KDI 政策研究

제 21 권 제 3, 4 호 1999. Ⅲ · Ⅳ

租稅行政의 裁量性에 관한 經驗的 根據 …… 高英先… 3
論 評 : 安鍾範 / 玄鎭權

外換危機 以後 換率安定化에 대한 通貨政策의 效果 …… 曺東徹 Kenneth D. West… 63
－우리나라의 日別資料를 중심으로－ 洪性喆
論 評 : 李永燮 / 辛仁錫

經濟危機 以後 勞動市場 政策方向 …… 兪京濬…105
論 評 : 金大逸 / 曺東昊

國際比較를 통해 본 우리나라 및 東아시아의 成長要因 分析 …… 韓震熙 金鍾一…147
論 評 : 宋秉昊 / 洪基錫

外國人投資企業의 生産性效果 分析 …… 金承塡…215
論 評 : 兪成敏 / 韓震熙

編 輯 陣

委員長 沈相達
幹 事 辛仁錫
委 員 金東石 成素美
禹天植 趙成旭
韓震熙 洪基錫
編 輯 柳世熙

編輯問議 : 編輯委員會(958-4048)
購讀問議 : 發刊資料相談室(958-4326~7)

KDI 政策研究

『KDI 政策研究』는 우리나라 經濟·社會의 發展과 관련되어 제기되는 政策的·理論的 問題에 대한 연구결과를 논문형태로 수록하여 年 4回 發刊됩니다. 本誌의 發刊 目的은 大學 및 研究機關의 專門家들은 물론 정부정책담당자들이나 일반 독자들에게 本 研究院의 研究結果를 널리 紹介하는 데에 있습니다.

本誌에 실리는 論文 중 「政策研究」는 주로 懸案政策課題에 대한 分析과 政策代案을 제시하기 위한 연구로서 2人 이상의 院內外 專門家의 指名論評과 함께 게재되고 있습니다. 한편 「研究論文」은 本院의 政策研究過程에서 생산되는 새로운 지식과 정보를 체계적으로 소개하거나 또는 政策研究를 위한 새로운 해석과 접근방법을 모색하기 위한 연구로서 2人 이상의 院內外 專門家의 논평을 거쳐 수록되고 있습니다.

그러나 諸般 政策建議를 포함하여 이들 論文에 報告되는 一切의 內容은 執筆者 個人의 意見이며, 本院이나 編輯委員會의 公式意見과 같지 않을 수도 있습니다. 本誌의 內容은 出處 및 執筆者를 明示하는 한 자유로이 引用할 수 있습니다.

本誌는 발표되는 論文에 대한 讀者들의 솔직하고 생산적인 論評을 환영합니다.

租稅行政의 裁量性에 관한 經驗的 根據

高 英 先

(本院 硏究委員)

* 초고를 읽고 유익한 논평을 해주신 성균관대학교 안종범 교수, 한국조세연구원 현진권 박사, 그리고 本院의 세미나 참석자들에게 감사드린다

◇ 要　約 ◇

우리나라 조세행정의 문제점에 대해서는 그동안 여러 측면에서 논의가 진행되어 왔다. 본 연구는 이러한 문제점들 가운데 징세당국의 재량적 과세행위에 초점을 맞추고자 한다. 재량적 과세행위는 조세수입의 감소를 초래할 수 있으며 재정의 경기안정화기능을 약화시킬 수 있다. 예를 들어, 경기가 예상외로 활성화되어 징세노력을 특별히 강화하지 않더라도 예산상 정해진 세수를 쉽게 확보할 수 있는 경우, 당국이 실제로 징세노력을 덜 기울인다면 조세수입이 감소하고 경기안정화기능이 약화된다.

징세당국의 재량적 과세행위를 자료에서 포착하는 방법은 직관적으로 간단하다. 즉, 세수방정식에 일반적으로 사용되는 변수들(경상성장률 등) 외에 예산상의 세수목표 또는 예상했던 성장률을 독립변수로서 추가로 포함시키면 된다. 이들 변수들이 실제세수를 설명하는 변수로서 역할을 한다면 이러한 요인에 따라 징세노력이 변한다고 결론지을 수 있다.

본고의 추정결과에 따르면 실제성장률이 예상성장률보다 높으면 징세노력이 약화되고, 반대로 실제성장률이 예상성장률보다 낮으면 징세노력이 강화되는 경향이 나타난다. 이러한 경향은 소득세, 상속세, 부가가치세의 경우에 현저하며, 다른 세목에서는 별로 보이지 않는다. 만일 경기변동에 따라 당국이 징세노력을 강화시키거나 약화시키지 않았다면 이들 3개 세목에서 추가로 징수할 수 있었던 조세수입은 1980~98년간 평균적으로 GDP 대비 0.2%에 달하였을 것으로 추정된다. 또한 외국과 유사한 수준으로 재정수지의 경기안정화기능이 강화되었을 것으로 추정된다.

Ⅰ. 서 론

우리나라 조세행정의 문제점에 대해서는 그동안 여러 측면에서 논의가 진행되어 왔다(원윤희[1998], 현진권[1998, 2000a] 등). 먼저 효율성 측면에서는 전산화에도 불구하고 관련부처 간의 자료협조 미비나 비효율적인 과세정보관리 등이 문제점으로 지적되고 있다. 또한 효과성 측면에서는 서비스행정 또는 조장행정의 측면보다는 강제행정 또는 권력행정으로서의 성격이 상대적으로 강함으로 인해 국민들의 신뢰를 받지 못하고 자발적인 납세의식을 촉진시키지 못하고 있는 점이 지적된다. 특히 조세법률주의의 원칙에도 불구하고 납세자의 실제 조세부담이 상당 부분 과세관청의 행정행위를 통해 결정되는 것은 중요한 문제점으로 부각되고 있다. 표준소득률이나 신고기준율 등 각종 행정기준율에 의해 과세가 이루어지고 있으며, 지방세의 각종 과세표준도 시장·군수 등이 재량적으로 결정하는 과세시가표준액에 의하여 결정되고 있기 때문이다.

본 연구는 이러한 문제점들 가운데 징세당국의 재량적 과세행위에 초점을 맞추고자 한다. 재량적 과세행위는 납세자들이 느끼는 조세부담의 불확실성을 증대시켜 경제활동에 부정적 영향을 미칠 수 있으며, 납세자들 간 조세부담의 불공평성을 초래할 수 있고, 조세수입규모가 재량성이 개입되지 않았을 경우보다 작아질 수 있다. 또한 극단적인 경우에는 부패와 비리로 연결될 수 있다.

이 가운데 정부의 입장에서 특히 문제가 될 수 있는 것은 재

량적 과세행위로 인한 조세수입의 감소이다. 예를 들어, 경기가 예상외로 활성화되어 징세노력을 특별히 강화하지 않더라도 예산상 정해진 세수를 쉽게 확보할 수 있는 경우에는 통상적인 징세노력을 기울였을 때보다 세수가 줄어들 수 있다.[1)]

물론 반대로 예상외로 경기가 침체되어 예산상 정해진 세수를 확보하기 위해서 보다 많은 징세노력을 기울일 경우에는 세수가 늘어나게 된다. 그러나 만일 평균적으로 성장률 예측이 실적치를 하회하는 경향이 있다면, 평균적으로 성장률 예측이 실적치와 근접한 경우 또는 이를 상회하는 경우보다 세수가 줄어들 것이다.

징세노력이 조세수입에 미치는 영향이 클 경우 발생하는 또 다른 문제점으로는 재정의 자동안정화기능이 저해된다는 점을 지적할 수 있다. 성장률 예측이 평균적으로 실적치에 상당히 근접하고 있다 하더라도, 개별 연도에 있어서는 예측치가 실적치를 상회하거나 하회하게 된다. 특히 경기예측은 특성상 과거의 자료를 바탕으로 이루어지기 때문에 내년에도 금년과 같이 경기상승이 지속되거나 경기하강이 지속될 것이라는 결론을 내리는 경우가 많다. 즉, 경기고점(peak)과 경기저점(trough)을 제대로 예측하지 못하는 것이다.

만일 경기고점을 제대로 예측하지 못하여 경기가 예상치 못한 하강국면에 진입할 경우를 생각해 보자. 정상적인 상황에서는 경기하강에 따라 조세수입이 줄어들도록 방치하는 것이 바람직하지만, 징세당국의 입장에서 주어진 세입목표를 달성해야 하는 부담이 있다면 징세노력을 강화하여 조세수입의 감소폭을 줄이려 할 것이다. 이에 따라 세입의 자동안정화기능이 저해된다. 반대

1) 또 다른 예로서 부패와 비리로 인해 조세수입이 정부로 귀속되지 않고 징세공무원들의 개인수입으로 전환되는 경우도 생각할 수 있다.

로 경기저점을 제대로 예측하지 못한 경우에도 역시 세입의 자동안정화기능이 저해된다.

본 논문은 과연 이러한 현상이 실제로 발생하고 있는지를 살펴보는 데 목적이 있다. 이를 위해 조세수입을 설명하는 변수로서 성장률 예측치나 예산상의 세입규모가 통계적 유의성을 갖는지를 분석한다. 만일 앞에서 설명한 것처럼 성장률 예측이나 예산상의 세입규모에 따라 징세노력의 정도가 달라지고, 이에 따라 실제의 조세수입이 영향을 받는다면, 성장률 예측치나 예산상의 세입규모는 조세수입을 설명하는 변수로서 통계적 유의성을 보여야 한다.

본 논문의 분석결과에 의하면 성장률 예측치는 조세수입에 영향을 미치는 변수로 나타난다. 즉, 징세행정의 재량성이 조세수입에 영향을 미치는 것으로 해석된다. 세목별로 살펴볼 때 이러한 경향은 더욱 뚜렷이 나타난다. 개인소득세, 상속·증여세, 부가가치세의 경우에는 성장률 예측치가 조세수입에 큰 영향을 미치지만, 특별소비세, 인지세, 관세의 경우에는 조세수입에 별 영향을 미치지 않는다. 법인세의 경우는 표본기간에 따라 다소 상반되는 결과를 얻게 된다.

개인소득세나 부가가치세는 표준소득률이나 신고기준율 등으로 인해 징세당국이 재량을 발휘할 여지가 상대적으로 많으므로 이들의 경우 성장률 예측치가 조세수입에 영향을 미치는 정도가 큰 것은 당연한 결과로 보인다. 상속·증여세의 경우에도 세원을 포착하기 어렵기 때문에 징세노력의 많고 적음에 따라 세수확보가 큰 영향을 받는 것으로 파악된다. 반면 특별소비세, 관세, 인지세는 조세체계상 징세당국이 재량을 발휘할 여지가 적고, 세원도 쉽게 노출이 되어 있어 징세과정에서 재량성이 거의 개입되지 않는 것으로 보인다.

이러한 결과를 바탕으로 본 논문에서는 만일 통상적인 징세노력을 지속적으로 기울였다면, 즉 징세과정에서 재량성이 발휘되지 않았다면 어느 정도 세수가 증가 또는 감소하였을 것인가를 살펴본다. 추산결과는 일부 세목(개인소득세, 상속·증여세, 부가가치세)의 경우 연도에 따라 상당한 규모의 세수가 추가로 확보될 수 있었을 것임을 보여준다.

마지막으로 본 논문에서는 징세당국이 통상적인 징세노력을 지속적으로 기울였다면 세입의 경기안정화기능이 어느 정도 강화되었을 것인가를 살펴본다. 우리나라에서 재정의 경기안정화기능은 외국에 비해 약했던 것으로 평가된다. 만일 경기상황과 무관하게 당국이 일정한 징세노력을 지속적으로 기울였다면 세입의 경기안정화기능이 강화되어 전반적인 재정의 경기안정화에 기여하였을 것으로 예상할 수 있다. 본고의 분석결과는 이러한 가설을 지지하고 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 Ⅱ장에서는 조세행정의 재량성을 파악하기 위한 네 가지 모형을 제시한다. 그리고 Ⅲ장에서는 당국이 그동안 세수를 얼마나 잘 예측해 왔는지를 참고로 살펴본다. Ⅳ장에서는 모형추정 결과를 제시한다. Ⅴ장에서는 이러한 결과가 세수확보의 측면과 경기안정화 측면에서 어떠한 점을 시사하는지 살펴본다. Ⅵ장에서는 주요 내용을 요약하고 결론을 짓는다.

Ⅱ. 모 형

본 논문에서 살펴보는 세목은 개인소득세, 법인세, 상속·증여세, 부가가치세, 특별소비세, 인지세, 관세이다. 이들 7개 세목은 통상적으로 전체 국세의 70~90%를 차지해 왔다(고영선[2000]). 아래에서는 네 가지 모형을 설정하여 7개 세목 각각에 대해 징세행정의 재량성을 검증하기로 한다.

1. 모형 1

이제 특정 세목(예를 들어, 소득세)의 세수 T^*와 경상GDP는 다음 식 (1)과 같은 관계를 가진다고 가정하자.

$$\log T^* = \alpha + \beta \log GDP. \quad \cdots\cdots (1)$$

식 (1)의 T^*는 통상적인 징세노력을 기울일 때의 세수, 즉 재량적으로 세수를 늘리거나 줄이지 않을 때의 세수를 나타낸다.[2] 실제로는 징세과정에서 당국의 재량이 개입되므로 실제의 세수 T는 잠재적인 세수 T^*와 달라지게 된다. 식 (1)에서 β는 경상GDP에 대한 잠재적인 세수의 탄력성이다.

표기를 단순화하기 위해 $y^* = \log T^*$, $x = \log GDP$, $y = \log T$로 표현하자. 그러면 식 (1)은 다음 식 (1′)이 된다.

2) 보다 엄밀히 말하면 T^*는 경상성장률의 실적치가 예상치와 같을 경우의 세수이다.

$$y^* = \alpha + \beta x. \quad \cdots\cdots (1')$$

이제 예상보다 경기가 침체되어 내년도 x의 값이 z보다 작은 x_1으로 실현된 경우를 생각해 보자. 이 경우 징세당국은 추가적인 징세노력을 통해 식 (1′)에서 계산되는 세수보다 더 많은 세수를 거두어들인다. $x = x_1$일 경우 식 (1′)에서 계산되는 y값을 y_1^*라 하고, 추가적인 징세노력을 통해 실현된 y값을 y_1이라 하면

$$y_1 > y_1^* \equiv \alpha + \beta x_1 \quad \cdots\cdots (2)$$

이 된다.

반대로 만일 예상보다 경기가 활성화되어 내년도 x의 값이 z보다 큰 x_2로 실현된다면, 징세당국은 징세노력을 줄이게 된다. $x = x_2$일 경우 식 (1′)에 따라 계산되는 세수를 y_2^*라 하고 징세노력을 줄일 경우의 y를 y_2라 하면

$$y_2 < y_2^* \equiv \alpha + \beta x_2 \quad \cdots\cdots (3)$$

이 된다.

결론적으로 실제의 세수는 잠재적인 세수보다 경상GDP에 대한 탄력성이 작아지게 된다. 실제세수의 탄력성을 b라 표현하고 x와 y 사이의 관계를 다음 식 (4)와 같이 표현하자.

$$y = a + bx. \quad \cdots\cdots (4)$$

앞의 논의에 따르면

$$\beta > b \quad \cdots\cdots (5)$$

의 관계가 성립한다. 즉, 실제의 탄력성은 잠재적인 탄력성을 하회한다. 이는 서론에서 언급한 바와 같이 재량적 징세행정으로

인해 세입의 자동안정화기능이 감소하는 경향을 나타낸다. 이러한 관계는 다음 [그림 1]에 제시되어 있다.

[그림 1]에 따르면 $x = z$일 때, 즉 경상GDP 예측치가 실적치와 같을 때 잠재세수와 실제세수는 같아진다. 따라서 $y^* = y$가 되고

$$\alpha + \beta z = a + bz \quad \cdots\cdots (6)$$

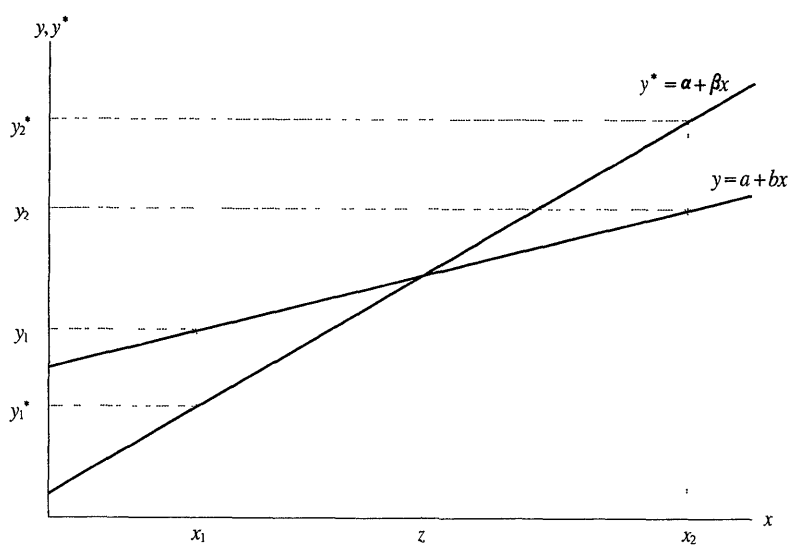
가 성립한다. 그리고 식 (6)을 a에 대해 정리하면

$$a = \alpha + (\beta - b)z \quad \cdots\cdots (7)$$

이 된다. 식 (7)에서 보는 바와 같이 a는 z값에 따라 변하는 변수이다. 이는 [그림 1]에서 $y = a + bx$의 곡선이 z값에 따라 위로(z값이 높아질 때) 또는 아래로(z값이 낮아질 때) 움직이는 것으로 표현된다.

이제 식 (7)을 식 (4)에 대입하면 다음 식 (8)이 도출된다.

[그림 1] 잠재적 조세수입과 실제의 조세수입(모형 1)



$$y = \alpha + bx + (\beta - b)z. \quad \cdots\cdots (8)$$

식 (8)에 따르면 실제세수의 로그값은 실제의 경상GDP뿐 아니라 전년도에 예상한 경상GDP 수준으로부터도 영향을 받는다. 식 (5)에 따르면 $\beta - b > 0$이므로 식 (8)에서 z의 계수값은 양(+)이 된다. 즉, 전년도에 예상한 경상GDP가 높을수록 징세노력이 강화되어 금년도의 세수가 높아진다.

이러한 가설을 검증하기 위해서는 식 (8)을 회귀분석하여 z의 계수값이 양(+)이 되는지를 살펴보면 된다. 그러나 고영선(2000)의 결과에 의하면 경상GDP나 개별 세목의 세수가 단위근을 보이는 경향이 있으므로 식 (8)을 그대로 회귀분석하지 않고 식 (8)의 양변을 식 (9)와 같이 차분하여 회귀분석하였다.

$$\Delta y = b\Delta x + (\beta - b)\Delta z. \quad \cdots\cdots (9)$$

위의 식 (9)가 모형 1의 형태이다. 실제 회귀분석에서는 식 (9)에 상수항 및 오차항을 포함시켜 회귀분석하였다. 식 (9)를 회귀분석하여 얻어지는 Δz의 계수값이 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이면 이 세목에서는 징세당국의 재량성이 개입하는 것으로 판단한다.

