

換率變動의 趨勢分析과 示唆點

金 俊 逸

WTO체제의 출범 및 향후의 OECD 가입 등에 따라 외환자유화와 자본시장 개방이 현실로 다가서고 있다. 자본시장 개방과 외환자유화는 이제까지 우리 경제가 경험하지 못하였던 구조적 충격인 동시에 향후 거시경제 운용체계에 커다란 변화를 초래할 것으로 예상되고 있다. 특히 가장 직접적으로 영향받게 될 환율의 변동패턴이 과거와 크게 달라짐에 따라 수출입과 국제수지를 포함한 거시경제변수들에 대한 직·간접적인 파급효과가 유발될 것으로 판단된다.

본고에서는 자본시장 개방에 따른 우리나라 환율변동의 구조적 변화를 照明하고 개방경제하에서의 환율정책에 대한 시사점을 도출하고자 하였다. 우선 우리나라와 先進國 환율의 長期趨勢變動을 비교분석함으로써 자본시장 개방 이후의 구조적 변화 가능성을 검토하였으며, 장기추세분석에 사용된 「Beveridge-Nelson 分解」 결과는 우리나라와 선진국 모두의 경우 환율의 오버슈팅(overshooting) 現象이 支持되지 않는 것으로 나타나고 있다. 이러한 장기추세분석과 함께 構造VAR模型의 추정을 통하여 經常要因과 實物要因의 변화에 따른 환율과 相對價格의 반응을 추정한 결과는 환율의 시장조절기능을 존중하는 방향으로 환율정책이 변화되어야 할 필요가 있음을 示唆하고 있다.

I. 序

우리나라 경제는 새로운 國際經濟秩序를 맞이하여 開放經濟體制로의 移行이 불가피한 상황에 직면하고 있다. 현재 우리 경제의 개

방 정도는 무역거래를 포함한 경상거래에 있어서는 1980년대 이후 꾸준히 진전되어 온 輸入自由化 등으로 인하여 상당한 수준에 이르고 있으나 資本去來에 있어서는 開放의 정도가 매우 낮은 것으로 認識되고 있다. 우리의 資本市場 開放은 1992년 이후 주식시장의 부분적인 直接開放과 初步的인 段階이기는 하지만 債券市場에 대한 일부 개방을 통하여 진전되고 있는 모습을 보이고 있으나 아직도 國內外 金利差가 높은 수준에 머물고 있어 자본시장의 개방정도가 낮음을 반영하고 있다.

이렇게 상대적으로 낮은 자본시장 개방도로 인하여 대외적으로 선진국들의 자본시장 개방압력에 직면하고 있는 가운데 대내적으로도 金融自由化의 일환으로 자본시장 개방을 위한 制度的 整備가 진행되고 있다. 1994년에 발표된 外換·資本自由化 계획은 그 내용면에 있어서 종전에 비해 매우 포괄적인 것으로서 資本 및 外換去來에 대한 規制緩和를 주요 골자로 하고 있다. 특히 추가적인 자본시장 개방시 예상되는 대규모 자본유입과 이에 따른 환율절상압력을 완화하기 위한 조치로서 자본유출 관련 규제를 대폭적으로 완화하고 있다. 이러한 자유화 조치는 1996년으로 예정된 OECD가입에 대비하여 자본거래의 자유화 폭을 넓혀야 할 필요성과도 직접적인 연관이 있는 것으로 판단된다.

이러한 資本市場 開放 및 外換自由化 등은 거시경제적인 측면에서 볼 때 상당한 구조적 충격인 동시에 체제변화를 의미한다고 할 수 있다. 우선적으로는 수출입, 국제수지 및 환율 등 海外部門 관련 변수들의 움직임이 구조적으로 변화할 가능성이 있으며 이러한 해외부문 변수들의 構造的인 변화는 경제성장, 물가, 금리 등 경제전반에 걸쳐 直·間接的으로 波及效果를 유발할 것으로 예상된다. 또한 주요 거시경제변수들 사이의 傳統的인 相關關係 역시 상당한 변화를 보일 것으로 전망된다. 실제로 우리나라는 1980년대 기간중에

는 換率變動과 經常收支간에 높은 상관관계가 유지되었으나 1990년대 이후에는 외환제도의 변화 및 자본자유화의 진전으로 환율변동의 決定要因 중 經常收支의 중요성이 상대적으로 하락하게 된 반면 資本收支 혹은 綜合收支의 重要性이 보다 커지는 傾向을 보이고 있다.¹⁾ 이러한 構造變化는 경제정책운용에 있어서도 不確實性을 增大시키는 요인으로 작용할 것이다. 즉 이제까지 경험하지 못하였던 해외부문에서의 새로운 충격들이 경상거래 이외에도 자본거래를 통하여 국내경제에 직접적으로 영향을 미치게 되고 통화정책을 포함한 경제정책운용이 새로운 政策相衡關係(policy trade-off) 혹은 制約에 직면하게 될 것으로 예상된다.

本稿에서는 자본시장 개방추세에 따라 가장 직접적으로 영향받게 될 환율에 초점을 맞추어 환율변동의 구조적 변화를 조명하고 개방경제하에서의 환율정책에 대한 시사점을 도출하고자 하였다. 이제까지의 환율제도 및 정책하에서 관찰되었던 환율변동을 바탕으로 향후 자본시장 개방이라는 구조변화에 수반되어 나타날 환율변화를 전망하는 데에는 근본적인 한계가 있을 수밖에 없다.²⁾ 이러한 한계를 일부나마 극복하기 위하여 본고에서는 자본시장 개방이 충분히 이루어진 영국, 독일, 일본 등 선진국의 환율변동과 우리나라의 환율변동을 비교분석하는 방법을 사용하였다. 특히 선진국과 우리나라 환율의 시계열자료가 보이고 있는 통계적 특성과 중장기적인 추세변화를 비교함으로써 장기적 추세간에 나타나는 차이점을 파악하고자 하였으며, 이러한 차이점들을 바탕으로 향후 자본자유화의 진전에 따라 우리나라 환율이 보이게 될 변화방향에 대한 示唆點을

1) 金俊經(1994)은 Kalman Filter를 이용한 時間變動係數 모형분석을 통하여 國內外 株式收益率 隔差의 元貨切上 彈性值가 1980년대말 이후 지속적으로 增加하고 있는 반면 經常收支의 탄성치는 下落하고 있음을 제시하고 있다.

2) Lucas(1976)는 한 경제체제하에서 관찰되고 분석되었던 거시경제변수들간의 구조적 관계를 바탕으로 다른 경제체제하에서의 거시경제구조를 예측하는 것이 매우 어렵다는 점을 강조하고 있다.

검토하였다.

本稿의 構成은 다음과 같다. 第Ⅱ章에서는 실질환율에 초점을 맞추어 각국 실질환율의 統計的 特性을 시계열분석을 통하여 제시하였다. 우선 實質換率의 변화 중에서 確率的 趨勢, 즉 random-walk 要因이 차지하는 比重을 추정함으로써 실질환율의 장기추세에 대한 시사점을 도출하였다. 이러한 분석과 함께 시계열분석기법을 이용하여 실질환율의 움직임을 장기추세요인과 단기변동요인으로 분리 추정하였다. 이러한 分離推定은 대내외 거시경제 균형을 유지하는 과정에서 발생할 수 있는 換率의 오버슈팅(overshooting) 現象에 대한 분석에도 유용한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

第Ⅲ章에서는 構造벡터自己回歸模型(SVAR: structural vector autoregression)을 사용하여 실질환율과 명목환율간의 동태적 상호관계를 고찰하였다. 변동환율제하에서는 名目換率이 巨視經濟的 與件變化를 反映하며 변화하므로 장기적인 교역조건의 변화, 즉 相對價格의 變化와 名目換率의 變化간에는 이론적으로 의미있는 상호관계가 형성된다. 이러한 相互關係를 중장기적인 시각에서 살펴보기 위하여, 분석에 사용된 SVAR 模型에서는 通貨量 變化 등 經常 要因의 변화가 장기적으로는 실질환율에 영향을 미치지 않는다는 長期中立性 制約을 도입하였다. 한국의 경우에는 先進國과 달리 분석대상 기간중 換率이 市場與件을 반영하며 자유롭게 變動하였다고 보기 어려운 점을 감안하여 長期中立性 制約條件 대신 短期制約條件을 도입한 모형을 追加的으로 추정하였다. 마지막으로 第Ⅳ章에서는 전반적인 실증분석결과를 요약하고 이를 바탕으로 향후의 환율정책과 환율변동의 구조적 변화에 대한 政策的 示唆點을 간단히 제시하였다.

II. 實質換率의 長期趨勢 分析

本章에서는 변동환율제도가 도입된 1980년대 이후의 시계열자료를 사용하여 우리나라 환율변동의 統計的 特性을 살펴보고 先進國 換率의 변동추세와 비교분석하였다. 특히 수출경쟁력 등과 밀접한 관계가 있는 實質換率의 長期的 趨勢變化에 分析과 論議의 초점을 맞추으로써 개방경제로의 이행과정에서 중장기적으로 우리나라 환율에서 나타날 수 있는 변화의 방향을 점검하고자 하였다. 先進國의 경우와는 달리 우리나라 환율은 外換市場의 需給狀況을 반영하며 자유롭게 變動하였다고 보기 어려운 실정이다. 1990년에 외환시장의 需給狀況을 보다 잘 반영할 수 있는 시장평균환율제가 도입된 이후 세번에 걸쳐 환율의 一日變動幅이 확대됨에 따라 환율변동의 자유도가 제도적으로 확대되었으나 아직은 資本去來의 制約 등으로 인하여 선진국에 비해 換率의 短期的인 變動幅이 相對的으로 작게 나타나고 있다.

이렇게 자유로운 變動이 일부 억제되었던 과거의 換率變動패턴에 대한 分析을 통하여 향후 資本自由化의 進전에 따라 나타나게 될 보다 자유로운 환율변화의 特性과 方向을 가늠해 보는 作業에는 限界가 있을 수밖에 없다. 따라서 이러한 한계를 일부 克服하기 위하여 우리나라와 先進國 換率의 時系列上의 特性을 비교분석하였으며, 이러한 比較分析을 통하여 자본거래의 규모가 확대될 開放經濟下에서의 우리 換率變動에 대한 示唆點을 얻고자 하였다.

時系列 特性分析의 대상은 韓國, 日本, 獨逸 및 英國의 實質換率로서, 各國의 실질환율은 名目換率을 該當國家와 美國간의 相對價格으로 나누어 구성하였다. 各國의 名目換率は 美달러당 自國 貨幣

의 交換比率로 정의하였으므로 각국 換率의 上昇(下落)은 美달러貨에 대한 各國 貨幣의 價値下落(價値上昇) 또는 換率切下(換率切上)를 의미한다. 相對價格은 각국의 물가지수를 미국의 물가지수로 나눈 값으로 정의하였으며, 상대가격을 구성하는 데 사용된 물가지수는 韓國의 경우 生産者物價指數인 반면 美國을 포함한 先進國의 경우에는 都賣物價指數이다. 통계분석에 사용된 자료는 月別資料이며 분석기간은 기본적으로 1981년 이후로 局限하였으나, 선진국의 경우 필요에 따라 固定換率制度가 붕괴된 1974년 이후의 資料를 추가적으로 사용하였다. 실증분석에 사용된 모든 換率 및 物價指數는 로그變換한 값을 의미한다.

