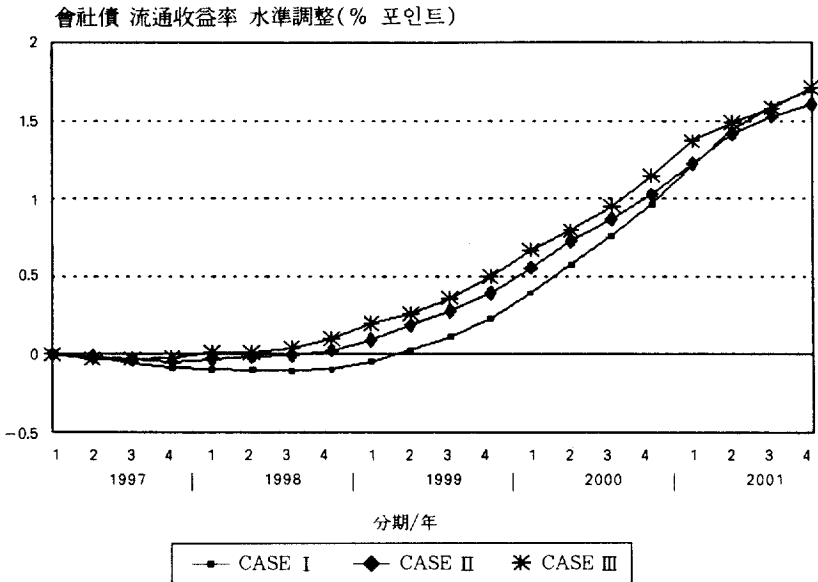
이 그림에서 첫번째 경우 消費者物價 상승에 대한 期待로 인하여 會社債 流通收益率이 상향조정되기 시작하는 것은 1999년 1/4分期부터인 것으로 나타나고 있다. 이후 會社債 流通收益率은 점차 上向調整되어 2001년 4/4分期에는 年率 약 1.7% 포인트 상승한 수준에 도달하게 되는 것으로 추정되었다. 두번째 경우와 세번째 경우에 있어서는 會社債 流通收益率이 상향조정되기 시작하는 것이 첫번째 경우에 비하여 다소 이른 1998년 3/4分期과 2/4分期인 것으로 나타나고 있다. 이들 두 경우에도 2001년 4/4分期까지 會社債 流通收益率이 첫번째 경우와 거의 같은 年率 약 1.5% 포인트 상승한 수준에 도달하게 되는 것으로 추정되었다.

[圖 V-10]에는 [圖 V-7]에 표시된 直接효과와 [圖 V-9]

33) [圖 V-9]에서 會社債 流通收益率의 조정과정을 추정함에 있어서도 [圖 V-5]를 추정함에 있어서와 마찬가지로 消費者物價가 1% 상승할 것으로 기대되는 경우 會社債 流通收益率은 같은 分期에 약 0.14% 상승하고 이어지는 直後 1分期에 약 0.12% 상승하는 것으로 가정하였다.

에 표시된 間接效果를 합하여 總通貨 변동의 결과 會社債 流通收益率의 전체적인 변동효과로 인한 會社債 流通收益率 水準의 조정과정을 추정한 결과가 표시되어 있다.

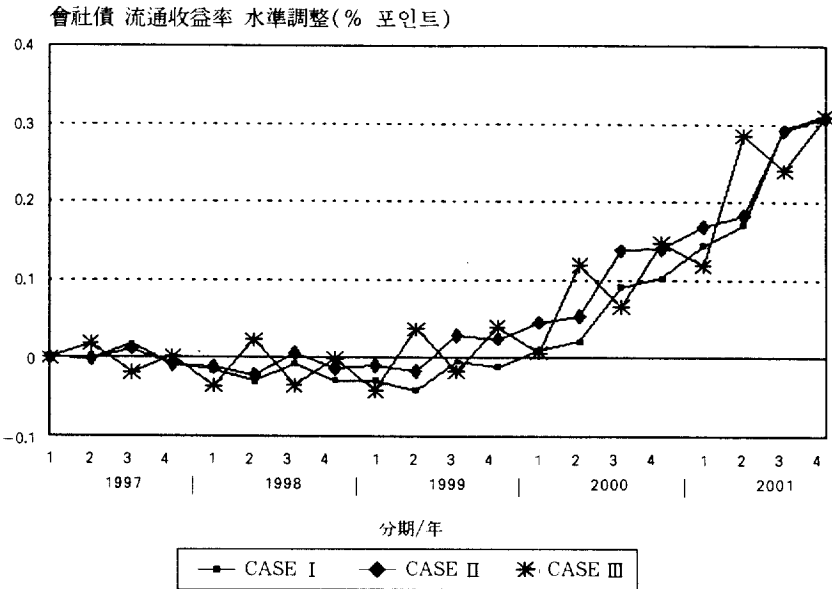
[圖 V-9] 通貨量 變動의 結果 消費者物價 變動으로 인한 會社債 流通收益率 調整過程



이 그림의 각 경우에서 會社債 流通收益率이 1999년까지는 통화 증가로 인한 하락효과가 기대인플레이션의 상승효과에 비하여 다소 크기 때문에 약간 하락하게 되는 것으로 나타나고 있다. 그러나 2000과 2001년에는 인플레이션期待로 인한 상승효과가 상대적으로 크기 때문에 會社債 流通收益率은 海外資本의 유입이 없는 경우에 비하여 오히려 상승하게 되며 2001년 4/4분기에는 年率 약 0.3% 포인트 정도 높은 수준에 도달하게 되는 것으로 나타나고 있다.

이와 같은 분석의 결과를 기준으로 판단할 때 外換 및 資本自由化를 추진하는 과정에서 海外에서 流入되는 外換을 中央銀行이 買入하는 과정에서 放出되는 通貨를 환수하지 않고 放置하더라도 이로 인한 國內金利의 하락효과는 크지 않을 것으로 판단된다. 通貨膨脹의 결과 인플레이션期待가 형성될 경우에는 國內金利가 오히려 상승하게 될 수도 있을 것이다.

[圖 V-10] 總通貨 變動으로 인한 會社債 流通收益率 變動效果 合計



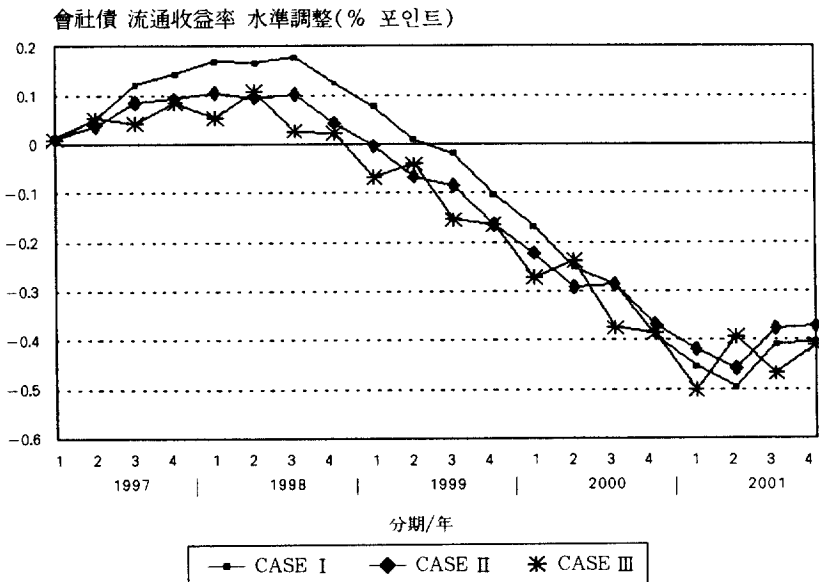
[圖 V-10]에 표시된 總通貨의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 조정효과와 [圖 V-5]에 표시된 원/달러 換率 變動의 결과 消費者物價 변동에 대한 期待로 인한 會社債 流通收益率의 조정효과를 합한 전체 효과는 [圖 V-11]에 표시되어 있다.