식 (9)에서 Δx의 계수값(b)과 Δz의 계수값($\beta - b$)을 합하면 β의 값이 얻어진다. 이는 징세당국이 재량을 발휘하지 않았을 경우 세수의 경상GDP에 대한 탄력성이다. 이를 사용하면 잠재적 수준의 세수, 즉 식 (1)의 T^*에 대한 추정치를 얻을 수 있다.

2. 모형 2

모형 1에서는 징세당국이 징세노력을 높일 것인가 또는 낮출

것인가를 판단하는 기준으로서 예상 경상GDP와 실제 경상GDP를 사용한다고 가정하였다. 즉, 예산상의 세수규모는 징세노력을 강화하거나 축소하는 데 있어 직접적인 관계가 없고, 예상성장률과 실제성장률만이 고려된다고 가정하였다.

그러나 실제로 당국의 징세노력을 결정짓는 직접적인 지표로 삼는 것은 예산상의 세수규모일 수 있다. 즉, 실제의 세수규모가 예산상의 세수규모보다 적어질 것으로 보이면 징세노력을 강화하고, 반대로 많아질 것으로 보이면 징세노력을 축소한다는 것이다. 실제로 징세당국은 세수 진도비를 기준으로 조세행정을 집행하는 경향이 있다. 이것이 사실이라면 예상 경상GDP가 아닌 예산상의 세수규모를 지표로 삼아 조세행정의 재량성을 검증할 필요가 있다.

이러한 검증은 다음과 같은 방식으로 진행시킬 수 있다. 먼저 재량이 개입되지 않을 경우의 세수방정식은 모형 1의 식 (1′)과 같으며 재량이 개입될 경우의 세수방정식은 식 (4)와 같다. 그리고 w를 예산상 세수규모의 로그값으로 정의하자.

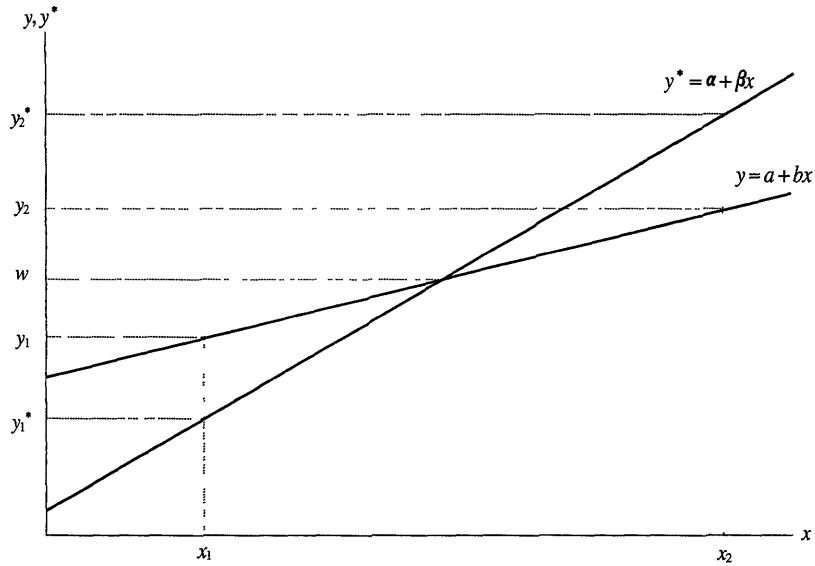
[그림 2]는 이러한 관계를 나타낸 것이다. 예를 들어, 잠재적인 세수가 예산상의 세수 w에 못 미치는 y_1^*에 그칠 것으로 전망되면, 당국은 징세노력을 강화하여 실제세수를 y_1 수준으로 끌어올리게 된다. 반대로 잠재적인 세수가 예산상의 세수 w를 초과하는 y_2^*에 달할 것으로 전망되면, 당국은 징세노력을 약화시켜 실제세수를 y_2 수준으로 끌어내리게 된다. 따라서 모형 2의 경우에도 모형 1과 마찬가지로 식 (5), 즉 $\beta > b$의 관계가 성립한다.

이제 식 (1′)과 식 (4)를 x에 대하여 정리하면 각각

$$x = (y^* - \alpha)/\beta, \quad \cdots\cdots (1'')$$

$$x = (y - a)/b \quad \cdots\cdots (4')$$

[그림 2] 잠재적 조세수입과 실제의 조세수입(모형 2)



가 된다. [그림 2]에서 보는 바와 같이 $y = y^* = w$일 때 식 (1″)과 식 (4′)의 좌변에 있는 x값들이 같아져야 하므로

$$(w-\alpha)/\beta = (w-a)/b \quad \cdots\cdots (10)$$

이 된다. 식 (10)을 a에 대하여 정리하면

$$a = (1-\frac{b}{\beta})w + \frac{b\alpha}{\beta} \quad \cdots\cdots (11)$$

가 된다. 식 (11)을 식 (4)에 대입하면 다음 식 (12)가 도출된다.

$$y = \frac{b\alpha}{\beta} + bx + (1-\frac{b}{\beta})w. \quad \cdots\cdots (12)$$

모형 1과 마찬가지로 모형 2에서도 식 (12)를 다음 식 (13)과 같이 차분하여 이를 추정하였다.

$$\Delta y = b\Delta x + (1-\frac{b}{\beta})\Delta w. \quad \cdots\cdots (13)$$

실제 회귀분석에서는 모형 1과 마찬가지로 식 (13)에 상수항 및 오차항을 포함시켜 회귀분석하였다. 모형 2에서 징세당국의 재량성에 관한 검정은 Δw의 계수가 양(+)으로서 통계적인 유의성을 갖는가를 검정하는 것이 된다. 식 (5)에 따르면 $1-\frac{b}{\beta}>0$이 되기 때문이다.

3. 모형 3

모형 3과 모형 4에서는 잠재적 세수와 경상GDP 사이의 관계가 단순한 선형관계가 아니라 오차수정모형(error-correction model)의 형태를 갖는다고 가정한다. 즉 식 (1′)을 대신하여 다음 식 (14)의 관계를 상정한다.

$$\Delta y^* = \alpha + \beta \Delta x - \gamma(y_{-1} - \delta x_{-1}). \quad \cdots\cdots (14)$$

식 (14)에서 β는 x에 대한 y^*의 단기 탄력성을 의미한다. 즉, 징세당국이 재량을 발휘하지 않고 통상적인 징세노력을 기울일 경우 y^*는 $\beta\Delta x$만큼 증가한다고 가정한다. 또한 y는 x와 장기적으로 $y = \delta x$의 관계를 갖는다고 가정한다.[3] γ는 y가 이러한 장기적인 관계에서 이탈할 때 이것이 얼마나 빨리 수정되는지를 나타낸다. 아래에서는 징세당국이 징세노력의 강화를 통해 γ, 즉 오차수정의 속도에도 영향을 미칠 수 있다고 가정한다.

실제의 세수증가율 Δy는 다음 식 (15)와 같이 결정된다.

$$\Delta y = a + b\Delta x - c(y_{-1} - \delta x_{-1}). \quad \cdots\cdots (15)$$

3) 고영선(2000)에 따르면 많은 경우 이러한 공적분 관계가 성립하는 것으로 나타난다. 세율 등 조세구조가 거의 매년 변하는 상황에서 왜 이러한 관계가 성립하는지는 명확지 않다. 아마도 이는 정부가 경제규모 등을 감안하여 세입수준을 적정한 수준에 유지하도록 조세구조를 바꾸어 나가기 때문으로 보인다.

모형 1에서와 마찬가지로 실제의 단기 탄력성 b는 잠재적인 단기 탄력성 β보다 작다. 즉, 식 (5)가 성립한다. 또한 예상성장률이 실제성장률과 같을 때, 즉 $\Delta x = \Delta z$일 때 잠재 세수증가율 Δy^*과 실제 세수증가율 Δy는 같아진다. 그러면

$$\alpha + \beta \Delta z - \gamma(y_{-1} - \delta x_{-1}) = a + b\Delta z - c(y_{-1} - \delta x_{-1}) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (16)$$

이 되며, 식 (15) 및 식 (16)으로부터 다음 식 (17)과 같은 관계가 도출된다.

$$\Delta y = \alpha + b\Delta x + (\beta - b)\Delta z - \gamma(y_{-1} - \delta x_{-1}). \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (17)$$

식 (17)이 모형 3의 형태이다. 모형 3에서도 징세당국의 재량성에 대한 검정은 Δz의 계수가 양(+)으로서 유의한지를 검정하는 것이 된다. 또한 식 (17)을 추정한 후 Δz의 값에 Δx의 값을 대입하여 Δy의 값을 계산하면 이것은 식 (14)에 따라 Δy^*의 추정치가 된다. 이는 당국이 통상적인 징세노력을 기울였을 때의 세수증가율로 해석된다.

4. 모형 4

모형 4에서는 모형 2와 마찬가지로 Δz 대신 예산상의 세수증가율을 기준으로 모형을 구성하였다. 즉, Δw를 예산상의 세수증가율로 정의하고, 모형 2에서와 같은 과정을 거쳐 다음 식 (18)을 도출한다.

$$\Delta y = \frac{b\alpha}{\beta} + b\Delta x + (1 - \frac{b}{\beta})\Delta w - \frac{b\gamma}{\beta}(y_{-1} - \delta x_{-1}). \quad \cdots\cdots (18)$$

식 (18)이 모형 4의 형태이다. 모형 4에서도 징세당국의 재량성에 대한 검정은 Δw의 계수가 양(+)으로서 유의한지를 검정하

는 것이 된다.

5. 모형 요약

위의 논의를 요약하면 네 가지 모형은 다음 〈표 1〉과 같이 정리된다. 표에서 알 수 있듯이 모형 3은 모형 1의 확장된 형태이며, 모형 4는 모형 2의 확장된 형태이다. 따라서 모형 1과 모형 2를 별도로 고려할 필요가 있는지의 문제가 제기된다. 그러나 나중에 제시하는 바와 같이 모형 1은 모형 3과 상당히 다른 검정결과를 보여주고, 모형 2 역시 모형 4와 상당히 다른 검정결과를 보여주기 때문에 모든 모형에 대해 계수추정 및 가설검정의 결과를 제시하고자 한다.[4)]

〈표 1〉 모형 요약

모형	형 태	가 설
1	$\Delta y = b\Delta x + (\beta - b)\Delta z$	$\beta - b > 0$
2	$\Delta y = b\Delta x + (1 - \frac{b}{\beta})\Delta w$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$
3	$\Delta y = \alpha + b\Delta x + (\beta - b)\Delta z - \gamma(y_{-1} - \delta x_{-1})$	$\beta - b > 0$
4	$\Delta y = \frac{b\alpha}{\beta} + b\Delta x + (1 - \frac{b}{\beta})\Delta w - \frac{b\gamma}{\beta}(y_{-1} - \delta x_{-1})$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$

주 : $y = \log T$, $w = \log \overline{T}$, $x = \log GDP$, T는 실제의 세수, $\overline{T}$는 예산상의 세수, GDP는 실제의 경상 GDP를 의미. Δz는 예산상의 경상GDP 증가율(로그 증가율)을 의미.

4) 또한 고영선(2000)에 따르면 세수추계에 있어 모형 3 또는 모형 4와 같은 오차수정모형을 사용하였을 경우와, 모형 1 또는 모형 2와 같은 단순한 탄성치 모형을 사용하였을 경우에 세수추계의 예측력이 별다른 차이를 보이지 않는다. 오차수정모형의 추정결과에서는 오차수정항의 계수값들(δ, γ)이 통계적으로 유의한 것으로 나타나지만, 이를 사용하여 향후 세수를 예측해 보면 단순한 탄성치 모형에 비해 예측오차가 반드시 작아지지는 않는 것이

모형 1과 모형 3에서 Δz는 예산상의 경상GDP 증가율을 로그 증가율로 변환시켜 사용하였다.[5] 원칙적으로 예산상의 경상GDP 값들이 주어져 있을 때 이들을 로그로 변환하고 그 1차 차분값을 구하여 이를 Δz로 정의하여야 한다. 그러나 예산상 경상GDP 값들은 제시되지 않고 단지 그 증가율만이 제시된다. 따라서 이 증가율을 로그 증가율로 변환하여 Δz값으로 사용하였다.

이렇게 정의된 Δz가 모형 1과 모형 3에서 정의된 Δz와 개념상 얼마나 가까운 것인가에 대해 문제가 제기될 수 있다. 당국이 예상 GDP 증가율을 제시함에 있어 이것이 전년에 예상한 금년의 경상GDP값에 대한 내년도 경상GDP값의 증가율을 제시하였다면 별 문제가 없다. 그러나 금년에 예상되는 금년의 경상GDP값에 대한 내년도 경상GDP값의 증가율을 제시하였다면 문제가 생길 수 있다. 정의상 Δz는 전자의 경우를 의미하기 때문이다.

실제로 전자보다 후자의 입장에서 당국은 경상GDP 증가율을 제시하는 것으로 보인다. 그러나 이로 인해 큰 문제가 발생하지는 않을 것으로 생각된다. 예산안은 헌법에 따라 10월 2일까지 국회에 제출되어야 한다. 따라서 예산안은 대개 8~9월 중에 초안이 만들어지며, 이때에 금년의 경상GDP 수준을 예측하여야 한다. 그러나 이 시점에서 금년의 경상GDP 수준을 예측하기란 매우 어렵다. 국민계정 자료는 대개 3개월 정도의 시차로 발표되므로 8~9월경에는 상반기 중의 GDP 자료만이 사용 가능하다. 그나마 이는 불변GDP에 관한 자료이며, 경상GDP에 대한 자료는

다. 이것은 특정 기간 동안 각 변수들이 어떤 상관관계를 갖고 움직였는가를 추정하는 문제와, 이를 통해 추정기간 이후의 각 변수들 간의 상관관계를 예측하는 문제가 다소 다를 수 있음을 보여준다. 더 나아가 오차수정항은 변수들 간의 장기적인 관계를 파악함에 있어 교란을 초래할 수도 있음을 보여준다. 이런 의미에서도 모형 1과 모형 2를 별도로 고려하는 것이 바람직한 것으로 생각된다.

5) 예를 들어, 예산상 경상GDP 증가율이 8%라면 $\Delta z = \log(1+8/100)$이 된다.

다음 해에 가서야 발표되는 경우가 많다.

따라서 예산안에 제시되는 경상GDP 증가율은 금년의 경상GDP 수준에 대한 내년도 경상GDP 증가율을 의미한다고 보기 어려우며, 전년도에 예상한 금년의 경상GDP 수준에 대한 내년도 경상GDP 증가율을 의미한다고 보아도 큰 무리가 없을 것이다.

6. GDP 대신 총소비 또는 수입액을 규모변수로 사용할 경우

〈표 1〉에서는 모든 세목에 대해 설명변수로서 경상GDP를 사용하였지만, 부가가치세, 특별소비세의 경우 경상GDP보다는 경상소비에 따라 세수가 결정된다고 보는 것이 적합할 수 있다. 또한 관세의 경우에는 수입액에 따라 세수가 결정된다고 보는 것이 적합하다.

경상소비의 로그값을 s라 정의하고, 당국이 예상하는 경상소비 증가율을 Δo라 정의하면, 부가가치세 및 특별소비세의 경우 〈표 1〉에서 x는 s로 대체되어야 하며 Δz는 Δo로 대체되어야 한다. 또한 원화기준 수입액의 로그값을 m, 당국이 예상하는 원화기준 수입액 증가율을 Δp라 정의하면, 관세의 경우 x는 m으로 대체되어야 하며 Δz는 Δp로 대체되어야 한다.

여기에서 문제가 되는 것은 Δo와 Δp의 값이다. 예산안에는 당국이 예상하는 경상소비 증가율(Δo)이 제시되어 있지 않으며 수입액의 경우 원화기준이 아닌 달러기준으로 제시되기 때문이다. 이에 따라 본 연구에서는 Δo와 Δp를 다음과 같은 방식으로 추정하였다.

먼저 Δo의 경우에는 소비함수를 추정하여 이를 통해 Δo를 추정하였다. 실질소비의 로그값을 s^R, 실질GDP의 로그값을 x^R라 정의하자. 그러면 다음 식 (19)와 같은 형태의 소비함수를 추정

할 수 있다.

$$\Delta s^R = \underset{(0.098)}{0.089} + \underset{(0.245)^{***}}{0.779}\Delta s^R_{-1} + \underset{(0.089)^{***}}{0.811}\Delta x^R - \underset{(0.215)^{**}}{0.427}\Delta x^R_{-1}$$
$$- \underset{(0.179)}{0.214}s^R_{-1} + \underset{(0.170)}{0.194}x^R_{-1} + \hat{\varepsilon}, \qquad R^2 = 0.91. \quad \cdots\cdots (19)$$

여기에서 괄호 안의 수는 해당 계수 추정치의 표준오차를 의미하며, ***는 1% 유의수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을 의미한다. 추정기간은 1980년부터 1998년까지이다.

예산안에 제시된 실질GDP 증가율을 Δz^R라 할 때, 당국이 예상하는 실질소비 증가율 Δo^R에 대한 추정치 $\widehat{\Delta o^R}$는 식 (19)를 이용하여 다음과 같이 구하였다.

$$\widehat{\Delta o^R} = 0.089 + 0.779\Delta s^R_{-1} + 0.811\Delta z^R - 0.427\Delta x^R_{-1}$$
$$- 0.214s^R_{-1} + 0.194x^R_{-1}. \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (20)$$

그리고 당국이 예상하는 경상소비 증가율 Δo에 대한 추정치 $\widehat{\Delta o}$는 다음과 같이 구하였다.

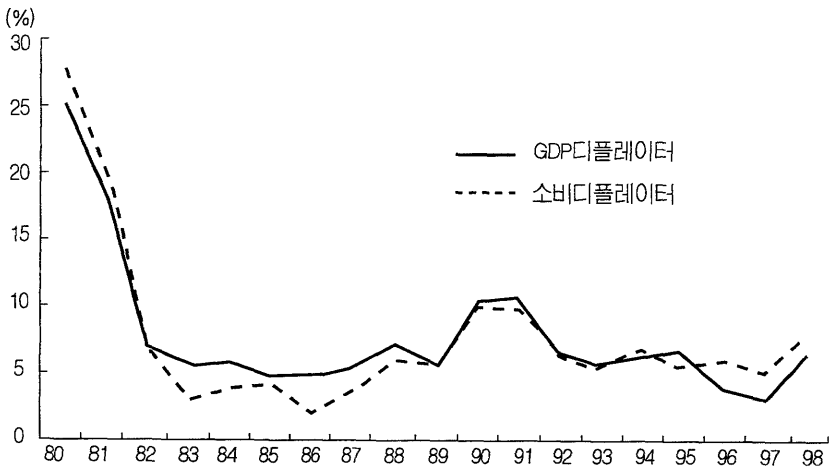
$$\widehat{\Delta o} = \widehat{\Delta o^R} + \Delta z - \Delta z^R. \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (21)$$

식 (21)의 묵시적 가정은, 당국이 예상하는 소비디플레이터 증가율은 당국이 예상하는 GDP디플레이터 증가율($\Delta z - \Delta z^R$)과 같다는 것이다. 과연 당국이 이처럼 예상하고 있는지를 확인할 수는 없었다. 그러나 [그림 3]에서 보는 바와 같이 소비디플레이터와 GDP디플레이터가 유사한 증가율을 보여왔으므로 이러한 가정이 그리 불합리하지는 않은 것으로 생각된다.

