

株式市場 開放의 元貨切上效果

金 俊 經

本 研究는 國內 證市開放이 元貨換率에 미친 影響에 대하여 理論的인 模型 提示와 함께 實證分析을 시도하였다. 時間變動係數模型을 이용한 換率方程式 추정결과에 의하면 1980년대 말 이후부터 證市를 통한 해외자금 유출입에 직접적인 影響을 주는 國內外 株式收益率 隔差의 換率切上效果가 지속적으로 增加한 것으로 나타났다. 반면 80년대에 걸쳐 주된 환율결정요인이었던 經常收支는 90년대 들어 환율변동에 미친 影響력이 현저하게 弱화된 것으로 나타났다. 이는 外換 및 資本規制政策의 변화 등 構造變化에 기인된 現象으로 판단되며, 90년대에 들어서면서 換率이 경상수지보다는 경상수지와 자본수지를 더한 綜合收支에 더 큰 影響을 받고 있음을 의미한다.

위의 분석결과는 증시의 추가개방 등 자본자유화가 확대될 경우 元貨切上壓力이 가중되고 이에 따른 輸出競爭力 弱화로 綜合收支는 黑字를 기록하면서 經常收支 赤字가 크게 늘어날 가능성이 있음을 시사한다. 따라서 輸出競爭力을 유지하기 위해서는 實質實效換率 기준으로 元貨환율이 안정될 수 있도록 安定的인 財政·通貨運用으로 대응해야 할 것이다.

I. 序

최근 政府는 대내외적으로 公표한 단계적

筆者：本院 研究委員

* 本院의 金俊逸, 白雄基, 崔範樹 博士, 淑明女大의 李永燮 教授의 논평은 草稿의 여러가지 미진한 部分을 개선하는 데 큰 도움을 되었다. 특히 實證分析過程에서 많은 도움을 주고 時間變動係數推定 프로그램도 제공해 준 金俊逸 박사께 깊이 감사드린다. 統計整理 및 編輯過程에서 수고해 준 金承中, 金允洙, 成明基 등 거시경제팀 研究員들과 徐京姬 研究助員께도 감사드린다.

資本自由化計劃을 예정대로 추진하고 1996년 OECD 加入을 위해서 1994년 12월부터 外國人 株式投資限度(종목별)를 現행 10%에서 12%로 上向調整하고, 1995년중에 추가 확대(15%)를 계획하고 있다.

주지하는 바와 같이 증시개방은 企業의 자금조달기회 확대에 따른 資本費用의 저하, 그리고 증시의 需要基盤 확충 및 競爭 促進에 의한 資源배분의 효율성 제고 등 긍정적 효과를 가져온다. 그러나 우리나라와 같이 投資收益率이 상대적으로 높은 수준에

서 유지되고 있는 경제에서 증시개방이 확대되면 자본유입 증대로 인해 환율이 지속적인 切上壓力을 받을 것으로 보인다. 또한 中央銀行이 환율절상을 억제하기 위해 外換市場에 介入할 경우에는 해외부문에서의 通貨增發을 초래하여 物價上昇이 야기될 수 있으며, 아울러 미래의 元貨切上에 대한 期待를 유발함으로써 換差益을 노리는 短期性 資本流入壓力을 가중시키는 요인으로 작용할 수 있다. 특히 최근 들어 景氣回復에 따른 수요압력 증가 등 物價와 賃金의 不安要因이 상존하고 폭등세를 보여 온 元貨價値도 금년말을 전후하여 弱勢反轉이 예상되기 때문에 證市의 追加開放으로 元貨가 지나치게 切上될 경우 輸出競爭力이 弱화됨으로써 經常收支가 크게 惡化될 가능성이 높다.

실제로 증시개방 이전에는 資本去來가 주로 貿易不均衡을 보전하는 단순한 형태로 이루어지고 그때그때의 經常收支 동향에 따라 去來規模가 規制되었기 때문에 자본수지 자체가 元貨換率에 미친 영향은 크지 않았던 것으로 나타난다. 그러나 개방 이후에는 國內外 投資收益率의 隔差로 인한 신속한 자본이동이 가능해짐으로써 환율이 경상수지뿐만 아니라 資本收支를 포함하는 綜合收支의 변동에 의해 영향받게 되어 종전의 經常收支 均衡을 目標로 하는 환율정책의 유효성이 점차 상실되고 있는 것으로 보인다.

따라서 이러한 관점에서 증시개방이 그동안의 元貨換率變動에 어느 정도 影響을 주었는가를 測定해 보는 것은 향후 資本自由

化 政策과 이에 대응하는 巨視政策運用方向 設定에 도움을 줄 수 있다는 점에서 意義 있는 일이라 하겠다.

本 論文의 구성은 이하와 같다. Ⅱ章에서는 증시가 간접적으로 개방된 80년대 초부터 현재까지의 外國人 株式投資의 동향과 元貨換率變動의 特徵(stylized facts)을 살펴본다. Ⅲ章에서는 증시개방하의 換率決定에 대한 理論的 模型을 제시한다. 본 모형은 債券市場이 未開放된 우리나라의 현실을 고려하여 기존의 연구와는 달리 資本流出入에 영향을 미치는 변수를 國內外 금리격차 대신 豫想株式收益率 隔差를 사용하여 換率方程式을 설정하였다. Ⅳ章에서는 최근 10년간 月別資料를 이용하여 이론적 모형에서도 출된 換率方程式을 推定하고 證市開放이 元貨換率에 어떠한 영향을 주었는가를 분석한다. 특히 資本·外換去來의 規制緩和 등 外生的 政策變化의 충격으로 인해 기업 및 소비자 등 經濟主體의 意思決定行爲가 변함으로써 母數 자체가 動態적으로 變化(Lucas[1976])해 왔을 것으로 보고, 이를 포착하기 위하여 時間變動係數(time-varying parameter) 推定을 시도한다. Ⅴ章에서는 최근 國內企業의 輸出競爭力 實態를 主要競爭國과 비교해 보고 향후 展開方向을 살펴본다. 끝으로 Ⅵ章에서는 수출경쟁력 실태 분석 및 Ⅳ章의 추정결과를 토대로 증시의 추가개방을 포함하는 資本自由化의 확대에 따른 政策對應方向을 제시한다.

II. 外國人 株式投資의 現況 및 換率變動의 特徵

우리나라의 株式市場은 1980년대초 間接 開放이 허용된 이후 개방폭이 점진적으로 확대되어 오다가, 92년부터는 제한적이거나 국내주식에 대한 外國人의 直接投資가 가능하게 되었다. 巨視政策運用面에서 증시의 간접개방과 직접개방간의 差異는 간접투자의 경우 經常收支의 推移와 國內 證市與件에 따라 자금유출입에 대한 政策當局의 事前的·裁量的 統制가 가능한 반면, 직접투자의 경우에는 이러한 통제력이 미치지 못하여 보다 대규모의 자금이 자유로이 이동하게 됨으로써 주식시장은 물론 外換 및 通貨·金融市場이 직접적으로 외국인투자자에 따른 충격을 받게 되어 국내 거시정책운용의 獨立性이 制約된다는 점을 들 수 있다.

外國人의 間接株式投資는 1981년 11월 국내 投資信託會社가 外國人專用 受益證券을 발매함으로써 개시되었다. 그후 한국의 유가증권에 대한 투자업무를 전담하는 外國人 投資專用펀드(Korea Fund : 1984년, Korea Europe Fund : 1987년, Korea Asia

Fund : 1990년)가 설립되어 해외증권거래소에 상장되고, 90년에는 국내 투신사가 內外國人에게 수익증권을 발매하여 조성된 자금을 國內·海外株式에 혼합투자하는 混合型 펀드(matching fund)가 설립되는 등 간접투자의 형태가 다양화되었다. 또한 1985년부터는 轉換社債(CB)의 형태로 국내기업의 증권이 해외에서 발행된 이후 新株引受權附社債(BW, 1989년), 株式預託證書(DR, 1990년) 등 株式連繫型 海外證券 發行을 통한 간접주식투자도 확대되었다.¹⁾

外國人의 국내주식에 대한 直接投資는 1992년 1월 이후부터 上場株式에 한정하여 개방되었는데, 국내기업의 經營權 保護, 外換市場의 安定 및 通貨管理 등을 위해 발행주식총수의 일정한도(種目當 : 10%, 1人當 : 3%) 이내로 허용되었다. 포항제철, 한국전력 등 公益目的企業이나 해운, 항공, 통신금융업 등 산업정책상 保護가 필요한 업종의 경우에는 종목당 8%로 제한되었으며, 국내 投信社가 운용하는 外國人專用 受益證券은 한도에서 제외하였다. 92년 7월 이후에는 外國人 合作法人이나 海外證券 發行企業 등에 한해 투자한도 초과가 예외적으로 인정되었다.

1981~91년 기간중 外國人 證券投資資金 유입규모는 약 54億달러에 그쳤으나, 直接投資가 허용된 이후에는 급격히 증가하여 92년 1/4분기~94년 2/4분기 기간중 총 203億달러가 유입되었다. 92년 이후 외국인 직접투자 유입규모는 총 140億달러로서 이

1) 94년 9월 현재 外國人專用 受益證券 설정누계는 15億 7,100萬달러이며, 外國人 投資專用펀드의 資本金規模는 5億 7,500萬달러(Korea Fund: 2億 6,500萬달러, Korea Europe Fund: 1億 6,000萬달러, Korea Asia Fund: 1億 5,000萬달러), 海外證券의 總發行規模는 49億 5,200萬달러(총 92건)에 이르고 있다.

가운데 51億달러가 유출(해외송금)되어 純流入額이 89億달러(유출비중 : 36%)에 달하였는데, 특히 93년의 純流入額은 57億달러로서 92년(21億달러)에 비해 2.8배 增加하였다. 그러나 금년 들어서는 優良種目에 대한 限度消盡,²⁾ 정부의 증시규제 등의 영향으로 주식자금유입세가 鈍化되고, 北韓核問題에 따른 투자심리의 위축 등으로 流出額이 크게 늘어 上半期中 純유입액은 11億달러에 그쳤다.³⁾

한편 주식자금의 유출입규모를 國家別로 보면 美國과 英國이 주요투자국으로 나타나는데, 1992년 1월~94년 8월 기간중 純유입된 자금 중 미국 자금이 30.4%(28.1億달러), 영국 자금이 26.6%(24.5億달러)를 점하고 있다. 반면에 세계 최대의 자금동원력을 지닌 日本은 우리나라와 租稅協約이 체결되어 있지 않아 資本利得稅가 부과되고

送金節次도 까다로운 관계로 純유입액이 -0.1億달러로서 유입액보다 유출액이 더 많은 것으로 나타난다.

