

韓國의 輸出과 成長의 因果分析：再照明*

金 喆 煥**

〈 目 次 〉

- I. 序論
- II. 理論的 背景 및 既存研究
- III. 實證分析
- IV. 結論

I. 序 論

輸出과 經濟成長 사이의 因果關係를 규명하고자 시도한 Jung and Marshall (1985)의 선구적인 연구는 輸出과 成長의 관계에 대한 實證分析의 새로운 지평을 열었다. 수출과 성장에 대한 Jung and Marshall(1985) 이전의 모든 연구와 그 이후의 일부 연구는 수출이 성장에 미친 영향을 회귀분석을 통해 추정하였다. 이러한 회귀분석은 수출이 성장을 야기시킨다는 일방적인 因果關係를 전제하고 있다. 만약 성장이 수출을 촉진시키거나 또는 수출과 성장이 상호의존관계에 있다면 수출을 독립변수로 간주하여 성장에 회귀시킨 추정식에 의해서 추정된 결과에 대해서는 그 신뢰성에 상당한 의문이 제기된다.

수출과 성장 사이의 因果關係는 다음과 같은 네 가지 경우를 상정할 수 있다. 우선 수출과 성장이 서로 무관한 경우이다. 이러한 관점은 종속이론 내지

* 본 논문을 위해 유익한 조언을 주신 이경호, 정진욱, 김성태, 김인무 교수와 익명의 심사자에게 감사를 드립니다. 또한 추정에 도움을 준 조용현군에게 사의를 표하며, 남아 있는 오류는 전적으로 저자의 책임임을 밝힌다.

** 아주대학교 경제학과 교수

는 수입대체적 성장전략을 주장하는 입장을 반영한다 하겠다. 다른 경우는 수출과 성장 사이에 관계가 존재할 때 그 인과방향이 수출에서 성장으로 또는 성장에서 수출로 일방적인 인과관계가 존재하는 경우와 수출과 성장이 상호의존하는 雙方的인 인과방향이 존재하는 경우이다.

한국을 대상으로 수출과 성장 사이의 因果關係를 검증한 연구는 Jung and Marshall(1985) 이외에도 Darat(1986), Chow(1987), Hsiao(1987), Bahmani-Oskooee et. al.(1991), Bahmani-Oskooee and Alse(1993), Dodaro(1993) 등이 있다. Jung and Marshall(1985)은 성장으로부터 수출로의 일방적인 인과방향을, Bahmani-Oskooee et. al.(1991)은 수출과 성장이 상호의존적인 雙方的 因果方向의 존재관계로 檢定했다. 한편 Hsiao(1987)의 Granger檢定에서는 두 변수가 무관한 것으로 나타난 반면에 Sims檢定은 雙方的인 것으로 검증했다.

분석에 사용한 자료의 주기가 모두 연간이고 자료기간이 거의 비슷한데도 불구하고 檢定結果가 서로 다른 것은 因果檢定이 전제하고 있는 두 가지 조건 -오차항의 白色雜音(white noise)과 이에 따른 時系列의 安定性, 그리고 적절한 時差의 選定-을 충분히 검토하지 않은 데 기인한다. 즉, 기존의 모든 인과검정이 변수의 안정성 검정을 명시적으로 시행하지 않았을 뿐만 아니라 Bahmani-Oskooee, et. al.(1991)을 제외한 모든 연구들이 時差를 임의적으로 선정했다.

同一한 자료를 사용하고 추정방법이 적절할지라도 時差의 設定에 따라서 因果檢定の 결과가 달라지는 점과 不安定한 時系列의 단순회귀는 虛構的인 回歸(spurious regression)가 될 가능성을 감안한다면 인과검정의 두 가지 전제조건을 심도있게 다루지 못한 기존 연구의 결과에 대한 신뢰성에 상당한 의문이 제기된다. 따라서 수출과 성장에 대한 因果關係의 檢定은 변수의 安定性과 적절한 기준에 의한 時差選定을 고려하여 再照明되어야 한다. 本稿는 이러한 시각에서 수출과 성장의 因果方向을 재조명하는데 연구 목적을 두고 있다.

本稿의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절은 수출과 성장 사이의 가능한 인과방향의 이론적 근거를 제시하고 한국을 대상으로 인과관계를 규명한 기존의 實證研究를 비판적으로 살펴보았다. 제Ⅲ절은 1962-1992년 사이의 연간 자료를 사용해 Granger와 Sims의 因果檢定方法에 의해 한국의 수출과 성장의 因果關係를 실증적으로 규명했다. 변수의 安定性을 규명하기 위한 單位根檢定(unit

root test)과 Akaike와 Schwartz의 기준에 의한 적절한 時差選定이 因果檢定에 앞서 선행되었다. 제Ⅳ절은 요약 및 결론이다.

Ⅱ. 理論的 背景 및 既存研究

1. 因果方向의 理論的 背景

수출과 경제성장의 인과관계에서 첫번째 가능한 경우는 두 변수가 서로 무관한 경우이다. 경제성장을 이룩하기 위해서는 수입재와 경쟁상태에 있는 국내산업을 보호·육성해야 한다는 수입대체적 성장전략의 주창자들이나 1차산품을 주로 수출하는 주변국가들은 궁극적으로 교역조건이 악화되어 저발전 상태에서 벗어날 수 없음을 역설하는 종속이론은 수출이 성장에 영향을 미칠 수 없거나 장기적으로는 성장을 저해시킬 수도 있다고 본다. 또한 수출과 성장이 제3의 동일한 요인에 의해 각각 영향을 받는 경우에는 두 변수 사이의 상관관계는 높을 수 있으나 인과관계는 존재하지 않는 경우도 배제하기 어렵다.

이와는 대조적으로 수출주도형 성장전략을 주장하는 발전론자들은 수출이 성장을 촉진시키고 산업구조도 발전시킨다고 주장한다. 반면에 기술주도 무역이론은 성장으로부터 수출로의 인과방향을 제시한다. 또한 산업 내 무역이론은 수출과 성장이 서로 상호의존관계에 있다고 간주한다. 이러한 세 가지 가능한 인과방향을 설명해 줄 수 있는 이론적 근거를 좀 더 구체적으로 살펴보자.