이 그림에서 첫번째 경우 會社債 流通收益率은 1999년 중반까지

는 오히려 상승하고, 下向調整되기 시작하는 것은 1999년 2/4分期부터인 것으로 나타나고 있다. 이 경우 2001년 4/4분기까지 會社債 流通收益率의 하락폭은 年率 약 0.4% 포인트인 것으로 추정되었다. 두번째 경우와 세번째 경우에도 會社債 流通收益率이 1998년 4/4分期까지는 오히려 상승하고, 하락효과가 나타나기 시작하는 것은 1999년 1/4분기부터인 것으로 나타나고 있다. 또한 이들 경우에도 2001년 4/4분기까지 會社債 流通收益率의 하락폭은 年率 약 0.4% 포인트 내외에 불과한 것으로 나타나고 있다.

[圖 V-11]에 표시된 會社債 流通收益率의 조정과정은 <表 V-3>에서 가정한 각 경우의 經常收支의 변동 및 資本流入으로 인한 外換需給의 변동에 대응하여 中央銀行이 外換市場에 수동적으로 개입하고 이때 本源通貨의 변동에 대하여서는 通貨還收 등으로 대응

[圖 V-11] 換率 및 總通貨 變動으로 인한 會社債 流通收益率 變動效果 合計



하지 않는 경우에 있어서 會社債 流通收益率에 미치는 間接的인 영향의 합계인 것으로 해석할 수 있다.

이와 같이 推定된 가상적인 경우에 있어서의 會社債 流通收益率의 變動效果를 기준으로 판단할 때 外換 및 資本自由化를 추진하는 과정에서 經常收支 및 資本收支의 상대적인 변동으로 인한 外換需給에 대응하여 換率를 관리하는 과정에서 國內金利에 미치게 되는 間接的인 하락효과가 早期에 나타날 것으로 期待하기는 어려울 것으로 판단된다.

또한 中央銀行이 外換市場에 介入하는 과정에서 방출된 通貨를 還收하지 않고 방치하는 것으로 가정하더라도 管理當局이 總通貨에 대하여 직접적으로 관리하는 과거의 慣行이 지속될 경우 <表 V-3>에서 가정한 각 경우 있어서 2001년까지 會社債 流通收益率의 전체 下落效果가 年率 약 0.4% 포인트 內外에 불과한 것으로 나타났다. 이와 같은 실험분석의 결과를 감안할 때 外換 및 資本自由化의 결과 海外資本의 流入으로 인하여 國內金利가 海外金利 수준까지 하락할 것으로 期待하기는 당분간 어려울 것으로 판단된다.

라. 外換買入 過程에서 放出된 通貨의 還收와 國內金利의 變動

앞에서는 外換需給의 변동에 대응하여 中央銀行이 受動的으로 外換市場에 介入하고 이 과정에서 變動하게 되는 本源通貨에 대해서는 대응하지 않는 것으로 가정하였다. 그런데 과거 우리나라 中央銀行의 外換 및 通貨管理의 慣行을 고려할 때 이와 같은 가정의 現實性은 높지 않은 것으로 판단된다.

과거 우리나라 外換管理와 관련하여 中央銀行에 의한 通貨管理의 慣行을 짐작해 보기 위하여 解放 이후 外換需給의 變動推移를 조사한 결과는 <表 V-8>에 정리되어 있다. 이 表에서 1985년까지 우리나라는 계속 經常收支 赤字를 기록하였기 때문에 외환의 超過需要 狀況이 지속된 것으로 나타나고 있다. 그러나 1986년부터

1990년까지의 期間에는 經常收支가 黑字로 전환되었기 때문에 資本收支赤字에도 불구하고 外換의 超過供給이 발생한 것으로 나타나고 있다. 또한 1991년부터 1995년까지의 기간에는 經常收支가 赤字로 반전되었음에도 불구하고 資本收支가 대폭적인 黑字를 기록하였기 때문에 外換의 超過供給이 발생한 것으로 나타나고 있다.

<表 V-8> 우리나라 國際收支 推移

(單位: 億달러)

	經常收支			資本收支	誤差 및 漏落	綜合收支
	貿易 및 貿易外收支	移轉收支				
1950~80年	-183.3	-252.9	75.9	184.0	-13.3	-12.7
1981~85年	-111.6	-138.7	27.1	79.8	-44.2	-76.0
1986~90年	315.1	272.8	42.3	-90.3	-12.2	212.6
1991~95年	-262.2	-268.4	6.2	420.1	-21.9	136.0

註: 各 金額은 기간별 累積值임.

資料: 韓國銀行, 『한국은행의 통계』, 1995 및 『조사통계월보』

外換需給의 변동에 대응하여 中央銀行이 外換市場에 介入한 결과 通貨管理에 미치게 된 영향은 <表 V-9>에 정리된 本源通貨의 供給經路에서 짐작해 볼 수 있다. <表 V-8>에서 1985년까지는 外換의 超過需要狀況이 지속되었기 때문에 같은 해 말까지 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 本源通貨가 방출된 것을 표시하는 海外部門을 통한 本源通貨 공급의 규모가 크지 않았던 것으로 나타나고 있다³⁴⁾. 그러나 1986년 이후에는 外換의 超過供給을 中央銀行

34) 韓國銀行의 國際收支統計와 實際 外換需給統計 및 通貨統計의 集計方法에 다소 차이가 있었기 때문에 <表 V-8> 및 <表 V-9>에서 綜合收支와 外換의 供給 및 海外部門에서 本源通貨 공급의 규모가 정확하게 일치하지는 않는다. 예를 들면 外國銀行 國內支店の 甲計定 資金과 開發機關 등의 借款導入은 資本收支 集計에서 제외되었기 때문에

이 계속 買入하였기 때문에 1995년 말에는 海外部門을 통한 本源通貨의 供給規模가 25兆원을 초과하게 되었으며 전체 本源通貨 공급액 약 29兆원의 약 87%에 달하게 된 것으로 나타나고 있다.

<表 V-9> 部門別 本源通貨 供給推移

(單位 : 10億원)

	國內 部 門					海外部門 ⁵⁾	合計
	政府 및 代行機關 ¹⁾	預金 銀行 ²⁾	非通貨 金融機關 ³⁾	其他 ⁴⁾	國內部門 合計		
1980	605.8	2,371.8	14.2	-865.7	2,126.1	1,117.8	3,243.9
1985	1,457.2	3,526.3	-2,871.5	918.1	3,030.1	1,289.0	4,319.1
1990	-4,623.1	15,783.8	-9,939.0	1,985.0	3,206.7	10,604.5	13,811.2
1995	-4,306.6	8,902.0	-3,593.1	2,884.1	3,886.4	25,419.1	29,305.4

註 : 各 年度 末 基準日.