환율변동의 장기적 추세를 분석하기 위해서는 우선적으로 환율변수에 確率的 趨勢(stochastic trend)가 존재하는지의 여부를 검토할 필요가 있다. 실증분석에 사용된 각국 환율은 모두 상당한 時差에 걸쳐 높은 自己相關(autocorrelation)을 보이고 있고 기존의 많은 연구결과들도 換率의 時系列資料가 통상적으로 統計的 不安定性(non-stationarity)을 나타낸다는 점을 입증하고 있다. 이러한 환율의 통계적 불안정성을 구체적으로 살펴보기 위하여 <表 1>에는 분석대상 국가들의 名目換率과 實質換率에 대한 單位根(unit root) 검증결과가 제시되어 있다. <表 1>에서 보듯이 모든 경우에 있어서 환율에 單位根이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않고 있다. 선진국의 경우 검증대상 기간을 브레튼우즈 체제(Bretton Woods System)하의 固定換率制가 붕괴된 이후인 1974년까지 연장하였을 경우에도 명목환율과 실질환율 모두에 單位根이 存在하는 것으로 나타났다.

換率이 통계적 불안정성을 보인다는 사실은 환율변화에 確率的 趨勢(stochastic trend)가 존재한다는 것을 뜻한다. 따라서 예측되지 않는 환율변화의 상당부분이 長期的인 趨勢變化(permanent

〈表 1〉 各國 換率의 單位根 檢證結果

國 家	名目換率		實質換率	
	ADF	Phillips	ADF	Phillips
(1) 추정기간 : 1982년 1월 ~ 1993년 12월				
英 國	-2.20	-2.06	-1.30	-1.22
獨 逸	-1.04	-0.87	-1.15	-1.01
日 本	-0.83	-0.44	-1.13	-0.73
韓 國	-1.70	-1.12	-1.73	-1.58
(2) 추정기간 : 1974년 1월 ~ 1993년 12월				
英 國	-2.14	-1.72	-1.72	-1.98
獨 逸	-1.37	-1.53	-1.61	-1.53
日 本	-0.60	-0.37	-1.42	-1.08

註 : ADF검증의 경우 1~4분기의 시차변수를 허용하였으며, Phillips검증에 사용된 window width는 4임. 모든 검증에 있어서 시간추세는 제외하고 상수항만을 고려하였음.

change)에 의한 것이라는 점을 시사하고 있으며 換率이 순수한 random-walk를 따를 경우에는 환율의 모든 변화가 추세변화로 설명될 수 있다. 先進國의 경우 변동환율제가 도입된 이후의 명목환율은 시계열상으로 random-walk에 가까운 특성을 보인다는 것이 이미 많은 연구를 통하여 제시되었지만 실질환율의 경우에는 random-walk 假說의 성립여부에 대한 상반된 연구결과들이 제시되고 있다.³⁾ 이하에서는 換率에 單位根이 존재한다는 검증결과를 바탕으로 실질환율의 변화 중 random-walk 부분이 어느 정도의 비중을 차지하는가에 대한 보다 구체적인 實證分析과 함께 환율의 長期趨勢要因에 대한 추정을 시도하였다.

3) 실질환율의 경우 Frenkel(1981), Mishkin(1984) 등의 실증분석 결과는 random-walk 가설을 지지한 반면 Cumby and Obstfeld(1984), Frankel(1986)의 경우에는 기각하고 있다.

1. 實質換率 變動의 Random-Walk 要因分析

實質換率의 變化에서 確率的 趨勢, 즉 random-walk 要因이 차지하는 比重을 분석하기 위해서 Cochrane(1988)에 의하여 제시된 분석기법을 사용하였다. Cochrane의 분석방법은 일종의 分散比率(variance ratio)의 개념을 도입하고 있다. 보다 구체적으로 살펴보기 위하여 z_t 가 單位根을 가지는 시계열이라고 가정하면 z_t 는 일반적으로 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$(1) \quad \begin{aligned} \Delta z_t &= \alpha(L)\mu_t \\ z_t &= rw_t + v_t \\ rw_t &= rw_{t-1} + \alpha(1)\mu_t \end{aligned}$$

여기서 $\alpha(L) = \sum_0^\infty \alpha_j L^j$ 이며, L 은 Lag-operator를 의미한다. 모형의 교란항벡터 μ_t 는 正規分布 $N(0, \sigma^2)$ 을 따르는 白色誤差項(white noise)이며 분석의 편의상 모형에서 상수항은 제외하였다. 또한 식 (1)의 rw_t 와 v_t 는 각각 random-walk를 따르는 시계열과 안정적(stationary) 시계열을 의미함으로써 單位根을 가지는 시계열은 random-walk 시계열과 안정적인 시계열의 합으로 표시될 수 있음을 나타내고 있다.

이러한 구조설정을 바탕으로 Cochrane의 分散比率概念을 單純化시키면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$(2) \quad \gamma = \frac{\text{var}(rw_t - rw_{t-1})}{\text{var}(\Delta z_t)}$$

즉 分散比率 γ 는 rw_t 의 1次差分의 분산을 Δz_t 의 分散으로 나눈 비율로 정의되며, 따라서 전체 Δz_t 의 分散 중에서 random-walk 시계열의 變化에 따른 분산의 비중을 나타낸다. z_t 자체가 random-walk 일 경우에는 식 (1)에서 $rw_t = z_t$ 이므로 $\gamma=1$ 이 성립하게 된다.

單位根을 가지는 일반적인 시계열에 대하여 γ 를 實證的으로 推定하기 위해서는 한정된 표본수에 따른 偏倚問題(bias) 등을 해소하기 위하여 단순한 시계열상의 分散을 구하기보다는 스펙트럼 추정 방법을 이용하였다. 구체적으로 式 (1)에서 定義된 γ 의 추정은 다음과 같은 방식을 통하여 이루어졌다.

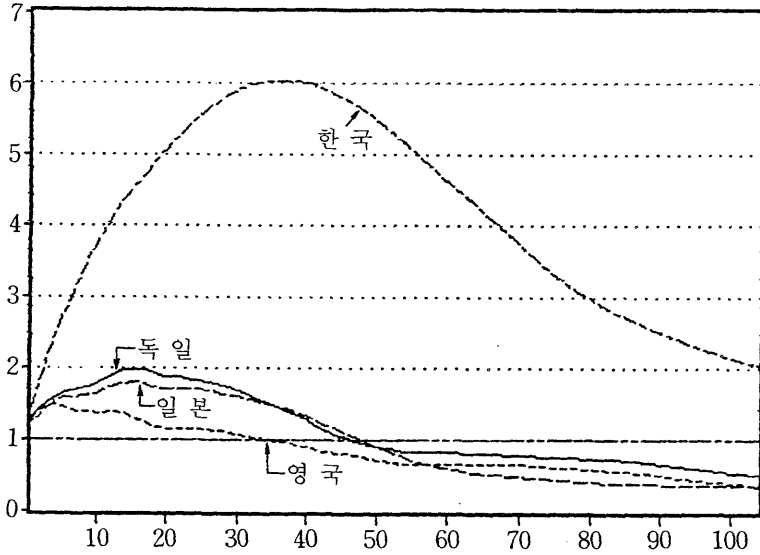
$$(3) \quad \hat{\gamma} = 1 + 2 \sum_{j=1}^N \lambda_j \rho_j$$

ρ_j 는 Δz_t 의 j 次 時系列相關(serial correlation)으로서 $\rho_j = cov(\Delta z_t, \Delta z_{t-j}) / var(\Delta z_t)$ 로 정의된다. 반면 λ_j 는 각각의 ρ_j 에 대한 加重值(window)를 의미하므로 式 (3)에 제시된 추정식은 γ 가 Δz_t 의 시계열상관의 加重平均值에 해당한다는 것을 의미하고 있다.

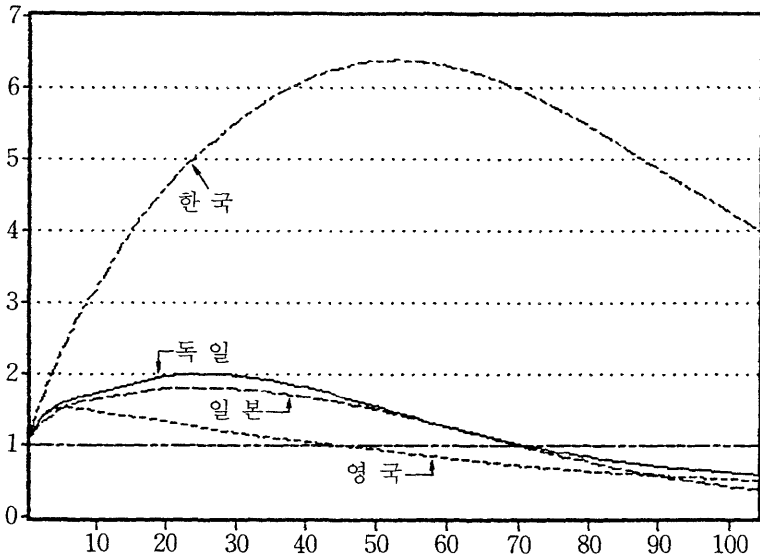
實質換率이 純粹한 random-walk를 따를 경우에는 0보다 큰 j 에 대해서 $\rho_j = 0$ 이므로 $\gamma = 1$ 이 성립한다. 따라서 추정된 γ 가 1로부터 얼마나 큰 偏差를 보이는가 하는 것은 바로 실질환율이 random-walk로부터 얼마나 괴리를 나타내는가에 대한 척도가 될 수 있다. γ 의 실제추정에 사용된 가중치 λ_j 는 Bartlett window와 Parzen window를 사용하였으며, window width의 크기를 나타내는 N 의 최대 크기는 전체 표본수의 80%에 해당하는 값으로 설정하였다. 추정기간은 각 국가간의 비교를 위하여 1983년 1월부터 1993년 12월까지로 국한하였으며 이 경우 N 의 최대크기는 105이다.