(1) 輸出 ⇒ 成長

수출이 성장을 촉진시킨다는 가설은 수출주도성장이론의 핵심이다. 즉, 수출의 증대는 해외수요증가에 따른 산출량 증가라는 직접적인 공헌 이외에도 기술적인 파급효과와 외부경제효과를 통해 경제 전체에 긍정적으로 영향을 미친다.

수출이 외부경제를 초래할 수 있는 이유는 다양하다. 우선, 해외시장 진출은 생산의 효율성을 제고시키고 제품과 생산공정에서의 기술혁신을 유발시킨다. 또한 해외수요 증대에 따른 특화와 대량생산은 규모의 경제를 가능케 하여 가격경쟁력을 강화시킨다. 이와 함께 대규모 수출은 인적자본과 지식의 축적을 가능케 하여 타산업의 발전을 용이하게 한다.

수출의 확대는 외환보유의 증대를 초래하여 자본재와 중간재의 수입을 용이하게 하여 자본축적을 확대시키고 산출량을 증대시킨다. 또한 외환보유가 증대에 따라 외환사정이 호전되고 이에 따라 외환통제시에 발생하던 비효율성이 제거됨에 따라서 경제가 활성화되고 대외경쟁력이 높아진다.

수출이 성장을 촉진시킨다는 수출주도성장론은 수출로부터 성장으로의 일방적인 因果方向을 제시하고 있다.

(2) 成長 ⇒ 輸出

Jung and Marshall(1985)은 성장으로부터 수출로의 因果方向이 가능한 이유를 제시했다. 만약 산출량의 증대만큼 국내수요가 충분히 증대하지 않게 되면 잉여산출량이 발생하고, 이러한 잉여생산량은 궁극적으로 해외시장으로 그 판로를 개척할 수밖에 없다. 이러한 경우 생산요소나 요소생산성의 증대에 따른 생산량의 증대는 자연스럽게 수출시장으로 연결된다.

산출량의 증대가 반드시 수출증대로만 연결되는 것은 아니다. 오히려 산출량의 증대는 수출을 감소시킬 수도 있다. 즉, 국내의 소비수요가 수출가능한 부분에 집중되어져 있는 경우엔 국내수요의 증대에 따른 생산증대는 국내수요 충족에 급급하므로 오히려 수출은 감소하게 될 것이다. (Jung and Marshall, 1985, p. 4)

한편 Vernon(1966) 등과 같이 무역발생의 원인을 기술발전의 차이에서 규명하려는 기술주도 무역이론도 성장이 수출을 촉진시킨다고 간주하고 있다. 즉, 기술혁신을 통해 획득한 시장점유는 수출시장에서의 경쟁력우위를 확보한 것이므로 기술혁신에 의한 생산증대는 수출증대로 연결되고, 이는 성장으로부터 수출로의 因果方向을 의미한다. (Kunst and Marin, 1989, p. 700)

(3) 輸出 ⇔ 成長

정태적인 비교우위에 입각한 기존의 무역이론은 주로 자원배분 측면에서의 효율성을 강조하고 있는데 반해서 최근에 전개되고 있는 新貿易理論은 그 분석의 초점을 기술 측면에서의 효율성에 두고 있다(예를 들어 산업내 무역이론). 불완전경쟁적인 시장구조 하에서 규모의 경제와 제품차별화가 존재함을 설정하고 있는 이 이론은 수출과 성장의 인과관계를 상호의존적인 雙方관계로 간주하고 있다.

요소부존상태가 비슷한 국가 사이에는 정태적인 관점에서의 규모의 경제에 의한 생산성 향상에 힘입은 산출량 증대가 교역을 발생시키는 주된 요인이 된다. 따라서 이러한 경우엔 성장으로부터 수출로의 因果方向이 존재한다. 이와 함께 수출에 따른 대규모 생산은 경제 전체의 평균 생산성을 향상시켜 성장을 촉진시킨다(Helpman and Krugman, 1985). 특히 수출산업의 국내시장구조가 독과점형태로 전환되면 규모의 경제가 실현될 수 있으므로 생산원가는 현저히 절감된다. 이때의 因果方向은 성장으로부터 수출로 존재한다. 따라서 수출과 성장의 호순환관계가 상호의존적으로 진행되므로 두 변수 사이의 因果方向은 雙方으로 존재한다 (Krugman & Marin, 1989, pp. 679-700).

2. 既存研究

한국을 대상으로 수출과 성장의 因果方向을 실증적으로 분석한 연구는 일치된 결과를 보여주지 않고 있다. Jung and Marshall(1985)은 성장으로부터 수출로의 因果方向이 존재하는 것으로 나타난 데 반하여 Chow(1987)와 Bahmani-Oskooee, et. al.(1991)의 검정결과는 수출과 성장 사이에 雙方의 因果方向이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 Hsiao(1987)는 검정방법에 따라 상이한 결과가 나타난 것으로 밝히고 있다. 즉, Granger 因果檢定은 수출과 성장 사이의 因果관계는 존재하지 않는 반면에 Sims의 檢定은 두 변수 사이에 雙方관계로 因果方向이 존재하는 것으로 나타났다. <표 1>은 기존 연구의 결과를 요약 정리한 것이다.

이러한 상반된 검정결과는 분석에 사용된 자료의 차이에서 기인할 수도 있다. 그러나 보다 근본적인 원인은 因果檢定에 치명적인 영향을 미치는 변수의 安定性 轉換方法과 時差選定의 차이에서 기인되는 것으로 생각된다. Bahmani-Oskooee, et. al.(1991)을 제외한 모든 검정이 시차를 임의적으로 선정했고 변수의 안정성 검정을 수행하지 않았다.