[圖 1]은 1981년 이후 현재까지 前年同月 對比 圓貨換率(月平均)變化率과 綜合收支, 經常收支, 資本收支간의 관계를 보여주고 있다. 資本 및 外換去來의 規制가 없는 경우 換率은 경상수지와 자본수지를 더한 綜合收支에 의해 영향을 받게 되는데, 90년대 이전까지 圓貨換率은 종합수지보다는 經常收支와 더 밀접하게 움직인 것으로 나타난다(圖 1-1, 圖 1-2 참조). 이는 당시의 換率制度가 輸出競爭力(즉 특정수준의 目標經常收支)을 유지하기 위한 정책수단으로 운용됨에 따라 外換市場의 需給이 환율에 제대로 반영되지 못하였기 때문이다.⁴⁾ 뿐만 아니라 資本去來도 90년대 이전에는 經常收支의 동향에 따라 통제되었고, 무역 불균형을 보전하기 위한 용도 등을 제외하고는 대부분 資金使用用途의 制限과 외국환 은행에 대한 外貨포지션管理 등 정책당국의 엄격한 규제하에 있었기 때문에 資本收支가 직접적으로 換率變動에 미친 영향이 크지 않은 것으로 나타난다(圖 1-3 참조). 예컨대, 국내 주식시장은 이미 80년대 초에 간접개방되었으나, 90년대 이전까지는 外國人證券投資와 經常收支의 變化規模가 서로 反對方向으로 움직인 것으로 나타나 자본거래 자체가 경상수지의 추이에 따라 總量的으로 規制되었음을 알 수 있다(圖 2 참조).

그러나 90년대 들어서는 外換集中制 緩

2) 94년 8월말 현재 전체 759개 종목 가운데 한도도달·초과종목이 207개, 9% 이상 한도 접근종목은 139개로 실질적으로 限度消盡種目이 346개에 이르고 있는데, 한도소진종목의 상당수가 외국인들간에 場外에서 높은 프리미엄으로 거래되고 있는 것으로 알려지고 있다.

3) 특히 3월과 4월에는 증시개방 이후 月中으로는 처음으로 대외송금액이 유입액을 超過하여 각각 1.4億달러(유출비중 : 131%) 및 0.8億달러(유출비중 : 127%)의 純流出을 기록하였다.

4) 80년대의 환율제도는 SDR바스켓 및 獨自바스켓으로 구성되는 複數通貨換率바스켓制下에서 운용되었는데, 실제로는 위의 바스켓 외에 정책당국의 裁量에 의해 調整할 수 있는 項目이 追加되어 있어 일종의 管理換率制(managed floating system)의 성격을 띠었다.

〈表 1〉 外國人 證券投資 및 國際收支 推移

(단위: 億달러)

	1981~	1986~	1991	1992	1993	1994		92.1/4~ 94.2/4
	85	90				1/4	2/4	
	累計	累計	年間	年間	年間			
外國人 證券投資	15.8	6.5	31.5	57.6	110.2	15.4	19.3	202.5
(外國人 株式投資)	-	-	-	20.7	57.0	9.4	1.9	89.0
(流入: A)	-	-	-	27.4	76.4	21.2	15.2	140.2
(流出: B)	-	-	-	6.6	19.4	11.8	13.3	51.1
(流出比重: B/A(%))	-	-	-	4	25	56	88	36
長期資本收支	85.1	-133.7	41.9	72.3	89.0	17.2	10.5	189.0
經常收支	-111.6	315.1	-87.3	-45.0	3.8	-21.5	-5.6	-68.6
綜合收支	-76.0	212.6	-37.4	49.0	65.4	6.2	1.3	121.9

資料: 韓國銀行, 『調査統計月報』, 各號.

證券監督院, 『證券調査月報』, 各號.

〈表 2〉 國家別 直接株式投資資金 流出入 規模(92. 1~94. 8 期間中)

(단위: 億달러, %)

	流 入	流 出	純 流 入
美 國	43.8 (29.3)	15.7 (27.5)	28.1 (30.4)
英 國	45.9 (30.7)	21.4 (37.4)	24.5 (26.6)
뉴질랜드	8.6 (5.8)	4.4 (7.8)	4.2(4.5)
日 本	0.3 (0.2)	0.4 (0.7)	-0.1(-0.1)
其 他	50.9 (34.0)	15.2 (26.6)	35.6(38.6)
計	149.4(100.0)	57.2(100.0)	92.3(100.0)

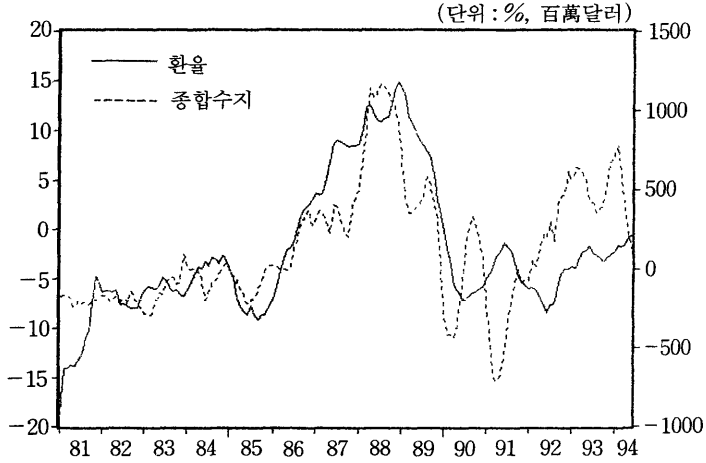
資料: 證券監督院, 『證券調査月報』, 各號.

和, 市場平均換率制度⁵⁾ 도입 등 외환거래 및 가격에 대한 규제가 완화되고, 92년부터

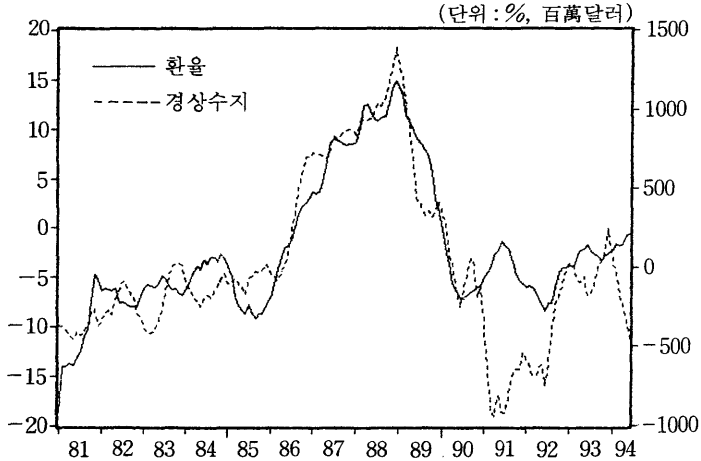
는 증시의 직접개방 등으로 인해 자본거래가 경상수지의 변동과 무관하게 이루어져 자본거래의 총량규제의 유효성이 점차 상실됨으로써 換率變動이 경상수지보다는 綜合收支에 의해 더 영향받고 있는 것으로 보인다. 특히 92년 증시 직접개방 이후에는 자금유출입에 대한 정책당국의 통제력이 미치지 못하는 外國人 直接株式投資資金이 환율(절상)에 강한 影響을 주고 있는 것으로 나

5) 시장평균환율제도란 전날의 銀行間에 이루어진 거래량을 기준으로 삼아 평균한 환율을 다음 영업일의 基準換率로 설정하고 市場換率이 기준환율로부터 상하 일정한 폭 이내에서 이루어지도록 외환거래를 규제하는 제도이다. 동 제도의 도입당시의 일일환율변동폭은 기준환율의 ±0.4%였으나, 91년 9월(±0.6%), 92년 7월(±0.8%), 93년 10월(±1%) 세차례에 걸쳐 확대되어 현재까지 운용되고 있다.

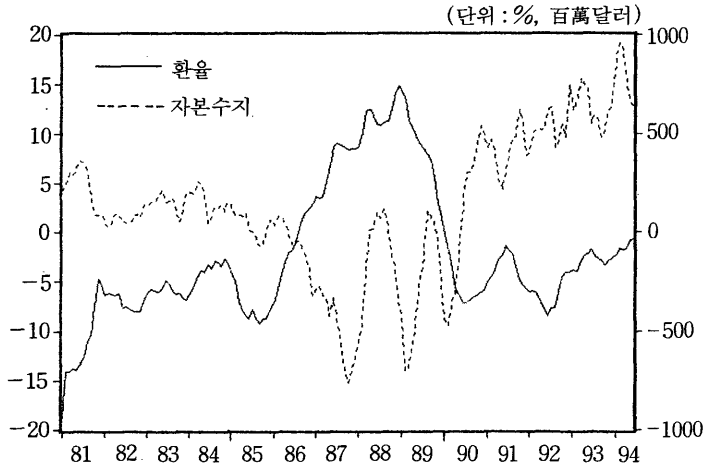
[圖 1-1] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 綜合收支(6個月 移動平均)



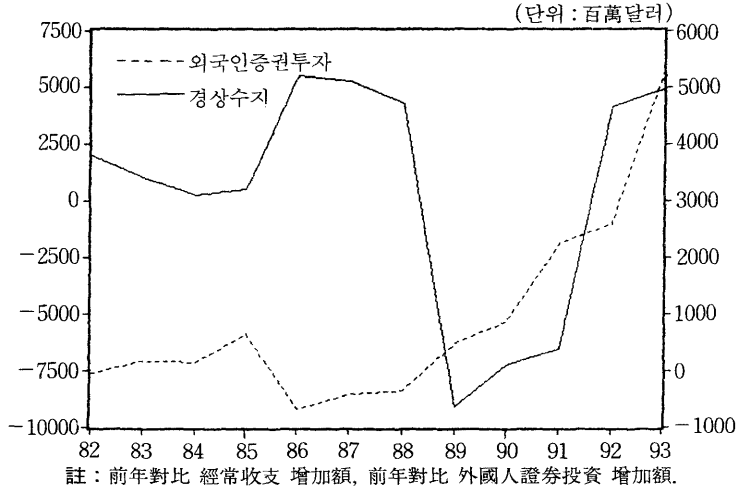
[圖 1-2] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 經常收支(6個月 移動平均)



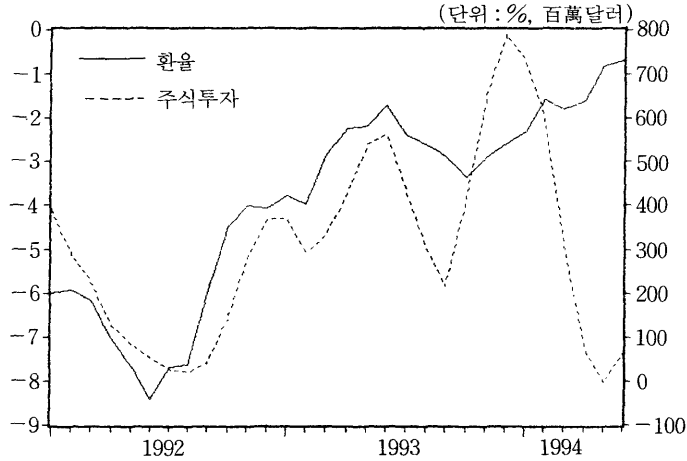
[圖 1-3] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 資本收支(6個月 移動平均)



