利子率과 投資: 우리나라 利子率效果의 한 波及構造

朴 佑 奎

本稿에서는 利子率의 實物經濟에 대한 波及構造의 중요한 부분으로 投資를 선택, 利子率과 投資와의 관계를 實證的으로 분석하였는데, 이는 첫째로 自律的인 金融環境下에서는 通貨·利子率政策이 어떠한 運用手段을 사용하더라도 政策效果를 利子率의 變動을 통하여 얻는다는 사실과, 둘째로 우리나라에서는 消費者金融이 미미하므로 投資가 利子率의 實物經濟에 대한 중요한 波及構造일 수밖에 없다는 先驗的 判斷 등에 근거한다.

本稿에 의하면, 첫째 利子率의 變動은 최소한 2년간에 걸쳐 投資에 負의 影響을 미치고, 둘째 第1金融圈과 第2·私金融圈의 代表利子率들(1년만기 定期預金金利 및 會社債 流通收益率로 本 硏究에서 각각 定義)간의 利子率差는 投資에 뚜렷하게 負의 影響을 미치고, 세째 第1金融圈 利子率의 投資에 대한 影響은 波及過程에서 많이 상쇄되는 것으로 나타났다.

따라서 첫째로 利子率政策은 長期的 眼目을 가지고 수립되어야 하며, 둘째 企業經營環境을 改善시키고 利子率政策의 有効性을 提高시키기 위하여 利子率自由化는 利子率差를 축소시키는 방향으로 추진되어야 하며, 세째 利子率差의 축소는 利子率의 部分的인 조정보다는 金融部門 全般의 광범위한 利子率自由化 및 構造改善을 필요로 한다.

I. 序

최근 利子率自由化의 필요성에 대한 인식이 점차 높아지고 있다. 그 이유로는 첫째 政策當局이 인위적으로 설정한 利子率 수준이 金融市場이 요구하는 수준에서 오랫동안 벗어날 경우 그 歪曲效果는 累積的(cumulative)으로 되어 단기적으로 實物經濟에 악영향을 끼칠 뿐 아니라 장기적으로는 金融産業 및 나아가서는 經濟全般의 構造自體를 歪曲시킬 우려가 있다는 점이다[1].

筆者 : 本院 硏究委員

* 많은 유익한 討論을 해준 姜文秀·金仲秀 博士를 비롯한 院內세미나 참석자들과 좋은 論評을 해준 沈相達·朴元巖 博士에게 감사드린다.

특히 많은 유익한 의견을 제시하여 준 서울大學校의 鄭雲燦 敎授와 電算作業 및 原稿整理에 크게 수고한 金度洙 硏究員과 姜希淑 硏究助員에게 감사드린다.

1) Mote(1988) 참조. 예를 들면 각종 利子率 수준의 인위적인 결정은 總通貨規制政策과 더불어 第1, 2金融圈의 격차를 확대시켜 온 원인이라고도 할 수 있다.

과거에는 公金利를 인상하여 銀行預金의 증대를 도모한 시기도 있었으나, 이제는 낮은 인플레가 수년간 지속되어 金融資産에 대한 선호도가 높아지고 있으며 각종 金融資産의 蓄積이 빠른 속도로 진행되고 있는 등 利子率自由化의 여건이 성숙되고 있다. 이러한 상황에서 政策當局이 복잡다기한 각종 金融資産의 與·受信金利를 金融市場에서의 자유로운 市場機能에 의하지 않고 인위적으로 결정하는 것은 오히려 金融産業의 왜곡현상을 심화시켜 정상적인 金融發展에 沮害要素가 된다고도 할 수 있는 것이다[2].

둘째 이유로는 최근의 黑字基調가 정착될 경우 해외로의 資本進出, 특히 金融資本의 海外進出의 시기가 예상보다 빨리 앞당겨질 수도 있다는 점이며, 또한 金融開放, 資本自由化 등으로 外國金融機關의 國內進出도 불가피하게 이루어질 전망이다. 이러한 상황에서 지금과 같이 利子率 規制를 포함한 각종 規制下에서는 國內金融機關의 競爭力 確保를 도모하기 어렵다는 사실이다.

이와 관련하여 70년대 이후의 經濟發展, 技術革新 등으로 인하여 歐美 각국과 日本을 포함한 先進國에서조차 金融革新으로 불릴 만큼 빠른 속도로 각종 規制가 완화되고 있으며, 金融産業에서의 효율성이 빠른 속도로 提高되고 있다[3].

세째 이유로는 과거 2~3년간의 國際收支黑字幅의 지속적인 확대로 인해 海外部門에서 通貨가 급격히 증발, 기존의 엄격한 總通貨(M_2)規制 위주의 通貨政策으로는 자금의 원활한 흐름 및 효율적 배분을 기하기 어렵다는 인식이다. 즉 과거의 엄격한 通貨量規制는 實質生産 및 物價 모두에 부정적인 영향을 미쳤으며, 伸縮的인 通貨量運用[4]이 요구된다는 점이다(朴佑奎, 1987c). 그러나 伸縮的인 通貨運用을 기하기 위해서는 利子率이 제공하는 市中資金事情에 대한 유용한 정보가 필요하며, 또한 利子率의 效率的인 資金配分機能에도 의존해야 한다는 점이다.

그런데 이러한 利子率의 情報提供 및 효율적인 資金配分機能은 利子率이 市場에서 자유로이 결정되었을 때 비로소 제대로 발휘된다고 할 수 있다. 더구나 金融産業改編 등에 의한 金融革新이 지속적으로 추진될 경우 通貨指標의 短期政策目標로서의 중요성은 점차 저하될 수밖에 없어[5] 利子率政策의 중요성이 상대적으로 크게 높아져야 하는데, 앞서 언급한 바와 같이 경직적인 利子率 運用은 장기적으로 金融産業 및 經濟全般의 構造를 歪曲시킬 우려가 있으므로 利子率의 自由化가 當面課題라 하겠다.

즉 최근의 利子率自由化에 대한 논의는, 첫째 利子率의 價格機能을 회복시킴으로써 장기간에 걸친 金融産業의 누적적 왜곡현상을 조속히 시정하여야 金融의 정상적인 발전을 도

2) 金重雄(1983)은 高金利, 低金利 모두 나름대로의 폐단이 있으므로 차라리 利子率은 市場의 自律的인 판단에 의해 그 수준이 결정되도록 해야 한다고 주장하였다.

3) Suzuki(1984), Cumming-Sweet(1987), Takagi(1988), 沈革(1988) 등을 참조.

4) McCallum(1984)은 Friedman流의 엄격한 통화량 목표치달성위주의 通貨政策은 현실적으로 불합리하나 通貨目標量 設定의 필요성은 인정되므로 일정기간 후에는 변경가능한 通貨目標値를 設定할 것(adjustable growth rate rule, AGR)을 주장하였다. 그는 이러한 AGR方式에 의한 通貨運用이야말로 通貨論者가 궁극적으로 의도하는 바와 가장 현실적으로 부합된다고 주장하였다. 한편 대표적인 通貨論者인 Meltzer(1987)도 目標通貨量의 設定에 있어 McCallum의 AGR方式을 貨幣數量式에 응용한 형태로 운용할 것을 제안하였다.

5) Mote(1988), Laurent(1988), 朴佑奎(1987c) 및 이들 논문의 서베이 참조.

모할 수 있으며, 둘째 利子率을 묶어 두고서는 對內外競爭力 確保를 기하기 어렵다는 등의 당위론적인 인식과, 세째 엄격한 總通貨規制에만 의존하는 通貨政策에 대한 의구심과 더불어 利子率·通貨를 상호보완적으로 운용해야 한다는 정책적인 필요성 등으로 활발히 제기되고 있다 하겠다.

이와 같이 利子率自由化에 관한 논의가 활발하게 이루어지고 있음에도 불구하고 과연 利子率이 實物經濟에 어떠한 波及構造를 가지며, 그 영향은 어느 정도인가에 관한 연구는 거의 없는 실정이다[6]. 한편 朴元巖(1986), 崔長鳳(1987) 등이 巨視經濟模型에 사용한 投資函數에서는 利子率이 제외되었거나 혹은 그 영향이 미미한 것으로 나타났다. 그런데 아무리 利子率自由化가 金融部門의 競爭力 確保에 필수불가결한 것이라 하더라도 利子率이 實物經濟에 별다른 영향을 미치지 못한다면 利子率自由化 論議나 利子率·通貨政策의 調和的 運用 등의 주장은 그 중요성이 반감된다 할 수 있다. 왜냐하면 어떠한 운용방법을 따르더라도 自律的인 金融環境下에서는 利子率·通貨政策의 영향은 궁극적으로 利子率의 변동을 통해서 나타난다고 할 때[7] 이러한 利子率의 변동이 實物經濟에 별 영향을 미치지 못한다면 通貨政策이나 利子率政策이 實物經濟에 미치는 效果 혹은 波及構造가 과연 무엇인가 하는 의문이 제기되기 때문이다.

따라서 本 硏究에서는 利子率이 實物經濟에 미치는 波及構造 중에서 가장 중요하다고 생각되는, 利子率이 投資에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 이는 우리나라와 같이 消費者金融이 아주 미미한 경우 利子率이 實物經濟에 미치는 영향은 궁극적으로는 投資를 통하여 나타날 수밖에 없다는 先驗的 判斷에 근거하는 것이다.

다음의 第Ⅱ章에서는 미국 및 우리나라의 投資와 利子率의 관계에 관한 기존의 연구를 槪觀하고 一般均衡論的 接近方法이 필요함을 지적한다. 第Ⅲ章에서는 우리나라의 投資와 利子率의 관계를 단순한 OLS 방법으로 살펴봄으로써 기존의 연구가 주목하지 못하였던 두 가지 사항을 지적한다. 첫째는 投資의 計劃, 注文, 引渡, 設置 등에 시간이 필요하기 때문에 今期의 投資가 실제 生産活動에 사용되기까지에는 상당한 시간이 필요하다는 개념이다 (time to build 혹은 gestation lag). 따라서 利子率이 投資의 計劃段階에서부터 영향을 미친다면 利子率이 投資에 미치는 영향은 상당한 기간을 두고 나타난다는 점이다[8]. 둘째는 우리나라의 企業이 필요자금을 주로 第1金融圈과 第2金融圈에서의 借入에 의해 조달하는

---

6) 開發途上國家의 경우 制度金融圈의 利子率을 引上하면 金融貯蓄이 증대되어 投資가 오히려 증가된다는 견해(McKinnon, 1973)가 있으나 Wijnbergen(1983) 등은 그 반대의 결과를 가져올 수 있다고 주장하였다. 이와 관련된 논문들과 우리나라 利子率政策의 변천과정에 관한 서베이를 위해서는 閔丙均(1981), 朴元巖(1985), 李相萬(1987), 邊陽浩(1988) 등을 참조. 金融深化와 實物經濟 發展에 관해서는 司空壹(1980)을 참조.

