

정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 인과관계 분석

유승훈*

(목 차)

1. 서론
2. 자료 및 연구방법론
3. 분석결과
4. 결론

Summary : The purpose of this study is to examine relationship between public R&D investment and private R&D investment in Korea, and to obtain policy implications of the results. To this end, the author attempts to provide more careful consideration of the causality issues by applying rigorous techniques of Granger causality. Tests for unit roots, co-integration, and Granger causality based on an error-correction model are presented. The existence of bi-directional causality between public R&D investment and private R&D investment is detected. This finding has various implications for policy analysts and forecasters. Increasing private R&D investment requires enormous public R&D investment, though there are many other factors contributing to private R&D investment, and public R&D investment is but one part of it. Thus, this study generates confidence in decisions to invest in public R&D. Moreover, this study lends support to the argument that increase in private R&D investment, *ceteris paribus*, gives rise to public R&D investment. Increase in private R&D investment results in greater national income to be spent on R&D investment and stimulates further public R&D investment.

키워드 : 공공 R&D투자, 민간 R&D투자, 인과관계, 단위근, 공적분

* 호서대학교 경상학부 조교수 (e-mail : shyoo@office.hoseo.ac.kr)

1. 서론

경제협력개발기구 (OECD)는 지난 10월 27일 세계 주요 48개국을 대상으로 작성된 과학·기술·산업통계요람인 「Science, Technology, and Industry Scoreboard」의 2003년도판을 발간하였다 (OECD, 2003). 이 자료는 정부부문과 민간부문의 R&D 투자의 합으로 구성되는 총 R&D 투자액의 국별 순위에 대한 정보를 담고 있는데, 우리나라의 R&D 투자는 2백19억 달러로 선진7개국 (G7)에 속하는 캐나다와 이탈리아를 능가하면서 세계 7위를 차지하였다. 또한 R&D 투자가 국내총생산 (GDP)에서 차지하는 비율은 OECD 평균인 2.3%를 웃돌면서, 미국 (2.82%) 독일 (2.49%) 프랑스 (2.20%) 등 대부분의 G7국가들도 웃돌며 세계 6위를 차지하였다. 절대적인 수준에서뿐만 아니라 상대적인 수준에서도, 우리나라는 R&D 투자 선진국이 된 것이다.

이러한 배경 하에서, 국내 R&D 투자의 역할 및 성과에 대해서도 많은 관심과 노력이 모아지고 있다. 특히 R&D 투자의 성과분석과 관련된 연구는 크게 3가지로 구분된다. 첫 번째는 기업 또는 산업수준에서의 R&D 투자가 기업의 성과에 미치는 영향에 관한 분석이다. 예를 들어, 장진규·안두현 (1992)은 제조업의 R&D 투자가 생산성에 미치는 영향을 분석하였고, 백명장 (1994)은 제조업을 대상으로 기업의 R&D 투자가 이익 및 매출에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였으며, 이상만 (1994)은 연구개발투자와 광고비지출을 함께 고려하여 이익예측력에 미치는 영향을 평가한 바 있다. 조영무 (1998), 조성표 등 (2002)은 기업의 R&D 투자가 이익에 미치는 효과를 평가하였다.

두 번째 연구는 정부에서 기업에 지원한 R&D 지원금의 경제적 효과 또는 R&D 활동 유발 효과에 대한 분석이다. 전자와 관련된 연구는 주로 특정연구개발사업, 선도기술개발사업, 기술기반조성사업, 중소기업 기술혁신사업, 공업기반기술개발사업, 정보통신연구개발사업, 농림 기술개발사업 등의 국가연구개발사업을 대상으로 하고 있다.¹⁾ 후자와 관련된 연구는 산업자원부 (1998)에서 다루고 있는데, 비용함수 분석을 통해 정부의 R&D 자금지원이 1% 늘어날 때, 늘어나는 민간 R&D 투자는 산업별로 -0.257%~0.294%에 불과함을 발견하였다.²⁾

세 번째 연구는 거시적인 차원에서 우리나라 전체 R&D 투자의 경제성장 유발효과를 다룬 것이다. 이와 관련하여 최은철 (1999)은 정부 R&D 투자 및 민간 R&D 투자의 수익률이

1) 이들 사업에 대한 성과분석의 내용과 주요 결과에 대해서는 정보통신부 (2002)에 요약·정리되어 있다.

2) 이 주제에 대한 주요 해외 연구사례에 대해서는 David et al. (2000)에 잘 정리되어 있다.

각각 70.9% 및 33.0%라는 결론을 얻었다. 오세홍 등 (2002)은 보다 원초적인 문제로서 1970년~1998년을 대상으로 R&D 투자가 경제성장을 유발하는지, 아니면 경제성장이 R&D 투자를 유발하는지에 대한, 즉 인과관계의 문제를 분석하였다. 분석결과 R&D 투자와 GDP 사이에 양방향의 인과관계가 존재함을 발견하였다. 하지만 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자로 구분하여 분석했을 때는 정부 R&D 투자가 경제성장을 유발하지만 민간 R&D 투자는 경제성장을 유발하지 못한다는 결론을 얻었다.

지금까지 언급한 그간의 연구성과 위에서, 본 연구는 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 인과관계에 대해 살펴보고자 한다. 물론 송종국·서환주 (2002)에서도 이 주제를 다룰 필요성을 언급하면서 1983년~2003년을 대상으로 한 이 주제에 대한 분석결과를 제시한 바 있다.³⁾ 이 연구에서는 분석 전 기간 (1983~2000년)에 걸쳐 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자가 상호 인과관계를 가지는 것을 분석되었다. 본 연구에서는 이 주제를 좀 더 심도 있게 살펴보고자 한다. 즉, 1970년~2002년의 33개 연도에 해당하는 폭넓은 자료를 이용하면서 전통적인 인과성 분석기법보다는 비교적 최근에 개발된 인과성 분석기법을 이용함으로써 보다 엄밀한 결론을 이끌어내면서 단기적 인과관계뿐만 아니라 장기적 인과관계에 대해서도 살펴본다.

정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이에 상관관계가 발견되었다고 해도 이것이 반드시 인과관계가 성립함을 의미하는 것은 아니다. 정부 R&D 투자가 민간의 R&D 활동을 유발함으로써 민간의 R&D 투자를 늘리는 방향으로 기여할 수 있으며, 반대로 민간 R&D 활동이 늘어날수록 이를 더욱더 고무하기 위해 혹은 보완적으로 정부의 R&D 투자가 늘어날 수도 있다. 물론 이 두 가지 상황은 동시에 발생할 수도 또는 어느 한 쪽만 발생할 수도 있다. 따라서 이러한 인과관계에 대한 문제는 좀 더 깊이 있게 고찰해 볼 필요가 있다. 이 문제를 살펴보다 보면 과연 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자에 대한 추동력이 되는가 아니면 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 유발하는가에 대한 질문을 제기하게 된다. 이 질문에 대한 답이 무엇이냐에 따라 정책적 처방은 영향을 받을 수 있다.