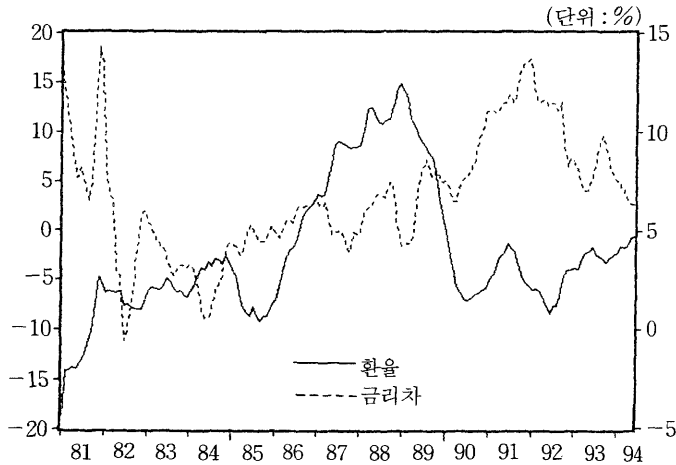
[圖 2] 外國人證券投資變動과 經常收支變動



[圖 3] 元貨換率(前年同月對比 切上率)과 外國人 株式投資 純流入(3個月 移動平均)

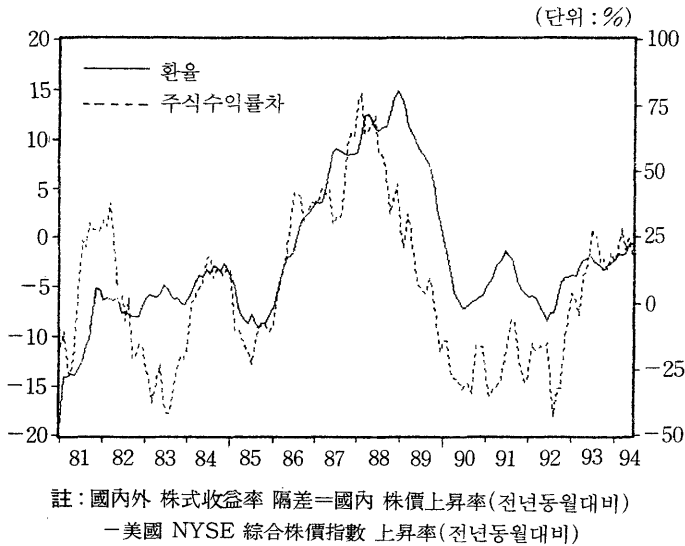


[圖 4-1] 元貨換率(前年同月對比 切上率)과 國內外 金利差



註: 國內外 金利差 = 3년만기 國內會社債 收益率 - 3년만기 美國政府債 收益率.

[圖 4-2] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 國內外 株式收益率 隔差



타난다(圖 3 참조).

한편 [圖 4]는 80년대 이후 현재까지 원貨換率變動이 國內外 金利差보다는 國內外 株式收益率 隔差에 의해 잘 설명되고 있음을 보여주고 있다. 이러한 상관관계는 우리나라의 경우, 株式市場이 80년대 초부터 부분적으로 開放되어 온 반면, 債券市場은 未開放되어 있기 때문에 海外資本의 流出入이 株式수익률의 격차에 의해 보다 직접적인 영향을 받음으로써 환율이 변동하고 있음을 의미한다고 할 수 있다. 그러나 株價에 景氣變動이 반영되는 점을 고려할 때 國內外 成長率變動이 通貨需要에 영향을 줌으로써 환율이 변화한다는 通貨論的 接近方式(monetary approach)에 의한 해석도 가능하다.

Ⅲ. 株式市場 開放下의 換率決定模型

本稿에서는 債券市場이 開放되지 않은 우리나라의 현실을 감안하여 資本流出入이 투자자들의 國內外 株式의 選擇을 통해서 이루어진다고 가정하고, 따라서 자본이동의 決定要因을 國內外 金利격차 대신 株式의 豫想收益率 隔差로 파악한다. 본고의 換率決定模型에서는 자본이동의 ‘흐름效果’(flow effect)와 ‘貯量效果’(stock effect)를 동시에 감안한 Currie and Hall(1989)의 모형을 변형시켜 자본이동에 영향을 미치는 변수를 식(1)과 같이 株式의 豫想收益率 隔差로 상정한다.

$$\begin{aligned} \Delta F_t^* (\equiv -KA_t) \\ = -A_1[S_t - (E_{t+1t} - E_t)] \\ - A_2\Delta[S_t - (E_{t+1t} - E_t)] \dots \dots (1) \end{aligned}$$

단, $A_1, A_2 > 0$

여기에서 F_t^* 는 t 기에 투자자들이 원하는 純海外資産 保有規模, ΔF_t^* 는 t 기의 純資本流出(資本收支 赤字, 즉 $-KA_t$), S_t 는 t 기의 國內外 株式의 豫想收益率 隔差(즉 국내 예상주가상승률 - 해외 예상주가상승률), E_t 는 t 기의 名目換率(국내통화로 표시한 해외통화의 가격),⁶⁾ E_{t+1t} 는 투자자들이 t 기에 예측한 $t+1$ 기의 名目換率期待値를 각각 나타낸다.

式(1) 右邊의 첫번째 항목은 資本移動에 대한 ‘호름效果’를 나타내는데, 즉 자본유출입의 결과인 資本收支가 換率變動(換差益 또는 換差損)이 감안된 國內의 株式收益率 隔差의 水準에 의해 영향을 받고 자본이 國內외 株式수익률 수준이 같아질 때까지 持續的으로 이동됨을 의미한다. 두번째 항목은 순외화 자산의 1次差分(first-differencing : 資本流

出入)이 환율변동이 감안된 國內의 株式수익률 격차의 1次差分에 의해 결정됨을 의미하는데, 이는 자본유출입을 주어진 資産總量(富)하에서 國內외 자산간 수익률 격차의 變化에 따른 투자자들의 資産再構成(stock adjustment) 現象으로 볼 수 있다는 점에서 자본이동에 대한 ‘貯量效果’를 표현한 것이라 할 수 있다.⁷⁾

한편 t 기의 代表的(representative) 投資者는 자본시장의 不均衡狀態에서 발생하는 調整費用(adjustment cost)의 現在價値를 極小化한다고 가정한다.

$$\begin{aligned} \text{Min } E \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i [(F_{t+i} - F_{t+i}^*)^2 \\ + A_3(F_{t+i} - F_{t+i-1})^2] \dots (2) \end{aligned}$$

式(2)의 調整費用은 자본거래과정에서 발생하는 去來費用으로서 자본이동에 대한 政府의 規制에 따르는 비용 또는 情報의 不完全性에 따른 海外資産投資의 確認費用(monitoring cost) 등을 포함하는 개념으로 해석될 수 있으며, 분석의 편의상 통상적인 2차방정식의 형태를 취한다고 가정하였다. δ 는 discount factor를 나타낸다.

투자자의 費用極小化問題의 순해외자산 보유량 F_t 에 대한 一階條件(first-order condition)을 정리하면 式(3)을 얻게 된다.

$$F_t = C_1 F_t^* + \delta C_2 F_{t+1t} + C_2 F_{t-1} \dots \dots (3)$$

$$\text{단, } C_1 = \frac{1}{1 + A_3(1 + \delta)}, C_2 = A_3 C_1$$

國際收支 恒等式 $\Delta F_t = T_t$ (즉 순자본유출 = 경상수지 흑자 T_t)와 式(1) 및 (3)을 사

6) 즉 E_t 의 증가는 換率切下를 의미한다.

7) 자본이동에 대한 ‘호름效果’의 개념은 일찍이 Ricardo(1817)와 Bagehot(1880) 등에 의해 인식되어 Keynes를 거쳐 資本收支方程式에 國內外 金利隔差의 水準을 포함시킨 Mundell and Fleming 모형으로 그 맥을 유지해 왔다. 자본이동에 대한 ‘貯量效果’는 Tobin의 國內금융자산 배분모형을 자본이동이론에 응용한 Branson(1968)에 의해 최초로 모형화되었다고 할 수 있다(이에 대한 구체적인 문헌 고찰은 Krueger[1983]와 Kim Hak-Min의 博士學位論文[1994] 참조).

용하면 式(4)를 얻게 되며, 이는 다시 式(5)와 같은 換率方程式으로 고쳐 쓸 수 있다.

$$T_t = -A_1 C_1 (S_t - E_{t+1,t} + E_t) - A_2 C_1 \Delta (S_t - E_{t+1,t} + E_t) + \delta C_2 T_{t+1,t} + C_2 T_{t-1} \dots \dots \dots (4)$$

$$\Delta E_t = -\frac{A_1 + A_2}{A_2} \Delta S_t - \frac{A_1}{A_2} S_{t-1} + \frac{A_1 + A_2}{A_2} \Delta E_{t+1,t} - \frac{1}{A_2 C_1} (T_t - C_2 T_{t-1} - \delta C_2 T_{t+1,t}) - \frac{A_1}{A_2} (E_t - E_{t,t-1}) \dots \dots \dots (5)$$

여기에 투자자들의 기대가 合理的 期待 (rational expectation)의 형태를 취한다고 가정하면, $E_t - E_{t,t-1}$ 은 白色誤差項(white noise)으로 간주되어 式(5)는 다음과 같은 回歸方程式으로 표현할 수 있다.

$$\Delta E_t = G(\Delta S_t, S_{t-1}, \Delta E_{t+1,t}, H(T_t, T_{t-1}, T_{t+1,t})) + U_t \dots (6)$$

IV. 證市開放의 圓貨切上效果 實證分析

이하에서는 Ⅲ章에서 도출된 式(6)의 直

8) 원래는 표본기간을 증시가 간접개방된 81년 말부터 잡고자 하였으나, 80년대 상반기의 자료를 포함할 경우 추정식의 適合度가 높지 않아 대상기간을 85년 이후로 국한하였다.

9) 각 시계열에 대한 單位根檢定은 ADF(Augmented Dicky-Fuller)방법을 이용하였는데, 모두 유의수준 10%에서도 귀무가설(H_0 : non-stationarity)을 기각하지 못함으로써 單

觀的 解釋이 어려운 변수들을 사상하고 國內外 株式의 豫想收益率 隔差, 經常收支, 豫想換率變化率만을 설명변수로 하는 보다 단순화된 換率方程式을 설정하고, 이를 이용하여 證市開放이 실제로 圓貨換率에 어떠한 영향을 주었는가를 推定하고자 한다. 특히 本章에서는 證市開放 및 外換規制의 緩和措置 등으로 인해 國內外 株式收益率 隔差 및 經常收支 등이 換率에 미친 영향이 動態的으로 變動해 왔을 것으로 보고, 이를 포착하기 위해 時間變動係數 推定을 시도한다. 標本期間은 1985년 1월부터 1994년 6월 까지로 한정하였다.⁸⁾

우선 時間변동계수 추정에 앞서 회귀계수에 대한 사전적 정보를 얻기 위해 환율방정식을 通常的인 最小自乘推定(OLS)方法을 사용하여 추정하였는데, 그 推定結果는 <表 3>에 정리하였다. OLS 추정식의 經常收支의 회귀계수는 負의 부호로 나타나 경상수지 흑자가 환율절상요인으로 작용한 것으로 나타났으나, 國內外 株式收益率 隔差의 회귀계수는 이론적 모형에서 시사하는 바와는 달리 正의 부호를 갖고 통계적 有意度도 없는 것으로 추정되었다(表 3의 첫번째 行 참조). 한편 추정에 사용된 각 시계열변수들이 不安定性(non-stationarity)을 보이고 있어 각 변수들을 前月對比 1次差分하여 單位根을 제거한 후⁹⁾ OLS방식으로 다시 추정해 보았는데, 상기 추정결과와는 달리 國內外 株式收益率 隔差가 환율변화율에 負의 효과를 갖지만 통계적 有意도는 없는 것으