Jung and Marshall(1985)은 Granger 因果檢定の 기반이 되는 F-檢定이 有效하기 위해서는 오차항이 白色雜音이 되어야 한다는 기본적인 전제조건을 단순한 Box-Pierce의 Q-統計量에 의존, 판단했다. Hsiao(1987)도 잔차항의 자기상관 존재를 검증하기 위해 Box-Pierce의 Q-統計量을 사용했다. 그러나 일반적으로 Q-統計量은 時差從屬變數가 포함된 추정식에서는 잔차항의 자기상

관을 검정하기에는 적합하지 못하다. (Maddala, 1992, p. 540). Chow(1987)는 오차항의 자기상관을 제거하기 위한 방법으로 Sims(1970)가 제안한 $(1-0.75L)^2$, L은時差演算字,이라는 단순한 필터를 이용하여 변수를 전환시켰다. 그러나 이러한 단순전환이 오차항의 자기상관을 항상 제거하지는 못한다 (Williams, et. al., 1976).

時差의 次數 선정도 Chow(1987)와 Hsiao(1987)의 경우에는 임의적으로 3期정도로 국한시켰다. 同一한 자료를 대상으로 적절한 추정방법을 사용한다 할지라도 時差에 따라서 因果檢定の 결과가 달라질 가능성을 고려한다면(Serletis, 1988) 임의적이거나 주먹구구식의 時差選定에 의한 因果檢定은 그 추정結果의 신뢰도를 저하시킨다. 그러나 이와는 대조적으로 Bahmani-Oskooee, et. al.(1991)은 체계적인 安定性檢定과 함께 Hsiao(1981)의 방법과 Akaike기준에 의해 時差를 선정하는 등 보다 정교한 절차에 의한 검정방법을 채택했다. 그러나 Bahmani-Oskooee, et. al.(1991)도 분석에 사용된 관찰치의 수가 불과 25개에 지나지 않아 추정결과에 대한 전적인 신뢰성은 다소 유보된다.

〈표 1〉 輸出-成長의 因果分析 : 既存研究

	因果方向	檢定方法	變 數	分析期間	時差選定	誤差項檢定
Jung and Marshall(1985)	성장 ⇒ 수출	Granger	GNP(GDP)와 수출의 성장률	1953-80	임의 (2期)	Box-Pierce Q統計量
Darat(1986)	수출 성장	Granger	실질 GDP와 수출의 성장률	1960-82	임의 (2期)	MLE
Chow(1987)	수출⇔성장	Sims	제조업부문의 실질성장률과 수출	1960-80	임의 $C = -3$ $m=3$	Sims filter $(1-0.75L)^2$
Hsiao(1987)	수출 성장 (Granger) 수출⇔성장 (Sims)	Granger & Sims	실질GDP와 실질 수출	1960-82	임의 $C = -3$ $m=3$	Box Pierce Q統計量
Bahmani-Oskooee, et. al (1991)	수출⇔성장	Granger	실질GDP와 수출의 성장률	1963-87	AIC	安定性檢定
Bahmani-Oskooee, and Aise (1993)	수출⇔성장	Granger	실질성장률과 수출 성장률	1973. I - 1988IV	시차변수에 대한 t-검정	ADF검정
Dodaro (1993)	수출 성장	Granger	실질GDP와 수출의 성장률	1967-86	임의 (2期)	없음

주: 1) ⇒ 표는 인과방향을 표시하고 아무런 표시가 없는 것은 수출과 성장은 무관한 결과를 의미함.
2) 시차선정에서의 l과 m은 각각 Sims檢定の 未來時差와 過去時差를 뜻함

Ⅲ. 實證分析

1. 單位根檢定: 因果檢定の 先行條件

(1) 單位根檢定の 必要性

Nelson and Plosser(1982)와 그 이후의 연구들이 대부분의 時系列 巨視經濟變數는 不安定的(nonstationary)으로 간주하고 있다. 우리나라의 경우도 비슷하다. (조하현, 1993). 時系列의 不安定性을 제거하는 방법으로 사용되는 방법 가운데 하나는 時間 또는 時間의 함수를 설명변수로 회귀식에 포함시켜 趨勢를 제거하는 방법이다.

不安定性 時系列을 趨勢제거에 의해 해결하려는 시도는 因果檢定에서도 그대로 적용되고 있다(Thornton and Batten, 1985). 그러나 이러한 趨勢제거방법을 因果檢定에 적용하는 데는 문제가 있다. 즉, 因果檢定을 위한 F-檢定の 점근적 분포는 각 변수의 時間趨勢와 單位根의 존재여부에 따라 민감하게 영향을 받기 때문이다(Sims, Stock and Watson, 1986).

대부분의 時系列이 趨勢安定的(trend stationary processes)이라기보다는 差分安定的(difference stationary processes)인데도 불구하고 趨勢除去만으로 因果檢定을 시행하는 경우에는 추정식의 오차항은 白色雜音이 되기가 어렵다. 이러한 경우의 因果關係 규명을 위한 F-檢定 統計量은 F-分布를 따르지 않으므로 더 이상 유효하지 않다.

실령 時系列이 趨勢安定的의 일지라도 여전히 문제는 남아있다. 즉, Kang (1985)이 지적했듯이 Granger와 Sims의 因果檢定에 의해 도출된 因果關係는 時系列의 趨勢가 존재하느냐 여부에 따라 영향을 받는다. 즉, 趨勢가 제거되면 因果關係는 약해지고 趨勢가 제거되지 못하면 因果關係는 強化된다.

따라서 因果檢定에 사용된 時系列의 特性에 대한 규명이 미흡하거나 安定性を 갖기 위한 변수의 轉換方法이 적절하지 못하면 檢定結果의 신뢰성에 상당한 의문이 제기된다. 이에 따라 檢定에 사용된 변수의 安定性を 규명하는 것이 요구되고, 이를 위한 單位根檢定이 因果檢定에 앞서 先行되어야만 한다.