〈표 2〉는 이상의 논의를 정리한 것이다. 경상소비를 기준으로 할 경우에는 위에서 본 바와 같이 여러 가지 복잡한 가정을 추

가로 필요하게 되며, 이러한 가정이 적절한가에 대한 의문이 제기될 수 있다. 따라서 다음 장에서 가설을 검정할 때에는 〈표 1〉과 같은 형태의 추정결과와 〈표 2〉의 추정결과를 모두 제시하기로 한다.

[그림 3] 소비디플레이터와 GDP디플레이터 증가율



〈표 2〉 부가가치세와 특별소비세의 대체모형

모형	형 태	가 설
1	$\Delta y = b\Delta s + (\beta - b)\widehat{\Delta o}$	$\beta - b > 0$
2	$\Delta y = b\Delta s + (1 - \frac{b}{\beta})\Delta w$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$
3	$\Delta y = \alpha + b\Delta s + (\beta - b)\widehat{\Delta o} - \gamma(y_{-1} - \delta s_{-1})$	$\beta - b > 0$
4	$\Delta y = \frac{b\alpha}{\beta} + b\Delta s + (1 - \frac{b}{\beta})\Delta w - \frac{b\gamma}{\beta}(y_{-1} - \delta s_{-1})$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$

주 : $y = \log T$, $w = \log \bar{T}$, $x = \log CON$, T는 실제의 세수, $\bar{T}$는 예산상의 세수, CON은 실제의 경상소비를 의미. $\widehat{\Delta o}$는 당국이 예상한 경상소비 증가율에 대한 추정치를 의미 (본문 참조).

관세의 경우에는 앞에서 언급한 것처럼 예산상에 제시된 달러 기준 예상 수입액을 원화기준 예상 수입액으로 전환할 필요가 있다. 따라서 당국이 예상한 원/달러 환율을 추정해야 할 필요가 있다. 이를 위해 먼저 환율 er의 동태적 움직임을 다음과 같이 추정하였다.

$$er = -63.404 + 2.667er_{-1} - 2.375er_{-2} + 0.822er_{-3} + \hat{\varepsilon},$$
$$(153.953) \quad (0.436)^{***} \quad (0.738)^{***} \quad (0.465)^{**}$$
$$R^2 = 0.77. \quad \cdots\cdots (22)$$

그리고 당국이 예상한 환율수준에 대한 추정치 $\widehat{er}$를 다음과 같이 구하였다.

$$\widehat{er} = -63.404 + 2.667er_{-1} - 2.375er_{-2} + 0.822er_{-3}. \quad \cdots\cdots (23)$$

당국이 예상한 원화기준 수입액에 대한 추정치 $\widehat{\Delta p}$는 예산상의 달러기준 수입액에 식 (23)을 통해 추정한 $\widehat{er}$를 곱하여 구하였다.[6] 〈표 3〉은 이상의 논의를 요약하여 보여준다. 관세의 경우에도 부가가치세 및 특별소비세의 경우와 마찬가지로 〈표 1〉과 같은 형태의 추정결과와 〈표 3〉의 추정결과를 모두 제시하기로 한다.

6) 본고에서는 이 외에도 당국이 내년도 환율을 정확히 예측한 경우($\widehat{er} = er$)와 금년도 환율이 내년에도 지속될 것으로 예상한 경우($\widehat{er} = er_{-1}$)에 대해서도 모형을 추정해 보았다. 그 결과는 크게 다르지 않았으므로 추정결과를 보고하지 않기로 한다.

〈표 3〉 관세의 대체모형

모형	형 태	가 설
1	$\Delta y = b\Delta m + (\beta - b)\widehat{\Delta p}$	$\beta - b > 0$
2	$\Delta y = b\Delta m + (1 - \frac{b}{\beta})\Delta w$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$
3	$\Delta y = \alpha + b\Delta m + (\beta - b)\widehat{\Delta p} - \gamma(y_{-1} - \delta m_{-1})$	$\beta - b > 0$
4	$\Delta y = \frac{b\alpha}{\beta} + b\Delta m + (1 - \frac{b}{\beta})\Delta w - \frac{b\gamma}{\beta}(y_{-1} - \delta m_{-1})$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$

주 : $y = \log T$, $w = \log \bar{T}$, $x = \log IMP$, T는 실제의 세수, $\bar{T}$는 예산상의 세수, IMP는 실제의 원화기준 수입액을 의미. $\widehat{\Delta p}$는 당국이 예상한 원화기준 수입액 증가율에 대한 추정치를 의미(본문 참조).

Ⅲ. 당국의 세수예측 능력

모형 추정결과를 제시하기에 앞서 당국이 세수예측을 얼마나 잘하고 있는지를 살펴보기로 한다. 이는 다음 식 (24)를 추정해 보면 알 수 있다.

$$y - y_{-1} = A + B(w - y_{-1}) + \varepsilon. \quad \cdots\cdots (24)$$

식 (24)에서 $y - y_{-1}$는 실제의 세수증가율, $w - y_{-1}$는 당국이 예상한 세수증가율이다. 만일 당국이 평균적으로 세수증가율을 정확히 예측해 왔다면

$$A = 0,\ B = 1 \quad \cdots\cdots (25)$$

이라는 귀무가설을 기각할 수 없어야 한다.[7)]

7) 식 (24)에서는 증가율을 사용하고 있으나 증가율 대신 수준(level) 변수를 사

〈표 4〉의 '예측오차'에서는 먼저 예산상의 세수와 실제세수 사이의 격차가 얼마나 큰지를 살펴본다. 이를 위해 예산상의 세수와 실제세수 사이의 격차를 실제세수에 대한 비율((exp(w)−exp(y) / exp(y))로 계산하여 이를 '예측오차'로 정의한 후, 예측오차들의 평균값, 표준편차 등을 계산하였다. 7개 세목의 합의 경우 예측오차의 평균값은 −4.1%로서 당국이 평균적으로 세수를 과소 예측해 왔음을 알 수 있다. 이러한 과소 예측의 경향은 특별소비세를 제외한 모든 세목에서 나타난다. 또한 7개 세목의 합의 예측오차의 표준편차는 8.7%이며, 예측오차의 최대치는 17.2%, 최소치는 −20.0%에 달한다. 개별 세목에 있어 표준편차는 더욱 커지는 모습을 보이고 있다.

한편 식 (24)를 추정한 결과는 〈표 4〉의 '회귀분석 결과' 행에 제시되어 있다. 대부분의 경우 B의 추정치는 통계적으로 유의하지 않거나 음(−)의 부호를 보이고 있다. 귀무가설 (25)는 통상적인 유의수준하에서 기각된다. 4개 간접세(부가가치세, 특별소비세, 인지세, 관세)의 총계, 그리고 부가가치세, 특별소비세, 관세의 경우에는 귀무가설 (25)가 기각되지 않으나, 이는 특별소비세를 제외하고는 $\widehat{B}$의 표준오차가 너무 커서 $B=1$이라는 귀무가설을 기각하지 못하기 때문이다.

즉, 귀무가설 (25)가 기각되지 못하는 경우에도 이는 귀무가설이 성립한다는 적극적인 증거가 되지는 못한다. 또한 $S.E.E$의 값에서도 알 수 있는 바와 같이 예측의 오차는 평균적으로 10%를

용하여 가설을 검정할 수도 있다. 즉, 다음 식 (24′)을 추정한 후 귀무가설 (25)를 검정하면 된다.

$$y = A + Bw + \varepsilon \quad \cdots\cdots (24')$$

귀무가설하에서 식 (24)와 식 (24′)은 동일하다. 그러나 고영선(2000)에 따르면 y는 단위근을 갖는 경우가 많으므로 식 (24′)의 경우 가성 회귀분석(spurious regression)으로 인해 잘못된 검정결과가 도출될 수 있다.

〈표 4〉 세수예측의 정확도

		7개 세목 합	3개 직접세 합	소득세	법인세	상속세
예측 오차 (%)	평 균	−4.12	−6.43	−8.02	−4.12	−8.09
	표준편차	8.73	13.41	14.41	15.44	33.31
	최 대	17.22	28.49	28.55	29.88	85.54
	최 소	−20.00	−27.55	−31.17	−24.25	−66.48
회귀 분석 결과	$\hat{A}$ (표준오차)	0.146 (0.037)***	0.184 (0.029)***	1.187 (0.024)***	0.153 (0.043)***	0.246 (0.079)***
	$\hat{B}$ (표준오차)	−0.047 (0.346)	−0.137 (0.221)	−0.142 (0.439)	0.088 (0.285)	−0.022 (0.304)
	F-통계량 (p-값)	8.167 (0.003)	19.938 (0.000)	31.943 (0.000)	6.827 (0.007)	7.809 (0.004)
	R^2	0.00	0.02	0.04	0.01	0.00
	$D.W.$	0.88	1.26	1.47	2.03	1.47

		4개 간접세 합	부가세	특소세	인지세	관 세
예측 오차 (%)	평 균	−1.87	−2.37	0.57	−1.68	−1.15
	표준편차	12.84	11.84	19.33	21.80	21.64
	최 대	44.74	35.98	72.21	45.63	64.68
	최 소	−21.41	−18.45	−29.45	−43.91	−26.12
회귀 분석 결과	$\hat{A}$ (표준오차)	0.084 (0.054)*	0.116 (0.060)*	0.030 (0.041)	0.126 (0.034)***	0.064 (0.048)*
	$\hat{B}$ (표준오차)	0.367 (0.516)	0.224 (0.499)	0.691 (0.256)***	−0.224 (0.197)	0.416 (0.344)
	F-통계량 (p-값)	1.233 (0.316)	1.936 (0.175)	0.752 (0.486)	20.162 (0.000)	1.699 (0.212)
	R^2	0.03	0.01	0.30	0.07	0.08
	$D.W.$	1.18	0.92	1.11	1.90	1.53

주 : 1) ***는 1% 수준에서, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) F-통계량은 $A=0$, $B=1$ 이라는 귀무가설에 대한 검정통계량.
3) 표본기간: 1980~98년.

상회하기 때문에 예측으로서의 가치가 별로 높지 못하다. 특별소비세의 경우에만 귀무가설 (25)가 어느 정도 성립하는 것으로 보인다.

이처럼 당국의 세수예측의 정확도가 낮다는 것은 다른 한편으로 당국이 예측한 세수에 맞추어 징세노력을 변화시키는 경향이 없다는 것을 의미할 수 있다. 만일 예측한 세수에 맞추어 징세노력을 변화시켜 왔다면 예측한 세수와 실제세수는 상당히 밀접한 관계를 보일 것이기 때문이다. 따라서 모형 2와 모형 4를 사용할 경우 통계적으로 징세당국의 재량성을 포착할 수 없을 것으로 예상된다. 다음 장에서 제시하는 가설검정 결과는 이러한 예상을 뒷받침해 준다.

이러한 세수예측의 오차는 당국이 근본적으로 성장률이나 디플레이터 증가율을 제대로 예측하지 못한 결과일 수 있다. 당국이 성장률과 디플레이터 증가율을 평균적으로 얼마나 정확히 예측해 왔는지를 살펴보기 위해 다음과 같은 세 가지 회귀식을 추정하였다.

$$\Delta x = A + B\Delta z + \varepsilon, \quad \cdots\cdots (26)$$

$$\Delta x^R = A + B\Delta z^R + \varepsilon, \quad \cdots\cdots (27)$$

$$\Delta x - \Delta x^R = A + B(\Delta z - \Delta z^R) + \varepsilon. \quad \cdots\cdots (28)$$

식 (26)은 경상성장률 예측의 정확도, 식 (27)은 불변성장률 예측의 정확도, 식 (28)은 디플레이터 예측의 정확도를 측정하기 위한 회귀식이다. 각 경우에 검정하고자 하는 귀무가설은 식 (25)와 같다.

〈표 5〉는 식 (26)~(28)을 추정한 결과를 보여준다. 먼저 경상성장률(식 26)의 경우 표본기간이 1980~98년일 때에는 귀무가설 (25)를 기각하지 못하나, 표본기간을 1981~97년으로 한정하면 귀무가설 (25)를 기각하게 된다. 추정된 B의 값은 0.358로서 $B=1$이라는 귀무가설은 통상적인 유의수준하에서 기각된다. 따라서 1980년이나 1998년과 같은 극단적인 경기침체기를 제외한다면,

〈표 5〉 성장률 및 디플레이터 예측의 정확도

	경상성장률		불변성장률		디플레이터	
$\hat{A}$	0.049	0.097	0.110	0.063	0.032	0.033
(표준오차)	(0.038)	(0.035)***	(0.109)	(0.064)	(0.019)*	(0.012)***
$\hat{B}$	0.717	0.358	−0.621	0.234	0.777	0.584
(표준오차)	(0.302)**	(0.273)	(1.537)	(0.915)	(0.290)**	(0.186)***
F-통계량	1.365	5.075	0.630	2.043	2.014	3.569
(p-값)	(0.282)	(0.021)	(0.544)	(0.164)	(0.164)	(0.054)
R^2	0.25	0.10	0.01	0.00	0.30	0.40
S.E.E	0.05	0.04	0.04	0.02	0.05	0.03
D.W.	1.17	1.59	0.79	1.57	1.02	1.53
표본기간	1980~98	1981~97	1980~98	1981~97	1980~98	1981~97

주 : 1) ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) F-통계량은 $A=0$, $B=1$이라는 귀무가설에 대한 검정통계량.

당국의 경상성장률 예측은 평균적으로 신뢰할 만한 것이 되지 못하였다.

경상성장률을 불변성장률과 디플레이터 증가율로 나누어 살펴보았을 때에도 당국의 예측능력은 매우 낮은 것으로 나타난다. 불변성장률의 경우 표본기간이 1980~98년일 때에는 B의 추정치가 음(−)의 부호를 보이며, 표본기간이 1981~97년일 때에는 $\hat{B}$의 표준오차가 너무 커서 $B=0$이라는 귀무가설을 기각할 수 없게 된다. 디플레이터의 경우 예측능력이 상대적으로 높게 나타나지만 만족할 만한 수준과는 거리가 멀다.

이와 같은 논의를 통해 볼 때 경상성장률이나 세수증가율에 대한 당국의 예측능력은 매우 낮은 것으로 보인다.[8] 이러한 상황에서 당국의 징세노력에 영향을 미치는 변수는 예산상의 세수증가율보다는 예산상의 경상성장률이 되기 쉽다. 경상성장률에 대

8) 이것은 당국뿐 아니라 KDI와 같은 연구기관의 경우도 마찬가지이다.

한 예측이 불확실하고, 이에 따라 세수증가율에 대한 예측은 더욱 불확실하다면, 주어진 세수목표를 달성하려고 노력하는 것 자체가 무리일 수 있기 때문이다. 그보다는 성장률이 예상보다 높거나 낮음에 따라 징세노력을 약화시키거나 강화시킨다고 보는 것이 타당하다. 즉, 모형 2나 모형 4보다는 모형 1과 모형 3이 현실을 설명하는 적합한 모형이 될 수 있다.

위의 결과는 모형 2와 모형 4에 대해 또 다른 문제점을 제기한다. 즉, 〈표 4〉의 결과와는 달리 당국이 평균적으로 실제세수를 제대로 예측하고 있는 경우를 생각해 보자. 그리고 당국이 징세과정에서 재량을 전혀 발휘하지 않는다고 가정하자. 이 경우 모형 2 및 모형 4를 추정해 보면 Δw의 계수가 통계적으로 유의한 것으로 나타날 수 있다.[9] 다시 말해 재량적 징세행위가 없더라도 당국이 단순히 세수예측을 잘하고 있기 때문에 재량적 징세행위가 있는 것으로 잘못 결론을 내릴 수 있다는 것이다. 그 반대로 당국이 징세과정에서 재량을 발휘하지만, 단순히 세수예측을 잘 못하고 있기 때문에 Δw의 계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타날 수도 있다.

이처럼 징세과정에서 재량을 발휘하는 것과 세수를 제대로 예측하는 것은 관측상 동일한(observationally equivalent) 결과를 초래한다. 따라서 모형 2와 모형 4의 추정결과를 해석함에 있어서는 별도의 주의가 요구된다.

한편 당국이 경상성장률을 예측함에 있어 과거의 실제 경상성장률이 얼마나 영향을 미치는가를 살펴보기 위해 Δz를 Δx_{-1} 및

9) 물론 세수방정식의 설정에 있어 오류(mis-specification)가 없다면 이 경우에도 Δw의 계수가 통계적으로 유의하지 않아야 한다. 그러나 세제변화 등을 반영하지 않고 GDP 등에만 의존하여 방정식을 설정하다 보면 오류의 발생이 불가피하다. 통상적으로 징세당국은 세제변화 등에 관한 추가적인 정보를 갖고 있으므로 Δw의 계수가 통계적으로 유의하게 나타날 수 있다.

Δx_{-2}에 대해 회귀분석한 결과는 다음 식 (29)에 제시되어 있다.

$$\Delta z = \underset{(0.020)}{0.014} + \underset{(0.152)^{**}}{0.304}\Delta x_{-1} + \underset{(0.146)}{0.172}\Delta x_{-2} + \underset{(0.128)^{*}}{0.204}\Delta x_{-3} + \hat{\varepsilon},$$

$$R^2 = 0.68. \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (29)$$

식 (29)에 따르면 과거의 성장률은 당국의 성장률 예측에 상당히 큰 영향을 미친다. 이것이 사실이라면 모형 3의 추정에 있어 문제가 발생할 수 있다. 〈표 1〉에서 보는 바와 같이 회귀식의 오른쪽 변에 Δz가 포함되고 Δx_{-1}는 포함되지 않을 경우 Δz의 계수추정치는 Δz의 Δy에 대한 영향력뿐 아니라 Δx_{-1}의 Δy에 대한 영향력까지도 반영할 것이기 때문이다. 특히 법인세와 같이 전년도 성장률이 금년도 세수규모에 영향을 미치는 세목에 있어서는 이러한 문제로 인해 Δz의 계수추정에 있어 편의(bias)가 발생할 가능성이 높다.

따라서 다음 장에서 모형 3을 추정할 때에는 Δx_{-1}를 식의 오른쪽 변에 포함시키지 않는 경우와 포함시키는 경우를 모두 고려하였다.

Ⅳ. 모형추정 결과

다음 〈표 6〉~〈표 18〉은 모형들을 추정한 결과를 보여준다. 각 표는 Δy를 표의 맨 왼쪽 열(column)에 있는 변수들에 회귀분석하여 얻어지는 계수 추정치와 표준오차, 그리고 R^2 값 및 $D.W.$ 값을 제시한다.

〈표 6〉은 7개 세목의 세수를 합하여 여기에 각 모형을 적용시

킨 경우이다. 모형 1에서는 Δz의 계수추정치가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 따라서 당국이 징세과정에서 재량을 발휘하고 있지 않다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 반면 모형 3에서는 Δx_{-1}을 회귀식에 포함시키든 포함시키지 않든 Δz의 계수추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 따라서 당국이 징세과정에서 재량을 발휘하고 있지 않다는 귀무가설이 기각된다. 즉, 이 결과에 따르면 당국은 재량을 발휘하고 있는 것으로 판단된다.

모형 1의 결과와 모형 3의 결과 가운데 어느 것을 믿어야 하는가? 모형 1과 모형 3의 차이는 두 변수 y_{-1}과 x_{-1}이 회귀식에 포함되었는가 포함되지 않았는가의 여부에 있다. 모형 3의 추정결과에 따르면 이 두 변수의 계수추정치는 통계적으로 유의하다. 따라서 일견 모형 3의 결과를 믿는 것이 타당하게 보인다.