7) Meek(1982) 참조. 그런데 自律的인 金融環境이 아닐 경우에는 通貨政策이 직접 實物經濟에 효과를 미친다고도 할 수 있다. 예를 들면 朴佑奎(1987c)는 80년대의 總通貨 規制는 實物經濟에 부정적인 영향을 끼쳤음을 실증분석하였는데 이를 Credit Crunch 현상으로도 해석할 수 있다고 하였다. 그러나 이 경우에도 朴佑奎는 總通貨 規制는 第2金融圈의 단기수신에 직접적인 영향을 미쳐 실제적으로 實效利子率을 변동시킴으로써 實物經濟에 부정적인 영향을 끼쳤다고 해석하였다.

8) 利子率 變動이 實物經濟에 미치는 영향은 위와 같이 固定投資를 통하여서만이 아니라 消費와 같은 다른 需要側面과 企業의 단기적인 생산활동을 통하여서도 나타날 수 있기 때문에 전체경제에는 固定投資보다는 짧은 時差를 두고 영향을 미칠 것으로 생각된다. 이러한 점은 第Ⅳ章의 非農林水産 實質GNP에 대한 實證分析으로 확인되었다.

間接金融方式 및 私金融圈에서의 借入에 의존하기 때문에 投資函數에서 사용되는 關聯利子率의 개념이 이들 金融圈의 利子率들을 사용하여 재정립되어야 한다는 점이다. 이들 두 가지 개념을 사용하지 않을 경우에는 利子率이 投資에 미치는 영향이 뚜렷하지 않으나 이들 두 개념을 동시에 사용할 경우 負의 關係가 뚜렷하게 나타남을 보인다. 第Ⅳ章에서는 단순한 OLS나 GLS의 사용은 적절하지 않기 때문에 GMM推定方法의 사용이 필요함을 역설하고, 本 硏究의 결과가 普遍妥當(robust)하다는 점을 보이기 위해 投資函數에 대한 一般均衡論的 解析을 가하여 投資에 미치는 利子率의 효과를 추정한다. 또한 第1金融圈의 代表利子率과 第2·私金融圈의 代表利子率의 投資에 미치는 영향을 각각 비교해 봄으로써 第1金融圈을 대상으로 하는 利子率政策의 역할이 파급과정에서 상당히 상쇄되는 것을 확인한다. 마지막으로 第Ⅴ章에서는 이러한 결과가 의미하는 바를 검토해 봄으로써 최근 논의되고 있는 利子率自由化의 方法論에 관한 기본적인 방향을 제시하며 앞으로의 通貨·利子率政策의 運用方向에 관하여 示唆하는 바를 고찰한다.

Ⅱ. 利子率이 投資에 미치는 效果에 관한 旣存硏究

利子率은 모든 巨視經濟模型에서 實物部門과 金融部門을 연결하는 가장 중요한 연결고리로 인식되고 있다 해도 과언이 아니라 하겠다. 즉 IS-LM分析에서는 利子率이 實物部門 및 金融部門의 攪亂(shock)을 상호전달하여 궁극적으로 균형에 도달하게 하는 변수이며, Lucas-Rapping(1969), Lucas(1977), Sargent(1979), Kydland-Prescott(1982), Long-Plosser(1983), Barro(1984), Prescott(1986), McCallum(1988) 등 巨視經濟理論이 엄밀한 이론적 근거에 의해 재구성되어야 한다는 관점에서 期間間代替效果(intertemporal substitution effects)가 경제를 움직이는 요인이라는 견해 역시 利子率이 그 핵심에 있다 하겠다. 특히 Lucas(1977)는 金融部門의 攪亂이 期間間 代替效果를 발생시켜 實物部門에 영향을 준다고 想定함으로써 期間間 代替效果가 實物部門과 金融部門을 연결시키는 고리임을 강조하였다. 또한 대부분의 政策立案者도 각종 利子率이 金融部門과 實物部門을 연결하는 고리(環)임을 想定하고 정책을 수립·수행해 나간다 해도 과언이 아니라 하겠다(Meek, 1982).

이와 관련하여 利子率이 消費, 投資, 貨幣需給, 勞動需給 등의 중요결정변수로 인식되고 있으며, 특히 投資에 관해서는 利子率이 主變數인 投資函數에 관해 많은 주의가 기울여졌다. 즉 Jorgenson(1963), Hall-Jorgenson(1967), Bischoff(1971) 등은 利子率이 主變數인 投資函數를 設定하였고, Tobin(1969), Furstenberg(1977), Abel-Blanchard(1986) 등은 q-理論을 想定하였다. 그런데 Hayashi(1982)는 q-理論은 Jorgenson등의 企業의 利潤極大化假定에서 도출될 수 있어 이들의 접근방법이 근본적으로는 같은 것이라고 주장하였다. 한편 Sargent(1980) 역시 企業의 利潤極大化假定에서 출발하여 q-理論을 도출함으로써 投資理論의 근본은 企業의 利潤極大化假定임을 재인식시켰다 하겠다.

한편 Lucas-Prescott(1971)은 Lucas(1967) 등의 스톡調整費用(adjustment cost)槪念을 도입하여 企業의 投資函數는 과거의 變數뿐 아니라 미래의 變數에 대한 예측 역시 중요함을 지적하였는데, 이 경우 Sargent(1980)가 지적한 바와 같이 縮略型投資函數에 사용되는 변수의 계수에는 여러 가지 복합적인 요인이 내재되어 어떠한 이론이 진정한 理論인가를 쉽게 알 수 없는 係數(mongrel parameter which cannot help identify the true underlying investment theory)가 된다 할 수 있겠다. 이와 관련하여 Gordon-Veitch(1984)는 현존하는 모든 投資理論에 너무 엄격한 제약을 가하지 않는다면 서로 비슷한 형태의 縮略型投資函數로 표현될 수 있다고 說破하였다.

이와 같이 利子率이 投資의 주요결정변수라는 데는 학자들의 견해가 일치되고 있으나 이를 실증적으로 살펴보는 데는 많은 논란의 여지가 있다. 우선 實證分析을 하기에 앞서 해결해야 할 사항은 어떠한 利子率을 선택해야 하는가 하는 문제이다. 예를 들면 Bernanke(1983), Hall(1977) 등은 CP利子率을 사용하였으며, Clark(1979), Abel-Blanchard(1986) 등은 債券과 株式收益率을 적절히 결합하여 사용하였고, Gordon-Veitch(1984)는 Baa 債券收益率을, 우리나라의 경우 朴元巖(1985, 1986)은 私金利를, 崔長鳳(1987)은 會社債收益率을 사용하였다. 또한 實質利子率을 사용할 경우 인플레의 期待値를 어떻게 추정하는가 하는 것(Turner, 1986)과 함께 稅率을 고려하는 것과 短期利子率 혹은 長期利子率의 選擇 등도 중요한 문제가 된다. 이와 같이 實證分析者에 따라 각기 다른 利子率을 사용해 왔다 해도 과언이 아니라 하겠는데, 그 이유는 理論이 어떤 利子率을 사용하는 것이 적절하다고 제시하지 못하기 때문이라 하겠다[9].

利子率을 적절히 선택한다 하더라도 어떠한 模型을 사용할 것인가 하는 문제가 남는다. 그런데 어떠한 모형을 사용하더라도 근본적으로 利子率과 投資와의 關係는 生産者의 利潤極大化追求라는 가정에서 도출되는 것이라 볼 수 있으며, 利子率과 投資의 關係는 企業의 입장에서 보면 逆의 關係를 가진다 할 수 있겠다. 그러나 이를 실증적으로 분석할 경우 반드시 逆의 關係를 얻을 것을 기대할 수는 없는데, 이는 Shapiro(1986)가 지적한 바와 같이 一般均衡模型에서 投資를 살펴보면, 生産性攪亂(productivity shock)등이 있을 경우 반드시 投資와 利子率의 關係가 逆으로 나타나지 않을 것이기 때문이다. Shapiro(1986)의 이러한 지적은 Sargent(1978)가 기업의 입장에서 보면 實質賃金과 雇傭間의 關係가 逆이나 이를 一般均衡論的인 模型을 設定하여 설명해 보면 실제 자료상에는 正의 關係가 나타나는 것을 逆의 關係를 가지는 企業의 勞動需要函數로 설명할 수 있다고 주장한 것과 일맥상통한다 하겠다.

실제 實證分析結果도 여러 가지 相反되는 결과가 나오고 있는데, 예를 들면 美國의 경우 Hall(1977), Clark(1979), Gordon-Veitch(1984), Siow(1985), Abel-Blanchard(1986) 등은 이자율의 효과가 작음을 주장하였고

9) Park(1983)은 經濟가 完全競爭市場이고 시장결함이 없이 모든 발생가능한 위험에 대한 請求權(contingent claim)을 부여받고 미래의 위험에 대응할 수 있다면 위험이 없는 利子率(risk free rate of interest)을 사용해야 된다고 주장했으나 과연 우리 經濟가 그러한 假定을 만족시킬 수 있는가는 의문이라 하겠다.

Taylor(1983), Bernanke(1983) 등은 이자율의 효과가 상당히 크다고 주장하였다. 한편 Turner(1986)는 미국의 경우에는 이자율의 효과가 작으나 여타 유럽국가, 일본 등에서는 이자율의 효과가 중요함을 보였고, 우리나라의 경우에는 이자율의 효과는 무시할 정도인 것으로 나타나고 있다. 즉 朴元巖(1985, 1986)은 投資函數에서 이자율을 제외하였고 崔長鳳(1987)의 경우 그 효과가 미미한 것으로 나타나고 있다.

