

韓國의 輸出函數：輸出單價와 輸出物價의 比較 및 效率的 共積分推定法の 利用

柳 潤 河

본고에서는 우리나라의 輸出需要函數 推定에 있어서 1) 통상적으로 많이 사용되고 있는 輸出單價指數 대신 輸出物價指數를 이용하고, 2) 共積分벡터의 추정에 있어서 Engle and Granger(EG)의 靜態的 OLS 대신 效率的 推定法(efficient estimator)을 이용하여 輸出의 所得 및 價格彈性值을 推定하고자 하였다. 推定結果 所得彈性值은 어느 경우에도 큰 차이가 없었으나 價格彈性值에 있어서는 큰 차이가 발견되었다. 즉 輸出單價를 EG方法으로 推定한 경우에는 非彈力的인 것으로, 輸出物價를 이용한 경우에는 單位彈力性을 갖는 것으로, 그리고 效率的 推定法을 이용한 경우에는 매우 彈力的인 것으로 판명되었다. 또 EG 方法을 이용한 경우에는 共積分關係의 존재가 부정되었으나 效率的 推定法을 이용한 경우에는 有意한 共積分關係가 존재하는 것으로 나타났다.

I. 序

外換 및 資本自由化의 진전에 따라 상당한 규모의 外國資本이 국내에 유입되고 있고 또 앞으로도 한동안 유입될 전망이다. 외국으로부터의 資本流入은 일차적으로 우리나라 元貨 換率을 절상시키는 압력으로 작용한다. 그리고 外換시장에서의 名目換率 切上은 우리

筆者：本院 研究委員

* 草稿를 읽고 값진 論評을 주신 現代經濟社會研究院의 李漢植 博士와 本院의 曹東徹 博士께 깊이 감사드린다. 또 資料 및 原稿整理에 큰 도움을 준 成明基 主任研究員께도 감사드린다. 여러분의 도움에도 불구하고 남아 있는 誤謬는 全的으로 필자의 責任이 아닐 수 없다.

나라의 輸出을 둔화시키고 輸入을 촉진하여 國際收支 赤字를 확대시킬 것으로 예상된다. 資本流入時 通貨當局이 外換市場에 개입, 外貨를 매입함으로써 名目換率의 切上을 막을 수는 있다. 그러나 이 경우에는 국내 通貨量이 늘게 되고, 늘어난 通貨는 국내 物價를 올리게 될 것이므로 장기적으로는 實質換率이 절상되게 된다. 국내 通貨增加를 막기 위해 단기적으로 不胎化(sterilization) 政策으로 대응할 수도 있겠으나 자본유입이 일시적인 것이 아니라면 지속적으로 쓰기엔 무리가 있는 정책이다. 결국 資本流入에 따른 實質換率의 절상은 불가피하며, 차이가 있다면 實質換率 切上이 名目換率 자체의 절상을 통하여 오는가, 아니면 物價上昇을 통하여 오는가만이 다를 뿐이다. 80년대 이후 外換 및 資本自由化를 추진한 東南亞, 南美諸國들이 정도의 차이는 있지만 實質換率의 切上和 經常收支의 악화를 공통적으로 경험했다는 사실이 이를 말해 준다고 하겠다.

外換 및 資本自由化에 따른 巨視政策 調整의 문제는 따라서 예상되는 換率切上和 國際收支惡化 정도, 豫想 物價上昇率 등의 時間經路를 그때그때의 景氣循環 국면에 맞추어 어떻게 조정해 나갈 것이냐의 문제로 귀착된다고 볼 수 있다. 그러면 資本自由化에 따라 어느 정도의 國際收支惡化가 초래될 것인가? 이에 대한 대답은 資本流入으로 換率이 얼마나 오를 것인가와 우리나라 輸出入의 所得 및 價格彈性值가 어느 정도인가에 의존한다. 적절한 政策對應을 위해서 우선 우리나라 輸出入函數의 所得 및 價格彈性值를 정확히 알아야 할 소이가 여기에 있다.

그동안 우리나라의 輸出入函數에 관해서는 많은 학자들에 의해 다양한 방법으로 推定되어 온 것들이 많이 있다. 개별적인 輸出入函數만을 다룬 것은 물론 다수의 研究機關들이 보유하고 있는 韓國經濟模型에도 輸出入函數는 빠짐없이 들어 있어서 輸出入函數에 관

한 한 그동안 많은 연구축적이 이루어져 있는 셈이다.¹⁾ 그러나 대부분의 기존 연구들은 回歸式에 사용되고 있는 변수들이 非定常的(nonstationary)일 경우를 감안하고 있지 않기 때문에 假說檢定이나 統計的 推論에 어려움이 있다는 결점을 지닌다.²⁾ 미국의 경우 失業率을 제외한 대부분의 巨視經濟變數들이 非定常性(non-stationarity)을 지닌다는 사실이 Nelson and Plosser(1982)에 의해 밝혀진 이후 다른 외국에서도 동일한 결과가 나타나고 있으며 우리나라의 경우에도 예외는 아니다(Choi, 1993). 이에 따라 최근에는 非定常성을 띤 積分系列(integrated series)을 통계적으로 다루는 새로운 기법들이 많이 개발되어 나오고 있는데, 본고에서는 이러한 새로운 기법의 핵을 이루는 共積分分析을 통하여 우리나라 輸出函數의 所得 및 價格彈性值 推定을 시도하려고 한다.

본고는 拙稿(1995)의 후속 연구라고 할 수 있다. 柳潤河(1995)에서는 전통적인 輸出需要函數를 Engle and Granger(1987)방법으로 推定하고 共積分檢定을 실시한 바 있는데, 交易相對國의 加重平均所得과 加重平均物價, 그리고 우리나라의 輸出單價를 이용한 回歸式에서 共積分關係가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 輸出需要函數와 같은 行態方程式 推定에서 共積分關係가 존재하지 않는다는 것은 얻어진 回歸式의 係數들, 즉 所得 및 價格彈性值가 경제주체들의 진정한 行態를 반영하는 것이 아니라 단지 趨勢를 갖는 변수들간의 假性回歸(spurious regression)현상을 반영하는 것이라는 것을 의미한다. 이같은 결과에 기초하여 본고에서 새로이 시도하려는 것은 다음의 두가지이다.

-
- 1) 우리나라의 輸出入函數에 관한 최근의 연구로는 李煥浩·金圭漢(1991), 金圭漢(1992) 등을 참조. 또 한국경제 모형에 관한 문헌은 咸貞鎬·崔雲奎(1990), 羅炳堉 외(1991), 羅炳堉 외(1992), 金亮宇 외(1993), 白雄基·吳尙勳(1993) 등을 참조.
 - 2) 金圭漢(1992)에는 長短期로 구분된 誤差修正型 輸出入函數가 설정되어 있으나 長期均衡式에 대한 共積分檢定 결과는 나타나 있지 않다.

첫째는, 우리나라 輸出品의 價格競爭力을 나타내는 변수로서 輸出單價를 사용하지 않고 輸出物價를 사용하여 동일한 형태의 전통적 輸出需要函數를 다시 推定해 보려는 것이다. 輸出競爭力 指標로서 輸出單價가 많은 문제점을 지닌다는 것은 이미 널리 알려져 있는 사실이지만, 자료의 可得性(availability)면에서 편리하기 때문에 輸出函數分析에서 輸出單價를 이용하는 것이 관례처럼 굳어져 온 감이 있다. 외국의 예를 보더라도 輸出單價는 輸出入統計를 작성하는 모든 나라에서 예외 없이 편제하고 있지만 輸出物價를 별도로 편제하는 나라는 美國, 獨逸, 日本 등 극소수의 선진국에 불과하다. 다행히 우리나라는 1974년부터 輸出入物價를 편제하기 시작하여 실제 자료는 소급편제된 1971년부터 발표하고 있다. 본고는 보다 정확한 價格競爭力 指標라고 할 수 있는 輸出物價指數를 이용하여 彈性值를 推定해 보려는 것이다.

둘째는, 共積分벡터의 推定에 있어서 Engle and Granger의 靜態的 回歸(static regression) 대신 效率的 推定法(efficient estimator)을 이용해 보려는 것이다. 주지하는 바와 같이 靜態的 回歸法에 의한 共積分벡터의 推定은 이론적으로 超一致性(super-consistency)을 갖지만 소규모 표본에서 偏倚(bias)가 있으며 또 효율적이지 못한 것으로 알려지고 있다. 최근에는 이같은 결점을 보완하기 위하여 몇가지 새로운 效率的 推定法이 개발되고 있다. 본고에서 시도하려는 방법은 이중에서도 특히 Phillips and Hansen(1990)의 fully modified estimator와, Saikkonen(1991) 및 Stock and Watson(1993)의 動態的 最小自乘法(dynamic OLS), 그리고 Johansen(1988)의 maximum likelihood 推定法の 세가지이다.

