

## 국방 R&D 투자 및 정부, 민간 R&D 투자와 국민소득간의 상호 인과관계 분석

(The Analysis of Granger Causality between GDP and R&D  
Investments in Government, Private, Defense Sectors)

이진우(Jin-Woo Lee)\*, 권오성(O-Sung Kwon)\*\*

### 초 록

R&D 투자와 경제성장간의 관계에 대한 많은 기존 논의들은 R&D 투자가 경제성장에 대해 강한 양(+)의 관계가 존재함을 제시하고 있다. 그러나 투자와 성장사이의 강한 결합관계가 반드시 일방적 인과관계를 의미하는 것은 아니기 때문에 인과관계의 방향에 대한 보다 심층적인 연구가 필요하다. 특히 급변하는 안보환경 속에서 국방 R&D 투자가 증대되고 있음을 고려해 볼 때 국방 R&D 투자와 타 부문 R&D 투자 및 경제성장과의 결합관계에 대한 논의에 앞서 각 변수들 간의 인과관계에 대한 연구가 선행되어야 하나, 현재까지 국방 R&D 투자와 타 부문 간의 인과관계를 연구한 실적이 전무한 실정이다. 따라서 국방 R&D 투자와 다른 변수들과의 인과관계 분석을 통하여 국방 R&D 투자정책에 관한 정책적 시사점을 제시하였다는데 본 논문의 의미를 두고자 한다.

### Abstract

The purpose of this paper is to find the desirable R&D policies in defense area by analyzing causality between GDP and R&D investments in government, private, defense sectors. We have five variables which are composed of GDP, total R&D investment, R&D investments in government, private and defense sectors to figure out the causality between R&D investment in defense sector and other components. In the course of analysis on causality, we took the unit root test of variables to prevent spurious regression. Also we need to take cointegration test about non-stationary variables before the causality test. According to these test results, we took the causality test using ECM(Error Correction Model) for the models which have cointegrating relations. And we took ordinary Granger causality test for model which doesn't have a long-run stationary relationship. As a result of the causality test, it was shown that there exists the long-run causality to GDP and R&D investments in government and private sectors from other variables. However, there doesn't exist the causality to defense R&D investment from other variables. We found that there doesn't exist the causality between R&D investments in defense and private sectors, and that they are independent.

Keywords: R&D Investment in Defense Sector, Granger Causality, ECM(Error Correction Model)

\* 제1기갑여단 15전차대대 작전과장, 국방관리학석사

\*\* 국방대학교 국방관리학부 조교수, 경제학박사

## 1. 서 론

오랜 기간 동안 경제학의 주요 관심사항 중의 하나인 경제성장에 영향을 미치는 여러 요인들에 대한 논의가 진행되어 오고 있다. 초기에는 여러 요인들 중에서 노동과 자본의 비율을 경제성장률과 연계하여 설명해 왔으며, 그 후 기술이라는 개념이 등장하였다. 기술은 개념 그 자체가 추상적이기 때문에 개념의 정의에서부터 그것을 측정하고 효과를 분석하는데 있어 많은 논란이 있었으며, 이로 인해 다양한 접근방법이 시도되어 왔다. 이러한 접근방법들 중에서 자료수집의 편리함과 기술과의 밀접한 관계성에 의해 기술에 대한 대응변수로서 연구개발(R&D : research and development) 투자를 사용하게 되었다.

이러한 R&D 투자와 경제성장간의 관계에 대한 많은 논의들은 R&D 투자와 경제성장간에 강한 양(+)의 관계가 존재함을 제시하고 있다(Maddock, 1995). 그러나 Blomstrom, et al.(1996)과 Madden and Savage(1998)에 의해 설명된 바와 같이 투자와 성장사이의 강한 결합 관계가 반드시 인과적 관계를 의미하는 것은 아니다. 그러므로 인과관계의 방향에 대한 보다 심층적인 연구가 필요하며, 이슈의 핵심은 어떤 변수가 다른 변수보다 선행하여 발생하는가 하는 문제에 있다[1].

이와 같은 R&D 투자와 경제성장에 대한 연구와 더불어 국방부문 지출과 경제성장에 대한 논의들도 꾸준히 이루어지고 있는데 일반적으로는 비생산적이라는 시각이 주류를 이루어 왔으나, 1939년 Keynes 경제학이 성립되면서부터 국방비가 경제에 기여하는 측면이 있다는 인식이 싹텄다. 하지만 국방비 지출의 경제적 효과에 대한 많은 연구결과에도 불구하고 아직까지 일치된 결론에는 도달하지 못하고 있다[2].

게다가 1990년대 냉전체제가 붕괴되면서 전 세계는 급격한 안보환경의 변화를 겪게 되었으

며, 국내에서는 남북 화해무드에 편승하여 국방 부문에 대한 인식의 변화가 크게 나타나고 있다. 하지만 우리가 직면하고 있는 안보상황은 크게 개선되고 있지 않은 가운데 오히려 동북아의 군비증강은 더욱 가열되고 있는 실정이다.

이와 같은 상황에서 정부는 금년 2월 국방 R&D 투자의 효율성과 경쟁력을 제고하고, 국방 R&D의 국가경제 기여도를 높이며, 국방과학기술의 경쟁력을 미국, 러시아 등 선진국 수준으로 제고하기 위하여 국가과학기술위원회의 운영위원회 산하에 「국방연구개발전문위원회」를 신설하였다[3]. 이에 더해 정부는 2020년까지 국방 분야의 R&D 투자액을 국방비 대비 10% 이상으로 확대하고, 국방기술정보 관리체계를 구축하는 등 국방 R&D 역량을 강화해 2012년까지 국방과학기술을 선진국 수준으로 높이기 위한 「국방 R&D 역량강화 방안」을 금년 4월에 의결하였다[4].

이처럼 불안정한 안보상황하에서 건설한 국방력을 건설하기 위한 정부의 노력이 이루어지고 있는 가운데 R&D 투자와 경제성장과의 관계에 대한 연구의 필요성을 인식하게 되었으며, 2007년 기준 방위사업청이 주관하는 국방 R&D 예산은 12,584억 원으로 국가 R&D 예산에서 차지하는 비중(12.9%)이 과학기술부(24.0%), 산업자원부(22.4%)에 이어 세 번째로 크다는 점[3]을 감안할 때 국방 R&D 투자와 경제성장에 대한 연구가 필요하다고 판단된다. 특히 국방 R&D 투자와 타 부문 R&D 투자 및 경제성장과의 결합 관계에 대한 논의에 앞서 각 변수들 간의 인과관계에 대한 연구가 선행되어야 한다.

경제성장과 R&D, 또는 정부 R&D와 민간 R&D간의 인과관계에 대한 국내논문으로는 Kim and Oh(2000), 오세홍·임수진·손소영(2002), 유승훈(2003), 그리고 김선근·오완근(2004) 등을 들 수 있다.

먼저 Kim and Oh(2000)는 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 인과관계가 시간의 흐름에 따라 상이함을 보였다. 즉, 산업화 초기단계에서는 상호 인과관계가 성립하지 않다가, 정부투자에 의해 R&D 인프라가 구축된 후에야 민간 R&D 투자가 활성화된다는 주장이었다. 특히 한국의 경우 연구대상기간 1971~1997년을 1971~1981년과 1982~1997년으로 구분하여 양자 간의 인과관계를 논한 결과 1971~1981년에는 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 Granger 인과하지 않았으나, 1982~1997년에는 Granger 인과하는 것으로 나타났다.

오 세 홍 · 임 수 진 · 손 소 영 ( 2 0 0 2 ) 은 Engle-Granger (1987)의 공적분 검정을 실시한 후 Hsiao 방식의 Granger 인과관계 검정법을 이용하여 GDP와 총 R&D, 정부 R&D, 민간 R&D와의 관계를 각각 살펴보았다. 검정 결과 총 R&D 투자와 GDP간의 인과관계에 있어서 양방향성이 발견되었다. 그러나 R&D 투자를 정부부문과 민간부문으로 구분하여 GDP와의 인과관계를 검정한 결과, 정부 R&D 투자와 GDP간에는 인과관계가 없었으나, 민간 R&D 투자는 GDP에 단방향의 인과성을 보이고 있는 것을 알 수 있었다.

유승훈(2003)의 경우 Kim and Oh(2000)에서 사용한 방법론을 그대로 사용하되 연구대상기간을 2002년까지 연장하여 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 간의 인과관계를 분석하였다. 공적분 검정 결과 두 변수 간에 공적분이 존재한다는 것을 확인하였으며, 이에 따라 오차수정모형을 통해 Granger 인과관계를 추정하였다. 그 결과 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이에는 양방향의 단기 인과성과 강 인과성이 존재함을 발견하였다.

김선근·오완근(2004)은 2변수 및 3변수 모형을 사용하여 경제발전의 정도가 다른 한국, 미국, 일본의 세 국가를 대상으로 인과관계의 차이

점과 공통점을 분석하였다. 그 결과 3변수 모형에서 한·미·일 공통적으로 GDP에서 정부 R&D로의 단방향 Granger 인과관계가 존재하고, 민간 R&D에서 GDP로의 단방향 Granger 인과관계가 존재하나, 정부 R&D는 민간 R&D를 Granger 인과하지 않았다. 또한 R&D와 GDP의 인과관계는 신흥공업국의 경우 GDP와 총 R&D 투자가 상호 인과성을 나타내고 있으며, 선진국의 경우에는 총 R&D 투자에서 GDP로의 단방향 Granger 인과관계의 패턴을 가지는 것으로 확인되었다.