이와 같이 投資와 利子率 關係의 實證分析 結果가 여러 가지 相反되는 관계가 나오는 것은 q-理論에서 q의 投資에의 영향이 뚜렷하게 나오지 않는 것과 일맥상통한다 하겠다. 이는 q 變數 자체가 一般均衡模型에서 내생적으로 결정되는 것이어서, 엄밀히 말하자면 Sargent(1980)가 지적한 바와 같이 단순한 추정으로는 그 결과를 해석할 수 없는 성질의 것이기 때문이다. 그러므로 利子率과 投資와의 關係를 實證分析함에 있어서는 利子率과 投資의 실제자료 자체가 경제의 균형에서 생성되는 것이라 볼 수 있으므로 一般均衡模型의 構造를 염두에 두고 그 결과를 해석해야 한다 하겠다.

Ⅲ. 投資完了時差 및 關聯 利子率의 再定立

다음 章에서 우리나라의 投資函數를 一般均衡模型의 해석을 통해 推定하기에 앞서 本章에서는 投資에 미치는 利子率의 효과를 검토하기 위해서 두 가지 개념의 사용이 필요하다는 점을 실증적으로 살펴보고자 한다.

첫번째의 槪念은 投資完了時差(time to build 혹은 gestation lag)가 존재한다는 점이다. 즉 今期의 投資가 실제 생산활동에 있어 공급능력으로 사용되기에는 投資의 計劃, 注文, 引渡, 設置 등에 필요한 시간 등의 이유로 상당한 時差가 존재한다는 인식이다. 이러한 점은 Jorgenson(1963), Bischoff(1971)등에 의해 지적되었으며, 최근에는 Kydland-Prescott(1982), Taylor(1982, 1983), Siow(1985), Park(1985) 등에 의해 그 중요성이 다시 인식되었다. 두번째의 槪念은 會社債收益率 혹은 第1金融圈의 代表利子率등만을 사용할 경우에는 우리나라 企業들의 第1金融圈뿐 아니라 第2·私金融圈으로부터의 外部資金依存度가 높은 현실에 비추어 볼 때 利子率의 投資에 대한 영향을 歪曲시킬 우려가 있다는 인식이다. 왜냐하면 第Ⅳ章에서 보는 바와 같이 第1金融圈의 利子率의 변동은 第2·私金融圈의 利子率의 변동에 영향을 미칠 뿐 아니라 이들 利子率의 投資에 미치는 영향의 정도가 각각 다르기 때문이다.

이들 두 가지 개념의 중요성을 부각시키기 위해 우선 아래와 같은 형태의 式들을 〈表 1〉에 推定하였다.

$$\log \tilde{I}_t = a_0 + a_1 \log \tilde{I}_{t-1} + a_2 \log(1 + r_t^c) + \varepsilon_t \cdots \text{(A)}$$

$$\log \tilde{I}_t = a_0 + a_1 \log \tilde{I}_{t-1} + a_2 \log(1 + r_t^c) + a_3 \log \tilde{Y}_t + \varepsilon_t \cdots\cdots \text{(B)}$$

$$\log \tilde{I}_t = a_0 + a_1 \log \tilde{I}_{t-1} + a_2 \log\left(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1 + r_{t-j}^c)\right) + a_3 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1 + r_{t-j}^c)\right) + \varepsilon_t \cdots\cdots \text{(C)}$$

$$\log \tilde{I}_t = a_0 + a_1 \log \tilde{I}_{t-1} + a_2 \log\left(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1 + r_{t-j}^c)\right) + a_3 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1 + r_{t-j}^c)\right) + a_4 \log \tilde{Y}_t + \varepsilon_t \cdots\cdots \text{(D)}$$

여기서 I는 實質總固定資本形成이고, Y는 非農林水產實質GNP, r^c는 會社債實質收益率을 나타낸다. 즉 $1+r^c{}_t=(1+RC_t)/(1+\pi^e{}_t)$, RC는 會社債名目流通收益率, $\pi^e{}_t$는 t期에 豫想되는 t期와 $(t+1)$期 사이의 豫想인플레率을 나타내는데 本稿에서는 단순히 t期를 포함하는 지난 1년간의 實際인플레率의 평균을 사용하였다. 인플레率의 계산에는 非農林水產GNP디플레이터를 사용하였다[10].

여기서 어떤 변수 위에 「틸드」를 붙인 것은 「로그」추세를 제거한 것을 나타낸다. 예를 들면,

$$\log I_t = c_0 + c_1 t + \varepsilon_t,\ \log \widetilde{I}_t = c_0 + \varepsilon_t$$

위 式들은 어떠한 理論的 制約을 가하지 않은 縮略型投資函數라 할 수 있는데, Bischoff (1971), Hall(1977) 등은 Jorgenson流의 投資函數가 I_t를 Y_t 및 R_t의 긴 時差構造를 갖는 형태로 설명하는 式으로 재구성될 수 있다고 지적하였으며, 또한 Sargent(1980), Hayashi(1982), Gordon-Veitch(1984)의 논리 전개에 따르면 q-理論을 포함하는 모든 投資理論도 결국은 縮略型函數로 표현될 수 있다 하겠다. 그러나 특히 式(C), (D)에서는 Y_t에 대한 時差가 없으며 r_t에 대한 時差構造가 2分期 혹은 6分期間의 平均의 형태로 되어 있으나 이는 本稿에서 사용하는 分期資料의 기간이 충분치 못하여 자유스럽게 긴 時差構造를 추정할 수 없는 제약이 있기 때문이다.

〈表 1〉에는 모든 式들을 OLS로 추정한 결과가 나와 있는데, 時差가 없는 式(A), (B)의 경우 利子率의 영향이 正의 符號를 갖는 것으로 나타나고 있으나 利子率에 대하여 2년의 時差를 고려한 式(C), (D)의 경우 2分期에서 7分期間의 過去利子率이 有意度는 낮으나 投資에 負의 符號를 나타내고 있다. 이는 投資完了時差 槪念을 적용할 경우 投資와 利子率과의 負의 關係를 얻을 수 있는 가능성을 어느 정도 나타낸 것이라 하겠다.

〈表 1〉 利子率(會社債收益率)과 投資와의 關係

說明變數	式 (A)	式 (B)	式 (C)	式 (D)
常 數	0.809 (1.69)	-5.713 (-4.92)	0.610 (1.10)	-4.139 (-4.02)
$\log \widetilde{L}_1$	0.885 (13.3)	0.499 (6.03)	0.916 (12.1)	0.578 (6.47)
$Rc0$	0.245 (1.09)	0.326 (1.89)	—	—
$Rc01$	—	—	0.371 (0.63)	0.240 (0.52)
$Rc27$	—	—	-0.480 (-1.09)	-0.274 (-0.78)
$\log \widetilde{Y}$	—	1.122 (5.92)	—	0.867 (5.10)
R^2	0.79	0.88	0.84	0.91
$D.\ W.$	1.85	1.77	1.75	1.67

註 : $Rc0 = \log\left(\frac{1+RC}{1+\pi^e_t}\right)$

$$Rc01 = \log\left(\frac{1}{2}\sum_{i=0}^{1}\left(\frac{1+RC}{1+\pi^e_{t-i}}\right)\right)$$

$$Rc27 = \log\left(\frac{1}{6}\sum_{i=2}^{7}\left(\frac{1+RC}{1+\pi^e_{t-i}}\right)\right)$$

그러나 위의 式들은 會社債實質收益率을 사용하였는데 우리나라 企業들의 경우 外部資金依存度가 매우 높은 실정이다. 즉 企業은 生產活動을 위해 銀行의 貸出金에 크게 의존하고

10) 1972년 1분기부터 1987년 4분기까지의 實質總固定資本形成 및 非農林水產實質GNP에 대해 X-11 ARIMA 技法을 사용하여 季節調整하였다. 한편 각 式의 推定에 있어서는 1975년 1분기부터의 자료만을 사용하였다.

있으며, 또한 第2金融圈에서의 資金貸出 및 私金融에도 크게 의존하고 있는 반면 아직까지 直接金融市場에서의 資金調達은 미미한 실정이다. 따라서 企業이 利潤極大化를 추구할 때 사용하는 利子率은 第1金融圈 및 第2金融圈의 貸出利子率을 빼놓을 수 없다 하겠다. 그런데 우리나라에서는「꺾기」등의 金融慣行으로 인하여 實效貸出利子率은 알 수가 없고[11] 또한 貸出利子率도 資金에 따라 複雜多岐하므로 代表貸出利子率을 구하기가 어렵다 하겠다. 따라서 本稿에서는 會社債의 流通市場收益率(RC)이 市場의 實勢金利를 어느 정도 나타내어 市中의 자금사정을 반영하는 第2金融圈 및 私金融圈의 代表利子率로 가정하였다. 그리고 이에 대응하는 第1金融圈의 代表利子率로 1년 만기 定期預金金利(RD)를 가정하였다. 따라서 企業이 第1金融圈에서 $(1-\alpha)$의 資金을 借用하고 나머지의 資金을 第2金融圈 및 私金融圈에서 借用한다고 가정할 경우 全體借用資金에 대한 t期의 實質利子率(r_t)은 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$
\begin{aligned}
r_t &= \alpha(RC_t-\pi_t^e)+(1-\alpha)(RD_t-\pi_t^e)\\
&= \alpha(RC_t-\pi_t^e)+(1-\alpha)(RD_t-\pi_t^e)\\
&\quad +\alpha RD_t-\alpha RD_t\\
&= \alpha(RC_t-RD_t)+(RD_t-\pi_t^e)\\
&= \alpha RS_t+(RD_t-\pi_t^e)
\end{aligned}
$$

즉 企業의 全體借用資金의 實質利子率은 第1金融圈의 代表利子率과 第2金融圈 및 私金融圈의 代表利子率間의 利子率差(spread)[12]와 第1金融圈 實質代表利子率($r^d=(1+RD)/(1+\pi^e)-1$)의 적절한 合으로 표현될 수 있다 하겠다. 한편 RC, RD, RS, r^d의 과거 자료를 살펴보면 〔圖 1〕과 같은데 RS에 비하여 r^d의 변동폭이 더 크다. 특히 r^d는 70년대에는 마이너스였으나 80년대에는 플러스로 나타나고 있다.