얻어진 결과를 보면 輸出單價指數를 이용했을 때와 비교하여 輸出의 所得彈性值는 큰 변화가 없지만 價格彈性值는 매우 큰 변화가 있는 것으로 나타나고 있다. 즉 輸出物價指數를 이용한 靜態的 回歸分

析에서 價格彈性値가 0.97~1.01의 값을 보이고 있어서 0.45~0.57의 값을 얻었던 柳潤河(1995)와 큰 변화를 보인다. 또 效率的 推定法을 이용한 回歸分析에서는 價格彈性値가 다시 1.67~2.78까지 높아지는 결과를 보이고 있다. 이같은 價格彈性値의 변화는 최근 논란이 되고 있는 開途國 輸出需要函數의 彈性値論爭과 관련하여 매우 중요한 의미를 지니는데, 이는 당초 彈性値論爭의 중심 이슈 중의 하나가 開途國 輸出函數의 과도하게 낮은 價格彈性値에서 비롯되었기 때문이다. 이와 관련하여 또 한가지 결과는 우리나라의 輸出價格이 交易相對國의 物價와는 共積分關係를 갖고 있지 않는 것으로 나타나고 있다는 점인데, 이는 홍콩의 예에서 보이고 있는 小規模 開放經濟 모형이 우리나라의 경우에는 적용되지 않는다는 점을 시사하는 것이다.³⁾

이 글의 구성은 아래와 같다. 제Ⅱ장에서는 輸出單價와 輸出物價의 차이점과 輸出單價가 지니는 분석상의 문제점에 대하여 정리한다. 이어 제Ⅲ장에서는 단위근검정과 Engle and Granger방법에 의한 共積分 방정식을 推定하여 輸出價格變數의 變경이 가져오는 효과를 柳潤河(1995)와 비교한다. 제Ⅳ장에서는 共積分벡터를 效率的 推定法에 의하여 推定하고 그 결과를 비교한다. 제Ⅴ장은 결론에 갈음한다.

Ⅱ. 輸出單價와 輸出物價

輸出單價指數는 각 항목별 輸出金額을 당해 항목의 物量으로 나누어 單價를 나타내는 指標를 만들고 이를 다시 加重平均하는 방법으로 편제된다. 이렇게 편제된 輸出單價指數는 輸出品의 價格競爭力을 나타내는 지표로서 輸出函數의 推定이나 換率變動의 價格轉嫁分析 등에 널리 사용되어 왔고 현재도 가장 많이 사용되고 있는 指

3) 홍콩의 예를 분석한 논문으로는 Athukorala and Riedel(1994) 참조.

표이다. 그러나 진정한 價格變化를 나타내는 指標로서 輸出單價는 여러가지 단점을 지니고 있는 것으로 지적되고 있는데, 이같은 문제점을 이해하기 위해 輸出單價의 편제과정을 먼저 알아보기로 한다.

우선 대부분의 나라에서 輸出入單價가 편제되고 있는 상황을 보면 輸出入單價는 그 자체를 위한 별도의 편제과정을 갖는 것이 아니고 각국의 對外交易에 관한 輸出入統計를 작성하는 과정에서 부산물로 편제되고 있는 지표이다. 즉 각국은 輸出入業者로 하여금 通關에 필요한 서류로서 輸出入金額과 그 數量을 반드시 보고하도록 하고 있다. 이때 數量을 어떻게 측정할 것인가는 항목에 따라 갯수, 무게, 부피 등 다양한 기준이 사용될 수 있는데, 단일 품목이 아니고 연관된 여러가지 품목이 함께 포함되어 있을 경우 엄격하게 규정된 지침이 없기 때문에 사안에 따라서는 모호하게 처리되는 수도 발생하게 된다. 일단 이렇게 하여 金額과 數量에 관한 자료가 얻어지면 그 이후의 單價指數 편제는 비교적 간단하다. 즉 金額을 數量으로 나누어 그 항목의 單價를 계산하고, 얻어진 개별항목의 單價를 當期 數量指標를 加重値로 하는 加權算式에 의해 加重平均하는 것으로 輸出入單價 綜合指數가 편제된다. 이러한 과정을 거쳐 편제, 발표되는 輸出單價指數의 문제점은 다음과 같다.⁴⁾

첫째, 가장 결정적인 문제점으로서 실제 價格이 전혀 변하지 않았음에도 단지 輸出品의 構成이 달라지는 것에 의해 輸出單價가 변동될 수 있다는 점이다. 이를테면 시장상황의 변화로 인해 大型 高級乘用車의 輸出이 줄고 대신 값싼 小型乘用車의 輸出이 늘어날 경우 실제 각각의 자동차 가격은 변하지 않았음에도 불구하고 승용차의 輸出單價는 떨어지는 것으로 나타나게 되는 것이다.

4) 輸出品의 價格競爭力指標로서 單價指數가 지니는 문제점에 관한 논의로서는 Lipsey(1963), Kravis and Lipsey(1971, 1974), Magee(1975), Enoch(1978), Maciejewski(1983), Bushe, et al.(1986), Alterman(1991), King(1993) 등을 참조할 것.

둘째, 輸出單價는 해당항목의 규격(specification) 변화를 반영하지 못한다. 物價指數의 정확한 산정을 위해서는 수집되는 각각의 基礎資料가 한가지 商品의 異時點間 價格을 정확히 반영하는 것이어야 한다. 이를 위해 生産者物價나 消費者物價 등 대부분의 物價指數 편제에 있어서는 각 調査對象 品目の 去來條件, 物理的·機能的 特性을 사전에 정확히 지정해 놓게 된다. 그리고 이러한 物理的·機能的 特性이나 去來條件에 변화가 발생하게 되면 이것을 동일품목의 품질 변화로 간주하여 가격에 반영시키거나, 아니면 전혀 다른 異質 商品으로 취급하거나 하는 등의 조치를 취하게 된다. 그러나 輸出單價指數에서는 이같이 個別商品의 特性을 미리 지정해 두고 그 單一 商品의 價格變動을 추적하는 것이 아니고 잡다한 여러가지 품목의 總輸出金額을 總輸出物量으로 나누는 것으로 價格指數를 구한다. 따라서 내부 구성품목의 특성이나 규격조건이 변해도 그것을 가격에 반영하지 못하거나 그릇되게 반영하게 되는 것이다. 일례로 어느 달에 에어컨이 장착되지 않은 승용차가 1대 輸出되었다가 다음 달에는 에어컨이 장착된 승용차가 먼저 번보다 높은 가격에 輸出되면 개별 승용차 값과 에어컨 가격에는 전혀 변화가 없더라도 輸出單價는 오르는 것으로 나타나게 된다.

셋째, 調査時點의 차이로 인하여 輸出單價와 輸出物價 사이에 괴리가 발생할 수 있다. 원칙적으로 輸出單價는 해당상품의 通關時點 價格을 조사하는 반면 輸出物價는 契約時點 價格을 조사한다. 따라서 수송 및 배달에 많은 시간이 소요되는 경우 單價指數와 物價指數 사이에는 많은 괴리가 발생하게 된다. 이는 또한 수송 및 배달과정에서 환율이 변하게 될 경우 이 효과가 單價指數에 반영될 우려가 있음을 의미하는 것이다.⁵⁾

5) 이 밖에 輸出入單價에는 稅金 변동효과가 그대로 반영된다거나, 關稅 輕減을 목적으로 輸入業者가 輸入金額을 過小報告할 위험이 있다는 점 등을 문제점

이같이 하여 輸出入價格指標에 왜곡이 발생하게 되면 그 효과가 價格變數에만 나타나는 것이 아니고 物量變數에도 나타나게 된다. 왜냐하면 대개 物量指數는 金額을 價格指數로 나누는 것에 의해 구해지기 때문이다. 즉 價格計測에 있어서의 오차는 物量計測에, 정확하게 같은 크기의, 반대 방향으로의 왜곡을 가져온다. 현실성은 적지만 극단적인 예로서 輸出價格과 輸出物量간에 아무런 相關關係가 없다고 가정할 경우, 이같은 價格 및 物量的 歪曲效果는 價格의 過大推定이 자동적으로 物量的 過小推定을 초래함으로써 輸出函數의 價格彈力性이 -1 이 되도록 하는 효과를 갖는다(실제는 輸出物量과 價格의 相關關係가 당초의 가정에 의해 0임에도 불구하고).

미국의 경우 輸出入單價指數의 부적합성에 관한 논의는 1960년대 초에 비로소 제기되었다가 당시 예산상의 사정 등으로 큰 주목을 끌지 못하다가 1970년대초 Lipsey 등에 의한 지속적인 문제제기를 계기로 하여 勞動統計局(Bureau of Labor Statistics)에서 輸出入 物價指數를 부분적으로 편제하기 시작하였으며, 그후 輸入物價指數는 1982년 9월부터, 그리고 輸出物價指數는 1983년 9월부터 공식통계로서 추계, 발표하고 있다. 그리고 1989년부터는 그동안 統計局(Census Bureau)에서 편제해 오던 輸出入單價指數의 편제를 중단하고 있는데, 이에 따라 國民所得統計도 輸出入物價指數를 기초로 추계해 오고 있다. 美國을 제외한 기타국에서는 獨逸과 日本, 그리고 우리나라가 輸出入單價指數와는 별도로 輸出入物價指數를 편제하고 있다.

우리나라의 경우 輸出入物價가 추계되기 시작한 것은 1974년의 일로서 현재는 韓國銀行의 物價調查課에서 輸出 228개 품목, 輸入 201개 품목을 대상으로 輸出入物價指數를 편제, 발표하고 있다. 원칙적으로 輸出入額 母集團의 $1/2,000$ 이상의 去來比重을 가지고 있는 품

으로 들 수 있다.