- 1) 政府, 政府代行機關 및 公的機關을 포함하여 貸出金(+), 債券引受(+), 預金(-)의 純殘額.
- 2) 預金銀行(市中銀行, 地方銀行, 外國銀行 國內支店 및 特殊銀行, 1988년 이전까지 開發機關 포함)에 대한 貸出金(+), 外貨預託金(+), 通貨安定證券發行額 및 通貨安定計定(-), 外平基金債券發行額(-)의 純殘額.
- 3) 非通貨 金融機關(投資機關, 貯蓄機關 및 保險機關, 1988년부터 開發機關 포함)에 대한 貸出金(+), 外貨預託金(+), 通安證券發行額 및 通貨安定計定(-), 外貨豫受金(-)의 純殘額.
- 4) 其他資產(+), 其他負債(-)의 純殘額.
- 5) 海外資產(+), 海外負債(-)의 純殘額.

資料 : 韓國銀行, 『통화금융』 各 號 및 韓國銀行 內部資料.

1981년부터 1985년까지의 기간에 綜合收支가 赤字를 기록하였음에도 불구하고 같은 기간 海外部門을 통한 本源通貨 공급규모는 약간 증가한 것으로 나타나고 있다. 또한 韓國銀行의 通貨統計에서 海外部門을 통한 本源通貨의 공급금액을 海外資產에서 海外負債를 차감하여 산출하기 때문에 海外資產 운용에 따른 利益이 발생할 경우 실제로 本源通貨가 공급되지 않았음에도 불구하고 海外部門을 통한 本源通貨 공급의 규모는 증가한 것처럼 나타나게 된다. 필자의 분석에 따르면 이와 같은 이유로 1995년 말 현재 海外部門을 통한 本源通貨의 供給規模는 6兆원 이상 過大計上된 것으로 파악되었다(金宗萬(1996b), p. 138, 註 21) 참조).

中央銀行에 의한 外換買入의 결과 1986년 이후 本源通貨의 放出規模가 확대되었기 때문에 이로 인한 通貨膨脹을 저지하기 위하여 여러 가지 방법을 동원하여 通貨를 還收하였는바, 그 明細는 <表 V-10>에 정리되어 있다.

<表 V-10> 手段別 民間部門 本源通貨 還收 推移

(單位: 10億원)

	通貨安定 證券發行	通貨安定 計 定 ¹⁾	外 貨 預受金	外 國 換 平 衡 基 金 債 券 發 行 ²⁾	還買契約 (RP) ³⁾	民間部門 通貨還收 合 計
1980	529.6	50.0	385.6			965.2
1985	1,899.9	6,518.0	137.1			8,555.0
1990	15,611.5	11.0	19.9	2,780.0	1,979.9	20,402.3
1995	25,824.9	-	55.2	3,773.4	2,000.0	31,653.5

註: 1) 各 年 末 基 準.

2) 通貨安定計定은 1993년 5월부터 폐지되었음.

3) 外國換平衡基金債券의 發行은 1987년 3월부터 시작되었음.

4) RP를 통한 通貨還收는 1987년 7월부터 시작되었음.

資料: <表 V-9>와 同一.

이 表에서 1981년부터 1985년까지의 기간에는 通貨還收가 주로 通貨安定計定을 통하여 이루어진 것으로 나타나고 있다. 그러나 그 이후에는 通貨安定證券과 外國換平衡基金債券 및 還買債契約 등 債券發行을 통한 通貨還收가 두드러졌던 것으로 나타나고 있다. 특히 1995년 말 通貨安定證券의 發行殘額과 <表 V-9>에서 海外部門을 통한 本源通貨 供給殘額이 거의 같은 규모임을 감안할 때 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 방출된 本源通貨는 대부분이 通貨安定證券의 발행을 통하여 還收된 것으로 짐작할 수 있다.

이와 같은 中央銀行의 外換需給과 관련된 通貨管理의 慣行이 앞으로 지속될 것으로 가정해 보자. 즉 外換 및 資本自由化를 추진하는 과정에서 海外資本의 유입으로 인하여 外換의 超過供給이 발

생활 경우 이를 中央銀行이 買入하여 吸收하고 이때 通貨膨脹의 효과는 通貨安定證券 등을 발행하는 것을 통하여 通貨를 還收함으로써 저지하는 것으로 가정해 보자³⁵⁾. 이때 外換 및 資本自由化를 추진하는 과정에서 外換需給 변동의 결과 國內金利에 미치는 영향은 어떻게 변동할 것인가를 檢討해 보자.

中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 放出되는 本源通貨는 전액 還收되기 때문에 總通貨는 변동하지 않을 것이다. 그 결과 總通貨의 증가로 인한 國內金利의 직접적인 下落效果는 나타나지 않게 될 것이다. 또한 總通貨량이 증가하기 때문에 期待되는 인플레이션으로 인하여 國內金利가 상승하게 되는 間接的인 효과도 나타나지 않게 될 것이다.

그 결과 앞에서 분석한 外換需給의 변동으로 인한 國內金利의 변동효과 중 換率變動으로 인한 國內金利의 변동효과만 나타나게 될 것이다. 이때 換率變動에 대한 期待로 인한 直接的인 변동효과는 나타나지 않을 것으로 가정할 경우 國內物價의 변동에 대한 期待로 인한 間接的인 變動效果만 나타나게 될 것이기 때문에 <表 V-3>에서 가정한 각 경우에 있어서 外換需給의 변동으로 인한 會社債流通收益率의 調整過程은 [圖 V-5]에 표시된 것과 같을 것이다. 따라서 會社債流通收益率의 하락효과는 1998년 이후에나 나타나고 각 경우에 있어서 2001년까지 전체적인 下落效果의 크기는 年率 약 0.7% 포인트 內外에 불과하게 될 것으로 짐작할 수 있다.

그런데 中央銀行이 通貨安定證券을 발행하는 등의 방법으로 通貨를 還收할 경우 시중의 實勢金利가 상승하는 결과를 초래하게 될 수도 있을 것이다. 즉 앞으로 金融自律化와 金利自由化가 진전됨에 따라 實勢金利가 債券市場에서 需給狀況의 변동을 반영하게 될 수도

35) 이와 같은 방법으로 中央銀行에서 外換買入으로 인한 通貨膨脹의 효과를 저지하는 外換市場介入을 中和된 介入(sterilized intervention)이라 한다.

있을 것이다. 이때 通貨還收를 위하여 通貨安定證券이나 財政證券 등 國債를 발행할 경우 實勢金利가 상승하게 될 수도 있을 것이다.

第Ⅳ章에서 행한 實證分析의 결과에서 과거에는 會社債나 通貨安定證券 등 債券物量의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과가 거의 없었던 것으로 파악되었다. 이와 같은 결과는 管理當局이 實勢金利의 변동을 고려하여 會社債의 發行物量을 조절하거나 國債 및 通貨安定證券을 발행함에 있어서 競爭入札 등을 통하여 賣却하지 않고 銀行 등 金融機關들이 引受토록 하였기 때문일 수도 있을 것이다. 그런데 앞으로는 이와 같은 과거의 慣行이 지속되기 어려울 것이다. 따라서 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 放出한 通貨를 國債나 通貨安定證券 등 債券을 발행하여 還收함에 따라 市中的 實勢金利가 상승하게 될 수도 있을 것이다.