[圖 1-1]~[圖 1-2]는 각 國家의 로그實質換率에 대하여 Bartlett 및 Parzen window를 사용하여 추정한 γ 값을 표시하고 있다. [圖 1-1]~[圖 1-2]에서 쉽게 알 수 있듯이 γ 는 상대적으로 작은 N (window width)에 대해서는 1을 上廻하며 증가하다가 N 의 크기가 일정규모를 초과하면서부터는 감소하는 패턴을 보이고 있다. 그러나 韓國의 경우 γ 가 1을 超過하는 정도가 다른 國家에 비해 크게 나타나고 있다. 또한 先進國의 경우 N 이 커짐에 따라 추정된

[圖 1-1] 各國 實質換率의 Random-Walk 要因 比重變化(Bartlett)



[圖 1-2] 各國 實質換率의 Random-Walk 要因 比重變化(Parzen)



γ 가 1 이하로 收斂하는 반면에 우리나라의 경우에는 推定에 사용된 모든 N 에 대하여 1을 上廻하는 모습을 보이고 있어 γ 의 減少速度가 매우 느리게 나타나고 있다.

추정된 γ 가 1을 上廻하여 增加하였다가 다시 減少하는 패턴은 1次差分한 로그實質換率($\Delta rs_t = rs_t - rs_{t-1}$)의 時系列相關이 變化하는 패턴과 깊은 관계가 있다. 즉 γ 는 Δrs_t 의 시계열상관들을 加重平均한 값이므로, 상대적으로 작은 N (window width)에 대해서 γ 가 1을 초과하여 증가하려면 Δrs_t 의 時系列相關이 짧은 時差에서 陽의 부호를 가져야 한다. 반면에 상대적으로 큰 N 에 대해서 γ 가 감소하려면 Δrs_t 의 시계열상관이 長期的인 時差에서 陰의 부호를 나타내야 한다. 이렇게 장기적인 時差下에서 Δrs_t 의 시계열상관이 陰數값을 나타낸다는 것은 實質換率에 「長期的 平均復歸(mean reversion in the long-run)」 현상이 존재하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

그러나 實質換率에 長期的으로 平均復歸現象이 존재한다는 결과는 앞에서 제시한 換率의 單位根 檢定結果와 相反되는 것이다. 즉 통계적으로 불안정한 시계열(non-stationary series)의 定義上, 有限時差內에서 平均복귀현상이 발생할 가능성은 이론적으로 0이므로 환율에 단위근이 존재한다는 검정결과와 平均復歸現象과는 괴리가 있다.⁴⁾ 이러한 相反된 결과에 대한 평가는 통상적인 단위근 검정의 統計的 判別力(power of test)이 높지 않다는 문제점과 함께, 단위근의 존재여부 및 Cochrane의 분산비율 등은 모두 長期的인 趨勢에 관한 분석인 반면 실제로 시계열분석에 사용된 資料의 範圍는 10년 정도에 불과하여 長期趨勢에 대한 分析의 統計的 信賴度가 상대적으로 낮다는 限界를 감안할 필요가 있다.

4) 실질환율의 DGP(data generating process)가 FUR(fractional unit root)을 지닐 경우 실질환율에 통계적 불안정성과 장기적인 평균복귀현상이 동시에 나타날 수 있다. 환율에 있어서의 FUR에 관련된 보다 자세한 내용은 Cheung(1993)을 참조.

이러한 우리나라와 先進國 換率간의 차이점에 대해서는 두가지 해석이 가능하다. 첫째로, 外換市場의 需給狀況에 따라 名目換率이 상대적으로 자유롭게 변화하는 선진국과 달리 우리나라의 경우 명목환율이 수출경쟁력 및 경상수지 등에 대한 정책적 고려를 반영하는 政策變數의 성격을 지니고 있다. 따라서 市場原理에 의한 實質換率의 變動이 선진국에 비해 상대적으로 작은 비중을 차지하고 있기 때문에 長期均衡으로의 수렴과정이 미약하게 나타날 수 있다. 이러한 해석하에서는 資本自由化의 진전에 따라 우리나라와 先進國 換率간의 차이점이 상당부분 사라지게 될 것으로 기대할 수 있을 것이다.

둘째로는, 推定期間중 우리나라의 換率制度가 構造變化를 보였으며 巨視經濟 與件이 선진국에 비해 매우 빠른 속도로 변하고 있기 때문에 實質換率의 長期均衡 自體가 시간에 따라 변화하였을 가능성이 있다. 따라서 실제로는 실질환율이 장기균형으로 수렴하는 경향이 발생하고 있음에도 불구하고 長期均衡 자체의 변화폭이 상대적으로 커 時系列上으로는 收斂過程이 매우 느린 것처럼 나타날 가능성이 있다. 이러한 경우에는 資本自由化의 進展에도 불구하고 우리 경제가 선진국처럼 구조변화의 속도가 安定되는 成熟段階에 이르기 전까지는 우리나라와 선진국 환율의 統計的 特性上的 차이점은 상당기간 지속될 가능성이 있는 것으로 판단된다.

2. 實質換率의 成長均衡趨勢 推定

換率變動의 長期均衡趨勢를 분석하기 위해서는 먼저 長期均衡趨勢의 개념에 대한 定義가 이루어져야 한다. Mussa(1984)의 경우 각 시점에서의 長期均衡 實質換率을 現在와 未來 經常收支의 期待 現在價值(discounted present value)가 0이 되도록 하는 실질환율 수준으로 정의하였다. 반면에 Huizinga(1987)는 각 시점의 外換市

場에서 형성된 未來 실질환율에 대한 長期豫測値를 長期均衡 實質換率로 정의하였으며, 미래 실질환율에 대한 豫測値 형성에 있어서는 이론적으로 無限視界(infinite horizon)를 가정하였다. 따라서 환율의 장기균형추세는 이론적으로 일정한 값을 가진다기보다는 市場基本要因(market fundamental) 및 경제구조 등의 변화에 따라 지속적으로 변화하게 된다. 특히 Huizinga의 정의는 외환시장에 있어서의 환율변화에 대한 期待心理를 보다 충실히 반영하고자 하는 의미를 담고 있다.

本節에서는 실증분석상 적용이 보다 용이한 Huizinga의 정의를 따랐으며 實證分析에 있어서는 Beveridge and Nelson(1981)이 제시한 방법을 사용하여 각국 실질환율을 長期趨勢要因(permanent component)과 短期變動要因(transitory component)으로 分離推定하였다. Beveridge-Nelson Decomposition(BND) 방법은 분석 대상 시계열자료에 대하여 ARIMA 模型을 추정한 후, 추정된 모형을 이용하여 구성한 각 시점에서의 長期豫測値(infinite horizon forecast)를 長期趨勢要因으로 정의하고 있다. 반면 短期變動要因은 원래의 시계열자료와 추정된 장기추세요인의 差異로서 추정하고 있다. 이렇게 分離推定된 長期趨勢要因은 추정과정의 이론적 체계상 random-walk를 따르게 되며 결국 통계적 불안정성을 보이는 시계열에서 random-walk 부분을 추출한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 장기추세요인의 추정은 式 (1)에 나타나 있는 rw_t 를 z_t 로부터 분리추정하는 것을 의미한다.⁵⁾

BND 추정을 위한 실증분석에 있어서는 각국 로그實質換率의 1次差分인 Δrs_t 에 대하여 AR(12) 시계열모형을 추정한 후 이를 이용하여 장기추세요인을 구성하였으며, 추정기간은 國家別 比較를

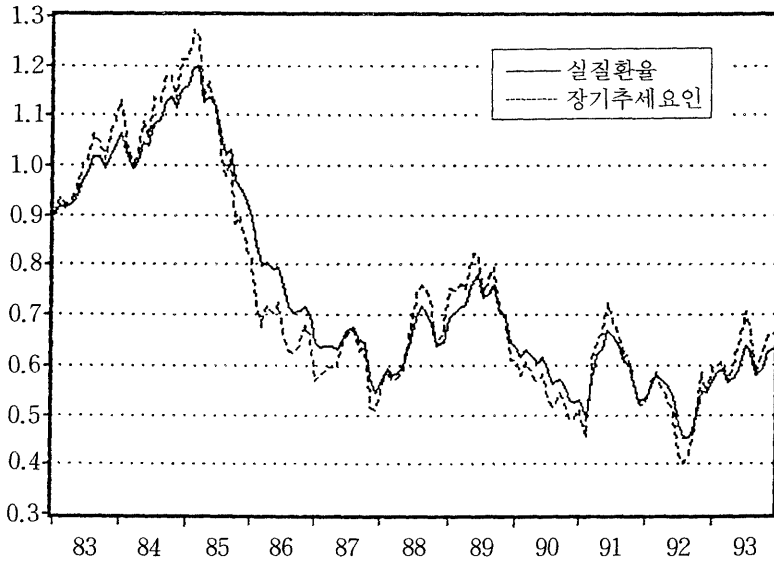
5) Beveridge-Nelson Decomposition에 대한 보다 자세한 논의는 Beveridge and Nelson(1981) 및 Newbold(1990)를 참조.

위하여 1983년 1월부터 1993년 12월까지로 국한하였다. AR(12) 모형을 사용하였을 경우 殘差項의 시계열상관이 거의 없는 것으로 나타나 實質換率의 動態的 變動이 대부분 반영된 것으로 판단된다. 이론적으로 장기추세요인은 無限視界를 가정한 長期豫測值에 해당하므로 장기추세요인의 추정에 있어서는 이론적으로 보다 精巧한 Newbold(1990)의 方法을 사용하였다.

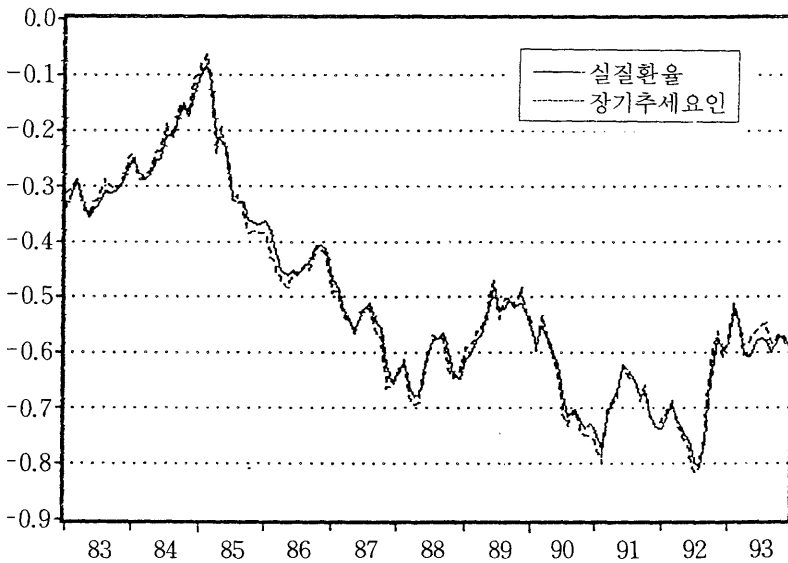
[圖 2-1]~[圖 2-4]에 제시된 各國의 로그實質換率과 長期趨勢要因을 살펴보면 우리나라의 경우 실질환율과 장기추세요인간의 격차가 선진국에 비해 클 뿐만 아니라 長期趨勢要因의 變動幅도 실질환율 자체의 변동폭을 크게 초과하고 있다. 실질환율이 상승할 때, 장기추세요인이 實質換率을 上廻하고 있으며, 實質換率이 下落할 때는 장기추세요인이 실질환율을 下廻하고 있다. 그러나 1992년 이후에는 실질환율과 장기추세요인간의 격차가 축소되는 경향을 보이고 있다. 반면 先進國의 경우에는 長期趨勢要因과 實質換率간의 격차가 작으며, 특히 영국의 경우에는 두 시계열간의 차이가 매우 미미한 것으로 나타나고 있다. 실질환율 자체의 변동이 random-walk에 가까울수록 장기추세요인이 실질환율에 근접한 모습을 보이게 된다는 점을 감안하면 이러한 추정결과는 앞에서 제시한 random-walk 要因 分析結果와 일맥상통하는 것이다.

