

우리나라 輸入函數推定에 있어서 輸入單價와 輸入物價의 比較

柳 潤 河

(本院 研究委員)

* 草稿를 읽고 값진 논평을 주신 韓國租稅研究院의 金宗萬 박사, 韓國銀行의 金圭漢 박사, 李光俊 금융통계과장과 자료정리 및 교정과정에 큰 수고를 아끼지 않으신 成明基 주임연구원께 깊은 감사를 드린다.

◇ 要 約 ◇

外換 및 資本自由化의 진전에 따라 換率의 변동폭이 커지면서 換率이 國際收支에 미치는 영향에 대한 관심이 높아지고 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 결정되므로 정확한 彈性值를 추정하는 일은 이론적으로나 정책적으로 매우 중요한 의미를 갖는다.

본고에서는 우리나라 輸入函數의 所得 및 價格彈性值 추정에 있어서 사용 가능한 두가지의 價格指數, 즉 輸入單價와 輸入物價 중 어느 것을 사용하는 것이 바람직한 것인지를 살펴보고 이중 이론적으로 우월한 지수를 이용하여 輸入函數의 所得 및 價格彈性值를 추정하고자 하였다.

분석으로부터 얻는 중요한 結論은, 우리나라의 경우 輸入函數의 분석에 있어서 輸入單價보다는 輸入物價를 이용하는 것이 더 적합하리라는 점이다. 이는 또한 우리나라 實質GNP의 추계에 있어서 현재의 輸入單價 이용방식에서 輸入物價 이용방식으로 편제방법을 바꾸는 것이 바람직하다는 것을 의미한다.

이같은 결론은 이론적, 실증적인 면에서 아래와 같은 네가지 이유에 근거한다. 먼저 이론적인 면에서는 첫째, 輸入單價가 物價指數로서 갖추어야 할 통계적 일관성을 갖추지 못하고 있다는 점을 지적할 수 있다. 즉 輸入單價는 어느 일정 規格條件의 商品價格을 일관성 있게 추적하는 것이 아니므로 잡다한 품질규격의 平均價格으로 나타날 가능성이 높으며 이러한 면에서 價格變化를 정확히 반영하지 못한다. 둘째, 輸入單價指數는 價格變化가 전혀 없을 때에도 總輸入의 품목별 構成이 바뀌면 변동하는 속성을 지니고 있어 價格變動 狀況을 오도할 가능성을 지니고 있다.

다음으로 실증적인 면에서는 첫째, 輸入單價를 이용한 輸入函數에서는 價格變數의 係數가 이론상 기대되는 것과는 반대되는 부호를 가짐으로써 輸入函數로서의 기본적인 요건을 만족시키지 못하는 것으로 나타나고 있다. 둘째, 單價指數를 이용한 경우 所得과 相對價格을 회귀변수로 하는 輸入函數에서 장기안정적인 均衡關係가 존재하지 않은 것으로 판명되었다. 반면 輸入物價를 이용한 輸入函數에서는 각 변수의 係數가 이론적 기대치에 부합하였으며 장기안정적인 均衡關係가 성립하는 것으로 나타나고 있다.

한편 미국에서는 輸出入單價指數의 문제점에 대한 오랜 연구 결과, 1989년부터 單價指數의 편제를 아예 중단하는 조치를 취한 바 있으며, GNP추계에 있어서도 종래의 輸出入單價 대신 輸出入物價를 이용하는 방식으로 그 편제방법을 변경한 바 있다.

I. 序 論

외환 및 資本自由化의 진전에 따라 換率의 변동폭이 커지면서 換率의 國際收支에 미치는 영향에 대한 관심이 높아져 가고 있다. 國際收支의 향후 움직임 및 巨視經濟 운용과 관련하여 資本自由化는 크게 다음과 같은 두가지의 의미를 갖는다. 그 하나는, 우선 제도가 바뀌는 과도기적인 현상으로서 자유화 초기 대규모의 海外資本이 국내에 流入되어 올 경우 우리나라 원貨換率在 상당한 절상압력을 받게 되리라는 점이다. 그리고 이같은 換率의 절상은 우리나라 經常收支를 악화시키는 요인으로 작용하게 될 것이다. 둘째는, 국내의 資本移動 및 換率의 움직임이 자유스러워지면서 成長, 物價, 利子率, 換率 등 주요 거시변수들간의 관계가 한층 복잡해지리라는 점이다. 이는 우리나라 거시경제정책의 운용에 있어서 사용할 수 있는 政策道具(policy tools)가 하나 더 늘어난다는 것을 의미하는 것임과 동시에 고려해야 될 사항이 추가적으로 더 늘어난다는 것을 의미하는 것이기도 하다. 일례로 國際收支 개선을 위해 긴축적인 通貨政策, 즉 金利引上 조치를 취한다고 할 때 지금까지는 利子率上昇으로 인한 所得減少와 이를 통한 輸入需要의 감퇴효과만을 고려하면 그만이었지만 앞으로는 金利上昇이 다른 한편에서 換率切上 및 輸入價格引下를 초래하여 輸入需要를 증대시킬 가능성이 있다는 것에 대해서도 관심을 기울여야 할 것이다.

제도 변경에 따른 과도기적 換率切上壓力效果의 추정을 위해서나 金利引上和 같은 특정 安定化政策의 효과를 예측하는 데 있어서나 가장 필수적인 것은 우리나라 輸出入函數의 所得 및 價格彈性值의

상대적 크기를 정확히 아는 일이다. 일례로 앞서 든 金利引上의 효과에 있어서 만일 輸入需要의 所得彈性值가 크고 價格彈性值는 작다면 金利引上이 소기의 國際收支 개선효과를 가져올 수 있겠지만 만일 所得彈性值는 작고 價格彈性值가 크다면 金利引上이 오히려 國際收支를 악화시킬 수도 있기 때문이다.

본고의 목적은 위와 같은 문제의식하에 우리나라 輸入需要函數의 所得 및 價格彈性值를 추정해 보는 데 있다. 輸入函數에 관한 기존의 많은 研究論文들¹⁾에 더하여 본고에서 새로이 시도하려고 하는 바는 다음의 두가지이다. 첫째, 輸入品の 價格을 나타내는 價格指標로서 輸入單價와 輸入物價를 비교하는 일이다. 주지하는 바와 같이 輸入單價는 輸入品の 價格指標로서 몇가지 결정적인 약점을 지니고 있지만 지금까지는 우선 손쉽게 얻을 수 있다는 점에서 많은 연구에서 쓰여져 온 價格指標이다. 즉 輸入單價指數는 세계 모든 나라에서 작성하고 있는 반면 輸入物價指數를 작성하는 나라는 극히 제한되어 있기 때문에 輸入函數의 분석에서 輸入單價指數를 사용하는 것이 거의 관행으로 굳어져 온 감이 있다. 다행히 우리나라는 輸入單價指數외에 輸入物價指數를 별도로 편제하여 발표하고 있는 세계적으로 몇개 안되는 나라 중 하나에 속하므로 이를 이용하여 서로를 비교해 보고자 한다.

둘째는, 輸入函數의 추정에 있어서 非定常的(non-stationary) 時系列을 다루는 최근의 時系列 分析方法, 즉 共積分(cointegration) 분석방법을 적용하려는 것이다. 그동안 우리나라의 輸出入函數에 대한 분석은 많이 있었지만 대부분 假說檢定이나 統計的 推論에 있어 변수들이 定常的이라는 암묵적 가정에 입각하고 있다. 그러나

1) 우리나라의 輸入函數에 관한 비교적 최근의 연구로는 李煥浩·金圭漢(1991), 金圭漢(1992), 咸貞鎬·崔雲奎(1990), 羅炳埆 외(1991), 羅炳埆 외(1992), 金亮宇 외(1993), 白雄基·吳尙勳(1993) 참조.

輸入函數의 추정에 사용되는 輸入物量이나 國民所得 그리고 相對物價 등이 실제로는 모두 非定常的인 積分系列로 판명되고 있어 이같은 非定常性을 분석에 고려해 주어야 할 것이라는 것을 시사하고 있다.²⁾ 이를 위하여 본고에서는 일차적으로 Engle and Granger (1987)의 정태적 회귀분석(static regression)에 의한 共積分 분석을 행하고, 이어서 Phillips and Hansen(1990)의 fully modified estimation 방법을 추가적으로 행해보려고 한다. 후자의 분석은 전자의 共積分 분석법이 소규모 표본에서 비효율적이고 偏倚를 갖는다는 결점을 보완하기 위해 개발된 것으로서 최근 소위 “效率的 共積分 推定法”으로 개발된 여러가지의 추정방법 중의 하나이다.

분석을 통하여 얻어진 새로운 결과는 다음과 같다. 첫째, 輸入函數의 추정에 있어서 輸入物價를 사용하는 것은 적합치 않은 것으로 판명되었다. 즉 輸入單價를 이용한 輸入函數의 추정에 있어서는 輸入函數가 갖추어야 할 기본적인 조건에 합당치 않은 결과를 자아내었다. 좀더 구체적으로는 輸入函數에서 輸入品의 相對價格이 오를 때 輸入物量이 감소한다는 원론적 결론이 지지되지 않았으며 또한 共積分關係도 부정되었다. 반면 輸入物價를 이용한 輸入函數에 있어서는 이같은 이상한 결과가 발견되지 않았으며 共積分關係가 지지되었다. 둘째, 共積分의 추정법을 달리함에 따른 推定係數上의 차이는 그리 크지 않았다. 즉 所得 및 價格彈性值가 약간씩 커지는 것으로 나타나고 있으나 그 차이는 크지 않았다.

單價指數를 이용할 때 相對價格變數의 推定係數 符號가 바뀌거나 長期 安定的인 均衡關係가 부정되는 현상은 이미 輸出函數에 있어

2) 새로운 時系列 分析方法을 이용한 外國의 輸入函數의 분석으로는 Asseery and Peel(1991), Wilkinson(1992), Bairam(1993), King(1993), Mah (1994), Sedgley and Smith(1994), Bewley and Orden(1994) 등이 있다. 이 밖에 최근의 輸入函數 분석예로 Deyak, Wawyer and Sprinkle(1989), Anderton, Pesaran and Wren-Lewis(1992), Zietz and Pemberton(1993) 등도 참고할 만하다.

서도 발견된 바가 있다(柳潤河 1995a, b). 이는 輸出과 輸入을 막론하고 單價指數가 가격지표로서 적합하지 않다는 것을 의미하는 것이며 따라서 향후 輸出入函數의 분석에 있어서는 單價指數 대신 物價指數를 사용하는 것이 바람직할 것으로 생각된다. 또한 현재 輸出入單價指數를 이용하여 편제하고 있는 실질GDP 추계도 輸出入物價指數를 이용하는 방향으로 개편하는 것이 통계의 정확도를 높이는 데 도움이 될 것으로 판단된다.

이 글의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 輸入單價와 輸入物價의 차이점과 輸入單價가 갖는 문제점에 대하여 언급한다. 제Ⅲ장 제1절에서는 輸入單價와 輸入物價를 이용한 輸入函數를 각각 추정하여 양자를 비교한다. 이곳에서의 추정방법으로는 Engle and Granger의 정태적 OLS방법을 이용한다. 제2절에서는 共積分벡터를 效率의 推定法으로 추정하고 그 결과를 제1절에서 얻은 것과 비교한다. 제Ⅳ장에는 요약과 결론을 정리하기로 한다.

