

韓國의 輸出: 確率的 趨勢를 이용한 非價格競爭力效果의 推定

柳 潤 河

本稿에서는 共積分方法을 이용한 우리나라의 輸出函數 推定을 시도하였다. 이를 위하여 輸出物量, 交易相對國의 所得, 수출품의 相對價格으로 이루어지는 輸出需要函數를 가정하고 각 변수에 대한 單位根 檢定과 추정식의 共積分 檢定을 실시하였다. 單位根 檢定結果 해당 변수 모두가 單位根을 갖는 것으로 판명되었으나, 이들 사이에 유의한 共積分關係는 발견되지 않았다.

共積分이 존재하지 않는다는 것은 輸出需要函數에 누락된 變數가 있을 가능성을 시사하는 것으로 해석할 수 있다. 본고의 후반부에서는 이같이 누락되어 있는 변수들의 총체를 非價格競爭力 변수로 명명하고 이를 Kalman Filtering 방법으로 추정하고자 하였다. 추정결과, 얻어진 非價格競爭力 계열의 시간경로 모습은 대체적으로 선형적 기대에 부합하였으나 이로 인한 所得 및 價格彈性值의 변화는 몇가지 이론적인 근거에서 기대하였던 크기에 미흡하였다.

은 신장을 보인 셈이다. 이같은 輸出 伸張은 같은 기간중 世界交易量 증가속도를 크게 상회하는 것으로서, 이에 따라 세계 輸出 중에서 우리나라의 輸出이 점하는 비중도 70년대 초반의 0.5% 미만에서 1989년에는 2%를 능가하게 되었다. 그러나 그후부터는 수출증가율의 둔화와 함께 세계시장 점유율의 신장세도 침체되는 양상을 보이고 있다(圖 1 참조).

어떻게 해서 우리나라의 輸出이 단기간 내에 이와 같이 급속한 신장을 기록할 수 있었을까? 흔히 말하는 대로 輸出主導型

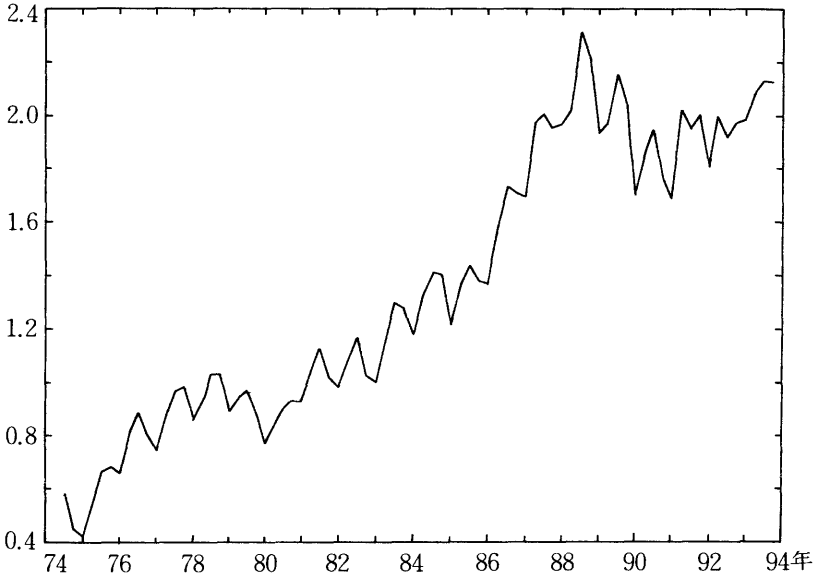
I. 序 論

1994년 우리나라의 輸出은 963억달러를 기록하였다. 輸出이 100억달러를 돌파한 것이 1977년이었으니 17년 만에 10배 가가

筆者: 本院 研究委員

*草稿를 읽고 매우 유익한 論評을 주신 朴佑奎, 金俊逸 博士와 論文準備 과정에 큰 도움을 준 李鎭勉 主任研究員께 감사드린다.

[圖 1] 우리나라 輸出의 世界市場 占有率 推移



成長戰略을 통한 집중적인 실질자원의 투입이 급속한 輸出增大를 이룩해 내었다라고 설명하는 것도 한가지 가능한 대답이다. 또 다른 하나의 接近方法은 급속한 수출신장의 이유를 수요측면에서 찾아보는 것이다. 만일 수요측면에서 이 의문에 접근한다면 앞서의 질문은 “우리나라의 輸出品에 대한 세계시장에서의 需要가 어떻게 단기간내에 그렇게 급속하게 증가할 수 있었는가?”가 된다. 전통적인 輸出函數 추정 은 바로 이 수요측 접근법에 해당한다. 즉 輸出物量을 交易相對國의 所得과 輸出品의 相對價格의 函數로 표시하여 각 彈性値를 구하고 각 설명변수의 움직임에 이 탄성치를 곱하여 수출물량 변화를 설명하는 것이다. 한 예를 들어보자. 1975년부터 1993년까지 우리나라의 輸出物量은 연평균 12.

6%의 신장을 보였다. 같은 기간중 交易相對國의 實質所得은 연평균 2.9%로 성장하였으며, 상대가격은 연평균 0.4%씩 하락하였다. 뒤에 나오는 한 推定式에 의하면 (表 4 참조) 輸出의 所得彈性値는 3.782이고 價格彈性値는 0.569이다. 얻어진 數値를 이용하여 과거 우리나라 수출의 증가요인을 所得要因과 價格要因으로 나눠보면 개략적으로 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\begin{aligned}
 12.6\% &= 3.782 \times (2.9\%) - 0.569 \times (-0.4\%) + \dots \\
 &= 10.97 + 0.23 + 1.4 \\
 &= \text{所得效果} + \text{價格效果} + \text{誤差}
 \end{aligned}$$

그리고 이 관계에 의하면 우리나라 輸出增加의 대부분은 교역상대국의 소득신장에 기인한 것이고 相對價格效果는 매우 미미하다. 그리고 이같이 所得效果가 크게 나

타나고 價格效果가 작게 나타나는 중요한 이유 중의 하나는 각각의 탄성치가 所得의 경우에는 매우 높고 價格의 경우 매우 낮다는 데에 기인한다.

이러한 關係가 타당한 것일까? 만일 예로 든 變數들간의 關係가 사실이라면 이것은 다음과 같은 政策的 含意를 지닌다. 먼저 우리나라 수출의 所得彈性值가 높다는 것은 交易相對國의 景氣變動이 우리나라의 수출변동에 매우 큰 영향을 미치고 따라서 우리나라의 景氣變動이 선진국의 景氣變動에 매우 큰 진폭을 가지고 대응하리라는 것을 의미한다. 반면 우리나라 수출의 價格彈性值가 낮다는 것은 相對價格變動이 輸出物量에 미미한 영향밖에는 미치지 못한다는 것을 의미한다. 최근 外換 및 資本自由化의 추진과 함께 대규모 외국자본이 국내에 유입되면서 이로 인한 換率切上 문제가 직접적으로 연관된 國際收支 적자문제와 더불어 초미의 관심사로 등장하고 있다. 그러나 만일 위에서 얻은 價格彈性值가 사실이라면 이것은 공연한 걱정에 불과한 것이 되고 만다. 설사 대폭적인 換率切上이 이루어지더라도 우리나라의 수출에 별 영향을 미치지 못할 것이라면 여타의 정책목표, 이를테면 物價安定 등을 위해 대폭적인 換率切上을 용인하는 것도 나쁘지 않을 것이라는 결론이 도출될 수 있다.

위에서 예로 사용한 所得 및 價格彈性值는 그것이 갖는 정책적 함의에서뿐만이 아니고 純粹 理論의인 측면에서도 상당한 흥

미를 유발한다. 세계시장에서 접하는 우리나라 경제의 상대적인 위상을 정의할 때 흔히 小規模 開放經濟(small open economy), 그리고 開發途上 中進國이라고 정의한다. 그런데 여기에서 말하는 小規模 經濟라고 하는 것은 세계시장에서 접하는 우리나라 경제의 상대적 규모가 작다는 것을 의미하고 같은 기준을 수출 쪽에 적용한다면 우리나라의 輸出物量이 世界總輸入量 중에서 접하는 비중이 작다는 것을 의미한다. 이러한 경우 통상적인 經濟學 理論은 소규모 수출국인 우리나라의 輸出函數가 매우 높은 價格彈性值를 가질 것이라고 설명한다. 즉 우리나라의 輸出企業이 세계시장에서 價格을 결정하는 힘은 극히 미약하므로 해외시장에서 결정된 가격을 하나의 주어진 여건으로 간주하는 完全競爭의 市場을 상정하는 것이 타당하다는 것이다. 그러나 우리나라 輸出函數의 價格彈性值가 매우 낮다는 것은 이러한 이론적 예측과 정면으로 상치한다.

이론적 예측치와 상치한다는 면에서는 所得彈性值도 마찬가지이다. 일반적으로 所得彈性值의 크기는 해당상품이 劣等財(inferior goods)인가 優良財(superior goods)인가에 따라 크게 영향을 받게 되는데, 우리나라 수출품의 대부분이 優良財로 구성되어 있다고 보기는 힘든 만큼 앞서의 높은 所得彈性值를 그대로 수용하는 데 어려움이 있게 된다.

