

國家間에 技術革新收斂速度測定에 관한 研究

-韓國. 美國. 日本. 中國을 中心으로-

권성혁

(한국전자통신연구원, 기술혁신정책연구팀)

조상섭*

(한국전자통신연구원, 기술혁신정책연구팀)

요약: 본 연구는 우리나라를 중심으로 볼 때, 중요한 국가간 기술혁신의 수렴존재와 기술혁신의 수렴기간에 관한 실증연구를 목적으로 하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 선형적인 기술혁신의 확산을 가정한 결과로 볼 때, 분석대상국가간에 분석대상 국가간에 기술혁신의 확산이 이루어지고 있지 않았다. 둘째, 보다 직접적인 기술혁신존재 및 확산기간을 측정한 결과 선형을 가정한 AR(1)모형에서 추정된 계수값이 일본과 한국의 경우를 제외하고는 정상적인 형태로 나타났다. 셋째, 모수적 추정과 선형의 경우가 비모수적 추정과 비선형의 경우보다 기술혁신에 따른 수렴기간이 길게 나타났다. 특히 일본과 우리나라의 경우에는 선형을 가정하는 경우에는 기술혁신에 따른 수렴현상이 나타나지 않은 반면, 비선형인 경우에는 수렴현상이 나타났다. 마지막으로 미국과 우리나라의 기술혁신에 따른 수렴기간이 우리나라와 중국의 기술혁신에 따른 수렴기간보다 길게 나타났다. 따라서 기술혁신확산 및 수렴기간이 장기적인 경우 선형적인 기술혁신존재검증을 어렵게 할 수 있다는 가능성을 보여준다.

연구결과 정책적 시사점은 두 가지로 요약될 수 있다. 첫째, 우리나라의 경우에 기술혁신수준이 중국이 쉽게 모방할 수 있는 정도로 매우 낮다고 볼 수 있다. 둘째, 우리나라에 대한 중국의 기술혁신 모방에 대한 정책적 시사점으로는 우리나라 기술혁신의 주기가 짧으면서 자주 일어나야 한다.

*) 본 연구는 한국전자통신연구원의 공식의견과 관계가 없으며, 본 연구결과로 인한 모든 오류는 저자들에게 있음을 알려둡니다.

주 연락처: 한국전자통신연구원, 기술혁신정책연구팀, 조상섭, Tel: 042-860-5391, choss@etri.re.kr

I. 문제제기

기술혁신은 국가경제발전에 가장 중요한 경제요인으로 간주되고 있다. 우리나라의 경제상황을 보면, 경제성장의 본원적 생산요소인 자연자원이 부족하고, 과거에 상대적으로 풍부했던 노동자원이 경제성장요소로서 한계를 보이면서, 앞으로는 기술혁신을 통한 지속적인 경제성장을 이룩해야 한다는 경제성장방향에 대하여 커다란 이견이 없다.

최근 연구결과에 따르면, 자국의 기술혁신은 자국의 경제적인 노력뿐만 아니라 타국의 기술혁신이 전달되어 자국의 기술혁신역량이 증대되는 것으로 보고 되고 있다[Barro and Sala-i-Martin, (1999), Klenow and Rodriguez-Clare, (2004)]. 이러한 연구결과가 시사하는 바는 다음과 같이 두 가지로 요약될 수 있다 첫째, 기술혁신의 확산 및 수렴은 어떤 국가간에 이루어지는가? 둘째, 기술혁신의 확산 및 수렴은 어떤 경제적 요인에 의하여 결정되는가? 마지막으로 기술혁신의 확산 및 수렴기간은 어느 정도의 기간을 요구하는가?이다. 특히 기술혁신에 투입되는 경제적 자원이 기술혁신을 모방하거나 핵심기술혁신을 상용화하는 데 발생하는 비용보다 크기 때문에 기술혁신에서 후진국은 기술혁신의 선진국을 빠르게 따라잡을 수 있다. 따라서 국가간에 기술혁신의 확산에 존재와 그 수렴기간의 중요한 연구분야이다.

기술혁신의 수렴존재 또는 기간에 대한 이론적 연구방향에도 불구하고, 이러한 이론적 가능성에 대하여 실제 자료를 이용하여 어떻게 그 존재 및 기간에 대한 측정을 실시할 것인가는 또 다른 문제점을 야기한다. 즉 기존연구에서 가장 많이 사용하는 기술혁신에 대한 실증방법론은 선형적인 측정방법론과 모수적인 접근방법론을 이용하여 존재 및 기간의 측정을 실시하였다. 그러나 최근 다른 연구분야(예: 환율결정이론)에서는 비모수적 접근방법론에 따른 비선형적인 조정과정을 가정하여 주요 이슈에 대한 실증분석을 실시하는 실증 방법론적 추세에 있다. [Taylor, et al. (2000) 등] 본 연구에서도 이런 연구추세에 맞추어 기술혁신의 수렴존재 및 기간에 대한 실증분석을 시도하였다.

우리나라를 중심으로 볼 때, 기술혁신확산에 가장 중요한 국가로는 미국, 일본 그리고 중국을 생각할 수 있다. 미국과 일본의 경우에는 우리나라가 기술혁신을 받아들이는 국가로써 중요하며, 중국의 경우에는 우리나라 기술혁신이 중국에 확산되는 국가로써 중요한 국가이다. 이러한 기술혁신확산 및 수렴현상의 국가간에 중요성을 살펴보기로 한다. 이들 분석 대상국가의 개별적 경제적 규모를 보면, 2004년도에 미국이 11조억불로 나타났으며, 일본은 4조억불 그리고 중국은 1조억불(2003년도)로 나타나도 있다.