Ⅱ. 輸入單價指數와 輸入物價指數

1. 輸入單價指數의 問題點 및 輸入物價指數의 編制沿革

輸出이나 輸入品の 價格指標로서 單價指數가 많은 문제점을 지니고 있다는 것은 오래 전부터 지적되어 왔다. 미국의 경우에는 Lipsey(1961)에 의해 일부의 문제점이 지적된 이래 Kravis and Lipsey(1971, 1974)에 의해 매우 포괄적인 새로운 輸出入物價指數의 편제와 분석이 시도되었으며, 뒤이어 Magee(1975), Enoch(1978), Maciejewski(1983), Bushe et al.(1986), Alterman(1991),

King(1993) 등 미국과 영국, 그리고 IMF나 영국은행의 학자들에 의해 문제점이 지적되어 왔다. 이들이 지적하고 있는 單價指數의 문제점으로서는 첫째, 個別品目價格의 변화가 없이 단순히 구성이 변하는 것만에 의해서도 價格指數가 변동될 수 있다는 점이다. 즉 價格指數 편제에 있어서 基準時點 대신 比較時點의 物量을 가중치로 사용하기 때문에 값비싼 품목의 비중이 늘거나 값싼 품목의 비중이 줄 때는 전체 價格指數가 오르는 것으로 나타나며 그 반대의 경우에는 價格指數가 떨어지는 것으로 나타나게 되는 것이다. 둘째는, 개별품목의 價格을 추적해 가는 데 있어서 規格과 特性을 지정하여 조사하지 않기 때문에 조사된 價格系列의 일관성이 유지되지 못하고 있다는 점이다. 즉 價格變動의 추적에 있어서 어느 특정 單一商品의 價格을 조사하는 것이 아니고 잡다한 여러가지 품목이나 규격의 總輸入金額을 總物量으로 나누는 방식으로 價格을 조사하기 때문에 정확한 價格變動의 幅과 時期가 포착되지 못한다는 점이다. 일례로 乘用車價格의 경우 에어컨이 장착된 차와 장착되지 않은 차가 별도로 구분되지 않기 때문에 에어컨이 장착된 차가 많이 輸入되는 분기의 경우에는 輸入單價가 오르는 것으로 나타났다가 에어컨이 장착되지 않은 차가 많이 輸入되는 분기에는 輸入價格指數가 떨어지는 것으로 나타나게 되는 것이다. 셋째, 調查時點의 차이로 인하여 輸入函數의 추정이나 輸入價格의 轉嫁分析 등에 왜곡이 발생할 소지가 있다는 점을 들 수 있다. 즉 輸入單價는 원칙적으로 통관시점의 價格을 조사하는 한편, 輸入物價는 계약시점에서의 價格을 조사하는데 수송이나 배달과정에 많은 시간이 소요되는 경우에는 양자 사이에 괴리가 발생하는 것이다.

輸出入單價指數의 이같은 결점은 그것이 단지 價格指標의 왜곡에 그치지 않고 불가피하게 物量指數의 왜곡까지를 초래한다는 점에서 더욱 심각해진다. 왜냐하면 物量指數는 金額指數를 價格指數로 나

누는 것에 의해 구해지기 때문이다. 즉 일단 價格指數에 과다추정이 일어나면 物量指數에는 당연히 과소추정이 일어나게 되고 價格指數의 과소추정은 物量指數의 과다추정을 불가피하게 된다. 결과적으로 物量과 價格 사이에 인위적인 네거티브 상관관계를 발생시켜 輸出入函數에 있어서 價格彈性值를 -1 에 가깝도록 하는 결과를 낳는 것이다.

輸出入單價指數가 이같이 결정적인 단점을 지니고 있음에도 불구하고 輸出入函數의 분석 등에 광범하게 사용되고 있는 이유는 무엇보다도 單價指數는 편제과정이 간단하여 거의 모든 나라에서 편제되고 있는 반면 輸出入物價指數를 편제하고 있는 나라는 극히 제한되어 있다는 사실에 기인한다. 즉 輸出入單價指數는 輸出入金額統計를 작성하는 과정에서 부산물로 편제되어 나오는 것으로 별도의 價格調査 과정을 거치지 않기 때문에 輸出入金額統計를 작성하는 모든 나라에서 발표하고 있다. 그 편제과정이란 단순히 通關段階에서 輸出入業者로부터 보고받은 輸出入金額과 物量報告額을 이용, 金額을 物量으로 나눈 후 物量으로 가중평균하는 과정을 거치기만 하면 된다. 반면 輸出入物價指數를 편제하려면 매 기준연도마다 價格調査 對象品目を 선정해야 하고 선정된 품목의 價格變動을 항상 추적하여 그 時系列을 유지해야 하는 번거로움이 있기 때문에 현재 輸出入物價를 편제, 발표하고 있는 나라는 미국과 독일, 일본, 그리고 우리나라 등 극히 제한되어 있는 형편이다.³⁾

미국의 경우 輸出入單價指數는 統計局(Census Bureau)에서 오

3) Alterman(1991)은 輸出入物價指數를 편제하고 있는 나라가 美國, 日本, 獨逸의 세 나라에 불과하다고 말하고 있는데, 이는 그가 우리나라에서도 輸出入物價指數가 편제되고 있다는 사실을 알지 못하고 있었기 때문이 아닌가 싶다. 그가 우리나라를 빠트렸다면 다른 나라를 빠트릴 가능성도 있는 만큼 현재 輸出入物價指數를 편제하고 있는 나라가 정확히 네 나라에 불과한지는 확실치 않다.

래 전부터 편제를 해오고 있었는데, 1961년 이후 Lipsey 등의 지속적인 문제제기로 單價指數의 문제점에 대한 인식이 확산되면서 1970년대 초부터는 별도로 勞動統計局(Bureau of Labor Statistics, BLS)에서 輸出入物價指數를 부분적으로 편제하기 시작하였다. 그 후 보다 본격적인 輸出入物價指數의 편제가 시도되어 1982년 9월부터는 輸入物價指數를, 그리고 그 다음해인 1983년 9월부터는 輸出物價指數를 공식통계로서 편제, 발표해 오고 있다. 그리고 1989년부터는 그동안 統計局에서 편제해 오던 單價指數의 편제를 아예 중단하기에 이르렀고, 이에 따라 國民所得統計도 종전의 單價指數 대신 物價指數를 이용하는 방식으로 전환하는 혁신적 조치를 취한 바 있다.

우리나라의 경우 공식적인 輸出入物價指數의 편제는 1974년부터 시작되었다. 공식적인 指數作成 이전에 수년에 걸쳐 예비적인 價格調查와 검토작업이 내부적으로 수행되어 왔음은 물론이다. 현재는 1990년 개편된 輸出 228개 품목, 輸入 201개 품목을 대상으로 韓國銀行의 物價調查課에서 指數를 편제, 발표해 오고 있다. 원칙적으로 輸出入金額 母集團의 1/2,000 이상의 거래비중을 가지고 있는 품목으로서 동종 산업내 상품군의 價格變動을 대표할 수 있고, 品質規格이 균일하게 유지되어 신빙성 있는 價格時系列의 추적이 가능한 품목을 선정하는 한편 수량면에서 부정기적이고 價格變動이 불규칙한 품목은 제외된다. 즉 휴대품, 이사물품, 견본품, 再輸出 및 再輸入品, 가공무역 및 중계무역에 의한 품목, 주문생산 또는 소량의 다품종 생산으로 지속적인 價格時系列의 유지가 힘든 예술품, 선박, 항공기, 귀금속, 무기류 등은 제외된다.⁴⁾ 공식편제는 1974년에 시작되었지만 1971년까지의 소급편제가 이루어져 현재는 1971년

4) 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.

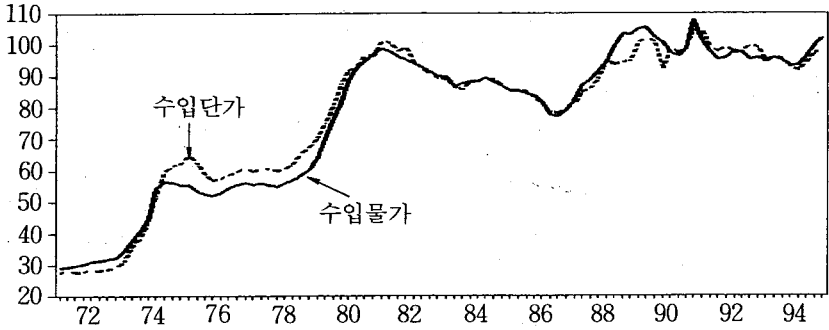
부터의 月別時系列이 사용 가능하다.

2. 輸入單價指數와 物價指數의 比較

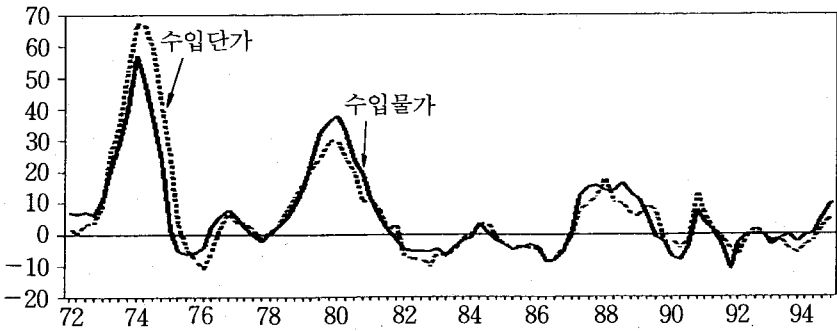
1971년 이후 달러기준 輸入物價와 輸入單價의 개략적인 움직임을 살펴보면 [圖 1a, b, c]와 같다. 우선 목측상으로는 두 系列이 매우 가까운 움직임을 보이고 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 기간별로는 절대수준면에서 상당한 차이가 발견되기도 하는데, 일례로 1972~73년 사이에서는 輸入單價가 輸入物價에 비해 10% 가까이 낮게 유지되고 있는 반면 1974~80년 사이에서는 輸入單價가 輸入物價보다 15~20% 정도 높은 수준을 보이고 있다(圖 1a 참조). 이 같이 큰 乖離는 1989년을 전후하여 다시 나타나기도 한다. 두 계열의 變動率에 있어서는 기간별로 다소간의 차이는 있지만 전반적으로 輸入單價의 변동이 輸入物價보다 다소 큰 것으로 보인다(圖 1b, c 참조). 특히 前期對比 增加率의 추이에 있어서 輸入單價 增加率의 凹凸이 상대적으로 심하다는 것을 알 수 있다. 輸入單價 등락률의 凹凸이 輸入物價의 그것보다 상대적으로 큰 것은 輸入單價 통계작성과정에서 비롯된 것으로 추측할 수 있겠다. 즉 어느 품목의 輸入價格이 오를 때 당해 품목의 輸入物量이 줄게 되고 이로 인해 總輸入物量의 구성이 바뀌게 되는데, 이같은 구성변화효과가 輸入物價指數에는 배제되는 반면 輸入單價指數에서는 그대로 영향을 미치기 때문인 것으로 판단된다.

지금까지 살펴본 輸入物價와 輸入單價의 목측상의 차이를 구체적으로 통계적인 수치를 통하여 확인해 보면 <表 1>과 같다. <表 1>은 1972년 1/4분기에서 94년 4/4분기까지의 輸入物價 및 輸入單價의 전년동기대비 및 전기대비 증가율의 平均, 分散, 最小값 및 最大값의 수치를 비교한 것이다. 이를 살펴보면 전년동기대비 증가율

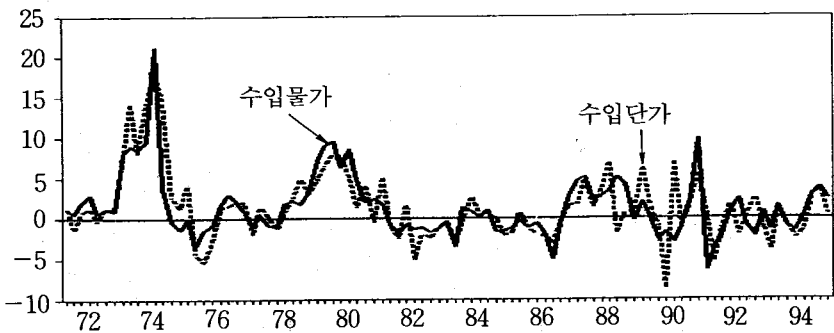
[圖 1a] 輸入物價指數와 輸入單價指數의 추이(수준)



[圖 1b] 輸入物價指數와 輸入單價指數의 추이(전년동기대비증가율)



[圖 1c] 輸入物價指數와 輸入單價指數의 추이(전기대비증가율)



이나 전기대비 증가율면에서 輸入單價가 輸入物價보다 그 平均과 分散이 모두 크다. 즉 전년동기대비 증가율면에서 輸入單價의 평균은 6.45이나 輸入物價의 그것은 6.11로서 0.34의 차이를 보이고 있다. 分散에 있어서는 輸入單價가 248.67을 보이거나 輸入物價는 186.10으로 나타나고 있다. 이러한 현상은 전기대비 증가율에서도 비슷하게 나타나서 輸入單價의 평균, 분산 및 표준편차가 輸入物價의 그것보다 크게 나타나고 있다. 한편 최대값과 최소값의 차이는 전년동기대비 증가율에선 輸入單價가 輸入物價의 그것보다 크나 전기비 증가율의 경우에는 오히려 輸入物價가 輸入單價보다 큰 것으로 나타나고 있다.