그러나 고영선(2000)에 따르면 세수예측에 있어 y_{-1}과 x_{-1}를 회귀식에 포함시키지 않더라도 세수예측의 정확도가 떨어지지 않는다.[10] 즉, 표본 내 예측(in-sample forecast)에서는 모형 3이 우월하지만, 표본 외 예측(out-of-sample forecast)에서는 별 차이가 없다. 이는 y_{-1}과 x_{-1}를 회귀식에 포함시킬 경우 오버피팅(over-fitting)의 문제가 발생할 수 있음을 시사한다. 그리고 Δz가 이들 변수와 상관관계를 가짐으로 인해 Δz의 계수추정치가 통계적으로 유의한 것으로 나타날 수 있다.

과연 오버피팅이 발생하고 있는가를 판단할 수 있는 뚜렷한 기준은 없다. 그러나 고영선(2000)에 따르면 전반적으로 y와 x는 공적분관계를 가지므로 오차수정항을 포함하는 모형 3이 자료를 보다 잘 설명하는 모형으로 선택될 수 있다. 또한 Δz와 여타 변

10) 앞의 각주 4 참조.

〈표 6〉 7개 세목의 합계

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.219 (0.226)***	1.182 (0.167)***	1.326 (0.187)***	1.318 (0.194)***	1.344 (0.190)***
Δx_{-1}				0.105 (0.255)	
Δz	−0.031 (0.324)		0.715 (0.275)***	0.649 (0.325)**	
Δw		0.239 (0.093)***			0.213 (0.082)***
y_{-1}			−0.450 (0.124)***	−0.448 (0.128)***	−0.239 (0.125)**
x_{-1}			0.533 (0.138)***	0.533 (0.143)***	0.286 (0.140)**
R^2	0.70	0.83	0.88	0.88	0.89
$D.W.$	1.35	2.39	1.87	1.91	2.97

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차.
3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

수들 간의 상관관계로 인해 발생하는 문제점은 Δx_{-1}를 회귀식에 포함시킴으로써 어느 정도 해결이 가능하다고 판단되기 때문에 본고에서는 모형 3의 결과를 믿기로 한다.

한편 모형 2와 모형 4에서는 Δw의 계수추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 수로 나타나므로 재량적 징세행위가 발생하지 않고 있다는 귀무가설이 기각된다. 즉, 재량적 징세행위가 발생하고 있다고 결론지을 수 있다. 그러나 모형 2와 모형 4는 앞에서 지적한 여러 가지 문제점을 가지고 있으며, 또한 다음에 제시할 세목별 추정결과에서는 Δw의 계수추정치가 전반적으로 유의하지 않게 나타나므로 이 결론은 다소 유보적이라 할 수 있다.

〈표 7〉은 3개 직접세(소득세, 법인세, 상속세)에 대하여 모형들

〈표 7〉 3개 직접세의 합계

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	0.787 (0.464)*	0.934 (0.376)***	1.122 (0.356)***	1.067 (0.345)***	1.241 (0.478)***
Δx_{-1}				0.674 (0.467)	
Δz	−0.313 (0.666)		1.707 (0.594)***	1.314 (0.634)**	
Δw		−0.002 (0.116)			−0.012 (0.112)
y_{-1}			−0.694 (0.145)***	−0.700 (0.140)***	−0.354 (0.189)**
x_{-1}			1.005 (0.206)***	1.026 (0.199)***	0.508 (0.268)**
R^2	0.16	0.30	0.69	0.74	0.45
D.W.	1.60	1.69	1.68	1.74	1.74

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

을 적용시킨 결과를 보여준다. 여기에서도 앞의 경우와 마찬가지로 모형 1에서는 Δz의 계수추정치가 유의하지 않은 것으로 나타나는 반면 모형 3에서는 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 반면 모형 2와 모형 4에서는 Δw의 계수추정치가 유의하지 않게 나타난다. 앞에서와 같이 모형 3의 결과를 믿는다면 3개 직접세의 경우에도 재량적 징세행위에 대한 경험적 증거를 찾을 수 있다고 말할 수 있다. 그리고 〈표 8〉에 제시된 소득세의 경우에도 같은 결론을 내리게 된다.

〈표 9〉에 제시된 법인세의 경우에는 다소 다른 결론이 도출된다. 이 경우에는 다른 세목과 달리 Δx_{-1}의 계수추정치가 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 이는 법인세의 경우 징세시차로 인해 금년도 세수가 전년도 성장률에 크게 의존하기 때문이다. 이에 따라 Δx_{-1}을 회귀식에 포함시키지 않았을 때에는 Δz의 계수추정

〈표 8〉 개인소득세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.029 (0.413)***	1.083 (0.363)***	1.253 (0.370)***	1.245 (0.386)***	1.523 (0.442)***
Δx_{-1}				0.090 (0.524)	
Δz	−0.680 (0.592)		1.285 (0.692)**	1.235 (0.772)*	
Δw		−0.069 (0.112)			−0.090 (0.106)
y_{-1}			−0.557 (0.162)***	−0.559 (0.169)***	−0.289 (0.156)***
x_{-1}			0.827 (0.232)***	0.831 (0.241)***	0.439 (0.222)**
R^2	0.28	0.38	0.64	0.64	0.54
$D.W.$	1.62	1.28	1.90	1.94	1.50

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음

치가 Δz가 Δy에 미치는 효과뿐 아니라 Δx_{-1}가 Δy에 미치는 효과까지도 반영하여 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 그러나 Δx_{-1}을 회귀식에 포함시킬 경우에는 Δz의 계수추정치가 여전히 양(+)으로 나타나지만 통계적 유의성을 잃어버린다. 따라서 법인세의 경우에는 당국이 징세과정에서 재량을 별로 발휘하지 않고 있다고 결론지을 수 있다.

〈표 10〉은 상속세의 추정결과를 보여준다. 상속세의 경우에는 소득세와 마찬가지로 모형 3에서 Δz의 계수추정치가 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 따라서 징세행정의 재량성이 크다고 말할 수 있다.

〈표 11〉은 4개 간접세의 합계에 대하여 모형들을 추정한 결과를 보여준다. 간접세에서는 직접세(표 7)와 달리 전반적으로 징세행정의 재량성이 높지 않게 나타난다.

그러나 다음 〈표 12〉~〈표 18〉에서 알 수 있는 것처럼 세목별

로는 차이가 있다. 〈표 12〉에 제시된 부가가치세의 경우 모형 3에서 Δz의 계수추정치가 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 따라서 부가가치세에서는 재량적 징세행정의 모습이 발견된다. 이는 규모변수로서 Δx(경상GDP 증가율)이 아닌 Δs(경상소비 증가율)를 사용한 경우(표 13)에도 마찬가지이다.

반면 특별소비세(표 14)의 경우에는 Δz의 계수추정치가 통계적으로 유의하지 않다. 규모변수로서 Δs를 사용하였을 때(표 15)에도 $\widehat{\Delta o}$의 계수추정치는 유의하지 않게 나타난다. 단, 모형 2와 모형 4에서 Δw의 계수추정치가 유의한 양(+)의 수로 나타나지만, 앞에서 언급한 여러 문제 때문에 이 결과에 대해서는 큰 신뢰를 두지 않기로 한다.[11)]

〈표 16〉에 제시된 인지세의 경우에도 특별소비세와 마찬가지로 Δz의 계수추정치가 유의하지 않은 것으로 나타난다. 〈표 17〉에 제시된 관세의 경우에도 Δz의 계수추정치는 통계적으로 유의하지 않다. 규모변수로서 Δm(수입증가율)을 사용하였을 때에도 $\widehat{\Delta p}$의 계수추정치는 유의하지 않게 나타난다.[12)] 따라서 인지세와 관세에서는 조세행정의 재량성이 높지 않다고 결론지을 수 있다.

---

11) 〈표 15〉에서는 회귀분석식에 더미변수를 추가하였다. 이 더미변수는 R^2값을 크게 높이며 각 계수추정치의 표준오차를 크게 줄인다. 그러나 본고에서 관심을 기울이는 가설검정의 결과에는 아무런 영향을 미치지 않는다. 이에 따라 〈표 15〉에는 더미변수를 추가한 결과를 제시하였다.

12) 〈표 18〉에서는 표본기간을 1982~98년으로 설정하였다. 이처럼 1980년과 1981년을 제외할 경우 R^2값이 크게 올라가고 각 계수추정치의 표준오차가 줄어든다. 그러나 본고에서 관심을 기울이는 가설검정의 결과에는 아무런 영향을 미치지 않는다. 이에 따라 〈표 18〉에는 표본기간을 축소한 경우의 결과를 제시하였다.

〈표 9〉 법인세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	−0.043 (0.732)	−0.228 (0.574)	0.890 (0.553)*	0.749 (0.457)*	0.626 (0.498)
Δx_{-1}	1.329 (1.027)	2.176 (0.771)***		1.704 (0.610)***	2.309 (0.615)***
Δz	−0.836 (1.237)		1.922 (0.778)***	0.888 (0.737)	
Δw		−0.030 (0.131)			−0.008 (0.097)
y_{-1}			−0.886 (0.184)***	−0.887 (0.151)***	−0.689 (0.188)***
x_{-1}			1.212 (0.251)***	1.247 (0.206)***	0.973 (0.258)***
R^2	0.12	0.41	0.63	0.77	0.73
$D.W.$	1.91	1.87	1.82	1.74	2.01

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 10〉 상속세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	4.089 (1.121)***	5.556 (1.024)***	4.327 (1.184)***	4.572 (1.010)***	5.349 (1.374)***
Δx_{-1}				−3.478 (1.373)***	
Δz	1.877 (1.610)		3.137 (1.533)**	5.347 (1.567)***	
Δw		−0.339 (0.186)**			−0.182 (0.231)
y_{-1}			−0.479 (0.202)**	−0.537 (0.173)***	−0.332 (0.274)
x_{-1}			1.010 (0.402)**	1.057 (0.342)***	0.655 (0.525)
R^2	0.61	0.66	0.74	0.82	0.70
$D.W.$	2.37	1.80	2.11	1.86	1.53

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 11〉 4개 간접세의 합계

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.715 (0.402)***	1.725 (0.361)***	1.597 (0.474)***	1.612 (0.491)***	1.635 (0.459)***
Δx_{-1}				−0.219 (0.601)	
Δz	0.120 (0.577)		0.477 (0.546)	0.611 (0.673)	
Δw		0.274 (0.227)			0.276 (0.206)*
y_{-1}			−0.697 (0.339)**	−0.702 (0.350)**	−0.674 (0.338)**
x_{-1}			0.682 (0.315)**	0.683 (0.325)**	0.657 (0.315)**
R^2	0.61	0.64	0.73	0.73	0.74
$D.W.$	2.02	2.10	1.81	1.79	1.84

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 12〉 부가가치세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.337 (0.399)***	1.356 (0.374)***	1.220 (0.434)***	1.218 (0.451)***	1.441 (0.458)***
Δx_{-1}				−0.046 (0.627)	
Δz	0.648 (0.573)		1.394 (0.560)**	1.429 (0.753)**	
Δw		0.254 (0.232)			0.300 (0.218)*
y_{-1}			−0.496 (0.198)**	−0.502 (0.224)**	−0.342 (0.201)*
x_{-1}			0.562 (0.213)***	0.568 (0.236)**	0.392 (0.213)**
R^2	0.58	0.54	0.73	0.73	0.65
$D.W.$	1.84	1.86	1.92	1.91	1.96

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 13〉 부가가치세(규모변수가 총소비지출인 경우)

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δs	1.263 (0.377)***	1.600 (0.311)***	1.251 (0.324)***	1.407 (0.327)***	1.536 (0.303)***
Δs_{-1}				−0.815 (0.542)*	
$\widehat{\Delta o}$	0.738 (0.591)		0.966 (0.514)**	1.876 (0.780)**	
Δw		0.137 (0.196)			0.178 (0.172)
y_{-1}			−0.737 (0.259)***	−0.586 (0.268)**	−0.748 (0.297)***
s_{-1}			0.877 (0.303)***	0.702 (0.313)**	0.883 (0.347)***
R^2	0.74	0.69	0.84	0.87	0.79
$D.W.$	2.09	2.19	2.03	2.14	1.86

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 14〉 특별소비세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	2.143 (0.909)**	1.843 (0.613)***	2.283 (1.043)**	2.207 (1.077)**	2.079 (0.799)***
Δx_{-1}				0.854 (1.469)	
Δz	−0.614 (1.305)		0.009 (1.369)	−0.537 (1.688)	
Δw		0.649 (0.173)***			0.578 (0.183)***
y_{-1}			−0.492 (0.276)**	−0.471 (0.286)*	−0.285 (0.219)
x_{-1}			0.401 (0.233)*	0.400 (0.239)*	0.236 (0.182)
R^2	0.28	0.62	0.41	0.43	0.66
$D.W.$	2.14	2.47	1.76	1.89	2.19

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 15〉 특별소비세(규모변수가 총소비지출인 경우)

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δs	0.952 (1.059)	1.428 (0.671)**	1.542 (0.803)**	1.612 (0.872)**	1.689 (0.620)**
Δs_{-1}				−0.375 (1.368)	
$\widehat{\Delta o}$	0.015 (1.650)		0.654 (1.258)	1.081 (2.033)	
Δw		0.585 (0.181)***			0.317 (0.205)*
y_{-1}			−0.643 (0.201)***	−0.650 (0.210)***	−0.476 (0.222)**
s_{-1}			0.707 (0.193)***	0.712 (0.201)***	0.514 (0.229)**
D	−0.187 (0.094)**	−0.096 (0.078)	−0.376 (0.097)***	−0.371 (0.101)***	−0.276 (0.124)**
R^2	0.40	0.66	0.71	0.71	0.76
$D.W.$	2.22	2.66	1.71	1.67	2.05

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) D는 1980~93년 중 0, 1994~98년 중 1의 값을 갖는 더미변수.
5) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 16〉 인지세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.734 (0.613)***	2.046 (0.402)***	2.198 (0.513)***	2.198 (0.535)***	2.237 (0.451)***
Δx_{-1}				0.001 (0.793)	
Δz	−0.319 (0.880)		0.430 (0.663)	0.430 (0.810)	
Δw		−0.064 (0.094)			0.044 (0.092)
y_{-1}			−0.974 (0.239)***	−0.974 (0.271)***	−0.724 (0.279)**
x_{-1}			0.994 (0.236)***	0.994 (0.273)***	0.720 (0.278)**
R^2	0.37	0.64	0.73	0.73	0.76
$D.W.$	2.03	2.27	1.47	1.47	2.01

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 17〉 관 세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	2.720 (0.833)***	2.829 (0.730)***	2.806 (0.899)***	2.948 (0.977)***	2.742 (0.915)***
Δx_{-1}				−0.716 (1.584)	
Δz	−0.505 (1.195)		−1.825 (1.356)*	−1.095 (2.135)	
Δw		0.134 (0.249)			0.207 (0.233)
y_{-1}			−0.652 (0.291)**	−0.541 (0.387)*	−0.471 (0.245)**
x_{-1}			0.497 (0.199)**	0.410 (0.281)*	0.379 (0.181)**
R^2	0.44	0.50	0.62	0.62	0.64
$D.W.$	1.42	1.59	1.40	1.49	1.39

주 · 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1980~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 18〉 관세(규모변수가 상품수입액인 경우)

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δm	2.180 (0.382)***	2.155 (0.424)***	2.129 (0.239)***	2.136 (0.248)***	2.119 (0.229)***
Δm_{-1}				0.143 (0.314)	
$\widehat{\Delta p}$	−0.450 (0.244)**		−0.067 (0.171)	−0.093 (0.185)	
Δw		0.082 (0.218)			0.131 (0.118)
y_{-1}			−0.452 (0.130)***	−0.453 (0.135)***	−0.472 (0.118)***
m_{-1}			0.235 (0.101)**	0.233 (0.105)**	0.244 (0.095)**
R^2	0.72	0.65	0.91	0.91	0.91
$D.W.$	1.02	1.02	1.90	1.95	2.37

주 · 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
2) ( ) 안은 표준오차. 3) 표본기간: 1982~98년.
4) 상수항은 보고하지 않음

Ⅴ. 재량적 징세행정이 조세수입과 세입의 경기안정화기능에 미치는 영향

앞 장의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 7개 세목을 합하였을 때 징세행정의 재량성에 관한 상당히 강한 증거를 찾을 수 있다. 둘째, 7개 세목을 직접세와 간접세로 나누어 각각의 총량을 살펴보면, 직접세 총량의 경우에는 징세행정의 재량성에 관한 증거를 찾을 수 있으나 간접세 총량의 경우에는 징세행정의 재량성에 관한 증거를 찾을 수 없다. 셋째, 직접세 가운데 소득세와 상속세에서는 징세행정의 재량성이 발견되나 법인세에서는 재량성이 발견되지 않는다. 넷째, 간접세 가운데 부가가치세에서는 상당히 뚜렷한 재량성이 발견되나 나머지(특별소비세, 인지세, 관세)에서는 재량성이 발견되지 않는다.

이러한 결과가 의미하는 바는 무엇인가? 본장에서는 이러한 재량적 징세행정이 조세수입과 세입의 자동안정화기능에 미치는 영향을 살펴보기로 한다.

1. 조세수입에 미치는 영향

위에서 본 바와 같이 소득세, 상속세, 부가가치세에 대해서는 경기변동에 따라 징세노력이 변화하는 모습이 나타난다. 이들 세목에 대해 식 (17)을 추정한 결과 계수추정치 $\hat{\alpha}$, $\hat{b}$, $\widehat{\beta-b}$, $\hat{\gamma}$, $\widehat{\gamma\delta}$ 및 오차항 $\hat{\varepsilon}$을 얻었다고 하자.

$$\Delta y = \hat{\alpha} + \hat{b}\Delta x + (\widehat{\beta-b})\Delta z - \hat{\gamma}y_{-1} + \widehat{\gamma\delta}x_{-1} + \hat{\varepsilon}. \cdots\cdots (30)$$

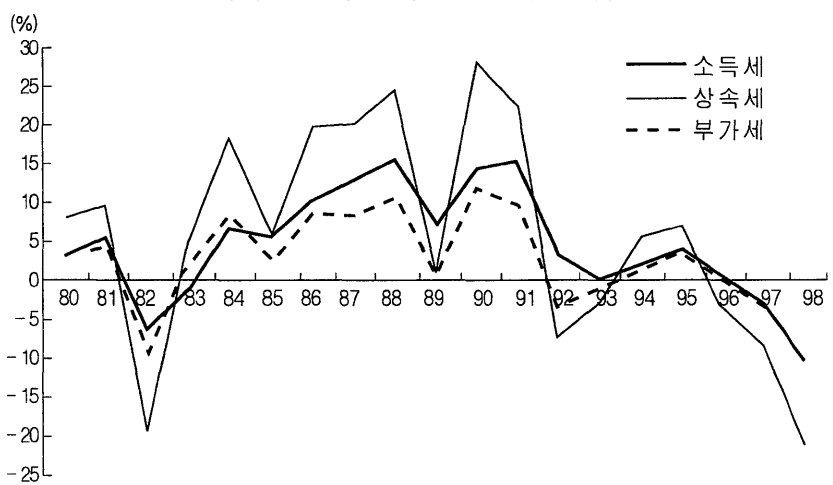
식 (30)에서 $\Delta z = \Delta x$를 대입하여 계산한 결과를 $\widehat{\Delta y}$로 정의하자.

$$\widehat{\Delta y} = \hat{\alpha} + (\hat{b} + (\widehat{\beta-b}))\Delta x - \hat{\gamma}y_{-1} + \widehat{\gamma\delta}x_{-1} + \hat{\varepsilon}. \cdots\cdots (31)$$

식 (31)에서 $\hat{b} + (\widehat{\beta-b})$는 $\hat{\beta}$의 추정치로 해석될 수 있으며, 따라서 식 (31)은 식 (14)의 추정식이 된다. 이에 따라 $\widehat{\Delta y}$는 Δy^*의 추정치가 된다. 즉, $\widehat{\Delta y}$는 잠재적 수준의 세수증가율 또는 징세노력이 경기변동과 상관없이 일정한 수준을 유지하였을 때의 세수증가율이다. 이렇게 구한 $\widehat{\Delta y}$를 사용하여 y^*에 대한 추정치 $\hat{y}$를 구할 수 있다. 즉, 식 (31)에서 y_{-1}에 $\hat{y}_{-1}$를 대입하여 반복적으로 $\widehat{\Delta y}$과 $\hat{y}$를 계산하면 표본기간(1980~98년) 중의 $\hat{y}$값들을 구할 수 있다.