목으로서 동종 산업내 商品群의 가격변동을 대표할 수 있고, 品質規格이 均一하게 유지되어 신빙성 있는 價格時系列의 추적이 가능한 품목을 선정하는데, 이같은 기준에 의해 携帶品, 移徙物品, 見本品, 再輸出 및 再輸入品, 加工貿易 및 中繼貿易에 의한 品目, 注文生産 또는 소량의 多品種 生産으로 지속적인 價格時系列 유지가 힘든 藝術品, 船舶, 航空機, 貴金屬, 武器類 등은 제외된다.⁶⁾ 편제는 1974년부터 시작되었지만 1971년까지의 소급편제가 이루어져 현재는 1971년부터의 月別系列이 사용 가능하다.

美國의 경우 輸出入物價指數의 새로운 편제와 함께 輸出入物價指數와 單價指數를 比較評價하는 연구도 꾸준히 진행되어 왔는데, 각각의 時系列 움직임에 상당한 차이가 있을 뿐 아니라, 각 時系列 變數를 이용한 輸出入函數 推定이나 換率變動의 價格轉嫁率 分析 등에 있어서도 매우 큰 차이를 드러내는 것으로 보고되고 있다.⁷⁾ 우리나라의 경우 輸出入單價指數와 物價指數의 움직임 및 輸出入函數의 설명력을 비교·분석한 연구는 아직 없으나 후술하는 바와 같이 輸出函數의 價格彈性值面에서 양자 사이에 큰 차이가 드러나고 있다.

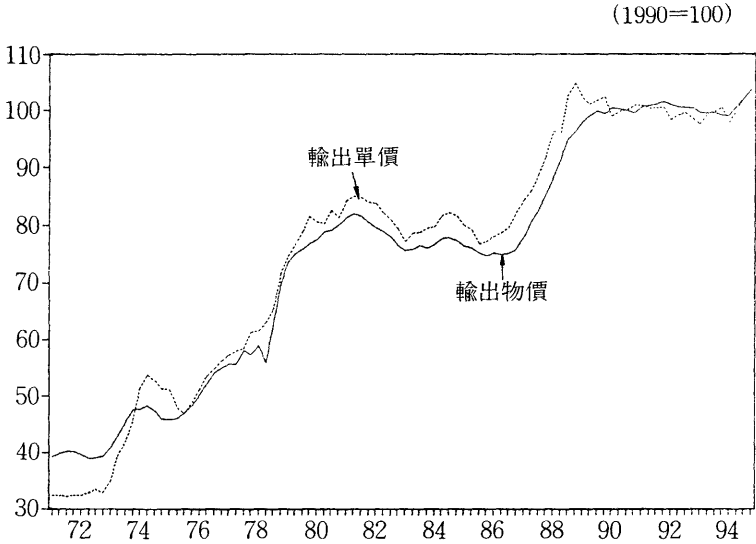
그동안 우리나라의 輸出入函數 분석에서 輸出入單價指數와 物價指數의 사용례를 보면 兪正鎬(1984), 申世敦(1986), 柳厚珪(1992) 등이 商品群別 輸出入函數의 推定에서 輸出入物價指數를 사용하였고, 그 외에는 모두 輸出入單價指數를 이용하고 있다.

1971년 이후 輸出物價와 輸出單價의 개략적인 움직임을 보면 [圖 1]과 같다. 그래프에 나타나 있는 바와 같이 우선 目測上으로는 두 系列이 매우 가까운 움직임을 보이고 있다. 전체 수준면에서도 그리

6) 韓國銀行, 「1990年基準 生産者 및 輸出入物價指數 改編結果」, 統計分析資料 93-1 참조.

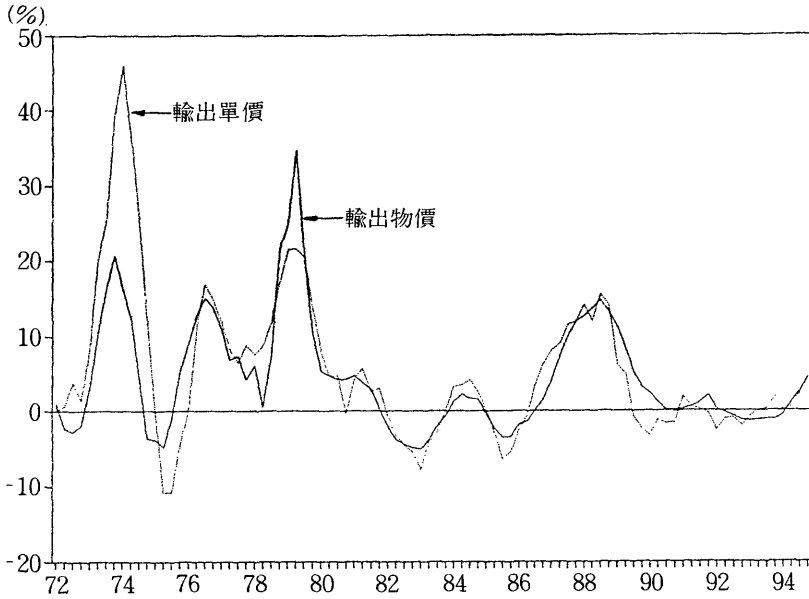
7) Kravis and Lipsey(1974), Bushe, et al.(1986), Alterman(1991) 참조. 단, Shiells(1991)는 單價와 物價를 이용한 미국 輸入函數 추정에 있어서 양자 사이에 큰 차이가 없음을 보고하고 있다.

[圖 1] 輸出物價와 輸出單價指數 推移(水準)

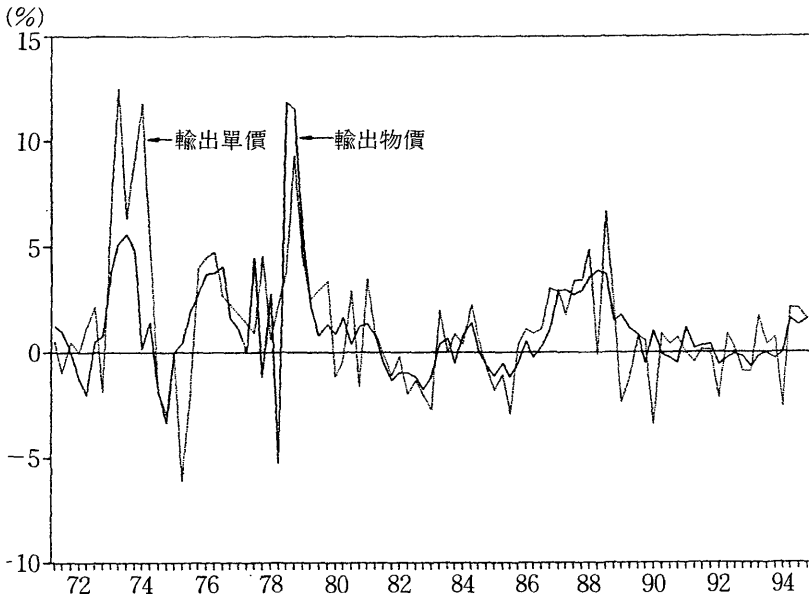


큰 괴리가 발견되지 않으며 兩系列의 주요 轉換點도 비교적 가깝게 일치한다. 모두 우리나라 수출품의 價格推移를 측정하는 지표라는 점에서 두 계열이 가까운 움직임을 보인다는 것은 어찌 보면 당연한 일이라고 할 것이다. 그러나 前年同期對比 增加率이나 前期對比 增加率面에서는 양계열 사이에 적지 않은 괴리가 발견되는데, 이를 [圖 2]에서 보면 아래와 같은 두가지 점의 차이가 특히 눈에 띈다. 첫째, 輸出單價指數가 物價指數에 비해 상대적으로 큰 振幅의 등락을 보이고 있다는 점이다. 이같은 경향은 前年同期對比 增加率에서 더욱 두드러지게 나타나고 있다. 즉 오를 때는 輸出單價指數가 物價指數에 비해 상대적으로 더 많이 오르고 또 떨어질 때도 輸出物價指數에 비해 輸出單價指數가 더 큰 폭으로 떨어지는 모습을 보이고 있는 것이다. 둘째, 輸出物價는 비교적 완만한 변화를 보임에 반하여 輸出單價는 상대적으로凹凸이 심한 변화를 보이고 있다. 이같은 움직임은 前年同期對比 增加率에서나 前期對比 增加率에서나 공통적으로 나타나는데, 그 정도는 前期

[圖 2a] 輸出物價와 輸出單價指數 推移(前年同期對比 增加率)



[圖 2b] 輸出物價와 輸出單價指數 推移(前期對比 增加率)



對比 增加率에서 더 심하게 나타나고 있다. 輸出單價 增加率의 등락이 상대적으로 크다는 결과는 어느 품목의 輸出物價가 오를 때 당해 輸出品의 物量이 줄게 되고 이로 인해 總輸出物量의 構成이 바뀌게 되는데, 이같은 構成變化效果가 輸出物價指數에서는 배제되는 반면 單價指數에는 그대로 영향을 미치기 때문인 것 같다.