다시 말해서, 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이의 인과관계의 방향은 중요한 정책적 시사점을 가진다. 예를 들어, 정부 R&D 투자로부터 민간 R&D 투자로의 단방향 인과관계가 존재한다면 정부 R&D 투자의 감소는 민간 R&D 투자의 감소를 가져온다고 볼 수 있다. 정부 R&D 투자로부터 민간 R&D 투자로 음의 인과관계가 있다면 정부 R&D 투자를 감소시키는 정책이 시행될 때 민간 R&D 투자는 증가할 것이다. 반면에, 민간 R&D 투자로부터 정부 R&D 투자로의 단방향 인과관계가 존재한다면 정부 R&D 투자를 줄이는 정책이 민간 R&D

3) 아울러 이 연구는 정부 R&D 투자를 정부에서 민간으로 투자된 부분만을 대상으로 하고 있다는 점에 있어서 본 연구의 주제와는 차이가 있다.

투자에 부정적인 영향을 미치지 않으면서 시행될 수 있다. 어느 방향으로도 인과관계가 존재하지 않는다면, 즉 소위 중립성 가설 (neutrality hypothesis)¹⁰이 성립한다면 정부 R&D 투자를 증가시키는 정책이 민간 R&D 투자에 별다른 영향을 미치지 않을 것이다.

따라서 본 연구의 목적은 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이의 인과관계를 분석하여 그 결과로부터 정책적 시사점을 얻는 것이다. 이 목적을 달성하기 위해, 본 논문에서는 앞서 언급하였듯이 현대적 시계열 분석기법을 이용한다. 즉 다음과 같은 방식으로 전개된다. 첫째, 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 안정성 (stationarity)을 검정한다. 둘째, 불안정성이 확인되면 공적분 (cointegration)의 관계가 있는지를 검정한다. 셋째, 공적분이 존재하면 인과성을 검정하기 위해 Engle and Granger (1987)가 제안한 오차수정모형 (error-correction model)을 적용한다. 아울러 안정성의 검정, 공적분의 검정, 오차수정모형의 추정시 시차결정의 임의성을 배제할 수 있도록 통계적 기법을 적용하여 최적의 시차를 결정한다.

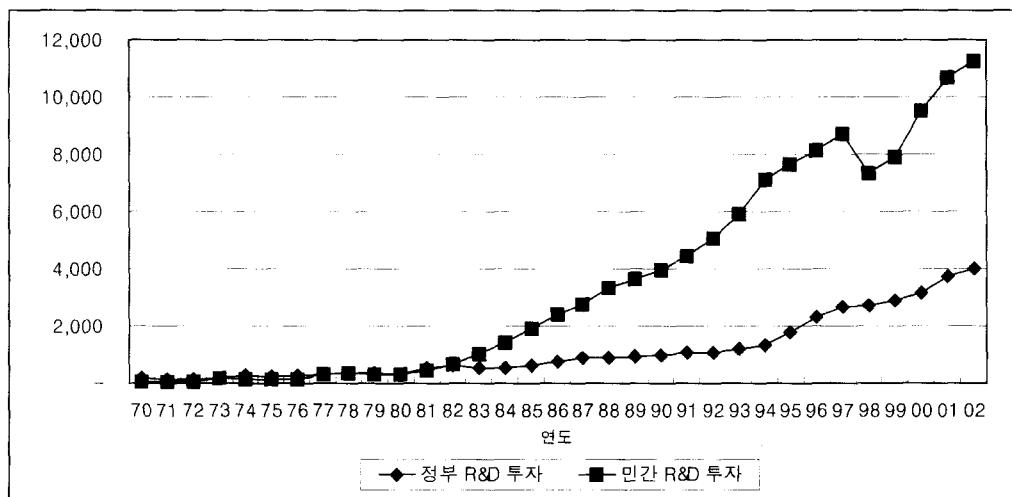
이후의 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 먼저 2장에서는 본 연구에서 사용되는 자료에 대해 설명한 후, R&D 투자와 민간 R&D 투자의 인과관계에 대해 분석하고자 하는 모형 및 방법론에 대해 살펴본다. 3장에서는 실증연구 결과에 대해 논의한다. 마지막 장은 연구의 요약, 정책적 시사점, 결론 제시에 할애한다.

2. 자료 및 연구방법론

2.1 자료

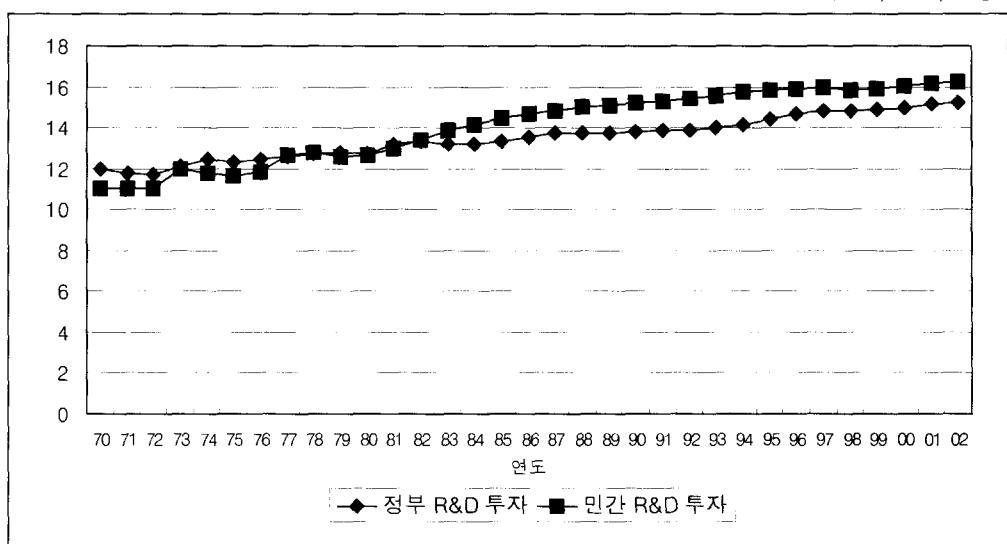
연구에 사용된 자료는 크게 1970년부터 2002년까지의 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자이다. 시작년도를 1970년으로 한 것은 그 이전의 자료는 구득이 불가능하였기 때문이다. 1979년 이전 자료는 「과학기술연감」에서 수집하였으며, 1980년 이후 자료는 「과학기술연구활동조사보고서」에서 수집하였다. 이를 통계집에 제시되어 있는 R&D 투자액은 전부 경상가격으로 되어 있어, 한국은행으로부터 1995년 기준 GDP 디플레이터를 구하여 1995년 기준 실질가격으로 변환 후 사용하였다. 즉, 각 경상가격을 GDP 디플레이터로 나눠준 후 다시 100을 곱하면 실질가격으로 변환된다. 아울러 단위는 백만원으로 통일하였다.