[표 1] 국가별 국내 총생산비교 (단위: 십억달러)

국가명	2000년	2001년	2002년	2003년	2004년
미국	9,817.0	10,127.9	10,487.0	11,004.1	11,734.9
일본	4,746.1	4,162.4	3,973.9	4,294.0	4,673.4
중국	1,079.2	1,191.2	1,303.6	1,468.1	na
한국	511.8	482.0	546.9	608.0	680.1

출처 : 한국은행 「<http://ecos.bok.or.kr>」 2005.7, IMF 「International Financial Statistics」 2005.7

OECD 「Main Economic Indicators」 2005.7

다음으로 분석 대상국가들의 수출과 수입의 총규모를 보면, 미국의 경우 약 2조3천억불이며, 중국이 1조 1천억원 그리고 일본이 1조억불정도로 나타나고 있다. 마지막으로 기술혁신이 가장 빈번한 전자통신제품의 생산규모를 보면, 미국이 2004년도에 2천7백억불이었으며, 일본이 1천9백억불 그리고 중국이 1천7천억불규모를 나타내고 있다.

[표 2] 국가별 수출·입 규모 (단위: 백만달러)

국가명	수출		국가명	수입	
	2003년	2004년		2003년	2004년
미국	724,771	818,520	미국	1,303,050	1,525,680
중국	437,899	593,439	중국	413,062	560,683
일본	471,817	565,675	일본	382,930	454,542
한국	193,817	253,845	한국	178,827	224,463

출처 : 한국무역협회 「무역통계」 2004, IMF 「International Financial Statistics」 2005.7

[표 3] 전자제품 생산액 (2004년) (단위: 백만달러)

국가명	2000년	2001년	2002년	2003년	2004년
미국	385,373	319,187	260,458	256,338	271,498
일본	263,562	194,461	162,400	180,190	197,807
중국	na	94,608	120,214	147,410	177,130
한국	76,023	53,648	62,361	73,752	90,285

출처 : Elsevier 「Yearbook of World Electronics Data」 2005

[표 1]에서부터 [표 3]에서 보듯이, 분석대상이 되는 미국, 일본, 한국, 그리고 중국은 국제적 경제지위를 비롯하여 우리나라에 경제적 영향력정도가 대단히 큰 나라들이다. 따라서 우리나라를 중심으로 볼 때, 이들 국가들은 기술혁신근원지와 발원지로써 미국과 일본 그리고 기술혁신확산의 대상 국가로써 중국은 앞으로 기술혁신을 연구하는 국가단위의 선정대상으로 중요한 역할을 한다고 볼 수 있다.

본 연구의 기술혁신측정단위는 국가단위에 기반을 두고 있다. 원론적으로 볼 때, 기술혁신의 확산존재 및 국가간에 수렴기간은 보다 기업중심 또는 산업중심에서 이루어지는 것이 일반

적이다. 그러나 국가단위분석이라는 분석자료의 제한성에도 불구하고, 국가성장 및 발전이라는 관점에서는 국가단위에서 기술혁신의 확산존재 및 조정 및 수렴기간의 측정은 매우 중요한 연구분야 중에 하나가 될 수 있다.

본 연구의 서술순서는 다음과 같다. 먼저 제 2장에서는 기술혁신의 확산 및 수렴의 이론적 근거를 살펴보고, 각 국가의 기술혁신을 어떻게 측정하였으며, 분석에 앞서 기술혁신의 일반적 통계치는 어떻게 나타났는가를 서술하였다. 제 3장에서는 분석대상국가간에 기술혁신의 확산이 존재하는가와 존재한다면, 두 국가간에 기술혁신에 대한 확산기간을 측정하였다. 마지막으로 본 연구를 요약하고, 기술정책적인 시사점을 도출하였다.

II. 기술혁신확산이론 및 기술혁신측정방법론

2.1 기술혁신확산이론

최근 국가간에 경제수준의 수렴화 현상에 대한 연구는 사회과학분야에서 가장 활발한 분야 중에 하나이다. Baumol (1986)은 기존 경제성장이론을 이용하여 국가간에 경제수렴화 현상이 존재함을 주장하였다. 즉 후진국의 경제성장률이 선진국의 경제성장률보다 높기 때문에 후진국은 선진국의 경제수준에 접근하게 된다는 경제수렴화가설을 제시하였다.

국가간에 경제수렴화의 중요한 원인으로는 다음과 같이 네 가지를 들고 있다. 먼저 경제가 발전함에 따라서 자본의 투입에 대한 수익률이 체감하기 때문에 경제성장률이 하락하게 된다. 둘째, 경제가 발전함에 따라서 경제주체들의 저축률이 하락하게 된다. 이러한 저축률의 하락은 경제발전에 따른 금융시장의 발전으로 뒷받침되기 때문이다. 셋째, 국제무역환경의 발전으로 인하여 자본이동이 원활하기 때문이다. 따라서 자본 수익률이 낮은 선진국에서 자본 수익률이 높은 후진국으로 자본이동이 이루어지기 때문에 경제성장의 수렴화가 이루어진다. 마지막으로 기술혁신이 점진적으로 확산된다면, 선진국과 후진국간에 경제성장의 수렴화가 이루어지게 된다.