이제 이같은 목측상의 차이를 보다 구체적인 통계적 수치를 통해 확인해 보면 <表 1>에 나타난 바와 같다. <表 1>은 1971년 1/4분기에서 1994년 4/4분기까지의 輸出物價와 輸出單價의 前年同期 및 前期對比 增加率을 平均, 分散, 標準偏差, 最小값 및 最大값의 면에서 비교한 것이다. 前年同期對比 增加率에 있어서나 前期對比 增加率에 있어서나 모두 공통적으로 輸出單價指數 쪽의 平均增加率이 높고, 또 分散도 크다는 것을 알 수 있다. 즉 前年同期對比 增加率의 경우 輸出物價의 平均增加率은 4.39%임에 반해 輸出單價는 5.51%로서 1.12%포인트의 차이를 보이고 있으며, 分散에 있어서는 輸出物價가 55.63임에 반하여 輸出單價는 102.17을 보여 거의 두배 가까운 차이를 보이고 있다. 이같은 현상은 前期對比 增加率의 경우에 있어서도 거의 비슷하게 나타나고 있다. 또 輸出單價의 分散이 크다는 것으로부터 간접적으로 짐작할 수 있는 바이지만 증가율

<表 1> 輸出物價와 輸出單價의 比較

	平 均	分 散	標準偏差	最小값	最大값
前年同期對比 增加率					
輸出物價	4.39	55.63	7.46	-5.02	34.70
輸出單價	5.51	102.17	10.11	-10.83	45.98
前期對比 增加率					
輸出物價	1.06	5.99	2.45	-5.25	11.81
輸出單價	1.28	9.46	3.08	6.13	12.50

의 최소, 최대값 면에서도 前年同期對比 增加率의 경우 輸出物價는 -5.02인데 輸出單價는 -10.83으로 나타나는 등 輸出單價 쪽의 절대값이 輸出物價보다 높게 나타나고 있다.

Ⅲ. 單位根 檢定 및 靜態回歸法에 의한 共積分벡터의 推定

輸出需要函數는 輸出物量(XG)을 교역대상국의 加重平均所得(YF)과, 그리고 交역상대국과 우리나라 수출품의 相對價格(RP)의 函數로 설정하는 전통적 방법을 그대로 따랐다. 輸出資料로는 船舶을 제외한 通關輸出額을 사용하였으며,⁸⁾ 輸出物量은 앞에서 설명한 대로 輸出額을 輸出單價 대신 輸出物價指數로 나누어 구한 다음 X-11방법으로 季節調整하였다. 加重所得變數는 美國, 日本, 캐나다, 獨逸, 英國, 프랑스, 이탈리아 등 7개국의 실질GNP 또는 GDP를 1985년 우리나라 輸出額에서 점하는 비중에 따라 가중평균하여 구하였으며, 동일한 가중치로 이들 7개국의 달러표시 加重平均物價를 우리나라 輸出物價로 나누어 相對價格을 구하였다. 各國의 所得과 物價, 그리고 換率變數는 *IFS*에서 취하였다. 실제 분석에서 모든 변수는 自然對數를 취하여 사용하였으며 이를 원계열과 구분하기 위하여 영문 소문자로 표기하였다.

분석기간은 輸出單價를 이용한 柳潤河(1995)와의 비교를 위해 앞의 논문에서와 동일한 1974년 3/4분기~1993년 4/4분기로 하였다. 앞서 輸出單價를 이용한 경우 1971년부터의 전기간을 대상으로 한 回歸式에서 相對價格變數의 부호가 예상과는 반대로 나타나는 등 構

8) 우리나라 輸出統計는 1986년을 기점으로 하여 船舶輸出을 처리하는 기준이 바뀌었기 때문에 時系列의 일관성유지를 위해 선박을 제외하였다.

造斷絶의 징후가 있어서 분석의 시발점을 1973년 4/4분기 이후로 옮긴 바 있었다. 輸出物價를 이용한 본고의 경우 이러한 符號反轉의 예는 발견되지 않았으나 양자의 직접적인 비교를 위해 본고에서도 1973년 4/4분기 이후의 자료만을 대상으로 하였다.

輸出物量(xg), 交易相對國의 加重平均所得(yf), 相對價格(rp)에 대하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 및 Phillips-Perron(PP) 방식의 單位根 檢定을 실시한 결과는 <表 2>에 수록되어 있다.⁹⁾

이제 單位根檢定 결과를 보면 輸出單價가 輸出物價로 바뀌었음에도 불구하고 각 계열의 時系列 特性에 있어서는 큰 차이를 보이지 않고 있다.¹⁰⁾ 즉 yf 와 새로운 xg 변수도 ϕ_3 , $Z(\phi_3)$ 統計量은 有意하지 않은 반면 ϕ_2 , $Z(\phi_2)$ 統計量은 有意하여(5% 有意水準) 漂流項을 갖는 任意步行(random walk)的 性格을 띠고 있다. rp 는 ϕ_3 , $Z(\phi_3)$ 와 ϕ_2 , $Z(\phi_2)$ 가 모두 有意하지 않아 漂流項이 없는 1次積分 系列이라는 점을 시사하고 있는데, 이 점도 전에 얻었던 결과와 동일하다. 통상적인 τ , Z_x 檢定에서도 單位根假說이 기각되지 않고 있음은 물론이다. rp 가 1次積分系列이라는 것, 즉 單位根을 갖는다는 것은 우리나라 輸出品의 價格指數가 交易相對國 物價와 共積分關係를 지니지 않고 있다는 것, 바꾸어 말하면 우리나라 輸出品이 세계시장에서 어느 정도 獨占力을 행사하고 있다는 것을 의미한다. 즉 輸出物價를 사용하든 輸出單價를 사용하든 어느 경우에도 Riedel(1984, 1988)의 小規模 開放經濟 假說이 부정된다는 점이 여전히 확인되고 있다.¹¹⁾ <表 2>에 수록된 ADF, PP검정 외에 Stock-Watson,

9) 交易相對國 加重平均所得은 변동이 없으므로 그에 대한 單位根檢定 결과는 柳潤河(1995)와 동일하다.

10) 보통 많이 사용하고 있는 ADF, PP의 τ , Z_x 검정 외에 ϕ_i , $Z(\phi_i)$, $i=1, 2, 3$ 檢定の 해석방법에 관해서는 Dickey and Fuller(1981) 또는 Holden and Perman(1994) 참조.

11) 小規模 輸出國假說을 둘러싼 彈性值論爭에 관해서는 柳潤河(1995)와 그 안에 게재된 參考文獻, 그리고 최근의 論爭으로는 Athukorala and Riedel

〈表 2〉 Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron 單位根檢定¹⁾

ADF Test				PP Test					
Test Lags	<i>xg</i>	<i>yf</i>	<i>rp</i>	Test Lags	<i>xg</i>	<i>yf</i>	<i>rp</i>		
〈With Trend〉									
τ	0	-2.093	-1.241	-3.084	Z_α	0	-7.873	-3.719	-11.482
	2	-3.178	-2.416	-3.084		2	-7.754	-6.330	-15.005
	4	-2.337	-2.348	-3.076		4	-8.307	-7.296	-14.611
	6	-1.820	-2.944	-2.035		6	-7.991	-7.998	-13.359
	8	-1.478	-2.154	-1.770		8	-7.368	-8.301	-11.870
	10	-1.874	-3.358	-1.995		10	-6.953	-8.367	-10.885
	12	-0.950	-2.654	-1.909		12	-6.410	-8.292	-10.870
ϕ_3	0	3.432	1.016	2.977	$Z(\phi_3)$	0	3.432	1.016	2.977
	2	7.259*	4.256	4.894		2	3.423	1.580	3.883
	4	3.289	3.090	4.839		4	3.468	1.803	3.782
	6	2.579	4.397	2.081		6	3.441	1.968	3.461
	8	1.983	2.499	1.578		8	3.401	2.040	3.077
	10	2.386	5.774	1.999		10	3.389	2.056	2.821
	12	1.482	3.523	1.964		12	3.393	2.038	2.817
ϕ_2	0	9.852*	27.027*	2.100	$Z(\phi_2)$	0	9.852*	27.027*	2.100
	2	9.494*	11.200*	3.283		2	9.981*	17.475*	2.675
	4	4.469	5.280*	3.250		4	9.423*	15.614*	2.611
	6	4.629	4.681	1.512		6	9.792*	14.548*	2.405
	8	3.899	4.482	1.268		8	10.439*	14.145*	2.163
	10	2.991	5.284*	1.494		10	11.007*	14.062*	2.003
	12	3.315	4.932	1.604		12	11.901*	14.157*	2.001
〈No trend〉									
ϕ_3	0	-1.923	-0.848	-1.932	Z_α	0	-1.411	-0.315	-7.443
	2	-2.553	-1.867	-2.034		2	-1.392	-0.353	-9.701
	4	-1.409	-1.060	-1.902		4	-1.404	-0.365	-9.373
	6	-1.617	-0.643	-1.306		6	-1.382	-0.373	-8.568
	8	-1.539	-0.786	-1.306		8	-1.349	-0.376	-7.631
	10	-1.360	-0.753	-1.408		10	-1.325	-0.376	-7.036
	12	-1.556	-0.240	-1.629		12	-1.299	-0.374	-7.130

	0	12.891*	39.722*	2.037		0	12.891*	39.722*	2.037
	2	9.661*	13.642*	2.098		2	13.848*	25.434*	2.572
	4	4.237	5.120*	1.841		4	13.257*	22.792*	2.493
ϕ_1	6	5.571*	2.558	1.036	$Z(\phi_1)$	6	14.450*	21.260*	2.301
	8	5.013*	4.306	1.175		8	16.718*	20.810*	2.081
	10	2.957	2.108	1.229		10	18.819*	20.877*	1.942
	12	4.458	3.497	1.765		12	22.083*	21.205*	1.964

註 : 1) 臨界値는 Fuller(1976), MacKinnon(1991), Dickey and Fuller(1981)에 의함. 5% 有意水準에서 回歸式에 趨勢가 포함된 경우 $\tau, Z_x, \phi_3, \phi_2$ 의 臨界値는 각각 -3.47, -20.7, 6.49, 4.88을, 趨勢가 포함되지 않은 경우 τ, Z_x, ϕ_1 의 臨界値는 각각 -2.90, -13.7, 4.71을 적용함.