최근 資本流入에 대한 규제를 완화한 결과 海外資本이 流入되고 이로 인한 國內通貨의 價値上昇을 저지하기 위하여 中央銀行의 外換市場에 介入하는 과정에서 放出된 通貨를 債券發行을 통하여 還收한 결과 國內金利가 상승하게 된 外國의 경험은 <表 V-11>에 정리되어 있다.

이 表에서 보는 바와 같이 칠레의 경우 資本自由化 초기인 1990년 1월부터 같은 해 7월 초까지 海外資本의 流入에 대한 강력한 中和介入(sterilized intervention)의 결과 國內金利가 그 이전에 비하여 대폭 상승하였다. 더욱이 같은 기간에는 換率變動을 감안하여 칠레의 國內金利를 美國 달러貨로 환산한 收益率도 과거에 비하여 대폭 상승한 것으로 나타나고 있다. 國內金利의 상승을 방지하기 위하여 칠레는 1990년 7월부터 中和介入의 強度를 조절하여 外換買入의 과정에서 방출된 通貨 중 일부만을 還收하였다. 그 결과 칠레의 國內金利는 資本流入이 시작되기 이전과 비슷한 수준까지 下落하게 된 것으로 나타나고 있다.

콜롬비아의 경우에도 資本自由化 이후 강력하게 中和介入을 한

<表 V-11> 外國의 中和政策과 金利水準¹⁾

(單位: %, 年平均)

	自國通貨金利			美國 달러로 換算한 金利		
	貸出金利 30~89日	預金金利 30~89日	中央銀行 어음	貸出金利 30~89日	預金金利 30~89日	中央銀行 어음
<칠레>						
資本流入 以前(1988.1~1989.12)	28.54	21.41		16.83	10.39	
資本流入, 강력한 中和政策 (1990.1~1990.7)	46.58	37.80		35.16	27.01	
資本流入, 부분적 中和政策 (1990.7~1994.5)	27.93	21.76		18.91	13.17	
<콜롬비아>						
	프라임 貸出金利	預金金利 90日	中央銀行 어음	프라임 貸出金利	預金金利 90日	中央銀行 어음
資本流入 以前(1989.1~1990.12)	44.14	34.41	33.79	3.74	3.29	11.25
資本流入, 강력한 中和政策 (1991.1~1991.11)	47.16	36.61	42.08	10.31	14.70	18.85
資本流入, 완만한 中和政策 (1990.12~1993.12)	36.95	26.20	24.31	11.08	9.42	20.53
<인도네시아>						
	프라임 貸出金利	豫金金利 90日		프라임 貸出金利	豫金金利 90日	
資本流入 初期 段階 (1989.1~1990.12)	22.54	17.99		17.03	13.24	
資本流入, 강력한 中和政策 (1991~1992.12)	25.27	21.88		20.84	17.58	
資本流入, 완만한 中和政策 (1993.1~1994.6)	19.22	13.66		15.30	9.93	
<말레이시아>						
	預金金利			預金金利		
資本流入 初期 段階 (1989.1~1991.6)	6.21			5.52		
資本流入, 강력한 中和政策 (1991.7~1993.6)	7.92			13.07		
資本流入, 완만한 中和政策 및 換率介入(1993.7~1993.12)	6.74			-4.87		
資本統制 및 換率切上 (1994.1~1994.6)	5.30			18.19		

註: 1) 國內 利率을 美國 달러貨 표시 收益率로 換算하는 데 다음 공식을 사용함. $(1+i_t) * e_t / e_{t+3}$ 여기서 i_t , e_t 는 각각 時點 t의 名目利率과 自國通貨/美달러 spot 換率이며 e_{t+3} 은 3個月 후 spot 換率임.
資料: David and Ito(1995).

결과 國內金利가 資本流入 이전에 비하여 상승한 것으로 나타나고 있다. 그러나 通貨還收의 強度를 조절하여 완만한 中和介入政策으로 전환한 결과 國內金利가 資本流入이 시작되기 이전에 비하여 다소 下落한 수준에 도달한 것으로 나타나고 있다. 그럼에도 불구하고 콜롬비아의 國內金利를 美國 달러貨로 換算한 收益率은 資本流入이 시작되기 이전에 비하여 대폭 상승하였다.

인도네시아와 말레이시아의 경우에도 海外資本의 流入에 대응하여 강력한 中和介入을 실시한 결과 國內金利가 資本流入의 初期段階에 비하여 상승한 것으로 나타나고 있다. 인도네시아의 경우 通貨還收의 강도를 낮추어 부분적인 中和介入으로 전환한 이후 國內金利가 資本流入 初期段階에 비하여 下向調整되었으나 國際金利에 비하여서는 상당폭 높은 수준을 유지하였다. 말레이시아의 경우에도 부분적인 中和介入으로 轉換한 후 國內金利가 하락하였으나 資本流入의 初期段階에 비하여 오히려 높은 수준으로 조정된 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 國內金利의 상승에 대응하여 말레이시아는 결국 資本流入과 換率을 다시 統制하게 되었다. 그 결과 말레이시아의 國內金利는 資本流入의 初期段階에 비하여 낮은 수준으로 조정된 것으로 나타나고 있다.

이와 같은 外國의 경험을 고려할 때 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 放出된 本源通貨를 다시 환수하는 中和政策을 쓰게 될 경우 國內金利가 상승하는 결과를 초래하게 될 것으로 판단된다. 이때 通貨를 還收하는 방법에 따라 金利에 미치는 영향이 다를 수도 있을 것이다. 즉 通貨安定證券이나 財政證券 등 債券을 발행하여 通貨를 還收할 경우에는 資金市場의 需給에 직접적인 영향을 미치게 되므로 金利에 미치는 상승효과가 보다 클 수도 있을 것이다. 이에 대하여 財政黑字를 확대하여 通貨를 還收할 경우 金利에 미치는 영향이 상대적으로 작을 수도 있을 것이다.

VI. 要約 및 政策示唆點

1. 研究結果 要約

本 研究에서는 현재 政府에서 추진하고 있는 外換 및 資本自由化의 결과 國內金利에 미치게 될 영향에 대하여 檢討하였다. 이를 위하여 먼저 우리나라의 경우 金利에 영향을 미치는 要素에는 어떤 것들이 있으며 각 요소의 변동으로 인한 金利變動의 효과는 어느 정도인지를 實證的으로 분석하였다. 다음으로 外換 및 資本自由化가 國內金利에 영향을 미치는 要素들에 어떤 영향을 미칠 것인가를 고려하여 이로 인한 國內金利의 변동효과를 분석해 보았다.

金利를 결정하는 요인에는 어떤 것들이 있는가를 파악하기 위하여 閉鎖經濟體制下에서의 金利決定과 관련된 皮셔假說과 流動性選好說, 貸付資金說 등을 檢討하고 開放經濟體制下에서 國內金利와 海外金利 사이의 관계를 파악하였다. 또한 우리나라의 特殊性을 고려하기 위하여 國內金利의 변동요인을 분석한 기존의 研究들을 검토하였다. 이와 같은 검토의 결과에서 파악된 사항들을 종합적으로 고려하여 우리나라 金利決定에 관한 基本模型을 정립하였다.

金利變動의 요인을 實證的으로 분석하기 위하여서는 먼저 어떤 金利를 기준으로 분석할 것인가를 결정하여야 할 것이다. 本 研究에서는 市中 實勢金利로서의 代表性, 다른 金利와의 관계, 資料의 入手可能性 및 實證分析을 하기에 충분한 資料가 존재하는지의 여부 등을 고려하여 會社債 流通收益率을 중심으로 분석하였다.