(단위 : 백만원)



<그림 1> 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자

(단위 : 백만원)



<그림 2> 자연로그를 취한 정부 R&D 투자 및 민간 R&D 투자

그런데 이후의 분석은 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 원래 값에 근거하기보다는 자연로그를 취한 값에 근거하여 분석한다. 이것은 탄력성 계산의 용이함 등으로 인해 실증연구에서 통상적으로 취하는 방식이기 때문이다. <그림 1>은 원래의 값에 근거한 정부 R&D 투

자와 민간 R&D 투자를 도시하고 있으며, <그림 2>는 자연로그를 취한 값에 근거한 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자를 도시하고 있다. 1970년 이후로 두 값은 큰 차이가 없다가 대략 1982년을 기점으로 하여 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 상회하기 시작하였음을 알 수 있다.

2.2 연구방법론

가. Granger-인과성 검정과 안정성

인과관계의 방향에 대한 검정은 Granger (1969)에 의해 최초로 시도되었다. Granger-인과성 검정은 두 변수 사이의 인과적 관계의 존재 유무를 검정하는 기법으로 대단히 편리하고 매우 일반적인 접근방법이다. 두 개의 시계열 변수 X , Y 가 있을 때, 과거의 Y 값에다 과거의 X 값을 함께 사용함으로써 현재의 Y 에 대한 예측오차가 감소한다면 X 가 Y 를 ‘Granger-인과’한다고 말한다. Guilkey and Salemi (1982)와 Geweke et al. (1983)에 의해 보고된 몬테 칼로 (Monte Carlo) 모의실험 연구결과에 따르면, 특히 실증연구에서 직면하게 되는 소표본의 경우 인과성을 검정하는 여러 가지 기법들 중에서 Granger-인과성 검정이 가장 바람직한 결과를 가져왔다. 따라서 본 연구에서는 Granger-인과성 검정 기법을 이용한다.

표준적인 Granger-인과성 검정을 적용하기 위해서는 관심대상 변수의 시계열이 안정적이어야 한다. 인과성 검정에서 불안정한 (non-stationary) 자료를 이용하게 되면 가성적인 (spurious) 인과성 검정 결과를 가져올 수 있음이 여러 연구에서 입증되었다 (Granger and Newbold, 1974; Stock and Watson, 1989). 따라서, Engle and Granger (1987)의 연구절차를 따라, 먼저 시계열 X 와 Y 의 안정성, 즉 각 변수의 단위근 (unit root) 여부를 확인해야 한다. 단위근을 검정하는 방법에는 크게 DF-검정법, ADF-검정법, Phillips-Perron (PP) 검정법 (Phillips and Perron, 1988)이 있다. DF-검정법은 자기상관 및 이분산이 존재하지 않음을 전제로 하기에 제약점이 있어 최근에는 잘 이용되지 않는다. 널리 사용되는 ADF-검정법은 자기상관의 문제를 명시적으로 고려하는 장점을 가지지만 이분산이 없다고 가정하는 제약성을 가진다.

따라서 본 연구에서는 ADF-검정법과 PP-검정법을 함께 이용하되, 두 추정법을 적용한 결과 사이에 차이가 있을 때에는 PP-검정법에 근거하여 최종적인 결론을 내린다. 그 이유는 PP-검정법이 다양한 종류의 자기상관과 시간 의존적인 이분산성에 대해 강건한 것으로 알려져 있기 때문이다. 어떤 변수라도 불안정성이 발견되면 1차 차분을 한 후 차분된 자료를 가지고 인과성 검정을 해야 한다. 아울러 한 가지 더 주의해야 할 것은 단위근 검정에 있어서, 시차

의 결정은 중요한 문제라는 것이다. 즉, 시차의 임의적 선정에 따라 단위근 존재 여부에 대한 결론은 달라지기 마련이다. 따라서 최적 기준을 적용하여 최적 시차를 결정하는 것이 필요하다. 본 연구에서는 실증연구에서 가장 널리 이용되는 AIC 최소화 기준 (Akaike, 1973)을 적용한다.

나. 공적분

공적분의 개념은 장기에 걸쳐 두 개 혹은 그 이상의 경제시계열이 체계적으로 함께 움직이는 것 (systematic co-movement)으로 정의될 수 있으며, 이러한 관계가 존재할 때 공적분이 존재한다고 한다. 만약 X 와 Y 가 각각 불안정 시계열이라면, X 와 Y 의 선형결합도 역시 확률보행 (random walk)일 것으로 예상된다 (Engle and Granger, 1987). 하지만 이 두 변수들의 특정 조합인 $Z = X - bY$ 은 안정적인 성격을 가질 수 있다. 따라서 그러한 성질이 성립된다면 우리는 X 와 Y 가 공적분되어 있다고 말한다.

이렇게 X 와 Y 가 각각 불안정 시계열이지만 공적분되어 있다면 표준적인 Granger-인과성 검정으로부터의 추론은 유효하지 못하며 오차수정모형에 근거한 보다 포괄적인 인과성 검정을 해야 한다 (Engle and Granger, 1987). 반면에 X 와 Y 가 각각 불안정 시계열이면서 이 두 시계열의 선형결합도 역시 불안정적이라면 표준적인 Granger-인과성 검정을 적용해야 한다 (Toda and Phillips, 1993).⁴⁾ 따라서 표준적인 Granger-인과성 검정을 수행하기에 앞서 정부 R&D 투자 시계열과 민간 R&D 투자 시계열의 공적분 성질에 대해 검정하는 것이 필요하다.

공적분의 검정법에는 크게 Engle and Granger (1987)의 방법과 Johansen and Juselius (1990)의 방법이 있다. 전자는 공적분 관계에 있다고 생각되는 변수들을 회귀시켜서 공적분 벡터를 구한 다음, 이 회귀식에서 유도된 잔차항에 대해 단위근 검정을 수행하여 공적분의 유무를 판단하는 과정이다. 후자는 벡터자기회귀분석 모형에 제한정보 최우추정법을 적용한 후 추정계수 행렬의 공적분 위수 (rank)를 측정함으로써 공적분의 존재 유무를 검정하는데, 실증 연구에서 전자에 비해 보다 널리 사용된다. 따라서 본 연구에서는 후자의 방법을 적용하여 공적분의 존재 유무를 검정한다. 그런데 단위근의 검정에서와 마찬가지로 시차의 결정은 중요한 문제이므로, 임의로 정하기보다는 실증연구에서 가장 널리 이용되는 Akaike (1973)의 AIC 기준에 근거하여 최적 시차를 결정한다.

4) 표준적인 Granger-인과성 검정의 절차 및 과정에 대해서는 Yoo and Kwak (2004)를 참고할 수 있다.