(2) 單位根檢定

수출변수와 성장변수가 安定的 時系列인지를 규명하기 위해 다음과 같은 ADF

회귀식을 사용하여 DF(Dickey-Fuller), ADF(Augmented Dickey-Fuller), 그리고 PP(Phillips and Perron)의 單位根 檢定을 시행했다¹⁾.

$$(1) \Delta Z_t = \alpha + \beta T + \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

단: Z_t 는 분석대상인 時系列이고 T 는 時間趨勢, ε_t 는 오차항으로 백색잡음이다.

Z_{t-1} 의 회귀계수 γ 의 추정값이 負(-)의 값으로 통계적으로 유의하게 零(0)이 아니면 單位根 존재의 歸無假說은 기각된다. 歸無假說 $H_0: \gamma = 0$ 을 檢定할 檢定統計量 $t = \gamma / S$. $E(\gamma)$ 는 통상적인 t -分布를 따르지 않는 類似 t -統計量(pseudo t -statistic)으로 Fuller (1976, p. 373)가 도출한 分布(Dickey-Fuller 統計量)를 따른다. 만약 계산된 DF 통계값이 임계값보다 작으면 시계열 Z_t 는 安定的으로 $I(0)$ 변수가 된다.

DF檢定은 (1)式에서 종속변수의 時差변수가 없는 경우에 ($m=0$), $H_0: \gamma = 0$ 을 檢定한 것이다. DF檢定은 오차항이 백색잡음이라는 가정에 기초하고 있으나 대부분의 時系列의 경우 추정식의 오차항은 自己相關을 갖고 있다. 따라서 오차항의 自己相關은 추정된 γ 가 一致推定量이 되지 못하는 문제점이 생기고, 이에 따라 DF檢定の 有效性에 문제가 제기된다.

ADF檢定은 이러한 DF檢定の 취약점을 보완한 檢定方法이다. 즉 추정식의 오차항이 백색잡음이 되도록 종속시차변수를 추정식에 추가시켜 DF檢定절차를 修正한 것이 바로 ADF檢定이다. ADF檢定에서도 檢定統計量은 여전히 類似 t -統計量이고 그 분포도 Dickey-Fuller分布를 따른다.

PP檢定은 추정식의 오차항이 相互獨立的이 아니고(weak dependent) 異分散(heteroskedasticity)일 경우에 DF檢定節次를 연장, 수정하여 單位根을 檢定하는 방법이다. Phillips and Perron(1988)은 오차항이 백색잡음이 아닌 경우엔 우선 1차적으로 DF檢定統計量을 추산한 다음 2차적으로 이들에 대한 非母數調整(non-parametric adjustment)을 통해 새로운 檢定統計量(Z)을 제시했다. PP檢定の 경우에도 $H_0: \gamma = 0$ 을 검정하는 경우엔 Z -統計量은 Dickey-Fuller分布를 따른다.

1) 單位根檢定에 대한 상세한 설명은 金喆煥(1993)을 참고.

DF, ADF, 그리고 PP檢定에 의한 수출(EXP)과 국민총생산(GNP)의 單位根檢定 結果가 <표 2>에 요약, 정리되어져 있다. 두 변수에 대한 單位根存在는 檢定方法에 따라서 서로 다른 결과를 보여주고 있다. 즉, 추정식에 趨勢를 포함시키지 않은 경우의 DF, PP검정은 單位根 存在의 귀무가설을 기각하고 있는 반면에 ADF檢定은 單位根 存在를 기각하지 못하고 있다. 이러한 상반된 결과로부터 우리는 다음과 같은 이유에서 ADF檢定 結果를 받아들이기로 했다. 첫째, DF檢定은 오차항의 백색잡음을 전제하고 있다. 그러나 DF檢定式의 殘差項은 自己相關을 나타내고 있다. 따라서 추정된 단위근계수는 一致推定値가 아니므로 DF檢定의 有效性에 의문이 제기된다.

둘째, 추정식의 殘差에 自己相關이 있을 경우엔 ADF檢定이나 PP檢定을 적용해야 한다. 이때 ADF와 PP檢定 가운데 어느 방법을 선택하느냐 하는 기준 가운데 하나는 檢定에 사용된 변수의 標本의 크기이다. Handa and Ma(1989)의 Monte Carlo연구에 의하면 標本의 수가 작거나 오차항이 非正規分布를 따르거나 異分散이 존재하는 경우에는 ADF檢定이 바람직스럽고 標本의 수가 충분히 많거나 오차항에 自己相關이 있으면 PP檢定이 바람직스러운 것으로 밝히고 있다. 따라서 우리의 標本의 수는 31개에 불과하므로 PP檢定보다는 ADF檢定에 의한 결과가 좀 더 신뢰할 수 있다고 판단된다.

<표 2> 單位根檢定 結果

	A (w/o Trend)			B (w/ Trend)		
	DF	ADF	PP	DF	ADF	PP
수출						
EXP	3.684	0.529	3.977	-0.204	-0.884	-0.664
LEXP	-4.387	-2.002	-5.044	-0.159	-0.415	-0.312
DEXP	-2.770	-1.467	-2.877	-3.974	-3.151	-4.261
DLEXP	-2.973	-0.949	-3.081	-4.339	-2.325	-4.582
성장						
GNP	5.880	0.811	6.296	1.680	-0.853	1.956
LGNP	-0.616	-1.489	-0.616	-1.104	-1.924	-1.195
DGNP	-1.720	-2.521	-1.783	-2.381	-2.615	-3.343
DLGNP	-3.205	-2.504	-3.321	-3.165	-2.615	-3.343

주: 1) A는 추정식에 추세(trend)를 포함시킨 경우이고 B는 추세를 포함시키지 않은 경우임.

2) ADF검정에서 과거시차는 3기로 제한

3) LEXP(LGNP)는 EXP(GNP)의 자연대수이고, DEXP(DGNP)는 EXP(GNP)의 差分임.