이러한 槪念을 도입하기 위해 RS(r^S로 표시)와 r^d를 각각 넣은 다음과 같은 형태의 식들을 想定하였다.

$$\log\widetilde{I}_t = b_0+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log(1+r_t^s)+b_3\log(1+r_t^d)+\varepsilon_t \quad \cdots\cdots(E)$$

$$\log\widetilde{I}_t = b_0+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log(1+r_t^s)+b_3\log(1+r_t^d)+b_4\log\widetilde{Y}_t+\varepsilon_t \quad \cdots(F)$$

$$\begin{aligned}\log\widetilde{I}_t = b_0&+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log\Big(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_3\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_4\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_5\log\Big(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r_{t-j}^d)\Big)+\varepsilon_t \cdots\cdots(G)\end{aligned}$$

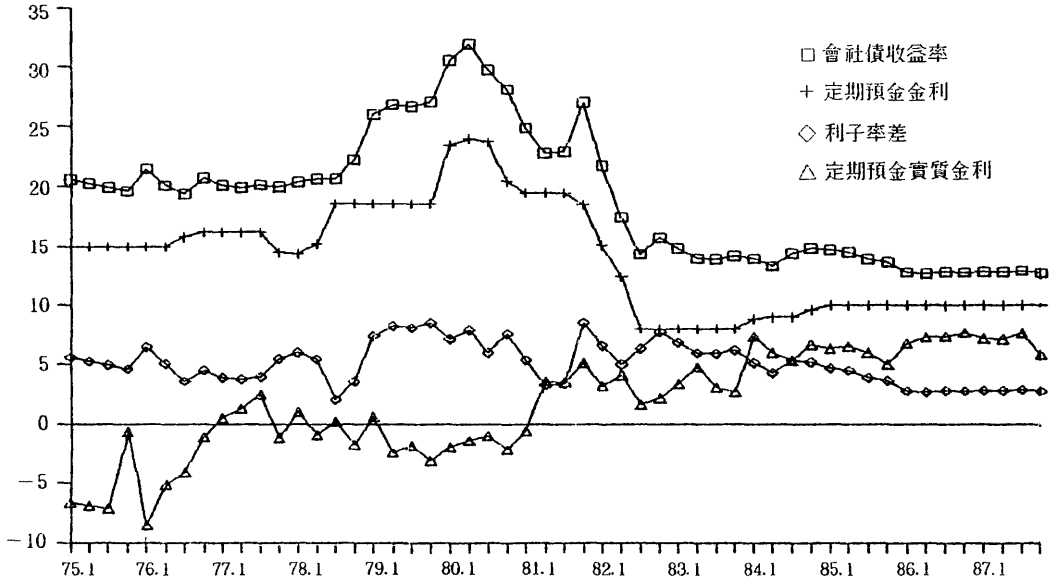
$$\begin{aligned}\log\widetilde{I}_t = b_0&+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log\Big(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_3\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_4\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_5\log\Big(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_6\log\widetilde{Y}_t+\varepsilon_t \cdots\cdots(H)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\log\widetilde{I}_t = b_0&+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log\Big(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_3\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_4\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_5\log\Big(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_6\log\Big(\frac{1}{3}\sum_{j=0}^{2}\widetilde{Y}_t\Big)+\varepsilon_t \cdots\cdots(I)\end{aligned}$$

11) 司空壹(1980)은「꺾기」등의 金融慣行 때문에 有效貸出金利는 公式統計의 貸出金利보다 높으며 또한 民間法人部門의 貯蓄性預金殘額이 필요 이상으로 높게 나타남으로써 金融聯關比率(financial interrelation ratio)이 과장될 수 있다고 하였다.

12) RS_t는 實質利子率差이다.

〔圖 1〕 各種 利子率의 推移



특히 式(I)와 같은 형태의 時差構造를 확정하기 위해 여러 가지 PDL의 결과를 檢討하였는데 實質生産에 대한 時差가 利子率의 時差에 비해 상대적으로 짧은 것은 Bischoff(1971)이 미국의 자료를 사용하여 얻은 결론과 유사하다 하겠다.

〈表 2〉에 上記 式들에 대한 추정결과가 나타나 있는데 時差構造를 고려하지 않을 경우인 式(E), (F)는 利子率의 영향이 正의 符號를 갖는 것으로 나타나고 통계적 유의도도 낮은 반면, 投資完了時差를 고려한 式(G)에서는 이자율이 負의 영향을 가지고 통계적 유의도가 매우 높은 것으로 나타나 〈表 1〉의 결과와 비교해 볼 때 投資에 대한 利子率의 효과를 살펴보는 데 있어 投資完了時差와 더불어 우리나라 金融慣行을 고려한 關聯利子率들을 사용하는 것이 중요함을 나타내고 있다 하겠다.

그런데 式(H), (I) 등의 추정치를 살펴보면 Y_t 혹은 ΣY_{t-j}을 포함할 경우에는 利子率의 영향이 현저히 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 그런데 이는 Hall(1977)이 지적한 바와 같이 Y와 I가 正의 相關關係를 갖기 때문에 Y를 포함하는 OLS推定은 Y의 영향을 과대평가하고 r의 영향을 과소평가할 우려가 있는 데 기인하는 것으로 판단된다. 더구나 ϵ_t가 時差相關關係를 가질 가능성을 배제할 수 없는 상황이므로 Y의 內生性은 OLS 혹은 GLS의 사용으로는 정확치 못한(inconsistent) 추정치밖에 얻지 못할 우려가 있음을 의미한다 하겠다.

〈表 2〉 利子率(分解된 利子率)과 投資와의 關係(OLS)

說明變數	式 (E)	式 (F)	式 (G)	式 (H)	式 (I)
常 數	0.781 (1.60)	-6.964 (-5.82)	1.257 (1.76)	-7.351 (-3.99)	-4.251 (-1.53)
$\log \widetilde{L}_1$	0.891 (12.9)	0.379 (4.20)	0.841 (9.01)	0.417 (3.69)	0.544 (3.20)
$Rs0$	-0.037 (-0.06)	1.501 (3.09)	—	—	—
$Rs01$	—	—	-0.110 (-0.21)	1.407 (2.75)	0.454 (0.80)
$Rs27$	—	—	-1.953 (-2.08)	1.108 (1.15)	-0.268 (-0.22)
$Rd0$	0.238 (1.03)	0.394 (2.35)	—	—	—
$Rd05$	—	—	0.113 (0.19)	1.104 (2.15)	0.868 (1.26)
$Rs60$	—	—	-0.647 (-1.88)	-0.825 (-3.04)	-0.960 (-2.64)
$\log \widetilde{Y}$	—	1.369 (6.77)	—	1.376 (4.90)	—
$Y02$	—	—	—	—	0.907 (2.05)
R^2	0.79	0.89	0.90	0.94	0.91
$D.\ W.$	1.87	1.90	2.12	1.99	1.72

Ⅳ. 우리나라에서 利子率이 投資에 미치는 영향

1. 推定方法의 一般均衡論的 解析

上記한 〈表 2〉에 報告되어 있는 式(G) 및 (I)에 대한 추정치가 本 硏究의 출발점이라 할 수 있다. 즉 式(G)의 추정치에는 利子率이 投資에 미치는 영향이 負의 符號를 가지면서 매우 유의한 반면 式(I)와 같이 實質生産이 추가되면 利子率의 영향 및 유의도가 떨어지는 것을 설명하고, 投資에의 利子率의 진정한 영향을 추정해 내는 것이 本 硏究의 목적이다. 이는 우리나라의 通貨·利子率政策의 진정한 波及構造를 파악하는 데 가장 중요한 점의 하나일 뿐만 아니라 通貨·利子率政策의 수립에 있어 중요한 판단근거를 제공한다 할 수

있다.

우선 아래와 같은 한 巨視經濟模型의 需要部門을 想定해 보자.

$$I=f_1(Y, r^s, r^d) \quad \cdots\cdots (1)$$
$$Y=C+I+G+EX-IM \quad \cdots\cdots (2)$$

여기서 f_1은 어떤 函數形態를 나타내며, C, G, EX, IM은 각각 消費, 政府支出, 輸出 및 輸入을 나타낸다. 式(2)는 式(1) 및 C, EX, IM 등에 관한 構造式을 가정하여 아래와 같이 再構成할 수 있다.

$$Y=g_1(r^s, r^d, X) \quad \cdots\cdots (2.1)$$

여기서 g_1은 어떤 函數形態를 나타내며, X는 實質實效換率, 油價, 國際金利, 政府支出, 政府의 貨幣供給 등을 포함하는 外生變數벡터이다.

式(1) 및 (2.1)이 經濟의 진정한 構造라고 가정한다면[13] 式(1)의 추정에 있어서 Y에 대한 계수의 추정치는 式(2.1)에서 보는 바와 같이 G, X 등 外生變數의 영향뿐 아니라 r^S 및 r^d의 영향도 포함하게 된다. 즉 式(1)의 추정에 있어서 r^S 및 r^d의 계수만 보아서는 이들 利子率의 全體的인 영향을 파악할 수 없다는 사실이다.

따라서 式(1)을 추정하여 利子率의 投資에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 Y에 대한 利子率의 영향을 미리 추출해 내는 것이 필요하다 하겠다[14]. 本 硏究에서는 式(1), (2.1)을 위와 같이 再構成하여 추정하였다.

$$I=f_2(Y^\epsilon, r^s, r^d) \quad \cdots\cdots (3)$$
$$Y=g_2(r^s, r^d)+Y^\epsilon \quad \cdots\cdots (4)$$

여기서 f_2, g_2는 어떤 函數形態를 나타내며, Y^ϵ는 Y에 대한 利子率 이외의 모든 外生變數, 內生變數 등의 복합적인 영향을 나타낸다. 式(3)에서 r^S 및 r^d의 係數推定値는 投資에 대한 利子率의 영향을 나타내며, Y^ϵ에 대한 係數推定値는 Y에서 利子率의 영향을 제거한 부분의 投資에 대한 영향을 나타낸다고 할 수 있다.