〈表 1〉 輸入物價와 輸入單價의 比較

		평 균	분 산	최소값	최대값
전년동기비 증가율	輸入物價	6.11	186.10	-11.39	56.94
	輸入單價	6.45	248.67	-11.11	67.23
전기대비 증가율	輸入物價	1.40	15.55	-6.48	21.21
	輸入單價	1.42	19.09	-8.82	18.14

Ⅲ. 輸入函數 推定

1. Engle and Granger의 靜態的 最小自乘法에 의한 推定

輸入需要函數는 輸入物量을 國內所得과 相對價格의 函數로 설정하였다. 輸入資料로는 國際收支基準 輸入額을 사용하였고, 이를 輸入價格指標로 나누어 輸入物量을 구하였다. 앞에서 말한 대로 본고

의 목적 중 하나가 單價와 物價指數의 사용으로 인해 발생하는 차이를 비교하는 데 있으므로 輸入物量을 달러기준 輸入物價를 사용한 경우의 輸入物量(mg)과 달러기준 輸入單價를 사용한 輸入物量($mg1$)으로 구분하였다. 소득자료는 전체 국내총생산에서 농림어업 부문의 국내총생산을 뺀 비농림부문의 국내총생산을 사용하였으며, 相對價格은 輸入物價를 국내 生産者物價로 나누어 구하였다. 相對價格에 있어서도 輸入物價를 원화기준 輸入物價를 사용하여 구한 相對物價(pp)와 달러기준 輸入單價에 對美圓貨換率(평균기준)을 곱한 값을 輸入物價로 사용한 相對物價($pp1$)로 구분하여 만들었다. 또한 이들 변수들은 각각 X-11방법으로 계절조정을 해서 사용하였으며 單位根檢定 및 函數推定時에는 自然對數를 취하였다. 분석기간은 1971년 1/4분기에서 1994년 4/4분기로 하였다.

輸入函數 추정에 앞서 분석에 포함될 輸入物量(mg , $mg1$), 國內所得(yd_n) 및 相對價格(pp , $pp1$)에 대하여 單位根의 유무를 파악하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller 및 Phillips-Perron의 방법으로 檢定을 실시해 본 결과 모든 시계열이 單位根을 갖는 것으로 판명되었다. 檢定結果는 〈附錄 1〉에 첨부하였다.

모든 변수가 單位根을 갖는다는 것이 판명되었으므로 이들 사이에 유의한 共積分 관계가 존재하는지 보기 위하여 Engle-Granger의 正態적 回歸분석을 실시하였다. 추정식은 아래의 두가지 형태이다.

$$(1) \quad mg_t = \alpha + \beta yd_{nt} + \gamma pp_t + u_t$$

$$(2) \quad mg_t = \alpha + \beta t + \beta yd_{nt} + \gamma pp_t + u_t$$

추정결과를 보면 아래와 같다.

1) 輸入單價를 이용한 경우

$$(3) \quad mg1_t = -3.863 + 1.208 ydn_t + 0.114 ppl_t,$$

$$(4) \quad mg1_t = -14.940 - 0.027t + 2.404 ydn_t + 0.193 ppl_t,$$

2) 輸入物價를 이용한 경우

$$(5) \quad mg_t = -1.211 + 1.215 ydn_t - 0.429 pp_t,$$

$$(6) \quad mg_t = -6.560 - 0.013t + 1.784 ydn_t - 0.357 pp_t,$$

輸入單價를 이용한 (3), (4)식과 輸入物價를 이용한 (5), (6)식의 비교에서 가장 두드러지는 사항은 (3), (4)의 경우 相對價格에 推定係數의 부호가 예상되는 것과 반대로 나타나고 있다는 점(0.114와 0.193)이다. 相對價格의 정의가 輸入品價格을 국내 生産者物價로 나눈 것이므로 추정식 (3)과 (4)가 輸入函數로서의 의미를 지니려면 相對價格變數의 부호가 마이너스값을 가져야 한다. 즉 輸入品の 相對價格이 올라갈 때 輸入량이 줄어야 하는 것이다. 그러나 (3)식과 (4)식에서 얻은 결과는 포지티브係數, 즉 輸入品の 相對價格이 오를 때 輸入량이 오히려 增加한다는 결과를 보이고 있다. 반면 輸入物價를 이용한 (5)식과 (6)식에서는 이러한 이상한 결과가 나타나지 않고 우리의 선형적 기대에 합치하는 마이너스 係數값이 얻어지고 있다. 單價指數를 이용할 경우 相對價格變數의 推定係數가 이같이 정당화하기 힘든 값을 취하는 예는 輸出函數의 경우에서도 발견되었었는데 똑같은 현상이 수입함수에서도 발견되고 있는 것이다.⁵⁾

5) 柳潤河(1995a, b)에서는 이같은 현상을 '構造斷絶의 徵候'로 해석하여 간단히 언급하는 것에 그치고 말았으나 사후적으로 생각해 보니 그같은 해석은 잘못되었던 것 같다. 만일 單價와 物價의 두가지 價格指數에는 아무런 이상이 없고 단지 우리나라 輸出函數에 구조단절이 있었다고 한다면, 이같은 변태적 係數가 單價指數를 사용한 경우이나 物價指數를 사용한 경우이나 동일하게 나타났어야 한다. 그러나 오직 單價指數를 사용한 輸出函數에서 相對價格係數의 변이가 일어나고 物價指數를 사용한 函數에서는 이러한 현상이 발생하지 않았다는 사실은 구조단절이라기보다는 單價指數에 문제가 있다는 것을 시사하는 것이라고 보아야 할 것이다.

물론 價格理論 교과서에는 相對價格이 오를 때 需要가 오히려 증가하고 價格이 떨어질 때 需要가 감소하는 예가 전혀 불가능한 것은 아니라는 것을 보여주고 있다. 所得이 오를 때 需要가 감소하는 劣等財(inferior goods) 중 陰의 所得效果가 너무 커서 陽의 代替效果를 상쇄하고도 남는 소위 기펜財(Giffen goods)가 이것인데 여러 상품의 총화인 輸入品이 이런 기펜財적 성격을 띠리라고 보긴 어려울 것이다. 특히 많은 수송비를 요하는 輸出入品과 같은 경우 국내에서 거래되는 것보다는 고급품일 가능성이 높다(이를 'Alchian and Allen theorem'이라고 부르기도 한다. Cowen and Tabarrok[1995] 참조)는 점을 고려하면 더욱 그러하다.

우리나라 輸入品이 기펜財적 성격을 띠고 있어서 相對價格의 係數가 陽의 값을 갖는지 여부는 共積分 檢定을 통하여 확인해 볼 수 있다. 만일 共積分 檢定을 통하여 위에서 얻어진 (3) 또는 (4)식의 관계가 長期에 걸쳐서 안정적으로 성립하는 것이 밝혀진다면 우리의 선형적 기대에도 불구하고 '기펜財 假說'을 받아들여야 할 것이다. 그리고 만일 共積分 관계가 부정된다면 (3), (4)식은 잘못된 價格指數를 사용한 것에 소위 假性回歸(spurious regression) 현상이 어우러져 자아내는 무의미한 回歸方程式이라고 결론지어야 할 것이다. 이를 위하여 (3)~(6)식에 대하여 共積分 檢定을 실시하였다.

檢定方法은 PP檢定을 이용하였는데 그 결과를 <表 2>에 정리하였다. 먼저 (3), (4)식의 경우 結果는 간단명료하다. 즉 PP檢定の 모든 시차수에서 상기 回歸方程式의 잔차항이 單位根을 갖는다는 歸無假說을 유의수준 10%에서조차 기각하지 못하여 共積分이 존재하지 않는다는 것을 명백히 시사하고 있기 때문이다. 이를 위에서 살펴본 推定係數의 非正常的인 부호와 관련하여 볼 때 輸入函數에서 相對價格指數로서 輸入單價를 사용하는 것이 적합하지 않다는 것을 의미하는 것이라고 볼 수 있다.

〈表 2〉 Engle-Granger方法에 의한 共積分檢定 結果

시차수	(3)식	(4)식	(5)식	(6)식
0	-14.018	-18.328	-34.709**	-37.902**
2	-10.581	-12.287	-31.352**	-33.081**
4	-11.299	-13.845	-34.497**	-37.804**
6	-12.395	-15.910	-36.925**	-42.192**
8	-12.850	-17.505	-36.144**	-43.520**

註 : 1) 표 안의 **는 5% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

2) 檢定統計量의 臨界値는 아래와 같음.

		demeaned	detrended
PP	1%	-31.85	-37.67
	5%	-24.66	-29.89
	10%	-21.26	-26.27

물론 이같은 결론은 輸入單價 대신 輸入物價를 사용하는 경우에는 위와는 반대로 의미있는 輸入函數의 추정이 가능하다는 명제가 성립해야 그 정당성을 인정받을 수 있을 것이다. 그런데 〈表 2〉의 (5)식과 (6)식을 대상으로 한 共積分 檢定結果는 이같은 명제를 지지하고 있다. 즉 (5), (6)식의 경우에는 單位根假說을 모든 시차에서 유의수준 10%는 물론 5%에서도 기각하고 있으며 많은 경우 1% 유의수준에서도 기각하여 共積分假說을 압도적으로 지지하고 있다.

이상의 결과를 요약한다면 우리나라의 輸入函數 추정에 있어서 輸入單價를 사용하는 것이 이론적으로 많은 결점을 지니고 있을 뿐 아니라 실증적으로도 문제가 있다는 것을 시사한다고 볼 수 있을 것이다. 반면 輸入物價를 이용한 경우에는 추정결과가 우리의 선택적 기대에 일치할 뿐만 아니라 이러한 관계가 장기 안정적으로 성립한다는 것을 지지하고 있다. 물론 輸入物價를 이용한 (5), (6)식에 있어서도 연립방정식 偏倚가 남아 있을 수 있다든지, 단기 동태

적인 움직임에 고려해 주지 못함으로써 소규모 표본의 경우에 추정치의 분산이 커진다는 점에 대한 결점이 남아 있긴 하다. 이하에서는 이같은 문제점의 개선을 위해 效率的 共積分 推定法 중의 하나인 fully modified estimator를 이용해 보기로 한다.

2. 效率的 推定法에 의한 輸入函數의 推定

위에서 사용한 Engle and Granger의 靜態的 회귀에 의한 共積分 推定法은 그 간편성 및 표본수가 늘어날 때 推定係數가 매우 빠른 속도로 참 모수값에 수렴한다는 소위 超一致性(super consistency)으로 인해 많이 사용되어 온 방법이다. 그러나 실제 대부분의 推定에 있어서는 소규모의 한정된 표본을 이용해야 하고 이런 경우에 靜態回歸 방법은 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. 이중 대표적인 것으로 Phillips and Hansen(1991)의 fully modified estimator, Saikkonen(1991)의 leads and lags estimator, 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 있다. 본고에서는 이중 Phillips and Hansen 方法을 이용하여 輸入函數의 共積分벡터를 推定하고 그 결과를 보기로 한다. 效率的 共積分 推定法의 기본적인 성격과 fully modified estimator에 의한 추정법에 관한 설명은 <附錄 2>에 첨부하였다.