본 연구의 주제를 고려해 볼 때, 마지막으로 제시한 경제수렴화의 원인을 보다 자세하게 다룰 필요가 있다. 기술혁신의 수렴에서 선진국과 후진국 또는 Leader-Follower모형은 후진국의 기술혁신수준과 기술을 채택하는 데 발생하는 비용에 따라서 수렴속도가 결정된다. 즉 선진국과 후진국의 기술혁신수준의 차이가 적을수록 그리고 모방하는 비용이 적을수록 기술혁신의 수렴기간은 적어진다. 이러한 두 국가간에 경제상태에서는 경제의 수렴화가 빠르게 진행될 수 있다.¹⁾

기술혁신의 확산 및 수렴기간측정에 대한 기존 연구결과를 살펴보면, Griliches (1957)은 미국 농작물에 대한 신종의 보급률은 동일한 농경환경과 해당 작물시장의 크기에 따라서 결정됨을 보였다. 역시 Mansfield et al. (1980)은 미국 48개 기술혁신에 대한 모방비용이 혁신비용에 65%에 도달함을 제시하고 있다. 또한 기술혁신의 확산에 따른 수렴기간은 기술혁신을 위한 연구개발기간의 70%에 달함을 주장하고 있다. 또 다른 연구에서 Mansfield (1985)은 기술혁신의 확산기간은 선도자와 추종자의 경제수준차이에 의하여 결정된다는 구체적인 연구결과로 미국에서 발생하는 기술혁신의 70%가 서로 비슷한 수준의 경쟁자간에 1년 이내에 확산됨을 보여주었다. Caballero et al. (1993)의 특허자료를 이용한 연구결과를 보면, 동일 산업에 종사하는 연구자간에 정보교환에 의한 기술혁신의 수렴기간이 1~2년 이내로 측정되었다.

기존 기술혁신의 수렴 또는 확산에 대한 분석들은 국가간 또는 산업 및 기업간에 기술혁신의 확산 또는 수렴과정이 단순한 선형관계를 가지고 전달된다는 가정에 근거를 두고 접근하였다. 그러나 Barro et. al (1999)에서 보여주고 있듯이 기술확산은 (i) 모방비용의 크기에 따

1) Leader-Follower모형에 대한 자세한 설명은 Barro, et al. (1999)의 8장을 참조할 것.

라서 (ii) 기술개발 및 확산을 위한 제도적 협력체계에 따라서 (iii) 기술개발의 Leapfrogging의 발생에 따라서 비선형적인 확산 및 수렴과정을 가질 수 있다. 이러한 가능성을 고려한 국가간에 기술혁신의 수렴가능성을 실증적으로 분석해야 한다.

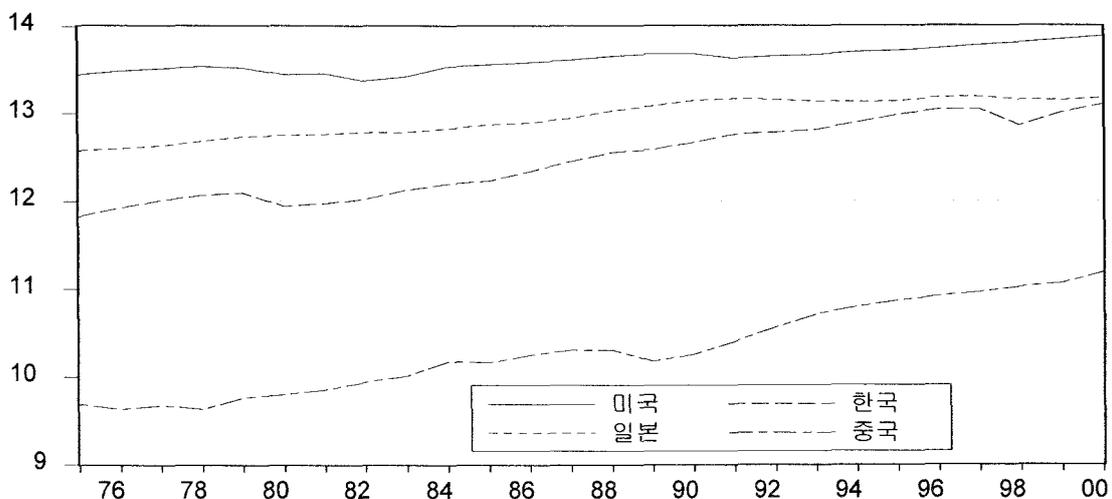
2.2 기술혁신의 측정방법론

본 연구에서 사용할 중요한 분석자료로 기술혁신자료는 Klenow and Rodriguez-Clare, (2004)가 사용한 국가수준의 자료를 이용하였다. 각 국가의 기술혁신측정은 이 자료를 이용하여 다음과 같은 방법으로 측정하였다.

$$tfp_{it} = y_{it} / [(\kappa \cdot y_{it})^\alpha (\exp(\pi \cdot h))^{(1-\alpha)}] \quad (1)$$

여기서 y_{it} 는 i 국가의 t 년도의 노동자당 실질국민소득을 말하며, κ 는 노동자당 자본장비을 즉 국민소득 1단위를 생산하기 위한 필요한 자본량을 말한다. 또한 α 는 노동자 보수율을 말하며, 본 연구에서는 1/3을 사용하였다[Gollin(2002)]. 다음으로 π 는 인적자본의 수익률로 0.085를 사용하였으며[Psacharopoulos and Patrinos, (2002)], h 는 15세 이상 노동자의 평균 교육연도수를 사용하였다[Barro and Lee(2000)].