2. 推定 및 結果

여기서는 式(G), (I) 혹은 式(3), (4)와 같은 아래의 式들을 想定하였다.

$$\log \widetilde{I}_t = b_0 + b_1 \log \widetilde{I}_{t-1} + b_2 \log\left(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r^s_{t-j})\right) + b_3 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r^s_{t-j})\right) + b_4 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r^d_{t-j})\right) + b_5 \log\left(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r^d_{t-j})\right) + \varepsilon_{1t} \quad \cdots\cdots (5)$$

$$\log \widetilde{I}_t = b_0 + b_1 \log \widetilde{I}_{t-1} + b_2 \log\left(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r^s_{t-j})\right) + b_3 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r^s_{t-j})\right) + b_4 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r^d_{t-j})\right) + b_5 \log\left(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r^d_{t-j})\right) + b_6 \log\left(\frac{1}{3}\sum_{j=0}^{2}\widetilde{Y}^\epsilon_{t-j}\right) + \varepsilon_{2t} \quad \cdots\cdots (6)$$

$$\log \widetilde{Y}_t = c_0 + c_1 \log \widetilde{Y}_{t-1} + c_2 \log\left(\frac{1}{4}\sum_{j=0}^{3}(1+r^s_{t-j})\right) + c_3 \log\left(\frac{1}{4}\sum_{j=4}^{7}(1+r^s_{t-j})\right) + c_4 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r^d_{t-j})\right) + c_5 \log\left(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r^d_{t-j})\right) + \varepsilon_{3t} \quad \cdots\cdots (7)$$

$$\log \widetilde{Y}^\epsilon_t \equiv c_0 + c_1 \log \widetilde{Y}_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad \cdots\cdots (8)$$

---

13) 모형에 貨幣需給部門을 포함시키거나 式(1)에 實質貨幣殘高가 있다 하더라도 결국 式(1) 및 (2.1)의 형태로 요약된다.

14) 이와 같이 投資와 利子率과의 관계를 살펴보기 위해서 一般均衡論的인 접근을 시도한 논문으로는 Shapiro(1986)를 참조. 그의 Sargent(1978, 1980), Bernanke(1983) 등을 참조.

式(7), (8)은 $\widetilde{Y}_t$를 r^S 및 r^d의 영향으로 설명되는 부분과 그렇지 않은 부분, 즉 $\widetilde{Y}^{\epsilon}_t$로 나누고 있다. 式(6)은 第Ⅲ章의 式(Ⅰ)와 형태는 동일하나 $\widetilde{Y}_t$ 대신 $\widetilde{Y}^{\epsilon}_t$를 사용하는 것이 다르다. 따라서 式(6)은 投資의 움직임을 利子率의 영향에 의한 부분과 實質生産 중에서 利子率에 영향받지 않는 부분으로 나누고 있다 하겠다.

그런데 上記 式(5), (6), (7)의 推定에서 OLS를 그대로 사용하기에는 문제가 있다 하겠다[15]. 그 이유는 ϵ_{1t}, ϵ_{2t}, ϵ_{3t} 등이 각각 時差相關關係를 가질 우려가 있음을 先驗的으로 배제할 수 없는 데다가[16] r^d는 政策變數로서 어느 정도 外生性을 갖는다 하더라도 r^S 및 $\widetilde{Y}_t$ 등은 內生性을 갖는다고 판단되기 때문이다. 또한 $\widetilde{I}_t$의 過去項이 설명변수로 사용되기 때문에 Brown-Maital(1981) 등이 지적한 바와 같이 GLS의 사용 역시 부적합하다고 판단된다.

따라서 本 硏究에서는 Hansen(1982), Hansen-Singleton(1982), Hansen-Sargent(1980), Eichenbaum-Hansen-Singleton(1988), Park(1986), 朴佑奎(1987b, 1987c) 등이 사용한 GMM推定法(Generalized Method of Moments Estimator)을 사용하였다.

그런데 諸通貨指標와 實物經濟와의 관계의 분석을 위해서는 1979년말의 中心通貨指標를 변경하였던 사실을 고려하는 것이 중요한 것으로 나타났으며(朴佑奎, 1987c), 일반적으로 경세구조변동의 고려가 실제 經濟豫測에도 매우 중요한 것으로 實證分析되었다[17]. 그러나 本 硏究에서는 이러한 점을 고려하지 않았는데 이는 分析期間(1975.Ⅰ ~1987.Ⅳ) 중에 우리나라의 利子率政策이 固定利子率을 不定期的 및 人爲的으로 調整하는 정책기조에서 큰 변동이 없었다고 판단되기 때문이다.

한편 手段變數(instrument)로는 {1, r^d_{t-j}, j =0, 1, 2, ..., 7}의 「벡타」를 기본으로 사용하였으며 각 式마다 필요에 따라 적절히 r^d_{t-j}의 j를 조절하였다. 式(6)의 추정에 있어서는 今期 및 바로 前期의 實質實效換率을 手段變數로 추가하였다. 이와 같이 r^S, $\widetilde{Y}^{\epsilon}$, $\widetilde{I}_{t-1}$ 등의 手段變數로서의 사용을 배제한 것은 앞서 지적한 바와 같이 이들 변수들이 先驗的으로 內生的이라고 판단되어 이들 變數가 각 式의 오차항과 상관관계를 가질 수 있는 가능성을 배제할 수가 없기 때문이다[18].

式(5), (6), (7)의 추정결과는 〈表 3〉에 보고되었는데 〈表 2〉의 式(G)의 推定値에 비해 式(5)의 利子率의 계수의 절대치가 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 특기할 만한 것은 $\widetilde{I}_{t-1}$의 係數推定値의 有意度가 매우 낮아진 것을 들 수 있다. 이는 時差相關度가 매우 높은 $\widetilde{I}_t$의 변동을 주로 과거 3년간의 利子率의 변동으로만 설명이 가능하다는 것을 나타낸 것으로서, 利子率의 변동이 投資에 미치는 영향이 매우 중요한 것임을 나타내고 있는 것이라 할 수 있다. 더구나 模型의 타당성 여부를 나타내는 $\chi^2(4)$가 2.46으로 模型의 設定이 실제자료와 크게 어긋나지 않음을 나타내어 위의 주장을 뒷받침한다 하겠다.

특히 r^S에 대한 반응은 2分期에서 7分期 사이에 매우 크게 나타나고 r^d에 대한 반응은

15) 式(8)은 式(7)의 추정치를 사용한 定義式이다.
16) 이들 誤差項에 대하여 어떠한 理論이 時差相關關係의 존재여부를 말해 줄 수 없기 때문이다.
17) 朴佑奎(1987a), Ferson-Merrick(1987) 등을 참조.
18) 각 式에 사용된 手段變數와 誤差項의 時差相關構造에 대한 假定은 〈表 3〉을 참조하기 바란다.

〈表 3〉 利子率(分解된 利子率)과 投資와의 關係(GMM)

說明變數	式(5)	式(5.1)	式(5.2)	式(6)	式(6.1)
常　數	6.142 (2.17)	7.778 (52.9)	2.645 (3.09)	-8.024 (-1.06)	-8.182 (-3.41)
$\log \widetilde{L}_1$	0.262 (0.76)	–	0.670 (5.99)	-0.088 (-0.20)	–
$Rs01$	-3.168 (-0.84)	–	–	0.292 (0.27)	
$Rs27$	-10.53 (-2.16)	-9.739 (-3.72)	-4.539 (-3.04)	-9.465 (-2.92)	-8.414 (-12.6)
$Rd05$	-5.052 (-1.61)	-3.799 (-8.72)	-1.434 (-3.14)	-3.442 (-2.34)	-3.085 (-16.9)
$Rd60$	0.812 (0.77)	–	–	0.249 (0.70)	–
$Y02$	–	–	–	1.911 (1.57)	1.851 (6.60)
$\chi^2(D.F.)$	2.46 (4.0)	11.52 (7.0)	8.65 (6.0)	7.47 (5.0)	11.29 (8.0)
$Prob$	0.35	0.88	–	0.81	0.81

* 式(7) $\log \widetilde{Y}_t = \underset{(1.30)}{6.21} + \underset{(0.51)}{0.286} \log \widetilde{Y}_{t-1}$

$$- \underset{(-1.84)}{2.536} \log \left(\frac{1}{4} \sum_{j=0}^{3} (1 + r^s_{t-j}) \right)$$

$$- \underset{(-1.30)}{2.579} \log \left(\frac{1}{4} \sum_{j=4}^{7} (1 + r^s_{t-j}) \right)$$

$$- \underset{(-1.37)}{1.829} \log \left(\frac{1}{6} \sum_{j=0}^{5} (1 + r^d_{t-j}) \right)$$

$$+ \underset{(1.17)}{0.556} \log \left(\frac{1}{5} \sum_{j=6}^{10} (1 + r^d_{t-j}) \right)$$

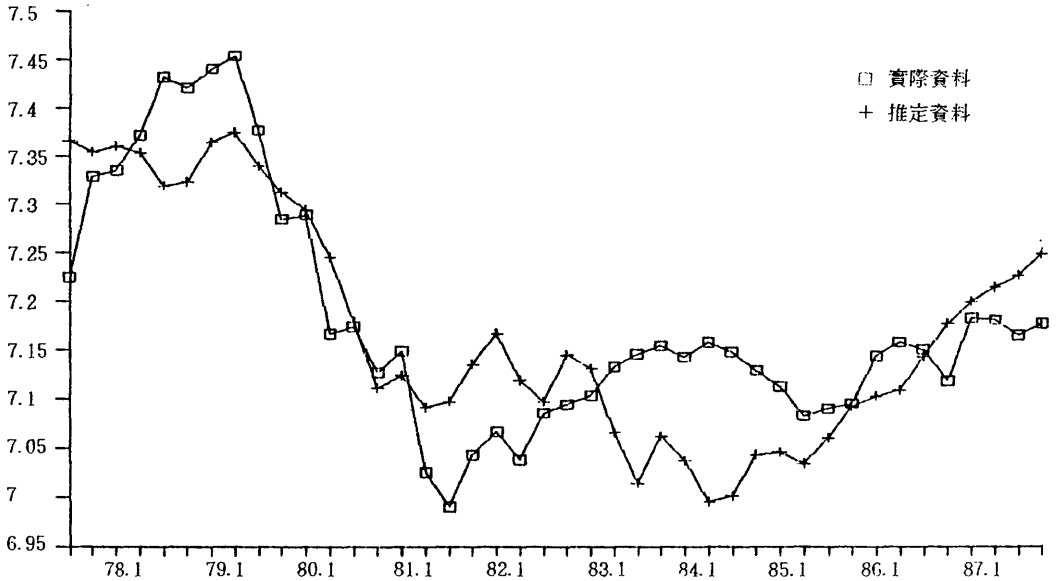
註 : 式(5), (5.1), (5.2) 및 式(7)에 대해서는 手段變數로서 벡터 $\{1,\ r^d_{t-j}\ \ j = 0, 1, \ldots, 7, \frac{1}{3} \sum_{i=8}^{10} r^d_{t-i}\}$를, 그리고 式(6) 및 式(6.1)에 대해서는 위의 벡터와 함께 t 및 t-1 期의 實質實效換率變數를 사용하였으며, 위의 모든 式에 대해 誤差項의 時差相關構造는 1을 가정하였다.