FM법에 의해 구해진 輸入函數는 다음과 같다.

$$(7) \quad mg_t = 0.068 + 1.215 ydn_t - 0.705 pp_t$$

(0.08) (55.12) (-4.18)

$$(8) \quad mg_t = -6.310 - 0.015 t + 1.868 ydn_t - 0.387 pp_t$$

(-2.25) (-2.28) (6.50) (-3.82)

상기 (5), (6)식과 비교하여 推定係數에 큰 차이는 보이지 않으나 두 경우 모두에서 價格彈性值가 약간씩 커지는 변화를 보이고 있다. 즉 (5)식에서 0.429로 나타났던 價格彈性值가 (7)식에서는 0.705로 높아지고 있으며 (6)식의 0.357은 (8)식에서 0.387로 약간 높아지고 있다. 所得彈性值는 (5)식과 (7)식에서 공히 1.215를 보이고 있고 (6)식에서 1.784로 나타났던 것이 (8)식에서는 1.868로 다소 높아지고 있다. 괄호 안에 표시한 숫자들은 각 係數값이 0이라는 제약에 대하여 Wald 檢定統計量을 구하여 그 자승근을 계산한 것이다. 각각의 係數가 0이라는 제약하에서 이들 統計量은 χ^2 (1)분포를 하게 되므로 괄호 안의 숫자는 표준정규분포 z 값에 해당한다. (7)식의 상수항을 제외하고는 모든 係數값들이 5% 수준에서 유의한 것으로 나타나고 있다. (7)식은 (8)식에서 시간추세 변수에 0이라는 제약을 가한 것이라고 볼 수 있는데, 만일 이 제약이 타당한 것이라면 (7)식에서 얻어지는 소득 및 價格彈性值가 보다 효율적일 수가 있다(Hansen[1992]). 그러나 (8)식에 있어서 시간추세의 係數값이 매우 유의한 것으로 나타나고 있으므로 시간추세를 포함하고 있는 (8)식이 더 타당할 것으로 판단된다.

이제 끝으로 共積分檢定 結果를 보기로 한다. 檢定方法으로는 위에서와 동일하게 PP檢定方法을 이용하였고 여기에 추가적으로 Shin(1994)檢定을 곁들였다. 그 결과는 앞에서 Engle and Granger법을 사용했던 것과 본질적으로 동일한 결과를 보인다. 즉 共積分關係의 유무에 관한 한 양 推定法에 큰 차이는 보이지 않는다. 약간의 차이가 있다면 앞서와는 달리 잔차항이 單位根을 갖는다는 歸無假說이 모든 경우에 1%의 유의수준에서도 기각되고 있어서 共積

分の 존재를 한층 강화된 형태로 지지하고 있다는 점이다. Shin檢定을 이용한 경우에는 (8)식의 경우에 낮은 시차에서 잔차항의 定常性假說이 기각되고는 있지만 그 밖의 경우에는 10%의 유의수준에서도 共積分假說을 기각하지 못하여 상기 函數關係가 안정적으로 성립함을 보이고 있다.

〈表 3〉 效率的 推定法에 의한 彈性值 推定 및 共積分檢定 結果

		(7)식	(8)식
PP (Z_{α})	0	-38.640**	-42.067**
	1	-35.448**	-38.368**
	2	-35.533**	-38.134**
	3	-39.545**	-42.695**
	4	-38.757**	-42.264**
	5	-38.854**	-43.265**
	6	-39.839**	-45.487**
	7	-38.512**	-45.209**
	8	-37.950**	-45.782**
Shin	0	0.307	0.379**
	1	0.142	0.183**
	2	0.098	0.128*
	3	0.077	0.100
	4	0.067	0.086
	5	0.061	0.077
	6	0.058	0.071
	7	0.056	0.068
	8	0.055	0.065

* 臨界值 및 用例는 〈表 2〉 및 Shin(1994) 참조. **는 1% 수준에서, 그리고 *는 5% 수준에서 유의함을 의미함.

IV. 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 輸入需要函數를 共積分 分析方法으로 추정해 보았다. 분석에 있어서는 특히 輸入品의 價格을 나타내는 변수로서 輸入單價指數와 物價指數를 비교하고자 하였고 輸出函數의 추정에 效率的 共積分推定法을 이용해 보았다.

분석에서 얻을 수 있는 결론은 우리나라의 경우 輸入函數의 분석에 있어서 輸入單價를 이용하는 것이 적합치 않은 것 같다는 점이다. 이론적으로 輸入單價指數가 여러가지 단점을 지니고 있다는 것은 이미 잘 알려져 있는 사항이지만 실제 실증분석 결과에 있어서도 輸入單價를 이용한 경우에는 여러가지 문제점이 드러나고 있다. 즉 相對價格變數의 부호가 이론적인 기대치와는 반대의 부호를 가지고 있고 共積分關係도 부정되고 있다. 반면 輸入物價를 이용한 輸入函數에서는 이같은 문제점이 발견되지 않는다.

單價指數가 지니는 이같은 문제점은 輸入函數에만 한정된 것이 아니고 輸出函數에서도 똑같은 형태로 나타난다는 것은 이미 밝혀진 바 있다. 또한 미국에서도 오랜 검토와 논의 끝에 1989년부터는 輸出入單價指數의 편제를 아예 중단하고 輸出入物價指數로 價格指數를 일원화하는 조치를 취한 바 있는데 이같은 선진국의 최근 동향은 우리에게도 시사하는 바가 많다고 생각된다. 물론 輸出入函數

추정만이 아니고 이 밖에 輸出入價格의 轉嫁分析 등에 있어서도 單價와 物價指數 사이의 차이점에 대한 분석이 행해져야 하겠으나 전반적으로 單價指數에 대한 물가지수의 우월성이 뒤집힐 것 같지는 않아 보인다. 좀더 광범한 분석과 함께 우리나라 GNP추계에 있어서의 輸出入物價 이용 가능성 등을 이제 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-B OK92」, 『調査統計月報』, 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」, 『調査月報』, 產業銀行, 1992. 10.
- 羅炳埆·白大榮·金炯宗·黃鎮埶, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『調査月報』, 產業銀行, 1991. 5.
- 白雄基·吳尙勳, 「韓國의 巨視經濟分期模型: KDI Q92」, 『韓國開發研究』, 제15권 제1호, 1993 봄.
- 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.(1995a)
- , 「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」, 『KDI政策研究』, 제17권 제2호, 1995 여름.(1995b)
- 柳厚珪, 「우리나라의 品目別 輸出入形態와 輸出入構造 變化」, 『調

- 查統計月報』, 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」, 『調査統計月報』, 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.
- Anderton, B., B. Pesaran and S. Wren-Lewis, "Imports, Output and the Demand for Manufactures," *Oxford Economic Papers*, 44, 1992, pp. 175~186.
- Andrews, D. W. K., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, 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*, 60, No. 4, 1992, pp. 953~966.
- Asseery, A. and D. A. Peel, "Estimates of a Traditional Aggregate Import Demand Model for Five Countries," *Economic Letters*, 35, 1991, pp. 435~439.
- Bairam, E. I., "Income Elasticities of Exports and Imports: A

- Re-examination of the Empirical Evidence,” *Applied Economics*, 25, 1993, pp. 71~74.
- Bewley, R. and D. Orden, “Alternative Methods for Estimating Long-Run Responses with Applications to Australian Import Demand,” *Econometric Reviews*, 13(2), 1994, pp. 179~204.
- 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.
- Deyak, T. A., W. C. Sawyer, and R. L. Sprinkle, “An Empirical Estimation of the Structural Stability of Disaggregated U. S. Import Demand,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, 1989, pp. 337~341.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, 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*, 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.d

Hansen, B. E., "Efficient Estimation and Testing of Co-integrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends," *Journal of Econometrics*, 53, 1992, pp. 87~121.

Haug, A. A., "Critical Values for the Z_{α} -Phillips-Ouliaris Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, No. 3, 1992, pp. 473~480.

Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 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.

King, A., "The Functional Form of Import Demand: The Case of UK Motor Vehicle Imports, 1980~90," *Journal of Economic Studies*, 20, 1993, pp. 321~332.

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.

Kravis, I. B. and R. E. Lipsey, *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*,

- 54, 1992, pp. 159~178.
- Lipsey, R. E., *Price and Quantity Trends in the Foreign Trade of the United States*, Princeton University Press, Princeton, 1961.
- Maciejewski, E. B., "Real Effective Exchange Rate Indices: A Re-examination of the Major Conceptual and Methodological Issues," *IMF Staff Papers*, 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.
- Mah, J. S., "Japanese Import Demand Behavior: The Co-integration Approach," *Journal of Policy Modeling*, 16 (3), 1994, pp. 291~298.
- Park, J. Y., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, 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*, 57, 1990, pp. 99~125.
- 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.
- Saikkonen, P., "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions," *Econometric Theory*, Vol. 7, 1991, pp. 1~21.
- Sedgley, N. and J. Smith, "An Analysis of UK Imports Using Multivariate Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56(2), 1994, pp. 135~150.
- 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*, 10, 1994, pp. 91~115.
- Wilkinson, J., "Explaining Australia's Imports: 1974~1989," *Economic Record*, 68, 1992, pp. 151~164.
- Zietz, J. and D. K. Pemberton, "Parameter Instability in Aggregate US Import Demand Functions," *Journal of International Money and Finance*, 12, 1993, pp. 654~667.

〈附錄 1〉 單位根 檢定結果

輸入函數의 분석에 사용될 輸入物量($mg, mg1$), 國內所得(yn) 및 相對價格($pp, pp1$)에 대하여 單位根의 유무를 파악하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 및 Phillips-Perron의 방법으로 검정을 실시하였다. 檢定結果는 趨勢項이 포함된 경우는 〈附表 1a〉에, 趨勢項이 제외된 경우는 〈附表 1b〉에 정리하였다.

檢定結果를 살펴보면 검정에 사용된 방법과 사용된 시차에 따라 다소 상이한 결과가 나오기는 하지만 대체적으로 다섯 시제열 모두에서 單位根이 존재하는 것을 보여주고 있다. 먼저 ADF검정을 살펴보면 輸入物量($mg, mg1$)변수의 경우 τ, ϕ_3 統計量을 통해 보면 모든 시차의 5% 유의수준에서 單位根이 존재한다는 결과를 보여주고 있다. 또한 ϕ_2 統計量이 모든 시차에서 기각되고 있어서 漂流項이 존재한다는 것을 알 수 있다.

國內所得(yn)변수의 경우도 輸入物量의 경우와 비슷한데 모든 시차에 있어서 ϕ_3 統計量이 수용되고 이때의 τ 값도 수용되므로 單位根이 존재한다는 것을 알 수 있다. 또 ϕ_2 統計量으로 보아 漂流項이 존재함을 알 수 있다.