본 연구는 국방 R&D 투자와 정부 R&D 투자, 민간 R&D 투자 및 국민소득(GDP : Gross Domestic Product)과의 인과관계를 분석하고, 그 결과에 대한 정책적 함의를 제시함으로써 국방 R&D 투자에 대한 정책목표를 보다 명확히 하는데 그 목적이 있다. 기존의 연구가 주로 R&D 투자와 경제성장, 또는 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 간의 관계에 중점을 두고 있으며, 국방 R&D 투자와 타 부문 R&D 투자 및 GDP와의 인과관계에 대한 논의가 거의 전무한 상황에서 국방 R&D 투자를 중심으로 타 부문과의 인과관계를 살펴본다는 점에서 새로운 시도라고 할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 본 연구에서 사용되는 자료에 대해 설명한 후, 국방 R&D 투자와 타 부문 간의 인과관계에 대해 분석하고자 하는 모형 및 방법론에 대해 살펴본다. 3장에서는 실증분석 결과에 대해 논의하며, 마지막으로 4장은 연구의 결과 요약 및 결론 제시에 할애한다.

## 2. 자료 및 연구방법론

### 2.1 자료

국내 R&D 관련 통계는 1963년부터 집계되기 시작하였는데, 국내 R&D 투자 추이를 살펴보면

1970년에는 100억 원(경상가격)을 간신히 초과하던 것이 1977년에는 1,000억 원을 초과할 정도로 급속히 증가하였다. 1985년에는 그 규모가 1조원을 넘어서고, 1996년에는 10조원을 돌파하였으며, 1997년에는 12조원을 상회하기에 이르렀다. 그러나 1997년 IMF 외환위기를 고비로 R&D 투자가 감소하였다가 1999년부터 다시 증가하여 2001년에는 16조원을 넘어서게 되었다[5]. 한편, 국내 국방 R&D 투자는 박정희 전 대통령의 자주국방 의지에 기인하여 1970년에 최초로 3천만 원부터 시작하여 꾸준히 증가되어 1989년에 1,000억 원을 초과하게 되었으며, 2004년에는 8,067억 원까지 증가하였다[6].

이처럼 국내 R&D 투자의 통계를 고려해 볼 때 1970년부터의 시계열 자료를 활용하는 것이 타당하리라고 판단되나, 1970년과 1971년 자료의 경우 정부·민간 R&D 투자 금액이 불분명하고, 국방 R&D 투자 금액이 매우 미약한 수준으로 자료의 활용에 제한이 있다고 판단된다. 게다가 1972년은 제3차 경제개발계획이 시행된 해로서 상징성을 지니고 있어 본 연구에서는 1972년부터 2005년까지의 연간 시계열 자료를 사용한다.

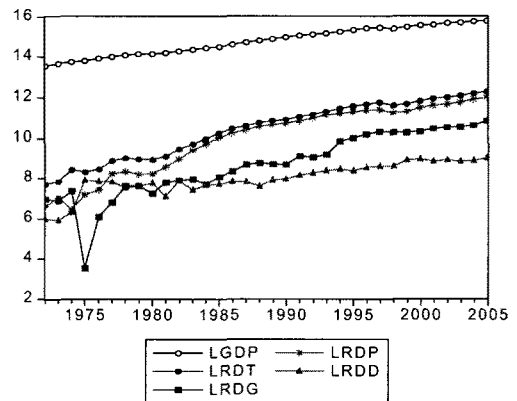
본 연구에서 사용되는 변수는 국민소득(GDP), 총 R&D 투자(RDT), 정부 R&D 투자(RDG), 민간 R&D 투자(RDP), 국방 R&D 투자(RDD)의 다섯 가지이며, 이 중에서 GDP, 총 R&D 투자, 정부 R&D 투자, 민간 R&D 투자는 국가통계포털(KOSIS : Korean Statistical Information Service)[7]의 인터넷 자료를 활용하였고, 국방 R&D 투자는 자료의 성격상 획득이 용이하지 않아 한국방위산업진흥회(KDIA : Korea Defense Industry Association)에서 발간하는 월간 정기 간행물인 「국방과 기술」 2006년 9월호에 게재된 이재억·최돈오의 글[6]에서 수집한 자료를 사용하였다.

이 때 R&D 투자비에 대한 KOSIS 자료가 재원별로 정부·공공부문, 민간부문, 외국부문을

구분되어 있어 총 R&D 투자비는 KOSIS 자료를 그대로 사용하되, 정부 R&D 투자비는 정부·공공부문 금액에서 국방 R&D 투자비를 제외한 금액을 사용하였으며, 민간 R&D 투자비는 민간부문과 외국부문을 합한 금액을 사용하였다. 그리고 국방 R&D 투자비는 앞서의 정기 간행물에서 수집한 자료를 그대로 활용하였으나, 2005년 자료는 수록되어 있지 않아 국방부에서 발행한 2006년 국방백서를 활용하였다[8].

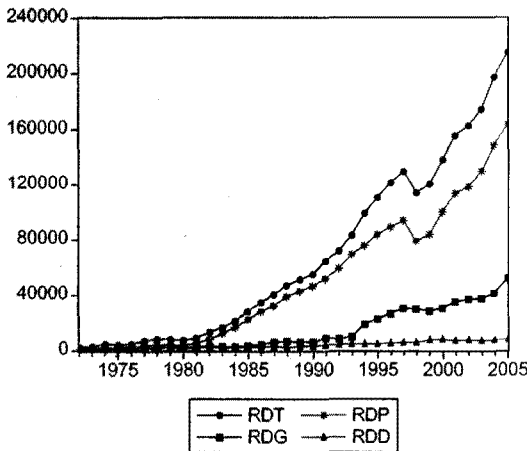
이 자료들은 모두 경상가격으로 제시되어 있어 한국은행으로부터 2000년 기준 GDP 디플레이터를 구하여 2000년 기준 실질가격으로 변환 후 사용하였다. 즉, 각 경상가격을 GDP 디플레이터로 나눠준 후 다시 100을 곱하여 실질가격으로 변환하였다. 아울러 단위는 억 원으로 통일하였으며, 실증연구에서 통상적으로 시행하는 원래의 값에 로그 취한 값을 활용하지 않고, 원 시계열을 그대로 사용하여 실증분석을 실시하였다.

<그림 1>을 살펴보면 1972년부터 2005년까지의 GDP, RDT, RDG, RDP, RDD 변수 상호간의 관계를 개괄적으로 알 수 있다. 시각적인 효과로도 모호하기 위해 <그림 1>의 종축은 이들 변수에 자연대수를 취한 값(LGDP, LRDT, LRDG, LRDP, LRDD)을 편의상 활용하였다.



<그림 1> GDP와 R&D의 관계 (종축 : 자연대수를 취한 값)

1974년까지 LRDG가 LRDP를 근소하게 앞서 있으나, 1975년을 기점으로 LRDP가 LRDG를 앞질러 가파른 증가율을 보이고 있다. 특히 LRDP의 증가율이 1980년대 초반부터 크게 나타나고 있는데 이는 정부의 지속적인 투자에 힘입어 R&D 인프라가 구축되었고, 1980년대 초에 비로소 민간 R&D 투자가 유발되었음을 알 수 있다 [9]. 특히 총 R&D 투자에서 민간 R&D 투자의 비중이 높아짐에 따라 LRDT와 LRDP의 흐름이 유사하게 나타나고 있는데 이는 원 시계열 값으로 나타낸 <그림 2>에 더욱 확연하게 나타나 있다.



<그림 2> R&D간의 관계 (종축: 원 시계열 값, 단위: 억원)

국방부문에 있어서는 1970년대 초반에 급격한 증가추세를 나타내고 있는데 이는 자주국방 구현을 위한 울퉁사업의 추진과 맥락을 같이한다고 할 수 있다. 그 후 국방부문 R&D 투자의 증가율은 현격히 감소하여 정체된 모습을 보이고 있으며 특히, 1993년을 기점으로 타 부문 R&D 투자의 증가추세와 크게 격차를 보이고 있는 실정이다. 그럼에도 불구하고 국방부문의 R&D 투자는 작게나마 꾸준히 증가하고 있는 추세를 보이고 있다.

## 2.2 연구방법론

### 2.2.1 연구방법 및 모형

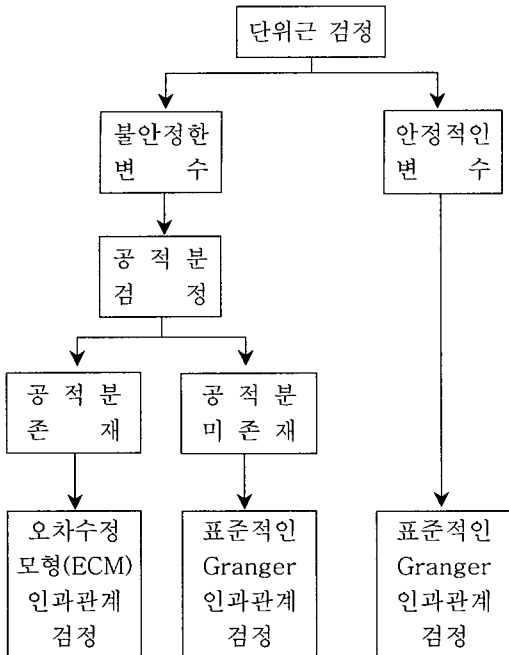
본 논문은 국방 R&D 투자와 정부·민간 R&D 투자와의 인과관계 및 GDP와의 인과관계를 살펴보기 위해 Granger 인과관계 분석(Granger Causality Analysis)을 실시한다. 인과관계를 분석하기 때문에 사용된 변수들을 특별히 종속변수와 설명변수로 구분하지는 않지만, 논의의 핵심이 국방 R&D 투자이므로 국방 R&D 투자를 중심으로 분석을 시행한다.