다. 오차수정모형과 인과성 검정

만약 시계열 변수 X 와 Y 가 단위근을 가지고, 즉 불안정적이지만 1차 차분 후에는 안정화되고 두 변수 사이에 공적분이 존재한다면 오차수정모형을 적용하여 인과성 여부에 대해 판단을 내려야 한다. 두 변수 사이에 공적분 관계가 존재함에도 불구하고 통상적인 인과성 검정기법을 적용하면 장기적 관계를 볼 수 없으며, 단기적 단계만 남은 결과를 가지고 인과성 유무에 대해 검정을 하게 된다. 하지만 오차수정모형을 이용하면 독립변수의 차분항이 종속변수에 미치는 영향뿐만 아니라 오차수정항의 변화가 종속변수에 미치는 영향도 찾아낼 수 있기 때문에, 장·단기 인과관계를 모두 파악할 수 있는 장점을 가진다. 오차수정모형을 통한 Granger-인과성 검정의 형태는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{L_{11}} \beta_{11i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{12}} \beta_{12j} \Delta X_{t-j} + \gamma_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_{1t} \quad \dots \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{L_{21}} \beta_{21i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{22}} \beta_{22j} \Delta Y_{t-j} + \gamma_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_{2t} \quad \dots \quad (2)$$

여기서 Δ 는 차분 연산자이며, L 은 시차의 개수, α , β , γ 는 추정해야 할 모수, u_t 는 교란항이다. 아울러 $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ 은 다음과 같이 구성되는 공적분 회귀식에서의 잔차의 시차값 (lagged value)이다.

$$Y_t = \eta_0 + \eta_1 X_t + \varepsilon_t \quad \dots \quad (3)$$

독립변수의 시차구조는 인과성 검정의 결과에 민감한 영향을 미친다. 시차의 수를 자의적으로 결정하게 된다면 추정계수를 왜곡하고 잘못된 인과성 추론에 이를 수 있다. 따라서 시차수 (L_{11} , L_{12} , L_{21} , L_{22})의 결정이 매우 중요하므로, 본 연구에서는 AIC를 최소로 만들어 주는 수준에서 최적 시차수를 결정한다.⁵⁾

식 (1)은 X 가 Y 를 인과하는지 여부에 대해 검정할 때 사용되며, 식 (2)는 Y 가 X 를 인과하는지 여부에 대해 검정할 때 사용된다. 식 (1)에서 ΔX_{t-j} 의 추정계수들이 모두 통계적으로 유의하면 X 는 Y 를 단기적으로 Granger-인과한다고 한다. 또한 식 (1)에서 오차수정항의 추정계수인 γ_1 이 통계적으로 유의하면 X 는 Y 를 장기적으로 Granger-인과한다고 한다. 이 경

5) 고려되는 시차의 최대값은 전역적 최소값 AIC를 놓치지 않도록 충분히 크게 결정될 수 있다. 그런데 실증연구에서 연구자가 고려할 수 있는 최대 시차의 개수는 대개 시계열 자료 자체의 성격 및 표본수와 추정식에 포함되는 변수의 개수에 영향을 받기 마련이다. 본 연구에서의 연간 시계열 자료는 33년치에 불과하므로 고려되는 최대 시차수를 8로 제한한다.

우 장기 균형관계로부터의 이탈이 종속변수에 영향을 주는 틀을 파악한다는 점에 있어서 장기 관계를 설명한다고 보는 것이다. 만약 ΔX_{t-j} 의 추정계수와 오차수정항의 추정계수가 모두 통계적으로 유의하면 X 에서 Y 로의 강(strong) Granger-인과성이 존재한다고 한다. 마찬가지로 식 (2)에서 ΔY_{t-j} 의 추정계수들이 모두 통계적으로 유의하면 Y 는 X 를 단기적으로 Granger-인과한다고 한다. 또한 식 (2)에서 오차수정항의 추정계수인 γ_2 이 통계적으로 유의하면 Y 는 X 를 장기적으로 Granger-인과한다고 한다. 만약 ΔY_{t-j} 의 추정계수와 오차수정항의 추정계수가 모두 통계적으로 유의하면 Y 에서 X 로의 강 (strong) Granger-인과성이 존재한다고 한다.

표준적인 Granger-인과성 검정에서는 식 (1)이나 식 (2)에서 오차수정항을 제외한 ΔX_{t-j} 나 ΔY_{t-j} 의 추정계수가 통계적으로 유의한 지 여부를 따짐으로써 인과성 유무를 검정하므로, 인과관계가 나타날 수 있는 경로가 하나인 반면, 오차수정모형에서는 단기적 경로뿐만 아니라 장기적인 경로도 제시하는 장점을 가진다.⁶⁾ 특히 추정된 오차수정항의 계수는 장기 균형관계에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기 균형관계로 조정되도록 하는지를 의미하는 단기 조정계수의 성격을 가진다. 본 연구에서는 ΔX_{t-j} , ΔY_{t-j} , 오차수정항의 추정계수가 유의한 지 여부를 검정하기 위해 F -검정 또는 t -검정을 이용하여 단기적 인과성, 장기적 인과성, 강 인과성의 3가지 모두를 검정한다.

3. 분석결과

3.1 R & D 투자 시계열의 안정성 검정 : 단위근 검정

단위근을 검정하는 데 있어서 유의수준은 5%로 하였다. 단위근 및 공적분 검정에 사용되는 변수를 설정하는데 있어 인과성을 검정하는 여러 실증연구들을 살펴보면 원 변수를 그냥 사용하기도 하지만 더 많은 연구들에서 자연로그 (natural logarithm)를 취한 값을 사용한다. 따라서 본 연구에서도 공공 R&D 투자 시계열 변수에 자연로그를 취한 값 (*LRDG*)과 민간 R&D 투자 시계열 변수에 자연로그를 취한 값 (*LRDP*)에 대해 단위근 및 공적분을 검정한다.

6) 예를 들어, Glasure and Lee (1997)은 한국과 싱가포르의 에너지 소비와 경제성장 사이의 인과관계에 대해 분석하였는데, 표준적인 Granger-인과성 검정기법을 적용할 때는 인과관계가 발견되지 않았는데, 오차수정모형을 적용하였더니 양방향의 인과관계가 발견되었음을 지적하면서 표준적인 Granger-인과성 검정기법이 아닌 오차수정모형에 근거한 인과성 검정기법을 적용해야 한다고 주장하였다.