이론적으로 설명하기 힘든 過大 所得彈

性值, 그리고 過小 價格彈性值 문제는 우리나라의 경우에만 고유한 문제는 아니며 Riedel(1984, 1988)이 지적하고 있는 바와 같이 開途國, 그중에서도 특히 輸出主導型 開發戰略을 택해 온 아시안 NIEs들의 경우에 공통적으로 나타나는 현상이다. Riedel은 이들 開途國들의 輸出函數를 전통적인 방법으로 추정해 보면 所得彈性值가 3~6의 매우 높은 수치를 보이고 있으며 價格彈性值는 1보다 작거나 1보다 크더라도 여전히 낮은 수준에 있다는 점을 지적하면서 이같은 彈性值 組合은 경제학적으로 쉽게 설명할 수 없는 불가사의(puzzle)라고 주장한다. 그는 또한 이같은 問題點에 대한 代案으로서 첫째 開途國의 輸出은 供給側 사정에 의해 결정되며 世界所得과는 무관하고, 둘째 開途國 輸出品은 先進國 및 여타 開途國에서 수출된 품목들과 매우 강한 대체관계를 유지하므로 가격탄력성이 커야 한다는 전제 아래 수출물량함수는 供給函數로, 그리고 需要函數는 수출가격함수로 추정해야 한다고 주장하고 있다¹⁾.

본고의 일차적 목적은 輸出需要函數를 둘러싼 이같은 政策的, 理論的 含意를 염두에 두고 우리나라의 輸出函數를 統計學

적으로 보다 精緻한 방법을 이용하여 추정해 보려는 데 있다. 좀더 구체적으로는 최근에 많은 관심을 끌고 있는 共積分 分析技法을 이용하여 우리나라의 경우 의미있는 輸出函數가 존재하는가, 존재한다면 그때의 彈性值 크기는 어떠한가 등을 검토해 보려 한다. 여기에서 말하는 ‘의미있는’이란 輸出函數가 단순히 추세를 지니고 있는 변수들간의 假性回歸(spurious regression)을 반영하는 것이 아닌, 유의한 共積分關係를 반영하는 것인가를 검토하는 것을 의미한다. 결론은 檢定方法에 따라 다소 다르게 나타나긴 하지만 대체로 輸出物量, 所得, 相對價格의 세 변수만을 포함하는 輸出需要函數에서는 共積分關係가 존재하지 않는다는 것이다. 이같은 결과는 우리나라의 輸出이 교역상대국의 所得과 價格 외에 다른 변수에 의해서도 영향을 받는 것, 즉 앞에서 언급한 공급측 사정을 포함한 중요 변수가 빠져 있다는 것을 의미한다고 볼 수 있다. 이는 또한 所得과 相對價格만을 이용한 종래의 전통적인 輸出函數가 잘못 설정(misspecify)되었음을 의미하는 것이기도 하다. 이같은 결과에 기초하여 본고의 후반부에서는 제외되어 있는 변수(omitted variable)를 총체적으로 非價格 競爭力 變數라고命名하고 이를 Kalman Filtering 방법으로 추출하고자 시도하였다. 얻어진 결과는 先驗的 期待를 만족시키는 방향으로, 즉 우리나라의 수출이 非價格 競爭力 變數에 의해서도 유

1) Riedel의 이같은 지적에 대하여 Nguyen(1989), Muscatelli, Srinivasan, and Vines(1990, 1992), Simon(1992) 등은 전통적 수출함수를 일부 변형하거나, 輸出需要函數에 일부 공급측 사정을 반영하는 변수를 첨가하는 등의 실험을 시도하고 있다.

의한 영향을 받고 있으며, 이 경우 앞에서 설명한 과대 소득탄성치 문제는 다소 완화되는 것으로 나타나고 있다. 그러나 이러한 改善의 정도는 아직 미약하며 따라서 보다 정밀한 後續研究가 있어야 할 것으로 판단된다.

이 글의 구성은 아래와 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 共積分 分析을 위한 선행단계로서 分析에 사용할 變數 및 分析期間을 결정하고 각 변수에 대한 單位根 檢定을 실시하였다. 이어 Ⅲ장에서는 共積分 方程式으로부터의 殘差項을 이용한 共積分 檢定을 실시하였다. 이들 單位根 및 共積分 檢定에 있어서는 기존의 개발된 방법들의 檢定力이 낮다는 점을 감안하여 가능한 한 여러가지 방법을 동원, 서로의 결과를 교호적으로 확인하고자 하였다. 얻어지는 결과들은 檢定方法에 따라, 기간에 따라, 그리고 自己相關이나 異分散 問題의 해결을 위해 사용된 時差變數들의 갯수에 따라 상이하게 나타나는데 이를 다소 난잡한 느낌이 들에도 불구하고 상세히 정리하였다. 따라서 이 부분은 각종 가정이나 방법의 변경에 대한 敏感度分析(sensitivity analysis) 역할을 한다고 볼 수 있을 것이다. Ⅳ장에서는 수출의 非價格競爭力을 Kalman Filter를 이용한 확률적 추세(stochastic trend) 추정방법으로 추출하고 이로 인한 추정계수변동에 대하여 언급하였다. 마지막 Ⅴ장에서는 얻어진 결과와 문제점

을 요약하였다.

Ⅱ. 데이터, 分析期間 選定 및 單位根 檢定

1. 資料 選定

전통적인 輸出需要函數는 輸出物量을 교역대상국의 소득과, 그리고 교역상대국과 우리나라 輸出品의 상대가격의 함수로 설정하는데, 본고에서도 분석의 출발점으로서 같은 방법을 택하였다. 輸出物量을 나타내는 變數로는 船舶을 제외한 通關輸出額을 輸出單價指數(1985=100)로 나누어 사용하였다. 船舶輸出을 제외한 이유는 우리나라 輸出統計의 경우 1986년을 전후하여 修理船舶을 처리하는 통계기준이 바뀌어 輸出總額을 그대로 쓸 경우 통계의 일관성을 유지할 수 없었기 때문이다. 즉 修理船舶의 경우 1986년 이전에는 船舶價額 전체를 수입으로 처리한 다음 輸出에서 修理費를 포함한 船舶價額 전액을 다시 輸出로 처리하는 방식을 택하다가, 1986년 이후부터는 선박의 수리로 인한 부가가치 증분만을 輸出에 계상하는 방식으로 바꾸었기 때문에, 이를 고려해 주지 않을 경우 船舶輸出 통계에 큰 단절이 생기게 된다. 실제 1986년을 전후한 船舶輸出額의 추이

를 보면 總輸出額의 10%에 가까운 금액의 큰 변동이 있음을 알 수 있다.

또 輸出函數의 분석에서는 通關輸出額보다는 國民所得計定과의 일치 등을 고려하여 國際收支기준의 輸出額을 사용하는 것이 일반적이지만 國際收支기준 輸出額의 경우 개별 품목별 輸出額을 얻을 수 없어서 船舶輸出을 별도로 차감하는 것이 불가능하였다. 한가지 편법으로 국제수지기준의 總輸出額에서 통관기준의 船舶輸出額을 차감하여 사용할 수도 있겠으나 이렇게 할 경우 통계상 심한 교란이 발생하는 것이 확인되어 사용하지 않았다.

교역상대국의 所得變數로는 미국, 일본, 캐나다, 독일, 영국, 프랑스, 이탈리아 7개국의 실질GNP 또는 GDP 자료를 1985년 우리나라 輸出額에서 점하는 비중에 따라 가중평균한 자료를 사용하였다. 相對物價는 이들 7개국의 물가를 환율로 디플레이트하여 앞서와 같은 가중치로 평균한 外國物價指數를 만들고 이것으로 우리나라 輸出單價指數를 나눈 相對物價指數를 편제하여 사용하였다.

輸出物量變動의 계절성 효과를 제거하기 위해 輸出資料는 X-11 방법으로 계절조정된 계열을 사용하였다. 외국 GNP 자료는 이미 계절조정된 것이므로 그대로 이용하였다. 相對物價資料는 계절조정 없이 그대로 사용하는 것이 일반적이지만 실제 우리나라 輸出單價의 움직임에 상당한 계

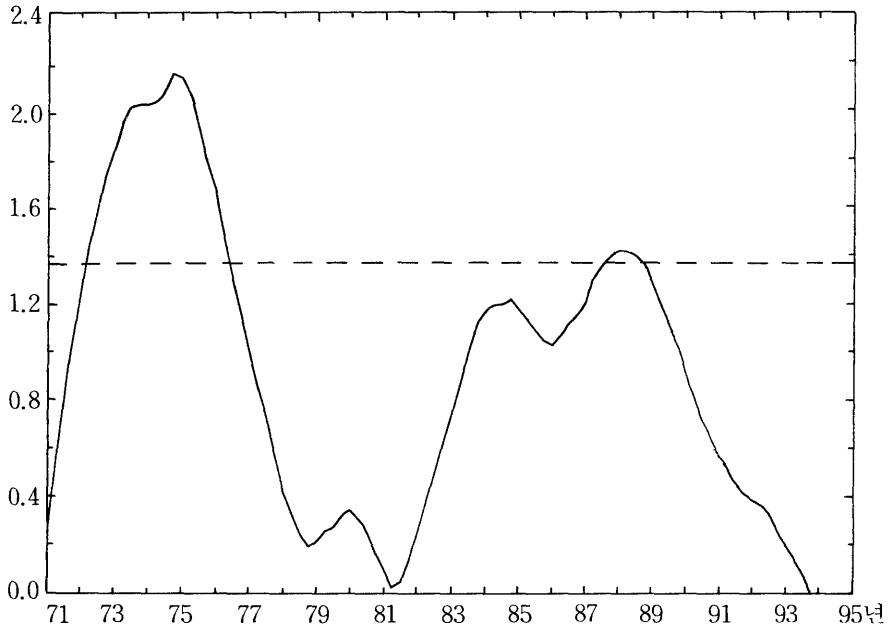
절변동 효과가 관측되었으므로 수출물량과 같은 방법으로 계절조정을 하여 사용하였다. 輸出單價指數가 일종의 物價指數임에도 불구하고 계절적인 움직임을 보이는 것은 輸出價格 자체의 季節的變動을 의미한다기보다는 輸出單價指數 산정시 파쇄지수 방식을 쓰는 데서 오는 계절적 물량변화효과 때문인 것으로 판단된다.