처음 6分期間에 주로 나타나고 있는데 이는 今期의 利子率의 변동은 2년이라는 시간을 두고 投資에 영향을 미친다고 해석할 수 있겠다.

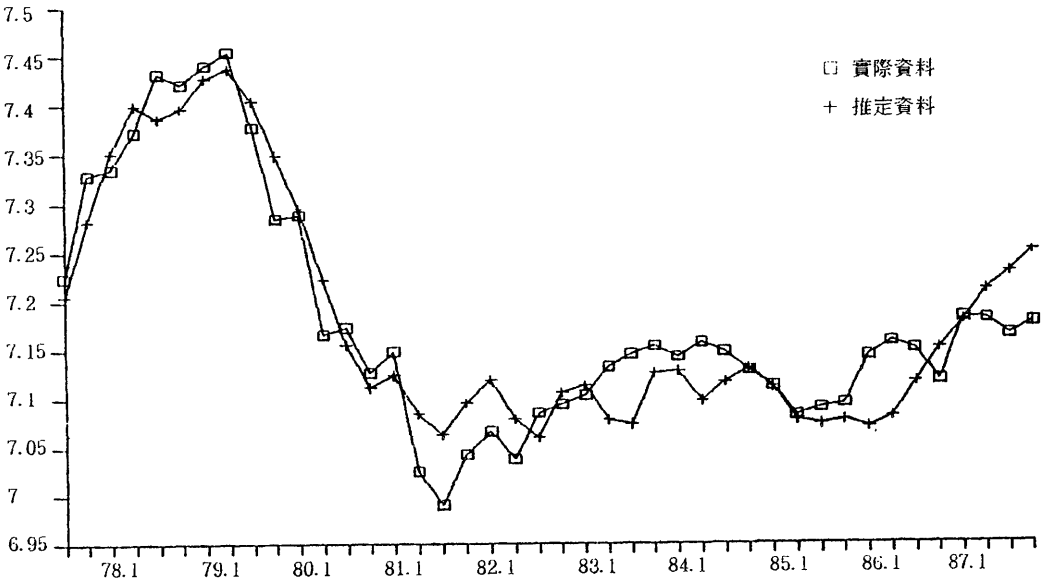
또한 r^S에 대한 投資의 반응이 r^d에 대한 것보다 훨씬 큰 것으로 추정되어 投資가 第1金融圈의 金利에 대해서보다는 第1金融圈과 第2·私金融圈間의 利子率의 격차에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다 하겠다. 한편 式(5)에서 統計的으로 유의하지 않은 변수들을 제외하고 다시 추정한 결과도 〈表 3〉의 式(5.1)로 報告되었으며 式(5.1)의 추정치를 사용한 模型의 適合度를 〔圖 2〕에 實際資料와 비교하는 것으로 살펴보았는데, 投資變動의 중요한 轉換點(turning point)을 포함하여 전반적인 投資의 변동이 간단한 구조식임에도 불구하고 상당히 잘 설명되고 있다 하겠다. 이는 RMSE(%)의 계산에서도 잘 나타나는데 式(5.1)의 推定値를 사용한 RMSE(%)는 1.04%이며 원래의 단위를 조정하기 위해 「로그」를 제거하여 RMSE(%)를 계산하면 7.33%로 나타나 朴元巖(1986) 및 崔長鳳(1987) 등의 投資函數의 RMSE(%)에 비하여 손색이 없다 하겠다. 그리고 $\widetilde{I}_{-1}$을 포함시켰을 경우의 推定値는 表에 式(5.2)로 나타나 있는데 역시 r^S가 r^d보다 상대적으로 더 投資에 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 長期彈性値를 구해 보면 式(5.1)에서보다 r^S의 영향이 더 큰 것으로 나타나고 있다 하겠다. 式(5.1)은 $\widetilde{I}_t$의 過去項이 없는 式으로서 投資가 전적으로 利子率만으로 설명된 것이다.

式(6)을 추정하기 위해 式(7)의 推定値를 사용하였는데 第Ⅰ章에서 지적한 바와 같이 Y에 대한 利子率의 영향은 I와 비교하여 상대적으로 時差가 짧은 것으로 나타나고 있다. 한편 式(6)의 추정치를 살펴보면 $\widetilde{I}_{t-1}$의 係數推定値가 매우 낮아져서 $\widetilde{I}_t$의 변동이 거의 대부분 Y, r^S 및 r^d에 의해 설명이 가능한 것으로 나

〔圖 2〕 推定式(5.1)의 適合度



〔圖 3〕 推定式(6.1)의 適合度



〈表 4〉 r^S와 r^d의 交叉相關係數

$\rho_{\chi(t)\ y(t+5)}$	− 0.015	$\rho_{\chi(t)\ y(t-1)}$	− 0.332
$\rho_{\chi(t)\ y(t+4)}$	− 0.144	$\rho_{\chi(t)\ y(t-2)}$	− 0.271
$\rho_{\chi(t)\ y(t+3)}$	− 0.241	$\rho_{\chi(t)\ y(t-3)}$	− 0.284
$\rho_{\chi(t)\ y(t+2)}$	− 0.317	$\rho_{\chi(t)\ y(t-4)}$	− 0.304
$\rho_{\chi(t)\ y(t+1)}$	− 0.371	$\rho_{\chi(t)\ y(t-5)}$	− 0.237
$\rho_{\chi(t)\ y(t)}$	− 0.422	$\rho_{\chi(t)\ y(t-6)}$	− 0.216

註 : χ : r^S y : r^d

타났고, r^S에 대한 투자의 반응이 r^d에 비하여 2.8배 정도인 것으로 나타나 式(5)의 추정에서와 같이 投資의 第1金融圈과 第2·私金融圈間의 利子率 隔差의 변동에 대한 반응 정도가 第1金融圈의 利子率의 변동에 대한 정도보다 훨씬 민감한 것으로 나타났다.

한편 式(6)에서 統計的으로 별로 유의하지 않은 변수들을 제외하고 再推定한 결과는 〈表 3〉의 式(6.1)에 정리되어 있는데 역시 r^S에 대한 投資의 민감도가 r^d에 대한 것보다 2.8배 높은 것으로 나타나고 있다.

한편 Y에 대한 반응의 정도는 상당히 크며 統計的으로도 유의한 것으로 나타나고 있다. 式(6.1)의 추정치를 사용하여 實際資料와 대비하여 보면 〔圖 3〕과 같은데 特記할 만한 것은 式(6.1)이 式(5.1)과 마찬가지로 $\widetilde{I}_{t-1}$을 포함하지 않고 있음에도 불구하고 $\widetilde{I}_t$의 변동을 매우 잘 설명하고 있다는 점이다. RMSE(%)를 구해 보면 0.58%로 나타나고 「로그」를 제거한 원래의 단위로는 4.12%로서 朴元巖(1986), 崔長鳳(1987)보다 훨씬 適合度가 좋은 것으로 나타나고 있다. 여기서 주의하여야 할 사항은 〈表 3〉에 나타난 各 係數의 값은 다른 變數들이 변하지 않을 때 어떤 變數를 1% 변동시킬 때 $\widetilde{I}$가 변하는 %를 나타낸다. 그러므로 예를 들어 式(5.2)의 $Rd05$의 推定値인 −1.434는 r^S가 r^d에 의해 영향을 받지 않아 r^S의 변동이 없을 경우에 $\widetilde{I}$의 변동을 나타낸다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 r^S는 r^d의 변동에 의해 內生的으로 변동할 가능성을 배제할 수 없으므로 −1.434는 r^d의 영향의 最終結果라고는 할 수 없다 하겠다.