자료를 사용하여 基本模型에서 誘導된 回歸分析模型을 추정 한 결과에서 投資, 貯蓄 및 所得 등 實物的인 요인들과 通貨, 期待인플레

이선 등 기본적으로 通貨의인 요인들의 변동이 會社債 流通收益率에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 또한 우리나라의 特殊性을 반영하는 것으로 판단되는 土地價格의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향도 파악할 수 있었다.

通常的인 回歸分析의 결과에서 總投資의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과와 貯蓄의 增加로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과는 상당히 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 實證分析의 결과를 고려할 때 우리나라의 경우 投資와 貯蓄 등 貸付資金說에서 지목하고 있는 요인들의 변동으로 인한 實勢金利의 변동효과가 상당히 큰 것으로 판단된다.

또한 通貨供給의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 下落效果와 實質所得의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과도 상당히 큰 것으로 파악되었다. 따라서 通貨供給의 변동으로 인한 流動性的 변동도 市中的 實勢金利에 큰 영향을 미치는 것으로 판단할 수 있다.

消費者物價 上昇率에 대한 期待가 1% 상승할 경우 會社債 流通收益率은 약 0.25% 포인트 상승하게 되는 것으로 추정되었다. 따라서 우리나라의 경우 名目金利와 期待인플레이션 사이에 1對1 對應關係가 성립하지는 않지만 物價上昇에 대한 期待의 변동이 實勢金利에 큰 影響을 미치게 되는 것으로 평가할 수 있다.

이 밖에 全國의 土地價格이 상승할 경우 會社債 流通收益率의 상승효과도 상당히 큰 것으로 파악되었다. 이와 같은 관계는 우리나라의 特殊性을 반영하는 것으로서 金融資産과 土地 등 不動産이 投資對象으로서 代替關係에 있고 부동산 투자를 위하여 金融市場을 이탈한 資金이 빠른 시일 내에 金融市場으로 再流入되지 않기 때문인 것으로 판단된다.

같은 방법으로 分析한 결과에서 海外金利나 換率變動에 대한 期待의 變動으로 인한 국내 會社債 流通收益率의 변동효과는 크지 않

있던 것으로 파악되었다. 이는 資本流出入 및 外換에 대한 統制 등으로 인하여 國內外 金利間 裁定去來가 활발하게 일어날 수 없었기 때문인 것으로 판단된다.

共積分關係 및 誤差修正模型技法을 이용하여 會社債 流通收益率과 金利決定 要因들 사이의 長·短期的인 조정관계도 분석해 보았다. 그 결과 각 要因들의 變動으로 인한 會社債 流通收益率의 변동 효과는 내용면에서 通常의인 回歸分析의 기법을 적용하여 분석한 결과와 유사하게 나타났다. 消費者物價 上昇率에 대한 期待値의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 短期的인 조정효과는 다소 작게 추정된 반면 土地價格의 상승으로 인한 短期的인 조정효과는 다소 크게 추정되었다.

實證分析에서 마지막으로 輸出, 物價上昇率의 變動性, 어음不渡率 및 財政收支의 변동과 會社債物量의 변동과 國公債 및 通貨安定證券과 같은 公共性이 강한 債券供給이 변동 金利決定에 관한 基本模型에 포함되지 않은 요인들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과를 파악해 보았다. 그 결과 다른 要因들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 크지 않은 것으로 파악되었다. 특히 會社債나 다른 債券의 供給物量이 증가하더라도 會社債 流通收益率은 거의 상승하지 않는 것으로 나타났다. 이는 金利의 변동추이를 고려하여 會社債의 발행물량을 조정하거나 國公債 및 通貨安定證券을 발행함에 있어서 競爭入札 등을 통하여 賣却하지 않고 銀行 등 金融機關에 배정하였기 때문인 것으로 판단된다.

우리나라 金利變動의 요인에 대한 이와 같은 實證分析의 결과 파악된 이와 같은 사실들과 外國의 경험 등을 종합적으로 고려할 때 外換 및 資本自由化가 진전되더라도 國內金利가 下向調整되어 조속한 시일 내에 國際金利水準에 접근하리라고 기대하기는 어려울 것으로 판단된다.

政府의 外換制度改革計劃에 따르면 資本流出入과 관련된 規制가

완화되더라도 외국인의 國內債券에 대한 直接投資와 一般企業의 現金商業借款導入 등은 당분간 규제될 것이다. 이와 같은 資本流入에 대한 規制가 계속될 경우 國內外 金利間 裁定去來가 활발하게 일어나기 어려울 것이다. 또한 資本移動에 대한 규제가 완전히 撤廢되더라도 先物換契約이나 金利先物 등 換率 및 金利變動에 대한 危險을 헤지할 수 있는 적절한 手段이 없을 경우 金利裁定은 활발하게 이루어질 수 없을 것이다.

濠洲와 뉴질랜드의 경우 각각 1983년과 1985년까지 外換 및 資本流出入에 대한 규제를 완전히 撤廢하고 선진국형의 變動換率制度로 이행하였다. 그런데 1993년 이전까지 이들 나라의 國內金利는 國際金利에 비하여 상당히 높은 수준을 유지하였다. 이와 같은 사실들을 고려할 때 우리나라의 경우에도 外換 및 資本에 대한 規制를 완화하더라도 國內의 金利間 裁定去來로 인하여 國內金利가 下向調整되어 國際金利 水準에 접근하기까지 상당히 긴 기간이 소요될 것으로 판단된다.

國內金利가 國際金利에 비하여 상당히 높은 수준을 유지하고 있기 때문에 外換 및 資本自由化가 진전됨에 따라 海外로부터 상당한 규모의 資本이 流入될 것으로 예상된다. 그런데 換率 및 通貨管理와 관련된 문제들을 고려할 때 海外資本이 流入되더라도 이에 따른 國內金利의 下落效果가 早期에 나타날 것으로 期待하기는 어려운 것으로 판단된다. 또한 海外資本 流入으로 인한 國內金利 하락효과 의 전체적인 크기도 현재의 國內外 金리間 隔差를 해소할 수 있을 만큼 충분히 크지는 않을 것으로 판단된다.

海外資本의 流入으로 인하여 外換의 超過供給狀況이 지속되고 그 결과 國內通貨의 가치가 상승하게 될 경우 이때 國內外 金利間 裁定去來가 활발하게 일어나면 國內金利는 하락하게 될 것이다. 그런데 外換 및 資本 流出入과 관련된 규제가 완전히 撤廢되고 危險해지를 위한 手段이 마련되지 않는 한 金利裁定을 위한 資本去來는

일어나기 어려울 것이다.

國內通貨의 가치가 상승할 경우 輸入品の 國內價格이 下落하기 때문에 國內物價가 하락하게 된다. 이와 같은 物價下落에 대한 期待가 형성될 경우 國內金利는 하락할 수 있을 것이다. 그런데 國內通貨의 가치가 상승하더라도 國內物價가 실제로 하락하기까지는 상당한 時差가 있을 것이다. 또한 物價下落에 대한 期待가 형성되기까지는 보다 긴 기간이 소요될 수 있다.