2) 表 안의 *는 5% 수준에서 統計的 有意性이 있는 경우임.

KPSS검정을 별도로 실시하였으나 결과의 기본적인 성격에 변화는 없었다.¹²⁾

다음으로 Engle and Granger의 靜態的 回歸分析에 의한 推定結果와 共積分 檢定을 보기로 하자. 共積分 檢定은 아래의 세가지 회귀 방정식을 推定하고 각각의 식에서 얻어진 잔차항에 單位根이 존재하는가를 檢定하는 방식을 취하였다.

- (1) $yg_t = b yf_t + c rp_t + u_t$
- (2) $yg_t = a + b yf_t + c rp_t + u_t$
- (3) $yg_t = a + d t + b yf_t + c rp_t + u_t$

檢定方法도 전과 동일하게 통상적인 ADF, PP檢定 외에 Phillips and Ouliaris(1989)의 分散比率(variance ratio) 檢定(이하 檢定統計量의 기호로는 Pu를 사용), 그리고 Leybourne and McCabe(1993)의 Hk檢定을 실시하고 그 결과를 <表 3>에 정리하였다.

(1994), Muscatelli(1994)를 참조.

12) Stock-Watson檢定은 Stock and Watson(1988)에 의한 共積分檢定을 單一 系列에 적용한 것이다. KPSS檢定은 ADF나 PP검정과는 달리 '單位根이 존재하지 않는다'는 命題를 歸無假說로 하는 單位根 檢定方法으로서 자세한 것은 Kwiatkowski, et al. (1992) 참조.

〈表 3〉 Engle and Granger 方法에 의한 共積分 檢定結果¹⁾

	계수	t 값	계수	t 값	계수	t 값
1. <i>yf</i>	0.343	8.00	4.250	41.49	4.052	5.28
2. <i>rp</i>	-5.717	-5.51	-1.009	-3.87	-0.973	-3.27
3. Constant	-	-	-27.954	-38.31	-26.532	-4.82
4. Trend	-	-	-	-	0.001	0.26
lags						
ADF	0	-1.895	-2.844	-2.818	-2.818	-2.818
	2	-2.727	-3.259	-3.262	-3.262	-3.262
	4	-2.469	-2.794	-2.775	-2.775	-2.775
	6	-1.614	-3.009	-2.954	-2.954	-2.954
	8	-1.067	-1.828	-1.785	-1.785	-1.785
	10	-1.051	-2.066	-2.042	-2.042	-2.042
PP	0	-5.075	-12.775	-12.587	-12.587	-12.587
	2	-5.594	-12.466	-12.282	-12.282	-12.282
	4	-5.301	-13.292	-13.130	-13.130	-13.130
	6	-5.098	-14.143	-13.949	-13.949	-13.949
	8	-4.688	-13.447	-13.265	-13.265	-13.265
	10	-4.474	-12.795	-12.634	-12.634	-12.634
Pu	0	0.855	17.588	17.634	17.634	17.634
	2	0.691	14.206	14.219	14.219	14.219
	4	0.697	14.336	14.349	14.349	14.349
	6	0.633	13.015	13.027	13.027	13.027
	8	0.509	10.473	10.483	10.483	10.483
	10	0.411	8.450	8.458	8.458	8.458
Hk	0	4.841*	0.717*	0.728*	0.728*	0.728*
	2	4.266*	0.610*	0.620*	0.620*	0.620*
	4	3.842*	0.556*	0.564*	0.564*	0.564*
	6	3.556*	0.531*	0.538*	0.538*	0.538*
	8	3.367*	0.523*	0.530*	0.530*	0.530*
	10	3.236*	0.524*	0.530*	0.530*	0.530*

註: 1) 表 안의 *는 10% 수준에서, 그리고 **는 5% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

2) 각 檢定統計量의 臨界値는 아래의 表와 같음. MacKinnon(1991), Haug(1992), Leybourne and MacCabe(1993) 참조.

		standard	demeaned	detrended
ADF	5%	-3.267	-3.854	-4.278
	10%	-2.987	-3.553	-3.955
PP	5%	-17.45	-24.66	-29.89
	10%	-20.80	-21.26	-26.27
Pu	5%	32.94	40.53	53.83
	10%	26.70	33.70	46.11
Hk	5%	0.895	0.221	0.101
	10%	0.624	0.163	0.081

이제 表의 내용을 살펴보기로 하자(현실성이 없어 보이는 standard의 경우는 설명에서 제외). 본고에서 얻어진 결과와의 비교를 위해 먼저 柳潤河(1995)에서 얻었던 推定式을 그대로 轉載해 보면 아래와 같다.

$$xg=3.782 yf - 0.569 rp - 24.317$$

(42.07) (-2.62) (-3.16)

$$xg=3.395 yf - 0.450 rp - 21.563 + 0.003 t$$

(5.27) (-1.54) (-4.70) (0.61)

이를 본고에서 얻어진 결과와 비교해 보면 우선 輸出의 所得彈性値는 單價를 이용했을 때 얻었던 3.40~3.78로부터 4.05~4.25로 약간씩 커지고 있다. 그리고 價格彈性値는 0.973~1.01로서 單價를 이용했을 경우에 얻었던 0.45~0.57에 비해 현저하게 높아졌음을 알 수 있다. 즉 Riedel이 지적하고 있는 것처럼 開途國 輸出函數의 過大 所得彈性値 문제는 오히려 악화되는 쪽으로 나타나고 있으나 그 정도는 그리 심하지 않다. 반면 價格彈性値에 있어서는 輸出物價指數를 이용한 경우가 單價指數를 사용한 경우에 비해 탄성치가 현저하게 커지는 변화를 보인다. 앞에서 이미 지적한 대로 輸出單價가 이론적으로 여러가지 결점을 지니고 있다는 점을 감안한다면, 그동안 논란이 되어 왔던 過小 價格彈性値 문제의 일부는 적합하지 않은 가격변수를 사용한 데 기인했음을 알 수 있다.

그러나 이러한 價格彈性値의 개선에도 불구하고 여전히 共積分關係는 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 즉 ADF, PP, Pu검정 모두에서 共積分이 존재하지 않는다는 假說을 有意水準 10%에서조차 기각하지 못하고 있으며, Hk검정에서는 5% 有意水準에서도 共積分假說이 기각되고 있다. 輸出單價를 사용하든 輸出物價를 사용하든 Engel and Granger의 靜態的 回歸分析法를 이용하는 한

共積分이 존재하지 않는다는 결론에 있어서는 동일한 결과를 보이고 있는 것이다. 이하에서는 이같은 결과가 共積分벡터의 推定方法上의 非效率性에 기인하는지의 여부를 보기 위하여 效率的 推定方法을 이용하여 검정해 보기로 한다.

IV. 效率的 推定法에 의한 共積分벡터의 推定

Engle and Granger의 靜態的 회귀에 의한 共積分 推定法은 水準變數(level variables)를 그냥 最小自乘法으로 推定하면 되므로 별도의 조작이나 수정 없이 즉각적으로 共積分벡터를 구할 수 있다는 장점을 지닌다. 또 이렇게 구해진 共積分 係數값들은 標本數가 늘어날 때 매우 빠른 속도로 참 母數값에 수렴한다는 소위 超一致性(super consistency)을 가지므로 이론적으로도 매우 바람직한 것으로 알려져 왔다. 그러나 실제 대부분의 推定에 있어서는 소규모의 한정된 표본을 이용해야 하고 이런 경우에 靜態回歸方法은 偏倚(bias)를 가지며 또 효율적이지 못하다는 것이 밝혀짐으로써 최근에는 이같은 단점을 보완하기 위한 效率的인 推定法의 개발에 연구의 초점이 모아지고 있다.¹³⁾ 이중 대표적인 것으로 Phillips and Hansen(1990)의 fully modified estimator, Saikkonen(1991)의 leads and lags estimator,¹⁴⁾ Engle and Yoo(1991)의 3단계 最小自乘法, Park(1992)의 Canonical Cointegrating regressions, 그리고 Johansen(1988)의 maximum likelihood estimator 등을 들 수 있

13) Hargreaves(1994)는 그동안 제시되어 온 대체추정법(alternative estimators)을 무려 10가지로 분류하고 있다.

14) 이를 Stock and Watson(1993)은 '動態的 最小自乘法(dynamic OLS)'이라고 부르고 있다.

다. 본고에서는 이중 Phillips and Hansen方法, Saikkonen方法, 그리고 Johansen의 VAR방법을 이용하여 輸出函數의 共積分벡터를 推定해 보려 한다.