〈表 3〉 OLS方式에 의한 換率方程式 推定結果

	\dot{E}_t		$\Delta \dot{E}_t$	
常數	0.4388 (2.6)	0.4428 (1.3)	-0.0236 (-0.32)	-0.0010 (-0.01)
\dot{S}_t	0.0071 (0.8)	0.0212 (1.8)		
$\dot{S}_t DUM$		-0.0452 (-2.5)		
$CB_t(6)$	-0.0024 (-4.9)	-0.0029 (-3.0)		
$CB_t(6) DUM$		0.0022 (1.9)		
$\dot{E}_{t+6 t}$	1.0229 (20.5)	1.0624 (15.2)		
$\dot{E}_{t+6 t} DUM$		-0.4267 (-3.1)		
$\Delta \dot{S}_t$			-0.0088 (-0.98)	0.0006 (0.1)
$\Delta \dot{S}_t DUM$				-0.0207 (-1.2)
$\Delta CB_t(6)$			-0.0016 (-2.12)	-0.0049 (-4.0)
$\Delta CB_t(6) DUM$				0.0050 (3.4)
$\Delta \dot{E}_{t+6 t}$			0.2428 (5.85)	0.2972 (5.9)
$\Delta \dot{E}_{t+6 t} DUM$				-0.1703 (-2.1)
DUM		1.3623 (2.3)		0.0029 (0.02)
\bar{R}^2	0.95	0.95	0.29	0.38
DW	1.02	0.92	1.61	1.48

註: \dot{E}_t : t期の 前年同月對比 名目換率變化率(= $\log(E_t/E_{t-12}) \times 100$),

\dot{S}_t : t期の 國內外 株式收益率 差異(= $[\log(SPI_t/SPI_{t-12}) - \log(USSPI_t/USSPI_{t-12})] \times 100$)

SPI : 國內 株價指數(1980=100), $USSPI$: NYSE 綜合指數(1965=100)

$CB_t(6)$: t期の 경상수지 6개월 移動平均値(= $\sum_{j=0}^5 CB_{t-j}/6$, 百萬달러)

$\dot{E}_{t+6|t}$: t期の 6개월 후 전년동월대비 豫想換率變化率¹⁰⁾ (= $EXP_t[\log(E_{t+6}/E_{t-6}) \times 100]$)

DUM : 1990. 3~94. 6 터미

로 나타났다(表 3의 세번째 行 참조).

이와 같이 만족스럽지 못한 추정결과는 표본기간중 발생한 資本 및 外換去來에 대한 規制變化 등 構造變化(structural chan-

位根이 존재하는 것으로 확인되었다(Mac-Kinnon 臨界值 사용).

單位根 檢定結果

	6個月 時差		12個月 時差	
	ADF I	ADF II	ADF I	ADF II
\hat{E}_t	-2.02	-2.08	-1.40	-1.49
\hat{S}_t	-1.54	-1.53	-1.30	-1.39
$CB_t(6)$	-0.77	-1.30	-2.04	-2.41
$\hat{E}_{t+6,t}$	-1.81	-2.16	-1.60	-1.97

註: I: ADF 檢定방정식에 常數만 포함.

II: 常數와 趨勢 포함.

- 10) 豫想換率變化率은 선물환을 자료가 없어 전체 표본기간의 전년동월대비 환율변화율의 1變數 AR(2)모형을 추정한 후, 각 시점에서 모형으로부터 산출된 6개월후의 환율예측치(그 시점까지의 자료만 사용)로 구성하였다.
- 11) Chow 檢定方法과 循環最小自乘(recursive least squares)추정을 통해 얻은 殘差項을 사용한 累積合(CUSUM: cumulative sum) 檢定方法 등을 통해 회귀계수에 대한 安定性 여부를 檢정해 본 결과, 유의수준 5%에서 귀무가설(H_0 : 회귀계수가 固定)이 기각되어 모형 설정상의 誤謬(misspecification) 문제가 있는 것으로 나타났다.
- 12) 90년 3월의 外換集中制 緩和和 조치내용은 일정 자격 企業의 國內 外貨預金 허용, 綜合商社의 海外 外貨保有 허용, 集中義務 猶豫期間 연장, 期限附 輸出換어음 등의 만기시까지 소지 허용, 機關投資家の 海外證券投資限度 확대 등이 포함되었다.
- 13) 우리나라 外換管理規制 緩和에 대한 상세한 내용은 韓國銀行의 「外換管理制度의 變遷推移」(1993)를 참조.
- 14) 한편 더미변수를 이용한 OLS 추정식(表 3의 두번째 行)의 殘差項도 단위근을 가짐으로써 환율변화율, 國內의 주식수익률격차, 경상수지, 예상환율변화율 등 4변수간에 共積分(co-integration)關係는 없는 것으로 檢證되었다.

ge)를 전혀 고려하지 않았기 때문에 기인한 것으로 생각된다.¹¹⁾ 따라서 外換集中制가 부분적으로 完化됨과 동시에 市場平均換率制度가 시행된 1990년 3월을 構造變化의 時點으로 가정하고 더미변수를 이용하여 재추정을 시도해 보았다.¹²⁾

재추정결과(表 3의 두번째 및 네번째 行)는 1次差分하지 않은 경우와 차분한 경우 공히 90년 3월을 전후한 構造變化를 뚜렷하게 보여주고 있다. 즉 經常收支의 경우에는 90년대 이후 회귀계수의 절대값이 하락하여 환율변동에 대한 影響力이 減少한 반면, 株式收益率 隔差의 회귀계수는 높은 유의수준으로 90년 이후 陽數에서 陰數로 바뀐 것으로 나타나 資本·外換自由化의 진전에 따라 資本收支 黑字가 元貨切上에 미치는 影響力이 增大되었음을 반증하고 있다.

그러나 더미변수를 사용한 OLS추정은 特定の 한 시점에서 모든 構造變化가 發生하였다는 가정을 전제하고 있다. II章에서 기술한 바와 같이 80년대에도 그때그때의 경상수지 동향에 따라 자본거래규제가 變化되어 왔을 뿐만 아니라, 90년 3월 이후에도 外換去來의 實需要原則 緩和(91년 7월, 92년 7월, 93년 4월), 證市의 直接開放(92년 1월), 외국환은행의 포지션한도 확대(92년 9월, 93년 10월) 등 수차례에 걸쳐 외환·자본거래규제 完化¹³⁾가 실시되었기 때문에 恣意的으로 설정한 특정 시점의 더미변수만으로 모든 구조변화의 과정을 반영하기에는 限界가 있다.¹⁴⁾ 따라서 動態적으로 빈번하

게 발생한 構造變化를 제대로 포착하기 위해서는 더미변수를 이용한 OLS방식보다 時間變動係數 추정방식이 더 適合할 것으로 판단된다.

이하에서는 換率方程式을 時間變動係數 模型으로 재구성하고 Kalman Filter 기법을 사용하여 추정한다.

$$\dot{E}_t = X_t' \beta_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad \dots\dots(7)$$

여기에서 X_t' 는 1×3 回歸變數 列벡터(즉 $[\dot{S}_t, CB_t(6), \dot{E}_{t+6}]$)이며, β_t 는 3×1 回歸係數 行벡터를 나타낸다. 회귀계수가 時間에 따라 변화하는 과정을 式(8)과 같이 β_t

가 確定的 趨勢(deterministic trend)를 갖지 않는 random walk를 따른다고 가정하였다.

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t, \quad t=1, \dots, T \quad \dots\dots(8)$$

誤差項 ε_t 와 η_t 는 각각 平均이 0이고 分散이 σ^2 및 Q 인 正規分布(즉 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, $\eta_t \sim N(0, Q)$)를 따른다고 가정한다. 또한 이들 오차항은 각각 時系列 相關關係가 없고 서로 獨立이라고 가정한다.¹⁵⁾

式(7)과 (8)에 Kalman Filter 技法을 적용하여 時間變動係數 β_t 를 推定한 結果는 이하와 같다.¹⁶⁾

[圖 5-1]은 國內外 株式收益率 隔差의 회귀계수의 時間變動추정치를 보여주고 있는데, 1985년초에는 圓貨切上에 대한 彈性值(切上係數)가 0.0294였으나, 그후 소폭 減少하였다가 80년대말 이후부터는 지속적으로 增加하여 94년 6월 현재 0.0321로 나타나고 있다. 이러한 時間變動패턴은 外國人의 國內證券投資에 대한 政府規制의 變遷에 의해 잘 설명된다. 즉 80년대 중반에 圓貨切上 탄성치가 하락한 것은 당시에 政策 당국이 經常收支黑字 시현에 따른 通貨增發 壓力 완화 및 國內株價의 폭등 방지를 위해 國內 투신사의 外國人專用 受益證券 운용 및 外國人 投資專用펀드의 增資 등에 대한 規制를 強化하였기 때문에 초래된 현상으로 해석된다.¹⁷⁾ 이와 대조적으로 80년대말 이후 탄성치의 지속적인 증가는 경상수지가 다시 赤字로 돌아서고 國內證市가 크게 沈

이러한 분석결과는 위의 OLS 추정식이 假性的 回歸(spurious regression)의 가능성을 내포하고 있음을 의미한다.

- 15) 式(7)과 (8)은 각각 狀態空間模型(state space model)에서의 觀測方程式(measurement equation)과 變化方程式(transition equation)으로 해석될 수 있다. 즉 式(7)은 실제로 觀察되는 變數 \dot{E}_t , X_t 와 관찰할 수 없는 狀態變數(state variable) β_t 간의 關係를 보여주고, 式(8)은 β_t 의 時間變動構造를 나타낸다.
- 16) Kalman Filter 추정과정은 附錄을 참조할 것. Kalman Filter 모형에서의 最大로그尤度值가 OLS방식에 의해 산출된 로그尤度값보다 현저하게 크게 나타나(즉 尤度比 檢定을 통해 귀무가설 $H_0: Q=0$ 이 높은 유의수준으로 기각됨) OLS에 의한 추정이 모형설정상의 오류문제가 있음이 재확인되었다.
- 17) 예컨대, 외국인전용 수익증권의 경우 발매가 허용된 1981년 이후 85년 중반까지는 수익증권 설정규모가 증가되었으나, 1986~89년 기간에는 기술집약적 中小企業의 株式를 編入하기 위한 600萬달러의 소규모의 설정 이외에는 일체의 추가적 설정이 없었다(崔範樹[1994]에서 인용).

滯함에 따라 외국인 전용수익증권 설정규모 확대, 외국인 투자전용펀드 증설, 전환사채·신주인수권부사채·주식예탁증서 등 海外證券發行 확대 등이 이루어지고, 92년에는 외국인의 국내주식에 대한 直接投資가 허용됨으로써 해외자본의 유입이 크게 증대되었음에 연유한다. 이외에도 外換集中制가 완화되고 市場平均換率制가 도입되어 日日變動許容幅이 점차 확대됨으로써 換率의 伸縮性이 증전에 비해 높아진 것도 元貨切上 탄성치의 增加要因으로 작용한 것으로 보인다.