상기 수식과 기술혁신측정에 필요한 자료를 이용하여 분석대상국가의 기술혁신량을 1975년부터 2000년까지 조사하면, 다음과 같은 몇 가지 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 미국은 조사기간 동안에 기술혁신의 Leader로써 지위를 유지하고 있었다. 둘째, 일본과 한국은 기술혁신역량의 차이가 조사기간 초기보다 많이 줄어들었다. 마지막으로 중국의 기술혁신역량이 빠르게 증대되고 있음을 알 수 있다.



(그림 1) 한국, 미국, 일본 그리고 중국의 기술혁신역량추세 (1975-2000)

다음으로 각 국가간에 기술혁신역량이 어느 정도나 단순한 상관관계가 있는지에 대한 상관 통계량을 살펴보았다. [표 4]를 살펴보면, 몇 가지 중요한 특징을 발견할 수 있다. 먼저 우리나라의 기술혁신역량은 일본의 기술혁신역량과 가장 밀접한 관계가 있음을 알 수 있다. 둘째, 중국은 미국이나 일본보다는 우리나라의 기술혁신역량과 밀접한 관계를 나타내고 있다.

[표 4] 기술혁신역량의 국가간에 상관계수

국가	미국	일본	한국	중국
미국	1	0.863	0.933	0.902
일본	-	1	0.962	0.905
한국	-	-	1	0.955
중국	-	-	-	1

[표 4]에서 보듯이, 우리나라는 중국의 기술혁신확산에 중요한 역할을 하는 것일까? 만일 중국에 우리나라의 기술혁신이 중요한 역할을 한다면, 과연 어느 정도나 중요한 역할을 하는 것일까? 이러한 중요한 물음에 대하여 [표 4]만으로는 정확한 답을 구하기 힘들다. 왜냐하면, 한 나라의 기술혁신역량은 지속적으로 축적이 되기 때문에 그 특성상에 간단하고 손쉬운 통계적 처리를 할 수 있는 정상적인 통계변수가 아니며, 상당히 복잡한 통계적 특징 때문에 단순한 상관계수로부터 상기의 답을 구하기 힘들기 때문이다.

상기에서 언급한 통계적 처리의 어려움에도 불구하고 다음과 같이 우리나라를 중심으로 한 국가간에 기술혁신확산 그리고 수렴의 가능성에 대한 존재 및 수렴기간에 대한 정확한 분석을 위해서 다음과 같은 분석전략을 설정하기로 한다.

- 미국은 모든 국가의 기술혁신의 선도국가이며, 만일 미국으로부터 우리나라가 기술혁신의 확산대상국가일 경우에 기술혁신의 수렴을 보이기 위해서는 두 나라의 기술혁신의 차이가 장기적으로 정상적 성질을 보일 것이다. 우리나라와 일본의 경우에도 마찬가지로의 가설이 성립하게 된다.
- 우리나라는 기술혁신의 선도국가이며, 만일 우리나라로부터 중국이 기술혁신의 확산대상 국가일 경우에 두 나라의 기술혁신의 차이는 장기적으로 정상적 성질을 보일 것이다.
- 분석 대상이 된 국가간에 기술혁신의 확산은 선형적으로 이루어질 수 있으나, 반면에 비선형적으로 이루어질 수 있다. 따라서 이와 같은 비선형의 경우를 반영한 분석이 이루어져야 한다.
- 기술혁신의 확산기간은 비선형적으로 이루어질 수 있기 때문에 국가간에 기술혁신확산 과정에 대한 비선형성을 고려해야 한다.

III. 기술혁신확산 및 수렴기간 측정방법론

3.1 기술혁신확산존재에 대한 실증방법론

제 2장에서 살펴본 네 가지 가설 및 가정의 성립여부는 기술혁신의 선진국과 후진국간에 대한 단위근 검정을 통하여 알아볼 수 있다. 두 국가간에 기술혁신에 관한 시계열자료에서 단위근검증과 수렴성 존재에 대한 이론적 근거로 Bernard et al. (1995)이 제시한 경제변수간에 수렴성의 정의에서 찾아 볼 수 있다. 이들은 두 국가의 경제예측기간이 장기일 경우 한 국가에서 특정 기술혁신의 충격이 발생할 경우, 두 국가간에 기술혁신의 차이를 나타내는 시계열변수차이가 단위근(Unit Root)을 가질 경우에 두 국가간에 기술혁신의 수렴은 발생하지 않는다는 것이다. 즉 기술혁신의 확산 및 수렴의 조건은 고정된 시점 t에서 국가 j와 국가 k사이에 기술혁신의 차이는 시간이 지남에 따라서 그 장기적 차이의 기대치가 작아져야 한다.²⁾

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(q_{i,t+n} - q_{k,t+n} | \mathcal{J}_t) = 0 \quad (2)$$

먼저 선형적인 기술혁신의 확산에 대한 분석대상변수에 대한 ADF 단위근 검정결과는 [표 5]에 나타났다. [표 5]에 나타난 특징을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 기술혁신의 선도국가로써 미국과 일본은 우리나라의 기술혁신확산에 영향력이 없는 것으로 나타났다. 둘째, 우리나라가 중국의 기술혁신확산에 영향을 미치고 있지 않은 것으로 나타났다. 따라서 최소한 선형적인 기술혁신의 확산형태는 분석대상국가간에 이루어지고 있지 않았다.