먼저 效率的 推定法의 기본적인 성격을 간단히 살펴보면 다음과 같다. y_t 를 n 개의 요소로 이루어진 $I(1)$ 벡터라고 하자. 이를 다시 아래와 같이 분할한 다음,

$$y_t' = \begin{pmatrix} y_{1t} & y_{2t} \end{pmatrix}, \quad n = m + 1$$

y_{1t} 계열의 資料生成過程(data generating mechanism)이 아래와 같은 共積分構造를 갖는다고 가정해 보자.

$$(4) \quad y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t}$$

$$(5) \quad \Delta y_{2t} = u_{2t}$$

$$u_t' = \{u_{1t}, u_{2t}\}'$$

Δ 는 差分演算子이며, u_t 는 평균값 0을 갖는 定常的(stationary) 攪亂項이다. 식 (4)와 (5)는 시계열 벡터 y_t 가 Engle and Granger적인 의미에서 共積分되어 있다는 것을 의미하며 共積分關係는 식 (4)에 의해 정의된다.¹⁵⁾ 이제 u_t 의 장기 공분산 행렬을 다음과 같이 정의해 보자.

$$\Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1/2} \text{var} \left(\sum_1^T u_t \right) = \begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Sigma = E(u_t u_t') = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Lambda = \sum_{s=1}^{\infty} E(u_{t-s} u_t') = \begin{pmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Delta_{21} = \Sigma_{21} + \Lambda_{21}$$

15) Phillips and Hansen(1990)은 식 (4)와 (5)에 確定的 趨勢(deterministic trends)가 포함되는 보다 일반적인 경우에까지 分析을 확대하고 있다.

위의 관계식에서 靜態的 OLS推定이 효율적이지 못한 이유는攪亂項들 사이에 존재하는 當期 및 系列相關關係, 즉 Ω_{21} 과 Δ_{21} 이 0이 아니라는 데서 발생한다.¹⁶⁾ 效率的 推定方法은 따라서 이들 相關關係를 共積分關係式의 推定時에 調整하여 제거하는 방식을 취한다. 이중 Phillips and Hansen(1990)의 FM방법은 먼저 OLS로 推定한 식으로부터 Ω_{21} 과 Δ_{21} 를 구하고 이를 이용하여 y_{1t} 를 $y_{1t}^+ = y_{1t} - \Omega_{21} \Omega_{22}^{-1} u_{2t}$ 로 전환하고, 또 $y_{1t}^+ x_t'$ 를 Δ_{21} 를 이용, 일부 수정하여 共積分벡터 β 를 推定한다. 한편 Saikkonen(1991)의 dynamic OLS 방식은 y_{2t} 의 차분계열, 즉 Δy_{2t} 의 先行 및 後行時差 k 개를 共積分方程式 (4)식에 추가함으로써 이들 相關關係를 제거해 주는 방식을 취하고 있다. 마지막으로 Johansen 방식은 벡터 y_t 의 1차 차분계열 (Δy_t)을 그 時差系列 및 原系列에 回歸하는 誤差修正型 VAR을 사용하고 있다.

FM과 dynamic OLS방법에 의해 구해진 共積分벡터와 共積分檢定結果는 <表 4>에 요약되어 있다.¹⁷⁾ FM방법의 Ω_{21} , Δ_{21} 推定에 있어서는 Andrews(1991)가 권하고 있는 quadratic spectral kernels를 사용하였으며, 이때 u_{1t} 의 높은 系列相關으로 인해 推定值의 分散이 커지는 것을 막기 위해 교란항 u_t 를 VAR(1)으로 事前白色化(pre-whitening)하는 방식을 취하였다(Andrews and Monahan, 1992). Saikkonen의 dynamic OLS에 있어서 선행 및 후행시차(k)와 Johansen방법의 시차갯수는 AIC방법으로 2를 선택하였다.

推定結果를 보면 우선 소득탄성치면에서는 FM의 경우 4.091~4.513, dynamic OLS의 경우 3.675~3.966으로 앞서의 Engle and Granger방법과 비교하여 큰 차이는 없다. 그러나 價格彈性值에 있어

16) 이를 바꾸어 말하면 短期動態(short-run dynamics)의 요소와 回歸變數들의 内生性(endogeneity)이 충분히 고려되지 않았기 때문이라고 할 수 있다.

17) Johansen방법에 의한 推定 및 檢定結果는 뒤에 따로 설명한다.

〈表 4〉 效率的 推定法에 의한 彈性值 推定 및 共積分 檢定結果

	FM		dynamic OLS($k=2$)		
	demeaned	detrended	demeaned	detrended	
yf	4.091 (14.78)	4.513 (2.19)	3.966 (13.79)	3.675 (1.97)	
π	-1.686 (2.39)	-1.758 (2.19)	-1.731 (2.23)	-1.664 (1.88)	
constant	-26.966 (-13.67)	-20.038 (2.00)	-11.293 (12.86)	-10.372 (1.76)	
trend		-0.003 (0.21)		0.001 (0.16)	
lags					
PP(Z_α)	0	-23.223*	-23.283	-25.129**	-30.208**
	2	-21.935*	-21.973	-24.072*	-29.133*
	4	-22.422*	-22.544	-27.537**	-31.826**
	6	-22.735*	-22.891	-27.137**	-31.017**
	8	-22.215*	-22.276	-24.587*	-28.368*
	10	-21.278*	-21.343	-21.373*	-25.035
Shin	0	0.549**	0.526**	0.493**	0.501**
	2	0.157	0.151*	0.129	0.131**
	4	0.105	0.101**	0.086	0.088*
	6	0.088	0.085*	0.074	0.075
	8	0.082	0.079	0.070	0.071
	10	0.080	0.076	0.071	0.072

註：臨界值 및 用例는 〈表 3〉 및 Shin(1994) 참조.

서는 FM의 경우 1.686~1.758, 그리고 dynamic OLS의 경우 1.664~1.731의 값을 보이고 있어서 Engle and Granger방법의 0.973~1.009와는 큰 차이를 보인다. 즉 앞에서 輸出單價 대신 輸出物價를 이용함으로써 輸出의 價格彈性值가 크게 높아짐을 보았는데,

여기에서는 共積分벡터의 推定法을 효율적인 推定法으로 바꾸는 것에 의해 價格彈性值가 더욱 높아지는 결과를 보이고 있는 것이다.¹⁸⁾ 괄호 안의 숫자들은 각 係數값들이 0이라는 제약에 대하여 Wald 檢定統計量을 구하여 그 自乘根을 계산한 것이다. 이 경우 Wald 檢定 통계량은 $\chi^2(1)$ 분포를 하게 되므로 괄호 안의 숫자는 표준정규분포 z 값에 해당한다. dynamic OLS의 detrended를 제외하고는 모든 경우의 係數값이 5% 수준에서 유의한 것으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈表 4〉에서 더욱 관심을 끄는 변화는 새로운 推定式의 경우 앞에서는 부정되었던 共積分關係가 이곳에서는 지지된다는 점이다. 共積分 檢定結果는 〈表 4〉의 아랫부분에 나와 있는데, 檢定方法으로는 Phillips and Perron의 Z_α 검정과 Shin(1994)의 C검정을 사용하였다.¹⁹⁾ 표 안에 표시된 lags는 長期分散의 一致推定值(consistent estimate)를 구하는 데 사용된 時差項의 切斷母數(truncation parameter)를 나타낸다. 우선 FM 推定式의 PP검정결과를 보면 demeaned된 경우 5% 有意水準에서는 共積分關係가 부정되지만 10% 有意水準에서는 모든 lags에서 共積分關係가 지지되고 있음을 알 수 있다. 또 Shin검정에서도 lags=0를 제외한 모든 경우에 共積分假說이 기각되지 않아서 위의 결과를 재확인해 준다. 다만 detrended의 경우 PP검정에서는 10%의 有意水準下에서도 共積分關係가 부정되고 Shin검정에 있어서도 많은 경우 10% 有意水準에서는 물론 5% 有意水準下에서도 共積分假說이 기각되고 있어서 共積分이 존재하지

18) 이같은 차이를 가져오는 데 결정적인 역할을 하고 있는 Ω_{21} , Δ_{21} 추정치는 다음과 같다. $\Omega_{21}' = \{0.001093, 0.004804\}$, $\Delta_{21}' = \{0.000434, 0.004437\}$.

19) Shin(1994)의 C검정은 단일 時系列變數의 單位根 檢定方法인 KPSS檢定法을 共積分檢定에 적용한 것이다. 비슷한 檢定方法으로는 Harris and Inder(1994) 참조. Shin과 Harris and Inder 檢定法은 본질적으로 동일하나 共積分벡터의 추정에 있어서 Shin이 Saikkonen방법을 이용하는 데 반해 Harris and Inder는 FM을 사용한다는 점이 다르다.

않는 것으로 나타나고 있다. 그러나 이 경우에는 포함되어 있는 時間趨勢變數의 係數값이 아주 작을 뿐 아니라 統計的 有意性도 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 이론적으로 detrended된 식보다는 demeaned된 식이 더 효율적일 것이라는 것을 시사하는 것인데,²⁰⁾ 따라서 共積分檢定도 demeaned된 식의 결과를 택하는 것이 더 신빙성이 있으리라고 판단된다.

Saikkonen의 dynamic OLS를 이용한 推定式에 있어서도 결과는 동일하게 나타나고 있다. 즉 demeaned된 식에서는 共積分關係가 비교적 강력하게 지지되고 있는 반면, detrended된 식에서는 共積分關係가 부분적으로 부정되는 결과를 보인다. detrended보다 demeaned의 경우를 택한 위와 같은 이유에서 적어도 10%의 有意水準에서는 共積分關係가 존재한다는 결론을 택할 수 있을 것 같다. 결론적으로 앞 章에서 交易相對國의 所得과 物價, 그리고 輸出物價를 이용한 전통적 輸出需要函數에 共積分關係가 부정된 것은 推定方法의 非效率性에 기인하는 것이라고 말할 수 있을 것이다.