인과관계에 대한 분석을 실시함에 있어 허구적 회귀(spurious regression)를 예방하기 위해 각 변수에 대해 안정성(stationarity) 여부를 확인하는 단위근 검정(unit root test)을 선행한다. 단위근 검정 결과에 따라 변수가 단위근을 갖는 불안정한(non-stationary) 변수일 경우 변수를 차분한 후 표준적인 Granger 인과관계 검정을 실시한다.

하지만 변수들이 단위근을 갖는 경우에도 각 변수들이 장기에 걸쳐 체계적으로 함께 움직이는 관계가 존재하는 경우, 즉, 변수들 간에 공적분 관계가 있는 경우에는 오차수정모형(ECM : Error Correction Model)을 사용하여 인과관계 검정을 실시한다. 따라서 단위근 검정을 실시한 후 공적분 검정(co-integration test)을 시행하고, 그 결과에 따라 표준적인 Granger 인과관계 검정이나 오차수정모형을 사용한 인과관계 검정을 실시한다.

본 연구에서 진행되는 실증분석의 흐름이 <그림 3>에 제시되어 있다.

이 때 본 연구는 ① GDP-총 R&D 투자, ② GDP-정부 R&D 투자-민간 R&D 투자-국방 R&D 투자, ③ 정부 R&D 투자-민간 R&D 투자-국방 R&D 투자, 그리고 ④ 민간 R&D 투자-국방 R&D 투자 등으로 모형을 구분하여



<그림 3> 실증분석의 흐름

상호간 인과관계를 살펴보고자 한다. 이처럼 다양한 변수들을 포함하는 모형을 설정한 이유는 GDP-RDT 모형의 경우 기존의 연구 결과에 대한 확인 측면에서 설정하였고, 나머지 모형들, 즉, GDP-RDG- RDP-RDD, RDG-RDP-RDD, RDP-RDD의 경우는 기존 연구들이 국방 R&D 투자에 관한 내용들이 없었을 뿐 아니라, 서두에서도 밝혔듯이 국방 R&D 투자가 국가안보와 직결되는 국방력 건설을 위한 토대로서의 의미를 지니고 있기 때문이다. 게다가 국가 R&D 투자에서 세 번째로 큰 부분을 차지하는 국방 R&D 투자와 다른 R&D 투자와의 인과관계를 연구함으로써 R&D 투자정책에 대한 작은 보탬이 될 것으로 판단하였기 때문이다. 이에 따라 기존 연구들에서 정부 R&D 투자에 포함되어 있던 국방 R&D 투자를 분리하여 순수 정부 R&D 투자(RDG)와 민간 R&D 투자(RDP), 그리고 국방 R&D 투자(RDD)로 변수를 분리하여 모형을 설정하였다. 특히 논자의 관심이 국방 R&D 투자

에 있으므로 분석을 실시함에 있어 국방 R&D 투자를 중심으로 고찰하고자 한다.

## 2.2.2 시계열 자료의 안정성과 단위근 검정[10]

회귀분석에 의존하는 전통적인 계량경제학은 기본적으로 시계열의 안정성을 전제로 하여 발전해 왔다. 하지만 실증분석을 수행하는데 사용되는 경제변수들의 시계열 자료는 대부분 불안정한(non-stationary) 것으로 알려지고 있다[11]. 그리고 이러한 상황에도 불구하고 전통적인 회귀분석을 실시할 경우 실제로는 변수 간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 의미 있는 연관관계가 있는 것처럼 보이는, 이른바 허구적 회귀현상이 발생된다는 사실이 큰 주목을 받게 되었다. 흔히 높은 R2의 값과 낮은 d.w.통계량 값이 허구적 회귀의 대표적인 특성으로 인식되고 있다[12][13]. 이러한 현상이 나타나지 여부는 결국 시계열 자료가 불안정성을 갖고 있는지의 여부에 달려 있는데, 확률적 추세(stochastic trends)를 갖는 불안정한 시계열은 오직 차분(差分, differencing)에 의해서만 안정적으로 전환될 수 있는 바, 시계열이 안정적인지 여부는 확률적 차분방정식(stochastic difference equations)의 자기회귀항으로 이루어지는 특성방정식이 단위근(unit root)을 갖는가의 여부에 달려 있다고 할 수 있다.

원래 단위근이란 불안정적 시계열을 자기회귀 모형(AR모형, autoregressive model :  $Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ )으로 표현했을 때 그 특성근이 '1' 즉, 단위근을 갖는다(앞의 모형에서는  $\beta=1$ )는 사실에 근거하여 붙여진 이름이다. 만약 어떤 변수가 단위근을 가질 경우 그 변수는 확률보행(random walk)을 따른다고 하며, 차분을 통해 안정적인 변수로 전환할 수 있다. 그러나 주어진 시계열에 있어서 특성방정식을 선형적으로 알

수 없으므로 일정한 검정방법이 요구되며, 이것이 바로 단위근 검정이다.

단위근 검정은 변수의 안정성에 관한 검정방법으로 장기분석에 있어서 공적분 벡터의 존재 유무를 확인하는 공적분 검정에 앞서 선행되어야 한다. 공적분 검정이 동태적으로 장기 불안정적인 시계열간의 균형에 대한 검정이므로, 먼저 변수들이 안정성을 갖기 위해 몇 단계의 차분이 이루어져야 하는지 혹은 1차 차분으로 안정성을 가질 수 있는가에 대해 규명하여야 한다[14].

이러한 단위근 검정방법에는 크게 DF 검정법, ADF 검정법, PP 검정법 등이 있으며, 이 중에서 DF 검정법은 Dickey-Fuller에 의해 처음으로 개발된 단위근 검정방법이라는 점에 의의를 부여할 수 있으나, 오차항이 자기상관관계에 있지 않다는 가정에 입각하고 있다는 문제점을 안고 있다. 일반적으로 이 가정은 만족되지 못하는 것으로 기대되기 때문에 자기상관이 존재하는 일반적인 상황을 가정한 단위근 검정방법이 필요하게 되었으며, 이에 개발된 검정방법 중 대표적인 것이 ADF 검정법과 PP 검정법이다.

ADF 검정법은 DF 검정법에서 자기상관의 영향을 제거하고 오차항  $\varepsilon_t$ 가  $\varepsilon_t \sim iid$  (independently and identically distributed) 될 때까지 차분항( $\Delta Y_{t-i}$ ,  $i = 1, \dots, p$ )을 추가시킨 다음 이를 추정하는 검정방법이다. DF 검정의 기본 모형에 차분항을 충분히 추가시켜 주면, 이 때 산출되는 검정통계량은 자기상관의 효과가 제거된 상태에서 도출되는 효과를 가지게 되어 그의 분포가 DF 검정통계량과 점근적으로 동일하게 되므로 가설의 설정이나 검정요령 등도 DF 검정의 경우와 같게 된다[10].

ADF 검정법은 적용상의 편리성으로 인해 가장 널리 사용되고 있으나, Type-II 오차(귀무가설이 틀린데도 옳은 것으로 받아들이는 오류)의 확률이 비교적 크다는 것이 단점으로 지적되고 있다. 반면에 이 방법은 Type-I 오차(귀무가설

이 옳은데도 기각하는 오류)의 확률은 작은 것으로 알려져 있다[15].

반면 PP 검정법은 오차항  $\varepsilon_t$ 에 대한 가정이 충족되지 못하는 보다 포괄적인 상황. 즉,  $\hat{\varepsilon}_t$ 가 자기상관은 물론 이분산 현상까지 갖게 되는 경우를 상정한 단위근 검정방법이다. PP 검정은 1차적으로 DF 검정통계량을 추산한 후, 2차적으로 추정된 오차항의 분산값을 이용하여 DF 검정통계량을 변환시킴으로써 자기상관 등의 영향을 제거시킨 검정통계량을 창출한 다음 검정을 실시하게 된다[16].

단위근 검정에 있어서 한 가지 주의해야 할 것은 적정시차의 결정이다. 왜냐하면 시차의 임의적 선정에 따라 단위근 존재 여부에 대한 결론이 달라지기 때문이다[17]. 그러므로 각 변수들의 적정시차는 Akaike의 정보기준(AIC)이나 Schwarz의 기준(SC)을 활용하여 AIC나 SC 값이 최소가 되도록 하는 적정시차를 결정하여 검정에 사용한다.

### 2.2.3 공적분 검정

시계열  $Y_t$ 가 단위근을 갖는 불안정한 시계열일 경우  $Y_t$ 에 대한 회귀분석은 의미를 상실할 수 있으므로 차분을 통해 안정적인 과정으로 전환된  $\Delta Y_t$ 를 도출한 다음 이를 이용하여 분석하면 허구적 회귀를 피할 수 있다. 그런데 차분을 통해 안정적 과정으로 전환된  $\Delta Y_t$ 를 가지고 분석할 경우 장기적인 변화내용에 관한 정보는 전부 유실되어 버린다는 문제가 발생한다. 이러한 상황에 대응하여 문제를 회피할 수 있는 경우가 있는데 바로 공적분 관계가 존재할 때이다.

두 변수  $Y_t$ 와  $X_t$ 가 1차 차분을 통해 안정적이 되는 불안정한 변수라고 할 때, 이의 선형결합인  $\varepsilon_t = Y_t - \beta X_t$ 도 일반적으로 불안정한 변수라고 기대할 수 있다. 그런데 만약 이것이 안

정적인 경우 두 변수  $Y_t$ 와  $X_t$ 가 서로 공적분 관계에 있다고 말하며, 장기적으로 안정적인 관계에 있으므로 차분하지 않고도 수준변수(level variable)를 사용하여 회귀분석 할 수 있다. 뿐만 아니라 이 경우 더 이상 허구적 회귀현상이 발생하지 않게 된다. 선형결합  $Y_t - \beta X_t$ 에서 벡터  $(1, -\beta)$ 를 공적분 벡터(cointegrating vector)라 하고, 두 변수 간에는 장기적 균형관계가 성립된다고 설명된다. 여기서 공적분 벡터는 장기적 균형을 나타내는 모수이며,  $Y_t - \beta X_t$ 는 단기간에 장기적 균형으로부터 벗어나는 불균형 오차(disequilibrium error)라고 부른다.