[표 5] 선형 ADF 단위근 검정결과

대상 국가	미국/한국	일본/한국	한국/중국
1lag	-0.999	-0.080	-1.790
2lag	-1.039	0.106	-2.385
3lag	-0.944	0.719	-1.848
평균 추정 계수값			

주요: 모든 단위근검정결과 대상변수는 단위근이 있는 것으로 나타남. 단지 우리나라와 중국의 경우는 단위근을 채택하기에 상당히 큰 t-값을 나타냄.

위 분석결과에 대한 해석은 다음과 같은 두 가지의 문제점을 보여준다. 첫째, 기술혁신의 확산 및 수렴형태가 비선형적으로 이루어지는 경우를 배제한 분석결과이다. 따라서 비선형적인 기술혁신의 확산 및 수렴이 이루어질 경우, 상기의 분석결과는 달라져야 한다. 비선형관계에서 국가간에 기술혁신의 수렴존재를 분석할 수 있는 방법론으로 Hansen(2000) 및 Caner and Hansen(2001)가 제시한 Threshold Autoregression(이후부터 축약하여 TAR)모형을 이용하여 기술혁신의 확산가설을 검증을 실시할 수 있다.³⁾ 둘째, 만일 기술혁신의 수렴기간이 매우 길게 나타날 경우에 기술혁신의 수렴은 존재하나 통계적 이유로 기술혁신수렴

2) R&D기반의 성장이론의 타당성에 대한 검증으로 패널 단위근 방법론을 이용한 기존 연구로는 조상섭, 정동진, 장승자 (2002) 참조할 것.

의 존재를 기각하게 되는 경우[분석 통계량의 파워문제]가 존재하게 된다.

이러한 상기에서 실시한 분석통계의 문제점을 고려하여 본 연구에서는 보다 직접적이고, 동시에 기술혁신의 수렴존재 및 수렴기간을 측정할 수 있는 분석방법론을 이용하였다.

3.2 기술혁신수렴속도에 대한 실증방법론

다음으로 국가간에 기술혁신환경이 정상적 균형상태에 있을 경우를 가정하자. 한 예로 만일 미국에서 어떤 기술혁신이 발생하였을 때, 우리나라에 기술혁신이 전달되어 다시 두 나라가 완전균형상태까지 기술혁신확산이 이루어지는 수렴기간을 계산할 수 있다.⁴⁾

기술혁신의 수렴기간은 기술혁신의 전달경로가 선형인 경우와 비선형인 경우로 나누어 계산할 필요가 있다. 즉 기술혁신의 전달이 단순히 전달되는 형태를 가정하는 경우와 복잡하게 전달되는 형태를 가정하는 경우가 있을 것이다. 또는 전달되는 기간동안에 서로 다른 전달속도를 보여줄 수 있다.

가. 선형모형의 경우

만일 q_t 가 두 국가간에 기술혁신의 장기적인 관계를 나타내는 다음과 같은 변수라고 정의한다.

$$q_t = y_t^i - y_t^j \quad (3)$$

여기서 y_t^i 은 기술혁신의 선진 국가를 y_t^j 는 기술혁신의 후진 국가를 나타낸다. 기술혁신에 관한 실증연구자들은 어떤 기술혁신충격에 따라서 두 국가간에 어떤 조정 또는 수렴속도로 기술혁신이 확산되어 결과적으로 균형상태에 도달하는지를 분석하고 싶어 한다. 가장 전통적인 접근방법은 단순한 선형시계열자료를 이용하는 방법이다.

$$q_t = \mu + \rho q_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

여기서 $|\rho| < 1$ 이며, $\mu = (1 - \rho)q$ 로 정의된다. 만일 장기적으로 두 국가간에 기술혁신차이가 없다는 가정의 경우에 상수항인 $\mu = 0$ 이 된다.

어떤 충격에 대하여 장기적 균형관계로 수렴하는 현상을 측정하는 가장 일반적인 방법은 충격함수를 분석하는 방법이다. 즉 균형관계의 q_t 에 어떤 일시적인 충격 δ 가 발생한 경우에 전반적인 형태를 나타내는 가장 포괄적인 방법이 된다. 즉 일차자기상관관계의 관계인

3) 보다 자세한 분석방법론의 설명은 조상섭 및 강신원 (2004)을 참조할 것.

4) 이를 계산하면, 만일 a와 b가 일반균형으로부터 초기 %이탈과 말기 %이탈일 경우에 이탈기간 n은 다음과 같이 결정됨. $n = (\ln b - \ln a) / \ln k_1$ 따라서 어떤 충격에서 균형에 도달하는 1/2기간은 $\ln(1/2) / \ln k_1$ 으로 계산됨.