2. 分析期間 選定

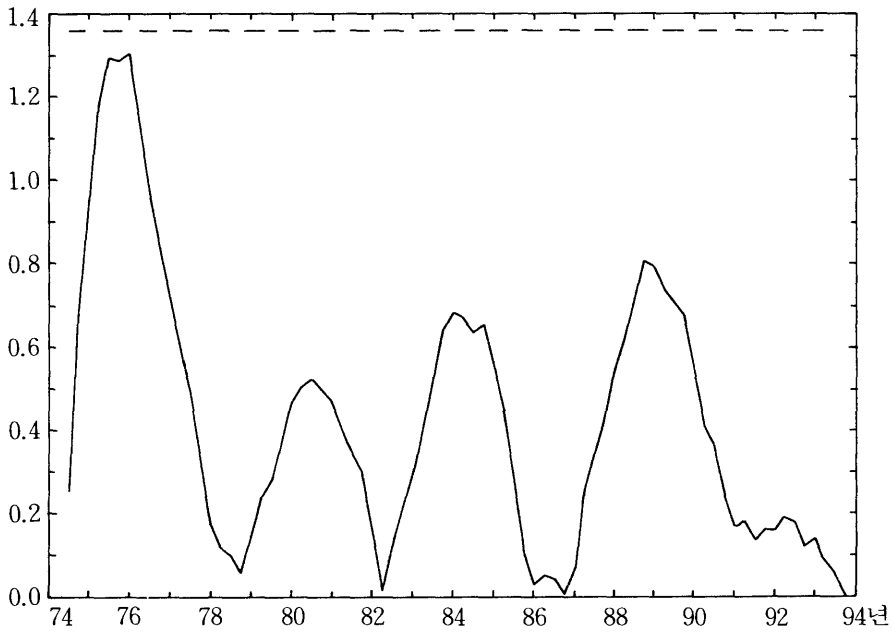
船舶輸出을 감안한 믿을 만한 通關輸出系列은 1971년부터 이용이 가능하였다. 후속하는 單位根 檢定이나 共積分 檢定에 있어서 가능하면 분석기간을 길게 잡는 것이 통계적 신뢰도를 높이는 데 도움이 될 것으로 생각되어 처음에는 1971:1~1993:4까지의 전기간을 분석대상기간으로 선정하였다. 그러나 실제 回歸分析 등에서 構造斷絶(structural break)의 징후가 나타나 최종분석에서는 1974:3~1993:4까지의 자료를 이용하였다.

분석중 나타난 構造斷絶의 기미는 다음과 같은 것들이다. 우선 1971:1~1993:4까지의 전기간을 표본기간으로 하여 아래와 같은 Engle and Granger(1987)流의 정태적 共積分方程式을 추정한 결과 相對價格變數의 부호가 이론적으로 예상되는 것과는 반대로 나타나 輸出價格이 오를수록 輸出이 증가하는 결과를 보였다.

[圖 2a] 構造斷絶 検定(1971:1~1993:4)



[圖 2b] 構造斷絶 検定(1974:3~1993:4)



$$\ln XG = a + b \ln YF + c \ln RP$$

XG : 선박제의 通關輸出 물량

YF : 交易對象國의 가중소득

RP : 輸出品의 상대가격

이같은 결과는 회귀분석의 시초시점을 1974:1로 옮길 때까지 지속되었다. 정식적으로 構造斷絶 與否를 확인하기 위하여 Ploberger and Kraemer(1992)의 OLS cusum test(이하 PK檢定)를 실시하였는데 그 결과는 [圖 2]에 나타나 있는 바와 같다²⁾. 즉 [圖 2a]는 1971:1~1993:4의 전기간을 대상으로 추정된 輸出方程式으로부터 PK檢定統計量 $B^{(T)}(z)$ 를 추출하여 그래프로 표시한 것으로서, 그 統計量이 1970년대 전반부와 80년대 말경에 5% 유의수준의 임계치인 1.36을 크게 상회함으로써 構造斷絶이 있음을 보이고 있다. 이후 分析의 開始 分期를 한 分期씩 뒤로 옮기면서 이같은 檢定을 되풀이하였는데 構造斷絶의 징후는 1994:2까지 지속되었다. [圖 2b]는 분석기간을 1974:3 이후로 옮긴 경우인데 統計量이 5%의 有意水準인 임계치 1.36을 하회하여 구조안정가설이 기각되지 않음을 알 수 있다.

2) 構造的 斷絶 檢定을 回歸式을 이용하지 않고 개별계열별로 직접 수행하는 방법도 있겠으나 본고에서는 시도하지 않았다. 개별계열별 구조단절檢定을 위해서는 Perron(1989) 및 이에 후속하는 Zivot and Andrews(1992), Banerjee, Lumsdaine, and Stock(1992), Christiano(1992), Andrews(1993) 등을 참조할 것.

3. 單位根 檢定

사용된 變數들의 定常性(stationarity) 여부를 판정하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF), Phillips-Perron(PP), Stock-Watson(SW), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) tests 등 일련의 單位根 檢定을 실시하였다. 이들 檢定에 있어서는 確定的 趨勢(deterministic trends)의 존재유무에 따라 檢定統計量의 分布나 檢定力(power)이 크게 영향을 받는 점을 감안하여 檢定回歸式을 달리 설정하였는데, 먼저 ADF와 PP檢定에서는 아래와 같은 세가지의 檢定回歸式을 설정하였다.

$$y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (1)$$

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (2)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (3)$$

이 경우 μ 나 β 값을 선형적으로 알 수 없으므로 單位根 檢定을 위하여 Dickey-Fuller(1981)가 제안하고 있는 最尤度(likelihood)에 의한 複合假說(composite hypotheses)의 併合檢定(joint tests) 또는 그 변형(PP檢定の 경우)을 아울러 사용하였다. 併合檢定에 사용된 각각의 歸無假說과 統計量 記號는 아래와 같다. (이하의 설명은 ADF檢定을 중심으로 한 것으로서 PP檢定の 경우에는 아래의 ϕ_1, ϕ_2, ϕ_3 대신 $Z(\phi_1), Z(\phi_2), Z(\phi_3)$ 를 적용하면

된다.)

$$H_0^1 : (\mu, \alpha) = (0, 1) \text{ in (2)} \implies \phi_1$$

$$H_0^2 : (\mu, \beta, \alpha) = (0, 0, 1) \text{ in (3)} \implies \phi_2$$

$$H_0^3 : (\mu, \beta, \alpha) = (\mu, 0, 1) \text{ in (3)} \implies \phi_3$$

이 중 ϕ_3 는 (3)식에서 確定的 趨勢가 존재하지 않고($\beta=0$), 單位根이 존재한다($\alpha=1$)는 歸無假說을 한꺼번에 檢定하는 것으로서 이때의 檢定統計量은 Dickey-Fuller(1981)을 이용하게 된다. 이 檢定에서 만일 歸無假說이 수용된다면 單位根 檢定에 관한 한 추가적인 檢定 없이 單位根이 존재한다고 결론지을 수 있다³⁾. 다만 單位根과 함께 漂流項(drift)을 가지고 있는지 여부는 이 檢定으로 판단할 수 없는데 이를 위해서는 뒤에 설명할 ϕ_2 檢定을 이용하면 된다. 만일 ϕ_3 檢定에서 歸無假說이 기각되면 이는 確定的 趨勢가 존재하든지(單位根은 존재할 수도 존재하지 않을 수도 있다), 確定的 추세와 單位根이 모두

존재하지 않는다는 것, 두 가지 중의 하나임을 의미한다. 確定的 趨勢가 존재한다는 가정하에서 單位根의 존재유무는 추정계수 α 의 t 값을 통상적인 標準正規分布를 이용하여 檢定할 수 있다⁴⁾. 확정적 추세가 존재하지 않는다는 가정하에서는 이미 單位根의 존재가 부정되었으므로 單位根에 관한 한 추가적인 檢定을 할 필요가 없다. 단지 單位根이 존재하지 않는다는 가정하에 확정적 추세가 존재하는지의 여부는 추정식의 β 를 正規分布를 이용하여 檢定하면 된다.

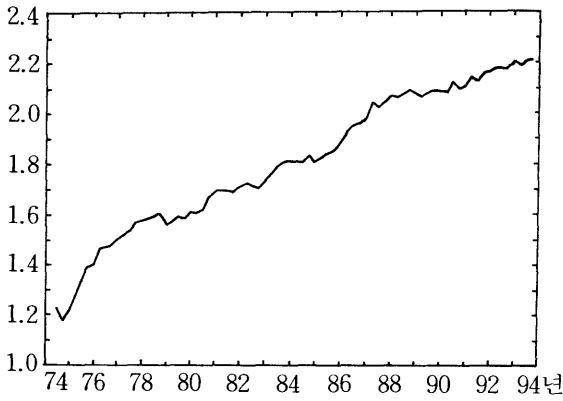
ϕ_2 는 ϕ_3 와 비슷하지만 앞서의 歸無假說에 μ 까지 0의 값을 갖는다는 추가적인 제약을 가한 것이다. ϕ_3 에 의해 이미 單位根의 존재가 확인된 경우 이 歸無假說의 기각은 따라서 분석대상이 된 시계열이 ‘漂流項이 있는 任意步行(random walk with drift)’을 한다는 것을 의미한다. 만일 歸無假說이 수용되면 표류항이 존재하지 않는데 이 경우에는 (3)식 대신 (2)식을 추정하여 單位根의 유무를 檢定하는 것이 檢定力을 높이는 데 도움이 된다. 이 경우에 이용될 수 있는 統計량이 ϕ_1 으로서 이는 單位根의 존재와 함께 $\mu=0$ 이라는 제약을 함께 檢定하는 것이다.