공적분 검정방법은 크게 Engle-Granger의 2단계 추정법과 Johansen의 최우추정방법(maximum-likelihood estimation)이 주로 사용되고 있다.

Engle-Granger(1987)의 2단계 추정법은 회귀잔차  $\hat{\varepsilon}_t$ 에 대하여 이것이 안정적인가를 단위근 검정에 의하여 판별하는 회귀잔차에 기초한 검정(residual based tests)이다. 회귀잔차에 의한 공적분 검정은 불안정한 변수들의 선형결합에서 회귀 오차항이 안정적인가를 판별하는 방법이므로 단위근 검정과 하등의 차이가 없다. 즉, 오차항  $\varepsilon_t = Y_t - \beta X_t$ 가 단위근을 갖는다면 공적분은 존재하지 않는 것으로 판정된다. 반면, 이것이 단위근을 갖지 않는 안정적 선형결합이라면 불안정한 시계열 간에 안정적 장기균형상태를 의미하는 공적분이 존재한다고 할 수 있다[17].

이러한 Engle-Granger의 2단계 추정법은 종속변수를 어떤 변수로 사용하느냐에 따라 결과가 달라질 수도 있고, 3변수 이상의 경우에는 공적분의 수를 알 수 없게 되는 단점이 있다. 따라서 이 문제점들을 해결하기 위해 Johansen의 최우추정방법이 널리 사용되고 있다.

Johansen의 최우추정방법은 Granger의 대표정리를 이용하여 비제약 벡터자기회귀(VAR :

Vector Autoregressive) 모형에서 계수행렬을 추정하고[17][18], 단위근 검정과 유사하게 계수행렬의 위수( $r$ )를 검정하는 공적분 검정방법이다[19]. Gonzalo(1994)는 공적분을 검정하는 주요 다섯 가지 방법을 비교·검토한 후 이들 가운데서 Johansen(1988)과 Johansen and Juselius(1990)가 제시한 최우추정방법이 여러 가지 면에서 가장 우월한 것임을 보이고 있다[9]. 따라서 본 연구에서도 최우추정방법을 활용하여 공적분 검정을 실시한다.

#### 2.2.4 Granger 인과관계 검정

앞에서도 언급하였듯이 만약  $Y_t$ 와  $X_t$ 가 각각 차분을 통해 안정적이 되는 불안정한 변수이고, 연속적인 두 변수의 선형결합형태가 불안정적이라면(즉, 공적분 관계가 존재하지 않음) 표준적인 Granger 인과관계 검정을 해야 한다[20]. 그러나 만약  $Y_t$ 와  $X_t$ 가 각각 불안정하더라도 두 변수 사이에 공적분 관계가 존재한다면, 어떠한 표준적인 Granger 인과관계 추론도 타당하지 않고, 오차수정모형에 근거한 더 포괄적인 인과관계 검증을 해야 한다[21]. 그러므로 Granger 인과관계 검정을 수행하기 전에 변수들 간의 공적분 속성 검정이 반드시 필요하며, 공적분 검정 결과에 따라 표준적인 Granger 인과관계 검정이나 오차수정모형에 의한 인과관계 검정을 실행한다[1].

Granger(1969)에 의해 개발된 Granger 인과관계 검정은 전통적인 F-통계량을 이용하여 두 변수 사이의 인과적 관계의 존재 유무를 검정하는 기법으로 대단히 편리하고 매우 일반적인 접근 방법이다. 만약 두 개의 안정적인 시계열 변수  $Y_t$ 와  $X_t$ 가 있을 때, 과거의  $Y$ 값에다 과거의  $X$ 값을 함께 사용함으로써 현재의  $Y$ 값에 대한 예측오차가 감소하였다면 'X가 Y를 Granger-인과'한다고 말한다. 즉, Granger 인과관계 검정



은 한 변수가 다른 변수를 예측하는데 도움이 되지 않는다는 귀무가설에 대한 F-검정이라고 할 수 있다.

표준적인 Granger 인과관계 검정을 위해서 다음과 같이 안정적인 시계열 변수  $Y_t$ 와  $X_t$ 에 대한 이변량 모형(bivariate model)을 설정한다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^q \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (\text{단, } \varepsilon_t \sim iid \text{ 임}) \quad (2)$$

다음 단계로 VAR 모형을 이용하여 적정시차를 구한 후 위의 이변량 모형에 대해 추정하되, 두 식을 각각 한번은 그대로 추정하고, 또 한 번은  $\alpha_i = 0$  for  $\forall i$ ,  $\delta_j = 0$  for  $\forall j$ 라는 조건하에서 추정한 다음 이러한 조건의 현실성 여부를 검정한다.

식 (1) 및 (2)에 대한 Granger 인과관계 검정을 통해 나타나는 네 가지 결과에 대한 요약이 <표 1>에 정리되어 있다.

<표 1> 표준적인 Granger 인과관계 검정 결과 요약

기각	채택	X에서 Y로의 단방향 인과관계
채택	기각	Y에서 X로의 단방향 인과관계
기각	기각	X, Y는 서로 양방향 인과관계
채택	채택	X, Y는 서로 인과관계가 없으며, 상호 독립적

추가적으로 차분 안정적인 변수의 경우 차분을 통해 안정적인 변수로 전환한 후 표준적인 Granger 인과관계 검정을 실시하여야 하며, 이 경우 표준적인 Granger 인과관계 검정을 위한 이변량 모형은 아래와 같다.

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + u_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^q \gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta Y_{t-j} + u_{2t} \quad (4)$$

(단,  $u_t \sim iid$ 이고,  $\Delta$ 는 차분 연산자임)

앞에서 언급하였듯이 만약 시계열 변수  $Y_t$ 와  $X_t$ 가 단위근을 가져서 불안정하지만 1차 차분 후에는 안정적이 되고, 두 변수 사이에 공적분이 존재한다면 Granger 인과관계 검정은 오차수정 모형을 이용하여야 한다[10][22]. 왜냐하면 공적분 관계에 있는 시계열 변수들 간의 Granger 인과관계 검정시 VAR 모형을 이용한 전통적인 Granger 인과관계 검정은 인과관계의 중요한 통로인 오차수정항을 통한 장기적인 인과관계를 파악할 수 없게 되기 때문이다. 오차수정모형을 사용할 경우 단기적인 인과관계를 의미하는 설명변수 차분항이 종속변수에 미치는 영향은 물론 오차수정항의 변화가 종속변수에 미치는 영향도 찾아낼 수 있기 때문에 장·단기 인과관계를 모두 분석할 수 있는 장점을 가진다[17]. 공적분 관계에 있는 불안정한 두 변수  $Y_t$ 와  $X_t$ 로 구성된 시차 차분항을 포함하지 않은 가장 단순한 오차수정모형은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 (Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + u_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 (Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + u_{2t} \quad (6)$$

여기서 두 변수  $Y_t$ 와  $X_t$ 의 공적분 관계식은  $Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t \sim I(0)$ 이다. 위의 가장 단순한 오차수정모형을 보다 일반적인 형태로 나타내면 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = c_1 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_{1j} \Delta Y_{t-j} + u_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta X_t = c_2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^q \gamma_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_{2j} \Delta Y_{t-j} + u_{2t} \quad (8)$$

위에서  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ 은 공적분이 존재할 때 전기의  $Y_{t-1}$ 과  $X_{t-1}$  사이의 불균형오차를 반영한 오차수정항( $\hat{\varepsilon}_{t-1} = Y_{t-1} - \hat{\beta}X_{t-1}$ )이다. 따라서  $\hat{\varepsilon}_{t-1} \sim I(0)$ 이다. 이러한 오차수정모형에서 오차수정항의 존재가 차분변수로만 구성된 회귀모형(예를 들면 식 (3)과 (4))에서 발생하는 정보유실 문제를 해소시켜 주는 역할을 담당하고 있는 것이다.

식 (7)은  $x$ 가  $y$ 를 인과 하는지에 대해 검정할 때 사용되며, 식 (8)은 반대로  $y$ 가  $x$ 를 인과 하는지 여부에 대해 검정할 때 사용된다. 식 (7)을 고려해 볼 때 오차수정모형을 이용한 인과관계 검정은 다음의 세 가지로 실행될 수 있다. 먼저  $\Delta X_{t-1}$ 의 추정계수들( $\gamma_{1i}$ )이 모두 통계적으로 유의하면  $x$ 는  $y$ 를 단기적으로 Granger-인과한다고 한다. 또한 오차수정항의 추정계수인  $\alpha_1$ 이 통계적으로 유의하면  $x$ 는  $y$ 를 장기적으로 Granger-인과한다고 한다. 마지막으로  $\Delta X_{t-1}$ 의 추정계수와 오차수정항의 추정계수  $\alpha_1$ 이 모두 통계적으로 유의하면  $x$ 에서  $y$ 로의 강(strong) Granger-인과성이 존재한다고 한다. 즉, 오차수정모형을 활용하여 단기적 인과성, 장기적 인과성, 그리고 강 인과성의 세 가지에 대한 인과관계 검정이 가능하다[17].