AR(1)의 경우에 n차 단계의 충격의 크기는 $\rho^n \delta$ 로 측정된다. 다른 대안으로 많이 사용되는 측정방법은 균형관계에서 이탈의 반생애를 측정하는 방법이다.

반생애수렴기간이란 초기 균형수준 q_0 의 이탈이 반으로 줄어드는 데 필요한 기간수를 측정하는 방법이다. 충격함수방법론과 동일하게 AR(1)의 모형에서 $\rho^n \delta = \delta/2$ 는 반생애기간으로 $h = \ln(1/2)/\ln(\rho)$ 로 나타난다.⁵⁾

나. 비선형모형의 경우

두 국가간에 비선형적으로 조정되는 기술혁신과정은 여러 요인에 의하여 발생한다. 앞에서 살펴본 선형모형에서 반생애기간은 상수이며, 초기균형상태 q_0 와 상관없이 일정하며, 기술혁신의 충격크기인 δ 와 관계없이 결정된다. 그러나 기술혁신의 수렴현상을 일반적으로 볼 때, 초기 1/2기간동안에는 빠르게 수렴되다가 남은 기간인 1/2기간의 1/2기간은 느리게 수렴될 수 있다. 즉 δ 에서 $\delta/2$ 까지 수렴기간이 $\delta/2$ 에서 $\delta/4$ 에 도달하는 수렴기간이 더 짧을 수 있다. 더욱 중요한 조정 또는 수렴속도를 결정하는 요인은 초기 기술혁신상태와 일시적 기술혁신충격의 크기가 될 수 있다. 한 가지 가능한 예로 기술혁신충격의 크기가 매우 미세할 경우에 기술혁신수렴은 매우 느리게 진행될 수 있다. 그러나 선형수렴을 가정하는 경우에는 이러한 가능성은 모두 동일한 수렴기간을 나타내게 된다.

상기에서 본 비선형수렴을 가정하는 모형에서 수렴기간을 측정하는 것은 매우 어렵다. 이러한 어려움을 가장 간단하게 설명할 수 있는 모형이며, 실제 확산형태 및 수렴기간을 평가하는 연구에서 많이 사용되는 모형 중에 하나가 STAR(Smooth Transition Autoregressive Model)이다. 즉

$$q_t = \begin{cases} \mu + \rho q_{t-1} + \epsilon_t & q_{t-1} > c \\ q_{t-1} - q_{t-1} F(q_{t-1}) + \epsilon_t & -c \leq q_{t-1} \leq c \\ -\mu + \rho q_{t-1} + \epsilon_t & q_{t-1} < -c \end{cases} \quad (5)$$

여기서 STAR모형의 특징을 보면, Threshold $|q_{t-1}| \leq c$ 인 밴드 안에서는 매끄러운 전이함수인 $F(q_{t-1}) = 1 - \exp(-q_{t-1}^2)$ 를 사용하고 있으며, 이러한 함수형태로 인하여 국가간에 기술혁신의 차이가 정상상태에 접근하면 할수록 수렴속도가 작아지는 특징을 갖는다. 다음으로 두 밴드의 밖에서는 수렴속도가 정의 값을 가질 수 있도록 선형의 AR(1)의 형태를 가지고 있다. 이와 비교하여 전환함수형태가 TAR(Threshold Autoregressive Model)인 경우에는 수렴기간이 더욱 일정하지 못한 특성을 보인다.

앞에서 언급했듯이 비선형의 수렴을 가정하는 경우에는 여러 가지 조합(기술혁신충격의 크기, 초기상태 등)이 발생한다. 따라서 수렴기간을 가장 잘 나타내는 통계지표가 필요하다. 본 연구에서는 Poter (2000) 및 Shintani (2004)가 제시한 최대 Lyapunov인자를 이용하는 방

5) 일반적으로 공학(예: 원자공학)에서는 원자의 소멸가능성이 일정하기 때문에 반생애기간을 측정하는 데 선형의 모형에 입각한 기간을 측정함.

법을 사용하였다.

일반적으로 Lyapunov인자는 어떤 동태적 시스템의 안정성을 나타내는 인자이다. 특히 안정적인 동태적 시스템에서 Lyapunov인자는 수렴의 속도를 나타내는 지표가 된다. 이를 이용하면 비선형의 수렴가정에서도 선형의 AR(1)경우와 마찬가지로 다음과 같이 기술혁신충격에 의한 국가간에 수렴기간을 측정할 수 있다.

$$\hat{h} = \frac{\ln(1/2)}{T^{-1} \sum_{t=1}^T \ln |\hat{D}m(q_{t-1})|} \quad (6)$$

만일 특정한 비선형함수인 $Dm(q_{t-1})$ 의 일차 미분계수 값을 주어진 시계열자료로 추정할 수 있다면, 국가간에 기술혁신의 수렴기간을 비선형적으로 추정할 수 있게 된다. 본 연구에서는 Kernel형태의 국소다항회귀함수(Local Polynomial Regression)를 이용하여 함수 $Dm(q_{t-1})$ 의 일차 미분계수 값을 추정하였다.