經常收支(6개월 이동평균치)의 時間變動 換率切上計數의 추정치(圖 5-2)는 1989년을 전후하여 전혀 다른 모습을 보이고 있다. 經常收支 黑字가 시현된 86년 중반부터

88년말까지는 絶상계수가 다소 緩慢한 增加勢(0.004~0.009)를 보이다가 89년 상반기에 급격히 增加하여 同年 7월에는 0.0158에 달하였다. 이는 그동안 경상수지 흑자를 반영하여 元貨가 상당수준 絶상되었음에도 불구하고 對美 貿易黑字規模는 오히려 늘어남으로써 美國의 元貨切上壓力이 대폭 強化되는 외생적 요인에 크게 영향을 받았기 때문인 것으로 사료된다.¹⁸⁾ 반면 경상수지흑자 규모가 점차 감소되어 赤字로 반전된 89년 중반 이후에는 絶상계수가 크게 하락하기 시작하고 91년과 93년 이후에는 추정치의 符號가 바뀌는 등 경상수지변동과 환율변동간의 상관관계가 크게 不安定해진 것으로 나타난다. 이는 전술한 바와 같이 동 기간 중 경상수지 흑자기에 엄격하게 규제되었던 長期資本流入이 크게 완화되었을 뿐만 아니라 外換去來規制 緩和 및 市場平均換率制로 의 移行 등으로 증전과는 달리 정책당국의 經常收支均衡을 목표로 하는 인위적인 外換 市場介入의 여지가 상당히 縮小되었기 때문에 초래된 현상으로 풀이된다. 이러한 추정 결과는 元貨換率이 90년경을 전후하여 경상수지보다는 經常收支와 資本收支를 더한 綜合收支에 영향받기 시작했음을 시사한다.

한편 [圖 5-3]의 豫想換率變化率의 換率變化率 彈性值의 시간변동추정결과를 보면 크게 두가지 사실이 特記할 만하다. 첫째, 1986년 중반~88년말 기간의 탄성치는 0.3~0.5의 수준에 불과하였으나, 89년 상반기에 급증하여 89년 7월과 8월에는 1을

外國人專用 受益證券 設定推移

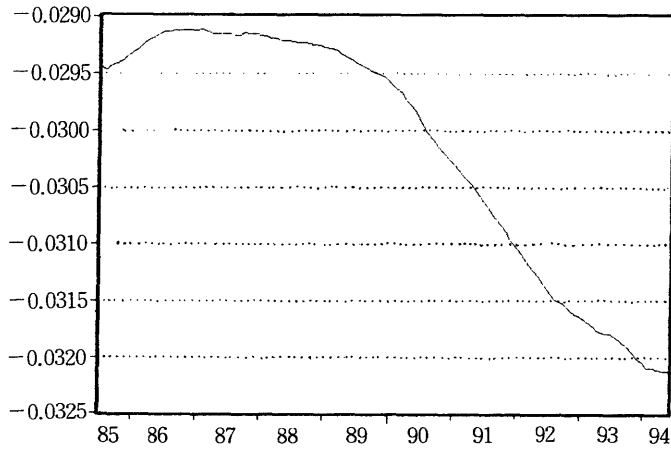
(단위: 百萬달러)

	件數	規模	累計
1981	2	30	30
1983	추가설정	10	40
1984	추가설정	10	50
1985	4	96	146
1986	1	6	152
1990	3	150	302
1992	11	403	705
1993	7	500	1,205

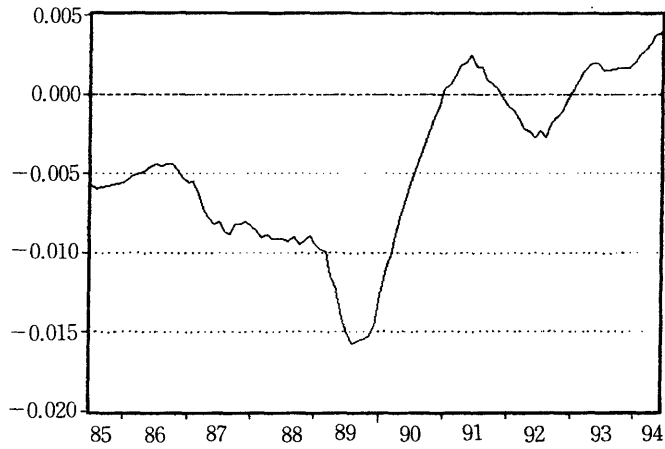
資料: 證券監督院, 『資本市場年報』.

- 18) 美國의 財務部는 88년 10월에 韓國과 臺灣을 換率操作國으로 1차 지정하였고, 이어서 89년 5월에도 元貨가 絶상되고는 있으나 한국이 시장원리에 의한 환율결정 등을 제시하지 않고 있다는 점에서 여전히 환율을 조작하고 있다고 판정하고 韓美 換率協商을 통해 元貨切上壓力을 強化한 바 있다(韓國貿易協會, 『週間通商情報』, 第6卷 第17號 및 第42號 참조).

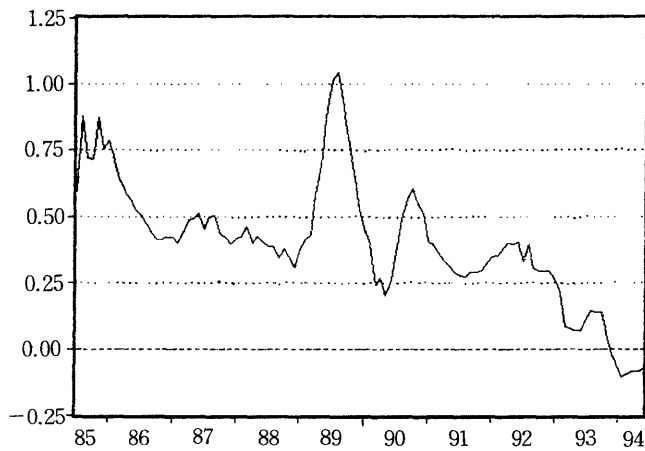
[圖 5-1] 國內外 株式收益率 隔差の 回歸係數 時間變動推移



[圖 5-2] 經常收支の 回歸係數 時間變動推移



[圖 5-3] 豫想換率變化率の 回歸係數 時間變動推移



초과하였다. 이는 외환시장참가자의 切上期待에 따른 외환시장의 超過供給規模에 비해 當期の 換率이 훨씬 더 큰 폭으로 切上되었음을 의미하는데, 이는 전술한 바와 같이 당시의 韓美通商摩擦로 인해 元貨換率이 市場要因보다는 美國의 元貨上壓력에 크게 영향을 받았기 때문이다. 둘째, 92년 하반기 이후 元貨換率은 지속적으로 下落하여 93년말 이후부터 현재까지는 陰의 符號로 나타나는데, 이는 동 기간중 綜合收支가 상당 폭의 흑자를 보여 환율절상에 대한 기대가 형성되었음에도 불구하고 輸出競爭力 유지를 위한 통화당국의 대대적인 外換買入操作이 실시됨에 따라 元貨換率이 오히려 切下내지는 미미한 수준으로 切上된 것에 기인한다. 특히 最近의 陰의 부호는 금년 들어 외국인 주식투자의 流入增加勢 鈍化 및 經常收支의 赤字 등으로 綜合收支黑字가 크게 축소되어 환율절상이 소폭에 그쳤음에도 불구하고 證市의 追加開放에 대한 기대 등으로 인해 元貨切上期待感이 외환시장에 널리 형성됨에 따른 현상으로 해석된다.

V. 國內企業의 輸出競爭力 實態

IV章의 실증분석결과는 國內 投資收益率이 외국에 비해 상대적으로 높게 유지되고

19) Turner and Van'tdack(1993)에서 인용.

있는 현 상황에서 資本自由化가 확대될 경우 換率切上壓力을 초래하여 적어도 중단기적으로 輸出의 價格競爭力을 弱화시킬 우려가 높을 것임을 시사한다. 本章에서는 증시의 추가개방 및 채권시장 개방 등 본격적인 자본자유화를 앞두고 있는 우리나라의 輸出競爭力의 實狀 및 향후 展開方向을 살펴본다.

일반적으로 輸出競爭力이란 相對價格과 生産費用뿐만 아니라 제품의 품질, 마케팅, 시장수요 변화에 대한 공급대응능력 등 市場成果(market performance)에 영향을 주는 모든 요소를 포괄하는 개념이다.¹⁹⁾ 본 분석에서는 상대가격 및 비용측면에서의 狹義의 경쟁력에 초점을 맞추어 먼저 實質實效換率을 추계하고, 物價, 勞賃單價 등 경쟁력의 주요 決定要因과 輸出採算性의 변화추이를 주요 輸出競爭國과 비교해 본다.

實質實效換率이란 주요 교역상대국들에 대한 物價上昇率 差異를 고려한 실질환율을 貿易加重值로 가중평균한 것으로서 購買力平價에 기초한 수출의 價格競爭力指標로 간단하게 구성할 수 있다는 점에서 널리 이용되는 개념이다. 주요 7개 先進交易國과의 무역가중치와 都賣物價를 이용한 元貨의 실질실효환율의 최근 추이를 보면 93년중 對美名目換率 절하 및 엔高現象 등에 따른 名目實效換率의 절하로 인해 전년평균대비 4.2% 切下(상승)된 것으로 나타난다(表 4 참조). 절하속도는 92년도에 비해서는 크게 둔화되었는데, 이는 4/4 분기의 經常收支

〈表 4〉 원貨 名目換率 및 實質實效換率 推移

(1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ = 100)

	1991	1992	1993				1994		
	年間	年間	I	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	年間	I	Ⅱ
對美名目換率	82.7 (3.6)	88.0 (6.4)	89.5 (1.1)	90.1 (0.7)	91.1 (1.1)	91.2 (0.1)	90.5 (2.8)	91.11 (-0.08)	91.06 (-0.05)
名目實效換率	102.6 (6.4)	112.1 (9.3)	113.6 (-0.2)	119.7 (5.4)	122.3 (2.2)	122.2 (-0.1)	119.5 (6.6)	121.3 (-0.7)	122.6 (1.1)
實質實效換率	96.2 (2.1)	103.1 (7.2)	103.7 (-0.4)	108.0 (4.1)	109.2 (1.1)	108.6 (-0.5)	107.4 (4.2)	106.9 (-1.6)	108.1 (1.1)

註: 1) () 안은 전분기대비 切下率. 단, 年間은 전년평균대비 절하율.

2) 7개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드) 무역가중치 및 도매물가 사용.

資料: 韓國銀行, 『調査統計月報』, 『國際收支』, 各號.