### 3. 실증분석 결과

#### 3.1 단위근 검정 결과

불안정한 시계열 자료 사용에 의한 허구적 회귀현상을 예방하기 위해 다른 검정에 앞서 단위근 검정을 실행하였다. 이 때 유의수준은 5%를 기준으로 하였다. 단위근 검정방법은 실증분석에서 주로 사용되는 ADF 검정법과 PP 검정법 중에서 ADF 검정방법을 활용하였다. 이는 Schwert (1987)가 Monte Carlo 연구에 근거하여 PP 검정방법은 변수가 불안정하다는 귀무가설을 기각하는 경향(Type-I 오차)을 강하게 갖고 있기 때문에 교차점검을 위하여 ADF 검정방법 이용을 권하고 있기 때문이다[14]. 이 때 각종 검정은 EViews 4.1(2002) 통계 프로그램을 사용하였다.

단위근 검정에 사용한 시차는 본 논문에서 34년간의 연간 시계열 자료를 사용하기 때문에 최대시차를 9기로 제한하고, Schwarz의 기준에 의한 SC 값을 최소로 하는 시차를 선택하였다. 또한 검정을 위한 관계식 추정에 있어 상수항 및 시간추세 모두를 고려하였다. 상수항을 고려한 것은 상수항을 포함하는 것이 보다 일반적이기 때문이며, 시간추세를 고려한 것은 본 연구에서 다루는 자료가 연간자료로서 시간추세를 가질 수 있을 것으로 판단하였기 때문이다[17]. 임계치는 MacKinnon (1996)에 근거하여 단측  $p$ -value로 계산되었다. 단위근 검정 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2> 단위근 검정 결과

변수	수 준 변수			1 차 차분 변수		
	t-통계량	확률	임계치	t-통계량	확률	임계치
GDP	-1.446499 (0)	0.8275	-3.552973	-5.942593 (0)	0.0001	-3.557759
RDT	-2.924371 (8)	0.1721	-3.603202	-4.750210 (1)	0.0033	-3.562882
RDG	-0.050506 (0)	0.9937	-3.552973	-3.612651 (0)	0.0445	-3.557759
RDP	-3.170996 (9)	0.1137	-3.612199	-4.180403 (0)	0.0125	-3.557759
RDD	-2.302841 (0)	0.4209	-3.552973	-7.402995 (0)	0.0000	-3.557759

※ ( ) : SC 값을 최소로 하는 적정시차 값

※ 사용된 임계치는 MacKinnon(1996)의 유의수준 5%에서의 값

단위근 검정 결과를 살펴보면 우선 수준변수인 경우 각 변수가 단위근을 갖는다는 귀무가설에 대해 유의수준 5%에서 t-통계량이 모두 임계값보다 크게 나타나므로 귀무가설을 기각할 수 없었다. 즉, 모든 변수는 단위근을 갖는 불안정한 시계열 자료로 판명되었다. 불안정한 시계열 자료에 대해 안정성을 회복시키기 위해 모든 변수들을 1차 차분한 후 다시 단위근 검정을 실시한 결과 모든 변수들의 t-통계량이 모두 임계값보다 작게 나타나 단위근을 갖는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 있었다. 즉, 수준변수로서는 불안정한 시계열이었으나 이를 1차 차분한 자료는 단위근을 갖지 않는 안정적인 시계열 자료로 확인되었다.

그러므로 본 연구에서 사용하는 변수들은 허구적 회귀현상을 예방하기 위해서 1차 차분 후 안정적인 자료로 변환하여 회귀분석을 시행해야 한다. 하지만 앞에서도 언급하였듯이 불안정한 시계열 자료라 하더라도 변수들 간에 안정적인 선형결합 관계가 존재할 경우 인과관계 검정방법이 달라지므로 인과관계 검정에 앞서 공적분 검정을 실시할 필요가 있다.

### 3.2 공적분 검정 결과

단위근 검정을 통해 본 논문에서 사용할 시계열 자료가 모두 불안정한 것으로 판명되었기 때문에 이 변수들을 사용하여 회귀분석하기 위해서는 차분을 통해 안정성을 회복한 후 인과관계

검정을 실행해야 한다. 하지만 차분한 변수에 의한 분석은 장기적인 변화에 대한 정보를 상실하게 되므로 불안정한 변수 상호간에 안정적인 선형결합 관계가 존재하는지에 대한 공적분 검정이 선행되어야만 한다. 앞에서 언급하였듯이 본 연구는 시계열 자료 GDP, RDT, RDG, RDP, RDD를 네 가지 모형으로 구성하여 인과관계 분석을 실시하게 되므로 각각의 관계에 대한 공적분 검정이 필요하다. 본 논고에서 공적분 검정은 여러 가지 면에서 가장 우월한 검정방법으로 알려진 Johansen (1988)과 Johansen and Juselius(1990)가 제시한 최우추정방법을 사용하였다.

공적분 검정을 실시하기에 앞서 단위근 검정과 마찬가지로 적정시차 결정이 이루어져야 한다. 공적분 검정에서는 불안정한 수준변수들로 구성되는 VAR 모형에서 AIC나 SC 값을 최소로 만드는 시차  $p$ 에서 1기 시차를 감소시킨  $p-1$ 차를 적정시차로 사용한다. 왜냐하면  $p$ 개의 시차를 포함하는 수준변수( $Y_t$ )로 구성된 VAR( $p$ ) 모형과 달리 공적분 검정에서는 차분변수( $\Delta Y_t$ )의 식에  $p-1$ 개의 시차가 포함되기 때문이다[19]. 이에 따라 먼저 VAR( $p$ ) 모형에서의 시차  $p$ 를 결정하여야 하며, 시차는 SC를 사용하였다. 그 이유는 AIC는 소표본에서 일치성을 띠지 않을 수 있으며, 시차  $p$ 를 불필요하게 큰 값으로 판정하는 경우가 종종 있기 때문이다[19]. VAR 모형에서 시차  $p$ 를 결정하기 위한 SC 값은 <표 3>과 같다.

<표 3> 적정시차 결정을 위한 SC 값

	SC Value (Optimal P)					
	시차=1	시차=2	시차=3	시차=4	시차=5	시차=6
GDP-RDT	52.83209	46.66193	47.08306	47.43144	47.81056	48.31049
GDP-RDG-RDP-RDD	87.589	81.19843	82.93013	84.91605	85.29273	85.37533
RDG-RDP-RDD	60.14306	54.92403	55.79087	56.81584	57.82532	57.50046
RDP-RDD	40.84931	36.39085	36.66309	37.04706	37.25602	37.31505

<표 3>에 나타나 있듯이 SC 값을 최소로 하는 VAR 모형의 시차는 모두 1차로 판명되었다. 즉, VAR(1)이다. 따라서 공적분 검정에서 사용되는 적정시차는 '0'차가 된다. 단, 공적분 검정을 시행함에 있어 원 시계열에는 선형 확정적 추세(linear deterministic trend)가 있다고 가정

하였으며, 공적분 방정식에는 시간추세항은 제외하였으나, 절편항은 포함하였다. 또한 Johansen이 제안한 우도비(likelihood ratio) 검정통계량 중에서 trace 검정통계량(trace statistic)을 기준으로 검정을 실행하였다. 공적분 검정 결과는 <표 4>에 제시되어 있다.

<표 4> 공적분 검정 결과

구 분	귀무가설	특 성 근 (Eigenvalue)	Trace 검정통계량	5% 임계치	1% 임계치
GDP-RDT	$r = 0^*$ (None)	0.380017	16.58660	15.41	20.04
	$r \leq 1$ (At most 1)	0.024262	0.810514	3.76	6.65
GDP-RDG-RDP-RDD	$r = 0^{**}$ (None)	0.703398	62.33334	47.21	54.46
	$r \leq 1$ (At most 1)	0.340198	22.22633	29.68	35.65
	$r \leq 2$ (At most 2)	0.217323	8.504411	15.41	20.04
	$r \leq 3$ (At most 3)	0.012594	0.418257	3.76	6.65
RDG-RDP-RDD	$r = 0^{**}$ (None)	0.581213	42.43439	29.68	35.65
	$r \leq 1$ (At most 1)	0.321932	13.71143	15.41	20.04
	$r \leq 2$ (At most 2)	0.026629	0.890656	3.76	6.65
RDP-RDD	$r = 0^*$ (None)	0.313118	19.82491	15.41	20.04
	$r \leq 1^{**}$ (At most 1)	0.201613	7.430333	3.76	6.65

\* 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)이며, Johansen & Juselius(1990)과 다소 차이가 있음

\*\* (\*\*\*) : 유의수준 5%(1%)에서 귀무가설을 기각함

\* r : 공적분 위수(cointegration rank)

먼저 GDP-RDT의 관계를 살펴보면, 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설( $r = 0$ )에 대해서는 trace 검정통계량이 5% 임계치보다 크게 나타나 유의수준 5%에서 귀무가설이 기각되었다. 반면에 공적분 벡터수가 최대 하나 있다는 귀무가설( $r \leq 1$ )에 대해서는 trace 검정통계량이 1% 및 5% 임계치보다 작게 나타나 유의수준 1% 및 5%에서 귀무가설을 기각할 수 없었다. 즉, GDP-RDT의 관계에서는 유의수준 5%에서 장기적으로 안정적인 하나의 선형관계가 존재(단, 1%에서는 존재하지 않음)함을 알 수 있다.

다음으로 GDP-RDG-RDP-RDD의 관계에 대해 공적분 검정을 실시한 결과 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대해서는 유의수준 1%는 물론 5%에서도 귀무가설이 기각되었다. 하지만 공적분 벡터가 최대 하나 존재한다는 귀무가설은 유의수준 1% 및 5%에서 기각할 수 없었기 때문에 GDP-RDG-RDP-RDD의 관계에서는 유의수준 1% 및 5%에서 하나의 공적분 방정식이 존재하는 것으로 나타났다.