DF 검정과 PP검정 결과보다는 ADF 검정결과를 받아들이기로 한 판단은 추정식에 趨勢를 포함시켜 검정한 결과에 의해서 지지된다. 즉 추세가 포함된 추정식에서의 DF, ADF, PP검정은 모두가 단위근 존재의 귀무가설을 기각하지 못하고 있어 수출과 GNP는 $I(1)$ 일 가능성을 제시하고 있다. 수출과 GNP의 差分에 대해 단위근검정을 시행한 결과 추정식에 趨勢가 포함된 경우엔 단위근 존재의 귀무가설을 기각하는 경향을 보여주고 있다.

ADF檢定시 유의해야 할 사항은 종속시차변수의 時差의 次數(m)의 선정문제이다. 현실적으로 시차선정의 기준은 없다. 일반적으로 사용되는 시차선정기준(information criteria)에 근거한 모형선택절차가 하나의 기준이 될 수도 있을 것이다. 또한 Said and Dickey(1984)에 의해 제시된 기준, 즉 표본수의 $1/3$ 제곱근이 기준이 될 수도 있다. 우리는 이러한 기준에 의해서 ADF檢定の 時差를 $m=3$ 으로 결정했다.

2. 時差 選定

因果檢定の 결과는 변수의 時差選定에 크게 좌우된다. 同一한 자료를 가지고 적절한 추정방법을 사용할지라도 時差의 次數를 다르게 설정하면 因果檢定の 結果가 달라질 수도 있다. 이는 時差의 次數를 어떻게 정하느냐에 따라서 추정모형의 표기가 달라지고 이에 따라 추정결과가 달라질 수 있기 때문이다.

수출과 성장의 因果方向에 대한 기존연구의 대부분은 時差의 次數를 임의로 결정했다. 적절하지 못한 時差의 選定이 誤導된 결과를 초래할 수 있음을 감안하면 임의적인 時差選定에 의한 因果檢定 기존결과의 신뢰성엔 상당한 의문이 제기된다. 따라서 時差의 次數는 객관적으로 납득할 수 있는 기준에 의해 선정하고 이에 따른 시차모형을 설정하여 因果檢定을 시행하는 것이 요구된다.

時差의 次數 選定은 짧은 時差에 따른 偏倚(bias)와 긴 時差에 따른 分散增大(inefficiency)라는 두 개의 서로 상충되는 문제를 어떻게 적절히 조화시켜야 하느냐 하는 관점에서 모색되어야 한다. 각 변수 또는 두 변수 모두의 時差를 충분히 길게 잡으면 推定量은 不偏이나 그 分散은 커지는 반면에 時差를 짧게 잡으면 推定量의 分散은 감소하나 偏倚가 발생한다. 두 변수 가운데 하나는 길게 하나는 짧게 時差를 잡으면 推定量은 偏倚를 갖고 分散도 커진다. (Thornton and Batten, 1985, pp. 166-67).

時差의 次數를 결정하는 데 보편적으로 사용되는 기준은 Akaike(1973)의 AIC(Akaike Information Criterion)와 Geweke and Meese(1981)의 BIC(Baysian Information Criterion)이다²⁾.

$$(2) AIC = n \ln(s^2) + 2k$$

$$BIC = n \ln(s^2) + k \ln(n)$$

단 : n=표본수, k=母數의 수, $s^2 = \sum e_i^2 / (n-k)$ 로 잔차(e_i)의 분산추정량.

AIC는 推定量의 分散增大보다는 不偏性を 중요하게 여기는 반면에 BIC는 偏倚보다는 最小分散을 중시한다. 따라서 AIC에 의한 時差의 次數選定은 평균적으로 길어지는 경향이 있고 推定量은 非效率의이다. BIC에 의한 時差選定은 한정된 표본의 경우에는 AIC보다 짧아지는 경향은 있고 推定量은 점근적으로 效率的의이다. (Geweke and Meese, 1981).

〈표 3〉 AIC(BIC)에 의한 時差選定

$$DEXP_t = \alpha + \beta_i \sum_{i=1} DGNP_{t-i} - \gamma_i \sum_{i=1} DEXP_{t-i}$$

		DEXP의 時差			
		1	2	3	4
D G N P 의 시 차	1	562.5(566.7)	542.4(547.7)	515.0(521.5)	498.1(505.7)
	2	543.4(548.7)	541.2(547.8)	517.0(524.7)	500.1(508.9)
	3	525.3(531.8)	523.5(531.3)	516.4(525.4)	498.0(508.1)
	4	507.9(515.5)	505.9(514.7)	497.9(508.0)	499.8(511.1)

$$DGNP_t = \alpha + \beta_i \sum_{i=1} DGNP_{t-i} - \gamma_i \sum_{i=1} DEXP_{t-i}$$

		DGNP의 時差			
		1	2	3	4
D E X P 의 시 차	1	615.8(619.9)	593.8(599.2)	574.2(580.7)	549.9(557.4)
	2	596.5(601.8)	595.8(602.5)	575.9(583.6)	551.2(560.0)
	3	561.2(567.7)	563.0(570.8)	558.1(567.2)	539.7(549.8)
	4	540.3(547.9)	542.0(550.8)	539.9(550.1)	541.7(553.0)

2) AIC와 BIC 이외에도 Akaike(1970)의 FPE(Final Prediction Error)가 보편적으로 사용된다. Hannan and Quinn(1979)의 $HQ = n \ln(s^2) + 2k \ln(\ln n)$ 와 Pagano and Hartley(1981)의 PH기준도 제시되고 있다.

〈표 3〉은 AIC와 BIC에 의한 時差選定の 추정결과이다. 수출로부터 성장으로의 인과검정을 위한 추정식에서는 AIC에 의한 時差의 次數는 수출은 3期, 성장은 4期로 나타난 반면에 BIC에 의한 時差는 수출은 4期, 성장은 1期로 나타났다. 이는 AIC에 의한 時差選定이 BIC에 의한 것보다 길어진다는 예상과 일치되는 결과이다. 그러나 성장으로부터 수출로의 因果檢定을 위한 추정식에서는 AIC와 BIC 모두 수출은 3期, 성장은 4期の 時差가 적합하다고 제시하고 있다.