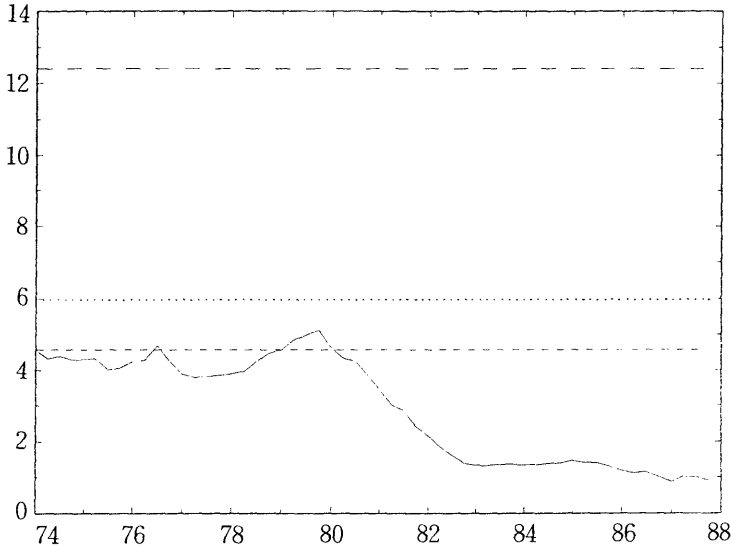
Hansen(1992a)은 추정된 共積分係數의 安定性을 檢定하는 몇가지 檢定方法을 제시하고 있다. 아래의 값들은 상기 FM 推定 중 가장 타당성이 높아 보이는 demeaned 경우로부터 Hansen에 제시하고 있는 SupF와 MeanF통계량을 산출한 것이다. 두 통계량 모두 標本의 시작과 끝에서는 정의되지 않기 때문에 Andrews(1991)의 제안대로 표본의 [0.15, 0.85] 영역만을 대상으로 상기 통계량을 계산하였다. 괄호 안의 숫자는 각 統計量의 p-value이다.

$$\text{Sup}F = 5.119 (>0.20)$$

$$\text{Mean}F = 2.923 (=0.18)$$

20) Hansen(1992b)은 時間趨勢變數를 제외시키고 추정한 식을 制約式(restricted equation)이라고 명명하고, 時間趨勢變數가 有意하지 않은 경우에는 制約式이 더 효율적임을 보이고 있다.

[圖 3] FM에 의한 共積分벡터의 安定性 檢定指標 推移



註 : --- 5% SupF 臨界值 5% 既知 構造斷絶의 臨界值
 -.-.- 5% MeanF 臨界值

SupF 檢定の 경우 20%의 有意水準에서도 推定된 共積分벡터의 安定性 가설을 기각하지 못하고 있고 MeanF의 경우 p -value가 0.18을 보이고 있어서 위에서 얻어진 共積分벡터가 표본기간중 構造變化 없이 安定적이었음을 보여주고 있다. 참고로 F_m 統計量의 그래프를 보면 [圖 3]과 같다. 그림에는 이 F_m 의 最大값(SupF), 平均값(MeanF), 그리고 構造斷絶의 시점을 사전에 정확히 알고 있을 경우에 적용하는 臨界值(각 5% 유의수준)를 함께 표시하였다. 이미 통계량 검정에서 나타났듯이 그림에서도 F_m 값이 1979년중에 最大값 5.119를 갖지만 5% 有意水準에서의 臨界值 12.4에 미달하고 있고, MeanF값 2.923도 臨界值 4.57을 하회하고 있다. 만일 構造斷絶의 시점을 사전에 알고 있었다라면 $\chi^2(2)=5.99$ 를 적용하였을 터이나 이미 F_m 값이 모든 시점에서 5.99에 미달하고 있어서

共積分벡터의 安定性 假說은 어느 경우에도 기각되지 않는 셈이다.

이제 마지막으로 Johansen方法에 의한 共積分벡터의 推定 및 檢定結果를 보기로 한다. Johansen방법의 추정에 있어서는 상기 FM과 dynamic OLS의 경우 時間趨勢變數가 모두 유의하지 않은 것으로 판명되었으므로 時間趨勢變數는 제외하고 추정하였다. 推定 및 檢定結果는 <表 5>에 요약되어 있다. Johansen방법을 이용한 檢定の 경우에도 상기 두가지의 效率的 推定方法을 이용하여 얻은 결과와 비교하여 큰 변화는 보이지 않는다. 다만 所得 및 價格彈性値에서 이상의 두 경우와 비교하여 다소 달라지는 모습을 보이고 있다. 즉 Johansen방법에 의한 추정치를 보면 所得彈性値는 3.67로서 FM법에서의 4.09, 그리고 dynamic OLS방법에서의 3.97보다 다소 낮다. 그러나 價格彈性値는 2.78로 FM의 1.69, dynamic OLS에서의 1.73보다 크게 높아지고 있다. 각각의 계수값이 0이라는 제약은 1%의 有意水準에서도 기각되고 있다.

共積分檢定 結果를 보면 trace檢定과 λ max檢定에서 다소 대립하는 결과가 얻어지고 있지만 앞에서의 결과와 함께 전반적으로 평가할 때 한개의 共積分벡터가 존재한다는 결론을 내릴 수 있을 것 같다. 먼저 trace檢定에서는 r 을 共積分벡터의 갯수라고 할 때 $r=0$ 에서의 統計量이 27.91로서 有意水準 5%에서의 臨界値 29.68보다 작다. 따라서 5% 有意水準에서는 共積分의 존재가 부정되는 셈이다. 그러나 이 값은 有意水準 10%에서의 臨界値 26.79보다는 크기 때문에 유의수준 10%에서는 共積分의 존재가 지지된다고 할 수 있다. 이같은 결과는 상기 FM이나 dynamic OLS를 이용한 共積分檢定 結果와 유사한 셈이다. 다음 $r=1$ 이라는 가설에 대하여 $r=0$ 라는 가설을 검정하는 λ max검정에서는 統計量 17.13이 5% 有意水準에서의 임계치 20.97은 물론, 10% 유의수준에서의 임계치 18.60보다 작아서 共積分의 존재가 부정된다. 즉 trace檢定에서는 적어

〈表 5〉 Johansen方法에 의한 共積分벡터 推定 및 檢定結果¹⁾

	trace			max		
	統計量	臨界值		統計量	臨界值	
		5%	10%		5%	10%
$r \leq 2$	0.23	3.76	2.69	0.23	3.76	2.69
$r \leq 1$	10.78	15.41	13.33	10.55	14.07	12.07
$r \leq 0$	27.91*	29.68	26.79	17.13	20.97	18.60
共積分 벡터	xg		yf		rp	
	1.000 (6.06)		3.672 (3.61)		-2.779 (10.05)	

註 : 1) 臨界値는 Osterwald-Lenum(1992)에 의함.

2) *는 10%에서 有意한 경우임.

도 한개의 共積分이 존재한다는 가설이 지지되고 λ max검정에서는 共積分이 존재하지 않는다는 가설이 지지되고 있는 것이다. 이같이 共積分檢定에서 서로 상반된 결과가 도출되는 경우가 가끔 발견되기도 하는데, 이 경우 어떤 결과에 더 큰 비중을 두어야 할 것인지는 분명치 않다. 이미 FM이나 dynamic OLS를 이용한 檢定結果에 비추어 이곳에서도 10%의 有意水準에서 1개의 共積分이 존재한다고 결론을 지어도 크게 무리는 없으리라고 여겨진다.

V. 結 論

外換 및 資本自由化의 진전과 함께 우리나라 換率의 변동폭이 커지면서 換率變動이 國際收支에 미치는 영향에 대한 관심이 고조되고 있다. 換率이 國際收支에 미치는 효과는 일차적으로 우리나라 輸出入函數의 價格彈力性에 의해 결정된다고 볼 수 있다.

본고에서는 우리나라의 輸出需要函數 분석에 있어서 아래의 두가지 점에 유의하여 輸出函數를 추정하고 그 결과를 비교·분석하고자 하였다. 첫째, 輸出需要函數의 추정에 통상적으로 많이 사용되는 輸出單價 대신 輸出物價를 이용하여 우리나라의 輸出需要函數를 추정하고 이를 통해 유의한 長期所得彈性値와 價格彈性値를 구하고자 하였다. 輸出品의 價格競爭力을 나타내는 변수로서 單價指數가 여러가지 결점을 지닌다는 것이 널리 알려져 왔으나 지금까지는 單價指數가 어느 나라에서나 쉽게 구할 수 있는 지표라는 점에서 거의 관행적으로 單價指數를 이용한 輸出入行態의 분석이 보편화되어 왔다. 우리나라에서는 1971년 이후의 輸出入物價指數가 월별로 편제되어 발표되고 있기 때문에 이 점에 있어서는 세계적으로 매우 다행한 그리고 몇개 안되는 國家群에 속해 있는 셈이다.

둘째는, 장기 輸出需要函數의 추정에 있어서 Engle and Granger의 靜態的 回歸分析 대신 최근에 개발된 效率的 推定法을 이용하고자 하였다. 效率的 推定法으로는 Phillips and Hansen의 fully modified estimator와, Saikkonen 또는 Stock and Watson의 dynamic OLS, 그리고 Johansen의 maximum likelihood estimator를 이용하였다.