검정에 앞서 개별 變數들의 개략적인 움직임을 그래프로 보면 [圖 3]과 같다. (실제 분석에서 각 변수에 自然對數를 취하여 사용하였으므로 이하 자연대수를 취한 계열을 중심으로 설명하기로 한다. 原系列과

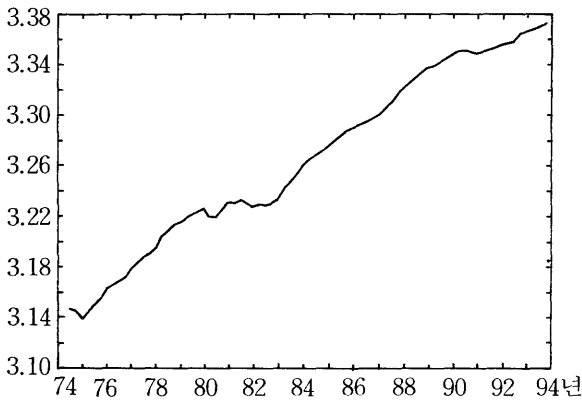
3) 물론 이 경우 추가적인 확인을 위해 추정계수 α 값이나 그 t 값을 이용하여 통상적인 ADF 또는 PP 檢定을 실시할 수 있다. 이 경우에는 이미 $\beta=0$ 임이 확인되었으므로 Fuller(1976)나 MacKinnon(1991)의 臨界值를 이용하는 것에 아무런 문제가 없다.

4) 확정적 추세가 존재할 때 正規分布를 사용할 수 있다는 것은 이 경우 표본의 갯수가 無限大에 접근함에 따라 統計량이 점근적으로 正規分布에 접근한다는 사실에 기초한 것이다. 그러나 소규모 표본의 경우에는 正規分布로부터의 괴리가 있게 되므로 정규분포를 이용한 檢定이 반드시 올바른 결과를 보증해 주는 것은 아니다. 이 점에 관해서는 Helleberg and Mizon(1989) 참조.

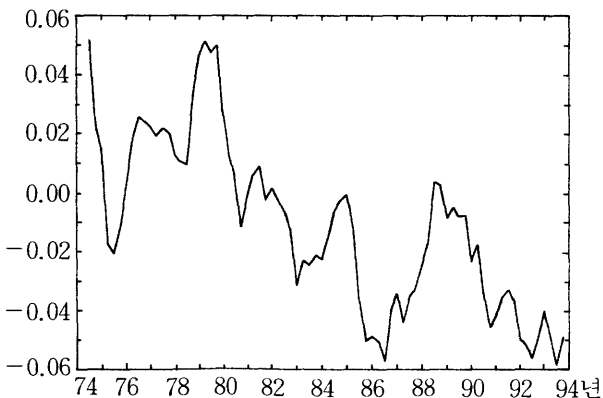
[圖 3a] xg 推移



[圖 3b] yf 推移



[圖 3c] rp 推移



구분하기 위하여 自然對數를 취한 변수들은 모두 소문자로 표기하기로 한다.) 輸出物量變數 xg 와 海外所得變數 yf 는 강한線型 趨勢를 지니고 있는데, 이같은 趨勢가 確定的(deterministic)인 것인지 確率的(stochastic)인 것인지는 單位根 檢定에서 밝혀질 수 있을 것이다. 만일 確率的이라면 漂流項을 갖는 任意步行的 성격을 띠는 것이라는 것을 그림은 시사하고 있다. 相對價格 變數 rp 에는 완만한 下向趨勢와 함께 큰 진폭의 순환적 움직임을 보이고 있다.

위와 같은 고려하에서 (3)식과 (2)식을 추정하고 각 식에서 얻어지는 統計量을 정리한 것이 <表 1>이다. ADF檢定の 경우에는 오차항의 자기상관효과를 제거하기 위해 추정시 각 變數의 1차차분(first difference)의 時差變數를 表에 표시된 lags 갯수만큼 첨가하였으며 PP檢定の 경우에는 장기분산항의 산정시 lags 갯수만큼의 잔차항을 절단(truncate)하였다. 이때의 window는 RATS(4.1) 프로그램에 있는 대로 Bartlett window를 사용하였다.

얻어진 결과를 보면 檢定方法에 따라, 그리고 사용된 lag의 갯수에 따라 다소 상이한 결과를 보일 때도 있지만 대체로 세 變數 모두에 單位根이 존재함을 시사하고 있다. 먼저 ADF檢定을 보면 xg 의 경우 lags = 2를 제외한 모든 lags의 5% 유의수준에서 單位根이 존재한다는 결과를 보이고 있다. 이 결과는 ϕ_3 統計量을 이용하

〈表 1〉 Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron 單位根 檢定¹⁾

D-F Test				P-P Test					
Test Lags	xg	yf	rp	Test Lags	xg	yf	rp		
〈with trend〉									
τ	0	-2.639	-1.241	-2.767	Z_α	0	-10.996	-3.719	-13.414
	2	-4.247*	-2.416	-3.827*		2	-10.474	-6.330	-19.394
	4	-3.080	-2.348	-3.256		4	-10.923	-7.296	-20.528
	6	-2.524	-2.944	-2.563		6	-10.649	-7.998	-18.761
	8	-2.032	-2.154	-2.148		8	-10.152	-8.301	-16.998
	10	-3.163	-3.358	-2.535		10	-9.776	-8.367	-15.783
	12	-1.932	-2.654	-2.669		12	-9.295	-8.292	-15.525
ϕ_3	0	4.518	1.016	3.938	$Z(\phi_3)$	0	4.518	1.016	3.938
	2	11.380*	4.256	7.340*		2	4.461	1.580	5.414
	4	5.075	3.090	5.538		4	4.509	1.803	5.695
	6	3.439	4.397	3.391		6	4.479	1.968	5.257
	8	2.269	2.499	2.318		8	4.431	2.040	4.821
	10	5.162	5.774	3.234		10	4.402	2.056	4.521
	12	1.921	3.523	3.562		12	4.376	2.038	4.457
ϕ_2	0	11.955*	27.027*	3.032	$Z(\phi_2)$	0	11.955*	27.027*	3.032
	2	14.078*	11.200*	4.972*		2	12.514*	17.475*	3.875
	4	6.077*	5.280*	3.788		4	12.029*	15.614*	4.047
	6	5.397*	4.681	2.541		6	12.317*	14.548*	3.781
	8	4.89*	4.482	2.020		8	12.904*	14.145*	3.523
	10	4.771	5.284*	2.484		10	13.410*	14.062*	3.350
	12	4.260	4.932*	2.768		12	14.150*	14.157*	3.314
〈no trend〉									
τ	0	-1.802	-0.848	-2.146	Z_α	0	-1.281	-0.315	-6.964
	2	-2.564	-1.867	-2.160		2	-1.255	-0.353	-9.453
	4	-1.143	-1.060	-1.201		4	-1.265	-0.365	-9.845
	6	-0.964	-0.643	-0.919		6	-1.255	-0.373	-9.047
	8	-0.831	-0.786	-0.910		8	-1.240	-0.376	-8.344
	10	-0.816	-0.753	-0.99		10	-1.230	-0.376	-7.934
	12	-0.480	-0.240	-1.082		12	-1.217	-0.374	-8.005
ϕ_1	0	14.266*	39.722*	2.897	$Z(\phi_1)$	0	14.266*	39.722*	2.897
	2	11.428*	13.642*	2.438		2	15.862*	25.434*	3.292
	4	4.278	5.120*	0.849		4	15.160*	22.792*	3.367
	6	4.787*	2.558	0.813		6	15.816*	21.260*	3.217
	8	5.181*	4.367	3.497		8	16.952*	20.810*	3.094
	10	2.059	2.108	0.944		10	17.799*	20.877*	3.029
	12	4.367	3.497	1.123		12	18.979*	21.205*	3.040

註 : 1) 臨界値는 Fuller(1976), Mackinnon(1991), Dickey and Fuller(1981)에 의함. 5% 유의수준에서 回歸式에 趨勢가 포함된 경우 τ , Z_α , ϕ_3 , ϕ_2 의 臨界値는 각각 -3.47, -20.7, 6.49, 4.88을, 趨勢가 포함되지 않은 경우 τ , Z_α , ϕ_1 의 臨界値는 각각 -2.90, -13.7, 4.71을 적용함.

*는 5% 수준에서 統計的 有意性이 있는 경우임.

든 τ 값을 이용한 관계없이 동일하게 나타나고 있다. 單位根이 존재한다고 나타나는 경우 ϕ_2 통계량이 lags = 10을 제외한 모든 lags에서 기각되고 있어서 표류항이 존재하는 것으로 나타나고 있다.

yf 의 경우에도 결과는 비슷하다. 즉 모든 lags의 경우에 ϕ_3 統計量이 수용되고 이때의 τ 값도 수용되므로 單位根이 존재한다는 결론이 쉽게 도출된다. ϕ_2 는 lags = 0, 2, 4, 10의 경우에는 漂流項이 존재하는 것으로, 그리고 lags = 6, 8에서는 漂流項이 없는 것으로 나타나고 있다. rp 의 경우에도 lags = 2를 제외한 모든 경우에 單位根의 존재를 지지하고 있는데 이때 표류항은 존재하지 않는 것으로 보인다. 漂流項이 존재하지 않는 경우에는 (3)식 대신 (2)식을 이용하여 單位根 여부를 검정하는 것이 檢定力을 높이는 데 도움이 되므로 이를 다시 추정한바(결과는 <表 1>의 아래쪽에 나타나 있음) τ 檢定, ϕ_1 檢定 모두에서 單位根 假說을 쉽게 수용하여 위의 결과를 확인하고 있다.