3. Granger 因果檢定

확률변수 사이의 因果關係를 檢定하는 데 가장 보편적으로 사용되는 방법은 Granger(1969)의 因果檢定이다. Granger(1969)의 정의에 의하면 Y를 예측(추정)할 때 Y의 과거값과 함께 X의 과거값도 함께 사용하는 것이 Y의 과거값만으로 예측(추정)한 것보다 정확하면 X로부터 Y에게로의 因果方向이 존재한다고 ($X \Rightarrow Y$) 간주한다. 마찬가지로 X의 예측(추정)이 X자신의 과거값에 의존하는 것보다 Y의 과거값이 포함됨으로써 좋아진다면 Y로부터 X에게로의 因果方向이 존재한다고 ($Y \Rightarrow X$) 간주한다. 만약 이러한 관계가 두 방향으로 모두 성립되면 X와 Y는 상호의존적인 관계로 雙方(bidirectional)의 因果方向이 존재하는 ($X \Leftrightarrow Y$) 것으로 볼 수 있다.

이러한 Granger의 因果方向 개념은 다음과 같이 수식으로 定型化된다.

$$(1) Y_t = A_0 D_t + \sum_{i=1}^k a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^l b_i X_{t-i} + e_{1t}$$

$$(2) X_t = B_0 D_t + \sum_{i=1}^m s_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i Y_{t-i} + e_{2t}$$

단: D_t 는 상수, 결정적 趨勢(deterministic trend), 계절요인과 같은 비확률적인 요인을 나타내고, e_{1t} 와 e_{2t} 는 오차항으로 상호독립적이고 iid(independently and indentially distributed)이다.

윗 식에서 $b_1=b_2=\dots=b_l=0$ 이면 X로부터 Y에게로의 因果方向은 존재하지 않는다. 또한 $d_1=d_2=\dots=d_n=0$ 이면 Y로부터 X에게로의 因果方向은 존재하지 않는다. 따라서 Granger의 정의에 의한 X로부터 Y에게로의 因果方向檢

定은 F-檢定이나 LM(Lagrange Multiplier)檢定을 통하여 歸無假說 $H_0: b_1=b_2=\dots=b_\ell=0$ 을 檢定하는 것으로 귀착된다. 즉, $H_0: b_1=b_2=\dots=b_\ell=0$ 이 기각되면 $X \Rightarrow Y$ 로, $H_0: d_1=d_2=\dots=d_n=0$ 이 기각되면 $Y \Rightarrow X$ 로 因果方向이 존재하는 것으로 간주하고 두 개의 귀무가설이 모두 기각되면 $X \Leftrightarrow Y$ 로 雙方의 因果方向이 존재하는 것으로 볼 수 있다.

1962년부터 1992년 사이의 경상가격으로 표시된 총수출액과 GNP의 差分을 각각 DX, DY로 표시하고 Granger의 因果檢定式에 의해 추정된 F-통계량을 다양한 時差組合에 의해 정리한 것이 <표 4>이다.

<표 4> Granger 檢定 F-統計值

$$DGNP_t = A_0 D_t + a_i \sum_{i=1}^k DGNP_{t-i} + b_i \sum_{i=1}^{\ell} DEXP_{t-i}$$

		DGNP의 時差(k)			
		1	2	3	4
D E X P(ℓ) 의 시 차	1	3.81	6.41	5.71	6.69
	2	1.85	3.09	2.88	3.48
	3	8.03	7.81	11.01	7.79
	4	6.51	6.34	7.44	5.53

$$DEXP_t = B_0 D_t + \sum_{i=1}^m G_i DEXP_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i DGNP_{t-i}$$

		DEXP의 時差(m)			
		1	2	3	4
D G N P(n) 의 시 차	1	0.11	1.51	0.93	0.61
	2	0.83	2.20	0.46	0.29
	3	0.72	1.46	0.99	1.24
	4	0.51	1.06	1.01	0.93

우선 대부분의 時差組合이 수출로부터 성장에게로의 因果方向이 존재하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 다양한 時差組合 가운데 AIC에 의해 제시된 最適時差 $k=4, \ell=3$ 의 경우의 Granger 검정의 F-통계값은 7.99이고 BIC에 의

한 최적時差 $k=1$, $l=4$ 의 경우의 F-통계값은 6.51로 두 경우 모두 귀무가설을 기각하여 因果方向이 수출로부터 성장으로 존재함을 나타내고 있다.

이와는 대조적으로 성장으로부터 수출로의 因果檢定式의 경우, 時差의 가능한 조합 모두가 F-檢定통계값이 통계적으로 유의하지 않아 성장으로부터 수출로의 一方的인 因果方向이 존재하지 않음을 나타내고 있다. AIC와 BIC에 의한 최적時差 $m=3$, $n=4$ 의 경우에도 F-檢定통계값이 1.01에 지나지 않아 성장이 수출에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

따라서 우리는 이러한 검정결과로부터 한국의 경우에는 수출이 성장을 촉진시켰다는 기존의 연구결과를 재확인할 수 있었다. 그러나 한국의 경우 수출로부터 성장으로의 일방적인 인과방향이 존재한다는 우리의 연구결과는 대부분의 기존연구와는 상치된다. 이러한 상반된 결과를 재확인하기 위해 우리는 因果檢定の 또다른 방법인 Sims檢定을 시행키로 했다.

4. Sims 因果檢定

Sims(1972)에 의해 제안된 因果檢定方法은 Granger의 檢定方法을 대체하는 것이 아닌 보완적인 檢定方法이다. Sims(1972)는 “장래는 현재를 야기시킬(cause) 수 없다.”는 개념을 Granger의 定義에 접합시켜 다음과 같은 檢定方法을 제시했다. 즉,

$$(3) Y_t = A_0 D_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i}$$

$$(4) X_t = B_0 D_t + \sum_{i=1}^m C_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i Y_{t-i}$$

윗 式에서 時差係數 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ 은 先導係數(lead coefficient)이고 해당된 변수는 미래변수 또는 先導변수(leading variable)을 의미한다. 만약 歸無假說 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$ 이 기각되지 않으면 X의 미래값은 Y의 예측(추정)에 도움이 되므로 X로부터 Y에게로의 一方的인 因果方向이 존재한다. 반면에 귀무가설 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$ 이 기각되면 Y로부터 X에게로의 인과방향이 존재한다.