이와 같은 점들을 고려할 때 外換 및 資本自由化의 결과 海外資本의 유입으로 인하여 國內通貨의 가치가 상승하고 이에 따른 國內物價의 하락에 대한 期待로 인하여 國內金利가 下落하기까지는 상당한 기간이 소요될 것으로 판단된다. 게다가 實驗分析의 결과에서 海外資本의 流入規模가 상당히 큰 경우에도 國內通貨 價值上昇의 결과 國內物價의 下落에 대한 期待로 인하여 國內金利가 下落하는 폭은 年率 약 0.7% 포인트로 현재 國內外 金利差에 비하여 매우 작은 것으로 파악되었다.

海外資本의 流入으로 인한 外換의 超過供給이 발생할 경우 國內通貨의 가치에 미치는 상승효과를 차단하기 위하여 中央銀行이 外換을 買入하여 흡수할 수 있을 것이다. 外換을 買入하는 대가로 中央銀行은 通貨를 방출하기 때문에 通貨還收을 위한 별도의 조치를 취하지 않을 경우 市中 流動性의 증가로 인하여 國內金利가 下落하는 효과를 期待해 볼 수 있다. 그런데 通貨供給이 증가할 경우 物價上昇에 대한 期待가 형성되고 이에 따라 名目金利는 상승하게 될 것이다.

通貨供給을 확대한 결과 流動性 增加로 인하여 金利가 下落하는 효과와 物價上昇에 대한 期待로 인하여 名目金利가 상승하는 효과를 종합할 때 中央銀行이 外換을 매입하는 과정에서 放出되는 通貨를 환수하지 않고 방치하더라도 國內金利가 하락하는 효과는 크지 않을 것으로 예상된다. 實驗分析의 결과 海外資本의 流入規模가 점

차 확대되고 이로 인한 外換의 超過供給을 中央銀行이 買入하여 흡수함에 따라 放出되는 通貨로 인하여 通貨管理가 매우 어렵게 될 경우 인플레이션에 대한 期待로 인하여 國內金利는 다소 상승하게 되는 것으로 파악되었다.

그런데 中央銀行이 外換을 매입하는 과정에서 放出되는 通貨를 還收하지 않고 방치할 경우 物價上昇의 압력으로 작용하기 때문에 財政證券이나 通貨安定證券 등 債券을 발행하여 還收할 것이다. 우리나라는 1986년부터 綜合收支黑字에 따른 外換의 超過供給을 中央銀行이 매입하여 흡수하는 과정에서 放出된 通貨를 대부분 通貨安定證券을 발행하여 還收하였다. 이와 같은 과거의 慣行이 앞으로도 지속되는 것으로 가정할 경우 海外資本의 流入에 대응한 中央銀行에 의한 外換買入의 결과 通貨供給의 증가로 인한 國內金利의 下落效果는 기대하기 어려울 것이다.

게다가 中央銀行이 外換을 매입하는 과정에서 放出된 通貨를 債券發行을 통하여 還收할 경우 國內金利를 상승시키는 결과를 초래할 수도 있을 것이다. 칠레, 콜롬비아, 인도네시아 및 말레이시아 등 外國의 경우에도 최근에 資本自由化를 추진함에 따른 海外資本의 유입에 對應하여 中央銀行이 外換을 買入하고 債券을 발행하여 通貨를 환수하였다. 그 결과 이들 나라의 國內金利는 資本流入이 시작되기 이전에 비하여 오히려 상승하게 된 것으로 조사되었다.

2. 政策示唆點

資本自由化를 추진할 경우 國內金利가 下向調整되어 國際金利水準에 접근하게 될 것으로 期待하는 사람들도 있다. 그런데 本研究의 결과에서 파악된 사실들을 종합적으로 고려할 때 이와 같은 期待가 빠른 시일 내에 실현되기는 어려울 것으로 판단된다. 따라서 國內金利가 하락하도록 誘導하기 위해서는 별도의 조치가 필요한

것으로 판단된다.

本 研究에서 우리나라 金利變動의 요인을 實證的으로 分析한 결과 파악된 사실들은 國內金利를 하락시키도록 유도하기 위한 政策立案에 있어서 몇 가지 중요한 示唆點들을 내포하고 있다.

먼저, 貯蓄이 증가할 경우 대표적인 實勢金利인 會社債 流通收益率이 하락하는 것으로 파악된 점을 고려할 때 國內金利의 下落을 유도하기 위해서는 貯蓄增大에 도움이 되는 措置를 취할 필요가 있는 것으로 판단된다. 貯蓄을 增大시키기 위하여 勤勞者 長期貯蓄이나 個人年金 등 長期貯蓄에 대하여 稅金減免 혜택을 확대하는 방안을 고려해 볼 수 있다. 이에 따른 財政收入의 減少는 다른 면에서 勤勞所得稅 減免의 혜택을 축소하는 방법으로 보충할 수도 있을 것이다.

다음으로 土地 등 不動產價格이 상승할 경우 會社債 流通收益率이 상승하는 것으로 파악된 점을 고려할 때 國內金利를 안정시키기 위해서는 不動產價格을 안정시키기 위한 措置가 필요한 것으로 판단된다. 不動產價格이 상승하기 시작하면 投機를 위한 資金이 金融市場을 離脫하기 때문에 市中の 實勢金利가 상승하게 될 것이다.

物價上昇에 대한 期待가 形成될 경우 金利를 상승시키는 요인이 되는 것으로 파악된 만큼 國內金利가 下落하도록 誘導하기 위해서는 物價安定을 통하여 인플레이期待를 解消하는 것이 중요한 政策課題인 것으로 판단된다. 資本自由化의 결과 海外資本이 자유롭게 유입되더라도 國內物價가 상승할 것으로 期待될 경우에는 國內金利가 下落하기는 어려울 것이다.

濠洲와 뉴질랜드의 경우 資本自由化를 단행한 후에도 [圖 V-1] 및 [圖 V-2]에서 보는 바와 같이 장기간에 걸쳐서 國內金利가 國際金利에 비하여 상당폭 높은 수준을 유지하였다. 그 이유는 <表 V-1> 및 <表 V-2>에서 보는 바와 같이 이들 나라가 資本自由化를 단행하기 전후에 높은 物價上昇率을 기록하였던 관계로 인플레이션期

待가 쉽게 解消되지 않았기 때문인 것으로 판단된다.

物價安定과 관련하여 또 한 가지 중요한 사실은 物價上昇率 變動性的의 확대가 金利를 상승시키는 요인으로 작용할 수 있다는 점이다. 物價上昇率의 變動性이 확대됨에 따라 債券 등 名目資産의 未來價値에 대한 不安感이 커지기 때문에 이와 같은 危險을 반영하여 金利가 上昇하게 될 수도 있다. 따라서 國內金利의 下落을 誘導하기 위해서는 物價上昇率이 낮은 수준에서 안정되도록 노력하여야 할 것이다.

인플레이션에 대한 期待를 불식시키기 위해서는 안정적인 通貨管理가 무엇보다도 중요할 것으로 판단된다. 通貨供給을 증가시킬 경우 市中의 實勢金利는 短期的으로 하락하지만 그 결과 物價上昇에 대한 期待가 형성될 경우 實勢金利는 反騰하게 될 것이다. 따라서 通貨供給의 확대를 통한 金利引下의 노력은 효과를 거두기 어려울 것으로 판단된다.