PP檢定에 있어서는 ADF檢定보다 더욱 명료한 결과를 보인다. 즉 Z_{∞} , $Z(\phi_3)$ 검정의 모든 lags에서 세 變數가 공히 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각하지 못하여 이들 변수가 正常的(stationary)이 아님을 보인다. $Z(\phi_2)$ 검정에서는 xg , yf 의 경우에 모든 lags에서 歸無假說이 기각되어 두 변수가 漂流項을 갖는 任意步行 계열임을 보이고 있다. 반면 rp 의 경우

에는 漂流項이 존재하지 않으며 이 경우 Z_{∞} , $Z(\phi_1)$ 통계량은 rp 가 단위근을 갖는다는 명제를 넉넉히 수용하고 있다.

상기 결론을 다시 확인하기 위하여 SW檢定을 추가적으로 실시하였다. SW檢定에 있어서는 미리 상수항을 포함한 確定的 추세를 제거하고 얻어진 奪趨勢系列(detrended series)을 이용하여 單位根 檢定을 하게 되므로 앞의 ADF나 PP檢定에서와 같은 併合檢定은 없으며 따라서 검토해야 할 統計量은 적다. 檢定結果는 <表 2>에 요약되어 있는데, 表 안의 arcorr는 교란항의 自己相關效果를 걸러내기(filter out) 위해 추정된 $AR(p)$ 방정식의 자기상관 차수 p 에 해당한다.

SW檢定에 있어서도 결과는 거의 동일하다. 즉 유일하게 arcorr = 2에 있어서의 rp 를 제외하고는 모든 變數의 모든 arcorr에서 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각하지 못하고 있으며 따라서 세 變數 모두에 單位根이 존재한다는 것을 시사하고 있다.

이제까지의 檢定結果를 정리하면 xg , yf , rp 의 세 變數가 각각 單位根을 가진다는 歸無假說을 기각하지 못하여(일부 제한적인 경우를 제외하고) 單位根을 갖는 任意步行系列이라고 결론지을 수 있다. 그리고 이중 xg 와 yf 는 표류항을 가지며 rp 는 漂流項을 가지지 않는다고 할 수 있다.

다음 章에서 행하고 있는 共積分 檢定

〈表 2〉 Stock-Watson 單位根 檢定¹⁾

arcorr	xg	yf	tp
〈with trend〉			
0	-9.931	-15.105	-13.493
2	-12.785	-10.078	-22.441*
4	-11.151	-10.606	-20.033
6	-11.705	-10.473	-13.531
8	-9.437	-8.107	-12.257
10	-9.506	-9.864	-13.026
12	-7.889	-10.429	-12.729
〈without trend〉			
0	-0.976	-0.229	-8.222
2	-1.045	-0.319	-11.456
4	-1.016	-0.388	-6.979
6	-1.016	-0.361	-3.705
8	-1.064	-0.277	-3.135
10	-0.970	-0.305	-4.488
12	-1.379	-0.376	-4.253

註 : 1) 臨界値는 Fuller(1976)에 의한. 5% 有意水準에서의 臨界値는 趨勢 除去에 時間趨勢까지 포함시킨 경우 -20.7, 상수항만을 포함시킨 경우 -13.7을 적용.

*는 5% 수준에서 統計的 有意性이 있는 경우임.

은 상기 결론을 기초로 한 것이다. 그러나 엄밀한 의미에서 歸無假說이 기각되지 않았다는 사실이 單位根을 가진다는 命題를 강력하게 지지하는 것은 아니다. 왜냐하면 古典的 假說檢定の 특성상 어느 한 명제를 歸無假說로 한다는 것은 그것에 반대되는 강력한 증거가 없는 한 그 歸無假說을 잠정적으로 받아들이겠다는 것에 불과하기 때문이다.

따라서 만일 위와 같이 “單位根이 존재한다”는 명제를 歸無假說로 하지 않고, “單位根이 존재하지 않는다”는 명제를 歸無假說로 설정한 다음 이 새로운 歸無假說이 기각된다면 우리는 좀더 확신을 가지고

단위근이 존재한다고 말할 수 있을 것이다. 물론 이 경우에는 單位根이 존재한다는 강력한 증거가 없는 한 單位根이 존재하지 않는다는 명제를 수용하도록 설정하는 것이 되기 때문에 위와는 반대로 단위근이 존재하지 않는다는 명제를 강력히 주장할 수는 없다. 이하에서는 單位根이 존재하지 않는다는 명제를 歸無假說로 하는 檢定方法 중의 하나인 KPSS 檢定法을 간단히 설명하고 그 결과를 살펴보기로 한다.

위의 세가지 방법이 (3)과 같은 추정식으로 얻어지는 계수값 α 에 대하여 일정한 母數的 制約(parametric restriction)을

가하고($\alpha=1$ 이라는) 그 제약의 타당성 여부를 검증하는 데 반해, KPSS檢定에 있어서는 變數 자체를 確定的 趨勢 요소, 任意歩行的 요소, 正常的 攪亂項으로 분해하고 이중 任意歩行的 요소의 분산이 0의 값을 갖는지 여부를 檢定하는 방법을 취한다.

時系列 變數 y_t 가 다음과 같은 세가지 요소로 구성된다고 가정해 보자.

$$y_t = \zeta t + \gamma_t + \varepsilon_t$$

여기에서 ζt 는 確定的 趨勢 요소이며 γ_t 는 任意歩行的 요소, 그리고 ε_t 는 正常的 攪亂項(stationary error)이다. 임의보행적 요소 γ_t 는 다음과 같은 구조를 갖는다고 가정한다.

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \nu_t$$

ν_t 는 iid($0, \sigma_\nu^2$)이다. 초기값 γ_0 는 고정되어

있다고 가정하며 회귀식에서 절편역할을 한다. 이 경우 시계열 y_t 가 안정적이라는 가설, 즉 單位根을 가지지 않는다는 가설은 단순히 $\sigma_\nu^2=0$, 즉 임의보행 방정식의 분산이 0이라는 명제로 표시할 수 있다. ε_t 가 定常的이므로 歸無假說下에서 y_t 는 $\zeta \neq 0$ 인 경우 趨勢周圍定常(trend stationary)이 되며 $\zeta=0$ 일 경우엔 水準周圍定常(level stationary)이 된다. 실제 檢定에 있어서는 우선 각 時系列 變數를 時間變數와 상수항, 또는 상수항만에 대하여 회귀하고 그때 얻어지는 잔차항의 部分集計系列(partial sum series)을 구한다. 다음으로 그 부분집계계열의 자승합을 회귀식의 교란항 分散推定値로 나누어 그 비율을 구하면 된다. 이때 교란항 분산추정치는 PP檢定에서와 같이 교란항의 自己相關 및 異分散을 고려한 장기분산추정치를 이용하며

〈表 3〉 KPSS 單位根 檢定¹⁾

lags	0	2	4	6	8	10	12
〈level stationary〉							
<i>xg</i>	7.566*	2.633*	1.640*	1.215*	0.978*	0.827*	0.723*
<i>yf</i>	7.718*	2.659*	1.642*	1.208*	0.968*	0.816*	0.712*
<i>rp</i>	4.741*	1.761*	1.165*	0.905*	0.754*	0.655*	0.585*
〈trend stationary test〉							
<i>xg</i>	0.393*	0.154*	0.109	0.093	0.088	0.086	0.088
<i>yf</i>	0.420*	0.150*	0.098	0.077	0.068	0.063	0.062
<i>rp</i>	0.262*	0.105	0.078	0.069	0.066	0.065	0.066

註 : 1) 臨界値는 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(1992)에 의함. 5%의 有意水準에서 臨界値는 trend stationary의 경우 0.463, level stationary의 경우 0.146을 적용함.

*는 5% 수준에서 統計的 有意性이 있는 경우임.

따라서 추정에 사용된 window와 時差切斷母數(lag truncation parameter)에 따라 다소 값이 달라지게 된다.

〈表 3〉에는 얻어진 KPSS 統計量을 lags 갯수에 따라 정리하였다⁵⁾. 장기분산의 추정에는 Bartlett window를 사용하였다. 檢定結果를 보면⁶⁾ level stationary 檢定の 경우 모든 lags에서 세 變數 모두가 定常性을 기각하고 있어서 위에서 얻은 결과와 합치한다. 그러나 trend stationary 檢定에 있어서는 xg 와 yf 의 경우 lags=0, 2 그리고 rp 의 경우 lags=0에서만 위에서 얻은 결과와 합치할 뿐 여타의 lags에서 定常性 가설을 기각하지 못하여 모호한 결과를 보인다. 이같은 결과는 사용된 檢定方法의 특성상 이미 예견되었던 것이긴 하지만 또 다른 이유, 즉 單位根 檢定이 여타의 다른 假說檢定の 경우와 비교하여 檢定力이 약하다는 데에도 기인하는 것으로 생각된다.