따라서 식 (1) 및 (2)에서의 X 와 Y 는 각각 $LRDG$ 와 $LRDP$ 를 의미한다. <표 1>은 단위근 검정 결과를 요약하고 있다. 앞서 언급하였듯이, 본 연구에서는 단위근 검정을 위해 ADF-검정과 PP-검정 모두를 이용하였다.⁷⁾

<표 1> 단위근 검정 결과

변 수	검정법	수준값		1차 차분값	
		통계량	임계치	통계량	임계치
$LRDG$	ADF-검정	1.5310[10]	-3.6330	-4.0344[3]	-3.5796
	PP-검정	1.8102[10]	-3.5562	-3.7548[3]	-3.5614
$LRDP$	ADF-검정	-1.6132[3]	-3.5731	-1.8111[5]	-3.5943
	PP-검정	-1.2216[3]	-3.5562	-4.4558[5]	-3.5614

주) 괄호 안의 숫자는 Pantula et al.(1994)에서 제시된 AIC(Akaike's information criterion)를 이용하여 결정된 최적 시차수이다. 임계치는 유의수준 10%일 때 MacKinnon(1991)에 근거하여 계산되었다.

단위근 검정 시 임계치는 MacKinnon (1991)에 근거하여 계산되었다. $LRDG$ 의 수준값은 검정법과 상관없이 유의수준 10%에서 모두 임계치보다 크다. 따라서 $LRDG$ 변수의 시계열이 불안정적이므로 이에 근거하여 인과성에 대해 추론하는 것은 타당하지 않음을 의미한다. 그러나 1차 차분한 자료에 있어서는 검정법과 상관없이 통계량이 유의수준 10%에서의 임계치보다 모두 작다. 즉, 차분변수의 불안정성 가설이 유의수준 10%에서 기각된다. 따라서 정부 R&D 투자는 단위근을 갖는 불안정 시계열이지만 1차 차분을 하게 되면 안정화된다.

다음으로 $LRDP$ 에 대해 살펴보면 ADF-검정법과 PP-검정법을 적용한 결과 모두 통계량이 유의수준 10%에서의 임계치보다 크므로 단위근이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 1차 차분을 취한 변수에 대해 단위근을 검정한 결과는 검정법에 따라 서로 상반된 결과를 가져왔다. ADF-검정법을 적용하면 단위근이 존재하여 1차 차분을 하더라도 안정적 시계열이 되지 못하지만, PP-검정을 적용하면 단위근이 없다는 귀무가설이 기각된다. 통상 ADF-검정보다는 PP-검정이 보다 일반적이므로, 본 연구에서는 PP-검정결과에 근거하여 판단을 한다. 즉, 정부 R&D 투자와 마찬가지로 민간 R&D 투자도 단위근을 갖는 불안정 시계열이지만 1차 차분을 하게 되면 안정화된다. 따라서 다음 단계로 공적분의 존재 유무에 대해 검정을 해야 한다.

7) 검정을 위한 관계식 추정에 있어서 상수항 및 시간추세 모두를 고려하였다. 상수항을 고려한 것은 상수항을 포함하는 것이 보다 일반적이기 때문이다. 시간추세를 고려한 것은 본 연구에서 다루는 자료가 연간자료로 시간추세를 가질 수 있기 때문이다.

3.2 R & D 투자 시계열 선형결합의 안정성 검정 : 공적분 검정

공적분의 근간이 되는 아이디어는 두 개의 개별적인 불안정적 시계열의 선형결합이 안정적 인지 여부를 검정하는 것이다. LRDG 및 LRDG 시계열에 대한 공적분 검정 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 관례에 따라, 공적분 관계 검정에서 공적분 방정식에 상수항은 포함하였으나 시간추세항은 고려하지 않았다. 공적분 벡터가 없다는 귀무가설은 유의수준 5%에서 기각되지만, 공적분 벡터가 기껏해야 하나가 있다는 귀무가설은 유의수준 5%에서 기각되지 않는다. 따라서 두 시계열 변수간에는 유의수준 5%에서 1개의 공적분 관계식이 존재한다고 결론을 내릴 수 있다.

<표 2> 공적분 검정

공적분 위수	Eigenvalue	우도비 통계량	유의수준 5%에서의 임계치	p-값	공적분 방정식의 개수
R=0	0.9439	18.40	15.41	0.0461	None
R≤1	0.1698	1.17	3.76	0.3107	At most 1

주) AIC (Akaike's information criterion)를 이용한 최적시차는 8로 계산되었다.

이는 두 변수간에 장기적 관계 (long-run relationship)가 성립함을 의미하며, 적어도 한 방향으로의 Granger-인과성이 존재함을 알 수 있다. 아울러 두 개의 시계열 변수가 불안정적이고 이것들의 선형결합이 안정적이므로 표준적인 Granger-인과성 검정을 이용하지 말고 식 (1), (2), (3)에 제시되어 있는 오차수정모형을 이용하여 인과성 여부를 검정해야 한다.

3.3 인과관계 분석 : 오차수정모형

공적분 검정결과에 따르면 각 변수들은 장기적인 균형관계를 나타내고 있다. 이를 이용하여 오차수정모형을 구성하고 개별 추정계수를 구할 수 있다. <표 3>은 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 인과하는지 여부를 검정하기 위한 오차수정모형의 추정결과를 제시하고 있으며, <표 4>는 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 인과하는지 여부를 검정하기 위한 오차수정모형의 추정결과를 담고 있다.

<표 3> 정부 R&D 투자에서 민간 R&D 투자로의 인과성 검정을 위한 오차수정모형의 추정결과

변 수	추정계수	t-통계량
상수항	1.254	2.45
$\Delta LRDP_{t-1}$	0.815	4.62
$\Delta LRDP_{t-2}$	-0.450	-2.87
$\Delta LRDG_{t-1}$	0.076	0.36
$\Delta LRDG_{t-2}$	0.043	0.21
$\Delta LRDG_{t-3}$	0.012	0.05
$\Delta LRDG_{t-4}$	0.309	1.36
$\Delta LRDG_{t-5}$	-0.009	-0.04
$\Delta LRDG_{t-6}$	0.176	0.83
$\Delta LRDG_{t-7}$	0.095	0.53
$\Delta LRDG_{t-8}$	0.005	0.03
$\hat{\epsilon}_{t-1}$	0.003	2.40
R^2	0.753	
F-통계량 (p -값)	3.329 (0.025)	

주) AIC (Akaike's information criterion)를 최소화시키는 수준에서 시차가 결정되었다.

두 추정결과에 제시된 F -통계량으로 판단하건대, ‘모든 추정계수가 0’이라는 귀무가설은 유의수준 5%에서 모두 기각되어 추정된 방정식은 통계적으로 유의하다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 다음과 같이 3가지 절차를 운용하여 Granger-인과성 유무를 검정하였다. 첫째, <표 3>에서 각 $\Delta LRDG$ 변수들의 추정계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대해 F -검정을 하여 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 Granger-인과하는지를 검정한다. 마찬가지로 <표 4>에서 각 $\Delta LRDP$ 변수들의 추정계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대해 F -검정을 하여 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 Granger-인과하는지를 검정한다. 이 검정은 단기 인과성 (short-run causality)을 검정하는 것이다.