計量分析의 틀에서 생각할 때, 우리나라의 경우 장기추세요인의 변동폭이 실질환율 자체의 변동폭에 비해 크게 나타나고 있는 이유는 [圖 2-1]~[圖 2-4]에서 보듯이 선진국의 경우 실질환율이 장기적인 추세변화 이외에도 단기적인 換率切上和 換率切下가 交叉되고 있는 반면, 우리나라의 실질환율은 상대적으로 적은 短期的 變動을 나타내며 완만한(smooth) 변화패턴을 보이고 있는 사실에 기인한다. 이러한 한국과 선진국 실질환율간에 나타나는 단기적 변동폭의 차이는 外換·資本市場의 開放程度와 무관하지 않은 것으로

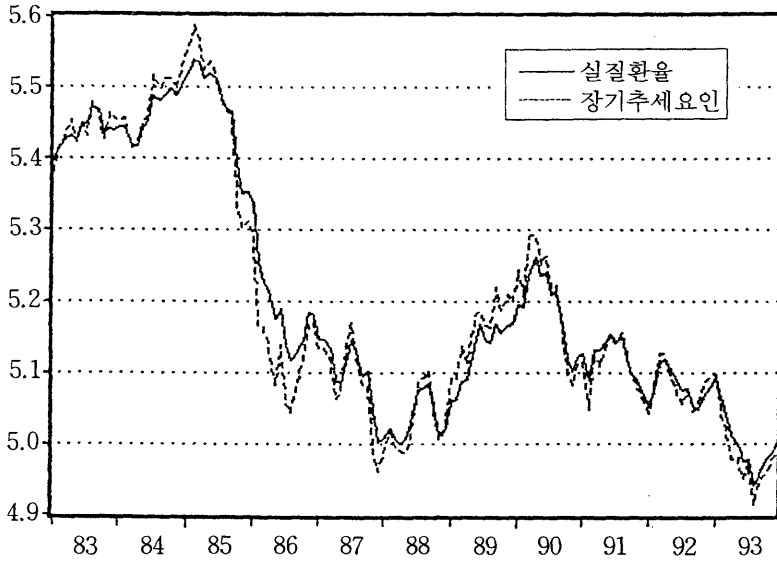
[圖 2-1] 獨逸의 實質換率과 長期趨勢要因



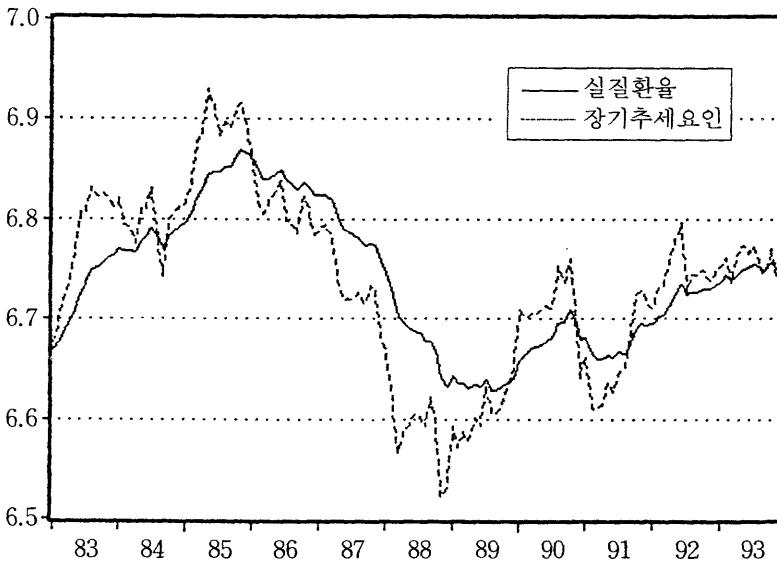
[圖 2-2] 英國의 實質換率과 長期趨勢要因



[圖 2-3] 日本의 實質換率과 長期趨勢要因



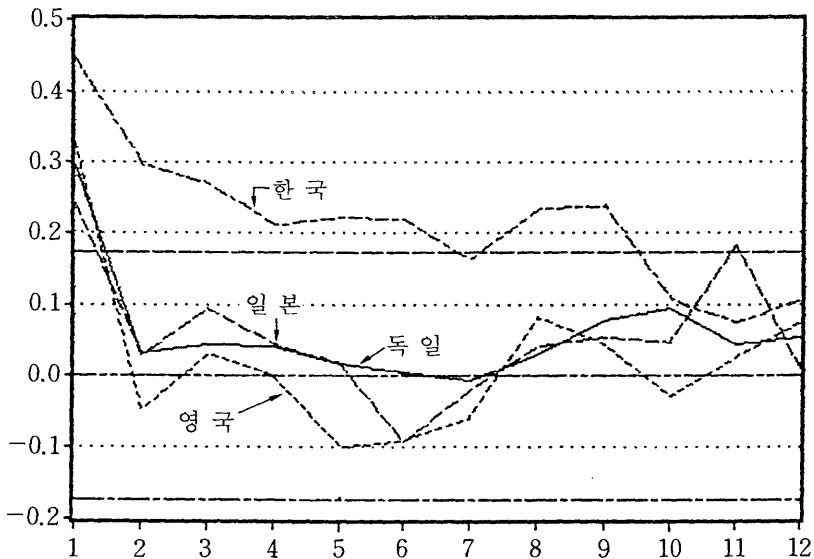
[圖 2-4] 韓國의 實質換率과 長期趨勢要因



생각된다. 즉 신속한 外換移動을 수반하는 資本去來의 규모가 확대되고 外換去來가 自由化될수록 外換市場에서의 수급변화에 환율이 민감하게 반응하게 되므로 환율의 단기적인 변동이 심화되는 경향이 나타나게 된다. 또한 자본거래의 규모가 크고 자유화될수록 外換市場에서의 期待心理 변화에 환율이 보다 민감하게 반응하는 것도 환율의 단기적 변동을 확대하는 요인으로 작용한다.

실질환율에 나타나는 단기적 변동의 크고 작음은 로그實質換率의 1次差分인 Δrs_t 의 시계열상관을 통하여 구체적으로 살펴볼 수 있다. 로그實質換率 rs_t 가 式 (1)에 제시한 시계열구조로 표시될 경우 $\alpha(L)$ 은 로그實質換率의 1次差分인 Δrs_t 의 시계열상관을 결정하게 된다. 따라서 실질환율의 단기적 변동이 심한 선진국의 경우 Δrs_t 의 시계열상관이 0에 가깝거나 마이너스를 보일 가능성이 많은 반면 한국의 경우에는 시계열상관이 陽의 값을 보이게 될 것이다. [圖 2-5]에서는 각국 실질환율 변화(Δrs_t)의 時差別 時系列 相關

[圖 2-5] 各國 實質換率 變化의 時系列相關 推移



係數와 이들 상관계수들의 값이 0이라는 귀무가설에 대한 95% 信賴區間을 함께 제시하였다. [圖 2-5]에서 알 수 있듯이 한국의 경우 $\Delta r_{s,t}$ 의 時系列相關이 모두 陽數로 나타나고 있으며 9개월의 時差까지 시계열상관이 통계적인 유의성을 나타내고 있다. 반면 선진국의 경우에는 1개월의 시차를 제외하고는 시계열상관에 통계적 유의성이 없고 마이너스값을 보이는 경우도 자주 발견되고 있다.

實質換率의 長期趨勢要因 추정결과는 Dornbusch(1976)에 의하여 이론적으로 제기된 「換率의 오버슈팅 現象」을 실증적으로 분석해 볼 수 있는 기회를 제공한다. Dornbusch의 開放經濟模型에 의하면 物價의 硬直性으로 인하여 外換市場에서의 需給變動 혹은 經濟의 對內外 不均衡이 短期的으로는 대부분 名目換率 變化에 의하여 조정되고 中長期的으로 相對價格이 변화하면서 새로운 對內外 均衡을 형성하는 調整過程을 통하여 換率의 오버슈팅 現象이 발생한다. 따라서 환율의 오버슈팅 現象下에서는 外生的인 요인에 의하여 장기균형환율에 대한 切上(切下)壓力이 발생할 경우 短期調整過程에서의 名目換率은 長期均衡換率에 비해 더 높은 切上(切下)趨勢를 나타내게 되므로 名目換率의 變動幅이 장기균형환율의 변동폭에 비해 커지는 결과를 초래한다.

物價의 硬直性을 상정할 경우 短期的으로는 명목환율의 변화가 대부분 실질환율의 변화로 반영되므로 환율의 오버슈팅 현상은 실질환율에도 마찬가지로 적용될 수 있다. 따라서 위에서 추정한 실질환율의 장기추세요인을 이론상의 장기균형환율로 해석할 경우 오버슈팅 現象에 대한 實證的 證據는 발견되지 않고 있다. 이미 앞에서 언급하였듯이 선진국의 경우 長期趨勢要因과 實質換率간의 隔差가 미미하고 變動幅의 크기도 거의 동일한 규모로 나타나고 있어 뚜렷한 오버슈팅 현상을 발견하기가 어렵다. 우리나라의 경우에도 長期趨勢要因과 實質換率간의 隔差가 선진국에 비해서 크게 나타나

고는 있으나 장기추세요인의 변동폭이 실질환율의變動에 비해 오히려 더 커 오버슈팅 現象과 相反되는 결과를 보이고 있다.

Ⅲ. 換率變動의 動態模型分析

既存의 換率決定理論들은 短期的인 示唆點에 있어서는 차이를 보이고 있으나 長期的 측면에서는 일부 共通點을 내포하고 있다. 즉 단기적으로는 경제내의 實物要因(real shock)과 經常要因(nominal shock) 모두 환율변동에 영향을 미치지만 장기적으로는 경상요인의 변화는 실질환율의 수준에 영향을 미치지 못한다는 長期中立性(long-run neutrality)을 想定하고 있다. 경제내의 經常要因이란 통상적으로 각 국가의 통화량 변화 등을 반영하며, 실물요인은 기술진보, 구조변화, 생산성증가 등의 변화를 반영하는 교란항으로 해석될 수 있다. 따라서 경상요인의 경우 명목환율과 상대가격 모두를 변화시키지만 장기적으로는 명목환율과 상대가격의 변화가 서로 상쇄되어 實質換率의 수준이 변하지 않는 반면, 實物要因의 경우에는 이러한 상쇄작용이 不完全하여 短期에서는 물론 長期的으로도 명목환율과 실질환율 모두를 변화시키게 된다는 것을 의미하고 있다.