[그림 4]에는 실제세수와 이렇게 계산한 잠재적 세수 간의 격차를 실제세수에 대한 비율로 계산한 결과가 제시되어 있다. 즉, [그림 4]는 소득세, 상속세, 부가가치세에 대해 $(\exp(\hat{y}) - \exp(y))$

[그림 4] 잠재적 세수와 실제세수 간의 격차(실제세수 대비)



/exp(y)를 계산한 결과를 보여준다. [그림 4]에 따르면 실제세수와 잠재적 세수 간에 가장 큰 차이를 보이는 세목은 상속세이고 그 다음은 소득세이다. 부가가치세는 상대적으로 격차가 적다. 평균적인 격차는 상속세의 경우 5.5%, 소득세는 4.0%, 부가가치세는 2.2%이다.

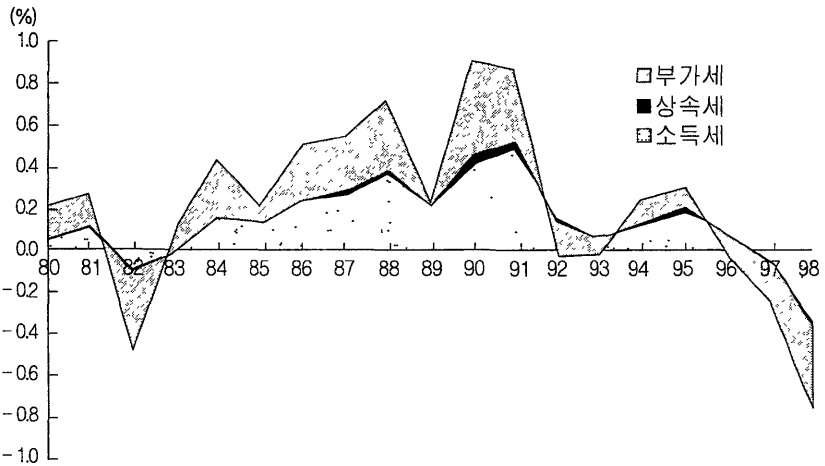
그러나 이는 평균적인 격차 수준을 말하는 것이며, 경기변동에 따라 격차는 이보다 늘어나기도 하고 줄어들기도 하는 모습을 보인다. 예를 들어, 상속세의 경우 잠재세수가 실제세수의 25%를 상회하는 때(1990년)도 있고 −20%를 하회하는 때(1998년)도 있다. 소득세의 경우에는 이러한 격차가 크게는 15%, 작게는 −10%에 달한다. 부가가치세의 경우도 유사하다.

이러한 변동은 경기순환과 밀접한 관계를 가진다. 경기호황기, 예를 들어 1980년대 하반기에는 잠재세수가 실제세수를 크게 상회하며, 경기침체기, 예를 들어 최근의 1997년과 1998년에는 잠재세수가 실제세수에 근접하거나 이를 하회하는 모습이 나타난다.

다음의 [그림 5]는 잠재세수와 실제세수 간의 격차를 경상GDP에 대한 비율로 보여준다. 소득세, 상속세, 부가가치세를 합하였을 때 잠재세수와 실제세수 간의 격차는 1990년과 1991년의 경우 GDP 대비 0.8%를 상회하기도 하였다. 즉, 1990년과 1991년에 통상적인 징세노력을 기울였더라면 GDP의 0.8%에 해당하는 세수가 추가로 확보될 수 있었다. 반면 1998년의 경우에는 잠재세수와 실제세수 간의 격차가 −0.8%에 이르렀는데, 이는 통상적인 징세노력을 기울였을 경우 세수가 GDP의 0.8%에 해당하는 만큼 감소하여 경기침체 완화에 기여하였을 것이라는 점을 시사한다.[13)]

13) 물론 이러한 계산은 세입의 변화가 성장률에 영향을 미치지 않는다는 가정을 전제로 한 것이다. 실제로는 세입이 증가하면 성장률이 하락하고, 반대로

[그림 5] 잠재적 세수와 실제세수 간의 격차(경상GDP 대비)



한편 평균적으로 세수는 GDP의 0.2%(소득세 0.1%, 상속세 0.0%, 부가가치세 0.1%)만큼 증가하였을 것으로 계산된다. 이는 1998년의 GDP를 기준으로 약 9천억원에 달하는 막대한 액수이다.[14)]

2. 경기안정화에 미치는 영향

이제 조세행정의 재량성이 세입의 경기안정화기능을 얼마나 약화시켰는지를 구체적으로 살펴보도록 하자. 이를 위해 Bayoumi and Eichengreen(1995)과 Gavin and Perotti(1997)의 방식을 따라 GDP 대비 재정수지를 실질GDP 성장률 및 여타 변수에 대해 회귀분석한다.

회귀분석의 자료로는 우리나라의 경우 국민계정에 나타난 일

세입이 감소하면 성장률이 상승하게 된다. 성장률의 하락 또는 상승은 다시 세입을 변화시켜 잠재세수와 실제세수 간의 격차를 줄인다 그러나 그 규모는 크지 않을 것으로 보인다.

14) 이는 추정단계에서 발생하는 오차를 무시한 평균치임을 강조할 필요가 있다.

반정부 자료를 사용하였으며 외국의 경우 OECD에서 판매하는 *Fiscal Positions and Business Cycles* 자료를 사용하였다. 이 자료는 OECD 국가의 국민계정상 일반정부 자료를 취합 · 정리한 것이다. 자료에 포함된 국가 가운데 영국, 뉴질랜드, 그리스, 아일랜드는 자료가 불완전하여 회귀분석에서 제외하였다. 이에 따라 표본에 포함된 나라는 한국을 포함한 17개 국가이다.

이들 17개 국가에 대한 패널 회귀방정식의 형태는 다음 식 (32)와 같다.

$$\Delta\left(\frac{BAL}{GDP}\right) = \beta_0^j + (\alpha_1 D + \beta_1)\Delta x^R + (\alpha_2 D + \beta_2)\pi$$
$$+ (\alpha_3 D + \beta_3)\Delta\left(\frac{BAL}{GDP}\right)_{-1} + (\alpha_4 D + \beta_4)\left(\frac{BAL}{GDP}\right)_{-1} + \varepsilon,$$
$$j = 1,\ldots,17. \quad \cdots\cdots (32)$$

식 (32)에서 (BAL/GDP)는 경상GDP 대비 일반정부 순융자(net lending)이다. 또한 Δx^R는 실질GDP 증가율, π는 GDP디플레이터 상승률[15]이다. β_0^j는 j국가의 고정효과(fixed effect)이며, D는 한국일 경우 1, 다른 나라일 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다.

식 (32)의 독립변수 가운데 우리가 관심을 가지는 것은 Δx^R이다. Δx^R의 계수는 한국의 경우 $\alpha_1 + \beta_1$이며, 다른 나라의 경우 β_1이다. 한국과 다른 나라 사이의 차이는 α_1으로 표현된다. $\alpha_1 + \beta_1$과 β_1은 재정수지가 경기변동에 얼마나 민감하게 반응하는지를 나타낸다. 통상적으로 경기확장기에는 재정수지가 호전되고, 반대로 경기침체기에는 재정수지가 악화된다. 따라서 $\alpha_1 + \beta_1$과 β_1은 양(+)의 부호를 가져야 한다. 그리고 재정수지가 경기변동에 보다 민감하게 반응할수록 이들 값은 커진다. 즉, 이들 값이 큰 것은 재정의 경기안정화기능이 강하다는 것을 의미한다.[16][17] 이

15) 앞의 표기방식을 따르면 $\pi = \Delta x - \Delta x^R$로 정의된다.

하에서는 이 계수값을 '성장률 탄성치'로 부르기로 한다. Δx^R를 제외한 나머지 독립변수들은 통제변수(control variable)에 해당한다.

통상적으로 우리나라의 재정수지는 경기변동에 민감하게 반응하지 않은 것으로 생각되어 왔다(박성준 · 이정욱[1996]). 이것이 맞다면 $\alpha_1 + \beta_1$는 β_1보다 작아야 하며 α_1은 음수(–)가 되어야 한다. 〈표 19〉에 나타나 있는 회귀분석 결과는 대체로 이것이 사실임을 보여준다.

〈표 19〉의 첫 번째 행은 성장률 탄성치($\alpha_1 + \beta_1$ 또는 β_1)의 추정치를 나타내며, 두 번째 행은 한국과 다른 나라의 성장률 탄성치 차이(α_1)의 추정치를 보여준다. 한국의 성장률 탄성치는 0.091로서 통계적 유의성을 갖지 못한다. 즉, 한국의 경우 재정수지는 경기변동과 별다른 관계없이 움직여 왔다. 반면 OECD 국가들의 평균적인 성장률 탄성치는 0.420으로서 1% 유의수준에서 유의성을 갖는다. 즉, 실질성장률이 1%포인트 증가하면 GDP 대비 재정수지는 0.420% 증가하였다. 한국의 성장률 탄성치(0.091)와 OECD 국가들의 성장률 탄성치(0.420) 사이의 차이는 –0.328로서 1% 수준에서 유의성을 갖는다. 즉, 한국의 성장률 탄성치는 OECD 국가들의 성장률 탄성치보다 0.328만큼 작으며 이는 통계적으로 유의하다.

---

16) 보다 엄밀히 말하여 이들 계수값들이 크더라도 재정의 경기안정화기능은 약할 수 있다. 예를 들어, 한계소비성향이 작다면 세금감면이나 이전지출 확대가 경기침체를 억제하는 효과가 작을 수 있다. 그러나 이러한 가능성까지 모두 고려하여 각국 재정의 경기안정화기능을 비교할 수는 없으므로 본고에서는 단순히 이들 계수값들만을 살펴보기로 한다.

17) 재정의 경기안정화기능을 살펴보기 위해서는 실제의 재정수지가 아니라 구조적 재정수지를 사용해야 한다고 생각할 수 있다. 그러나 Blanchard(1990, p.19)가 지적하는 바와 같이 재정이 총수요에 미치는 영향을 가장 잘 나타내주는 변수는 실제의 재정수지이다. 또한 구조적 재정수지는 추정과정에서 여러 가지 자의성이 개입하기 때문에 사용에 있어 주의를 기울여야 한다(Giorno et al.[1995]). 따라서 본고에서는 실제의 재정수지를 사용하였다.

한편, G7 국가 가운데 영국을 제외한 G6 국가의 성장률 탄성치는 0.202로서 OECD 전체(0.420)보다는 훨씬 작으며 한국의 성장률 탄성치(0.091)보다는 크다. 그러나 한국과 G6 국가의 성장률 탄성치 차이(-0.111)는 통계적으로 유의하지 못하다.

네 번째 열부터는 G6의 개별 국가와 한국을 비교한 것이다. 이에 따르면 미국, 일본, 프랑스, 이탈리아, 캐나다는 한국보다 성장률 탄성치가 크다. 또한 이탈리아를 제외하고는 이러한 차이가 통계적으로 유의하다.

결론적으로 한국은 외국에 비해 재정수지가 성장률에 반응하는 정도가 작다고 할 수 있다. 즉, 재정의 경기안정화기능이 약하다는 것이다. 이러한 차이는 주로 세출 측면에서 발생하고 있다. 본고에는 그 결과를 보고하지 않았지만, 재정수지를 세입과 세출로 구분하고, 세출을 다시 정부투자, 정부소비, 이전지출 및 보조금의 세 부분으로 구분하여 유사한 패널 회귀분석을 실시해 보았다. 그 결과 세입 측면에서는 한국과 다른 나라들 사이에 성장률 탄성치가 큰 차이를 보이지 않았지만, 세출 측면, 특히 보조금 및 이전지출에 있어서는 큰 차이가 나타났다.

이제 본장의 논의로 다시 돌아와서, 만일 한국의 징세당국이 경기변동과는 무관하게 일정한 징세노력을 기울여 왔다면 재정의 경기조절기능은 얼마나 강화되었을 것인가를 살펴보자. 이를 위해 앞에서 추정한 소득세, 상속세, 법인세의 잠재적 세수를 사용하여 재정수지를 다시 계산한다. 그리고 이를 사용하여 성장률 탄성치를 추정한 결과는 〈표 20〉에 제시되어 있다.

〈표 19〉와 〈표 20〉을 비교해 보면 성장률 탄성치는 0.091에서 0.264로 증가하며 통계적 유의성도 확보된다. 외국과 비교해 볼 때 한국의 성장률 탄성치는 OECD의 평균적 탄성치보다는 여전히 작으나 이 차이의 통계적 유의성은 사라진다. 개별 국가별로

〈표 19〉 성장률 탄성치 추정결과

	한 국	OECD	G6	미 국	일 본	독 일	프랑스	이탈리아	캐나다
성장률 탄성치	0.091 (0.073)	0.420 (0.053)***	0.202 (0.053)***	0.339 (0.106)***	0.470 (0.156)***	-0.037 (0.098)	0.340 (0.135)***	0.361 (0.210)**	0.480 (0.134)***
성장률 탄성치 차이		-0.328 (0.193)**	-0.111 (0.124)	-0.248 (0.131)**	-0.379 (0.174)**	0.129 (0.132)	-0.249 (0.152)*	-0.270 (0.231)	-0.389 (0.175)**

주 : 1) 식 (32)를 추정한 결과. 첫 번째 행('성장률 탄성치')은 $\alpha_1+\beta_1$(한국의 경우) 또는 β_1(외국의 경우)의 추정치를 보여주며, 두 번째 행('성장률 탄성치 차이')은 α_1의 추정치를 보여줌. 여타 계수 추정치는 생략.
2) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
3) ( ) 안은 표준오차.
4) 표본기간: 1980~97년.

〈표 20〉 잠재세수를 사용할 경우의 성장률 탄성치 추정결과

	한 국	OECD	G6	미 국	일 본	독 일	프랑스	이탈리아	캐나다
성장률 탄성치	0.264 (0.145)**	0.420 (0.053)***	0.202 (0.053)***	0.339 (0.106)***	0.470 (0.156)***	-0.037 (0.098)	0.340 (0.135)***	0.361 (0.210)**	0.480 (0.134)***
성장률 탄성치 차이		-0.155 (0.300)	0.062 (0.188)	-0.075 (0.181)	-0.205 (0.222)	0.302 (0.187)*	-0.075 (0.198)	-0.097 (0.294)	-0.215 (0.239)

주 : 1) 잠재세수를 이용하여 식 (32)를 추정한 결과. 첫 번째 행('성장률 탄성치')은 $\alpha_1+\beta_1$(한국의 경우) 또는 β_1(외국의 경우)의 추정치를 보여주며, 두 번째 행('성장률 탄성치 차이')은 α_1의 추정치를 보여줌. 여타 계수 추정치는 생략.
2) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
3) ( ) 안은 표준오차.
4) 표본기간: 1980~97년.

는 미국, 일본, 프랑스, 캐나다와 별로 차이가 없어지고, 독일보다는 탄성치가 훨씬 커진다.

따라서 징세당국이 경기변동과 관계없이 일정한 수준의 징세노력을 기울였다면 세입의 성장률 탄성치가 증가하여 재정의 경기안정화기능이 제고되었을 것으로 결론지을 수 있다.

Ⅵ. 요약 및 결론

본고는 징세당국이 재량을 발휘하여 징세노력을 강화하거나 약화시키고 있는지에 대한 경험적 증거를 찾는 데 일차적인 목적이 있었다. 징세노력의 변화에 영향을 주는 요인은 여러 가지가 있을 것이다. 본고에서는 예산상 주어진 세수목표를 달성하기 위해서 징세노력을 강화하거나 약화시키는 경우를 살펴보았다. 또한 실제성장률이 예상하였던 성장률보다 높아지거나 낮아짐에 따라 징세노력의 강도가 바뀌는 경우도 살펴보았다. 이러한 요인에 따라 징세노력이 변할 때, 이를 자료에서 포착하는 방법은 직관적으로 간단하다. 즉, 세수방정식에서 예산상의 세수목표 또는 예상했던 성장률이 실제세수를 설명하는 독립변수로서 역할을 한다면 이러한 요인에 따라 징세노력이 변한다고 결론지을 수 있다. 반대로 독립변수로서 역할을 하지 못한다면 이러한 요인에 따라 징세노력이 변한다고 결론지을 수 없다.

본고의 추정결과에 따르면 징세당국은 실제성장률이 예상성장률과 달라질 때 이로 인한 세수변화를 줄여나가는 방향으로 징세노력을 강화시키거나 약화시키는 경향이 있다. 즉, 실제성장률이 예상성장률보다 높다면 징세노력을 약화시키며, 반대로 실제성장률이 예상성장률보다 낮다면 징세노력을 강화시킨다. 이러한 경향은 소득세, 상속세, 부가가치세의 경우에 현저하며, 다른 세목에서는 별로 나타나지 않는다. 한편, 어느 세목에서나 실제세수가 예산상의 세수목표에 근접하도록 징세노력을 변화시키는 모습은 발견할 수 없다.

소득세, 상속세, 부가가치세의 경우에 징세노력의 변화에 따라 세수가 변하는 것은 쉽게 이해될 수 있다. 이들 세목은 세원이 비교적 덜 노출되어 있어 징세노력에 따라 세원파악의 정도가 달라질 수 있으며, 소득세와 부가가치세는 납세인원[18]도 상당히 많아 세무조사 및 추징에 상당한 비용이 소요되기 때문이다. 반면 법인세는 소수의 기업에 세수가 집중되어 있고,[19] 인지세나 관세는 세원이 비교적 투명하게 노출되어 있기 때문에 징세의 재량성이 개입될 여지가 적다.

본고의 추정결과에 의하면 당국이 정상적인 징세노력을 기울였을 경우 이들 3개 세목에서 추가로 징수할 있었던 조세수입은 1980~98년간 평균적으로 GDP 대비 0.2%에 달한다. 여기에서 정상적인 징세노력이란 실제성장률이 예산상의 성장률과 같았을 때의 징세노력을 말한다. 당국은 그동안 성장률을 실제보다 낮게 예측하는 경향을 보여왔으며, 이로 인해 평균적으로 정상적인 수준을 밑도는 징세노력을 기울인 결과 정상적인 상황에서보다 세수가 줄어들었다.