둘째, <표 3>에 제시된 오차수정항의 추정계수에 대해 t-검정을 적용하여 통계적 유의성 여부를 판단함으로써 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 Granger-인과하는지를 검정한다. 마찬가지로 <표 4>에 제시된 오차수정항의 추정계수에 대해 t-검정을 적용하여 통계적 유의성 여부를 판단함으로써 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 Granger-인과하는지를 검정한다. 이 검정은 장기 인과성 (long-run causality)을 검정하는 것이다.⁸⁾

8) 한편 <표 3> 및 <표 4>에서 오차수정항의 계수가 0.003 및 0.001로 추정되었는데, 이는 장기균형에서의 이탈의 0.1~0.3%가 단기에 조정되며 나머지는 장기에 조정됨을 의미한다.

<표 4> 정부 R&D 투자에서 민간 R&D 투자로의 인과성 검정을 위한 오차수정모형의 추정결과

변 수	추정계수	t-통계량
상수항	0.689	1.33
$\Delta LRDG_{t-1}$	0.001	0.01
$\Delta LRDP_{t-1}$	-0.096	-0.62
$\Delta LRDP_{t-2}$	0.166	0.97
$\Delta LRDP_{t-3}$	-0.335	-1.91
$\Delta LRDP_{t-4}$	0.262	1.94
$\Delta LRDP_{t-5}$	-0.077	-0.66
$\Delta LRDP_{t-6}$	-0.263	-2.82
$\Delta LRDP_{t-7}$	-0.182	-1.66
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	0.001	1.00
R^2	0.721	
F-통계량 (p-값)	4.316 (0.006)	

주) AIC(Akaike's information criterion)를 최소화시키는 수준에서 시차가 결정되었다.

셋째, 첫 번째 검정과 두 번째 검정을 종합적으로 운용한다. 즉, <표 3>에서 각 $\Delta LRDG$ 변수들의 추정계수와 오차수정항의 추정계수가 모두 0이라는 결합 귀무가설에 대해 F-검정을 하여 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 Granger-인과하는지를 검정한다. 마찬가지로 <표 4>에서 각 $\Delta LRDP$ 변수들의 추정계수와 오차수정항의 추정계수가 모두 0이라는 결합 귀무가설에 대해 F-검정을 하여 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 Granger-인과하는지를 검정한다. 이 검정은 장기 균형으로 이끄는 단기조정 (short-run adjustment), 즉 강 인과성 (strong causality)을 검정하는 것이다.

<표 5> Granger-인과성 검정결과

대립가설	단기 Granger-인과성		장기 Granger-인과성	강 Granger-인과성	
	$\Delta LRDG$ 항	$\Delta LRDP$ 항	오차수정항	$\Delta LRDG$ 항 및 오차수정항	$\Delta LRDP$ 항 및 오차수정항
	F -통계량 (p-값)		t -통계량 (p-값)		F -통계량 (p-값)
정부 R&D 투자 \Rightarrow 민간 R&D 투자	13.43** (0.000)	-	2.40* (0.034)	15.21** (0.000)	-
민간 R&D 투자 \Rightarrow 정부 R&D 투자	-	9.73** (0.000)	1.00 (0.332)	-	8.52** (0.000)

주) * 및 **는 인과관계가 없다는 귀무가설 하에서 계산된 검정통계량이 각각 유의수준 5% 및 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

이상의 3가지 검정절차를 적용한 결과는 <표 5>에 요약되어 있다. 이 표의 두 번째 열에는 단기 인과성에 대한 검정결과가, 세 번째 열에는 장기 인과성에 대한 검정결과가, 네 번째 열에는 단기 인과성과 장기 인과성을 종합적으로 고려한 강 인과성에 대한 검정결과가 제시되어 있다. 먼저 단기 인과성 유무에 대해 살펴본다. 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 인과하는지에 대한 F -통계량은 13.43으로 계산되었는데 이 값은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하여 정부 R&D 투자에서 민간 R&D 투자로의 단기 인과성이 존재한다. 아울러 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 인과하는지에 대한 F -통계량도 9.73으로 계산되어 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 즉 민간 R&D 투자에서 정부 R&D 투자로의 단기 인과성이 존재한다. 따라서 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이에는 양방향의 단기 인과성이 존재한다고 결론을 내릴 수 있다.

다음으로 장기 인과성의 존재에 대해 살펴본다. 식 (1) 및 (2)의 추정결과가 제시된 <표 3> 및 <표 4>로부터 오차수정항의 t -통계량은 각각 2.40 및 1.00으로 계산되었다. 즉 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 인과한다는 대립가설은 유의수준 5%에서 채택되는 반면에, 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 인과한다는 대립가설은 유의수준 5%에서 채택되지 않는다. 따라서 정부 R&D 투자에서 민간 R&D 투자로의 장기적 인과성은 유의수준 5%에서 확인되지만, 민간 R&D 투자에서 정부 R&D 투자로의 장기적 인과성은 유의수준 5%에서 존재하지 않는다. 요컨대, 정부 R&D 투자에서 민간 R&D 투자로의 단방향 장기 인과성만 존재한다.

마지막으로, 강 인과성에 대해 살펴본다. 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 인과하는지를 검정하기 위해 $\Delta LRDG$ 항 및 오차수정항의 추정계수 모두가 0이라는 귀무가설 하에서 계산된 F -통계량은 15.21이다. 이 값은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하므로 정부 R&D 투자에서 민간 R&D 투자로의 강 인과성이 존재한다고 볼 수 있다. 한편 민간 R&D 투자가 정부 R&D 투자를 인과하는지를 검정하기 위해 $\Delta LRDP$ 항 및 오차수정항의 추정계수 모두가 0이라는 귀무가설 하에서 계산된 F -통계량은 8.52이다. 이 값도 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하므로 민간 R&D 투자에서 정부 R&D 투자로의 강 인과성이 존재한다고 볼 수 있다. 따라서 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이에는 양방향의 강 인과성이 존재한다고 결론을 내릴 수 있다.

이상의 연구결과를 요약하면 정부 R&D 투자는 민간 R&D 투자를 유발할 뿐만 아니라 민간 R&D 투자도 정부 R&D 투자를 유발한다. 즉, 우리나라에 있어서 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이에는 양방향의 인과관계가 존재한다. 보다 구체적으로 언급하면, 정부 R&D 투자에서 민간 R&D 투자로는 단기적 인과성, 장기적 인과성, 강 인과성이 모두 존재한 반면에, 민간 R&D 투자에서 정부 R&D 투자로는 단기적 인과성 및 강 인과성만 존재하고 장기적 인과성은 존재하지 않았다.