GDP를 제외하고 R&D 투자에 한정하여 RDG-RDP-RDD의 관계에 대해 공적분 검정을 실시한 결과 GDP-RDG-RDP-RDD의 관계와 마

참가지로 유의수준 1% 및 5%에서 하나의 공적분 방정식이 존재하였다.

그러나 RDP-RDD의 관계에 대한 공적분 검정에서는 유의수준 5%에서 공적분 관계가 두 개 있는 것(단, 1%에서는 존재하지 않음)으로 나타났다. 즉, 두 RDP, RDD 시계열 자료가 안정적이라는 결과를 얻게 되었다. 이는 각각의 시계열이  $I(1)$ 과정이라는 ADF 단위근 검정 결과와 반대의 상황이다. 이렇게 실증분석에서 공적분 개수가 변수의 개수만큼 나타나는 경우는 모형설정을 잘못 가정한 결과이거나, 사용한 표본이 소표본이어서 공적분 검정의 검정력이 떨어지기 때문인 경우가 많다[19]. 이에 비추어 보았을 때 사용한 표본의 수가 적어 공적분 검정의 검정력이 떨어졌다고 예상되었으며, 이에 따라 RDP-RDD의 관계에서는 공적분 관계가 존재하지 않는다고 판단하였다.

공적분 검정 결과에 따라서 GDP-RDT, GDP-RDG-RDP-RDD, RDG-RDP-RDD의 관계에 대해서는 오차수정모형을 활용한 인과관계 검정을 실시하고, RDP-RDD의 관계에 대해서는 표준적인 Granger 인과관계 검정에 의한 인과성 확인이 실행되어야 한다.

### 3.3 인과관계 검정 결과

공적분 검정 결과 공적분 방정식이 하나 존재하는 GDP-RDT, GDP-RDG-RDP-RDD, RDG-RDP-RDD 모형에 대해서는 오차수정모형을 통한 인과관계 검정을 실시하였다. 다만 공적분 검정에서 적정시차가 '0'으로 나타남으로써 일반적인 오차수정모형인 식 (7) 및 (8)을 사용하기 곤란하다. 따라서 단기적 인과관계 및 강인과관계 검정을 제외하고, 가장 단순한 오차수정모형인 식 (5) 및 (6)을 활용하여 장기적 인과관계 검정을 수행하였다. 이 때 공적분 검정과 마찬가지로 원 시계열에는 선형 확정적 추세가

있다고 가정하였으며, 공적분 방정식에는 시간추세항은 제외하였으나, 절편항은 포함하였다. 또한 오차수정모형에도 절편항을 포함하였다.

식 (5), (6)을 기본으로 위의 가정을 포함하여 장기적 인과관계 검정을 위해 새로 설정한 이변량 오차수정모형은 아래와 같다.

$$\Delta Y_t = c_1 + \alpha_1(Y_{t-1} - \beta X_{t-1} - b) + u_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta X_t = c_2 + \alpha_2(Y_{t-1} - \beta X_{t-1} - b) + u_{2t} \quad (10)$$

식 (9) 및 (10)에서 오차수정항의 추정계수 ( $\alpha_1, \alpha_2$ )에 대한 t-검정을 통해 통계적 유의성 여부를 판단하여 변수들 간의 장기 인과성(long-run causality)을 검정하였다. 이 때 GDP-RDG-RDP-RDD 및 RDG-RDP-RDD 모형은 식 (9), (10)을 확장 적용하였으며, 검정 결과는 다음과 같다.

먼저 GDP-RDT 모형을 살펴보면, 추정계수 ( $\alpha_1, \alpha_2$ )에 대한 t-검정 결과 유의수준 1%에서 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있으므로 GDP와 RDT는 장기적으로 양방향의 인과관계가 존재한다고 할 수 있다. 이러한 양방향의 인과관계는 Hsiao 방식의 Granger 인과성 검정법을 활용한 오세홍·임수진·손소영(2002) 및 오차수정모형을 사용한 김선근·오완근(2004)의 연구결과와 일치한다.

GDP-RDG-RDP-RDD 모형에서는 식 (4-1) 및 (4-2)를 4변수 모형으로 확장하여 추정계수에 대한 t-검정을 실시하였다. 검정 결과 RDG, RDP, RDD에서 GDP로의 장기적인 Granger 인과관계가 유의수준 5%에서 확인되었으며, GDP, RDP, RDD에서 RDG로의 장기적인 인과관계는 유의수준 1%에서 식별할 수 있었다. 그리고 GDP, RDG, RDD에서 RDP로의 장기적인 인과관계는 유의수준 1%에서 확인된 반면, GDP, RDG, RDP에서 RDD로의 장기적인 인과관계는 유의수준 1% 및 5%에서 나타나지 않았다. 이

<표 5> 오차수정모형을 통한 장기적 인과관계 검정 결과

구분	귀무가설	오차수정항	
		추정계수( $\alpha$ )	t-통계량
GDP-RDT	RDT $\Rightarrow$ GDP	0.127619	3.09437**
	GDP $\Rightarrow$ RDT	0.007554	4.35905**
GDP-RDG-RDP-RDD	RDG $\Rightarrow$ GDP	-0.174456	-2.33538*
	GDP $\Rightarrow$ RDG	-0.006420	-7.67921**
	RDP $\Rightarrow$ GDP	-0.174456	-2.33538*
	GDP $\Rightarrow$ RDP	-0.008624	-3.14238**
	RDD $\Rightarrow$ GDP	-0.174456	-2.33538*
	GDP $\Rightarrow$ RDD	0.000407	1.12403
	RDP $\Rightarrow$ RDG	-0.006420	-7.67921**
	RDG $\Rightarrow$ RDP	-0.008624	-3.14238**
	RDD $\Rightarrow$ RDG	-0.006420	-7.67921**
	RDG $\Rightarrow$ RDD	0.000407	1.12403
	RDD $\Rightarrow$ RDP	-0.008624	-3.14238**
	RDP $\Rightarrow$ RDD	0.000407	1.12403
RDG-RDP-RDD	RDP $\Rightarrow$ RDG	-0.293866	-5.24706**
	RDG $\Rightarrow$ RDP	-0.572086	-4.21358**
	RDD $\Rightarrow$ RDG	-0.293866	-5.24706**
	RDG $\Rightarrow$ RDD	0.011736	0.59187
	RDD $\Rightarrow$ RDP	-0.572086	-4.21358**
	RDP $\Rightarrow$ RDD	0.011736	0.59187

※ (\*\*): 유의수준 5%(1%)에서 귀무가설을 기각함

결과는 GDP, RDG에서 RDP로 장기적 Granger 인과관계가 존재하지 않는다는 김선근·오완근(2004)의 연구결과와 다소 상이한 것으로 이는 3변수 모형이 아닌 4변수 모형을 사용하는데 기인한 것으로 추정된다.

다음으로 RDG-RDP-RDD 모형에서는 검정 결과 RDP, RDD에서 RDG로의 장기적인 Granger 인과관계가 유의수준 1%에서 확인되었으며, RDG, RDD에서 RDP로의 장기적 인과관계도 유의수준 1%에서 확인되었다. 반면에 4변수 모형에서와 마찬가지로 RDG, RDP에서 RDD로의 장기적 인과관계는 유의수준 1% 및 5%에서 나타나지 않았다. 이는 RDG에서 RDP로의

단방향 장기 인과성만이 존재한다는 유승훈(2003)의 연구결과와 다소 차이가 있는 것으로서 정부 R&D 투자를 순수 정부 R&D 투자(RDG)와 국방 R&D 투자(RDD)로 구분하여 모형을 설정함에 따른 것으로 사료된다.

위의 세 가지 모형과 달리 공적분 검정에서 공적분 관계식이 존재하지 않는다고 판단된 RDP-RDD 모형에 대한 인과관계 검정은 오차수정모형이 아닌 표준적인 Granger 인과관계 검정을 통해 실시하여야 한다. 이 때 변수 RDP와 RDD가 각각 불안정하기 때문에 수준변수를 활용하여 Granger 인과관계 검정을 실시할 경우 허구적 회귀현상이 발생할 수 있으므로 1차 차분을

통해 안정성을 지닌 차분변수들(DRDP, DRDD)로 변환한 후 식 (3), (4)의 이변량 모형을 활용하여 Granger 인과관계 검정을 실시하였다.

이 때 적정시차는 1차 차분 변수들로 구성된 VAR 모형에서 AIC 값이 가장 작은 '1'차로 결정하였다. 이에 따른 인과관계 검정 결과는 다음과 같다.

<표 6> 표준적인 Granger 인과관계 검정 결과

		p-value	
DRDP- DRDD	DRDD ⇒ DRDP	0.48834	0.49023
	DRDP ⇒ DRDD	1.88524	0.18026

RDP-RDD 모형에 대하여 각 변수들을 1차 차분한 후 표준적인 Granger 인과관계 검정을 실시한 결과 DRDP와 DRDD 사이에서는 인과관계를 확인할 수 없었다. 즉, DRDP와 DRDD는 상호 독립적인 관계라고 할 수 있다.

이상의 인과관계 검정 결과를 보았을 때 2변수 모형인 GDP-RDT 관계에서는 선행연구와 동일하게 장기적으로 양방향의 Granger 인과관계가 존재함을 확인할 수 있었는데, 이는 R&D 투자의 성격이 산업생산과 밀접한 관계가 있어 R&D 투자의 증가는 GDP의 증가를 가져오고, GDP 증가는 다시 R&D 투자의 확대를 유인하는 관계를 나타낸다고 할 수 있다.

GDP-RDG-RDP-RDD 및 RDG-RDP-RDD 관계에서는 대부분 변수들 간에 장기적인 Granger 인과관계를 확인할 수 있는 반면, 여타 변수들로부터 RDD로의 Granger 인과관계는 나타나지 않았다. 그리고 공적분 관계를 갖지 않는 RDP-RDD 관계에서는 Granger 인과관계를 식별하지 못하였다.