따라서 〈表 4〉 및 〈表 5〉에서 r^S와 r^d와의 관계를 살펴보면 r^S와 r^d 사이에는 負의 相關關係가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 이는 r^d가 증가하면 r^S+r^d, 즉 會社債實質收益率은 r^d가 증가하는 만큼 증가하지 않아서 r^S가 감소하는 경향을 나타내는 것이라 하겠다. 이와 같은 r^d와 r^S와의 負의 相關關係는 r^d가 r^S보다 外生的이라는 先驗的判斷을 고려할 때 r^d의 $\widetilde{I}$에 대한 궁극적인 영향은 〈表 3〉에 나타난 것보다 훨씬 줄어들 것이라는 것을 짐작하게 한다. 즉 r^d가 감소하면 r^S가 변동하지 않을 경우에는 $\widetilde{I}$를 증가시키는 효과를 미치지만 r^d의 감소는 r^S의 증가를 유발하여 $\widetilde{I}$를 감소시키는 효과도 나타낼 것으로 판단되기 때문이다. 그러므로 r^S 중 r^d의 영향을 받지 않는 부분의 $\widetilde{I}$에 대한 영향을 살펴

〈表 5〉 利子率(r^d, r^ϵ)과 投資와의 關係

說明變數	OLS					GMM				
	A	B		C		A	B		C	
	I	Rs	I	Rs	I	I	Rs	I	Rs	I
常 數	2.079 (3.32)	0.052 (23.1)	1.841 (3.19)	0.021 (3.17)	2.071 (3.24)	2.645 (3.06)	0.053 (14.6)	1.468 (2.22)	0.032 (1.14)	2.221 (2.51)
Rs_{-1}				0.612 (5.21)					0.404 (0.78)	
Rd		-0.161 (-3.29)		-0.221 (-2.38)			-0.195 (-2.85)		-0.259 (-3.14)	
Rd_{-1}				0.069 (0.75)					0.027 (0.19)	
Rd_{-2}				0.084 (0.93)					0.124 (1.02)	
L_{-1}	0.736 (9.0)		0 767 (10.1)		0.737 (8.77)	0.671 (5.99)		0.825 (9.46)		0.729 (6.43)
$Rs27$	-2.822 (-3.5)					-4.54 (-3.04)				
$R_1 27$			-2.669 (-3.54)					-3.40 (-2.71)		
$R_2 27$					-2.828 (-3.32)					-4.423 (-2.5)
$Rd05$	-0.655 (-2.06)		-0.164 (-0.68)		-0.450 (-1.56)	-1.434 (-3.14)		-0.378 (-1.82)		-0.883 (-2.72)
R^2	0.87	0.178	0.875	0.52	0.87					
$D.\ W.$	1.72	0.72	1.79	1.83	1.65					
$\chi^2(D.F)$						8.65(6)	1.49(1)	10.2(6)	0.27(1)	12.4(6)
$Prob$						0.81	0.78	0.88	0.40	0.95

보기 위해 〈表 5〉의 推定式을 이용하여 위에서 $\widetilde{Y}^\epsilon$를 구한 것과 같은 方式으로 $r^\epsilon{}_t$를 아래와 같이 구하였다.

$$r^S{}_t = h_0 + h_1 r^d{}_t + \epsilon_{1t}$$

$$r^\epsilon{}_{1t} = h_0 + \epsilon_{1t}$$

혹은

$$r^S{}_t = h_0 + h_1 r^S{}_{t-1} + h_2 r^d{}_t + h_3 r^d{}_{t-1} + h_4 r^d{}_{t-2} + \epsilon_{2t}$$

$$r^\epsilon{}_{2t} = h_0 + h_1 r^S{}_{t-1} + \epsilon_{2t}$$

式(5.2)에서 r^S 대신 위에서 구한 $r^\epsilon{}_t$를 넣

고 다시 추정한 결과 〈表 5〉와 같은 값을 얻었다.

〈表 5〉에 의하면 위에서 언급한 바와 같이 r^d의 $\widetilde{I}$에 미치는 궁극적인 영향이 $r^e{}_i$에 비해 상대적으로 많이 감소된 것으로 나타나고 있다. 즉 〈表 5〉에는 위의 과정을 OLS 및 GMM으로 각각 추정하였는데 OLS로 추정했을 경우에는 r^d의 $\widetilde{I}$에 대한 영향은 r^S에서 r^d의 영향을 추출해 내지 않았을 경우(A列)보다 그 絶對値 및 有意度가 낮아지는 것으로 나타나고 있다(B列, C列). 한편 GMM으로 推定하였을 경우에도 마찬가지 현상이 나타나고 있는데 단지 r^d의 영향이 r^S의 영향에 비해 그 크기는 상대적으로 작아지나 계속 유의한 것으로 나타나고 있다(C列).

〈表 5〉의 결과를 종합적으로 판단해 보면 r^d 변동의 투자에 대한 負의 영향은 r^d가 r^S에 負의 相關關係를 가짐으로써 많이 상쇄되어 온 경향을 나타내고 있다 하겠다. 이러한 결과는 예를 들어 r^d를 감소시켜 $\widetilde{I}$를 증가시키려는 政策은 會社債實質收益率이 r^d가 감소한 폭 혹은 그 이상으로 감소(r^S가 불변이거나 감소)하지 않는 한 기대하는 성과를 얻지 못할 것이라는 것을 나타낸다 하겠다.

그런데 r^S가 만약 零이라면, 즉 第1金融圈과 第2·私金融圈間에 利子率差가 존재하지 않는다면 r^d의 변동은 그 영향이 상쇄됨이 없이 $\widetilde{I}$에 영향을 미친다고 할 수 있다. 즉 r^d를 직접 변경시키는 利子率政策이 實物經濟에 미치는 效果는 각 金融圈間의 利子率差가 작을수록 波及過程에서 상쇄됨이 없이 實物經濟에 전달될 수 있을 것이다.

V. 結　論

本 硏究의 공헌은 아래의 세 가지로 大別할 수 있다. 첫째는 우리나라의 企業이 必要資金을 第1金融圈과 第2·私金融圈에서의 借入에 의해 대부분 조달한다는 점에 주목하여 投資函數에 사용되는 關聯利子率들을 이들 金融圈의 代表利子率들을 사용하여 재정립한 데 있다. 둘째는 投資가 生產活動에 사용되기에는 時差가 존재한다는 개념을 도입하고 위의 재정립된 關聯利子率들을 사용한다면 기존의 연구에서 얻지 못하였던 利子率과 投資와의 뚜렷한 負의 關係를 얻을 수 있다는 점을 보인데 있다. 세째는 이러한 결과가 보편타당하다는 점을 一般均衡論的인 해석을 가함으로써 확인하였다는 점이다.

本 硏究의 가장 중요한 실증분석결과는 아래 세 가지로 요약될 수 있다.

(1) 利子率의 변동은 최소 2년의 時差를 두고 投資에 負의 영향을 미친다는 사실이다. 특히 과거 2년간의 利子率의 변동만으로도 대강의 投資의 변동을 旣存의 巨視經濟模型을 사용했을 경우보다 더 잘 추적할 수 있는 것으로 나타났다. 이는 첫째로 우리나라에는 消費者金融이 미미했던 사실에 비추어 볼 때 投資가 利子率의 實物經濟에 대한 波及構造의 중요한 부분일 수밖에 없다는 先驗的 判斷과 부합된다 하겠으며, 둘째로 利子率政策의 단기적인 通貨·信用政策의 일환으로서뿐 아니라

장기적인 産業構造政策으로서의 중요성도 나타낸다 하겠다. 즉 이와 같이 利子率의 投資에 대한 效果에 時差가 존재하고 그 효과 역시 매우 중요하다는 사실은 利子率政策의 수립에 있어서 長期的 眼目을 가지고 정책을 수립해 나가야 한다는 것을 시사한다 하겠다. 예를 들어 不況이 도래하였을 때 利子率를 낮추려고 하는 것은 이미 늦다는 것이다.

한편 이와 같이 利子率이 投資에 미치는 효과가 매우 중요하게 나타나고 있는 것은, 최근 通貨政策當局이 총통화목표치를 달성하기 위해 매우 어려움을 겪고 있는 점에 비추어 볼 때 通貨政策에 지워진 과도한 부담을 경감시킬 수 있다는 점에서 매우 고무적이라 할 수 있다. 즉 利子率의 효과가 매우 중요함에도 불구하고 그간의 短期金融政策의 수행에서 利子率이 지나치게 경시되고, 그 반면 通貨가 필요 이상으로 중시되어 옴으로써 通貨政策 수행의 여건이 오히려 더 악화되었다는 면이 없지 않다 하겠다. 다시 말하면 總通貨(M_2)를 중요시해 온 通貨政策이 오히려 總通貨의 중요성을 하락시키는 결과를 초래하였다는 것인데, 그간 總通貨의 엄격규제가 주요 政策手段으로 채택되어 옴으로써 第2金融圈이 상대적으로 크게 성장하여 總通貨가 경제 전체의 流動性을 나타내는 指標[19]로는 이미 그 유용성을 상당히 상실하였다고 볼 수 있다[20].

따라서 利子率의 政策的 重要性을 提高시키는 政策運用, 즉 利子率의 自由化와 이에 따른 총통화목표치 달성의 중요성을 상대적으로 저하시키는 利子率·通貨政策의 調和的인 運用이 필요하다 하겠으며, 이를 통해 通貨量 엄격규제에 지워진 과도한 通貨政策의 부담을 덜 수 있다고 생각된다.

(2) 會社債流通收益率(第2·私金融圈의 代表利子率로 本 硏究에서 假定)과 1년만기 定期預金金利(第1金融圈의 代表利子率로 假定)간의 격차(利子率差)에 투자가 특히 크게 반응한다는 결과이다. 즉 利子率差가 클수록 投資가 감소하는 경향을 나타내고 있어 投資의 확충을 위해서는 이 利子率差를 줄일 수 있는 방향으로 通貨·利子率政策을 수행해 나가야 한다는 점이다.

(3) 또한 實證分析結果에 의하면 예를 들어 定期預金利子率을 낮추더라도 會社債收益率은 그 폭만큼은 낮아지지 않아 오히려 利子率差는 확대되는 경향을 보여왔다는 결과이다. 따라서 定期預金利子率變動의 投資에 대한 궁극적인 영향은 파급과정에서 많이 상쇄되고 있다. 그러므로 政策當局이 投資를 진작시키기 위하여 第1金融圈만의 利子率을 하향조정시키는 정책을 채택하여도 기대하는 효과를 얻기가 어려우며 第1金融圈을 대상으로 하는 利子率政策이 實物經濟에 영향을 미치려면 利

19) 1970년대말에 中心通貨指標를 M_1에서 M_2로 변경한 것은 당시의 인플레를 억제하기 위해서는 總需要의 관리가 필요하다는 인식에서 M_2가 總需要를 나타내는 가장 적절한 指標로 판단되었기 때문이다.

20) 이와 관련하여 總通貨가 物價對策關聯指標로는 적절치 못함이 지적되었고(朴佑奎, 1987c), 中心指標로도 적절치 못하여 이를 변경해야 한다는 주장도 제기되고 있는 실정이다(朴在潤, 1988). 또한 總通貨의 엄격규제가 實質生產 및 物價에 부작용을 미치기 때문에 이를 中心指標로 계속 사용할 경우에는 伸縮的인 通貨運用이 필요하다는 지적이 있다(朴佑奎, 1987c).