相對價格($pp, pp1$)의 경우에는 조금 다르다. 우선 pp 의 경우에는 ϕ_3 와 τ 統計量을 살펴보면 차수가 7을 제외한 경우에 單位根이 존재한다고 할 수 있으며 ϕ_2 統計量에서 보듯이 이때 표류항은 없는 것으로 보인다. 한편 $pp1$ 의 경우에는 τ 와 ϕ_3 統計量을 살펴보면 시차수가 3을 초과하는 경우에는 單位根이 없는 것으로 나타났으며 ϕ_3 統計量을 통해 보면 시차가 4 이상인 경우에는 표류항이 있는 것으로

〈附表 1a〉 Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron 單位根檢定
(추세항 포함)

시차수	ADF검정					P-P검정				
	mg	mg1	ydn	pp	pp1	mg	mg1	ydn	pp	pp1
0	-2.81	-2.37	-1.90	-2.22	-2.83	-15.17	-10.49	-7.25	-7.79	-10.83
1	-2.43	-2.07	-2.00	-2.84	-3.25	-14.40	-9.80	-7.79	-9.90	-11.99
2	-2.28	-2.04	-2.50	-2.65	-2.98	-14.30	-9.80	-8.95	-11.35	-13.13
3	-2.92	-2.78	-2.71	-2.79	-3.60*	-15.88	-11.00	-9.81	-12.20	-13.77
τ 4	-2.44	-2.47	-3.27	-2.91	-3.75*	$Z\alpha$ -15.25,	-10.46	-10.78	-12.76	-14.05
5	-2.88	-3.06	-2.89	-2.97	-4.50*	-15.57	-10.56	-11.06	-13.18	-14.29
6	-2.96	-2.92	-2.86	-3.32	-4.99*	-16.31	-10.96	-11.38	-13.61	-14.49
7	-2.33	-2.50	-2.77	-3.65*	-6.54*	-15.84	-10.61	-11.51	-14.05	-14.72
8	-2.17	-2.37	-2.07	-2.74	-5.16*	-15.86	-10.69	-11.25	-14.20	-14.47
0	3.94	2.83	1.85	2.80	4.91	3.94	2.83	1.85	2.80	4.91
1	2.97	2.15	2.00	4.12	5.98	3.75	2.65	1.98	3.23	5.02
2	2.63	2.09	3.12	3.51	4.63	3.72	2.65	2.28	3.54	5.18
3	4.27	3.90	3.71	3.91	6.94*	4.13	2.96	2.49	3.74	5.27
ϕ_3 4	3.04	3.45	5.46	4.25	7.53*	$Z(\phi_3)$ 3.97	2.82	2.74	3.87	5.32
5	4.24	5.31	4.50	4.40	10.60*	4.05	2.84	2.81	3.96	5.36
6	4.37	4.45	4.22	5.50	12.80*	4.24	2.95	2.89	4.06	5.39
7	2.73	3.29	3.84	6.67*	21.72*	4.12	2.86	2.92	4.17	5.43
8	2.35	2.88	2.16	3.76	13.55*	4.12	2.88	2.85	4.20	5.39
0	9.90*	8.57*	59.35*	1.96	3.29	9.90*	8.57*	59.35*	1.96	3.29
1	9.32*	8.18*	19.88*	2.78	4.00	10.19*	8.97*	55.32*	2.22	3.36
2	8.44*	7.09*	10.13*	2.34	3.09	10.23*	8.97*	48.33*	2.42	3.46
3	6.79*	5.86*	8.44*	2.62	4.63	9.68*	8.31*	44.29*	2.54	3.53
ϕ_2 4	9.00*	8.85*	7.98*	-2.84	5.02*	$Z(\phi_2)$ 9.87*	8.58*	40.56*	2.62	3.56
5	7.85*	8.87*	9.03*	2.93	7.07*	9.77*	8.53*	39.59*	2.69	3.58
6	5.96*	5.84*	7.24*	3.67	8.54*	9.55*	8.33*	38.57*	2.75	3.61
7	5.89*	5.58*	6.28*	4.45	14.48*	9.69*	8.51*	38.16*	2.82	3.63
8	5.34*	4.83	6.97*	2.52	9.04*	9.68*	8.46*	38.98*	2.84	3.60

註 : 임계치는 Fuller(1976), MacKinnon(1991), Dickey-Fuller(1981)에 의함.
5% 유의수준에서, 회귀식에 추세가 포함된 경우 τ , $Z\alpha$, ϕ_3 및 ϕ_2 의 임계치는 각각 -3.47, -20.7, 6.49 및 4.88임(*표시는 5% 수준에서 통계적 유의성이 있는 경우임).

〈附表 1b〉 Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron 單位根檢定
(추세치 제외)

시차수	ADF검정					P-P검정				
	mg	mg1	yd1	pp	pp1	mg	mg1	yd1	pp	pp1
0	-0.33	-0.64	-0.40	-2.23	-2.17	-0.27	-0.54	-0.11	-7.81	-7.97
1	-0.11	-0.52	-0.20	-2.84	-2.53	-0.23	-0.49	-0.11	-9.97	-9.19
2	-0.04	-0.51	-0.27	-2.66	-2.46	-0.20	-0.47	-0.11	-11.45	-10.37
3	-0.24	-0.76	-0.44	-2.80	-2.79	-0.22	-0.51	-0.11	-12.34	-11.13
τ 4	-0.66	-1.28	-0.67	-2.92*	-2.79	$Z\alpha$ -0.19	-0.47	-0.12	-12.93	-11.60
5	-0.81	-1.58	-0.96	-2.98*	-3.22*	-0.18	-0.47	-0.12	-13.39	-12.07
6	-0.41	-1.04	-0.68	-3.34*	-3.43*	-0.19	-0.47	-0.12	-13.85*	-12.54
7	-0.31	-0.95	-0.33	-3.68*	-4.07*	-0.17	-0.45	-0.12	-14.32*	-13.06
8	-0.16	-0.76	-0.32	-2.75	-2.82	-0.16	-0.45	-0.12	-14.49	-13.15
0	10.22*	9.79*	84.94*	2.62	2.38	10.22*	9.79*	84.94*	2.62	2.38
1	10.45*	9.92*	26.95*	4.08	3.20	11.83*	11.19*	81.69*	3.10	2.68
2	9.57*	8.40*	11.45*	3.55	3.02	13.01*	11.82*	72.34*	3.45	2.97
3	5.48*	4.86*	8.45*	3.93	3.90	12.11*	10.68*	67.04*	3.66	3.151
ϕ_1 4	10.14*	10.18*	6.08*	4.27	3.89	$Z(\phi)$ 13.73*	11.92*	61.61*	3.80	3.27
5	7.29*	8.63*	8.80*	4.45	5.19*	14.12*	12.22*	60.94*	3.91	3.39
6	4.26*	4.52*	6.34*	5.57*	5.88*	13.75*	11.95*	59.94*	4.02	3.50
7	5.84*	5.26*	5.20*	6.75*	8.28*	15.15*	12.93*	59.95*	4.13	3.63
8	5.42*	4.44*	8.01*	3.81*	4.00	15.73*	13.12*	62.39*	4.17	3.65

註: 추세치가 회귀식에 포함되어 있지 않는 경우의 τ , $Z\alpha$ 및 ϕ_1 의 임계치는 각각 -2.90, -13.7 및 4.71임(*표시는 5% 수준에서 통계적 유의성이 있는 경우임).

나타나 다소 애매한 결과를 보인다. 趨勢項을 제거한 單位根檢定에서도 다소 혼잡된 결과가 나오는 것은 여전히 마찬가지이다.

같은 시계열에 대한 Phillips-Perron검정에 있어서는 ADF검정보다 분명한 결과를 보여주고 있다. 즉 $Z\alpha$, $Z(\phi_3)$ 검정에서는 모든 시차수에서 다섯 변수가 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각하지 못하여 이들 변수들이 定常的인 시계열이 아님을 보여주고 있다.

$Z(\emptyset_2)$ 검정에서는 輸入物量($mg, mg1$) 및 國內所得(ydn)변수의 경우에는 모든 시차수에서 歸無假說이 기각되어 두 변수가 漂流項을 갖는 任意步行(random walk) 계열임을 보여주고 있으나, 相對價格의 경우에는 pp 및 $pp1$ 모두 漂流項이 존재하지 않음을 나타내고 있다. 검정력을 높이기 위해 相對價格의 경우 趨勢項을 제외한 $Z\alpha$ 와 $Z(\emptyset_1)$ 統計量을 살펴보아도 양 계열이 單位根을 갖는다는 원래의 결론에는 변화가 없음을 알 수 있다.

〈附錄 2〉 效率的 共積分 推定法에 의한 輸入函數 推定

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,

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

1 m

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

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

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

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

Δ 는 差分 演算子이며, u_t 는 평균값 0을 갖는 定常的(stationary) 攪亂項이다. 식(1)과 (2)는 시계열 벡터 y_t 가 Engle and Granger 적인 의미에서 共積分되어 있다는 것을 의미하며 共積分關係는 (1) 식에 의해 정의된다. 이제 u_t 의 장기 공분산 행렬을 다음과 같이 정의해 보자.

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

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

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

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

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. 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 조정하여 제거하는 방식을 취한다. 이 중 Phillips and Hansen(1990)의 FM법은 먼저 OLS로 推定한 식으로부터 Ω_{21} 과 Δ_{21} 을 구하고 이를 이용하여 아래의 두가지 條件分散을 구한다.

$$\Omega_{1 \cdot 2} = \Omega_{11} - \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1} \Omega_{21}$$

$$\Lambda_{21}^+ = \Lambda_{21} - \Lambda_{22} \Omega_{22}^{-1} \Omega_{21}$$

다음으로 y_{1t} 를 $y_{1t}^+ = y_{1t} - \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1} u_{2t}$ 로 전환하고, 또 $y_{1t}^+ x_t$ 를 Δ_{21} 을 이용, $y_{1t}^+ x_t - T^*(0 \ \Delta_{21}')$ 로 수정하여 共積分벡터 β^+ 를 아래 방법으로 推定한다.

$$\beta^+ = \frac{\sum_{i=1}^T (y_{1t}^+ x_t - T^*(0 \ \Delta_{21}'))}{\sum_{i=1}^T x_t x_t'}$$

실제 Ω_{21} , Δ_{21} 벡터의 계산에 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]).

■ 論 評

金 圭 漢

(韓國銀行 金融經濟研究所)

이 논문은 우리나라 輸入函數의 推定에 있어서 가격변수로 사용할 수 있는 두가지 指數인 輸入單價指數와 輸入物價指數의 적합성 여부를 이론적, 실증적으로 점검해 봄과 아울러 최근 소개된 추정 방법을 이용하여 보다 정밀하게 우리나라 수입의 가격탄성치를 추정하는 것을 목표로 하고 있다.

이 논문은 우리 경제의 당면과제와 관련하여, 그리고 이 분야의 연구에 있어서 다음의 측면에서 큰 의미를 부여할 수 있다. 우선 최근 資本流入이 크게 늘어나 換率이 經常收支의 동향과 반대로 움직이는 상황에서 이 논문이 추정하고자 하는 수입의 가격탄성치는 우리나라의 換率運用과 관련하여 중요한 資料가 된다는 점이다. 왜냐하면 수출과 수입의 價格彈性值를 정확하게 알아야 換率이 貿易收支에 미치는 구체적인 효과를 추정할 수 있으며 이로써 通貨政策과의 조화 등 효율적인 환율운용이 가능하기 때문이다. 다음으로는 그간 우리나라에서 많은 경제학자들이 여러 각도에서 輸出入函數의 推定을 시도하였으나 柳潤河 박사의 논문이 처음으로 가격변수의 자료로서 두 지수, 즉 輸入單價指數와 輸入物價指數의 적합성 여부를 분석적인 시각에서 점검해 보았다는 점이다. 수입함수의 추정시 두 지수의 선택문제는 반드시 다루어야 할 사항이라 믿어진다.

이제 본 論評은 이 논문의 질적인 향상을 위해서 다음의 몇가지 사항을 지적하고자 한다.

첫째, 이 논문의 중심이 되는 내용인 수입물가지수가 가격변수로

서 수입단가지수보다 적합하다는 이론적, 그리고 실증분석을 근거로 한 주장은 논리면에서 설득력이 약하기 때문에 아래에서 지적하는 부정적인 사항을 고려하면서 본 논문의 주장을 위한 보다 설득력 있는 논리가 필요하다는 점이다. 이를 구체적으로 살펴보면 消費者物價指數, 生産者物價指數 등 여러 상품의 가격동향을 파악하는 목적의 가격지수로서는 柳박사가 지적하는 대로 수입물가지수가 타당하지만 輸入函數의 推定, 轉嫁效果(pass-through effect) 등 국제수지관련 연구에 있어서는 수입단가지수가 오히려 적합하다는 주장이 가능하다는 점이다. 우선 이론적인 면에서 수입단가지수가 보다 적합하다는 점을 살펴보면, 경쟁이 보다 치열한 國際商品市場은 國內市場보다 소비자의 嗜好變化, 技術開發 등으로 상품의 질적 변화가 심하고 新商品이 자주 출현하기 마련이며 따라서 이와 같은 상품의 질적 변화, 신상품 출현 등에 따른 가격의 변화를 신속하게 반영하는 것은 이론적으로 타당하다는 점이다. 또한 현실적으로도 輸入單價指數의 推計時 고려되는 品目の 數가 輸入物價指數보다는 훨씬 많기 때문에 代表性面에서 수입단가지수가 유리하며 輸入金額指數를 수입물가지수로 나누어 수입물량지수로 구할 경우 두 지수 간 計上時點의 不一致로 인하여 수입물량지수가 왜곡되고 수입단가는 수입물량과 마찬가지로 플로우인 期中平均價格인 데 반하여 수입물가는 스톡인 調査時點에서의 가격이기 때문에 수입물가지수를 자료로 사용할 경우 올바른 추정치를 구할 수 없다는 점이다. 한편 計量分析의 결과에 기초한 이 논문의 주장, 즉 수입단가지수는 수입물가지수와는 달리 수입물량과 長期均衡關係가 없으며 수입탄성치의 추정치가 이론과는 정반대의 符號를 갖기 때문에 수입단가지수가 부적합하다는 주장은 그 근거가 약하다는 점이다. 왜냐하면 수입함수의 추정모형을 보다 우리나라의 현실을 반영하여 변형한다면 수입단가지수를 사용할 경우에도 공적분 관계가 존재할 수 있을

뿐만 아니라 共積分關係가 없는 수입함수를 通常最小自乘法을 이용하여 추정했다면 그 추정치는 假想回歸(spurious regression)의 결과이기 때문에 부호의 적합성을 따질 수가 없기 때문이다.