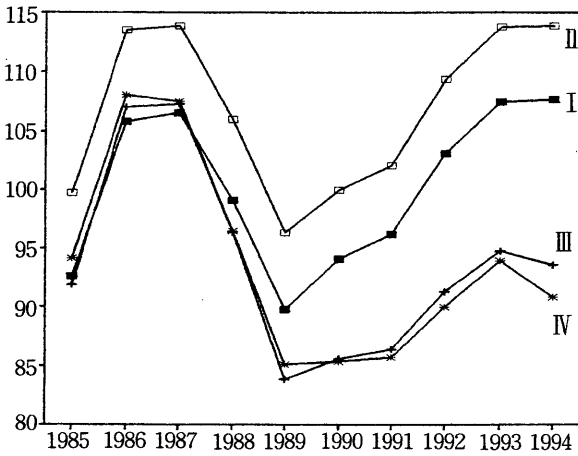
개선 및 外國人 株式投資資金 유입의 급증에 주로 기인한 것으로 판단된다. 금년 1/4분기에 들어서는 실질실효환율이 전분기 대비 1.6% 하락하여 작년 4/4분기의 절상세가 이어졌으나, 2/4분기에는 대미명목환율이 소폭 절상되었음에도 불구하고 엔貨의 超強勢 현상으로 전분기대비 1.1% 절하된 것으로 나타나 2/4분기 현재 무역수지가 균형을 이루었던 基準時點(1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100)에 비해서는 약 8.1% 切下된 수준을 보이고 있다.

그런데 실질실효환율은 균형환율에 대한 基準時點, 價格 등 實質化指數 및 主要貿易國 선정에 따라 상당한 차이가 발생할 수 있으므로 이에 근거하여 환율의 適正水準 여부를 판단하는 데는 한계가 있다. [圖 6]에서 보는 바와 같이 기준시점을 경상수지가 흑자에서 적자로 반전된 1990년으로 삼을 경우 94년 상반기중 원화는 도매물가기준으로 약 14% 低評價된 것으로 나타난다.

반면에 도매물가 대신 消費者物價를 사용하면 우리나라의 상대적으로 높은 소비자물가 상승률로 인해 94년 상반기중 원貨가 기준시점(1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100)에 비해 6.4% 高評價된 것으로 계산된다. 또한 최근의 무역구조변화를 감안하여 中國, 홍콩, 싱가포르, 호주 등을 주요무역국에 포함시킬 경우 94년 상반기중 원貨는 소비자물가기준으로 기준시점(1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100)에 비해 약 9% 가까이 高評價된 것으로 나타난다.

이와 같이 실질실효환율의 시산은 기준시점의 선택 등에 있어서 임의적 재량에 의존하고, 아울러 외환시장개입과 무역규제 및 자본이동에 대한 규제의 외생적 변화 등 換率 및 國際收支 變動要因이 동태적으로 변화하기 때문에 수치의 수준자체에 큰 의미를 부여할 수는 없다고 하겠다. 그러나 交易財가 중심이 되어 있어 수출경쟁력을 계산하는 지수로 적절한 都賣物價基準으로 보면 현재로서는 원貨價値가 수출에 지장을 줄

[圖 6] 實質實效換率 推移



註: 1) I : 기준시점 1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100, 선진 7개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)과의 무역가중치와 도매물가 사용.
 II : 기준시점 1990=100, 선진 7개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)과의 무역가중치와 도매물가 사용.
 III : 기준시점 1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100, 선진 7개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)과의 무역가중치와 소비자물가 사용.
 IV : 기준시점 1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100, 최근 무역 7개국(미국, 일본, 중국, 홍콩, 독일, 싱가포르, 호주)과의 무역가중치와 소비자물가 사용.
 2) 94년도 수치는 上半期 평균임.

정도로 高評價된 수준은 아닌 것으로 보인다.²⁰⁾

우리나라의 수출경쟁력을 費用側面에서 보면, 製造業體의 경우 1988~91년 기간중 生産費用(자본비용 제외)이 생산성을 크게 초과하는 賃金上昇과 物價上昇으로 인해 크게 증가하였다(表 5 참조). 그후 物價安定 및 勞動生産性 향상을 바탕으로 한 임금증가세 둔화 등에 힘입어 생산비용이 점차 안정되고 93년에는 생산비 증가율이 年 2.2%로서 1990~91년의 절반수준으로 하락하였다. 특히 최근의 노동생산성 향상은 中小企業의 倒産 및 대기업의 신규고용억제 등에 따른 고용자수 감소에 크게 영향을 받은 것으로 構造調整이 상당수준 진척되어 왔음을

20) 따라서 금년 들어 악화되고 있는 무역수지는 高評價된 환율에 의한 현상이기보다는 景氣回復局面에서 설비투자 확대를 위한 資本財輸入이 급격히 증대된 데에 주로 기인하고 있는 것으로 판단된다.

반영하고 있다. 이에 따라 1988~91년중 생산비증가율을 하회하였던 輸出單價(원화표시)增加率도 92년 이후 반전됨으로써 수출기업의 收益性이 완만한 수준이나마 개선되어 온 것으로 판단된다.

한편 세계 최대 輸出市場인 美國에서의 국내기업의 價格競爭力를 주요 아시아경쟁국과 비교해 보면, 1985~93년 기간중 對美 實質換率(도매물가지수 이용)면에서 우리나라는 일본과 대만에 비해 유리한 수준을 유지해 왔으나, 물가상승률이 매우 낮은 싱가포르에 비해서는 93년 현재 10% 이상 불리한 것으로 나타난다(圖 7 참조).

달러표시 輸出單價指數(1985=100)의 경우에도 우리나라는 1985~93년 기간중 1.3배 상승하여 같은 기간중 1.9배 및 1.4배 상승한 일본과 대만에 비해서 유리하나 1배 상승한 싱가포르에 비해서는 불리하게 나타났다(圖 8 참조). 우리나라의 달러표시 勞

〈表 5〉 우리나라 輸出企業의 生産費 및 收益性 增加率 推移

(단위: %)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
輸出單價增加率(A)	3.9	3.4	2.8	1.0	-3.8	4.6	4.3	4.8	2.5
生産費增加率(B)	2.1	-0.1	1.8	3.8	3.6	5.5	5.4	3.9	2.2
賃 金	9.9 (1.3)	9.2 (1.2)	11.6 (1.6)	19.6 (2.8)	25.1 (3.7)	20.2 (3.0)	16.9 (2.5)	15.7 (2.4)	10.9 (1.6)
國產資材費	0.9 (0.4)	-1.5 (-0.7)	0.5 (0.2)	2.7 (1.2)	1.5 (0.7)	4.2 (1.9)	5.4 (2.5)	2.1 (1.0)	1.6 (0.7)
輸入資材費	3.5 (0.5)	-5.0 (-0.6)	0.3 (0.04)	-1.7 (-0.2)	-6.8 (-0.8)	5.2 (0.6)	3.6 (0.4)	5.2 (0.6)	-1.6 (-0.2)
輸出收益性(A-B)	1.8	3.5	1.0	-2.8	-7.4	-0.9	-1.1	0.9	0.3
勞働生産性增加率	2.3	8.3	2.9	7.3	0.0	9.0	6.9	9.5	7.8
就業者數增加率	4.7	9.2	15.4	5.7	3.7	0.1	1.8	-3.4	-3.9

註: 1) () 안의 수치는 자본비용을 제외한 생산비 구성요인별 寄與度로서 산업연관표(한국은행)의 요인별 加重 値를 고려하여 계산한 것임.

2) 국산자재비는 도매물가상승률이며 수입자재비는 원화표시 수입단가상승률임.

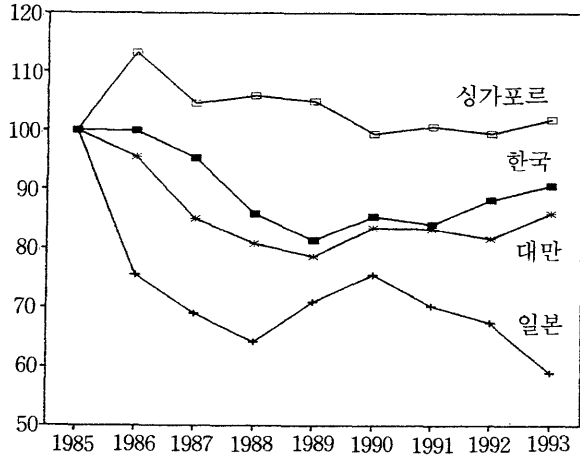
3) 수출단가는 원화표시임.

賃單價(제조업)는 1987~89년중 높은 임금 상승과 환율절상에 따라 급등하였으나 91년 이후에는 안정을 보여 93년 현재 일본에 비해 유리하고, 대만과는 비슷한 수준이며, 싱가포르에 비해서는 24% 높게 나타났다(圖 9 참조). 이에 따라 勞働費用만 감안한 협의의 輸出採算性(수출단가/노임단가)면에서 한국은 경쟁국에 비해 93년 현재 가장 낮은 수준을 보이고 있다(圖 10 참조). 金融費用面에서도 국내기업은 차입금의존도 및 금리수준이 높아 대만과 일본에 비해 3 배 가까이 높게 나타난다(表 6 참조).

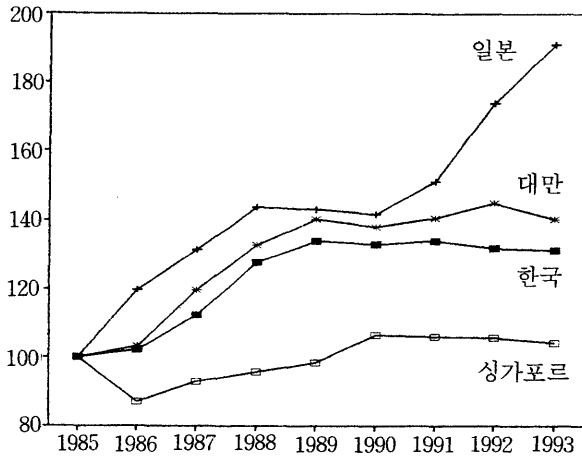
21) 94년 하반기 및 95년 平均 원화의 대미환율을 801원 및 789원으로, 도매물가 증가율은 3.4%로 가정하고, 7대 무역국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)의 환율 및 도매물가는 WEFA의 예측치 사용.

이상의 분석을 綜合해 볼 때, 우리나라의 輸出競爭力은 지난 1992~93년간 지속적인 원貨切下, 물가 및 임금증가세 둔화, 構造調整의 진전에 따른 생산성 증가, 엔高의 영향 등에 힘입어 80년대 후반에 비해 상당수준 개선된 것이 사실이다. 그러나 상대적으로 높은 賃金·物價水準 및 金融費用負擔 등으로 인해 아시아경쟁국에 비해 여전히 劣勢에 있다. 특히 최근 경기상승에 따른 수요압력의 증대로 物價·賃金·金利上昇壓力이 증대되고 있을 뿐만 아니라 엔高도 금년말을 전후해 弱勢反轉이 예상됨에 따라 89년 이후 절하추세를 보인 實質實效換率이 금년말 이후에는 切上勢로 반전되고 95년말에는 약 1.2% 高評價될 전망²¹⁾이어서 향후 輸出競爭力이 상당수준 弱화될 것으로 보인다.