Granger와 Sims의 因果檢定 가운데 어느 것이 더 효과적인지를 단언하기는 어렵다. Guilkey and Salemi(1982)의 Monte Carlo연구에 의하면 Granger檢定이 우수한 것으로 밝히고 있으나 이를 그대로 받아들이기에는 그 이론적 근거가 취약하다. 일반적으로 Sims檢定엔 先導係數가 檢定式에 追加됨에 따른 自由度の 상실이라는 문제점이 있어 限定된 年間자료의 경우에는 그 적용이 쉽지 않다. 다행히 본 연구의 年間자료는 32개로 기존연구의 표본수보다 크므로 Sims검정의 적용에 큰 무리는 없을 것으로 판단된다.

Sims의 因果檢定도 Granger檢定과 마찬가지로 檢定式의 오차항이 백색잡음이 되어야만 한다. Sims(1972)는 이를 위해 분석에 사용된 모든 변수를 $(1-0.75L)^2$ 라는 filter를 사용해 새로운 변수로 전환시켰다. 한편 Nerlove(1964)는 대부분의 時計列 變數는 $(1-0.75L)^p$, $p=1,2,3$ 의 filter에 의해 趨勢가 제거될 수 있다고 보았다. 우리는 이러한 점을 감안하여 $(1-0.75L)$ 과 $(1-0.75L)^2$ 의 두 가지 filter를 사용했다.

수출과 GNP의 관계를 log함수 형태의 선형함수로 간주하고 安定性を 고려하여 差分의 형태로 Sims의 檢定式을 추정했다. 檢定式에 포함된 未來時差는 2期和 3期를 고려했고 過去時差는 각각의 경우에 2期和 3期로 설정했다. 이러한 時差의 次數選定은 기존연구와 표본수를 고려하여 결정한 것이다.

〈표 5〉 Granger 檢定 F-統計值

$$\Delta \ln GNP_t = A_0 + \sum_{i=1}^k \Delta \ln GNP_{t-i} + \sum_{i=-l}^m \beta_i \Delta \ln EXP_{t-i}$$

시 차 \ Filter		(1-0.75L)	(1-0.75L) ²
-l=2	m=2	4.26*	7.25**
	m=3	3.52*	4.75**
-l=3	m=2	3.96*	6.84**
	m=3	3.63*	4.90**

$$\Delta \ln EXP_t = B_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta \ln EXP_{t-i} + \sum_{i=-l}^m \delta_i \Delta \ln GNP_{t-i}$$

시 차 \ Filter		(1-0.75L)	(1-0.75L) ²
-l=2	m=2	3.49*	3.51
	m=3	4.48**	6.70**
-l=3	m=2	2.23	2.29
	m=3	3.11*	4.03*

주: *는 5%, ** sms 1%에서 통계적 유의.

〈표 5〉는 검정결과를 요약한 것이다. 우선 성장에 대한 수출의 회귀식에 의한 추정결과는 변수전환의 방법이나 時差의 次數와는 무관하게 모든 경우의 F-통계값이 5% 수준에서 통계적으로 유의하여 先導係數의 모든 값이 零이라는 귀무가설을 기각한다. 이러한 결과는 수출로부터 성장으로의 因果方向이 존재함을 의미한다.

성장을 독립변수로 한 수출과 성장의 회귀식의 추정은 時差의 次數에 따라서 서로 다른 결과를 나타낸다. 즉 未來時差를 2期로 설정한 ($\ell = -2$) 경우엔 過去時差가 2期와 3期($m=2,3$) 모든 경우에 先行變數의 추정된 계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각된다. 또 未來時差가 3期로 설정된 ($\ell = -3$) 경우엔 過去時差가 3期이면($m=3$) 귀무가설이 기각된다. 이는 성장으로부터 수출에 계로의 因果方向이 존재함을 의미한다. 따라서 수출과 성장의 因果方向은 雙方的으로 존재한다. 그러나 未來時差가 3期라도 過去時差가 2期인 ($m=2$) 경우엔 F-統計값이 통계적으로 5% 수준에서 유의하지 않아 귀무가설을 기각할 수가 없고, 성장으로부터 수출로의 因果方向은 존재하지 않는 것으로 나타난다. 따라서 이러한 경우엔 수출과 성장은 수출로부터 성장으로의 一方的인 因果方向의 존재를 보여준다.

이러한 Sims檢定の 결과는 다음과 같은 측면을 고려할 때 매우 조심스럽게 해석해야 한다. 우선 Sims檢定에서의 時差選定이 임의적으로 결정됐고, 因果檢定은 時差選定에 따라서 달라질 수 있다는 점이다. 두번째는 Sims檢定은 先行變數를 추가적인 설명변수로 추정식에 포함시키므로 충분한 표본이 필요하다. 그러나 연간자료를 사용한 본 연구의 경우에는 31개의 표본에 지나지 않으므로 좀 더 의미있는 결과를 얻기 위해서는 분기별 자료에 의한 충분한 표본의 확보가 요구된다. 셋째로 자료를 whitening하기 위한 filtering방법이 만족스럽지 못하다는 점이다. 적어도 잔차항의 자기상관계수를 단순한 OLS이나 ARIMA방법에 의해 추정하는 절차가 있었어야 한다 (Williams, et. al, 1976). 따라서 앞으로는 분기별 자료를 사용한 좀 더 정교한 추정절차에 의한 因果檢定이 요구된다.

Ⅳ. 結 論

한국을 대상으로 수출과 성장의 因果關係를 검정한 기존연구는 서로 다른

결과를 나타내고 있다. 이러한 상이한 결과는 실증분석에 사용된 자료가 서로 다르고 검정방법이 다른 데도 기인하지만 보다 근원적인 원인은 因果檢定을 위한 기본적인 전제조건을 소홀히 취급한 검정절차상의 문제에 있다. 즉 대부분의 기존연구는 因果檢定을 위한 F-檢定量이 有效하기 위해서는 檢定式의 오차항이 白色雜音이어야 한다는 점을 충분히 고려하지 못한 문제점을 내포하고 있다.