둘째, 본 논문에서 수행한 實證分析에 관하여는 다음의 사항을 제안하고자 한다. 우선 수입수요가 국내소득과 상대가격의 함수인 본 논문의 수입함수 추정식은 너무 단순하여 국내생산과 관련된 변수나 수출용 중간재, 원자재 등 상당부분의 수입이 수출과 관련되어 있는 우리나라의 輸出入構造를 반영하는 중요한 변수가 빠져 있다는 점이다. 예를 들어 국내생산과 관련된 변수로는 單位勞動費用, 그리고 수출입구조를 반영하는 변수로는 수출물량 등을 들 수 있다. 또한 실증분석의 과정과 관련하여 效率的 共積分方法에 의한 수입함수의 추정후 잔차항을 갖고 공적분 추정을 다시 하게 된 이유를 밝히는 친절함이 요구된다.

셋째, 논문의 體制와 관련하여 너무 많은 부분이 수입단가지수와 수입물가지수간의 적합성 여부에 割愛되고 있는바, 종전의 국내 연구결과와의 비교 등 수입함수의 추정결과에 대하여 추가적으로 언급한다면 보다 균형잡힌 논문이 될 것이다.

金 宗 萬

(韓國租稅研究院 研究委員)

柳潤河 박사가 쓴 상기 논문의 요지는 「우리나라의 輸入物量函數를 추정함에 있어서 輸入單價指數를 說明變數로 사용하기보다는 輸入物價指數를 사용함으로써 보다 나은 결과를 얻을 수 있다」로 요약할 수 있다. 이와 같은 주장을 펴기 위하여 柳박사는 수입단가지수의 편제과정에 있어서 문제점을 지적하고 回歸分析과 共積分關係分析을 통하여 수입물가지수의 상대적인 우월성을 보여주었다. 實

證分析을 함에 있어서 적절한 자료의 선택은 무엇보다도 중요한 문제이다.

柳박사가 지적한 문제는 物價指數를 산정하는 방법의 선정에 있어서도 해당될 것으로 판단된다. 즉 물가지수를 산정하는 방법에는 基準이 되는 기간의 物量을 加重值로 사용하는 「라스파이레스」(Laspeyres)방식과 비교기간의 물량을 가중치로 사용하는 「파셰」(Pasche)방식이 있는바, 輸入單價指數는 각 기간의 輸入物量을 기준으로 평가한다는 의미에서 「파셰」방식에 의한 물가지수의 산정방법과 유사한 것으로 평가할 수 있다.¹⁾ 이에 대하여 輸入物價指數는 「라스파이레스」방식에 의하여 산정된 수입물가의 지수라고 할 수 있을 것이다. 우리나라를 비롯한 대부분의 국가들이 「라스파이레스」방식으로 물가지수를 산정하고 있기 때문에 實證分析을 함에 있어서 수입단가지수와 물가지수를 동시에 사용할 경우 산정방법의 불일치로 인한 문제가 발생할 수도 있을 것이다.

柳박사의 연구에 이와 같은 의미를 부여할 수 있음에도 불구하고 결과와 관련하여 몇가지 다른 견해를 피력할 수 있다. 먼저 柳박사의 주장과 같이 回歸分析을 함에 있어서 수입단가지수를 수입물량의 說明變數로 사용할 경우 두 변수 사이에 負(-)의 相關關係로 인하여 價格彈力性이 보다 크게 추정될 것이다. 그런데 분석의 결과 수입단가지수를 설명변수로 사용한 식 (3)과 (4)에서 推定係數의 부호가 正(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이에 대하여 수입물가지수를 설명변수로 사용한 결과 식 (5), (6), (7) 및 (8)에서는 輸入物量과 輸入價格과의 관계가 價格論에서와 같이 推定係數의 부호가 負(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 柳박사는 이와 같은 결과가 초래된 이유에 대하여 설명하지 않고 같은 결과가 輸

1) 輸入單價係數를 산정함에 있어서 수입품의 品質變化나 構成項目의 변화 등을 고려하지 않는 점은 「라스파이레스」방식에 의한 물가지수 산정과 다른 점일 것이다.

入物價指數의 상대적인 우월성을 주장하는 증거로 보고 있다.

두번째로, 柳박사가 수입물량을 산출한 방식을 고려할 때 회귀분석 및 공적분관계분석의 결과에 문제가 발생할 수도 있을 것으로 판단된다. 輸入金額을 輸入單價指數와 輸入物價指數로 나누어 輸入物량을 구하였다. 柳박사가 (輸出價格指數의 算定方法에 대하여) 지적한 바와 같이 總輸入金額을 總輸入物量으로 나누어 輸入單價를 산출할 경우 수입물량이 먼저 결정되고 수입가격은 자동적으로 결정된다. 이때 수입금액을 수입가격지수로 나누어 원래의 수입물량을 구할 수 있을 것이다. 이에 대하여 수입물가지수는 다른 기준으로 산정될 경우 수입금액을 수입물가지수로 나누어 산출한 수입물량과 수입물가지수 사이에 가공의 負(-)의 상관관계가 형성될 것이다. 더욱이 수입물량의 自然對數(柳박사가 정의한 mg)를 취할 경우 수입금액의 자연대수에서 수입물가지수의 자연대수를 차감한 것이 된다. 따라서 수입금액의 변동을 무시할 경우 수입물량의 자연대수를 설명하는 변수로서 수입물가지수의 자연대수를 사용하면 추정된 계수는 정확하게 -1 이 될 것이다. 즉 식 (5), (6), (7) 및 (8)의 回歸分析에 있어서 被說明變數에 說明變數가 포함된 형태가 되기 때문에 분석의 결과에 의미를 부여하기가 어렵다. 輸入物量과 所得 및 輸入物價指數 사이의 共積分關係를 분석한 결과에서도 양쪽에 같은 변수(수입물가지수의 자연대수)가 포함되어 있기 때문에 결과의 신빙성에 문제가 있을 것으로 판단된다. 이와 같은 문제를 회피하기 위하여 수입금액을 수입단가로 나누어 수입물량을 구하고 수입물가지수를 설명변수로 사용하여 회귀분석을 하는 방법이 있을 것이다.

세번째로, 과거 우리나라는 수입을 강력하게 통제하였음을 고려할 때 (달러표시)수입가격이 하락하더라도 수입물량이 증가하지 않을 수도 있었을 것이다. 즉 經常收支에 미치는 효과를 고려하여 施

設財나 수출품 생산을 위한 原材料 등의 수입을 제외하고는 輸入許可(IL)를 얻기가 어려웠다. 이와 같은 상황에서는 수입물량을 결정함에 있어서 가격의 변동은 영향을 미치지 않을 수도 있을 것이다. 따라서 수입물량에 미치는 감소효과를 기준으로 輸入價格指數의 우월성을 판단한 결과에 문제가 있을 수 있다.

회귀분석을 위하여 정의한 輸入物量函數에도 異見의 여지가 있는 것으로 판단된다. 柳박사는 우리나라 수입물량을 결정하는 요소로서 非農林 國內總生産(실질생산인지 명목생산인지 분명치 않다)과 相對價格만을 고려하였다.²⁾ 消費를 위한 最終製品(final goods)을 주로 수입하는 경우 柳박사가 정의한 수입함수에 큰 문제가 없을 수도 있다. 그러나 우리나라의 경우 總輸入에서 消費財가 차지하는 비중은 10% 정도에 불과하고 대부분이 생산을 위한 施設財나 수출품 생산을 위한 中間財 및 原材料 등이다. 이와 같은 점을 고려할 때 우리나라의 경우 수출물량이나 설비투자의 변동으로 인한 수입물량의 변동효과가 클 것으로 판단된다. 또한 소비재의 수입을 설명하는 변수로서도 국내총생산이나 소득보다는 소비지출이 보다 높은 說明力을 가질 수 있을 것이다.

본인이 수출물량과 설비투자, 소비지출(불변가격) 및 국내총생산(불변가격)과 다른 변수들을 설명변수로 사용하여 수입물량을 추정한 결과³⁾에서 수출물량과 시설투자 및 소비지출의 증가로 인한 수입물량의 증가효과는 상당히 큰 것으로 파악되었다. 그러나 국내총생산의 증가가 수입물량에 미치는 영향을 나타내는 係數의 추정치는 負(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이와 같은 점들을 고려

2) 식(2)에서 이들 요소 이외에 時間趨勢(t)를 추가하였으나 時系列 자료를 사용한 實證分析에 있어서 시간추세를 說明變數로 사용하는 것에 대한 論爭이 있다.

3) 金宗萬, 『換率運用과 輸出競爭力』, 研究報告書 94-09, 韓國租稅研究院, 1994, p. 159의 <表 VII-1> 및 p. 245의 <附表 C-2> 참조.

할 때 柳박사가 우리나라 수입물량을 非農林 國內總生産과 相對價格만의 함수로 본 것은 지나친 單純化이며, 이를 기초로 實證分析을 한 결과를 기준으로 輸入價格 資料의 우월성을 평가하였기 때문에 誤謬가 발생하였을 수도 있다.

논문의 결과와는 직접적인 관련이 없지만 몇가지 사소한 문제도 지적할 수 있다. 먼저 논문의 題目이 필자가 주장하려는 바와 직접적인 관련이 없는 것으로 판단된다. 柳박사가 주장하려는 바는 輸入函數를 실증적으로 추정함에 있어서 수입단가지수보다 수입물가지수가 보다 우월하다는 점이다. 이와 같은 주장을 하기 위하여 수입함수를 추정하고 가격 및 소득탄력성을 비교하였다. 따라서 “우리나라 輸入의 所得 및 價格彈力性”은 ‘輸入單價와 輸入物價의 비교 및 效率的 共積分推定法의 이용’이라는 副題를 달기는 하였지만 논문의 제목으로 적절치 않다고 판단된다.

두번째로, 柳박사는 (外換 및 資本自由化 이후) 國內金利를 인상할 경우 輸入需要의 所得彈力성과 價格彈力성의 크기에 따라 國際收支를 악화시킬 수도 있고 개선시킬 수도 있다고 주장하고 있으나 이는 문제를 너무 단순화한 결과인 것으로 판단된다. 국제금리가 변동할 경우 소득에 미치는 효과는 投資의 변동을 통하여 나타날 것이다. 이에 대하여 輸入品の 국내가격에 미치는 효과는 환율의 변동을 통하여 나타날 것이다. 국내금리의 상승으로 인한 국내통화 가치 상승효과가 큼⁴⁾에 대하여 投資 및 所得增加의 효과가 작을 경우 수입물량의 가격탄력성에 비하여 소득탄력성이 크더라도 貿易收支는 악화될 수 있다. 또한 국내금리의 상승으로 국내통화의 가치

4) 外換 및 資本의 流出入에 대한 규제가 거의 없고 變動換率制度를 채택하고 있는 미국과 일본 및 독일 등 주요국 통화간 환율을 분석한 결과, 國內金利가 外國의 金利에 비하여 상대적으로 상승할 경우 自國通貨의 가치에 미치는 상승효과가 상당히 큰 것으로 파악되었다. 金宗萬, 『主要 換率變動의 特性과 政策示唆點』, 政策研究 91-02, 對外經濟政策研究院, 1991 참조.