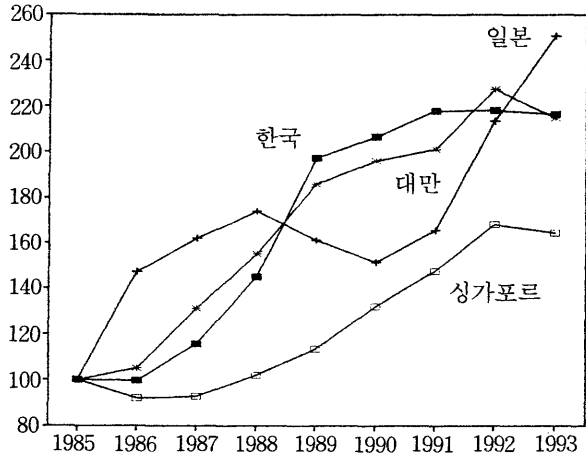
[圖 7] 對美實質換率의 國際比較(1985 = 100)



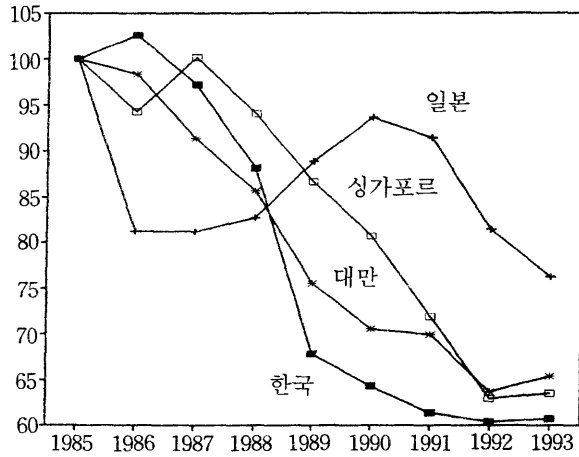
[圖 8] 달러表示 輸出單價 國際比較(1985 = 100)



[圖 9] 달러表示 勞賃單價 國際比較(1985 = 100)



[圖 10] 輸出採算性的 國際比較(1985=100)



<表 6> 賃金・物價・金融費用負擔 國際比較

(단위: %, 年平均)

	1987~89	1990~91	1992	1993
賃金上昇率 ¹⁾				
한국	18.8	18.5	15.7	10.9
일본	3.3	4.6	1.3	-0.3
대만	11.8	12.2	10.3	6.9
싱가포르	8.5	11.7	8.6	-
都賣物價上昇率 ¹⁾				
한국	1.6	1.6	2.1	1.6
일본	-0.7	-0.7	-1.4	-3.8
대만	-1.7	-1.7	-3.6	2.6
싱가포르	2.7	2.7	-4.1	-1.7
金融費用/賣出額				
한국	5.0	5.4	6.3	6.3
일본	1.8	1.9	1.7	2.3
대만	1.7	2.4	2.2	2.4

註: 1) 자국통화 표시기준.

資料: IMF, *International Financial Statistics*, 각호 및 각국의 중앙은행 통계월보.

VI. 結論 및 政策對應課題

本 研究의 주요 目的은 과거 약 10년간 國內 株式市場의 開放이 圓貨換率에 미친 影響을 분석하는 데 있다. 특히 환율모형을 추정함에 있어 外生的 經濟環境의 變化가 경제주체의 意思決定行爲에 충격을 줌으로써 모형 자체를 변하게 할 수 있는 점을 고려하여 時間變動係數模型 추정방법을 시도하였다.

본고의 實證分析結果에 의하면, 환율방정식의 설명변수들의 回歸係數가 높은 유의수준으로 時間에 따라 변동하고, 특히 외국인 주식투자자금 유출입에 직접적으로 영향을 주는 國內外 株式收益率 隔差의 圓貨切上 彈性值가 80년대말 이후부터 지속적으로 增加한 것으로 추정되었다. 반면에 經常收支와 換率과의 상관관계는 90년대 들어 크게 不安定해졌으며, 절상계수 자체도 下落한 것으로 나타났다. 이는 표본기간중 外換 및 資本規制政策의 변화 등 構造變化에 따른 현상으로 판단되며, 90년대에 들어서면서 換率이 경상수지보다는 경상수지와 자본수지를 더한 綜合收支에 더 큰 영향을 받고 있음을 의미한다고 볼 수 있다.

이상의 분석결과는 증시의 추가개방 등

資本自由化 推進에 대응하는 巨視政策의 運用方向에 큰 시사점을 준다. V章에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 輸出競爭力은 지난 1992~93년 2년간 물가안정기조하에서 構造調整의 진전 및 엔高 등의 영향으로 80년대 말에 비해 상당수준 개선되었지만, 주요경쟁국에 비해서는 賃金水準 등이 상대적으로 높아 여전히 劣勢에 있다. 특히 금년 들어 경기상승으로 인해 物價와 賃金不安이 상존하고 금년말을 전후한 엔貨의 弱勢反轉도 예상되기 때문에, 증시의 추가개방 등 資本自由化의 擴大에 따른 해외자본의 유입 증대로 圓貨가 지나치게 切上될 경우 綜合收支는 黑字를 기록하면서 經常收支의 赤字基調가 長期化될 공산이 크다.

따라서 대내외적으로 약속한 자본자유화를 추진함과 동시에 輸出競爭力을 維持하기 위해서는 實質實效換率 기준으로 圓貨환율이 安定될 수 있도록 안정적인 財政·通貨運用이 절실히 요청된다. 자본자유화에 따른 換率切上壓力과 物價不安을 단순히 換率 및 通貨政策의 組合만으로 대응하기에는 限界가 있으므로 財政의 黑字基調 구축을 통해 정부부문의 通貨還收機能이 強化될 필요가 있다.

우리나라의 財政은 계정상으로는 건전한 것처럼 보이지만, 재정부문에서 취급해야 할 政策金融이 中央銀行의 發券力에 의해 대량 지원되고 있기 때문에 실제로는 상당 규모의 財政赤字가 발생되어 정부부문의 통화환수능력이 극히 취약한 실정이다.²²⁾ 재정

22) 李興模·金鍾郁(1994)에 의하면 1981~92년 기간중 계정상으로 나타난 GNP대비 財政赤字規模는 평균 1.2%이나, 韓國銀行의 對金融機關 政策資金貸出 등 準財政活動을 감안한

의 흑자기조를 구축하기 위해서는 투자우선 순위가 낮은 재정지출을 과감히 축소하되, 부족한 社會間接資本 및 技術開發投資가 꾸준히 확대되 수 있도록 財政의 歲入基盤이 대폭 확충되어야 한다. 세입확충방안으로는 세무행정개선 및 세제개혁을 통한 租稅收入 增大를 도모함은 물론 公企業 民營化 및 財政投融資 特別會計에 의한 公的 餘裕資金의 統合管理體制 강화가 조속히 추진되어야 할 것이다. 이와 병행하여 發券力에 의한 政策金融도 조속히 財政投融資로 移管하여 통화 당국의 外換·金融市場의 상황변화에 대한 伸縮의 對應能力을 제고할 필요가 있다.²³⁾ 이와 같은 財政의 通貨還收機能 강화와 통

재정적자규모는 평균 3.0%에 달한 것으로 나타난다.

- 23) 政策金融의 財源調達 실태 및 財源造成의 구체적인 개선방안에 대해서는 金俊經(1993) 참조.
- 24) 참고로 1994년 현재 외국인 주식투자에 대한 규제현황을 국가별로 보면, 싱가포르는 은행 및 증권회사 등 금융기관에 한해서만 定款에 의해 투자한도가 설정되어 있고, 泰國는 종목당 49% 한도설정, 말레이시아는 은행주(30%) 외에는 제한이 없으나 500萬ringgit 이상의 주식매입시 외국인투자위원회의 承認을 받아야 하며, 臺灣은 종목당 10%, 1인당 5% 외에 總額限度 75億달러가 설정되어 있다(姜鍾萬[1994], 文鍾珍 외[1994]에서 인용).
- 25) 말레이시아는 자본자유화정책과 함께 금융자유화도 추진하였는데, 89년 이후에는 통화·금융부문에서 담당해 온 政策金融을 대폭 축소하여 현재는 Bumiputra Community와 일부 中小企業에 대해서만 제한적으로 지원되고 있다. 이에 대한 구체적 내용은 Bank Negara Malaysia, *Money and Banking in Malaysia*, 1994, pp. 130~136 참조.
- 26) 韓國銀行, 「東南亞 主要國의 資本自由化와 通貨政策運用」, 1993 참조.

貨의 안정적 운용은 인플레이期待心理를 억제할 뿐만 아니라, 해외자금유입에 따른 통화 당국의 外換市場介入負擔을 완화하고 不胎化(sterilization)로 인한 民間與信의 지나친 위축을 방지함으로써 換率 및 金利安定에 크게 기여할 것으로 기대된다.

資本自由化가 순조롭게 추진된 싱가포르, 泰國, 말레이시아, 臺灣 등의 經驗을 보면 공통적으로 財政을 健全하게 운용한 것으로 나타난다.²⁴⁾ 예컨대, 1970년대부터 자본자유화를 적극 추진하였던 싱가포르는 1980년 이후 GDP대비 財政黑字가 연평균 3.8%를 유지하였으며, 1987년까지만 해도 재정적자를 기록하였던 泰國도 자본자유화 확대조치와 병행하여 재정지출 억제 등 財政改革을 단행함으로써 외자유입이 크게 확대된 88년 이후부터는 財政黑字로 전환되어 90년에는 GDP의 5%를 상회함으로써 정부 부문이 자본자유화에 따른 통화증발압력을 해소하는 데 크게 기여하였음을 알 수 있다. 1986년 이후 증시개방을 적극 추진한 말레이시아도 80년대 초에는 GDP대비 財政赤字가 무려 17% 이상에 달하였으나, 지속적인 財政支出 抑制 및 대대적인 公企業 民營化 추진 등으로 1988~90년에는 적자비중이 1~3%로 축소되었다.²⁵⁾ 특히 싱가포르, 말레이시아, 대만 등은 해외부문의 통화증발을 不胎化하기 위한 대책으로 연기금, 체신예금 등 政府餘裕資金을 中央銀行에 집중예치하였다.²⁶⁾ 이러한 외국의 경험은 자본자유화에 따른 환율절상압력 및 과

〈表 7〉 싱가포르 · 泰國 · 말레이시아 · 臺灣의 主要 巨視經濟指標

(단위 : %)

	싱가포르			泰國			말레이시아			臺灣						
	財政收支	인플레이션	實質換率	資本收支	財政收支	인플레이션	實質換率	資本收支	財政收支	인플레이션	實質換率	資本收支				
1980	2.1	8.5	-6.0	13.5	-5.0	19.8	-4.7	6.4	-6.5	6.7	6.4	5.9	-0.6	19.0	-5.5	5.4
1981	0.7	8.2	3.7	15.6	-3.4	12.6	6.1	7.1	-17.3	9.7	5.3	10.5	-0.3	16.3	3.6	10.1
1982	3.4	3.9	7.9	15.1	-6.6	5.3	6.6	3.6	-17.4	5.8	-2.3	14.0	-1.0	3.0	8.5	-0.7
1983	1.8	1.1	3.8	14.2	-4.1	3.8	-0.8	5.0	-11.8	3.7	-2.9	13.3	-1.1	1.3	5.2	-1.4
1984	4.1	2.6	4.0	8.4	-3.5	0.8	8.7	6.2	-8.0	4.0	-0.5	9.0	0.1	0.0	0.5	-4.6
1985	2.1	0.5	5.0	4.0	-5.4	2.5	14.3	4.1	-2.9	0.3	5.1	6.2	0.1	-0.2	2.8	-5.1
1986	1.5	-1.4	13.2	-2.5	-4.4	1.8	-5.6	-0.3	-9.3	0.7	0.2	4.0	-0.8	0.7	-4.7	9.2
1987	-2.7	0.5	-7.7	2.3	-2.4	2.6	-5.2	2.2	-6.5	0.3	-0.1	-4.9	0.1	0.5	-10.9	10.2
1988	7.0	1.5	1.3	4.0	0.8	3.8	-5.4	6.4	-1.4	2.6	5.4	-6.7	0.8	1.3	-4.9	1.4
1989	10.4	2.4	-0.9	15.9	3.4	5.4	1.9	9.5	-3.3	2.8	5.6	4.1	0.9	4.5	-2.7	-8.3
1990	11.3	3.5	-5.4	18.4	5.2	6.0	-0.3	11.3	-3.3	2.6	0.8	5.3	1.7	4.1	6.1	-9.7
1991	NA	3.4	1.2	7.7	NA	5.7	-6.5	12.6	NA	4.4	-2.4	11.7	-0.9	3.6	-0.2	-1.3

註: 1) 財政收支와 資本收支: GDP 대비 비중. 싱가포르, 泰國, 말레이시아의 재정수지는 一般政府 統合財政收支, 臺灣은 中央政府 財政收支.