상기에서 설명한 선형 AR(1)과 비선형방법론에 따라서 각 국가간에 기술혁신의 수렴기간을 추정하였다. [표 6]에 나타난 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 선형을 가정한 AR(1) 모형에서 추정계수 값은 일본과 한국의 경우를 제외하고는 정상적인 형태로 나타났다. 즉 기술혁신의 수렴관계가 나타났다. 그러나 일본과 우리나라의 경우 기술혁신의 충격발생은 누적적으로 축적되는 현상을 나타냈다. 이러한 연구결과는 조상섭 외(2004)에서도 나타났다. 둘째, 모수적 추정과 선형의 경우가 비모수적 추정과 비선형의 경우보다 기술혁신에 따른 수렴기간이 길게 나타났다. 특히 일본과 우리나라의 경우에는 선형을 가정한 경우에는 기술혁신에 따른 수렴현상이 나타나지 않은 반면, 비선형인 경우에는 수렴현상이 나타났다. 마지막으로 미국과 우리나라의 기술혁신에 따른 수렴기간이 우리나라와 중국의 기술혁신에 따른 수렴기간보다 길게 나타났다.

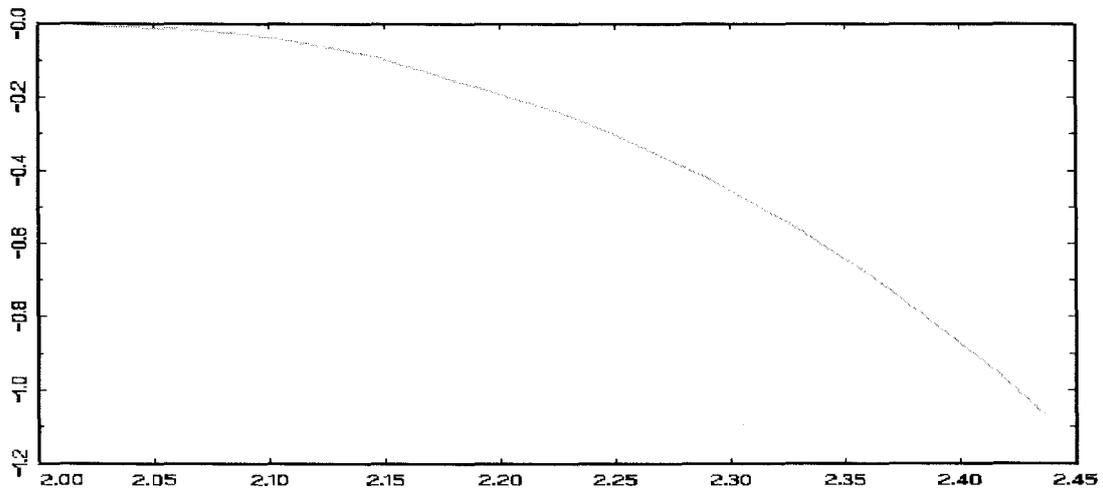
마지막 분석결과는 우리나라 기술혁신형태 및 지위에 대하여 시사점을 제공한다. 우리나라의 경우에 기술혁신수준이 중국이 쉽게 모방할 수 있는 정도로 매우 낮다고 볼 수 있다. 반면 미국의 기술혁신 수준이 상대적으로 어렵기 때문에 기술혁신에 따른 수렴기간이 비교적 길게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 (그림 1)는 우리나라와 중국의 기술혁신차이에 따른 수렴기간을 Lyapunov인자의 95% 신뢰구간별로 본 수렴기간의 시각적 형태이다. (그림 1)에서 가장 중요한 특징은 선형 AR(1)의 모형을 이용하여 수렴기간을 추정할 경우에 추정 계수값 크기 변동분에 따라 동일한 수렴기간을 보인 것과 달리 각 λ 값에 따라서 수렴기간이 선형이 아닌 비선형의 수렴기간을 나타냄을 알 수 있다. 이러한 결과는 기술혁신충격의 크기가 작을수록 국가간에 수렴기간이 길어짐을 보여주는 실증분석결과이다.

[표 6] 국가간 기술혁신수렴기간 측정결과

대상국가	모수적 추정과 선형을 가정			비모수적 추정과 비선형을 가정		
	ρ 평균	95% 신뢰구간	반생애 수렴기간	λ 평균	95% 신뢰구간	반생애 수렴기간
미국-일본	0.873	0.71~1.02	5.11	-0.174	-0.33~-0.01	3.96
미국-한국	0.985	0.90~1.06	47.24	-0.142	-0.22~-0.05	4.63
일본-한국	1.013	0.88~1.11	52.42	-0.138	-0.25~-0.02	4.98
한국-중국	0.758	0.46~1.05	2.50	-0.288	-0.44~-0.13	2.39

주의: 모수적 추정은 AR(1)계수인 ρ 을 OLS로 추정함 값임. 비모수적 추정의 경우에 λ 를 QS Kernel과 Optimal Window를 이용하여 Local Polynomial Regression으로 추정하였음.