이를 정리해 보면 GDP-RDG-RDP-RDD의 4변수 모형과 RDG-RDP-RDD의 3변수 모형에서 GDP, RDG, RDP는 서로 밀접한 인과관계를 지니고 있는 것으로 확인된 반면, 상대적으로

RDD에 대해서는 다른 변수들로부터의 인과관계가 뚜렷이 나타나지 않았다. 이러한 결과가 의미하는 것은 국방 R&D 투자가 여타 부문의 영향보다는 국가안보와 연계하여 다소 독립적인 투자 성격을 지니는 것이라 할 수 있다. 한편 동일한 두개의 모형에서 RDD는 다른 부문으로의 인과성을 지닌 것으로 분석되었는데, 이는 국방 R&D 투자가 타 부문에 영향을 미치는 하나의 원인요소로서의 지위를 갖는다고 해석할 수 있을 것이다. 그리고 RDP-RDD의 2변수 모형에서는 민간 R&D 투자와 국방 R&D 투자 상호간에 인과관계 없이 서로 독립적인 관계를 갖는 것으로 나타났는데 이는 아직까지 효율적인 민군 통합 R&D 투자가 이루어지지 않고 있거나, 민군 서로간의 기술호환이 미흡하다는 것이라고 할 수 있다.

본 연구를 통해 나타난 실증분석 결과로부터 다음과 같이 세 가지 정책적 시사점을 얻을 수 있다고 사료된다.

첫째, 국방 R&D 투자는 안보측면을 고려하여 일관성 있는 투자정책이 지속적으로 시행되어야 한다. GDP-RDG-RDP-RDD의 4변수 모형과 RDG-RDP-RDD의 3변수 모형에서 나타났듯이 다른 변수들로부터 RDD로의 인과관계가 확인되지 않았다. 이는 국방 R&D 투자가 경제상황에 대해 다소 독립적인 성격을 지니고 있다는 것을 의미하는 것이다. 즉, 국방 R&D 투자를 제외한 타 부문의 변수들이 경제적인 상황으로부터 영향을 받아 서로 밀접한 인과관계를 보이고 있는 것과는 달리 국방 R&D 투자는 경제상황에 대한 영향보다는 안보라는 측면을 고려하여 어느 정도 독립적으로 투자가 이루어진 것이라고 판단된다. 그동안 우리나라의 특수한 안보상황을 고려해 보았을 때 이는 당연한 결과라고 할 수도 있겠으나, 안보를 등한시한 상태에서 경제발전만을 추구한다는 것은 무모한 정책이라 할 수 있으므로 향후 국방 R&D 투자에 있어 지금까지

투자된 형태와 같이 안보라는 측면을 고려하여 일관성 있는 정책을 계속적으로 시행해 나가야 할 것으로 사료된다. 특히 남북 간의 특수한 안보상황 및 불안정한 동북아 정세를 고려했을 때 안보가 경제에 무조건적으로 종속되어서는 안 될 것이다. 그렇다고 해서 경제적인 상황과 완전히 무관하게 국방 R&D 투자를 시행할 수는 없으므로 앞으로의 국방 R&D 투자는 전반적인 경제적 상황을 고려한 가운데 안보와 관계되는 특수한 측면을 고려하여 지금까지 투자된 형태와 같이 일관성을 지닌 국방 R&D 투자정책이 지속적으로 시행되어야 할 것이다. 더욱이 전 세계적으로 급변하는 국방관련 기술수준에 뒤처지지 않고 독자적인 기술우위를 달성하고 유지하기 위해서는 지속적인 국방 R&D 투자정책이 시행되어야 할 것이다.

둘째, R&D 투자관련 정책수립 과정에서 국방 R&D 투자를 경제 전반에 영향을 미칠 수 있는 하나의 요소로 인식하여 통합적인 정책결정이 이루어져야 한다. 4변수 모형 및 3변수 모형에서도 나타났듯이 국방 R&D 투자는 GDP, 정부 R&D 투자, 그리고 민간 R&D 투자에 영향을 미치는 원인요소로서의 역할을 수행한다. 즉, 실증분석 결과 국방 R&D 투자로부터 다른 부문으로의 인과관계를 확인할 수 있었는데, 이는 국방 R&D 투자가 다른 경제적 활동에 영향을 미치지 않는 개별적인 활동이 아닌 국민경제의 한 요소로서 타 부문을 인과하는 하나의 원인요소로서의 지위를 갖는다는 것을 의미한다. 그러므로 R&D 투자관련 정책을 수립하는 과정에서 국방 R&D 투자를 안보와 관련된 이질적인 항목으로 간주하기 보다는 경제적 상황에 영향을 미칠 수 있는 하나의 원인요소로 인식하여 국방 R&D 투자를 포함한 통합적인 정책결정이 이루어져야 한다고 판단된다.

셋째, 민군겸용기술에 R&D 투자를 확대하여 국방 R&D 투자와 민간 R&D 투자 상호간의 상

승효과(synergy effect)를 이끌어내야 한다. RDP-RDD로 구성된 2변수 모형의 실증분석 결과에서도 나타났듯이 국방 R&D 투자와 민간 R&D 투자 상호간의 인과관계를 식별할 수 없었다. 이 결과는 두 변수가 서로 영향을 미치지 않는 상호 독립적인 관계에 있다는 것을 의미하는 것으로서 국방 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 효율적인 통합 투자가 이루어지지 않고 있다는 것을 나타낸다고 할 수 있다. 또한 민군 상호간에 전반적인 기술교류가 활발하지 못하다는 것을 쉽게 예상할 수 있다. 그러므로 국방 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 비효율적인 투자 중복을 예방한 가운데 국방 및 민간 R&D 투자 상호간의 상승효과를 이끌어내기 위하여 민군겸용기술에 대한 R&D 투자를 확대하여야 할 것이다. 이러한 측면에서 볼 때 국가과학기술위원회 산하에 「국방연구개발전문위원회」의 신설은 긍정적인 돌파구가 될 수 있을 것으로 사료된다. 정부는 이 위원회의 설치를 계기로 USN (Ubiquitous Sensor Network : 각종 센서에서 얻어진 정보를 수집할 수 있는 네트워크), 로봇, 초정밀기술 등 민간부문의 우수기술을 국방 R&D에 적극 활용하고, 국방 관련 첨단기술을 민간산업으로 이전·확산하여 국방 R&D의 국가 경제 기여도를 높일 수 있을 것으로 판단하고 있다. 따라서 「국방연구개발전문위원회」의 활동이 효율적으로 이루어질수록 국방 및 민간 R&D 투자의 불필요한 투자 중복을 예방할 수 있을 것으로 기대되며, 아울러 민군겸용기술에 대한 R&D 투자 확대를 도모할 수 있을 것으로 예상되므로 국방 R&D 투자와 민간 R&D 투자 상호간의 상승효과를 이끌어낼 수 있을 것으로 사료된다. 이러한 정부의 노력이 뒷받침될 때 민군겸용기술에 대한 R&D 투자 확대가 이루어질 수 있음은 물론 국방 및 민간 R&D 투자 상호간의 상승효과를 이끌어내어 국내 국방과학기술의 국제 경쟁력 또한 제고될 수 있을 것이다.



#### 4. 결 론

본 논문은 국방 R&D 투자와 정부·민간 R&D 투자와의 인과관계 및 GDP와의 인과관계를 검토하고 그 결과에 대한 정책적 함의를 제시함으로써 국방 R&D 투자의 정책목표를 보다 명확히 하고자 시도하였다.

이를 위하여 불안정한 변수에 대한 회귀분석에서 발생할 수 있는 허구적 회귀현상을 사전에 차단하기 위해 본 연구에서 사용하는 각 변수에 대한 안정성 여부를 확인하였다. 즉, 본 논고에서 활용한 GDP, 총 R&D 투자, 정부 R&D 투자, 민간 R&D 투자, 국방 R&D 투자 등 다섯 가지 변수에 대해 단위근 검정을 통해 안정성 여부를 검토한 결과 모든 변수들이 불안정한 것으로 나타났다. 1차 차분을 통해 안정성을 갖는 차분 안정적인 변수로 확인되었다.

따라서 차분을 통해 안정적인 변수로 전환한 후 이를 활용하여 인과성 분석을 하여야 하나 불안정한 변수들 간에 안정적인 선형결합이 존재하는 경우 즉, 공적분 관계가 존재하는 경우에는 표준적인 Granger 인과관계 검정방법이 아닌 오차수정모형을 통한 인과관계 검정을 실시해야 한다.

그러므로 인과관계 검정에 앞서 불안정한 변수들에 대한 공적분 검정이 필요 하며, 이 때 공적분 검정은 본 연구에서 확인하고자 하는 네 가지 모형에 대하여 실시하였다. 즉, ① GDP - 총 R&D 투자, ② GDP - 정부 R&D 투자 - 민간 R&D 투자 - 국방 R&D 투자, ③ 정부 R&D 투자 - 민간 R&D 투자 - 국방 R&D 투자, 그리고 ④ 민간 R&D 투자 - 국방 R&D 투자 등 네 가지 모형으로 구분하여 공적분 검정을 시행하였다. 그 결과 모형 ①, ②, ③에서는 장기적으로 안정적인 관계를 의미하는 공적분 방정식이 하나씩 존재하는 것으로 확인되었으며, 모형 ④에서는 공적분 관계를 발견하기 곤란하였다.

이에 따라 공적분 관계가 존재하는 모형에 대해서는 오차수정모형을 활용하여 인과관계 검정을 실시하였으며, 장기적으로 안정적인 관계가 존재하지 않는 모형 ④에 대해서는 불안정한 각 변수를 차분을 통해 안정적인 변수로 전환한 후 표준적인 Granger 인과관계 검정을 실행하였다.