2) 인플레이션: 消費者物價 前年對比 增加率.

3) 實質換率: 對美實質換率(도매물가기준) 前年對比 增加率.

資料: IMF, *Government Finance Statistics Yearbook*, 1991.

_____, *International Financial Statistics Yearbook*, 1993.

잉 유동성 문제를 해소하기 위해서는 外換 · 通貨政策뿐만 아니라 財政政策도 포함된 綜合的 觀點에서 대응해야 함을 강하게 시사하고 있다.

거시정책의 안정적 운용 외에도 民間의 外貨保有 · 使用 및 資本流出規制를 지속적

으로 완화함으로써 자본자유화에 따른 환율 절상압력 및 통화관리부담을 해소하고, 不足商品에 대한 수입확대, 유통시설의 확충을 통한 物流費用의 절감, 각종의 규제완화와 경쟁촉진 등 供給側面에서의 物價安定努力도 중요할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

姜鍾萬, 「外國人投資 影響分析」, 『證券』, 韓國證券業協會, 1994. 3.

金俊經, 「政策金融의 財源造成 改善方案」, 『國家豫算과 政策目標』, 韓國開發研究院, 1993.

文鍾珍 · 權赫瓚 · 姜京勳, 「新興株式市場의 高成長과 向後 課題」, 解說 · 資料, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1994. 7.

李興模 · 金鍾郁, 「中央銀行의 準財政活動」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1994. 6.

崔範樹, 「證市開放의 評價와 擴大開放의 推進方案」, 政策報告書(발간예정), 韓國開發研究院, 1994.

韓國銀行, 「外換管理制度의 變遷推移」, 1993.

——, 「東南亞 主要國의 資本自由화와 通貨政策運用」, 調查研究資料 93-21, 1993.

Bagehot, W., *Economic Studies*, R. Hutton(ed.), London: Longmans, 1880. [Reprinted in John Stevas(ed.),

The Collected Works of Walter Bagehot, Volume 11, London: The Economist, 1976.]

Bank Negara Malaysia, *Money and Banking in Malaysia, 1959~1994*, 1994.

Branson, W., *Financial Capital Flows in the United States Balance of Payments*, Amsterdam, North-Holland, 1968.

Currie, D. and S. Hall, "A Stock /Flow Model of the Determination of the UK Effective Exchange Rate," in M. Taylor and R. McDonald(eds.), *The Exchange Rate*, London: Macmillan, 1989.

Harvey, A., *Time Series Models*, John Wiley & Sons, New York, 1981.

Kim, Hak-Min, "Globalization of International Financial Markets: Causes and Consequences," Ph. D. Disserta-

- tion, University of Texas at Dallas, 1994.
- Krueger, A., *Exchange-Rate Determination*, Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge University Press, 1983.
- Lucas, R., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, 1976.
- Ricardo, D., *Principle of Political Economy and Taxation*, London: Dent. & New York, 1817.
- Turner, P. and J. Van'tdack, "Measuring International Price and Cost Competitiveness," BIS Economic Papers, No. 39, Bank for International Settlements, November 1993.

〈附錄〉 Kalman Filter 模型 推定方法

Kalman Filter는 일련의 循環過程(recursive procedure)을 통해 β_t 를 추론하는 기법으로서 그 구조는 크게 두 段階로 이루어져 있다. 1단계는 현재까지의 가용한 정보를 가지고 다음期の 회귀계수의 最適豫測値를 구하는 단계이며, 2단계는 다음期에 가서 새로운 정보가 주어지면 이를 이용하여 회귀계수가 更新(update)되는 단계이다.

〈第1段階〉

t 期の 가용한 정보 Ω_t 에 의거한 회귀계수 β_t 에 대한 最小平均自乘推定量(minimum mean square estimator)을 $\hat{\beta}_{t|t}$ 라고 정의하면, $\hat{\beta}_{t|t}$ 는 平均 β_t 와 共公散 Σ_t 를 갖는 正規分布를 따르게 된다. $t-1$ 期の Ω_{t-1} 에 의거한 β_t 에 대한 最小 平均자승추정량을 $\hat{\beta}_{t|t-1}$ 로 표기하면, 본문의 變化方程式(8)에 의해 다음의 식이 얻어진다.

$$\hat{\beta}_{t|t-1} = \hat{\beta}_{t-1|t-1} \dots\dots\dots (a)$$

또한 β_t 에 대한 豫測誤差(즉 $\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}$)의 公분산은 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} COV(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) &\equiv \Sigma_{t|t-1} \\ &= COV(\beta_{t-1} + \eta_t - \hat{\beta}_{t-1|t-1}) \\ &= E[(\beta_{t-1} + \eta_t - \hat{\beta}_{t-1|t-1}) \\ &\quad (\beta_{t-1} + \eta_t - \hat{\beta}_{t-1|t-1})'] \\ &= \Sigma_{t-1|t-1} + Q \dots\dots\dots (b) \end{aligned}$$

한편 $t-1$ 期에서 $\hat{\beta}_{t|t-1}$ 이 β_t 에 대한 最小 平均자승추정량이므로 Y_t 에 대한 최적추정량은 본문의 식(7)에 의해 $\hat{Y}_{t|t-1} = X_t' \hat{\beta}_{t|t-1}$ 이 되며, Y_t 에 대한 豫測誤差(즉 $Y_t - \hat{Y}_{t|t-1}$)의 公분산은 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} COV(Y_t - \hat{Y}_{t|t-1}) &= COV[X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) \\ &\quad + \epsilon_t] \\ &= E[X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) + \epsilon_t] \\ &\quad [X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) + \epsilon_t]' \\ &= E[X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1})(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1})' \\ &\quad X_t] + E(\epsilon_t^2) + 2E[X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) \\ &\quad \hat{\beta}_{t|t-1}] \epsilon_t] \\ &= X_t'(\Sigma_{t-1|t-1} + Q)X_t + \sigma^2 \dots (c) \end{aligned}$$

〈第2段階〉

$t-1$ 期를 지나 t 期에 도달하여 Y_t 의 값이 관측되면, t 期 이전의 事前情報(prior information, 즉 Ω_{t-1})에 새로운 정보가 추가됨으로써 회귀계수 β_t 에 대한 최적추정량이 更新된다. 이를 보이기 위해 $t-1$ 期까지의 가용한 모든 事前情報가 반영되어 있는 $\hat{\beta}_{t|t-1}$ 과 새로운 정보(즉 Y_t)가 결합된 체계를 본문의 觀測方程式(7)을 이용하여 다음과 같은 형태로 구성한다.

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_{t|t-1} \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I \\ X_t' \end{bmatrix} \beta_t + \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{t|t-1} - \beta_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} \dots (d)$$

식(d)의 오차항의 평균은 0이며, 공분산은 $\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{t-1} + Q & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{bmatrix}$ 이 됨을 쉽게 알 수 있다. 따라서 t 기에서 회귀계수 β_i 에 대한 최소평균자승추정량은 식(e)와 같이 갱신되고, 예측오차의 공분산도 식(f)와 같은 형태로 갱신된다.¹⁾

$$\hat{\beta}_{i|t} = \hat{\beta}_{i|t-1} + K_t(Y_t - X_t' \hat{\beta}_{i|t-1}) \quad \dots\dots(e)$$

$$\begin{aligned} \text{COV}(\beta_i - \hat{\beta}_{i|t}) &\equiv \sum_{i|t} \\ &= \sum_{i|t-1} (I - K_t X_t') \quad \dots\dots\dots(f) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{단, } K_t &= \frac{\sum_{i|t-1} X_t}{\text{COV}(Y_t - \hat{Y}_{t|t-1})} \\ &= \frac{(\sum_{i|t-1} + Q) X_t}{X_t' (\sum_{i|t-1} + Q) X_t + \sigma^2} \end{aligned}$$

식(e)는 Kalman Filter모형에서 회귀계수 최적추정량의 更新이 Y_t 에 대한 豫測誤差(forcasting error)와 ‘칼만효과’(Kalman gain) K_t 를 통해 이루어지고 있음을 보여 준다. 이는 $t-1$ 기에서 t 기에 대한 예측오차로부터 情報(signal)와 攪亂(noise)을 가려 내는 것으로 여기서 추출된 정보는 $t+1$ 기

의 예측에 사용된다.

〈平坦化 : Smoothing〉

지금까지 Kalman Filter에 의해 각 시점에서의 가용한 정보에 의거한 회귀계수 β_i 및 공분산 \sum 에 대한 최적추정량을 도출하였다. 그러나 우리가 정작 원하는 것은 標本資料의 모든 정보(Ω_T)가 반영된 최적추정량이므로 이를 산출하기 위해 다음과 같은 ‘平坦化’(smoothing)過程이 필요하다.

‘平坦化’과정이란 표본자료의 모든 정보가 포함되어 있는 마지막기($t=T$)에서의 β_i 에 대한 최적추정량 $\hat{\beta}_{i|T}$ 및 공분산 $\sum_{i|T}$ ($\equiv \text{COV}(\beta_i - \hat{\beta}_{i|T})$)를 이용하여 거꾸로 前期의 최적추정량을 구하는 순환과정을 의미한다. 회귀계수와 공분산의 평탄화추정량을 각각 $\hat{\beta}_{i|t}$ 및 $\sum_{i|t}$ 로 표기하면, 다음과 같은 ‘평탄화’방정식이 얻어진다.

$$\hat{\beta}_{i|t} = \hat{\beta}_{i|t+1} + \sum_{i|t}^* (\hat{\beta}_{i|t+1} - \hat{\beta}_{i|t}) \quad \dots\dots(g)$$

$$\sum_{i|t} = \sum_{i|t+1} + \sum_{i|t}^* (\sum_{i|t+1} - \sum_{i|t}) \sum_{i|t}^* \quad \dots\dots(h)$$

$$\begin{aligned} \text{단, } \sum_{i|t}^* &= \sum_{i|t}^{-1} \sum_{i|t+1}^{-1} \\ &t = T-1, T-2, \dots, 1 \end{aligned}$$

1) 식(e)와 (f)의 도출은 Harvey(1981), p. 109 참조.