子率差를 축소시킬 수 있어야 할 것으로 생각한다[21].

이러한 결과는 최근 활발히 논의되고 있는 利子率自由化의 方向은 第1金融圈과 第2·私金融圈間의 利子率差를 축소시킬 수 있도록 설정되는 것이 바람직함을 의미한다 하겠다. 그 이유는 첫째 利子率差가 축소될수록 投資가 증가되는 것으로 보아 利子率差의 축소는 企業經營環境의 好轉으로 해석될 수 있으므로 利子率差의 縮小가 장기적으로 지속될 수 있다면 투자의 지속적 확충에 의한 생산능력의 확대와 물가안정을 도모할 수 있기 때문이며, 둘째로 앞으로 通貨政策運用의 間接規制方式으로의 轉換 및 利子率自由化의 시기를 맞이하여 政策手段의 有效性을 提高할 수 있기 때문이다. 즉 通貨·利子率政策이 어떠한 수단을 사용하여도 결국 利子率을 변동시킴으로써 그 파급효과를 얻는다면 利子率差가 작을수록 정책의 영향이 波及過程에서 상쇄됨이 없이 實物經濟에 전달될 것이기 때문이다.

결국 利子率差를 축소시킨다면 投資가 증가하고 通貨·利子率政策의 有效性이 提高될 것으로 나타나고 있는 것은 利子率差의 축소는 곧 金融의 效率性提高를 수반한다고 해석할 수 있다 하겠다. 그러므로 최근 논의되고 있는 利子率自由化가 궁극적으로는 金融產業의 효율성을 제고시키기 위한 것이라면 利子率差의 縮小가 利子率自由化의 핵심과제라고 주장할 수 있다 하겠다. 그런데 第1金融圈 利子率의 下向調整이 利子率差를 오히려 확대시켜 왔던 것으로 보아 利子率差의 縮小는 단기적인 通貨·利子率政策이나 部分的인 利子率調整 등으로는 달성될 수 없고, 金融部門 全般의 구조개선을 수반하는 광범위한 利子率自由化가 병행되어야 가능하다고 생각된다[22].

21) 그런데 만약 利子率差가 거의 무시할 정도로 작다면 第1金融圈의 利子率變動은 그 효과가 상쇄됨이 없이 實物經濟에 영향을 미친다 하겠다.

22) 전반적인 金融構造의 改善에 관해서는 趙淳(1986) 참조. 利子率自由化의 우선순위 및 그 방법론에 관해서는 朴英哲(1988), 邊陽浩(1988) 참조. 그의 現制度의 운영실태와 개선방안에 관해서는 鄭健溶(1987) 참조.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金永伯, 「우리나라의 短期金融市場」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1987.6.

金重雄, 「適正金利水準의 摸索과 우리나라 金利政策의 方向」, 『韓國開發研究』, 第 5 卷 第 3 號, 韓國開發研究院, 1983 가을.

閔丙均, 「우리나라 金利論爭의 背景과 理論」, 『經濟發展과 金融產業』, 韓國投資金融株式會社, 1981.

朴英哲, 『金融發展의 課題와 政策』, 高麗大學校出版部, 1988.

朴佑奎, 「TVBVAR模型을 이용한 三低效果의 分析」, 『韓國開發研究』, 第 9 卷 第 1 號, 韓國開發研究院, 1987 봄, 1987a.

_____, 「消費者 效用極大化에 의한 通貨指標의 選定」, mimeo, 韓國開發研究院, 1987b.

_____, 「總通貨(M_2)規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立」, 『韓國開發硏究』, 第 9 卷 第 4 號, 韓國開發硏究院, 1987 겨울, 1987c.

朴元巖, 「金利效果의 構造的 分析」, 『韓國開發硏究』, 第 7 卷 第 4 號, 韓國開發硏究院, 1985 겨울.

_____, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『韓國開發硏究』, 第 8 卷 第 2 號, 韓國開發硏究院, 1986 여름.

朴在潤, 「經濟安定과 適正通貨政策」, 第 5 次 學術심포지움, 全國銀行聯合會 金融經濟硏究所, 1988. 3.

邊陽浩, 「金利調整의 意味와 金利運用方向」, 월례토론회논문, 全國銀行聯合會 金融經濟硏究所, 1988. 5.

司空壹, 「金融과 經濟發展」, 『韓國開發硏究』, 第 2 卷 第 3 號, 韓國開發硏究院, 1980 가을.

沈 革, 「金融革新의 現況과 問題點」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1988. 4.

李相萬, 「우리나라에 있어서 金利가 貯蓄, 投資에 미치는 影響」, 韓國經濟硏究院, 1987.

鄭健溶, 『우리나라 金融政策 運營現況과 改善方案』, 硏究報告 87-03, 韓國開發硏究院, 1987.

趙 淳, 「金融産業의 現況과 課題」, 『續 韓國經濟의 現實과 進路』, 比峰出版社, 1986.

崔長鳳, 「우리나라 經濟의 分期巨視模型」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1987. 8.

Abel, Andrew and Oliver Blanchard, "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," *Econometrica*, March 1986, pp. 249~273.

Barro, Robert, *Macroeconomics*, New York: John Wiley & Sons, 1984.

Bernanke, Ben, "The Determinants of Investment: Another Look," *American Economic Review; Papers and Proceedings*, May 1983, pp. 71~75.

Bischoff, Charles, "The Effect of Alternative Lag Distributions," in *Tax Incentives and Capital Spending*, Gary Fromm(ed.), The Brookings Institution, 1971.

Brown, Bryan and Shlomo Maital, "What Do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectations," *Econometrica*, March 1981, pp. 491~504.

Clark, Peter, "Investment in the 1970s: Theory, Performance, and Prediction," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1979.

Cumming, Christine and Lawrence Sweet, "Financial Structure of the G-10 Countries: How Does the United States Compare?" *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Winter 1987-88.

Eichenbaum, Martin, Lars Peter Hansen, and Kenneth Singleton, "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, February 1988, pp. 51~78.

Ferson, Wayne and John Merrick, "Non-Stationarity and Stage-of-the-Business Cycle Effects in Consumption-Based Asset Pricing Relations," *Journal of Financial Economics*, 1987, pp. 127~146.

Gordon, Robert and John Veitch, "Fixed Investment in the American Business

Cycle, 1919~1983," in *American Business Cycle*, 1984.

Hall, Robert, "Investment, Interest Rates, and the Effects of Stabilization Policies," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1977.

Hall, Robert and Dale Jorgenson, "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review*, 1967, pp.391~414.

Hansen, Lars Peter, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, July 1982, pp.1029~1054.

Hansen, Lars Peter and Kenneth Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, September 1982, pp.1269~1286.

Hansen, Lars Peter and Thomas Sargent, "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1980, pp.7~46.

Hayashi, Fumio, "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, Jan.1982, pp. 213~224.

Jorgenson, Dale, "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, 1963, pp.247~259.

Kydland, Finn and Edward Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, November 1982, pp.1345 ~1370.

Laurent, Robert, "An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy," *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, Jan./Feb. 1988, pp.3~14.

Long, John and Charles Plosser, "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, February 1983, pp.39~69.

Lucas, Robert E., "Adjustment Costs and the Theory of Supply," *Journal of Political Economy*, 1967.

_____, and Edward Prescott, "Investment under Uncertainty," *Econometrica*, September 1971, pp.659~681.

Lucas, Robert E. Jr., "Understanding Business Cycle," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1977.

_____ and Leonard Rapping, "Real Wages, Employment, and Inflation," *Journal of Political Economy*, 1969, pp.721~754.

McCallum, Benett, "Monetarist Rules in the Light of Recent Experience," *American Economic Review; Papers and Proceedings*, May 1984, pp.388~391.

_____, "Real Business Cycle Models," Working Paper, National Bureau of Economic Research, Inc., Jan.1988.

McKinnon, Ronald, *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, 1973.

Meek, Paul, *U.S. Monetary Policy and Financial Markets*, Federal Reserve Bank of New York, 1982.

Meltzer, Allan, "On Monetary Stability and Monetary Reform," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, September 1987.

Mote, Larry, "Looking Back: The Use of Interest Rates in Monetary Ploicy," Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Jan./Fed. 1988, pp.15 ~29.

Park, Jong Ahn, "Gestation Lags in

Investment, Empirical Study in Aggregate Fluctuations," unpublished Ph.D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1985.

Park, Wookyu, "On Interest Rates in the Firm's Problem: A Study on the Relationship Between Interest Rates and Investment," mimeo, Carnegie-Mellon University, 1983.

_____, "Two Essays on Shopping Time Technology Monetary Economies," unpublished Ph.D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1986.

Prescott, Edward, "Theory Ahead of Business Cycle Measurement," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986.

Sargent, Thomas, "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, 1978.

_____, *Macroeconomic Theory*, Academic Press, Inc., 1979.

_____, "'Tobin's q' and the Rate of Investment in General Equilibrium," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1980.

Shapiro, Matthew, "Investment, Output, and the Cost of Capital," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1986.

Siow, Aloysius "Interest Rates and Investment Spending: Some Empirical Evidence for Postwar U.S. Producer Equipment, 1947-1980," *Journal of Business*, Oct. 1985, pp.359~375.

Suzuki, Yoshio, "Monetary Policy in Japan: Transmission Mechanism and Effectiveness," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, 1984.

Takagi, Shinji, "Recent Developments in Japan's Bond and Money Markets," *Journal of the Japanes and International Economics*, 1988.

Taylor, John, "The Swedish Investment Funds System as a Stabilization Policy Rule," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1982.

_____, "Optimal Stabilization Rules in a Stochastic Model of Investment with Gestation Lags," Kalin, Amemiya, and Goodman(eds.), *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, Academic Press, 1983.

Tobin, James, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1969.

Turner, Philip, "Savings, Investment and the Current Account: An Empirical Study of Seven Major Countries, 1965-1984," Bank of Japan, 1986.

Van Wijnbergen, S., "Interest Rate Management in LDC's," *Journal of Monetary Economics*, 1983, pp.433~452.

Von Furstenberg, George, "Corporate Investment: Does Market Valuation Matter in the Aggregate?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1977.