資本自由化를 추진하는 과정에서 通貨의 안정적인 관리와 관련하여 대두되는 중대한 문제는 海外로부터 流入되는 資本의 규모가 확대될 경우 이를 어떻게 管理할 것이냐는 점이다. 海外資本의 유입 규모가 확대됨으로 인하여 外換의 超過供給이 발생할 경우 換率 및 通貨管理가 매우 어렵게 될 것이다.

外換의 超過供給이 발생할 경우 國內通貨의 가치를 상승시키는 壓力으로 작용하게 될 것이다. 특히 國內金利가 國際金利에 비하여 상대적으로 높은 수준을 유지하는 상황에서는 外換의 保有 및 去來에 대한 規制를 緩和하더라도 國內에서 外換需要는 크게 증가하지 않을 것이다. 따라서 外換의 超過供給이 발생할 경우 계속적으로 國內通貨의 가치를 상승시키는 壓力으로 작용하게 될 것이다. 이때 國內通貨의 가치가 상승하도록 허용할 경우 輸出品의 價格이 상승하기 때문에 國內企業의 競爭力이 劣化되고 貿易 및 經常收支가 劣化되는 결과를 초래하게 될 것이다.

이와 같은 점을 고려할 때 外換의 超過供給이 國內通貨의 가치에 미치는 계속적인 上昇壓力을 차단하기 위해서는 中央銀行이 外換을 買入하여 吸收할 수밖에 없을 것이다. 문제는 中央銀行이 外換을 買入하는 과정에서 本源通貨를 放出하게 된다는 사실이다. 이때 放出되는 本源通貨를 還收하지 않고 放置할 경우 通貨가 膨脹하여 物價上昇의 압력으로 작용하게 되기 때문에 經濟의 安定基調가 흔들리게 될 것이다.

따라서 中央銀行의 外換買入이 通貨에 미치는 영향을 中和시키기 위해서는 적절한 방법을 동원하여 通貨를 還收할 수밖에 없을 것이다. 이때 어떤 방법으로 通貨를 還收하느냐에 따라 장기적으로 物價 및 國內金利에 미치는 영향이 달라질 것이다.

中央銀行이 外換市場에 介入하는 과정에서 放出된 通貨를 通貨安定證券을 發行하여 還收하는 경우를 생각해 보자. 1986년부터 계속 같은 방법으로 通貨를 還收해 왔기 때문에 이미 通貨安定證券의 發行殘額이 막대한 수준에 달하게 되었다¹⁾. 따라서 通貨安定證券의 發行을 위하여 韓國銀行이 지급하는 割引料는 年間 3兆원에 달하게 되었다. 이와 같은 상황에서 앞으로도 계속 通貨安定證券을 추가로 발행하여 通貨를 還收할 경우 通貨安定證券 割引料 지급액이 매년 증가하기 때문에 韓國銀行의 수지가 악화될 것이다. 그 결과 韓國銀行이 純損失을 기록하게 되면 自動的인 通貨膨脹의 요인으로 작용하게 될 것이다. 게다가 買入한 外換을 海外에서 운용하여 올리는 收益은 通貨還收를 수반하지 않기 때문에 韓國銀行의 收支差로 인한 自動的인 通貨膨脹 要因의 규모는 純損失보다 훨씬 큰 것으로 파악되었다²⁾.

이와 같은 사실을 고려할 때 通貨安定證券을 신규로 발행하여 通

1) 1996년 말 현재 通貨安定證券의 發行殘額은 약 25兆 300億원인 것으로 파악되었다.

2) 金宗萬(1996b), pp. 145~149 참조.

貨를 還收하는 것은 머지않아 한계에 부딪히게 될 것으로 판단된다. 게다가 과거와는 달리 앞으로는 通貨安定證券을 발행함에 있어서 競爭入札方法에 의존해야 하기 때문에 通貨安定證券의 發行規模가 확대될 경우 國內金利를 상승시키는 요인으로 작용할 우려가 있다.

通貨安定證券을 발행하여 通貨를 還收하는 데에는 한계가 있기 때문에 資本自由化를 추진함에 따라 海外資本의 유입규모가 확대됨으로 말미암아 外換의 超過供給을 中央銀行이 매입하여 흡수하는 과정에서 막대한 규모의 本源通貨가 방출될 경우 通貨還收를 위하여 財政에서 협조하는 방안을 고려해 보아야 할 것이다. 이때 通貨還收를 위하여 財政證券 등 國債를 발행하는 방법과 財政赤字를 실현하는 방법 등, 두 가지 방안을 고려해 볼 수 있다.

通貨還收를 위하여 國債를 發行하고 이에 대하여 支給하는 利子를 財政에서 부담할 경우 中央銀行이 通貨安定證券에 대하여 割引料를 지급하는 경우와는 달리 自動的인 通貨膨脹을 차단할 수 있다. 그런데 國債를 발행함에 있어서 競爭入札 등을 통한 賣却方法에 의존할 경우 國內金利를 상승시키는 결과를 초래할 수 있을 것이다.

財政赤字의 실현을 통하여 通貨를 還收할 경우에는 國債發行의 경우와 비교하여 金利에 미치는 上昇效果가 작을 수도 있을 것이다. 그런데 財政赤字를 실현하기 위해서는 稅法의 改正, 豫算의 編成 및 確定 등 복잡한 절차를 거쳐야 하기 때문에 通貨還收와 관련하여 급격한 상황변동에 적절하게 대응하지 못하는 경우도 발생할 수 있을 것이다.

參考文獻

- 金圭漢, 『開放化時代의 通貨 및 換率政策』, 研究論文集 94-2, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1994.
- 金東源·咸貞鎬, 『金利上昇現象의 原因과 金利安定의 課題』, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1992. 3.
- 金聖民, 「通貨指標로서의 通貨總量과 市場金利」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1989. 2, pp. 17~33.
- 金聖民·吳鎬一, 「長短期金利와 實物經濟」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1989. 2, pp. 18~35.
- 金世振·金炳烈, 「우리나라 會社債金利 變動要因分析」, 『국민금융』, 國民銀行, 1996. 1, pp. 1~31.
- 金永麟, 「자본자유화하에서의 거시경제정책 운용」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1993. 11, pp. 21~46.
- 金應震, 「金利變動的의 行態와 要因分析」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1993. 4, pp. 3~29.
- 金宗萬, 『國際通貨制度의 改編論議와 우리나라의 對應』, 研究報告書 96-01, 韓國租稅研究院, 1996a.
- _____, 『臺灣의 換率運用과 輸出競爭力』, 研究報告書 93-11, 韓國租稅研究院, 1993.
- _____, 『우리나라 換率制度의 改編方向』, 研究報告書 96-05, 韓國租稅研究院, 1996b.
- _____, 『外換 및 國際金融 關聯 規制緩和 - 各界의 建議事項에 대한 檢討 -』, 政策報告書 96-11, 韓國租稅研究院, 1996c.
- _____, 『外換 및 資本自由화가 換率에 미치는 影響』, 研究報告書 95-03, 韓國租稅研究院, 1995.
- _____, 『主要 換率變動의 特性和 政策 示唆點』, 政策研究 91-02,