(그림 1) 우리나라와 중국의 Lyapunov인자분포에 따른 기술혁신의 수렴속도
 주의: x축은 수렴기간을 y축은 가능한 Lyapuniv인자의 크기를 나타냄

IV. 요약 및 기술정책적 시사점

본 연구는 국가간에 기술혁신의 수렴에 대한 존재 및 기술혁신의 전달기간을 측정하는 데 목적을 두었다. 특히 기술선진국에서 후진국으로 기술혁신의 전달과정에서 선형과 비선형을 고려함으로써, 측정에 대한 정확성을 기하였다. 본 연구결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 선형적인 기술혁신의 확산을 가정한 결과로 볼 때, 분석대상국가간에 분석대상 국가간에 기술혁신의 확산이 이루어지고 있지 않았다. 즉 기술혁신의 선도국가로써 미국과 일본은 우리나라의 기술혁신확산에 영향력이 없는 것으로 나타났다. 역시 우리나라가 중국의 기술혁신확산에 영향을 미치고 있지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 보다 직접적인 기술혁신존재 및 확산기간을 측정한 결과 선형을 가정한 AR(1)모형에서 추정계수 값은 일본과 한국의 경우를 제외하고는 정상적인 형태로 나타났다. 즉 기술혁신의 수렴관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 일본과 우리나라의 경우 기술혁신의 충격발생은 누적적으로 축적되는 현상을 나타냈다. 셋째, 모수적 추정과 선형의 경우가 비모수적 추정과 비선형의 경우보다 기술혁신에 따른 수렴기간이 길게 나타났다. 특히 일본과 우리나라의 경우에는 선형을 가정하는 경우에는 기술혁신에 따른 수렴현상이 나타나지 않은 반면, 비선형인 경우에는 수렴현상이 나타났다. 마지막으로 미국과 우리나라의 기술혁신에 따른 수렴기간이 우리나라와 중국의 기술혁신에 따른 수렴기간보다 길게 나타났다. 따라서 기술혁신확산 및 수렴기간이 장기적인 경우에 선형적인 기술혁신존재검증이 어렵게 나타날 수 있다는 가능성을 제시한다고 볼 수 있다.

본 연구결과 정책적 시사점은 두 가지로 요약될 수 있다. 첫째, 우리나라의 경우에 기술혁신 수준이 중국이 쉽게 모방할 수 있는 정도로 매우 낮다고 볼 수 있다. 반면 미국의 기술혁신 수준이 상대적으로 어렵기 때문에 기술혁신에 따른 수렴기간이 비교적 길게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 기술혁신의 복잡성정도에 따른 종류가 기술혁신의 수렴기간을 결정함으로써 장기적으로는 보다 기술혁신의 종류에 대한 기술 정책적 고려가 있어야 한다. 둘째, 대 중국의 기술혁신 모방에 대한 정책적 시사점으로는 짧은 기술혁신주기와 기술혁신이 자주 일어나야 한다는 사실을 보여준다. 즉 짧은 기술혁신은 기술혁신수렴기간을 길게 하는 것으로 나타났다[특히 중국의 경우를 고려할 때에 중요한 기술정책적 시사점임].

미래 연구방향은 기술혁신의 전달과정의 변동에 대한 탐색이 중요한 연구방향이 될 수 있다. 기술혁신의 전달과정은 기술혁신발달전동에 따라서 변할 수 있다. 이에 대한 실증분석방향이 필요하며, 이 방향을 어떻게 실제 자료를 이용하여 측정할 것인가는 중요한 연구분야가 될 것으로 본다.

참고 문헌

- [1] 조상섭, 정동진, 장송자, (2002), R&D기반 성장모형의 실증분석, 『기술혁신연구』, 10, 91-105.
- [2] 조상섭, 강신원, (2004), “국가간 Technology 수렴에 대한 비교분석: 우리나라 주요 교역국을 중심으로”, 『국제경제연구』, 10, 259-275.
- [3] Barro, R., et al., (1999), *Economic Growth*, MIT Press.
- [4] Barro, R., et al., (2001), "International Data on Educational Attainment," NBER Working Paper 7911.
- [5] Baumol, W., (1986), "Productivity Growth, Convergence and Welfare", *American Economic Review* 76, 1072-10854.
- [6] Bernard, A., et al. (1995), "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics* 10, 97-108.
- [7] Caner, M., (2001), "Threshold Autoregression with a Unit Root", *Econometrica* 69, 1555-1596.
- [8] Caballero, et al., (1993), "How high are the Giants Shoulders?" *NBER Macroeconomics Annual*, 15-74.
- [9] Gollin, D., (2002), "Getting Income Shares Right," *Journal of Political Economy* 110, 458-474.
- [10] Griliches, Z., (1957), "Hybrid Corn: An Exploration in the Economics of Technological Change," *Econometrica* 25, 501-522.
- [11] Hansen, B., (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica* 68, 575-603.
- [12] Klenow, P., et al. (2004), "Externality and Growth," *Handbook of Economic Growth*, Forthcoming
- [13] Gollin, D., (2002), "Getting Income Shares Right," *Journal of Political Economy* 110, 458-474.
- [14] Griliches, Z., (1957), "Hybrid Corn: An Exploration in the Economics of

Technological Change," *Econometrica* 25, 501-522.

- [15] Mansfield, E., (1980), 'Basic Research and Productivity Increase in Manufacturing," *American Economic Review* 71, 1111-1112.
- [16] Potters, S., (2000), "Non-linear Impulse Response Functions", *Journal of Economics Dynamics and Control* 24, 1425-1445.
- [17] Psacharopoulos, G., et al., (2002), "Returns to Investment in Education", World Bank Policy Research Working Paper 2881.
- [18] Shintani, M., (2002), A Non-parametric Measure of Convergence toward Purchasing Power Parity, Vanderbilt University Working Paper.
- [19] Taylor, M. et al., (2000), "Nonlinear Adjustment, Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals", *Journal of International Money and Finance* 19, 33-53.