인과관계 검정 결과 모형 ①에서 GDP와 총 R&D 투자 간에는 장기적으로 양방향의 인과관계가 존재하여 상호간 원인과 결과의 관계를 갖는다는 기존의 연구들과 동일한 결과를 얻을 수 있었다. 즉, R&D 투자의 증가는 GDP 증가에 영향을 미치며, 역으로 GDP 증가로 인해 R&D 투자도 유인된다고 할 수 있다. 모형 ②에서는 다른 변수들로부터 GDP로의 장기적인 인과관계, 정부 R&D 투자로의 장기적인 인과관계, 그리고 민간 R&D 투자로의 장기적인 인과관계는 확인되었으나, 타 변수들로부터 국방 R&D 투자로의 인과관계는 발견되지 않았다. 이러한 결과는 GDP를 제외한 세 가지 변수로 구성된 모형 ③에서도 동일하게 나타났다. 즉, 민간 R&D 투자와 국방 R&D 투자는 정부 R&D 투자를 장기적으로 인과하고, 정부 R&D 투자와 국방 R&D 투자도 민간 R&D 투자를 장기적으로 인과하였으나, 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자는 국방 R&D 투자를 인과하지 않았다. 마지막으로 모형 ④에서는 민간 R&D 투자와 국방 R&D 투자 간에 인과관계가 존재하지 않는 상호 독립적인 관계로 확인되었다.

이와 같은 인과관계 검정 결과 본 논문의 주요 관심사항인 국방 R&D 투자와 관련하여 3변수 모형은 물론 4변수 모형에서도 여타 변수로의 인과관계는 발견된 반면, 다른 변수들로부터 국방 R&D 투자로의 인과관계가 발견되지 않았다는 점이 특이할 만하다고 할 수 있다.

앞의 실증분석 결과에서도 언급하였듯이 이러한 연구의 결과를 통해 얻을 수 있는 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 국방 R&D 투자는 안보측면을 고려하여 일관성 있는 투자정책이 지속적으로 시행되어야 한다. 안보를 등한시한 상태에서 경제발전만을 추구한다는 것은 무모한 정책이라 할 수 있으며, 그렇다고 해서 경제적인 상황과 완전히 무관하게 국방 R&D 투자를 시행할 수는 없을 것이다. 그러므로 앞으로의 국방 R&D 투자는 전반적인 경제적 상황을 고려한 가운데 안보와 관계되는 특수한 측면을 고려하여 지금까지 투자된 형태와 같이 일관성을 지닌 국방 R&D 투자정책이 지속적으로 시행되어야 할 것이다.

둘째, R&D 투자관련 정책수립 과정에서 국방 R&D 투자를 경제 전반에 영향을 미칠 수 있는 하나의 요소로 인식하여 통합적인 정책결정이 이루어져야 한다. 즉, 국방 R&D 투자는 국가안보에만 국한된 이질적인 항목이 아닌 국가경제에 영향을 미칠 수 있는 하나의 원인요소이므로 국방 R&D 투자를 포함한 통합적인 정책결정이 이루어져야 한다고 판단된다.

셋째, 민군겸용기술에 R&D 투자를 확대하여 국방 R&D 투자와 민간 R&D 투자 상호간의 상승효과를 이끌어내야 한다. 즉, 불필요한 국방 및 민간 R&D의 투자 중복을 예방한 가운데 민군겸용기술에 대한 R&D 투자 확대를 도모하여 국방 R&D 투자와 민간 R&D 투자 상호간의 상승효과를 이끌어냄으로써 국내 국방과학기술의 경쟁력을 선진국 수준으로 제고시켜야 할 것이다.

본 연구는 위와 같은 정책적 시사점을 도출했다는 점에서 나름대로 의의를 갖는다고 할 수 있겠으나, 무엇보다도 국방 R&D 투자를 하나의 변수로 설정하여 다른 변수들과의 인과관계 분석을 시도했다는 점에서 다른 연구들과 차별화된다고 할 수 있을 것이다. 하지만 본 논고는 연구에 사용된 시계열 자료 및 연구결과에서 다음과 같은 한계를 갖는다고 할 수 있다.

먼저 본 논문에서 사용된 자료 중에서 GDP 및 GDP 디플레이터에 대한 것은 큰 문제가 없

다고 판단되나, R&D 투자에 대한 자료는 몇 가지 문제점이 있다고 판단된다. 일단 R&D 투자에 대한 자료가 출처별로 일부 상이하였으며, 총 R&D 투자액과 세부 재원별 투자액의 합이 일치하지 않아 재원별 투자액에 대한 신뢰성이 떨어진 측면이 있었다. 또한 국방 R&D 투자액의 경우 자료를 구하기 어려웠을 뿐 아니라 제시되어 있는 자료도 출처에 따라 금액이 상이하여 어느 자료를 사용할지 결정하는데 있어 많은 고민이 있었다. 따라서 본 논문에서 사용된 자료와 출처가 다른 자료를 활용할 경우 또 다른 연구결과가 도출될 수도 있을 것이다.

오차수정모형을 사용하는데 따른 장점은 장·단기적 인과성 및 강 인과성을 확인할 수 있다는 것이다. 하지만 본 연구에서는 SC 기준에 의해 적정시차를 구했음에도 불구하고, 그 적정시차로 인해 오차수정모형에서 차분항이 존재하지 않아 단기적 인과성 및 강 인과성을 식별하지 못하였다. 이러한 측면에서 보았을 때 장기적 인과성만을 분석한 본 논문은 오차수정모형의 장점을 충분히 활용하지 못했다는 점에서 한계를 가진다고 할 수 있겠다.

이러한 연구의 한계를 고려해 보았을 때 향후 연구에서는 더욱 엄밀한 자료 검토 과정을 거쳐야 함은 물론 더욱 풍부한 자료를 확보하여야 할 것으로 판단되며, 장기적 인과성뿐만 아니라 단기적 인과성 및 강 인과성을 확인할 수 있는 연구방법을 활용하여야 할 것으로 사료된다. 또한 인과관계 검정에 그치는 것이 아니라 이에 대한 장·단기적 탄력성 분석을 실시할 경우 더욱 의미 있는 연구가 되리라 여겨진다.

그리고 본 연구를 통해 나타난 GDP, 정부 R&D 투자, 민간 R&D 투자, 국방 R&D 투자 사이의 인과관계 및 그 정책적 시사점이 우리나라에만 국한된 것일 수도 있지만, 본 논문에서 사용된 기법은 다른 나라의 시계열 자료에도 쉽게 적용될 수 있을 것으로 예상되기 때문에 여러

국가를 대상으로 비교연구를 수행할 경우 세계적인 경향을 파악할 수 있을 것이다.

### 참고문헌

- [1] 오세홍·임수진·손소영, 「국내 연구개발투자와 경제성장간의 인과관계」, 『기술혁신연구』, 제10권, 제1호, 2002.
- [2] 최상곤, 「국방비 지출, 외국인 직접투자, 경제성장과의 관계 연구」, 석사학위논문, 국방대학교, 2004.
- [3] 과학기술부 보도자료, www.most.go.kr, 2007. 2. 1.
- [4] 국정홍보처 국정브리핑 뉴스, www.korea.kr, 2007. 4. 30.
- [5] 박주현·안병성·강한구, 「국방 연구개발 투자의 경제적 효과」, 『국방정책연구』, 제62호, 2003년 겨울.
- [6] 이재억·최돈오, 「국방예산절감액 기준으로 본 국방연구개발 투자의 경제적 효과」, 『국방과 기술』, 제331호, 2006. 9.
- [7] 국가통계포털 GDP 및 재원별 연구개발비 통계자료, www.kosis.kr/index.html, 2007. 7. 4.
- [8] 국방부, 『국방백서』, 2006.
- [9] 김선근·오완근, 「정부와 민간의 R&D 투자 및 국민소득간의 인과관계 분석: 한·미·일 국제비교」, 『기술혁신학회지』, 제7권 제2호, 2004.
- [10] 이종원, 『계량경제학』, 박영사, 1994.
- [11] C. R. Nelson and C. I. Plosser, "Trends and Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982.
- [12] C. W. J. Granger and P. Newblod, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974.
- [13] P. C. B. Phillips, "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 33, 1986.
- [14] 송일호·정우수, 『SAS와 EViews를 이용한 계량경제 실증분석』, 삼영사, 2002.
- [15] G. W. Schwert, "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 7, 1989.
- [16] P. C. B. Phillips and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrics*, Vol. 75, No. 2, 1988.
- [17] 유승훈, "정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 인과관계 분석," 『기술혁신연구』, 제11권, 제2호, 2003.
- [18] C. A. Sims, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980.
- [19] 김명직·장국현, 『금융시계열분석』, 제2판, 경문사, 2002.
- [20] H. Y. Toda and P. C. B. Phillips, "Vector Autoregressions and Causality," *Econometrica*, Vol. 61, 1993.
- [21] R. F. Engle and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987.
- [22] Quantitative Micro Software, EViews 4 User's Guide, 2002.

---

■ 저자소개 ■

이진우 (E-mail: tankheadjw@nate.com)

1996 육군사관학교 병기공학과 졸업(학사)

2008 국방대학교 국방관리학과 졸업(석사)

현재 제1기갑여단 15전차대대 작전과장

관심분야 국방경제, 국방R&D투자

권오성 (E-mail: oskwon@kndu.ac.kr)

1986 서강대학교 경제학사

1997 미국 University of Washington 경제학석사

2001 미국 University of Washington 경제학박사

2001 한국조세연구원 연구위원

현재 국방대학교 국방관리학부 조교수

관심분야 재정이론과 정책, 조세론, 경제성장과 환경정책