앞서 말한 대로 이하에서의 분석에서는 세 變數 모두가 單位根을 가진다는 명제를 기초로 하였다. 그런데 여기에서 한가지 언급하고 넘어가야 할 사항이 있다. 즉 우리나라 수출의 相對價格變數 rp 가 單位根

을 갖는다는 것은 앞에서 小規模 輸出國의 경우 세계시장에서의 가격결정력이 없기 때문에 세계시장에서 결정된 가격을 그대로 수용해야 할 것이라는 命題와 相馳한다는 점이다. 만일 우리나라의 輸出企業이 세계시장가격을 주어진 것으로 받아들여야 한다면 우리나라의 輸出單價는 세계시장 가격과 동일한 움직임을 보이거나, 단기에서는 다소 괴리를 보이더라도 적어도 장기적으로는 세계물가와 共積分關係에 있어야 한다. 그런데 우리나라 輸出單價를 외국의 물가로 나눈 相對價格變數 rp 가 單位根을 갖는다는 것은 外國物價와 우리나라의 輸出單價 사이에 共積分關係가 성립하지 않는다는 것을 의미하는 것이며 따라서 完全競爭 假定도 부인되는 것이 된다.

이론적으로 설득력이 커 보이는 명제가 統計的 檢定에서 기각된다는 것은 이 문제에 대한 보다 심층적인 연구가 있어야 할 것이라는 것을 시사하는 것인데, 이에 대한 고려는 추후의 課題로 넘기고 여기에서는 그냥 넘어가기로 한다. 다만 본고에 구체적으로 제시하지는 않았지만, ① 분석기간을 달리 설정할 경우 rp 가 單位根을 갖지 않는다는 결론이 얻어지는 경우가 있었으며, ② 실제 rp 가 單位根을 갖지 않는다면 다음 장에서 얻어지는 輸出需要函數의 낮은 價格彈性値는 單位根을 갖는 $I(1)$ 變數를 $I(0)$ 變數에 回歸시키는 데서 오는 것일 수도 있다는 점을 지적하여 두기로 한다.

5) 時差切斷母數를 임의로 결정하지 않고 자료의 성격에 따라 자동적으로 결정되도록 하는 Andrews(1991)방법을 사용할 수도 있겠으나 그 경우엔 母數값이 너무 커져서 여기에서는 사용하지 않았다.

6) 歸無假說이 바뀌었기 때문에 해석에 약간의 주의를 요한다.

Ⅲ. 共積分 檢定

共積分檢定 방법으로는 單一 回歸方程式을 OLS방식으로 추정하고 추정식으로부터 얻어지는 잔차항의 單位根 존재유무를 가리는 Engle and Granger(1987)流의 방법과 다변량 벡터자기상관(VAR) 추정법을 이용하는 Johansen(1988), Stock and Watson(1988) 방법 등이 있으나 본고에서는 전자의 방법을 따랐다.

共積分 檢定은 아래의 세가지 회귀방정식을 추정하고 각각의 식에서 얻어진 잔차항에 單位根이 존재하는가를 檢定하는 식을 취하였으며, 檢定方法으로는 통상적인 ADF, PP檢定 외에 Phillips and Ouliaris(1989)가 제안하고 있는 분산비율(variance ratio)檢定(이하 檢定統計量의 기호로는 Pu를 사용), 그리고 Leybourne and McCabe(1993)의 Hk檢定을 추가하였다.

$$xg_i = byf_i + crp_i + u_i \dots\dots\dots (4)$$

$$xg_i = a + byf_i + crp_i + u_i \dots\dots\dots (5)$$

$$xg_i = a + dt + byf_i + crp_i + u_i \dots\dots (6)$$

이 중 ADF, PP檢定은 이미 널리 알려져 있는 것이므로 설명을 약하고 비교적 새로운 Pu, Hk檢定에 관해서만 간단히 설명해 보기로 한다. 먼저 Pu檢定은 상기 從屬

變數를 獨立變數에 회귀시킨 共積分 회귀식의 殘差項 分散과, 從屬變數 자체의 條件附 分散(이때의 條件變數는 獨立變數들이다)의 비를 구하는 것으로 주어진 條件附 分散下에서 만일 共積分이 존재하면 共積分回歸式의 잔차항 분산이 작아진다는 것을 이용한 것이다. 실제 계산은 사용된 變數 모두를 하나의 벡터로 묶어서 $Z_i' = \{xg_i, yf_i, rp_i\}'$ 로 놓고 아래와 같은 VAR식을 추정하여 그 잔차항 벡터 ζ_i 를 구한다.

$$Z_i = \Pi Z_{i-1} + \zeta_i$$

다음으로 ζ_i 를 이용하여 아래와 같은 長期 共分散 매트릭스를 구한 다음 이를 이용하여 $\{yf, rp\}$ 를 주어진 것으로 본 xg 의 條件附 分散을 구한다. 즉 長期 共分散 매트릭스를 아래와 같이 분할했을 때(1, 2는 매트릭스의 dimension)

$$\Omega = \begin{vmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \Omega_{22} \end{vmatrix} \begin{matrix} 1 \\ 2 \end{matrix}$$

조건부 분산($\omega_{11 \cdot 2}$)는 $\omega_{11 \cdot 2} = \omega_{11} - \omega_{21}' \Omega_{22}^{-1} \omega_{21}$ 로 표시되는데 이때 Pu는

$$Pu = (T \omega_{11 \cdot 2}) / \sigma_u^2$$

가 된다. 長期 共分散의 추정에 있어서 自己相關 및 異分散 效果를 고려해 주기 위한 조정은 앞에서 본 여타의 경우와 같으며 본고에서는 Bartlett window를 사용하였다. 다음으로 Hk檢定은 앞에서 살펴본 KPSS檢定과 비슷한 방법으로 歸無假說을

〈表 4〉 共積分 檢定結果¹⁾

	係數	t 값	係數	t 값	係數	t 값
1. <i>yf</i>	0.531	85.34	3.782	42.07	3.395	5.27
2. <i>rp</i>	-6.065	-9.20	-0.569	-2.62	-0.450	-1.54
3. Constant	-	-	-24.317	-36.16	-21.563	-4.70
4. Trend	-	-	-	-	0.003	0.61
lags						
0	-1.848		-3.179		-3.182	
2	-3.102		-3.697		-3.787	
ADF 4	-3.047		-3.917*		-3.902	
6	-2.308		-4.076*		-3.949	
8	-1.663		-3.547		-3.374	
10	-1.925		-3.749		-3.688	
0	-6.587		-15.280		-15.129	
2	-9.037		-14.771		-14.652	
PP 4	-9.125		-16.541		-16.407	
6	-8.009		-17.044		-16.875	
8	-7.061		-16.428		-16.278	
10	-6.404		-14.920		-14.879	
0	1.076		19.836		19.935	
2	0.628		11.585		11.643	
Pu 4	0.618		11.393		11.449	
6	0.566		10.443		10.495	
8	0.503		9.278		9.324	
10	0.475		8.765		8.808	
0	2.930*		0.290*		0.298*	
2	2.807*		0.243*		0.248*	
Hk 4	2.671*		0.221*		0.224*	
6	2.559*		0.211		0.214*	
8	2.486*		0.210		0.213*	
10	2.435*		0.213		0.216*	

註 : 1) 5% 유의수준에서의 임계치는 standard, demeaned, detrended의 순으로, ADF의 경우 -3.267, -3.854, -4.279, PP의 경우 -21.483, -26.094, -32.223, Pu의 경우 32.939, 40.525, 53.830, 그리고 Hk의 경우엔 0.895, 0.221, 0.101을 적용함. Phillips and Ouliaris(1989), Leybourne and McCabe(1993) 참조.

바꾸어 共積分이 존재한다는 명제를 歸無假說로 한 檢定方法이다. 먼저 앞의 共積分 回歸式 (4), (5), (6)의 잔차항 u_i 가 임의보행을 하는 요소(γ_i)와 定常的인 요소(ν_i)의 합으로 구성되어 있다고 가정해 보자. 즉

$$u_i = \gamma_i + \nu_i, \quad \nu_i \sim \text{stationary} \dots\dots (7)$$

$$\gamma_i = \gamma_{i-1} + \eta_i, \quad \eta_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\eta^2) \dots\dots (8)$$

으로 표시하면 共積分이 존재한다는 가설은 잔차항 u_i 중 임의보행식의 분산, 즉 σ_η^2 가 0이라는 명제로 표시할 수 있다. 즉 Hk檢定은 앞에서 살펴본 KPSS 單位根檢定法을 共積分 回歸式的 잔차항에 적용시킨 것이다.

추정식 (4), (5), (6)과 각 추정식으로 부터 얻어지는 각각의 檢定 統計量은 <表 4>와 같다. 이제 表의 내용을 살펴보면 앞서의 單位根 檢定에서와 마찬가지로 檢定方法에 따라서 서로 조금씩 다른 결과가 나타나기도 하지만 전반적으로는 共積分이 존재하지 않는다는 결과를 보임을 알 수 있다. 먼저 추정식 (4)와 (6)에서 얻어진 결과는 ADF, PP, Pu檢定에서 모두 잔차항에 單位根이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 共積分關係를 부정하고 있다. 또한 Hk檢定에 있어서는 잔차항이 定常的이라는 歸無假說이 기각되어 共積分이 존재하지 않는다는 보다 강력한 결과를 보인다.

추정식 (5)의 경우에는 약간씩 상이한

결과가 보이는데, 먼저 ADF檢定에서는 lags=4, 6에서 共積分關係가 지지되고 나머지 lags=0, 2, 8, 10에서는 共積分關係가 부정된다. 다음 PP와 Pu檢定에서는 모든 lags에서 공적분관계가 부정되고 있다. 마지막 Hk에서는 lags=0, 2, 4에서 共積分假說이 기각되는 반면 lags=6, 8, 10에서는 기각되지 않는다. 그러나 실제 통계량이 5% 유의수준에서의 임계치인 0.221에 아주 가까운 값을 지니고 있어서 공적분관계가 부정된다는 결론을 취하여도 크게 무리는 없을 것 같다. 유의수준을 10%로 할 경우에는 물론 넉넉한 수준에서 歸無假說이 기각된다.