가 상승할 경우 외국통화로 표시된 수출가격이 상승하기 때문에 貿易收支가 악화되는 효과도 있다.

세번째로, 柳박사는 “(外換 및 資本 自由化로 인하여) 國內外 자본이동 및 환율의 움직임이 자유스러워지면서 ...中略... 정책운용에 사용할 수 있는 정책도구가 하나 더 늘어난다는 것을 의미하는 ...下略...”라고 주장하고 있으나 하나 더 늘어나는 政策道具가 무엇인지 이해하기 어렵다. 외환 및 자본의 이동을 통제할 수 없게 되고 환율을 임의로 조정할 수 없게 될 경우 정책도구는 그만큼 줄어들 것이 아닐까?

네번째로, 柳박사는 “(수입단가와 수입물가의) 조사시점의 차이로 인하여 수입함수의 추정이나 수입가격의 轉嫁分析 등에 왜곡이 발생할 수 있다고 주장하고 있다. 즉 수입단가는 원칙적으로 통관시점에 조사하는 한편 수입물가는 계약시점에서의 가격을 조사하는데 ...하략...”라고 기술하고 있다. 그런데 실제 수입품의 가격은 대부분 계약단계에서 결정되어 送狀價格으로 표시되기 때문에 어느 시점에서 파악하더라도 큰 차이는 없을 것으로 판단된다. 그러나 수입계약이 체결된 후에도 引導條件 등이 바뀔에 따라 가격이 조정될 수 있다는 점과 자료의 객관성 등을 고려할 때 수입단가가 오히려 정확할 수도 있을 것이다. 문제는 時差效果인데 이는 輸入單價 자료의 時差(lead 혹은 lag)를 조절함으로써 분석할 수 있을 것으로 판단된다.

李 光 俊

(韓國銀行 金融統計課 課長)

본 논고에서는 輸出入單價指數가 매년 輸出入物量變化에 따라가 중치가 바뀌는 「과쉐」식으로 편제되고 있기 때문에 품질규격의 동

질성 유지 측면에서 이론상 수출입물가지수에 비하여 설명력이 낮은 것으로 지적되고 있으나, 우리나라와 같이 輸入開放擴大, 輸入代替産業 육성 등으로 輸入構造 변화가 급속히 이루어지고 있는 국가의 경우 수출입단가지수가 오히려 현실적인 수출입가격 변화를 반영하고 있다고 볼 수도 있다.

특히 우리나라 수출입단가가 品質規格의 동질성을 높이기 위하여 單位規格 조사대상을 동질성 유지가 가능한 수준(HS코드 10단위)까지 세분하고 있으며, 그 결과 수입단가지수 조사에 편입된 품목 수는 1995년 현재 5,992개에 이르고 있음(수입물가지수의 경우 201개 품목)을 감안할 때 더욱 그러하다 할 것이다.

다만 미국이 수출입단가지수를 수출입물가지수로 대체한 것은 수출입구조의 변화정도가 상대적으로 낮아 기준년 가중치를 수년간 유지하여도 별문제가 없었기 때문이 아닌가 생각된다.

그리고 計量分析의 결과를 동 논지의 근거로 제시하고 있으나 우리나라의 수출입단가지수가, 1988년 수출입상품의 분류체계가 종전의 표준무역분류(SKTC)에서 국제통일상품분류(HS)로 변경되면서 推計方法의 대폭적인 개선이 이루어졌음에도, 동 시계열을 그대로 사용한 것이 아닌가 하는 우려가 있다. 즉 1988년을 기준으로 수출입단가지수를 개편할 때 1988년 이전 시계열은 기초자료의 미비로 개편된 추계방법 및 분류방식의 적용이 불가능하여 전혀 소급 조정되지 못함에 따라, 1988년을 기점으로 하여 기술적으로는 조정이 곤란할 정도로 시계열이 불연속되는 한계를 지니고 있기 때문에 70년대 이후의 長期時系列 자료를 이용한 回歸分析 결과에 대하여는 이 점을 감안하여 신중한 결론을 내려야 할 것으로 생각된다.

어느 나라에서나 마찬가지로 수입의 價格彈力性이 높고 낮은 것은 국산대체품의 존재 유무가 크게 작용하나, 우리나라의 경우 국산대체가 불가능한 원자재가 전체수입 중 50~60%를 차지하고 있

어 가격탄력성이 유의하게 나오지 않을 가능성이 있으므로 수입을 資本財, 原資材, 消費財로 구분하여 실증분석할 경우 결과가 달라질 수도 있을 것으로 생각된다.

구체적으로 말해서 수입과 상대가격의 相關關係가 원자재수입의 국산대체재 부존재 등으로 약할 가능성이 높은 만큼 설명변수 누락 등의 문제로 결론이 틀리게 나올 가능성도 있으므로, 상대가격과 소득 외에 엔화환율 등 추가적인 설명변수를 도입했을 경우 같은 결론이 도출되는지에 대해서도 검증이 필요하다는 점을 지적하고 싶다.

그리고 추정식의 독립변수 선택에 관하여 몇가지 언급하자면 생산자물가지수와 수입물가지수 사이의 비율을 상대가격으로 사용했는데, 생산자물가지수에는 수입품가격도 부분적으로 포함되어 있어 엄밀한 의미의 상대가격으로 보기 어려운 점도 있으므로 생산자물가 대신에 GNP디플레이터를 수입물가의 상대가격으로 사용해 보직하다.

또한 우리나라의 경우 輸入需要는 원자재 및 자본재를 중심으로 한 製造業 景氣에 의하여 유발되는 정도가 높으므로 GNP보다는 産業生産指數가 더 설명력이 높을 가능성이 있는바 이 경우의 결과도 검증할 필요가 있다 하겠다.

■ 應 答

柳 潤 河

먼저 拙稿를 읽고 값진 論評을 주신 韓國租稅研究院의 金宗萬 博士와 韓國銀行 金融研究所의 金圭漢 博士 그리고 韓國銀行 李光俊 金融統計課長께 감사드린다. 대부분의 논평들이 비판적 시각을 가지고 보지 않으면 그대로 놓칠 뻔했던 미진한 부분이나 불명확한 부분들을 지적해 줌으로써 본문을 크게 보완하거나 본문의 균형을 잡아주는 데 기여하고 있다. 그러나 논평 중에는 다소간 치우침이나 오해의 소지가 있는 것들이 있다. 따라서 이하에서는 이중 몇가지 주요논평에 대해서 간단한 응답을 피력해 보고자 한다. 논평의 대략을 나름대로 정리해 보면 아래와 같이 크게 네가지로 분류해 볼 수 있을 것 같다.

첫째, 輸入商品構造의 변동이 심한 우리나라의 경우 輸入單價가 그같은 구조변동효과를 반영해 주는 데 輸入物價보다 더 적합할 수도 있다.

둘째, 輸入單價指數의 조사대상품목 포괄범위가 輸入物價指數보다 월등하게 넓고 세분되어 있기 때문에 規格 또는 商品의 질적 變化效果는 어느 정도 완화될 수 있을 것이다.

셋째, 추정된 輸入函數가 너무 단순하다.

넷째, 輸入物價를 이용한 경우 推定式의 左邊과 右邊에 가격변수가 들어가 있어 수입의 價格彈性值가 가공의 마이너스값을 갖도록 설정되어 있다.

이제 각각에 대하여 순서대로 응답해 보기로 한다.

1. 商品構成變化와 輸入物價指數

우리나라의 輸入商品構造가 빨리 변하고 있다는 지적은 타당한 것으로 여겨진다. 그리고 變動加重値를 사용하는 경우 商品構成의 변화가 보다 잘 반영된다는 것도 사실이다. 그러나 그럼에도 불구하고 이같은 構造變動效果를 반영해 주기 위해 가변가중치를 사용하는 單價指數를 쓰는 것이 좋다는 명제가 성립하는 것은 아니다. 대부분의 物價指數 편제방식을 보면 우선 純粹價格變動效果의 포착을 위해 固定加重値를 사용하는 원칙은 고수하되 상품구성변화 효과는 정기적으로 基準時點을 바꾸어 주는 방식으로 해결하고 있기 때문이다. 그리고 이러한 방식은 이미 輸入物價指數의 산정에 적용되고 있기 때문에 굳이 輸入單價指數를 사용해야 할 필요는 없다고 하겠다. 그리고 이같은 원칙은 消費者物價指數나 生産者物價指數의 편제에도 동일하게 적용되고 있으므로 각종 물가지수편제간의 일관성 유지라는 면에서도 輸入物價指數가 더 나은 지표라고 할 수 있을 것이다.

輸入物價는 消費者物價나 生産者物價와는 다르다는 주장이 있을 수도 있겠지만 消費나 生産構造의 변화 없이 輸入構造만 바뀔 수는 없다고 생각된다. 또 좀더 극단적으로 消費者와 生産者物價까지도 輸入單價와 같이 變動加重値를 사용하는 「파쉐」식을 따르자고 주장할 수도 있을 것이나 세계적인 추세는 「파쉐」식의 단점 때문에 오히려 그 반대방향으로 나가고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 미국의 경우 이미 輸入單價指數의 편제를 중단하고 輸入物價를 이용하는 방식으로 전환하였다는 점을 본문 중에서 언급한 바 있지만 수출입물가뿐만이 아니고 최근에는 GDP 디플레이터(이것은 「파쉐」지수에 해당한다)도 순수 가격변화효과를 포착을 위해 固定加重値 디플레이터를 별도로 편제, 발표하고 있는 실정이다. 즉 모든 物

價指數가 「라스파이레스」방식으로 일원화되어 가는 추세를 보이고 있는 것이다.¹⁾

輸出入 商品構造變動이 우리나라만의 고유한 것은 아니라는 점도 지적할 필요가 있겠다. 구조변동의 정도는 어차피 상대적인 것인데, 특히 輸出入의 경우에는 반드시 대상국이 있게 마련이므로 우리나라의 對美 輸出構造가 빠르게 바뀌었다면 이는 반드시 미국의 한국으로부터의 輸入構造가 그만큼 바뀌었다는 것을 의미하는 것이기도 하다.

2. 調査對象品目の 包括範圍와 品質規格變化 反映

1995년 현재 輸出入單價指數의 경우 조사대상 품목이 輸出은 3,943개(전체 품목수의 51.8%), 輸入은 5,992개(전체 품목수의 64.3%)로서 輸出入物價指數의 輸出 228개, 輸入 201개에 비해 월등히 많은 것은 사실이다. 그리고 이같이 품목을 세분화하여 그 포괄범위를 넓히면 이론적으로 品質規格變化 효과의 일부를 완화할 수 있다는 것도 물론 사실이다. 그러나 실제 이 정도의 품목구분으로는 본문 중에서 언급하였던 品質規格變化 효과가 반영되지 못한다는 점에 유념할 필요가 있다.

그 구체적인 예로 승용차의 경우를 보자. 현재 單價指數 산출시 포함되는 대상품목의 선정에 있어서 기준이 되는 것은 關稅統計統合分類表(HSK)인데, 이에 의하면 승용차의 HS code는 8703이 된다. 이 항목 밑에 포함되는 中分類를 보면 아래와 같다.

8703.10 雪上 走行車輛

8703.2 기타

1) 미국에서의 각종 物價指數의 편제방식과 長短點에 대해 평한 논문으로는 Webb and Willems(1989), Brauer and Wu(1991) 참조.