本章에서는 기존 환율결정이론의 시사점을 반영한 構造벡터自己回歸模型(SVAR: structural vector autoregression)을 사용하여 각국의 名目換率과 實質換率을 분석하였다.⁶⁾ 앞에서 살펴본듯이 先進國의 경우 실질환율의 변동에 있어서 장기적으로 平均復歸現象이 발견되고 있는 점은 經常要因이 실질환율의 장기적 수준에 영향

6) 실질환율과 명목환율의 2변수 SVAR 모형의 추정에는 Lastrapes(1992)를 참조하였다.

을 미치지 못한다는 기존의 이론적 결과가 현실성이 있음을 示唆하고 있는 반면, 우리나라의 경우에는 그러하지 못하다. 따라서 실증분석에서는 장기중립성 제약조건을 도입한 SVAR 모형의 추정을 시도하였으며, 우리나라의 경우에 한하여 장기중립성 대신 단기제약조건을 도입한 모형을 통해 환율변동에 대한 추가적인 분석을 시도하였다.

1. SVAR 모형의 理論的 體系

SVAR 모형의 추정은 기본적으로 名目換率과 實質換率의 2변수로 구성된 縮約型 VAR(reduced form VAR)을 추정한 후 이론상의 제약조건을 도입하여 구조방정식의 계수를 推定하는 방법을 사용하였다. SVAR 모형을 구체적으로 살펴보기 위하여 t 기의 名目換率과 實質換率의 로그값을 각각 s_t 및 rs_t 로 表記하고 $x_t = (s_t, rs_t)'$ 를 이 두 변수로 구성된 벡터라고 정의하였다. 여기서 로그實質換率は $rs_t = s_t - (p_t - p^*)$ 로 표시되며, p 와 p^* 는 각각 국내물가와 미국물가의 로그값을 의미한다. x_t 의 1次差分을 $\Delta x_t = (\Delta s_t, \Delta rs_t)'$ 라고 정의하면 실증분석에 사용된 SVAR 모형은 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= b_0 \Delta x_t + b_1 \Delta x_{t-1} + \dots + b_k \Delta x_{t-k} + \mu_t \\ (4) \quad b_0 &= [\beta_{ij}]_{i,j=1,2}, \beta_{11} = \beta_{22} = 0 \\ E(\mu_t) &= 0, E(\mu_t \mu_t') = \Omega = [\omega_{ij}]_{i,j=1,2} \end{aligned}$$

여기서 b_j 는 2×2 계수행렬이며, $\mu_t = (\mu_{nt}, \mu_{rt})'$ 는 경제내의 經常要因과 實物要因으로 구성된 교란항 벡터를 나타낸다. μ_{nt} 와 μ_{rt} 는 서로 독립적인 正規分布를 따르는 白色誤差項(white noise)이라고 가정하였으며, 따라서 共分散行列 Ω 는 對角行列이다($\omega_{12} = \omega_{21} = 0$).⁷⁾

7) 교란항 벡터를 nominal shock과 real shock으로 구분한 것은 다소 恣意的이기는 하지만 長期中立性이라는 제약조건이 부여되는 교란항을 nominal shock으로 정의하고 있다.

式 (4)는 縮約型이 아닌 構造方程式의 형태를 취하고 있으며, 교란항 벡터 μ_t 도 構造攪亂項(structural shock)으로서의 의미를 내포하고 있다. 즉 계수행렬 b_0 가 0이 아니므로 명목환율과 실질환율 사이에는 同時的인 상호관계가 존재하게 된다. 式 (4)에 제시된 구조방정식을 축약형 방정식으로 변환하면 다음과 같은 관계식을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \Delta x_t &= (I - b_0)^{-1} b_1 \Delta x_{t-1} + \dots + (I - b_0)^{-1} b_k \Delta x_{t-k} + (I - b_0)^{-1} \mu_t \\
 &= \pi_1 \Delta x_{t-1} + \pi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \pi_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t \\
 (5) \quad \pi_j &= (I - b_0)^{-1} b_j, \quad j=1, 2, \dots, k, \\
 \varepsilon_t &= (I - b_0)^{-1} \mu_t, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma = [\sigma_{ij}]_{i,j=1,2}
 \end{aligned}$$

構造方程式 (4)와 縮約型 方程式 (5) 사이의 관계를 살펴볼 때 b_0 값이 정해지면 구조방정식의 다른 계수들의 조합 $[b_j (j \neq 0), \Omega]$ 는 式 (5)의 추정계수 $[\pi_j, \Sigma]$ 를 이용하여 逆算할 수 있으므로 구조방정식의 추정은 결국 $[b_0, \Omega]$ 의 추정으로 압축된다. $[b_0, \Omega]$ 의 추정은 $\Omega = (I - b_0) \Sigma (I - b_0)'$ 이라는 非線型 函數關係를 이용하여 이루어진다. 그러나 $[b_0, \Omega]$ 에는 추정해야 할 계수가 4개($\beta_{12}, \beta_{21}, \omega_{11}, \omega_{22}$) 존재하는 반면, 축약형방정식으로부터 얻을 수 있는 獨立的인 制約條件은 3개($\sigma_{11}, \sigma_{12}, \sigma_{22}$)뿐이므로 b_0 혹은 Ω 에 대한 추가적인 제약조건이 필요하다.

長期中立性에 의한 제약조건을 模型內에 도입하기 위해서 우선 式 (4)와 式 (5)를 사용하여 교란항벡터 μ_t 의 1單位 變化에 대한 $x_{t+k} = (s_{t+k}, rs_{t+k})'$ 의 長期彈力性을 도출하면 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned}
 (6) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \mu_t} &= c(1)(I - b_0)^{-1} \equiv D = [d_{ij}]_{i,j=1,2} \\
 c(L) &= (I - \pi_1 L - \pi_2 L^2 - \dots - \pi_k L^k)^{-1}
 \end{aligned}$$

여기서 $c(1)$ 은 $c(L)$ 을 $L=1$ 에서 계산한 값이다. 통상적으로 식 (4)와 식 (5)에서 도출할 수 있는 衝擊反應函數(impulse response function)는 x 의 1次差分인 Δx 의 μ 에 대한 변화를 의미하므로 식 (6)의 D 는 이러한 충격반응함수의 累計에 해당한다. 식 (6)에서 D 의 구성원소인 d_{21} 은 μ_m 의 1單位 變化에 대한 실질환율의 長期彈力性을 의미하므로 經常要因에 대한 實質換率의 장기중립성 조건은 $d_{21}=0$ 으로 압축된다. 이 경우 D 는 上方三角行列(upper-triangular matrix)의 형태를 나타내게 된다.

이미 언급한 바와 같이 우리나라의 경우 환율의 평균복귀현상이 미약하고, 특히 선진국과는 달리 명목환율이 經常收支 혹은 輸出競爭力 등을 감안하여 交易條件의 변화를 상쇄하기 위한 政策變數로서 운용되어 온 성격이 강하므로 자유로운 환율변동을 전제로 하고 있는 長期中立性 條件은 非現實的일 수 있다. 따라서 우리나라 환율분석에 있어서는 이러한 특성을 반영하여 名目換率과 相對價格으로 구성된 2變數 SVAR 模型을 추가적으로 추정하였다. 모형의 기본적인 형태는 식 (4)와 같으며 다만 $x_t = (s_t, p_t - p_t^*)'$ 로 設定하였다.⁸⁾

우리나라의 명목환율과 상대가격으로 구성된 SVAR 모형의 추정에 있어서는 장기중립성 조건 대신 $\beta_{21}=0$ 라는 短期制約條件을 도입하였다. 식 (4)에서 보듯이 이러한 조건은 相對價格이 名目換率의 변화에 대하여 同 期間內에는 반응하지 않는다는 것을 의미한다. 반면에 β_{12} 에 대해서는 아무런 제약이 없으므로 명목환율은 상대가격 변화에 대하여 同 期間內에 반응하게 된다.⁹⁾ 우리나라 환율

8) 실질환율은 명목환율과 상대가격의 차이로 정의되므로 명목환율, 실질환율 및 상대가격 사이에는 2개의 독립적인 관계만이 존재한다. 따라서 실질환율과 명목환율로 구성된 SVAR 모형이나 명목환율과 상대가격으로 구성된 SVAR 모형은 동일한 정보를 제공한다. 다만 차이점은 모형내에 설정된 구조교란항의 의미가 달라지게 된다.

에 대한 추가적인 분석을 위해 설정한 SVAR 모형에서 실질환율 대신 상대가격을 사용한 이유는 실질환율을 사용할 경우 $\beta_{21} = 0$ 라는 短期制約條件을 부여하기 어렵기 때문이다. 즉 실질환율은 그 정의상 명목환율의 함수로 표시되므로 명목환율이 변하게 되면 실질환율도 동 기간내에 변한다는 점을 감안하면 $\beta_{21} = 0$ 라는 制約條件은 현실적으로 수용하기 어려운 의미를 가지게 된다.

이렇게 名目換率과 相對價格으로 구성된 SVAR 모형의 구조교란항들은 경제적인 측면에서 實物要因과 經常要因으로 그 의미를 구분하기가 어렵다. 즉 각국의 物價水準은 實物要因 이외에 通貨量變化 등에 따른 經常要因에 의해서도 영향받으므로 상대가격 방정식의 구조교란항은 實物要因과 經常要因 모두를 반영하고 있는 것으로 해석하는 것이 타당할 것으로 판단된다. 반면 우리나라와 같이 명목환율 변동의 상당부분이 정책적인 고려에 의한 경향이 강할 경우 명목환율의 교란항을 일종의 政策攪亂項(policy shock)으로 해석하는 것이 가능할 것으로 생각된다. 따라서 단기제약조건 모형에서는 명목환율 방정식의 교란항을 政策攪亂項으로 정의하고 상대가격 방정식의 교란항을 價格攪亂項으로 정의하였다.

2. SVAR 모형의 分析結果 및 示唆點

SVAR 모형의 추정은 1982년 1월부터 1993년 12월까지의 기간을 대상으로 이루어졌으며, 1次差分한 시계열자료를 사용한 縮約型 VAR의 추정에서는 12개월의 時差($k = 12$)를 허용하였다. 12개월

9) 이러한 단기제약조건은 VAR 모형에서 相對價格-名目換率의 순서로 배열한 교란항벡터를 Choleski 分解過程을 통하여 直交化한 경우에 해당한다. Choleski 분해과정은 교란항벡터내에 recursive structure를 설정하는 것과 동일하므로 相對價格이 名目換率의 變化에 대해 同 期間內에 反應하지 않는다는 前提를 충족시키게 된다.