이제 추정식 중 (5), (6)식을 중심으로 推定係數를 살펴보자. 이미 共積分關係가 부정되고 있어서 추정식의 계수값들을 살펴보는 것은 사실상 의미가 없지만 단지 共積分에 대한 고려 없이 수출수요함수를 OLS방법에 의해 추정했을 경우 얻게 되는 계수값이 어떤 것인가를 이를 통해 확인할 수는 있기 때문이다. (5)식에서는 所得彈性值가 3.782, 그리고 價格彈性值가 0.569로 나타나 있는데 이들 彈性值가 서론부분에서 인용한 값이다. 각각의 t 값은 42.07, 2.62로서 통상적인 假說檢定에서 충분히 유의한 수준이지만 單位根을 갖는 변수들 간의 회귀식에서 공적분관계가 부정되고 있으므로 이는 의미가 없다. 따라서 서론에서 제기하였던 질문, 즉 이들 관계가 타당한 것인가에 대한 해답은 이제 부정적인

것으로 판명된 셈이다. (5)식에 時間趨勢를 추가한 (6)식에서는 所得彈性値가 3.395로 다소 줄어들고 있지만 역시 통계적으로 의미 있는 숫자는 아니며 추정식의 趨勢變數 계수값이 매우 작고 유의성도 없어서 時間變數의 추가가 큰 변화를 가져오는 것은 아니므로 판단된다.

IV. 非價格競爭力 變數의 推定

앞에서 본 바와 같이 전통적인 輸出需要函數가 共積分 관계를 갖지 못한다는 것은 所得과 相對價格 외에 수출에 영향을 미치는 제3의 변수가 존재한다는 것을 의미한다고 할 수도 있다. 일반적으로 國際貿易理論에서 輸出에 영향을 미치는 제3의 요인으로 品質, 生産能力, 包裝, 配達, 宣傳, 애프터 서비스 등이 거론되는데, 이러한 변수들은 통틀어 수출의 非價格競爭力(NPC)變數라고 부를 수 있을 것이다.

Riedel이 지적한 開途國 輸出函數의 과대 所得彈性値 문제를 해결하기 위해, 또는 다른 이유에서 이들 非價格競爭力 변수들 중의 일부를 輸出函數에 포함시켜 추정할 예들이 있다.⁷⁾ 그러나 많은 경우 이들

변수들은 정확히 계량화하기 힘든 특성을 지니고 있어서 과거 수출실적의 移動平均을 넣거나, 이윤변수를 사용하는 등 代用變數를 쓰는 것이 일반적이었다. 때로는 非價格競爭力의 代用變數로 時間變數를 첨가하기도 하는데 非價格競爭力이 일정한 추세를 가지고 증가한다고 보기는 힘들므로 개략적인 의미밖에 가지지 못한다고 할 것이다.

본고에서는 非價格競爭力을 나타내는 變數를 외부에서 구하는 대신 확률추세를 가미한 輸出函數模型을 설정함으로써 非價格競爭力 계열을 모형내에서 직접 추정하는 방식을 택하려 한다. 즉 앞에서 추정한 (5)식을⁸⁾ 약간 변형하여 절편이 시간에 따라 변하는 可變係數模型으로 바꾸고 이 계수의 움직임을 Kalman Filtering 방법으로 추적해 보려는 것이다. 이 방법은 Anderton(1992)이 영국 수출의 非價格競爭力 효과를 추출하기 위하여 썼던 방법인데, 다만 Anderton의 경우 輸出函數의 共積分關係 성립여부에 대한 검정이 없고 따라서 可變係數模型과 共積分간의 이론적 관계에 대한 고찰도 결여되어 있다는 약점을 지닌다.

共積分과 可變係數模型과의 관계는 다음과 같이 설명해 볼 수 있다. 상기 (5)식과 잔차항의 통계적 특성을 정의하는 (7), (8)식을 결합하여 바꾸어 쓰면

$$xg_t = a + byf_t + c r p_t + \gamma_t + \nu_t,$$

7) 각주 1) 및 후술하는 Anderton(1992) 참조.

8) 이하에서는 상기 推定式 (4), (5), (6)식 중 가장 타당성이 높아 보이는 (5)식만을 택하여 나머지 분석의 기초로 삼기로 한다.

$$= \delta_t + byf_t + crp_t + v_t \dots\dots\dots (9)$$

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim iid(0, \sigma_\eta^2) \dots (10)$$

$$\text{여기서, } \delta_t = a + \gamma_t$$

가 된다. (9)식은 이제 通常的인 可變係數 模型(切片 δ_t 를 제외한 b, c 는 고정), 또는 狀態空間模型(state space model)에 있어서의 計測方程式(measurement equation)이 되며 (10)식은 狀態轉移方程式(transition equation)이 된다. 여기에서 非價格 競爭力 계열은 δ_t 가 되며 이 변수의 시간 경로 및 교란항의 分散은 Kalman Filter를 이용한 最尤度推定方法으로 구할 수 있다. 다만 통상적인 Kalman Filter의 경우 正規分布를 가정하지만 (7)과 (8)에서 단지 v_t 가 定常이라는 것과 η_t 가 iid라는 것만을 가정하였으므로 엄밀한 의미에서 Kalman Filter를 통해 얻는 δ_t 를 상태벡터의 條件附 平均으로 해석할 수는 없다. 그러나 이 경우에도 추정치 δ_t 가 最小 平均自乘 誤差를 갖는 線型推定值(minimum mean square linear estimator)로서의 의미는 갖는다(Harvey[1989] 참조). 또 앞서 Hk 검정에서는 v_t 가 自己相關을 가질 경우에 대비하여 lags를 별도로 고려하였지만 여기에서는 무시하였다. 따라서 여기에서 추정되는 δ_t 계열은 Hk 검정에 있어서 lags=0에 상응하는 것이다.

(9)식과 같이 回歸方程式의 절편항에 任意步行的 可變性을 허용하고 그같은 可變性 假定의 타당성 여부를 검정하는 것은

앞에서 본 共積分檢定과 본질적으로 동일한 것인데, 이같은 해석은 이미 Hansen (1992)에 의하여 제시된 바가 있다. 본고에서는 切片項의 可變性 여부를 위에서 이미 Hk검정을 통하여 확인하였으므로 여기에서는 共積分關係의 실패를 가져오는 δ_t 의 시간경로를 직접 추정해 보려는 것이다. 또 Kalman Filter를 이용하면 앞에서 0이 아니라고 판명된 σ_η^2 의 실제 크기를 직접 추정할 수 있다는 利點도 있는데, Mocan(1994)은 이 방법을 이용하여 미국 GNP 계열의 單位根 여부를 검정한 바 있다.

이제 推定結果를 보면 다음과 같다. Kalman Filter 적용에 있어서 初期值 설정은 Cooley and Prescott(1976) 방법을 따랐다. 먼저 추정된 (9)식은

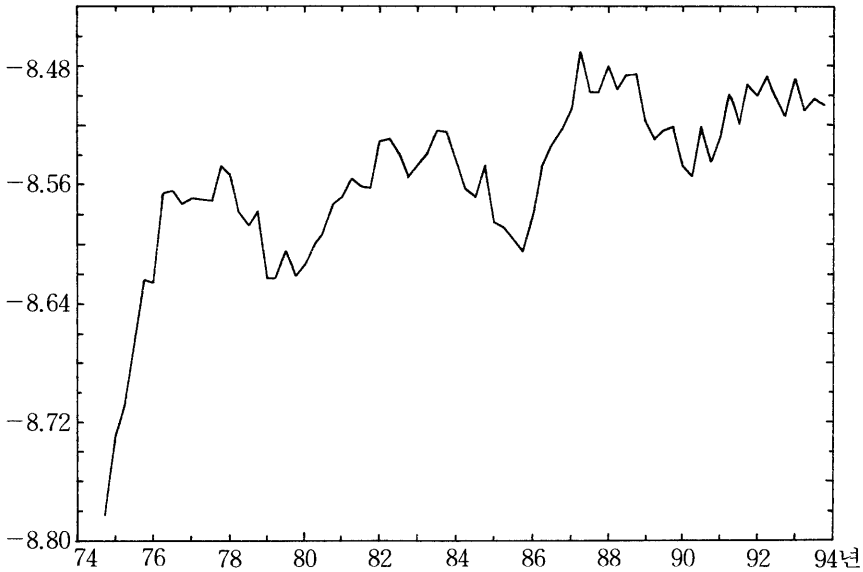
$$xg_t = \delta_t + 3.169 yf_t + 0.496 rp_t, \quad (5.40) \quad (2.12)$$

$$\sigma_\eta = 0.021180 \quad (12.28)$$

$$\sigma_v = 0.000004 \quad (0.000)$$

으로 나타나고 있다. 괄호 안에 있는 숫자는 Hessian의 逆行列로 구한 각 추정치의 표준오차로 계수값을 나눈 t 값을 표시한 것이다. 推定係數를 보면 所得彈性值가 3.169로 앞의 (5)식에서보다 다소 작아지고는 있으나 그 정도는 매우 미약하다는 것을 알 수 있다. 또 價格彈性值는 0.496으로서 (5)식의 0.569보다 더 작아지는 것으로 나타나고 있다. 즉 Kalman Filter-

[圖 4] 輸出의 非價格競爭力 推移



ing 방법에 의해 수출의 非價格競爭力 效果를 감안해 줄 때 所得彈性値의 크기는 원래 기대했던 방향으로 변화되기는 하지만 변화의 정도는 극히 약하며, 價格彈性値의 경우에는 기대했던 것과는 반대의 움직임을 보이고 있다. 마지막으로 추정된 σ 의 시간경로를 그래프로 나타내 보면 [圖 4]와 같다.