이상 두가지 관점에서의 새로운 시도 결과 몇가지 중요한 차이점이 발견되었는데, 그 대략을 정리해 보면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 수출의 價格彈性値가 輸出單價를 이용한 경우에서보다 현저하게 높은 것으로 나타났다. 즉 輸出單價를 이용한 경우에는 價格彈性値가 0.45~0.57에 불과하였으나, 輸出物價를 이용한 경우에는 0.97~1.01로 높아졌다. 둘째, 共積分벡터의 추정에 있어서 Engle and Granger의 정태적 OLS를 이용한 경우에는 輸出單價, 輸出物價에 관계없이 모두 共積分이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 반면 靜態的 OLS 대신 效率的 推定法을 이용한 경우에 있어서는 상

기 세가지 방법 모두에서 미약하나마 共積分이 존재하는 것으로 나타났다. 셋째, 效率的 推定法을 이용한 경우에는 우리나라 輸出需要函數의 價格彈力性이 1.67~2.78로 더욱 높아지는 것으로 나타났다.

주지하는 바와 같이 輸出入函數에서 價格彈性值가 1보다 작은가 큰가 하는 점은 換率變動이 國際收支의 움직임에 어떠한 영향을 미칠 것인가를 가르는 중요한 기준이 된다. 즉 輸出과 輸入의 價格彈性值 合이 1을 초과할 때에만 換率切下의 國際收支 改善效果가 나타나고 1보다 작은 경우에는 오히려 換率切下가 國際收支를 악화시킬 수 있는 것이다. 본고에서 輸出物價를 이용하여 얻은 輸出의 價格彈性值는 따라서 換率變動이 國際收支調整을 위한 주요 수단으로 사용될 수 있음을 의미하는 것이며(輸入의 價格彈性值가 陰數가 아닌 한), 이는 또한 資本自由化 등으로 환율이 변동할 경우 우리나라 國際收支에 큰 영향을 미칠 수 있음을 의미하는 것이기도 하다.

그동안 우리나라의 輸出入函數에 관해서는 여러가지 방법에 의한 추정이 행해져 왔으나 정확한 價格彈性值에 대해서 의견의 일치가 이루어져 있지 않았다. 이론적으로도 우리나라와 같은 小規模 輸出國의 경우에 어떠한 構造方程式을 설정해야 하는지에 대해서는 이제 비로소 해외에서 논쟁이 진행중일 뿐이다. 향후 보다 깊이있는 분석이 이루어져야 하겠으나 위에서 얻은 결과들은 적어도 다음의 두가지 선택, 즉 輸出函數 추정시 價格變數 그리고 推定方法의 선택에 주의를 기울여야 할 것임을 시사하고 있다고 하겠다. 또한 輸出入單價를 이용하고 있는 우리나라의 GNP 추계에 있어서도 이제는 理論的, 經驗的으로 우월한 輸出入物價指數로 전환하는 것을 본격적으로 검토해 봐야 하지 않을까 싶다.

▷ 參考文獻 ◁

- 金圭漢, 「換率變動이 우리나라 貿易에 미치는 影響」, 『金融經濟研究』, 제47호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1992. 11.
- 金亮宇·崔聖煥·金大秀·李兢熙, 「우리나라의 巨視經濟模型－BOK92」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1993. 2.
- 羅炳埆·金炯宗·夫基元·金仁洙, 「韓國經濟의 中長期展望」, 『조사월보』, 產業銀行, 1992. 10.
- 羅炳埆·白大榮·金炯宗·黃鎮垣, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『조사월보』, 產業銀行, 1991. 5.
- 白雄基·吳尙勳, 「韓國의 巨視經濟分期模型: KDIQ92」, 『韓國開發研究』, 제15권 제1호, 1993 봄.
- 申世敦, 「우리나라의 產業別 輸出入分析」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1986. 8.
- 柳潤河, 「韓國의 輸出: 確率的 趨勢를 이용한 非價格競爭力 效果의 推定」, 『韓國開發研究』, 제17권 제1호, 1995 봄.
- 俞正鎬, 「商品群別 輸出入函數 推定」, 『韓國開發研究』, 제6권 제3호, 1984 가을.
- 柳厚珪, 「우리나라의 品目別 輸出入形態와 輸出入構造 變化」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1992. 4.
- 李煥浩·金圭漢, 「우리나라 輸出入函數의 推定」, 『金融經濟研究』, 제24호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1991. 2.
- 韓國銀行, 「1990年基準 生産者 및 輸出入物價指數 改編結果」, 統計分析資料 93-1, 1993.
- 咸貞鎬·崔雲奎, 「韓國經濟의 年間 巨視計量模型－BOKAM90」,

- 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1990. 9.
- Alterman, W., "Price Trends in U.S. Trade: New Data and New Insights," in P. Hooper and J.D. Richardson (eds.), *International Economic Transactions: Issues in Measurement and Empirical Research*, University of Chicago Press, Chicago, 1991.
- Andrews, D. W. K., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, 1991, pp. 817~858.
- Andrews, D. W. K. and J. C. Monahan, "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator," *Econometrica*, Vol. 60, No. 4, 1992, pp. 953~966.
- Athukorala, P. and J. Riedel, "Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Simultaneous Error-Correction Model for Hong Kong: A Comment," *Economic Journal*, Vol. 104, November 1994, pp. 1411~1414.
- Bushe, D. M., I. B. Kravis, and R. E. Lipsey, "Price, Activity, and Machinery Exports: An Analysis Based on New Price Data," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, 1986, pp. 248~255.
- Choi, I., "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," *The Korean Economic Review*, Vol. 9, 1993, pp. 201~220.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Eco-*

- nometrica*, Vol. 49, No. 4, 1981, pp. 1057~1072.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 56, 1987, pp. 251~276.
- Engle, R. F. and B. S. Yoo, "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results," in R. F. Engle and C. W. J. Granger(eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, New York, 1991, pp. 237~266.
- Enoch, C. A., "Measures of Competitiveness in International Trade," *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 18, 1978, pp. 181~195.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons, New York, 1976.
- Hansen, B. E., "Test for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, 1992a, pp. 321~335.
- , "Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends," *Journal of Econometrics*, Vol. 53, 1992b, pp. 87~121.
- Hargreaves, C., "A Review of Methods of Estimating Cointegrating Relationships," in C. Hargreaves(ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press, New York, 1994.
- Harris, D. and B. Inder, "A Test of the Null Hypothesis of Cointegration," in C. Hargreaves(ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University

- Press, New York, 1994.
- Haug, A. A., "Critical Values for the Z_α -Phillips-Ouliaris Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, 1992, pp. 473~480.
- Holden, D. and R. Perman, "Unit Roots and Cointegration for the Economist," in B. B. Rao(ed.), *Cointegration for the Applied Economist*, St. Martin's Press, New York, 1994, pp. 47~112.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231~254.
- King, A., "A Note on Export Unit Value Indices in Competitiveness Variables," *Bulletin of Economic Research*, 45:1, 1993, pp. 69~77.
- Kravis, I. B. and R. E. Lipsey, "International Trade Prices and Price Proxies," in N. D. Ruggles(ed.), *The Role of Computer in Economic and Social Research in Latin America*, NBER, New York, 1974, pp. 253~268.
- , *Price Competitiveness in World Trade*, Columbia University Press, New York, 1971.
- 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*, Vol. 54, 1992, pp. 159~178.
- Leybourne, S. J. and B. O. M. MacCabe, "A Simple Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, 1993, pp. 97~103.

- Lipsey, R. E., *Price and Quantity Trends in the Foreign Trade of the United States*, Princeton University Press, Princeton, 1963.
- Maciejewski, E. B., "Real Effective Exchange Rate Indices: A Re-examination of the Major Conceptual and Methodological Issues," *IMF Staff Papers*, Vol. 30, 1983, pp. 491~541.
- 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, New York, 1991, pp. 267~276.
- Magee, S. P., "Prices, Incomes and Foreign Trade," in P. B. Kenen(ed.), *International Trade and Finance: Frontiers for Research*, Cambridge, 1975, pp. 175~252.
- Muscattelli, V. A., "Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Reply," *Economic Journal*, Vol. 104, November 1994, pp. 1415~1417.
- Nelson, C. R. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 139~262.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, 1992, pp. 461~472.
- Park, J. Y., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, Vol. 60, No. 1, 1992, pp. 119~143.

- Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, 1990, pp. 99~125.
- Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol. 58, 1990, pp. 165~193.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp. 335~346.
- Riedel, J., "Trade as the Engine of Growth in Developing Countries, Revisited," *Economic Journal*, Vol. 94, 1984, pp. 56~73.
- , "The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong," *Economic Journal*, Vol. 98, 1988, pp. 138~148.
- Saikkonen, P., "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions," *Econometric Theory*, Vol. 7, 1991, pp. 1~21.
- Shiells, C. R., "Errors in Import-demand Estimates Based upon Unit-Value Indexes," *The Review of Economics and Statistics*, 1991, pp. 378~382.
- Shin, Y., "A Residual-based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration," *Econometric Theory*, Vol. 10, 1994, pp. 91~115.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Testing for Common Trends," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 83,

1988, pp. 1097~1107.

——, “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems,” *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, 1993, pp. 783~820.