〈表 2〉 SVAR 模型의 係數推定 結果

가. 長期制約條件 模型($d_{21} = 0$)				
英 國	$\beta_{12} = 0.8548$	$\beta_{21} = 0.8549$	$d_{11} = 1.3672$	$d_{12} = 7.0490$
	$\omega_{11} = 0.0061$	$\omega_{22} = 0.0051$	$d_{21} = 0.0000$	$d_{22} = 7.6822$
獨 逸	$\beta_{12} = 0.8373$	$\beta_{21} = 0.8382$	$d_{11} = 1.1094$	$d_{12} = 6.2340$
	$\omega_{11} = 0.0063$	$\omega_{22} = 0.0056$	$d_{21} = 0.0000$	$d_{22} = 6.2845$
日 本	$\beta_{12} = 1.0764$	$\beta_{21} = 0.2109$	$d_{11} = 1.2589$	$d_{12} = 2.5606$
	$\omega_{11} = 0.0052$	$\omega_{22} = 0.0617$	$d_{21} = 0.0000$	$d_{22} = 2.1407$
韓 國	$\beta_{12} = 0.8610$	$\beta_{21} = -5.1514$	$d_{11} = 1.7617$	$d_{12} = 1.3842$
	$\omega_{11} = 0.0047$	$\omega_{22} = 0.0241$	$d_{21} = 0.0000$	$d_{22} = 1.0979$
나. 短期制約條件 模型($\beta_{21} = 0$)				
韓 國	$\beta_{12} = 0.0783$	$\beta_{21} = 0.0000$	$d_{11} = 8.7597$	$d_{12} = 0.8183$
	$\omega_{11} = 0.0053$	$\omega_{22} = 0.0039$	$d_{21} = 2.0059$	$d_{22} = 1.3876$

의 시차를 허용하였을 경우 잔차항들의 시계열상관에 有意性이 없는 것으로 나타나 名目換率과 實質換率 혹은 名目換率과 相對價格 사이의 動態的 相關關係를 충분히 반영한 것으로 판단된다. SVAR 模型의 계수추정 결과는 〈表 2〉에 提示되어 있으며, 추정된 모형을 이용하여 構造攪亂項 μ_t 의 구성원소들이 각각 1% 증가하였을 경우를 상정하여 구성된 충격반응함수의 변화추이는 [圖 3]~[圖 10]에 제시하였다.¹⁰⁾

가. 長期制約條件 模型

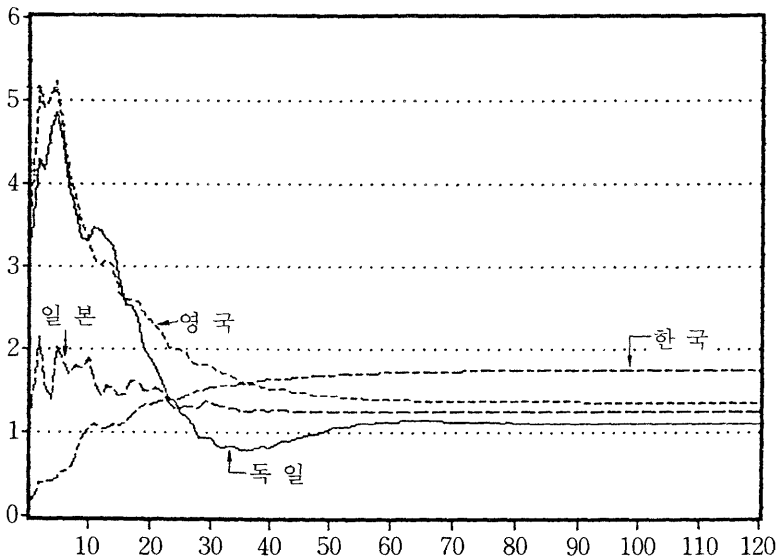
장기중립성을 가정한 SVAR 모형의 추정결과를 〈表 2〉에서 살펴보면 장기중립성 제약조건을 충족시키기 위하여 장기탄력성 계수인 d_{21} 의 값이 모두 0으로 제약되어 있음을 알 수 있다. 선진국의

10) [圖 3]~[圖 10]의 충격반응함수는 式 (4)로부터 도출된 Δx 의 충격반응함수의 累計에 해당하므로 실질환율의 경우를 제외하고는 충격반응함수의 값들이 장기적으로 0에 수렴하지 않는다.

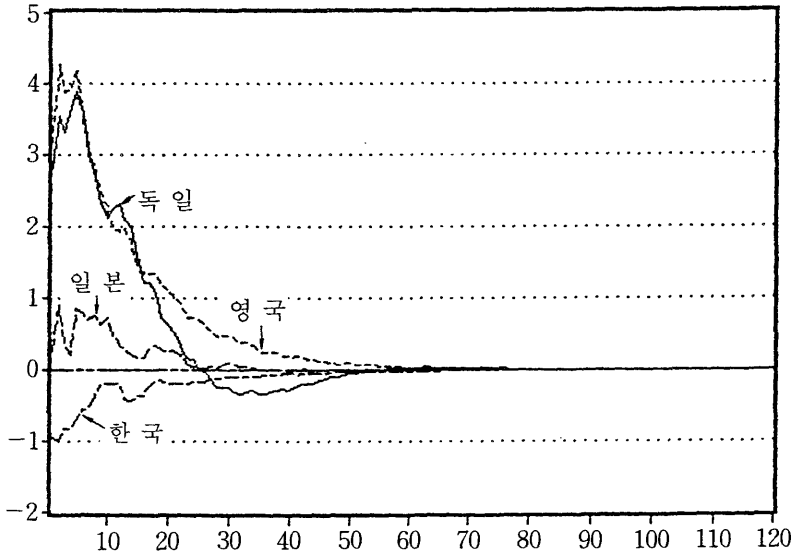
경우 추정된 β_{12} 와 β_{21} 의 값이 모두 陽數로 나타나고 있는 반면 한국의 경우에는 β_{21} 이 陰數로 나타나고 있어 대조를 보이고 있다. 또한 獨逸과 英國의 경우에는 β_{12} 와 β_{21} 의 절대크기가 거의 같은 반면 日本과 韓國의 경우에는 상당한 차이를 보이고 있다.

經常要因의 변화에 대한 각국 換率 및 상대가격의 충격반응함수는 [圖 3]~[圖 5]에 제시되어 있다. [圖 3]에서 보듯이 獨逸과 英國의 경우 名目換率이 初期에 上昇하였다가 다시 下落하는 모습이 뚜렷하게 나타나고 있고, 일본의 경우에도 미약하나마 비슷한 패턴을 보이고 있으나, 韓國의 경우에는 이러한 패턴이 발견되지 않고 있다. 先進國의 경우에서와 같이 경상요인의 변화에 대하여 명목환율이 초기에 상승하였다가 다시 하락하는 반응패턴은 「換率의 오버슈팅 現象」을 示唆하고 있는 것으로 해석된다. 즉 통화량 변화 등에 따라 外換市場에서의 수급불균형이 발생할 경우 일차적으로 相對價格보다는 名目換率의 변화를 통하여 外換市場의 需給調節이

[圖 3] 經常要因 變化에 대한 名目換率의 反應



[圖 4] 經常要因 變化에 대한 實質換率의 反應

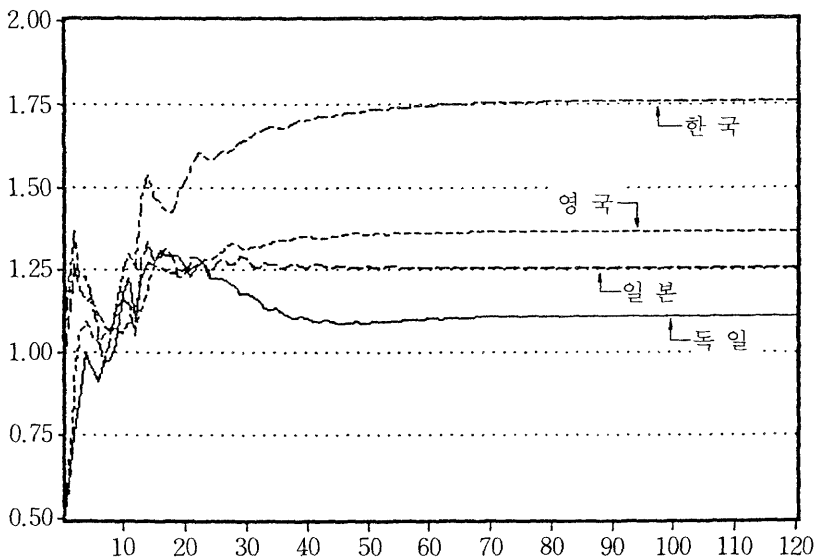


이루어지고 있음을 반영하고 있다. 선진국의 경우에는 이러한 오버슈팅 現象이 [圖 4]에 나타난 바와 같이 實質換率의 反應에서도 발견되고 있다.

이렇게 선진국의 충격반응함수에서 나타나고 있는 오버슈팅 현상은 第II章에서 제시한 장기추세요인의 추정결과와는 다소 相反되는 것이다. 그러나 SVAR 모형으로부터 도출된 충격반응함수는 長期中立性이라는 制約條件을 事前的으로 상정하고 있으므로 해석에 주의를 요하게 된다. 장기중립성 조건은 式 (6)에 提示되어 있는 바와 같이 長期彈力性에 대한 제약이므로 이를 式 (1)과 비교해 볼 경우 결국 $\alpha(1)$ 에 대한 사전적인 제약조건에 해당한다. BND방법에 의거한 長期趨勢要因은 추정방법상 $\alpha(1)$ 의 값에 영향을 받게 되므로 결국 오버슈팅 현상의 有無에 대한 검증결과는 장기제약조건 의 현실적 적합성 여부와 깊은 관련이 있을 것으로 생각된다.

[圖 5]에 제시된 相對價格의 충격반응함수는 명목환율의 반응에

[圖 5] 經常要因 變化에 대한 相對價格의 反應



서 실질환율의 반응을 차감하여 구성한 값이다. 장기계약조건으로 인하여 경상요인의 변화에 대한 상대가격과 명목환율의 충격반응함수가 장기적으로는 동일한 값을 가지게 된다. 따라서 명목환율의 경우와 같이 모든 국가에 있어서 경상요인이 1% 증가하였을 경우 상대가격이 장기적으로 1% 이상 상승하는 것으로 나타나고 있으며, 우리나라의 경우 상승폭이 1.76%에 달하여 가장 높은 수준을 보이고 있다. 模型內에서 상대가격은 각 國家의 物價를 美國의 物價로 나눈 값으로 定義되었으므로 相對價格의 上昇은 各國의 國內인플레이가 美國에 비해 상대적으로 加速化됨을 의미하므로 주로 名目換率 切下에 따른 國內物價 上昇效果를 반영하는 것으로 판단된다.