3.4 탄력성 분석

양방향의 인과관계가 확인된 상황 하에서, 본 소절에서는 인과의 크기에 대해 개략적으로 살펴보고자 한다. 민간 R&D 투자에 영향을 미치는 요인들은 많이 있지만 논의의 편의를 위해 정부 R&D만이 영향을 미치고 다른 요인들은 모두 상수항에 포함되어 있다고 가정한다. 3.2절에 제시되어 있는 공적분 검정 과정에서는 다음과 같은 정규화된 공적분 관계식이 도출된다.⁹⁾

이 식을 이용하면 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 유발하는 정도인 탄력성을 구할 수 있다. 이 탄력성 (η)은 정부 R&D 투자가 1% 늘어나면 민간 R&D 투자는 몇 % 늘어나는지를 의미하며, 식 (5)와 같이 계산된다.

$$\eta = \frac{\frac{\partial RDP}{RDP}}{\frac{\partial RDG}{RDG}} = \frac{\partial \ln RDP}{\partial \ln RDG} = \frac{\partial LRDG}{\partial LRDG} = 32.74 \quad \dots \dots \dots \quad (5)$$

이 값은 장기적 균형식으로부터 도출된 것이기에 장기 탄력성이다. 따라서 장기적으로 정부 R&D 투자의 1% 증가는民間 R&D 투자를 32.74% 증가시킨다. 비록民間 R&D 투자에 영향을 줄 수 있는 다른 요인들을 배제하고 분석한 것이기에 해석에 있어서 주의가 요망되기는 하지만 제법 큰 것이라 할 수 있다. 그렇다면 단기 탄력성은 크기는 얼마인가의 문제를 제기할 수 있다. 단기 탄력성을 유도하기 위해서는 식 (1)의 오차수정모형을 다음과 같이 다소 수정하여 추정하여야 한다.

$$\Delta LRDP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^L \beta_{1i} \Delta LRDP_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_2} \beta_{2j} \Delta LRDG_{t-j} + \beta_3 \Delta LRDG_t + \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t \quad \dots \dots \dots \quad (6)$$

식 (6)과 식 (1)의 유일한 차이점은 식 (6)의 우변에 $\Delta LRDG_t$ 이 추가되었다는 것이다. $\Delta LRDG_t$ 의 계수인 β_3 은 정부 R&D 투자가 1% 증가할 때 단기적으로 민간 R&D 투자를 얼마나 변화시키는지를 나타내는 단기 탄력성이다. 식 (6)을 추정한 결과 β_3 은 -0.028로 추정되었다.¹⁰⁾ 이 값은 정부의 R&D 투자가 1% 증가하면 단기적으로 민간 R&D 투자는 0.028% 감소함을 의미한다. 요컨대, 정부의 R&D 투자 증가는 단기적으로 민간 R&D 투자를 소폭 감소시키는 방향으로 작용하지만 장기적으로는 민간 R&D 투자를 대폭 증가시키는 방향을 작

9) 공적분 관계식의 보다 자세한 도출과정에 대해서는 Johansen and Juselius (1990)를 참고할 수 있다.

10) 추정결과 전체는 지면의 절약을 위해 제시하지 않는다. 하지만 필요시 저자에게 요청할 수 있다.

용한다. 단기적으로는 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자에 대해 대체적 관계를 가지지만 장기적으로는 보완적 관계를 가지는 것이다.

마찬가지로 식 (2)에 $\Delta LRDP_t$ 를 포함하여 분석하였더니 이 변수의 계수가 -0.145로 추정되었다. 민간 R&D 투자가 1% 증가할 때 정부 R&D 투자는 단기적으로 0.145% 감소한다. 하지만 식 (4)의 장기적 균형식으로부터 민간 R&D 투자가 1% 증가할 때 정부 R&D 투자는 장기적으로 0.029 (=1/32.74)% 증가함을 알 수 있다. 즉 민간 R&D 투자의 증가는 단기적으로 정부 R&D 투자를 감소시키지만 장기적으로는 정부 R&D 투자를 증가시킨다. 정부 R&D 투자에 대해 민간 R&D 투자가 단기적으로는 대체적 관계를 가지지만 장기적으로는 보완적 관계를 가지는 것이다. 이러한 점들은 흥미로운 부분이다.

4. 결론

본 연구의 중요한 목적은 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 인과관계를 보다 엄밀하게 살펴보는 것이었다. 이를 위해 본 논문에서는 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이에 Granger-인과관계가 존재하는 지 여부를 실증적으로 검정하고자 하였다. 요약하자면, Granger-인과성 검정을 적용하기에 앞서 단위근 및 공적분 검정을 통해 자료의 시계열적 특성을 분석하고 Granger-인과성의 방향을 검정하기 위해 오차수정모형을 추정하였다. 분석 결과 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이에는 양방향의 인과성이 존재함을 발견하였다.

정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이의 양방향 Granger-인과성의 발견은 몇 가지 유용한 정책적 시사점을 제공한다. 높은 수준의 정부 R&D 투자는 높은 수준의 민간 R&D 투자를 가져온다. 이것은 정부 R&D 투자를 줄이면 민간 R&D 투자를 저해할 수 있음을 의미한다. 물론 민간 R&D 투자에 영향을 미치는 많은 다른 요인들이 존재하고 정부 R&D 투자는 이 중의 일부이긴 하지만, 민간 R&D 투자의 증가를 위해서는 정부 R&D 투자도 늘어야 한다는 점은 분명해 보인다. 민간 R&D 투자 증가에 부정적인 영향을 미치지 않기 위해서는 정부 R&D 투자를 늘리려는 노력이 필요하다.

더군다나 본 연구는 민간 R&D 투자의 증가가 정부 R&D 투자의 증가를 가져온다는 주장도 성립함을 확인하였다. 민간 R&D 투자의 증가는 민간부문의 성장 혹은 생산성 증가에 긍정적인 영향을 미쳐 국가 전체의 부가 증가할 것이고 이는 다시 정부 R&D 투자를 늘릴 수 있는 재원으로 활용되어 정부 R&D 투자가 증가할 수 있는 것으로 해석된다. 따라서 민간 R&D 투자의 증가가 더 많은 정부 R&D 투자의 증가를 가져 올 것이라는 점은 직관적이라 할 수 있다.

그런데 이러한 점은 장기적 관점에서 성립된다는 점에 주의해야 한다. 단기적 영향을 알아보기 위해 Granger-인과성을 검정하기 위한 오차수정모형이 아닌 독립변수의 차분변수의 단기변수가 포함된 오차수정모형을 추가적으로 분석해 보았더니, 정부 R&D 투자는 단기적으로 민간 R&D 투자를 위축시키고 또한 민간 R&D 투자도 단기적으로 정부 R&D 투자를 위축시킴을 발견하였다. 즉 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자는 단기적으로는 서로를 구축(crowding out)시키는 대체적인 관계에 놓여 있으나, 충분한 조정이 이루어지는 장기에 있어서는 서로를 증가시키는 보완적인 관계에 놓여 있다고 할 수 있다. 바로 이러한 시사점을 단기와 장기의 관계를 종합적으로 살펴볼 수 있는 오차수정모형의 적용을 통해 구해졌다는 점에 있어서 본 연구에서 채택한 구도가 유용했음을 시사한다.