- 21 실린더 容量 1,000cc 이하
- 22 실린더 容量 1,000cc 초과 1,500cc 이하
- 23 실린더 容量 1,500cc 초과 3,000cc 이하
- 24 실린더 容量 3,000cc 초과

3 디젤 또는 세미디젤

- 31 실린더 容量 1,500cc 이하
- 32 실린더 容量 1,500cc 초과 2,500cc 이하
- 33 실린더 容量 2,500cc 초과

90 기타

그리고 이 밑에 다시 4자리수의 細分類가 있는데(따라서 HS code는 총 열자리수가 된다) 이는 아래와 같이 車種을 가르는 것이다. 이 분류는 상기 중분류 거의 모두에 공통적인데 이를 HS code 8703.23을 기준으로 보면

8703.23.1000 세단형

- 2000 짚차형
- 3000 다목적용
- 4000 스테이션 왜곤
- 5000 구급차
- 6000 호움카
- 9000 기타

로 되어 있다. 즉 승용차의 경우 엔진사이즈와 차종별 구분이 이루어져 있을 뿐 에어컨의 장착여부, 트랜스미션의 自動/手動여부, 에어백이나 ABS 장착여부, 내장재 재질여부, 메이커 구분, 출고연도 구분 등이 전혀 이루어져 있지 않음을 알 수 있다. 그러나 승용차

가격은 이같은 요소들에 의해서도 상당히 큰 영향을 받기 때문에 이들을 무시할 경우 가격지수가 왜곡될 가능성이 있는 것이다.

3. 설정된 輸入函數의 單純性

보기에 따라서는 추정을 위해 설정된 輸入函數가 너무 단순하다고 할 수도 있을 것이다. 그러나 輸入函數를 추정함에 있어서 輸入物量을 所得變數와 相對價格의 函數로 설정하는 것은 그동안 많은 연구자들이 사용해 온 가장 보편적인 방법이라고 하지 않을 수 없다. 이 분야에 대한 매우 포괄적인 서베이 논문 중 하나인 Goldstein and Kahn(1985)에서도 이같은 설정을 설명의 기본으로 삼고 있으며, 본문에서 언급한 다른 나라들의 수입함수분석도 거의 대부분이 이같은 함수설정에서 크게 벗어나지 않고 있다.

설정된 함수의 단순성과 관련하여 또 한가지를 더 언급한다면 본 논문의 주된 과제가 長期共積分關係의 존재유무에 한정되어 있다는 점을 들 수 있다. 만일 논문의 주제가 長期均衡關係의 파악이 아니라 短期調整過程의 추적에 있었다면 所得變數나 相對價格외에 여타 수입의 단기변동에 영향을 미치리라고 생각되는 변수들을 더 첨가할 수 있었을 것이다. 이는 消費函數의 共積分關係 檢定에 있어서 所得과 消費 사이의 관계에 주목하는 것과 비슷한 것인데, 일단 소비와 소득 사이에 존재하는 共積分關係가 확인되면 여기에 통화의 實質殘高나 利率, 人口構成變動, 稅率變動 등을 추가하여 단기변동을 설명하려고 시도하는 것이 일반적인 접근방법이 아닌가 한다. 물론 이 방법은 誤差修正型 함수 설정에 있어서의 한 방법인 Engle and Granger(1987)류의 2단계추정법을 설명한 것인데, 아예 처음부터 단기조정과 장기공적분관계를 함께 추정하는 Hendry 방법이 불가능한 것은 물론 아니다.²⁾

2) 共積分關係의 추정에 있어서 몇가지 代替的인 方法이 갖는 장단점의 비교에

이같은 代替的 推定法의 시도나 본문에서 사용된 것과는 다른 형태의 函數設定, 그리고 보다 설명력을 높이는 데 도움이 될 변수들의 탐색 등은 앞으로 지속적으로 이루어져야 할 과제이긴 하지만 그에 앞서 간단한 함수형태의 공적분 여부를 가리는 것은 의미가 있다고 생각된다.

4. 說明變數의 二重使用으로 인한 架空係數의 推定 可能性

아마도 이 점에 관해서는 다소간의 오해가 있지 않았나 싶다. 金宗萬 박사의 주장을 보다 명료하게 나타내기 위해 아래와 같은 가상의 경우를 살펴보기로 하자. X 와 Y 의 두 變數가 있다 하자. 그리고 아래와 같은 두개의 回歸分析을 시도한다고 가정해 보자.

- 1) $X+Y$ 를 Y 에 대하여 회귀
- 2) $X-Y$ 를 Y 에 대하여 회귀

이 경우 1)식은 X 값에 Y 를 더해준 다음 이를 다시 Y 에 대하여 회귀하였으므로 Y 의 계수가 플러스값을 가질 것이며, 2)식에서는 Y 를 빼준 다음 이를 다시 Y 에 회귀하였으므로 Y 의 계수가 마이너스값을 가질 것이라는 것이 金宗萬 박사의 주장이며 이런 면에서 본문의 마이너스 係數값이 가공되었다는 것이다(회귀식의 좌변에 들어 있는 변수를 다시 우변에 사용함으로써 인위적으로 추정계수의 부호를 가공했다는 주장이 바로 이것이다).

일견 그럴 듯해 보이기도 한 주장이지만 그러나 본문에 사용된 회귀식에 대하여 이렇게 주장하는 것은 타당치 않다. 우선 이 주장이 외견상 그럴 듯하게 들리는 이유부터 보기로 하자. 먼저 상기 식에서 X 가 외생적으로 고정되어 있다고 해보자. 그렇다면 金宗萬 박

관해서는 Banerjee, Dolado, Galbraith, and Hendry(1993), Phillips and Loretan(1991) 등이 유용하다.

사의 주장이 성립한다. 즉 이 경우 1)식에서는 Y 의 계수가 포지티브한 값을 갖고, 2)식에서는 마이너스값을 갖게 된다. 이는 사실상 그럴 수밖에 없는데, 回歸分析의 係數값이라는 것이 본질적으로 두 변수간의 相關係數의 변형이라는 점을 상기한다면 그 이유는 자명해진다. 즉 $X+Y$ 와 Y 사이의 相關關係에 있어서 만일 X 값이 고정되어 있다면 $X+Y$ 의 변화는 모두 Y 의 변화에 의한 것이므로 이를 Y 에 회귀하는 것은 Y 의 변화를 다시 Y 의 변화로 설명하는 것이 되기 때문이다.

다음으로 변수 X 가 고정되어 있지 않고 변수 Y 에 의해 영향을 받는 경우를 보자. 이 경우 상기 1), 2)식에서 Y 의 계수값이 포지티브한 값을 취할지 네거티브한 값을 취할지는 사전적으로 알 수 없는 일이다. 즉 1)식에서 만일 X 가 Y 와 강한 마이너스의 相關關係를 갖고 있어서 Y 의 증가분 이상으로 $X+Y$ 가 감소한다면 Y 의 계수값은 마이너스값을 가질 것이며, 2)식에서는 그 반대로 X 가 Y 와 강한 陽의 상관關係를 가지고 있으면 $X-Y$ 가 Y 에 대하여 포지티브하게 대응할 것이기 때문이다. 그리고 본문에서 밝히고자 했던 것이 정확히 이 점, 즉 X 가 Y 에 대하여 어떻게 반응하는가를 보자는 것이었던 것이다.

이제 본문에 사용된 각 변수의 의미를 보도록 하자. 위의 X 는 본문 중에서 輸入金額에 自然對數를 취한 것, 그리고 Y 는 輸入物價에 自然對數를 취한 것에 해당한다. 따라서 $X-Y$ 는 輸入物量의 自然對數가 되고 본문 중에 사용된 輸入函數는 輸入物量이 輸入價格의 변화에 어떻게 대응하느냐 하는 것을 회귀한 것이 된다. 수입물량은 가격에 대하여 대체로 마이너스방향으로 대응할 것이므로 실제 그러한가의 여부(즉 Y 의 계수를 β 라고 할 때 $\beta < 0$ 가 성립하는지의 여부)를 경험적으로 추정하려고 했던 것이다. 만일 X 에서 Y 를 차감하여 물량을 구하고 다시 Y 로 회귀한 것이 마음에 걸린다면 Y

항을 우변으로 이항해서 회귀해도 결과는 정확하게 동일하다는 점을 지적할 수 있다. 이때 우변 Y 의 계수는 $(1+\beta)$ 가 될텐데 이때의 의미는 다음과 같은 것이 된다. 즉 輸入物價가 10% 상승할 때 수입 물량의 變化가 없다면 輸入金額은 10% 증가할 것이다. 그리고 이것이 탄성치 $(1+\beta)$ 중 1에 해당하는 것이다. 그런데 실제 수입물량이 가격에 대하여 마이너스로 대응한다면 β 는 마이너스값을 가질 것이고 따라서 전체 彈性值 $(1+\beta)$ 는 1보다 작아질 것이다. 즉 가격이 오름에도 불구하고 그 금액이 동일한 비율로 오르지 않는다는 명제나 가격이 오를 때 물량이 줄어든다는 명제는 同語反復(tautology) 또는 數學的 恒等關係에 불과한 것이다.

앞에서 X 가 불변이라면 Y 의 계수값이 마이너스가 될 것이라고 했는데 그 경제적 의미를 보기로 하자. X 가 불변이라는 것은 輸入價格이 오르거나 내리거나 總金額은 고정되어 있다는 것이므로 物量과 價格 사이에 정확히 반비례관계가 성립한다는 것을 의미한다. 즉 가격이 오르는 만큼 물량이 비례적으로 감소할 것이다. 그리고 이 경우 회귀식을 돌린다면 계수값은 당연히 마이너스가 되어야 한다. 즉 推定係數값이 마이너스가 되도록 ‘가공’하려면 수입금액이 불변이다라고 가정해야 되는 것이다.

결국 推定係數의 ‘가공’여부는 輸入金額의 不變性 가정여부에 달려 있다고 하겠다. 하지만 본문 중 어느 곳에도 이렇게 가정되어 있는 부분은 없다. 원래 輸入函數의 추정이란 輸入金額이 輸入價格變化에 따라 어떻게 변동하는가를 알아보기 위한 것이므로 輸入金額이 불변이라고 가정하는 것은 논문의 주제자체를 부인하는 것이 되기 때문이다. 굳이 이러한 가정에 대한 언급이 있다면 그것은 오히려 金박사의 논평에서이다. 즉 金박사는 그의 논평에서 “...輸入金額의 변동을 무시할” 경우 수입물량의 自然對數를 설명하는 변수로서 輸入物價指數의 自然對數를 사용하면 추정된 係數는 정확하게

-1이 될 것이다. 즉 ...回歸分析에 있어서 被說明變數에 說明變數가 포함된 형태가 되기 때문에 分析의 결과에 의미를 부여하기가 어렵다"라고 서술하고 있어서 그가 암묵적으로 輸入金額이 불변이라고 가정하고 있음을 보인다. 하지만 輸入金額이 불변이라는 가정은 앞서 말한 대로 이미 輸入의 價格彈性値가 정확히 -1이라는 것을 가정하는 것이 되므로 타당한 가정이 못된다. 그리고 被說明變數에 說明變數가 포함되는가의 여부는 輸入金額을 가격으로 회귀하든 물량을 가격으로 회귀하든 해석만 달라질 뿐 회귀식으로부터 얻는 정보는 전적으로 동일하다는 면에서 전혀 문제가 되지 않음은 앞에서 밝힌 바 있다.

마지막으로 논평자들의 지적에 따라 최종본에서는 논문제목을 바꾸었음을 밝혀야겠다. 즉 원래 초고의 題目은 「우리나라 輸入의 所得 및 價格彈性値 : 輸入單價와 輸入物價의 비교 및 效率的 共積分推定法の 이용」으로 되어 있었으나 논문의 내용이 輸入單價와 輸入物價의 비교에 집중되어 있다는 논평자들의 지적이 많았으므로 「우리나라 輸入函數推定에 있어서 輸入單價와 輸入物價의 比較」로 바꾸었다.

〈參考文獻〉

- Banerjee, A., J. J. Dolado, J. W. Galbraith, and D. F. Hendry, *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press, New York, 1993.
- Brauer, D. and L. Wu, "In Brief Economic Capsules : An Overview of Inflation Measurement," Federal Reserve Bank of New York, *Quarterly Review*, 1991, Summer,

pp. 25~29.

Goldstein, M. and M. S. Kahn, "Income and Price Effects in Foreign Trade," in R. W. Jones and P. B. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. 1, Elsevier, Amsterdam, 1985, pp. 1041~1105.

Phillips, P. C. B. and M. Loretan, "Estimating Long-Run Economic Equilibria," *Review of Economic Studies*, 58, 1991, pp. 407~436.

Webb, R. H. and R. Willemse, "Macroeconomic Price Indexes," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, July / August 1989.