한편, 경기안정화 측면에서 우리나라의 재정운영은 그동안 별로 큰 역할을 수행하지 못하였다. 물론 어느 정도의 경기안정화 기능이 적정한가에 대해서는 어떠한 이론도 이야기하는 바가 없다. 따라서 외국과의 비교만이 유일한 참고자료를 제공할 수 있는데, OECD 국가들과 비교해 볼 때 우리나라의 재정수지는 실질성장률에 별로 민감하게 반응해 오지 못하였다. 본고의 분석결과는 징세행정의 재량성이 없었을 경우 재정의 경기안정화기능이 강화될 수 있었음을 보여준다. 만일 당국이 각 연도에 정상적

18) 1998년의 경우 종합소득세 납세인원(분리과세 소득자, 원천징수대상 근로자 제외)은 350만명이었으며 부가가치세 납세사업자수는 286만명이었다(현진권 [2000b]).

19) 상위 300개 기업의 법인세 납부액은 전체 법인세의 60% 가량을 차지한다. 이 점을 지적해주신 현진권 박사께 감사드린다.

인 징세노력을 기울였다면 세입이 경기변동에 보다 민감하게 반응하였을 것이며, 이에 따라 실질성장률에 대한 재정수지의 탄성치가 OECD 국가들과 비슷해졌을 것으로 추정된다.

이상의 결과는 당국이 경기상황에 따라 징세노력을 증가시키거나 감소시키는 것이 바람직하지 않다는 점을 시사한다. 이는 세수확보의 측면에서도 바람직하지 않고 세입의 경기조절기능 측면에서도 바람직하지 않다. 첫 번째 측면, 즉 세수확보의 측면에서 보면 향후 성장률 예측의 정확도를 제고하는 일이 필요하다. 평균적으로 성장률을 제대로 예측한다면 현재와 같이 평균적으로 성장률을 과소 예측함으로써 발생하는 세수누락이 줄어들 것이다. 그러나 두 번째 측면, 즉 경기안정화의 측면에서는 평균적으로 성장률을 제대로 예측하는 것만으로는 부족하다. 그보다는 세제와 세정의 투명성을 높임으로써 당국이 재량을 발휘할 여지를 줄이고, 경기상황과는 무관하게 당국은 가능한 한 최대의 세수를 확보하도록 당국의 임무를 설정하고 유인체계를 구축하는 일이 필요하다.

한편, 이러한 제반 결과는 세수의 결정방식에 대한 여러 가지 가정을 전제로 도출된 것이다. 따라서 이로부터 지나치게 확정적인 결론을 내리는 일은 삼가해야 한다. 특히 경기변동에 따른 징세노력의 변화가 구체적으로 어떤 형태로 나타나는지에 대해서 본고는 아무런 답변을 제공하고 있지 않다는 점을 상기할 필요가 있다. 즉, 단순히 세무조사를 강화하고 성실납세를 촉구하는 선에서 징세노력을 강화하는 것인지, 또는 세법의 해석이나 적용에 있어 재량을 발휘하여 자의적으로 세금을 징수하는 것인지는 본고의 분석을 통해 파악할 수 없다.[20] 향후 이러한 방향으로 연

20) 이와 관련하여 재미있는 사실은 국세 체납액이 상당한 규모라는 점이다. 현진권 · 문춘걸(2000)에 의하면 1998년의 경우 국세 체납액은 12조2천억원으로서 내국세액의 24%에 달하였다. 이러한 체납액 가운데 어느만큼이 징수되는가는 상당 부분 징세당국의 의지에 달려 있는 것으로 보인다.

구가 진행되어 의미 있는 결론이 도출된다면 보다 구체적인 정책대안을 제시할 수 있을 것이다.

▷ 참 고 문 헌 ◁

고영선, 「세수예측모형」, 2000. (초고)

박성준 · 이정욱, 「재정의 경기조절기능 강화방안」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1996. 3.

원윤희, 「조세제도의 개혁과 세정의 합리화 방안」, 『경제위기 극복을 위한 재정개혁』, 한국개발연구원, 1997, pp.347~392.

현진권, 「조세행정의 개혁방향과 정책과제」, 『조세행정과 정책과제』, 연구논문집 98-01, 한국조세연구원, 1998. 12, pp.15~38.

현진권, 「우리나라 조세행정의 평가와 미래」, 제34회 납세자의 날 기념 심포지엄, 한국조세연구원, 2000a.

현진권(편), 『조세관련통계자료집』, 한국조세연구원, 2000b.

현진권 · 문춘걸, 「국세행정의 생산관계 분석」, 『2000년대를 위한 공적연금과 퇴직금제도 개선방향』, 한국공공경제학회 2000년도 제1차 학술대회 발표논문집, 2000. 5. 20.

Bayoumi, Tamim and Barry Eichengreen, "Restraining Yourself: The Implications of Fiscal Rules for Economic Stabilization," *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 1, March 1995, pp.32~48.

Blanchard, Olivier Jean, "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators," OECD Department of Economics and Statistics Working Paper, No. 79, April 1990.

Gavin, Michael and Roberto Perotti, "Fiscal Policy in Latin America,"

NBER Macroeconomics Annual, 1997, pp.11~71.

Giorno, Claude, Pete Richardson, Deborah Roseveare, and Paul van den Noord, "Potential Output, Output Gaps, and Structural Budget Balances," *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995/Ⅰ.

OECD, *Fiscal Positions and Business Cycles*, 1998.

■ 論 評

安 鍾 範
(성균관대학교 경제학부 교수)

이 논문은 징세당국의 재량적 과세행위가 세입에 영향을 미치고 나아가 세입이 자동안정화기능에 영향을 미친다는 점을 실증분석을 통해 보였다는 점에서 한국재정연구에 있어서 상당한 의미를 갖는다고 할 수 있다. 그동안 재정의 자동안정화기능에 대해서는 거시경제분석을 통해 검증된 바 있지만 조세행정의 재량성이 자동안정화기능에 영향을 미치고 있음이 실증분석을 통해 밝혀지기는 최초라는 점에서 그 의의가 크다고 사료된다. 더구나 이 논문은 조세행정의 재량성의 영향에 대한 분석을 기초로 그동안의 세수추계에 대한 평가를 시도하고 있다는 점에서 세수추계의 개선방향을 제시할 수 있을 것으로 기대된다. 결국 이 논문에서 도출된 결론이 시사하는 바인 경기상황에 따라 징세노력을 변화시키는 것이 바람직하지 않다는 점은 상당히 중요한 정책시사점이 될 것이다. 또한, 세수확보 측면에서나 세입의 경기조절기능 측면에서나 조세행정의 재량성이 부정적인 영향을 미친다는 점은 앞으로 정책당국이 유념해야 할 중요한 결론이기도 하다.

이 논문에서 시도한 방법론과 정책시사점은 향후 다양한 연구의 기초가 될 수 있을 것으로 생각된다. 따라서 앞으로 이 연구를 보다 발전시켜 나가기 위해서 추가적으로 고려해야 할 사항을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 세목별 과세시점상 차이를 고려한 시차문제를 감안해야 할 것이다. 이 논문에서 취급하고 있는

다양한 세목은 과세시점이 상이하다는 점을 모형 내에 반영시키는 것이 바람직하다. 부가가치세의 경우 당해연도, 소득세와 법인세 등은 익년도가 과세시점이라는 점을 감안하여 실증분석하고 그 결과를 해석하는 것이 보다 설득력 있는 방법이라 할 것이다. 그런데 이 논문에서는 이러한 시차문제를 고려하더라도 법인세의 경우를 제외하고는 전년도 성장률이 금년도 세수에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 그러나 보다 근본적으로 시차문제를 고려하기 위한 방법을 개발하는 것이 필요하다. 왜냐하면 세목별 시차가 존재한다는 것은 징세당국도 인정하고 있는 사실이기 때문이다. 이러한 사실을 모형에서 적절히 설명할 수 있도록 모형과 방법론의 개선이 이루어지도록 해야 할 것이다. 또한, 체납액이 상당한 비중을 차지하고 있고 아울러 이들 체납액이 징세노력에 의존한다는 점도 세목별 시차문제를 고려하는 데 포함시켜야 하는 사항 중의 하나라고 할 수 있다.

둘째, 이 논문의 실증연구에서 표본기간을 80년에서 98년으로 설정하였는데, 98년의 경우 외환위기 직후라는 점에서 outlier 역할을 할 가능성이 있고 이는 결국 이 논문에서의 실증분석이 강한(robust) 추정치를 근거로 하지 못하고 있게 될 가능성이 있다. 따라서 98년의 경우 dummy처리하거나 제외시키는 시도를 해볼 필요가 있다. 특히, 향후 99년과 2000년 자료가 축적되는 시점에서는 이러한 외환위기에 대한 고려는 반드시 할 필요가 있다.

셋째, 징세노력은 추경편성과도 밀접한 관계가 있을 것으로 추측되기 때문에 추경편성연도에 대한 dummy처리가 필요할 것으로 사료된다. 만일 정치적 고려 때문에 추경이 편성될 경우 이는 세출증대로 이어지고 이에 대한 세입확보를 위해 징세노력이 강화될 것이기 때문이다. 그리고 세계잉여금이 발생하여 추경을 편성할 경우 징세노력이 약화될 가능성이 커진다는 점도 추경편성

에 대한 고려를 별도로 할 필요가 있다는 점을 시사하는 것이다.

넷째, 이 논문에서 제시한 네 가지 모형은 현실을 설명하는 데 있어서 의미가 있다고 할 수 있다. 그러나 모형 1과 3이 모형 2와 4보다 선호된다는 점은 현실과 부합하지 않는 측면이 있다고 할 수 있다. 왜냐하면 현실에서는 징세당국이 항상 세수 진도비를 기준으로 조세행정을 집행함으로써 세수예상치에 따라 재량권이 행사되는 것이 일반적이기 때문이다. 한편, 당국의 세수예측능력이 매우 미약하여 예산상의 세수를 기초로 징세노력을 강화시키거나 약화시키기 어려운 측면이 있는 것도 사실이다. 그러나 세수예측능력이 미약하다는 것은 사후적으로 인식되는 것이기 때문에 여전히 징세당국은 세수예측치를 기초로 진도비를 설정하고 이로부터 징세노력을 조정하게 된다는 것이 보다 현실을 적절히 설명하는 것이 된다. 다만, 향후 징세노력을 감안한 모형의 구축과 경험적 연구를 시도할 경우 이러한 두 가지 가능성을 동시에 고려하는 것도 적합한 방법이라고 생각된다. 이를 위한 모형과 실증분석방법의 개선이 이루어지는 것도 중요하다고 하겠다.

이미 지적하였듯이 이 논문에서 시도한 방법론과 결론 그리고 정책시사점은 적절하였다는 점에서 이 논문의 업적을 토대로 향후 이 분야에 대한 연구가 활발히 이루어지기를 희망한다. 특히 이 논문에서 다룬 재량성을 적절히 모형에 반영하여 이를 세수예측기법을 개선하는 데에도 활용할 수 있다. 아직까지 징세당국의 세수예측력이 미약하다는 것은 그동안 과학적인 세수예측기법이 개발되지 못하였고 기법이 개발되었다 하더라도 사용할 자료가 불충분하였다는 점에서 앞으로 세수예측의 개선은 중요한 과제라고 할 수 있다. 바로 이 점에서 이 논문에서 제시한 재량성에 대한 고려를 세수예측에 사전적으로 적용하는 것은 세수예

측력을 높이는 과학적 방법 중의 하나가 될 것으로 기대된다.

玄 鎭 權
(한국조세연구원 연구위원)

1. 조세행정의 중요성

이 논문은 일반적으로 알려져 있는 조세행정의 재량성에 대해 시계열 자료를 사용하여 실증적으로 분석하였다. 조세행정에 대한 경제학적인 관심은 서구에서도 오래되지 않아, 대체로 70년대 이후부터이다. 이 논문은 조세행정을 계량경제학적 모형을 사용하여 분석한 것으로, 우리나라에서는 매우 드문 연구결과 중의 하나이다. 이 논문이 가지는 기여도를 정확하게 평가하기 위해서 조세정책에서 조세행정이 얼마나 중요한가를 보충 설명할 필요가 있다.

조세측면에서 국가의 역사를 조명해 보면, 국가는 일반적으로 국민들로부터 조세징수를 극대화하려고 하였다. 이러한 국가의 조세행위를 견제하기 위해 국민들로부터 거두어들이는 세부담의 수준을 결정하는 정책은 정부에서 자체적인 의사결정을 할 수 없고, 국민을 대표하는 의회를 통해 이루어지도록 하였다. 우리나라에서도 조세법률주의에 의해 조세정책은 국회에서 결정하도록 되어 있다. 정부의 조세행사권을 제한하기 위한 조세법률주의라 하더라도 실제로 정부는 조세행정이란 정책수단을 사용해서 얼마든지 조세정책을 조정할 수 있다.

조세행정의 중요성이 부각된 것은 오래되지 않으며, IMF를 중심으로 1980년대부터 조세행정에 대한 관심이 높아졌다. 조세행정의 체계가 제대로 이루어지지 않은 국가들로서는 아무리 이상

적인 세제개혁을 추진한다고 해도 결코 현실화될 수 없기 때문이다. Bird(1991)는 조세행정 개혁이 뒤따르지 않은 조세개혁은 절대 성공할 수 없음을 강조하면서, 조세제도의 개혁에 앞서 조세행정 개혁의 중요성을 주장하였다.

우리나라의 경우에도 조세정책과 조세행정의 괴리에 대해서는 많은 논의가 있다. 특히 소규모사업자를 위한 특례과세제도의 시행이 정책에서 의도한 바와는 전혀 다르게 현실화되어 전체 조세환경을 왜곡시키는 것은 조세전문가들 사이에 공통적으로 지적되는 대표적인 사례이다. 그러나 학문적인 틀 속에서 조세정책이 현실과는 괴리를 보인다는 실증연구는 매우 한정되어 있다. 윤종규(1999)는 중소제조업에 대해 법인세율인하와 임시특별세액감면에 대한 대폭적인 조세제도의 개편이 이루어진 1992년을 대상으로 실제 기업의 조세부담의 감소여부를 실증적으로 검토하였다. 그 결과를 보면, 임시특별세액감면이 다른 감면수단과 중복하여 수혜되는 것이 제도적으로 허용됨에도 불구하고 기업들은 이 제도를 활용하는 대신, 급격한 조세부담의 감소를 줄이기 위해 준비금 등 간접감면의 수혜를 줄여 세부담 수준을 과거와 비슷한 수준으로 유지한다. 이는 조세정책을 통한 지원이 추진되고 있음에도 불구하고, 실제로는 기업이 세무당국과의 마찰을 줄이기 위해 법인세 평균화 노력을 하고 있다는 독특한 현실을 보여주고 있다.

이처럼 조세제도에 의존한 조세정책효과의 분석은 현실을 오도할 가능성이 충분히 있으므로, 조세제도를 분석하는 데 있어서는 반드시 조세행정의 현실에 대한 이해를 바탕으로 이루어져야 그 효과를 정확하게 평가할 수 있다. 특히 우리나라의 경우 조세행정의 공권력은 납세자들에게 매우 강력하게 작용하므로, 현실적으로 이에 대한 분석은 필요하나, 자료가 체계적으로 정립되지

않았으므로, 실증연구는 거의 없는 실정이다.

2. 목표세수치 결정과정의 보수성

국세청의 조세행정노력의 재량성은, 국세청의 정책메커니즘을 살펴보면 당연한 결과이기도 하다. 국세행정의 궁극적 목표는 주어진 조세체계 내에서 세수의 극대화에 있는 것이 아니고, 세수목표치를 달성하는 데 있다. 만약 조직의 메커니즘이 초과달성한 세수에 대해 인센티브가 있으면, 국세청 입장에서는 행정노력을 항상 최대한 가동할 것이나, 세수가 초과할 경우에는 오히려 국세청에게는 부정적인 결과를 가져다 줄 수 있다. 즉, 초과세수는 목표세수치보다 납세자의 부담을 추가로 지우는 것으로 해석해서 조세행정의 과도한 집행으로 오도당할 가능성이 충분히 있으며, 이러한 구조하에서는 국세청은 당연히 목표세수치 이상으로 행정노력을 기울일 이유가 없는 것이다.

일반적으로 목표세수 수준은 실제보다 낮게 설정하고 있다. 이는 목표세수치를 계획하는 정부부서가 조세정책을 담당하므로, 가급적 낮게 목표치를 설정하는 것이 해당 조직의 성과를 평가하는 데 더 유리할 것이기 때문이다. 만약 목표치를 너무 현실에 근접하게 잡고서, 예측하지 않은 경제외부의 충격이 있을 경우, 목표세수치를 달성하지 못하게 되고, 이때 치르게 될 담당부서의 위험은 매우 높다고 할 수 있다. 일반적으로 우리나라 공직사회는 위험에 대한 회피도가 매우 높아, 안전 위주의 정책집행을 하는 특성이 있고, 이는 결과적으로 낮은 목표치의 설정이라는 관료들의 행위로 잘 설명할 수 있다.

목표세수를 낮게 설정할 수밖에 없는 또 다른 이유는 세수를 결정하는 중요한 경제변수들을 보수적으로 책정할 수밖에 없는 제도적인 환경 때문이다. 예를 들면, 소득세수를 결정하는 정책과

정을 보면, 다음해의 임금상승률이 중요한 독립변수이고, 이때 임금상승률을 최대한 낮게 책정할 수밖에 없는 한계점이 있다. 만약 정부에서 임금상승률을 높게 잡게 되면, 다음해의 실제 임금상승률이 이보다 높아질 확률이 높으므로, 정부입장에서는 가능하면 비현실적인 임금상승률에 의존할 수밖에 없는 한계가 있다.

3. 자료상의 문제

모형에서 기본적인 가정은 세수규모가 같은 해의 경제성장률에 의해 결정된다는 것이다. 국세청에서 징수한 세수규모는 두 가지 관점에서 접근할 필요가 있다. 즉, 징수연도 기준인가, 혹은 귀속연도 기준인가를 정확히 규정할 필요가 있다. 이 연구에서 사용한 세수규모는 징수연도 기준이다. 그러나 지난해의 세법에 의해 그 해의 세수규모가 결정되는 세목으로 부가가치세 및 소득세를 대표적으로 들 수 있다. 그러므로 부가가치세와 소득세에서 세정의 자의성이 높게 나타난 이유도 그 해의 경제성장률로서 모두 설명하지 못하고, 지난해의 경제성장률에 의해 결정되는 부분이 상당히 있기 때문이다. 예정신고시에 거두어진 세수규모에 따라 자의적인 행정지도는 무시하지 못한다. 문제는 조세행정의 노력정도가 전년도와 당해연도에 적절히 배분되는 데 있으며, 이러한 다년도의 노력에 대해서는 모형을 통해 정확히 파악할 수 없는 한계점이 있다. 우리나라 세수자료는 모두 징수연도를 중심으로 이루어지고, 귀속연도를 기준으로 계산한 세수규모에 대한 자료는 없기 때문에 이 논문에서 파악하려는 행정노력의 정도를 해당연도별로 정확히 가려내는 데 어려움이 있으며, 이는 장기적으로 세수관련 통계를 개선하여 추가적으로 연구되어야 할 과제이기도 하다.