따라서 韓國의 경우 名目換率 切下에 따른 國內物價 上昇이 先進國에 비해 相對的으로 크다는 것을 示唆하고 있다. 특히 추정에 사용된 物價變數가 韓國의 경우 製造業部門의 生産費用과 밀접한 관계가 있는 生産者物價인 점과 상당부분의 原資材 및 資本財를 輸入

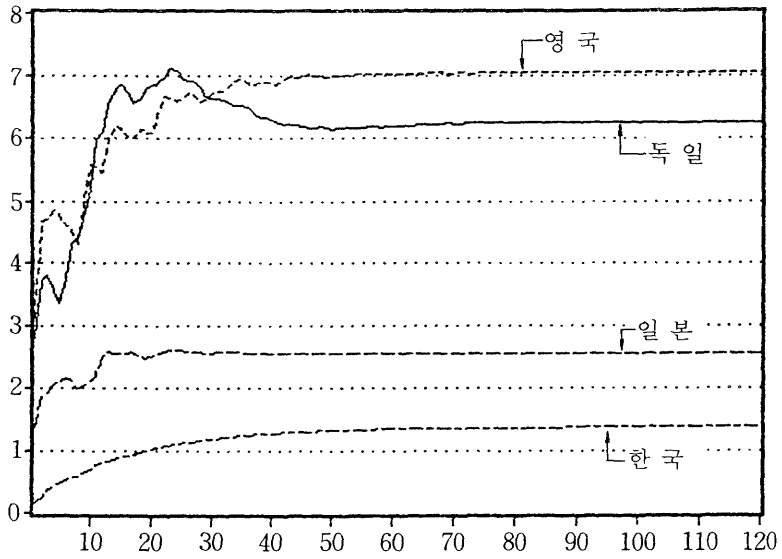
에 의존하고 있다는 점을 감안하면 名目換率 切下(上昇)에 따른 생산자물가의 상승폭이 상대적으로 클 것이라는 추론이 가능하다. 이러한 물가상승 효과로 인하여 [圖 4]에서 보듯이 相對價格의 上昇幅이 명목환율의 상승폭을 超過함에 따라 초기 3~4년 동안에는 미약하나마 實質換率의 切上趨勢가 나타나고 있다.

實物要因의 변화에 대한 換率과 相對價格의 반응은 [圖 6]~[圖 8]에 각각 제시되어 있다. 모든 국가에서 실물요인의 증가에 대해 명목환율과 실질환율 모두가 장기적으로 切下(上昇)趨勢를 보이고 있으며 한국과 일본에 비해 獨逸과 英國의 절하폭이 크게 나타나고 있다. 특히 獨逸의 경우에는 실물요인에 대한 명목환율과 실질환율의 충격반응함수가 초기 2~3년 기간중 상승세를 보인 후 하락세로 반전되면서 중장기적으로는 일정수준에서 안정되는 모습을 보이고 있다. 따라서 독일의 경우에는 실물요인의 변화에 대해서도 경상요인이 변화하였을 경우와 마찬가지로 환율의 오버슈팅 현상이 존재하는 것으로 판단된다.

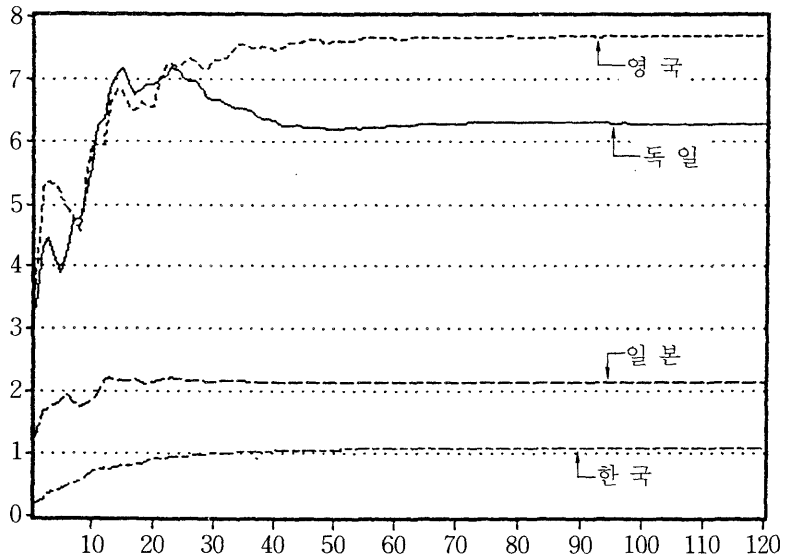
[圖 8]에 제시된 相對價格의 변화패턴은 우선 변화폭이 [圖 6]과 [圖 7]에 제시된 명목환율 혹은 실질환율의 변화폭에 비해 매우 작은 것을 알 수 있다. 또한 독일과 영국의 경우 상대가격이 하락하고 있으나, 일본과 한국의 경우에는 거의 전기간에 걸쳐 上昇하는 것으로 추정되었다. 相對價格의 하락이 주로 국내물가의 안정에 기인한다고 가정하면, 특히 자본자유화가 진전된 영국의 경우에는 국내물가의 하락이 금리하락으로 이어짐에 따라 달러화에 대한 수요가 증가하고 결국 파운드貨의 價值下落으로 연결되는 과정을 생각해 볼 수 있다.

獨逸의 경우에는 實物要因의 增加에 따라 相對價格이 初期에 크게 하락하였다가 점차 상승하면서 장기적으로는 상대가격의 변화가 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 패턴을 逆으로 해석하면

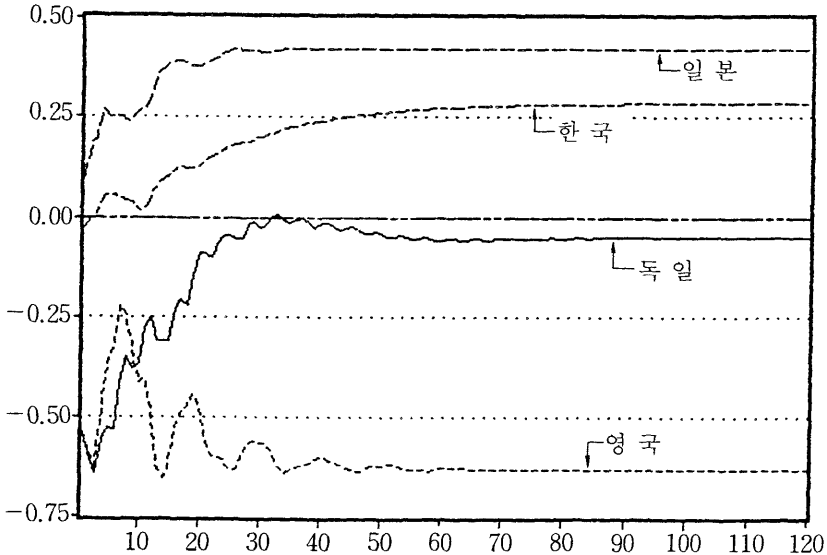
[圖 6] 實物要因 變化에 대한 名目換率의 反應



[圖 7] 實物要因 變化에 대한 實質換率의 反應



[圖 8] 實物要因 變化에 대한 相對價格의 反應



國際原油價 引上 등의 마이너스 실물요인에 대해서는 초기에 상대 가격이 상승하고 명목환율이 장기적으로 절상되는 것을 알 수 있다. 이러한 패턴은 獨逸의 國內인플레이 加速에 따라 相對價格이 上昇할 경우 명목환율의 충분한 切上을 통하여 國內의 物價上昇壓力을 緩和하는 과정으로 해석되어 獨逸의 전통적인 물가안정 위주의 換率運用을 반영하고 있는 것으로 評價된다.

반면에 자본자유화가 미흡하였거나 불안전하였던 韓國과 日本의 경우에는 실물요인에 대한 환율과 상대가격의 반응패턴을 경상수지 조절에 보다 중점을 두는 환율운용의 결과로 해석할 수 있을 것이다. 한 예로, 內需擴大 등의 실물요인으로 인한 景氣上昇으로 國內인플레이가 가속화될 경우 短期的으로 相對價格이 上昇하는 동시에 경기상승에 따른 輸入需要 증가가 經常收支赤字 要因으로 작용하는 경우를 상정해 볼 수 있다. 이 경우 경상수지 방어를 위한 목적으로 名目換率을 切下시키거나, 혹은 市場調節機能에 따라 經常收支赤字

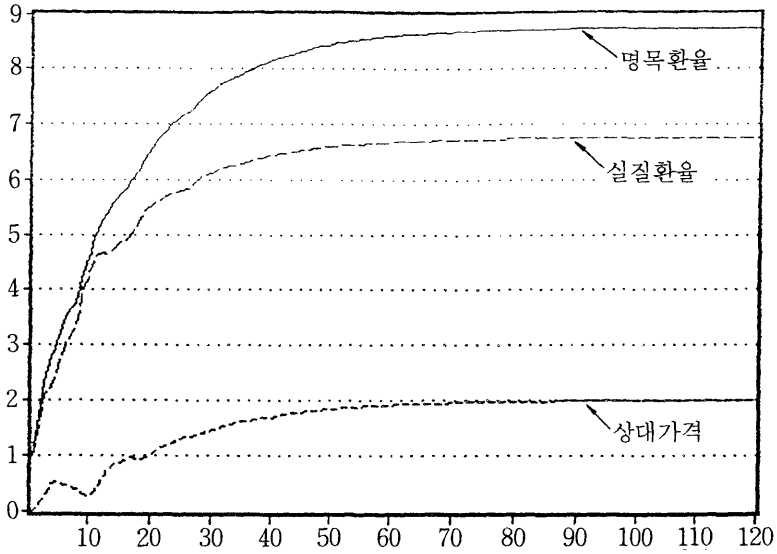
擴大가 달러貨에 대한 需要를 증대시키면서 換率切下 壓力이 유발되는 과정이 전개될 것이다. 이러한 명목환율의 절하는 수입물가 상승을 초래하여 海外依存度가 높은 일본과 우리나라의 경우 국내 인플레이가 초기에 비해 더욱 擴大되어 相對價格이 장기적으로도 上昇하는 패턴을 보이는 것으로 생각된다.