그림에서 가장 두드러지게 나타나는 특징은 우리나라 輸出의 非價格競爭力이 전반적으로는 上向趨勢를 보여 왔으나, 일정한 고정적 추세를 따르지 않고 기간에 따라 심한 기복을 보이고 있다는 점이다. 이는 非價格競爭力 效果를 감안해 주기 위하여 고정적 시간추세 변수를 輸出函數내에 추가하는 방법이 타당하지 않음을 의미하는 것이라고 볼 수 있을 것이다. 기간별

움직임을 보면 非價格競爭力의 改善은 대부분 1974~76년 사이에 집중되어 있고, 그후부터는 대단히 완만한 추세를 보이고 있다. 특히 1988년 이후부터는 非價格競爭力이 전혀 증가하지 않고 있으며, 오히려 1991년까지는 하락하다가 그후 미약하게나마 회복되는 기미를 보이고 있다. 재미있는 점은 1989년 이후 앞에서 본 우리나라 수출의 세계시장 점유율 추이가 이곳에서 얻어진 非價格競爭力變數의 움직임과 매우 흡사한 모양을 보이고 있다는 점이다. 최근 우리나라의 시장점유율 하락이 非價格競爭力의 하락에 의한 것이라는 것을 시사하고 있는 것이다.

V. 要約 및 結論

미래 輸出의 예측을 위해서나 換率 등의 정책효과 분석을 위해서는 輸出函數의 所得 및 價格 彈性值에 대한 정확한 추정이 필요하다. 본고에서는 우리나라의 輸出函數 추정에 있어서 고려되어야 할 몇가지 時系列 分析上의 이슈들에 대하여 실험적인 검정과 분석을 시도하였다. 검정결과를 보면 期間에 따라, 사용된 檢定方法에 따라 결과가 서로 상반되게 나타나는 등 모호한 점들이 많이 남아 있고 최종적으로 얻어진 推定式도 당초의 기대에 미흡하는 것이지만 후속연구를 위해 分析結果와 문제점들을 요약해 보기로 한다.

먼저 單位根 檢定에서는 사용된 輸出物量, 交易相對國의 所得, 수출품의 相對價格 세 변수 모두에서 單位根이 존재한다는 명제가 대체적으로 지지되었지만 검정방법에 따라, 추가된 시차변수의 갯수에 따라 엇갈리는 결과도 발견되었다. 특히 검정방법에 따른 차이가 심하였는데, 單位根이 존재한다는 명제를 歸無假說로 하는 AD, PP, SW검정에서는 單位根이 존재하는 것으로 나타난 반면, 單位根이 존재하지 않는다는 명제를 歸無假說로 하는 KPSS검정에서는 대체적으로 單位根이 존재하지 않는다는 결과를 보였다. 즉 어느

검정에서나 일단 歸無假說로 설정된 명제를 기각하기 어려웠는데, 이같은 결과는 單位根 판별을 위해 개발되어 있는 방법들의 검정력이 낮다는 데 기인하는 것으로 보인다. 이같은 상황하에서 검정결과가 歸無假說에 의존하는 현상을 완화하기 위해서는 有意水準을 높이는 것이 바람직하지 않을까 하는 느낌이 있으나 이에 관해서는 좀더 정밀한 통계학적인 검토가 있어야 할 것이다.

수출의 相對價格變數가 단위근을 지니는가의 여부는 최근 開途國 輸出函數의 彈性值 論爭과 관련하여 중요한 의미를 지니는데, 우리나라의 경우 單位根을 지니는 것으로 나타나고 있어 우리나라의 수출기업이 세계시장에서 어느 정도 獨占力을 행사하고 있는 것으로 보인다. 그러나 檢定 期間에 따라 다른 檢定結果를 보일 가능성도 있어서 이같은 결론 또한 절대적인 것은 아니다. 자료의 갯수가 적어서 문제이긴 하지만 검정기간을 수출품의 重化學工業化가 이루어진 80년대 이후와 이전을 나누어 보는 것도 이론적으로는 관심사항이 아닐 수 없다.

사용된 변수들이 모두 單位根을 갖는다는 전제 아래 행한 전통적 輸出函數의 共積分 검정에서는 공적분관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이 경우에는 共積分에 대한 歸無假說을 긍정적인 형태로 설정하든 부정적인 명제로 설정하든 결과가 거의 동일하였다. 所得과 價格變數만으로

설정된 輸出函數가 공적분을 갖지 않는다는 것은 수출에 非價格競爭力變數가 큰 영향을 미치기 때문일 수 있다. 이같은 고려에서 非價格競爭力變數를 Kalman Filtering 방법으로 추정한다면, 우리나라 수출의 非價格競爭力은 70년대 초반에 대폭적인 증가를 보인 후 1988년까지는 매우 완만한 상승을 보였고 1989년 이후에는 非價格競爭力이 오히려 惡化된 것으로 나타났다. 非價格競爭力을 고려한 수출함수에서 과대 價格彈性值 문제는 다소 완화되었으나 그 정도는 매우 미약하였다.

결론적으로 간단명료한 分析結果보다는 분석상의 문제점들이 많이 드러난 셈이다. 추후 지속적으로 좀더 정밀한 分析과 推定을 위한 노력이 있어야 하겠다. 위에서 언급한 몇가지 문제점과 대안들 외에 변수들

의 季節調整 문제, 그리고 共積分벡터의 推定에 있어서 效率的 推定方法(efficient estimator)을 이용하는 것 등도 개선점으로 지적될 수 있다. 季節調整에 있어서 본고에서는 간단히 X-11으로 처리하였지만 우리나라의 경우 음력으로 인한 季節要因(seasonal factors)의 이동이 심하고, 특히 1989년 이후부터는 추석연휴가 사흘로 늘어난 것으로 인하여 계절변동의 진폭이 커졌다는 점을 고려할 필요가 있다. 共積分의 效率的 推定에 관해서는 최근 여러가지 새로운 방법들이 개발되어 나오고 있으므로 그들을 이용하면 될 것이다. 效率的 推定方法을 이용하는 것은 보다 정밀한 彈性值推定을 가능케 해준다는 면에서 최근 문제가 되고 있는 탄성치 논쟁의 해결에 특히 도움이 될 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- Anderton, R., "U. K. Exports of Manufactures: Testing for the Effects of Non-price Competitiveness Using Stochastic Trends and Profitability Measures," *The Manchester School*, LX, 1992, pp. 23~41.
- Andrews, D.W.K., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, 60, 1991, pp. 817~858.
- _____, "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, 1993, pp. 821~856.
- Banerjee, A., R.L. Lumsdaine, and J. H. Stock, "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory

- and International Evidence,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.10, No.3, July 1992, pp. 271~287.
- Christiano, L. J., “Searching for a Break in GNP,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.10, No.3, July 1992, pp. 237~250.
- Chu, C. J. and H. White, “A Direct Test for Changing Trend,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.10, No.3, July 1992, pp. 289~299.
- Cooley, T.T. and E.C. Prescott, “Estimation in the Presence of Stochastic Parameter Variation,” *Econometrica*, 44, 1976, pp. 167~184.
- Dickey, D. A. and W.A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, 49, 1981, pp. 1057~1072.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 56, 1987, pp. 251~276.
- Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, John Wiley and Sons, 1976.
- Hansen, B. E., “Test for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 1992, pp. 321~335.
- Harvey, A.C., *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge, 1989.
- Helleberg, S. and G.E. Mizon, “A Note on the Distribution of the Least Squares Estimator of a Random Walk with Drift,” *Economic Letters*, 29, 1989, pp. 225~230.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231~254.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root,” *Journal of Econometrics*, 54, 1992, pp. 159~178.
- Leybourne, S.J. and B.P.M. McCabe, “A Simple Test for Cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 1993, pp. 97~103.
- MacKinnon, J.G., “Critical Values for Co-integration Tests,” in R.F. Engle and C.W.J. Granger(eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford

- University Press, 1991, pp. 267~276.
- Mocan, H.N., "Is There a Unit Root in U.S. Real GNP?," *Economic Letters*, 45, 1994, pp. 23~31.
- Muscattelli, V.A., T.G. Srinivasan, and D. Vines, "The Empirical Modelling of NIE Exports: An Evaluation of Different Approaches," Discussion Paper No. 426, Center for Economic Policy Research, London, 1990.
- _____, "Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Simultaneous Error-Correction Model for Hong Kong," *The Economic Journal*, 102, 1992, pp. 1467~1477.
- Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, 57, 1989, pp. 1361~1401.
- Phillips, P.C.B. and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, 58, 1990, pp. 165~193.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp. 335~346.
- Ploberger, W., and W. Kraemer, "The Cusum Test with OLS Residuals," *Econometrica*, 60, 1992, pp. 271~285.
- Riedel, J., "Trade as the Engine of Growth in Developing Countries, Revisited," *Economic Journal*, 94, 1984, pp. 56~73.
- _____, "The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong," *Economic Journal*, 98, 1988, pp. 138~148.
- Simon, A., "Theory and Application of a Supply Determined Model of East Asian Trade," in F. G. Adams and R. F. Wescott (eds.), *Exports, Foreign Investment, and Growth in East and South-East Asia*, ICSEAD, Kitakyushu, Japan, 1992.
- Stock, J.H. and M.W. Watson, "Testing for Common Trends," *Journal of American Statistical Association*, 83, 1988, pp. 1097~1107.
- Thirlwall, A.P., *Balance of Payments Theory and the United Kingdom Experience*, London, Macmillan, 1986.
- Zivot, E. and W.K. Andrews, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.10, No.3, July 1992, pp. 251~270.