법인세에서 징세재량이 크지 않은 이유는 상위 300개 기업이

전체 법인세의 약 60% 가량을 차지하는 특징이 있기 때문이다. 대기업의 경우 조세행정의 재량에 의한 세수조절의 여지가 상대적으로 적고, 대부분 장부를 근거로 이루어지기 때문에 비교적 과표양성화가 잘되어 있기 때문이다.

4. 정책시사성 및 향후과제

이 논문에서는 조세행정의 재량성에 대한 경험적 분석만 있지, 이를 방지하기 위한 정책적 시사성은 제시되지 않고 있다. 향후 조세행정노력을 지속적으로 기울일 수 있는 제도적 장치를 강구하는 것이 매우 중요한 과제라고 할 수 있다. 이를 위해 우선 세수목표치의 설정을 조세정책을 담당하는 부서에서 결정하는 것보다, 거시경제를 담당하는 부서로 하여금 세수목표치를 설정하게 하면 계획과 집행을 이원화하여 조세행정노력을 강화할 수 있는 여건을 조성할 수 있겠다.

조세행정노력의 재량성은 체납규모에서도 잘 보여준다. 1998년 기준으로 국세 총체납액은 12.2조원으로 내국세 전체규모의 24%를 차지하는 심각한 수준이다. 이 연구에서는 시계열자료를 바탕으로 거시적인 조세행정 재량성에 대한 분석이 있었으므로, 납세자별 체납요인에 대한 검토는 고려되지 않았다. 이러한 분석은 미시자료를 바탕으로 납세자의 행태연구와 함께 이루어져야 하며, 이러한 미시적 연구는 이 연구에서 보여주는 거시적 연구결과와 함께 보완적으로 추진되어야 할 과제이며, 조세행정의 재량성을 제대로 설명해 줄 수 있을 것이다.

● 참고문헌

윤종규, 「중소제조업의 이익 및 조세감면 조정을 통한 법인세 평준화에 관한 연구」, 성균관대 박사학위논문, 1999.

Bird, Richard, "Tax Administration and Tax Reform: Reflections on Experience," J. Khalilzadeh-Shirazi and Anwar Shah(eds.), *Tax Policy in Developing Countries*, Washington, D. C. : The World Bank. 1991.

外換危機 以後 換率安定化에 대한 通貨政策의 效果

-우리나라의 日別資料를 중심으로-

曺 東 徹(本院 研究委員)
Kenneth D. West(Wisconsin University Prof.)
洪 性 喆(本院 研究員)

◇ 要　約 ◇

본 연구는 외환위기 발생 이후 취해진 고금리정책이 이후의 환율안정에 기여하였는가를 살펴보고 있다. 완전 변동환율제도로 이행된 1997년 12월 이후의 일별자료를 대상으로 표준적인 시계열모형을 사용하여 분석한 주요 결과는 금리상승이 환율의 평가절상을 유도하였다는 것이다. 축약형모형(reduced form regression)에서 나타난 환율의 금리에 대한 탄력성은, 부도율과 같은 위험(risk)변수를 통제한 단순회귀방정식뿐 아니라 VAR모형에서도 1을 소폭 상회하는 정도의 추정치를 얻을 수 있었다. 이러한 결과는 비록 외환위기 이후 환율안정화의 가장 큰 원동력이 외환유동성의 회복이었음에도 불구하고, 외환유동성이 회복될 때까지 단기적으로는 고금리정책이 환율안정화를 위하여 부분적으로 기여하였음을 시사한다고 할 수 있을 것이다.

Ⅰ. 서 론

아시아에서의 외환위기 발생은 경제학자들에게 많은 의문을 제기하였다. 그 중에서 가장 많이 거론되는 문제는 외환위기의 발생원인이 무엇이었느냐는 것과 과연 위기는 예측 가능하였는가 하는 점이다.

이와 같은 주제들보다 결코 덜 중요하다고 할 수 없는 또 하나의 주제는 외환위기가 발생한 이후의 정책대응이 과연 효과적이었느냐 하는 것이다. 외환위기에 대응하여 환율을 안정시키기 위한 다양한 대책들이 시행되는 가운데 경제위기가 날로 심화됨에 따라, 거시경제정책의 기조설정은 중요한 논제가 되었다. 우리나라를 비롯한 다수의 외환위기국가들에서 IMF의 권고에 따라 긴축적인 통화 및 재정정책이 취해졌으나, 많은 경제학자들은 이러한 전통적인 접근방법에 대하여 회의를 표명하였다. 그 주요 논거는 대부분의 아시아국가들이 남미국가와는 달리 인플레이션 및 정부재정 측면에서 비교적 양호한 상태를 유지해 왔기 때문이다. Sachs(1997, p.2)는 이러한 비판적인 태도를 취한 선두주자라고 할 수 있다.

> — 이 지역에서는 무분별한 재정축소, 신용통제 강화, 긴급한 은행의 폐쇄조치 등이 필요하지 않은 것으로 보인다. 오히려 대외여신의 급격한 감소를 상쇄하기 위해서 안정적 혹은 다소 확장적인 통화 및 재정정책이 필요하다고 하겠다. 금리는 외국투자자들이 그들의 자본을 인출함에 따라 상승하겠지만, 국내신용의 축소를 통하여 인위적으로 상승시킬 필요는 없다.

이러한 비판에도 불구하고, IMF는 환율의 평가절하를 저지하

기 위하여 외환위기국에 대해 콜금리를 급속히 상승시키도록 주문하였다. 고금리정책이 장기간 지속되지는 않을 것이라는 점을 시사하면서 Fisher(1998, p.4)는 IMF의 견해를 다음과 같이 표현하였다.

> — 이들 국가들이 IMF에 도움을 요청했을 때, 그들의 통화가치는 급속히 하락하고 있었다. 한국 및 태국의 경우, 외환보유고가 위험 수준 이하로 매우 낮은 상태였다. 이러한 상황을 반전시키기 위하여 각국은 통화가치를 유지하기 위해 보다 많은 유인을 제공하여야만 했다. 허약한 금융 및 기업 상황이 더욱 악화될지라도, 이와 같은 유인이 의미하는 바는 잠정적으로 금리를 상승시키는 것이다. 일단 이 국가들에 대한 신뢰가 회복될 경우, 금리는 정상수준으로 돌아갈 것이다.

그러나 비판은 끊이지 않았고, 일부 경제학자들은 고금리정책이 환율을 안정시킨다는 기본가정 자체에 의문을 던지기도 하였다. 일례로 Furman and Stiglitz(1998)는 일시적인 금리인상은 안정된 금융환경에서만 일시적으로 환율을 안정시킬 수 있다고 주장하고 있다. 이에 더하여 금융구조가 불안정한 국가의 경우, 고금리정책은 부도 가능성 및 미래에 대한 불확실성을 증가시킴에 따라 영원히 통화가치를 약화시킬 수 있다고 주장한다.

이러한 논쟁은 금리가 하락하고 경제가 회복됨에 따라 점차 진정되었다. 그러나 우리가 아는 바에 의하면, 아시아국가에 대해서 고금리정책에 대한 체계적인 평가를 시도한 연구는 많지 않다. 본 연구와 가장 유사한 연구로는 박대근 · 최인(1999)을 들 수 있다. 이들은 한국, 인도네시아, 태국, 말레이시아 4개국에 대해 외환위기를 전후한 기간의 일별자료를 사용하여 각국의 금리변동이 선물환율과 현물환율의 격차를 설명할 수 있는가를 살펴보았다. 그리고 그 결과는 자본통제를 시행하였던 말레이시아의 경우를 제

외하곤 어느 정도 긍정적이었던 것으로 나타나고 있다.

본 연구는 이 연구와 비슷한 맥락에서 진행되었다고 할 수 있으나, 선물환율을 사용하는 대신 위험요인에 대한 분석을 보다 부각하고자 노력하였다. 변동환율제도가 시행된 1997년 12월 17일부터 1999년 6월 30일까지의 콜금리, 원/달러 환율, 기타 다른 변수에 대한 일별자료를 사용하여 표준적인 시계열모형을 추정하였으며, 그 주요 결과는 금리인상이 통화가치의 상승을 유도하는 효과가 있었다는 것이다. 부도율과 같은 위험(risk) 변수를 통제한 단순회귀방정식뿐만 아니라 VAR모형에서도 환율의 이자율에 대한 탄력성은 1을 소폭 상회하는 것으로 추정되었다. 그러나 금융시장 전반의 안정을 유도한 가장 결정적인 변수는 외환유동성의 척도인 외환보유고 대비 단기외채 비중이었던 것으로 사료된다. 이 비율의 하락은 통화가치를 상승시킴과 동시에 고금리정책을 완화시킨 주요 요인으로 작용한 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. Ⅱ장에서는 외환위기 직전 및 이후의 관련 금융변수에 대한 추세를 간략하게 설명하고, Ⅲ장에서는 금리 및 환율 간의 관계에 대한 논쟁의 본질을 이해할 수 있는 분석의 틀을 제시한다. 이를 토대로 Ⅳ장에서는 다양한 회귀방정식의 추정 결과를 제공하고 있다. Ⅴ장에서는 외환위기 이후 시행된 금리정책과 관련하여 환율문제 이외의 보다 포괄적인 문제들에 대하여 간략한 논의를 제공하고 있으며, Ⅵ장에서는 결론을 제시하고 있다.

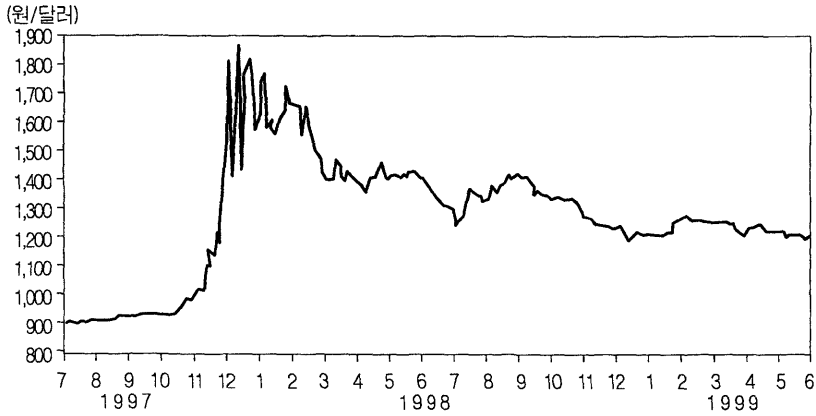
Ⅱ. 외환위기 관련 금융변수들의 추이

우리나라의 경우 급속한 경제성장이 경제 전반의 취약한 금융구조를 장기간 유지시켜 온 주요 요인으로 작용하였다. 우리나라의 기업들은 전통적으로 차입의존도(leverage)가 높았으며 이윤율은 낮은 상태를 유지하여 왔다(Nam et al.[1999] 참조). 이와 같이 금융구조가 취약한 다수 대기업들이 1996년 이후 경기가 하강국면에 진입함에 따라 부도에 직면하면서 금융시장 전반이 불안정해지기 시작했다.

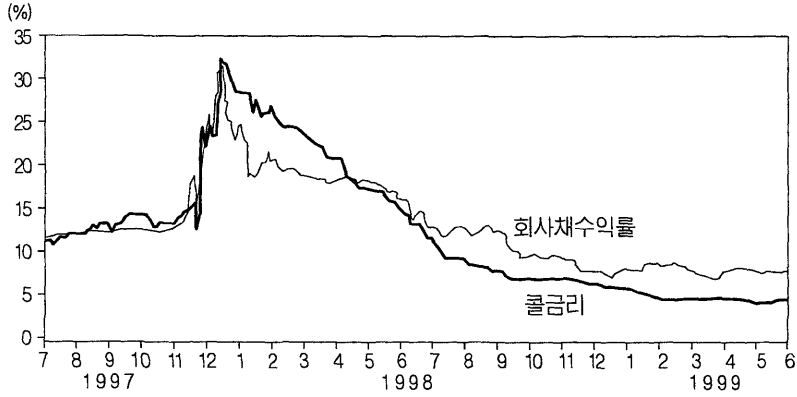
1997년 7월 태국에서 통화위기가 발생하였고, 이 여파가 급속히 한국경제로 파급되었다. 원/달러 환율이 절하되고(그림 1 참조) 금리가 상승하기 시작하였다(그림 2 참조). 금융시장이 경색됨에 따라 부도율이 상승하고(그림 3 참조) 금융권의 무수익여신은 폭발적으로 증가하였다. 국제 금융시장에서 한국계 은행에 대한 신용한도는 축소되었고, 한국경제에 대한 외국인의 신뢰도가 하락하였다. 그 한 예로서 미 재무성 증권에 대한 KDB(산금채, 달러표시) 리스크 프리미엄이 1%포인트 이상 증가하였다(그림 4 참조). 외국투자자들이 한국에 대한 여신을 축소함에 따라, 원화가치에 대한 하락압력은 점증하였다. 그러나 한국정부는 환율에 대한 '점진적' 절하의 정책목표 아래 외환시장에 개입하였고 이에 따라 외환보유고가 점차 감소하였다(그림 5 참조).

1997년 10월, 외환 투기자들이 홍콩을 공격하면서 아시아시장은 더욱 불안정한 상태로 빠져들었으며, 한국정부가 통화가치 방어를 지속함에 따라 외환보유고가 곧 고갈될 것이라는 기대가 팽배해

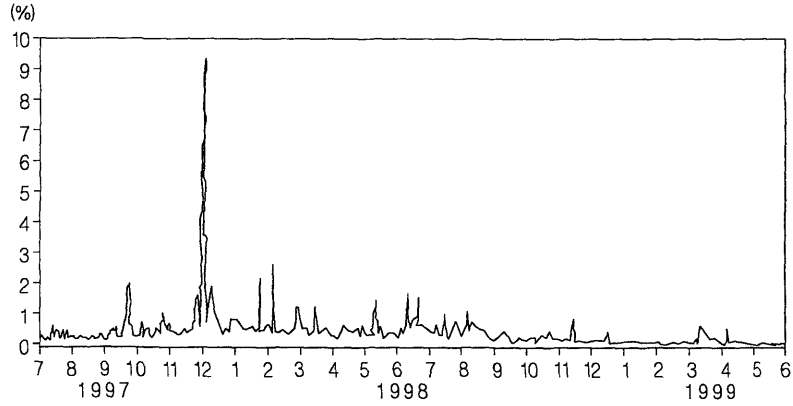
〔그림 1〕 환 율



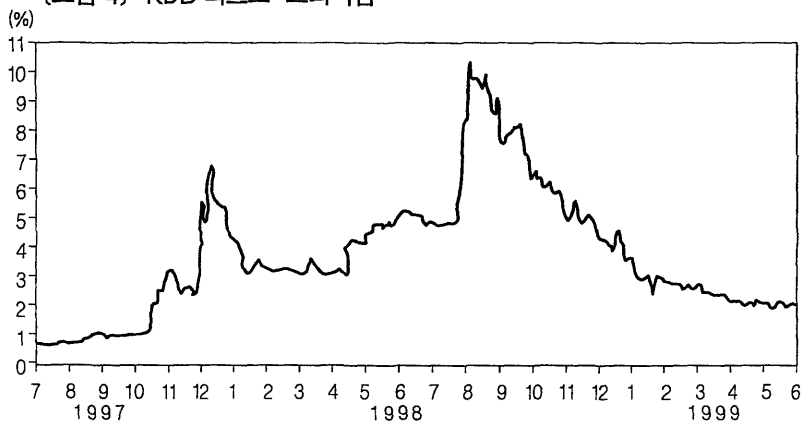
〔그림 2〕 국내금리



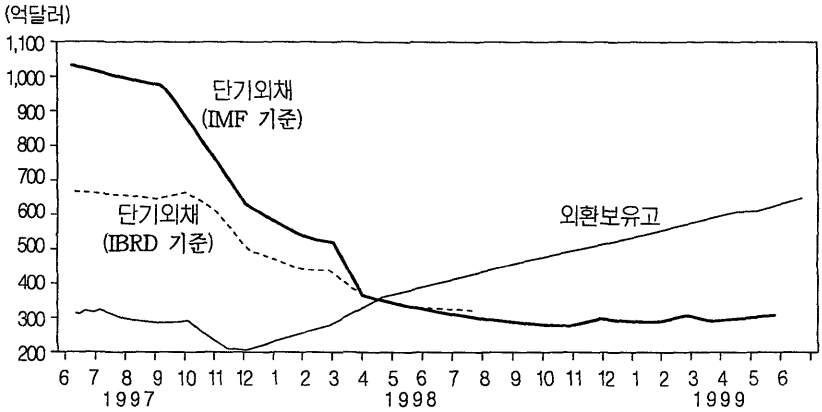
〔그림 3〕 부도율



〔그림 4〕 KDB 리스크 프리미엄



〔그림 5〕 외환보유고 및 단기외채



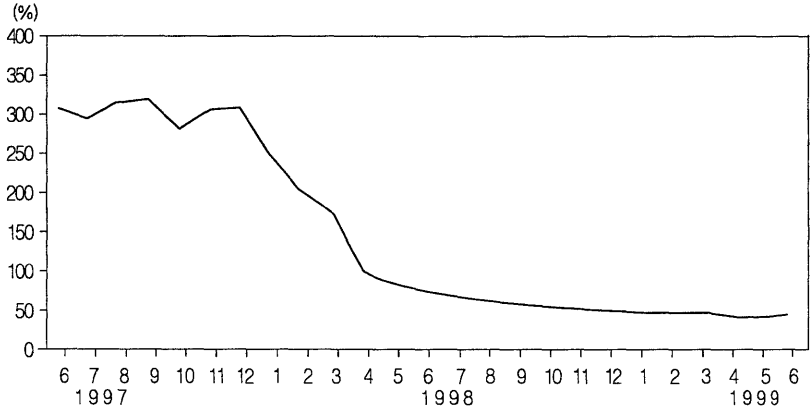
졌다. 동시에 역외지점의 외채를 포함할 경우 단기외채는 공식통계(IBRD 기준) 수치인 680억달러를 크게 상회할 것이라는 주장이 급속히 퍼져나갔다.

1997년 11월 20일, 원화가치 하락압력을 수용하기 위해 한국정부는 환율의 일일변동폭을 2.5%에서 10%로 확대하였다. 그러나 바로 다음날인 21일에 한국정부는 마침내 IMF에 구제금융을 요청하였다. 1997년 12월 17일부터는 IMF의 권고에 따라 환율의 일일

변동폭 제한이 폐지되면서 완전한 변동환율제도로 이행하였다. IMF 프로그램이 시행된 후, 한국정부는 외채가 과소평가되었음을 인정하였고, 역외 금융기관의 외채를 포함하는 새로운 외채통계를 발표하기 시작하였다. [그림 5]는 두 가지 기준(IBRD 및 IMF 기준)에 의한 단기외채의 추세를 보여주고 있다. 새로운 통계기준(IMF 기준)에 따르면 외환위기 이전의 단기외채는 이미 1,000억달러 내외에 이르렀으며, 이 수치는 당시 외환보유고의 3배 수준에 이르는 액수였다(그림 6 참조). 1997년 12월 24일에는 환율이 1,860원/달러까지 치솟았으며, 통화당국은 콜금리를 20~23%에서 30% 이상으로 인상하였다. 이후에도 한동안 환율은 큰 폭으로 변동하였으나 추가적인 급격한 절하는 발생하지 않았다.