- 對外經濟政策研究院, 1991.
- _____, 『換率運用과 輸出競爭力』, 研究報告書 94-09, 韓國租稅研究院, 1994
- _____, 『換率, 輸出 및 貨金變動이 우리나라 輸出에 미치는 영향』, 政策研究 92-27, 對外經濟政策研究院, 1992.
- 金鎮浩, 「國內 金利의 長期 피셔效果 및 實質金利의 定常性 分析」, 『금융경제연구』 NO. 94-2, 韓國金融研究院, 1994.
- 金柱勳·李明薰, 「우리나라 金利의 變動패턴과 通貨 및 實物變數의 關係分析」, 『금융경제연구』 제54호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1993. 3.
- 朴元巖, 「金利效果의 構造的 分析」, 『韓國開發研究』, 1985. 가을, 韓國開發研究院, pp. 14~38.
- _____, 「우리나라 金利決定構造와 期待의 역할」, 『經濟分析』, 제2권 제1호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1996. 2, pp. 137~167.
- 李光周, 「우리나라의 金利決定構造 - 金融市場 實態調查를 中心으로 -」, 『금융경제연구』, 제51호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1993. 1.
- 張東俱, 「우리나라 潛在GNP의 推定」, 『經濟分析』, 第2卷 第1號, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1996. 2, pp. 29~68.
- 張洪範, 「金利決定要因 分析」, 『經濟分析』, 제2권, 제2호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1996. 5, pp. 33~70.
- 財務部, 「外換制度改革計劃(案)」, 1994. 12.
- 財政經濟院, 「外換制度改革計劃 修正方案」, 1995. 11.
- 崔長鳳, 『資本去來 自由化에 따른 效率의인 通貨 및 資本流出入 管理』, 研究報告書 94-01, 韓國租稅研究院, 1994.
- 韓國銀行 調查第1部, 『日本の 金融制度』, 1987.
- 咸貞鎬·崔雲奎, 「우리나라의 金利決定要因分析」, 『조사통계월보』,

韓國銀行, 1991, 3, pp. 3~50

許世霖, 「不動產 市場이 존재하는 巨視經濟에서의 政策波及效果 - 通貨政策을 중심으로 -」, 高麗大學交 博士學位論文, 1992.

Barrow, R. J., "Rational Expectations and Role of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 2, No. 1, January 1976, pp. 1~36.

Cagan, P. D. and A. Gandolfi, "The Lag in Monetary Policy as Implied by the Time Pattern of Monetary Effects on Interest Rates," *American Economic Review*, May 1969, pp. 277~284.

Carlson, J., "Expected Inflation and Interest Rates," *Economic Inquiry*, Vol. 17, No. 4, October 1979, pp. 579~608.

Darby, M. R., "The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates," *Economic Inquiry*, Vol. 13, June 1975, pp. 266~276.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.

Edwards, S. and M. S. Kahn, "Interest Rate Determination in Developing Countries," *IMF Staff Papers*, Vol. 32, No. 3, September 1985, pp. 377~403.

Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance U. K. Inflation," *Econometrica*, Vol. 44, pp. 305~321.

Engle, R. F., and G. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Additional Evidence," *Econometrica*, Vol.

- 55, 1987, pp. 251~276.
- Engle, R. F. and B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems," *Journal of Econometrics*, Vol. 35, pp. 143~149.
- Fama, E., "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation," *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 269~282.
- Feldstein, M. S., "Inflation, Income Taxes and the Rate of Interest: A Theoretical Analysis," *American Economic Review*, Vol. 66, No. 5, December 1976, pp. 809~820.
- Folkerts-Landau, D. and Takatoshi Ito(eds.), *International Capital Markets Development, Prospects, and Policy Issues*, IMF, 1995.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz, *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relations to Income, Prices, and Interest Rates 1867~1975*, University of Chicago Press, 1982.
- Gibson, W. E., "The Lag in the Effect of Monetary Policy on Income and Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 2, May 1970, pp. 288~300.
- _____, "Interest Rates and Inflationary Expectation: New Evidence," *American Economic Review*, Vol. 62, December 1972, pp. 854~865.
- Levi, M. and J. Makin, "Anticipated Inflation and Interest Rates," *American Economic Review*, Vol. 68, December 1978, pp. 801~812.
- Makin, J. H., "Anticipated Inflation and Interest Rates in Open Economy," *Journal of Money, Credit and Banking*,

- Vol. 10, August 1978, pp. 275~291.
- Makin, J. H., "Real Interest, Money Surprises, Anticipated Inflation and Fiscal Deficits," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 3, August 1983, pp. 374~384.
- Mehra, Y., "Inflationary Expectations, Money Growth, and The Vanishing Liquidity Effect of Money on Interest: A Further Investigation," *Economic Review*, FRB of Richmond, March/April 1985, pp. 23~35.
- Melvin, M., "The Vanishing Liquidity Effect of Money on Interest Rate: Analysis and Implications for Policy," *Economic Inquiry*, Vol. 21, April 1983, pp. 188~202.
- Mishikin, F. S., "Monetary Policy and Short-Term Interest Rates: An Efficient Markets-Rational Expectation Approach," *Journal of Finance*, Vol. 37, No. 1, March 1982, pp. 63~72.
- _____, "Understanding Real Interest Rates," NBER Working Paper, No. 2691, August 1988.
- Mundell, R. A., "Inflation and Real Interest Rate," *Journal of Political Economy*, Vol. 71, June 1963, pp. 280~283.
- Nelson, C. and G. Schwert, "Short-Term Interest Rates as Predictor of Inflation: On Testing the Hypothesis That the Real Interest Is Constant," *American Economic Review*, Vol. 67, June 1977, pp. 478~486.
- Tanzi, V., "Inflationary Expectations, Economic Activity, Taxes and Interest Rate," *Economic Review*, Vol. 70, No. 1, March 1980, pp. 12~21.
- Tobin, J., "Money and Economic Growth," *Econometrica*, Vol. 33, October 1965, pp. 671~684.

Zilberfarb, B., "Interest Rate Determination in a High Inflation Economy," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 11, No. 4, Fall 1989, pp. 533~549.

<국문요약>

外換 및 資本自由化가 國內金利에 미치는 影響

金宗萬

외환 및 자본자유화가 추진될 경우 국내금리가 하향조정되어 국제금리 수준에 접근하게 될 것이기 때문에 국내기업의 경쟁력을 강화하는 데 큰 도움이 될 것으로 기대하는 사람들이 있다. 그런데 국내금융 및 외환시장의 상황과 환율 및 통화관리 등을 고려할 때 국내금리가 조기에 하향조정되어 국제금리에 접근할 것으로 기대하기는 어려울 것으로 판단된다. 실험분석의 결과 해외자본의 유입으로 인하여 환율이 상당폭 절상되고 통화공급이 대폭 확대되는 경우에도 국내금리의 하락효과는 1999년 이후에 나타나기 시작하고 2001년 말까지 금리하락의 폭은 연율 1% 포인트 이내에 불과한 것으로 파악되었다.

<Abstract>

Interest Rate Effect of the Foreign Exchange and Capital Liberalization in Korea

Kim, Chong Man

It is said that the Korean interest rates would fall after the foreign exchange and capital liberalization, and that this should be helpful for Korean economy, especially for export. That might be true in the long run. But how fast will the Korean interest rates fall and by how much? Considering the conditions of Korean capital and foreign exchange market, and the problems in managing foreign exchange rate as well as the money supply, it is difficult to expect the Korean interest rates would fall in the short run. The result of simulation analysis in this study shows that, even if the Korean won appreciates quite a lot and money supply increases twice of the level of the year 1996 due to capital inflow, Korean interest rates will start to fall only from the year 1999 and fall less than 1% point by the end of the year 2001.