나. 短期制約條件 模型

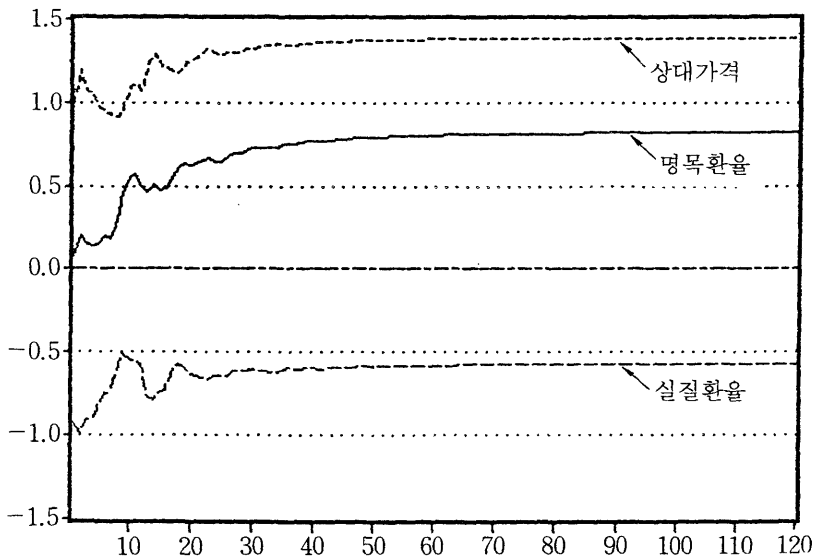
우리나라 환율변동에 대한 추가적인 분석을 위하여 추정한 短期制約條件 模型은 앞에서 언급하였듯이 명목환율과 상대가격의 2變數로 구성된 모형이며 각각의 구조교란항을 政策攪亂項과 價格攪亂項으로 정의하였다. <表 2>에 제시된 추정결과를 보면 모형의 단기 제약조건을 반영하여 β_{21} 이 0으로 제약되어 있는 반면, β_{12} 의 경우에는 크기는 작으나 양수값을 보이고 있다. 따라서 상대가격이 1% 상승하였을 경우 명목환율이 同 期間內에 0.08% 정도 상승(절하)하는 것으로 추정되고 있다. 명목환율의 장기탄력성을 살펴보면 정책교란항에 대한 탄력성이 가격교란항에 대한 탄력성에 비해 크게 나타나고 있으며 이러한 현상은 상대가격의 경우에도 마찬가지로 발견되고 있다.

단기제약조건 모형으로부터 도출된 충격반응함수의 변화추이는 [圖 9]와 [圖 10]에 제시되어 있다. 먼저 [圖 9]에 제시된 정책교란항 변화에 대한 換率과 상대가격의 충격반응함수를 살펴보면, 환율정책 변화 등에 따른 정책교란항의 1% 증가($\mu_m = 1$)에 대해 장기적으로 명목환율 자체가 8.8% 절하(상승)되고 상대가격은 2% 상승하는 것으로 나타나고 있다. 이에 따라 實質換率은 장기적으로 6.8% 절하되어 전체 명목환율 절하폭의 약 78%에 해당하는 것으로 나타나고 있다. 바꾸어 말하면 정책변화에 의하여 外生的인 名目換率 變動이 발생할 경우 장기적으로는 名目換率 變化의 78%가

[圖 9] 政策攪亂項 變化에 대한 換率과 相對價格의 反應



[圖 10] 價格攪亂項 變化에 대한 換率과 相對價格의 反應



實質換率의 변화로 반영되고 있으며 나머지 22%가 相對價格 變化에 의하여 相殺되고 있다.

따라서 相對價格의 상승이 대부분 우리나라 國內인플레이의 확대에 따른 결과라고 가정할 경우, 직접비교에는 다소 무리가 있으나 名目換率 1% 切下에 따른 國內物價 上昇效果가 長期制約條件 模型에서의 1.76%에 비해 다소 크게 나타나고 있다. 이러한 결과를 逆으로 해석할 경우에는 名目換率 切上에 따른 물가안정효과가 더 크게 나타나고 있음을 의미한다. 이러한 단기제약조건 모형의 추정결과를 그대로 받아들일 경우 1980년대 이후의 經常收支 管理를 목표로 한 名目換率 調整은 상당부분 실질환율의 변화로 반영되며 경상수지 개선에 효과적이었지만, 동시에 名目換率 調整이 國內인플레이에 미친 부정적인 영향이 5년 이상의 장기간동안 지속되는 결과를 초래하였던 것으로 評價된다.¹¹⁾

[圖 10]에 제시된 가격교란항 변화에 대한 환율과 상대가격의 충격반응함수를 살펴보면 가격교란항이 初期에 1% 상승($\mu_n=1$)할 경우 長期的으로 상대가격이 1.4% 상승하는 반면 名目換率은 0.8% 切下(上昇)되는 것으로 나타나고 있어 實質換率이 장기적으로 0.6% 절상되는 것으로 추정되었다. 가격교란항의 증가가 주로 國內物價 上昇에 기인한다고 가정할 경우에는 長期的으로 國內인플레이 變化의 약 40% 정도만이 實質換率의 變化로 반영되고 있고 나머지 60% 정도는 名目換率의 調整에 의하여 상쇄되고 있는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 國內인플레이의 가속으로 상대가격이 상

11) 이러한 해석을 1980년대 중반 이후의 3低期間중 엔高에 따른 수출증대 및 경기호황이 인플레이를 유발한 사실과 직접적으로 연관시키기에는 한계가 있다. 3低期間 동안의 호황은 모형에서 상정하고 있는 달러貨에 대한 원貨換率의 切下보다는 달러貨에 대한 日本 엔貨價値의 급격한 上昇에 따른 반사이익의 결과임을 유의할 필요가 있다. 다만 3低期間중의 경상수지흑자 확대에도 불구하고 對美換率의 切上이 지연됨에 따라 3低期間 이후 물가불안이 초래된 점은 모형의 시사점과 일맥상통하는 것으로 판단된다.

승할 경우 交易條件 惡化에 따른 經常收支赤字를 축소하기 위하여 中央銀行이 換率切下를 유도하는 정책패턴과 일관성이 있는 것으로 해석할 수 있다.

IV. 示唆點 및 結論

환율변동의 長期趨勢에 대한 第Ⅱ章의 분석결과는 우리나라의 경우 실질환율의 장기균형 수렴과정이 속도면에서 선진국에 비해 매우 느리게 나타나고 있다는 점을 보여주고 있다. 또한 선진국의 경우 실질환율의 평균복귀현상이 뚜렷이 나타나는 반면, 우리나라의 경우에는 이러한 현상이 발견되지 않고 있다. 이러한 결과는 이제까지 우리나라의 換率運用이 輸出의 價格競爭力 확보라는 측면에서 이루어짐에 따라 실질환율의 시장조절기능이 선진국에 비해 상대적으로 미약하였다는 사실에 주로 기인하는 것으로 해석된다. 따라서 향후 자본자유화가 진전될 경우 외환시장에서의 人爲的인 換率調整은 점차 어려워질 전망이며 명목환율의 시장조절기능이 확대되면서 실질환율의 변화도 외환시장의 수급상황을 보다 더 정확하게 반영할 것으로 전망된다.

다른 한편으로는 자본자유화의 진전이 외환시장에서의 期待心理變化에 따른 환율변동을 확대시킬 것으로 예상된다. 第Ⅱ章에서 BND 方法을 이용하여 실질환율의 장기추세요인을 분리추정한 결과는, 우리나라의 경우 장기추세요인의 변동폭이 선진국과 달리 오히려 실질환율 자체의 변동폭에 비해 크게 나타나고 있어 환율의 오버슈팅 현상과 상반된 모습을 보여주고 있다. 이렇게 장기추세요인의 변동폭이 크게 나타나는 이유도 기본적으로는 자본시장의 개

방이 미흡하였기 때문에 실질환율의 단기적 변동이 선진국에 비해 작다는 사실에 기인하고 있다. 한가지 흥미로운 결과는 주식시장의 직접개방이 부분적이거나 이루어진 1992년 이후 실질환율과 長期趨勢要因 사이의 격차가 축소되고 있는 점이며, 이러한 현상은 자본거래의 규모가 확대되면서 환율변동이 외환시장의 기대심리 변화에 보다 민감해졌을 가능성을 시사하고 있다.

장기중립성 제약조건을 도입한 SVAR 模型의 추정을 통한 실증 분석 결과는 같은 선진국 중에서도 EU의 회원국인 獨逸과 英國의 경우 환율과 상대가격의 변화에 유사한 특성이 많이 발견되고 있는 반면 日本은 오히려 韓國과 유사한 점이 많은 것으로 나타나고 있다. 특히 독일에 대한 분석결과는 독일의 傳統的인 物價安定 위주의 환율운동과 合致하고 있으며, 英國의 경우에는 분석결과가 國際金融의 中心國家로서 자본자유화가 高度로 진전된 外換市場의 특성을 잘 반영하고 있다. 반면 일본과 우리나라의 경우에는 經常收支 방어중심의 환율운동 패턴에 보다 가까운 분석결과가 도출되고 있다. 이와 함께 우리나라의 外換規制 및 낮은 자본자유화 정도를 고려하여 추가적으로 추정된 短期制約條件 모형의 결과는 명목환율의 切下가 경상수지 改善에 효과적이지만 동시에 長期的인 物價不安을 초래하는 것으로 나타나 환율절하에 따른 成長과 物價간의 相衝關係(trade-off)가 상대적으로 심각할 수 있음을 示唆하고 있다.

이상의 實證分析 결과를 종합해 볼 때 향후 外換·資本自由化의 진전에 따라 환율의 短期的 變動이 확대될 것으로 예상되며 이에 대한 對備가 필요할 것으로 판단된다. 특히 資本去來의 비중이 확대되면서 「핫머니」의 流出入에 따른 급격한 환율변동을 방지할 수 있는 제도적 장치가 마련되어야 하며, 기업의 경우 환율변동에 따른 換리스크를 最小化하기 위한 노력이 요구되고 있다. 經濟政策 運用도 先進國의 경우에서 보듯이 換率의 市場調節機能이 점차 확

대될 추세이므로 환율의 시장조절기능을 존중하는 방향으로 이루어져야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金俊經, 「株式市場 開放의 元貨切上效果」, 『韓國開發研究』, 제16권 제3호, 1994.

Beveridge, S. and C. R. Nelson, "A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components, with Particular Attention to the Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 7, 1981.

Cheung, Y. W., "Long Memory in Foreign Exchange Rates," *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 1993.

Cochrane, J., "How Big is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy*, 96, 1988.

Cumby, R. E. and M. Obstfeld, "International Interest Rate and Price Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence," J. F. O. Bilson and R. C. Marston(eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, Chicago, Illinois, 1984.

Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84, 1976.

- Frankel, J. A., "International Capital Mobility and Crowding-Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?" R. W. Hafer (ed.), *How Open is the U.S. Economy?* Lexington Books, D. C. Hanth and Co., Lexington, Massachusetts, 1986.
- Frenkel, J., "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of 'News': Lessons from the 1970s," *Journal of Political Economy*, 89, 1981.
- Huizinga J., "An Empirical Investigation of the Long-run Behavior of Real Exchange Rate," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, North-Holland, 1987.
- Lastrapes, W. D., "Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates, *The Review of Economics and Statistics*, 1992.
- Lucas, R., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 1976.
- Mishkin, F. S., "Are Real Interest Rates Equal Across Countries: An Empirical Investigation of International Parity Conditions," *Journal of Finance*, 39, 1984.
- Mussa, M., "The Theory of Exchange Rate Determination," J. F. O. Bilson and R. C. Marston(eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, Chicago, Illinois, 1984.
- Newbold, P., "Precise and Efficient Computation of the Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 26, 1990.