오차항의 白色雜音을 보장하기 위해서는 분석에 사용된 변수가 모두 安定的이어야 하고 모형설정도 表記錯誤가 없도록 적절한 時差變數의 선정도 이루어져야 한다. 이에 따라 本研究는 수출과 GNP의 安定性 규명을 위한 單位根檢定과 Akaike와 Schwartz의 시차선정 기준에 의해 時差의 次數를 결정하는 과정을 因果檢定에 앞서 先行했다.

수출과 성장의 因果關係를 Granger檢定에 의해 규명한 결과는 수출로부터 성장으로의 一方的인 因果方向이 존재하는 것으로 나타났다. Sims檢定の 결과는 수출과 성장의 雙方的인 因果方向의 존재를 나타내고 있으나 수출로부터 성장으로의 一方的인 因果方向 존재의 가능성을 완전히 배제하지는 못하고 있다. Sims檢定에 내재된 檢定の 한계점을 고려하면 Granger檢定에 의한 수출로부터 성장으로의 一方的 因果方向이 좀 더 설득력이 있는 것으로 여겨진다.

수출로부터 성장으로의 一方的 因果方向의 존재라는 실증적인 증거의 정책적 함축성은 “수출은 성장의 견인차”라는 점이다. 수출주도형 성장전략이 불평등을 심화시키고 대외의존도를 강화시키는 등의 문제점을 과생시키기는 하지만 지속적인 경제성장을 위해선 해외시장을 포기해서는 안될 것이다. 대내외 여건이 악화됨에 따라서 內需市場을 확대시켜 경기를 부양시키려는 정책적인 시도는 곧 한계에 도달하게 될 것이다.

본 연구에서는 인과검정에 사용된 수출과 GNP의 不安定性을 제거하는 방법으로 差分에 의한 전환방법을 채택했다. 그러나 이러한 差分科程은 시계열의 고유한 잠재정보를 상실시키므로 동태적이고 안정적인 장기균형을 도출할 수 없는 문제가 있다. 이러한 경우 ADF 검정법을 사용하여 共積分(cointegration) 검정이 필요하다. 이러한 공적분 검정과 함께 오차수정모형(error correction model)의 적용여부까지도 앞으로의 연구에서 다루어져야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 金喆煥 (1993), “單位根과 共積分 (I) : 基礎入門,” 아주대사회과학논총(6).
- 조하현 (1994), “경제구조를 고려한 단위근검정과 장기추세 제거방식에 대한 연구,” 한국경제학회 발표논문.
- Akaike, H. (1970), “Statistical Predictor Identification,” *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 22, pp. 203-17.
- _____ (1973), “Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle, ” in B. N. Petrov and F. Csaki (eds), *Second International Symposium on Information Theory*.
- Bahmani-Oskooee, M., Mohtadi, H., and Shabsigh, G., (1991), “Exports, Growth and Causality in LDCs : A Re-Examinations,” *Journal of Development Economics*, vol 36, pp. 405-15.
- Chow, P. (1987), “Causality Between Exports Growth and Industrial Development,” *Journal of Development Economics*, vol. 26, pp. 55-63.
- Darat (1986), A. F., “Trade and Development : The Asian Experience,” *Cato Journal*, vol. 6, pp. 695-699.
- Dodaro, S. (1993), “Exports and Growth : A Reconsideration of Causality,” *Journal of Development Economics*, vol. 27, pp. 227-244
- Geweke, J. and Meese, R. (1981), “Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order,” *International Economic Review*, vol. 22, pp. 55-70.
- Granger, C. W. J., (1968), “Investigating Causal Relations by Economic Models and Cross Special Methods,” *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-438.
- Guilkey, D. K and Salemi, M. K., (1982). “Small Sample Properties of three Tests for Granger-Causal Ordering in a Bivariate Stochastic System,” *Review of Economics and Statistics*, vol. 64, pp. 668-80.
- Handa, J. and Ma, B. K. (1989), “Four Tests for Random Walk Hypotheses : Power versus Robustness,” *Economics Letters*, vol. 29, pp.

141-5.

- Hannan, E. J. and Quinn, B. G., (1979), "The Determination of the Order of an Autoregression," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 41, pp. 190-95.
- Helpman, E. and Krugman, P., (1985), *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press.
- Hsiao, C. (1981), "Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Direction," *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 85-106.
- Hsiao, M. W. (1987), "Tests of Causality and Exogeneity between Export Growth and Economic Growth," *Journal of Economic Development*, vol. 12, pp. 143-59.
- Jung, W. and Mashall, P. (1985), "Exports, Growth and Causality in Developing Countries," *Journal of Development Economics*, vol. 18, pp. 1-12.
- Kang, Heejoon (1985), "The Effects of Detrending in Granger Causality Tests," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 3, pp. 344-349.
- Kunst, R. and Marin, D. (1989), "On Exports and Productivity : A Causal Analysis," *Review of Economics and Statistics*, vol. 71, pp. 699-703.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-162.
- Nerlove, M. (1964), "Special Analysis of Seasonal Adjustment Procedures," *Econometrica*, vol. 32, pp. 241-286.
- Pagano, M. and Hartley, M. J., (1981), "On Filtering Distributed Lag Models Subject to Polynomial Restrictions," *Journal of Econometrics*, vol. 16, pp. 171-198.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984), "Testing for Unit Ratio in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, vol. 71, pp. 599-607.
- Sims, C. A. (1972), "Money, Income and Causality," *American Economic*

Review, vol. 62, pp. 540-552.

_____, Stock, J. A. and Watson, M. W. (1986), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," Mimeo, Stanford University.

Thornton, D. L. and Batten, D. S. (1985), "Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality Between Money and Income," *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 17, pp. 164-178.