요컨대, 본 연구의 중요한 발견은 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자에 있어서 단방향 인과성보다는 양방향 인과성이 존재한다는 것이다. 일반적으로 우리나라와 같은 선진 개발도상국에 있어서 정부 R&D 투자는 민간 R&D 투자를 유발할 수 있는 하나의 중요한 요소임은 분명하다. 정부 R&D 투자는 2가지 경로를 통해서 민간 R&D 투자에 영향을 미칠 것이다. 하나는 정부부문에서 직접 사용하는 R&D 투자가 민간의 R&D 투자를 유발하며, 다른 하나는 정부부문에서 민간부문으로 지원하는 R&D 투자가 또한 민간의 R&D 투자를 유발한다. 또한, 민간 R&D 투자의 증가는 정부 R&D 투자에 영향을 미치는 여러 요소에 영향을 미칠 것이고 이는 다시 정부 R&D 투자를 늘릴 것이다.

본 연구에서 밝히고 있는 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자 사이의 인과적 관계와 이 결과의 정책적 시사점이 우리나라에만 국한된 것일 수도 있지만 본 연구에서 사용된 기법은 다른 나라의 시계열 자료에 쉽게 적용될 수 있다. 따라서 여러 국가를 대상으로 한 비교연구를 수행한다면 우리나라의 위치를 진단하고 세계적인 경향을 파악하는 데 의미가 있을 것이다. 아울러 본 연구에서 사용한 구도는 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자가 세금, 자본스톡, 고용, GDP와 같은 다른 경제적 요인에 의해 결정되는 다변량 시스템으로도 쉽게 확장될 수 있다는 점을 강조할 필요가 있다. 더군다나 그러한 분석은 정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자가 서로 인과하는 세부적 구조를 밝히는 데 기여할 수 있을 것이다.

또한 정부 R&D 투자가 민간 R&D 투자를 유발하는 정도를 보다 염밀하고 구체적으로 계량화하는 연구도 한 가지 유용한 후속작업이 될 것이다. 한편 본 연구에서 사용했던 자료는 32개에 불과하여 기간을 구분한 시계열 분석을 하지 못했다. 추후 자료가 추가적으로 확보된다면, 큰 변화가 있을 것으로 예상되는 시점을 전후로 구분한 자료에 근거하여 본 연구에서 제시한 구도를 적용할 필요가 있다. 마지막으로 정부 R&D 투자를 순수하게 정부부문에서 사용되는 것과 민간에 지원되는 것으로 구분하여 분석한다면 새로운 시사점을 밝힐 수도 있을 것이다.

〈참 고 문 헌〉

- 백명장 (1994), 「기업의 연구개발비가 이익과 매출 및 주가에 미치는 영향」, 연세대학교 대학원 경영학과 박사학위논문.
- 산업자원부 (1988), 「공업기반기술개발사업 10년 성과분석 및 개선방안 수립연구」, 연구보고 98-17-086, 산업기술정책연구소.
- 송종국 · 서환주 (2003), “기업의 R&D 구조변화와 정부정책 방향에 대한 소고”, 「기술혁신연구」, 제11권 제1호, pp. 79-97.
- 오세홍 · 임수진 · 손소영 (2002), “국내 연구개발투자와 경제성장간의 인과관계”, 「기술혁신연구」, 제10권 제1호, pp. 65-82.
- 이상만 (1994), 「연구개발비와 광고비지출의 이익예측력에 관한 연구: 경상이익 예측력을 중심으로」, 단국대학교 대학원 경영학과 박사학위논문.
- 장진규 · 안두현 (1992), “국내제조업의 연구개발투자와 생산성”, 「과학기술정책」, 제4권 제2호, pp. 34-43.
- 정보통신부 (2002), 「정보통신연구개발사업 투자성과분석 연구(VIII) - 국내외 연구개발사업 성과분석 방법론 및 사례조사」, 01-기반-43-08, 연구수행기관 : 호서대학교.
- 조성표 · 이연희 · 박선영 · 배정희 (2002), “R&D Scoreboard에 의한 연구개발투자의 성과의 연관성 분석”, 「기술혁신연구」, 제10권 제1호, pp. 98-123.
- 조영무 (1998), “연구개발비가 이익과 시장가치에 미치는 효과”, 한국회계학회 1998년도 동계학술연구발표회 발표논문집, pp. 83-111.
- 최은철 (1999), “Analysis of the Effect of R&D Investments on Economic growth”, 「기술혁신연구」, 제7권 제2호, pp. 1-20.
- Akaike, H. (1973), “Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle”, in B. Petrov and F. Csake (eds.), *Second International Symposium on Information Theory*, Budapest: Akademiai Kiado.
- David, P. A., B. H. Hall, and A. A. Toole (2000), “Is Public R&D a Complement or Substitute for Private R&D? A Review of the Econometric Evidence”, *Research Policy*, Vol. 29, pp. 497-529.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, C. W. J. (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, estimation and testing”, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.

- Geweke, J., R. Meese, and W. Dent, (1983), "Comparing Alternative Tests for Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence", *Journal of Econometrics*, Vol. 21, pp. 161-194.
- Glasure, Y. U. and A. -R. Lee (1997), "Cointegration, Error-Correction, and the Relationship between GDP and Energy: The Case of South Korea and Singapore", *Resource and Energy Economics*, Vol. 20, pp. 17-25.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relation by Econometric and Cross-Sectional Method", *Econometrica*, Vol. 37, pp. 424-438.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111-120.
- Guellec Dominique and B. Van Pottelsberghe (2000), "The Impact of Public R&D Expenditure on Business R&D", *STI Working Papers*, Paris: OECD.
- Guilkey, D. K. and M. K. Salemi (1982), "Small Sample Properties of the Three Tests of Causality for Granger Causal Ordering in a Bivariate Stochastic System", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, pp. 668-680.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169-210.
- MacKinnon, J. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", in R F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, pp. 267-276, New York: Oxford University Press.
- OECD (2003), *Science, Technology and Industry Scoreboard 2003*, Paris: OECD.
- Pantula, S. G., G. Gonzalez-Farias and W. A. Fuller (1994), "A Comparison of Unit-Root Test Criteria", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, pp. 449-459.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1989), "Interpreting the Evidence in Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, Vol. 40, pp. 161-182.
- Toda, H. Y. and P. C. B. Phillips (1993), "Vector Autoregressions and Causality", *Econometrica*, Vol. 61, pp. 1367-1393.
- Yoo, S. -H. and S. -J. Kwak (2004), "Information Technology and Economic Development in Korea: a Causality Analysis", *International Journal of Technology Management*, Vol. 27, in press.