1998년 2월 한국정부는 약 200억달러의 단기외채를 정부보증의 장기외채로 재조정할 목적으로, 외국투자자들과 협상을 시작하였다. 이 협상은 성공적으로 수행되었고, 이후 외환시장은 어느 정도 안정되기 시작하였다. 내수가 거의 20% 가량 급감함에 따라 경상수지는 막대한 흑자를 기록하였고, 외환보유고는 빠른 속도로 증가하기 시작하였다. 그 결과 환율이 하향안정화되기 시작하였으

〔그림 6〕 외환보유고 대비 단기외채 비중



며, 그 변동폭도 점차 감소하였다. 환율이 1,200~1,250원/달러 수준으로 안정됨에 따라 통화정책은 완화되었으며, 콜금리는 7월 말에 10% 수준까지 하락하였다.

1998년 8월 러시아가 모라토리엄을 선언하고 브라질이 통화위기에 직면함에 따라 국제 자본시장이 흔들리기 시작하였고, KDB 리스크 프리미엄은 10%까지 급상승하였다. 환율이 다시 1,300원/달러 이상으로 상승하였으나, 콜금리는 여전히 낮은 상태로 유지되었다. 이후 국제 자본시장의 불안정이 점차 해소됨에 따라 리스크 프리미엄과 환율은 안정을 되찾았다. 1999년 중반 이후 콜금리는 한국 역사상 가장 낮은 수준인 5% 이하로 하락하였으며, 환율은 1,200원/달러 내외 수준에서 안정적으로 변동하였다.

Ⅲ. 고금리정책의 이론적 정당성에 대한 논쟁

1997년 12월 은행 간 콜금리는 급격하게 상향조정되었으며, 이와 같은 조치는 서론에서 인용한 바와 같이 통화가치의 하락을 저지하기 위한 것이었다. 이와 같은 정책을 분석적으로 이해할 수 있는 방법은 이른바 "커버되지 않은 이자율평가 가설(uncovered interest parity)"을 상기하는 것이다. i_t를 한국의 명목이자율, i_t^*를 외국의 명목이자율(여기에서는 미국의 채권수익률)이라 하자. e_t를 원/달러 환율의 로그값이라고 할 때 [그림 1]에서 보는 바와 같이 e_t가 높다는 것은 원화가치가 절하됨을 의미한다. 원화 1원을 달러 표시 채권에 투자함으로써 얻을 수 있는 수익은 $1+i_t^*$이고 이것을 다시 원화로 바꾸면 약 $i_t^*+e_{t+1}-e_t$가 된다. 만일 환투기자가 위험중립적이고 채권의 부도 가능성이 없다면, 한국에 대한 투자와 미

국채권에 대한 투자의 기대수익률은 동일해져야 할 것이다. 즉,

$$i_t^* + E_t e_{t+1} - e_t = i_t \quad \cdots\cdots (3.1)$$

가 성립한다. 여기서 E_t는 기대치를 의미한다. 이를 다시 정리하면

$$e_t + i_t = i_t^* + E_t e_{t+1} \quad \cdots\cdots (3.2)$$

가 된다. 즉, i_t^*와 $E_t e_{t+1}$이 변화하지 않는다면, 국내금리 i_t의 상승은 분명히 환율 e_t의 감소, 즉 평가절상을 유발하게 되며, 그 탄력성은 1이 된다. 국제금리 i_t^*가 한국금리 i_t의 변화에 의하여 거의 영향을 받지 않는다는 것은 큰 무리가 없는 가정이라고 할 수 있을 것이나, 기대환율 $E_t e_{t+1}$의 경우는 다르다. 만일 국내금리 i_t를 상승시킴으로써 대외신인도가 개선될 수 있다면(서론에서 인용한 Fischer의 논의 참조), 국내금리 i_t의 증가는 기대환율 $E_t e_{t+1}$을 하락시킴으로써 $E_t e_{t+1}$이 고정되어 있는 경우보다 더 큰 환율안정효과를 유발할 수 있다.

커버되지 않은 이자율평가(uncovered interest parity) 가설은 단순하면서도 호소력을 지니고 있다. 그럼에도 불구하고 환율변화를 설명하는 데에 한계를 보일 수밖에 없다. 그 첫 번째 이유는 투기자가 위험 중립적이지 않을 가능성이 높다는 것이다. 이 경우 위와 같은 재정거래(arbitrage) 조건에 리스크 프리미엄 ν_t를 감안해야 한다. 다음으로는, 외환위기 직후 한국의 경우 정부채권조차도 명목상 무위험 증권으로 여겨질 수 없었다는 점을 감안할 필요가 있다. 부도날 확률을 δ_t로 나타낸다면 한국채권의 기대수익률은 $(1-\delta_t)(1+i_t) \cong 1 + i_t - \delta_t$이 되며, 따라서 순기대수익률은 대체로 $i_t - \delta_t$로 표현될 수 있다. 물론 정부채권의 완전한 부도는 극단적인 경우라고 할 수 있을지 모르나, 적어도 사전적으로 원리금의 연지급 가능성은 어느 정도 존재하였던 것이 사실이다.

이와 같이 리스크 프리미엄과 부도 가능성을 고려할 경우 식 (3.2)는 아래와 같이 수정될 수 있다.

$$e_t + i_t = i_t^* + E_t e_{t+1} + \delta_t + v_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.3)$$

식 (3.2)에서와 같이, 우측에 있는 변수들이 변화하지 않는다고 가정할 경우 국내금리와 환율 간에는 1 대 1의 부의 관계가 존재하게 된다.

그러나 Furman and Stiglitz(1998)는 한국과 같이 통화위기의 와중에 있는 국가들의 경우, 부도 가능성 δ_t와 리스크 프리미엄 v_t는 국내금리 i_t의 증가함수가 될 수 있다고 하였다. 국내금리 i_t의 상승은 기업의 차입비용을 증가시키기 때문에 기업은 영업비용을 감당하기 어려울 뿐만 아니라 경우에 따라서는 부도날 수도 있다. 만일 이것이 경제 전반에 걸쳐 압박요인으로 작용한다면, 투기자들은 정부의 지급보증능력에 회의를 가질 것이며, 따라서 δ_t와 v_t가 증가할 수 있다. 외환위기 발생 직후 한국정부가 대부분의 은행예금에 대해 지급보증을 실시하였을 뿐 아니라 금융부문에 축적된 무수익여신에 대한 부담의 상당 부분을 정부로 이전시켰다는 점을 감안할 때, 한국에서 이러한 가능성이 크게 나타났을 가능성을 배제할 수만은 없다.

식 (3.3)에서 δ_t와 v_t가 i_t에 대한 증가함수라면 국내금리 i_t의 인상효과는 불명확해진다. 패널자료를 이용한 연구결과들은 외환위기 동안의 금리상승과 환율 간의 관계에 대하여 일치된 결론을 제시하지 못하고 있다. 한 예로 Goldfajn and Gupta(1999)는 외환위기를 경험한 80개국의 1980~98년까지의 자료를 이용하여, 실질금리의 급상승이 통화가치의 상승과 관련되어 있다는 사실을 발견하였다. 그리고 이것은 IMF의 견해와도 일치한다. 그러나 금융위기와 통화위기를 동시에 겪은 표본만을 감안할 경우 그와 같은

관계는 발견하기 어려워진다. 외환위기와 금융위기가 동시에 진행되었다는 의미에서 한국은 바로 이러한 유형의 국가에 속할 수 있으며, 따라서 고금리정책이 환율안정에 과연 기여하였는지는 여전히 검증되어야 할 이슈라고 하겠다.

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 개 관

아래 2절에서 4절까지는 로그로 표시된 환율(*LEXCH*, 환율수준은 그림 1에 표시), 달러표시 KDB와 미국재무성 채권수익률의 격차(*SPREAD*, 그림 4), 콜금리(*CALL*, 그림 2) 각각에 대한 단일방정식 추정결과들을 제시할 것이다. 이후 5절에서는 이들 변수 이외에 외환보유고 대비 단기외채 비중(*ILLIQ*, 그림 6)을 포함한 4변수 연립방정식에 대한 실증 결과를 제시한다.

모든 변수는 일별자료를 사용하였으며 백분율로 표시되어 있다. 일별자료를 사용한 이유 중 하나는 외환위기 직후의 금리정책이 사실상 일 단위로 이루어졌다는 점에 있다. 아울러 외환위기 직후 금리정책 자체가 환율 등의 내생변수 변화에 따라 반응하여 이루어졌다는 점을 감안할 때, 자료의 주기(frequency)가 짧을수록 동시성 편의(simultaneity bias)의 문제를 완화하는 데에 도움을 줄 수 있다는 점도 감안하였다. 물론 이와 같이 일별자료를 사용할 때 발생하는 문제는 여타의 주요 변수에 대한 일별자료가 가용하지 않다는 점이다. 본 연구에서는 외환보유고나 대외부채와 같은 변수가 그와 같은 경우에 해당되며, 따라서 이 변수들에 대해서는

선형 외삽법(linear interpolation)을 사용하여 *ILLIQ*의 일별자료를 구축하는 희생을 감수하였다.

먼저 변수들의 안정성(stationarity)을 검토한 결과, 부도율(*BNKRP*)을 제외한 모든 변수에 단위근(unit autoregressive root)이 존재하고 있다는 가설을 기각할 수 없었다(자세한 내용은 생략). 반면 대부분의 회귀방정식에서 97년 12월 17일자(완전변동환율제도가 시행된 시점)에 구조적 단절(structural break)이 존재하지 않는다는 가설은 대단히 유의하게 기각되었다(자세한 내용은 생략). 실제 97년 12월 17일 이전에는 금리정책이 환율안정을 목적으로 사용되지 않았으며, 따라서 본 연구의 목적에 비추어 볼 때 변동환율제도로 이행한 이후의 기간을 대상으로 한 분석이 더 적합할 것으로 사료된다. 이하에서는 97년 12월 17일~99년 6월 30일의 표본기간에 대해 부도율(*BNKRP*) 이외의 모든 자료를 1차 차분하여 사용한 회귀분석 결과를 보고하고자 한다.

이하의 실증분석 결과를 논의하기 위하여 또 하나 언급되어야 할 부분은 변수들 간의 동 기간 일별 상관관계(contemporaneous daily correlation)에 대한 축차적 인과서열(recursive causal ordering) 가정이다. 우선 *LIBOR* 금리나 엔/달러 환율과 같이 해외에서 결정되는 변수들은 완전히 외생적인 변수라고 가정하였다. 다음으로 같은 기간의 국내 금융변수들 중에는 단기외채 및 외환보유고, 즉 외환보유고 대비 단기외채 비중(*ILLIQ*) 변수가 우선 결정되는 것으로 가정하였다. 통화당국은 이와 같은 해외변수 및 *ILLIQ*의 변화와 전일까지의 국내 금융변수들의 변화를 주어진 것으로 보고 콜금리를 결정하는 것으로 가정하였다. 이와 같은 제 변수들이 주어진 상태에서 한국의 리스크 프리미엄이 결정되고, 마지막으로 모든 변수의 동기 값과 그의 시차변수 값에 반응하여 환율이 결정되는 것으로 상정하였다.

2. 환율의 결정요인 : 단일 회귀방정식

단일 회귀방정식에 의한 환율의 추정결과는 〈표 1〉에 보고되어 있다. 우선 환율이 같은 기간의 콜금리(*CALL*) 변화에 대하여 부(−)의 방향으로 반응하고 있음을 다양한 회귀방정식의 추정결과에서 확인할 수 있었다. 아울러 그 추정치는 이자율 평가설에 근거한 이론적 추정치인 1과 크게 다르지 않았다. 이러한 결과는 두 변수가 수준(level)으로 표시되었을 경우에 높은 정(+)의 상관관계를 보이고 있다는 점을 감안한다면 다소 놀라운 사실이다. 이는 콜금리 및 환율수준 모두를 동시에 안정시켜 온 제3의 요인이 있었을 가능성을 암시하는 것이며, 아울러 수준변수들 간의 높은 양의 상관관계가 이른바 spurious correlation일 가능성이 높다는 점을 시사한다. 사실 그 가능성은, 비록 통계적으로 유의하지는 않으나 비교적 높은 값(하루에 0.1%, 혹은 표본기간 동안 37%)으로 추정되고 있는 상수항에 숨겨져 있다.

이와 같은 제3의 요인들 중 고려될 수 있는 변수는 국가위험도(contury risk)이다. 식 (3.3)에서 확인할 수 있듯이, 한 경제의 국가위험도가 낮아지면 환율 및 금리 모두가 하락할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 한국의 위험도를 반영하는 다음의 세 가지 변수를 고려하였다. 미 재무성 증권에 대한 달러표시 KDB 리스크 프리미엄(*SPREAD*), 국내 부도율(*BNKRP*), 외환보유고 대비 단기외채 비중(*ILLIQ*)이 그것이다. *SPREAD*는 국제투자자의 한국에 대한 장기적 위험정도를 반영하는 지표인 반면, *BNKRP* 및 *ILLIQ*는 단기적인 부도위험을 보여주는 지표라고 할 수 있다. 이 중 *BNKRP*는 국내통화로 표시된 채권의 부도 가능성을 보여주는 변수로 해석될 수 있으며, *ILLIQ*는 통화교환성(currency convertibility)에 대한 위험도를 나타내는 지표로 해석될 수 있다. *ILLIQ*의 경우, 그 자

〈표 1〉 환율 추정식

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
상수항	−0.100	−0.092	−0.183	0.000	0.050	−0.090	−0.098
	(0.101)	(0.100)	(0.141)	(0.116)	(0.120)	(0.146)	(0.146)
△*CALL*	−1.180**	−1.158**	−1.172**	−1.196**	−1.202**	−1.214**	−1.210**
	(0.166)	(0.164)	(0.164)	(0.165)	(0.164)	(0.169)	(0.170)
△*SPREAD*		1.085**	1.036**	1.050**	1.072**	1.021**	1.036**
		(0.343)	(0.348)	(0.343)	(0.342)	(0.351)	(0.352)
BNKRP			0.270			0.503	0.518
			(0.295)			(0.307)	(0.308)
△*ILLIQ*				0.141			
				(0.295)			
△*ILLIQ* (-20)					0.011**	0.013**	0.013**
					(0.005)	(0.005)	(0.005)
△*LEXCH* (-1)						−0.030	−0.032
						(0.041)	(0.416)
△*LIBOR*							−0.024
							(0.022)
△*LYEN*							0.090
							(0.086)
R^2	0.120	0.143	0.146	0.149	0.153	0.160	0.166
DW	1.830	1.861	1.874	1.865	1.883	1.886	1.892

주 : 1. 종속변수는 원/달러 환율의 로그 차분 값.
2. △는 1차 차분 값을 의미함. 변수에 대한 설명은 아래와 같음.
CALL : 콜금리,
SPREAD : 달러표시 KDB에 대한 리스크 프리미엄,
BNKRP : 국내 부도율,
ILLIQ : 외환보유고 대비 단기외채 비율,
△*ILLIQ*(-20) : *ILLIQ*(*t*) − *ILLIQ*(*t*-20), *LYEN* : 엔/달러의 로그 값.
3. 모든 변수는 %로 표시됨.
4. **,*는 각각 1% 및 5% 수준하에서 유의성을 나타내며 ( )는 표준오차임.

료가 매월 한 번(단기외채) 내지 두 번(외환보유고)만 발표되는 관계로 선형 외삽법(linear interpolation)을 사용하여 일별자료를 구축하였다.

추정 결과 *SPREAD*는 통계적으로 유의하게 나타났으며 여러 추정식에서 일관된 결과를 보였다. 특히 식 (3.3)이 예측하듯이 추정계수가 정(+)의 값으로 나타났다. 반면, *BNKRP*와 *ILLIQ*는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 사실 본 연구를 수행한 우리들뿐 아니라 실제 시장에 참여하였던 투자자들에게도 *ILLIQ*에 대한 일일정보가 전달되지 않았었다는 점을 감안할 필요는 있다. 이와 같은 점을 감안하여 *ILLIQ*에 대해 현재 기(t기)와 한달 전 기간($t-20$)의 차분값을 사용하여 매 변수값에 최소한 하나 이상의 새로운 정보가 포함될 수 있도록 $\triangle ILLIQ(-20)$을 대신 사용해 보았다(우리의 표본에서 1개월의 평균 표본수는 20개이다). $t-20$의 차분 값을 사용하는 경우 *ILLIQ*는 통계적으로 유의하게 추정되었으며, 계수 추정치의 값은 $t-1$의 차분 값을 사용한 경우보다(계수 값을 1개월 표본수로 나눈 값보다) 다소 크게 나타난다. 이러한 추정결과로부터 *ILLIQ*가 일별자료보다는 월별자료 혹은 더 낮은 주기(frequency)에서 환율에 대해 더 큰 효과를 미친다는 것을 짐작할 수 있다(이러한 논의는 5절에서 보다 자세히 다루어질 것임). 아울러 *ILLIQ*변수가 포함된 회귀방정식에서 상수항이 거의 0에 가깝게 추정되고 있다는 사실은, 이 변수가 표본기간 동안 이루어진 환율의 추세적 감소와 관련되어 있다는 점을 시사한다.

이와 같은 변수 이외의 여타 변수의 영향을 검토하기 위해서 단기 *LIBOR* 및 엔/달러 환율을 회귀방정식에 포함시켜 보았다. 그 결과 두 변수 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 아울러 모든 설명변수 각각에 대해서 $t-1$기의 시차변수를 회귀식에 포함시키기도 하였으나(상세한 내용은 생략), *CALL*의 시차변수만이 통계적으로 유의한 부(−)의 값을 보였다.

이제 외환위기 이후의 환율안정 과정과 관련해서 〈표 1〉의 추

정계수 크기에 대해 살펴보고자 한다. 1997년 12월 한 달 동안 원/달러 환율이 약 80%(1,000원/달러에서 1,800원/달러로) 절하되었다. 금리의 환율에 대한 탄력성이 〈표 1〉에서와 같이 1.2라고 상정한다면, 폭락한 원화가치를 외환위기 이전의 수준으로 복귀하기 위해 금리를 60%(12%에서 70% 이상으로) 가량 상승시켜야 했다는 점을 시사한다. 여기에서 더욱 심각한 문제는 여타 변수가 통화가치를 안정시키는 방향으로 변화하지 않는 상황에서 금리정책에만 의존하여 통화가치를 방어하기 위해서는 이 수준의 금리를 계속 유지해야 한다는 것이다.

외환위기 이후 실제로 통화당국은 금리를 약 20%(외환위기 이전 수준인 12%에서 30%로) 정도 상승시켰으며, 이를 통하여 전체 80%의 환율절하폭 중 일부만을 상쇄하고 50%(외환위기의 1,800원/달러 수준에서 1,500원/달러 수준으로) 정도의 환율절하는 용인한 것으로 해석될 수 있다. 아울러 금리를 높은 수준에서 유지하여 통화가치를 어느 정도 방어하고 있는 동안, 한국정부는 투자자들로부터 신뢰감을 회복(*SPREAD*를 낮추기 위해서)하기 위하여 광범위한 경제 구조조정계획을 서둘러 발표하였고, 동시에 외환보유고를 신속히 확충하는 한편 단기외채를 장기외채로 재조정(*ILLIQ*를 낮추기 위해)하는 데 주력하였다. 즉, 고금리정책을 통해 단기적으로 통화가치의 추가하락을 방어하는 동안, 보다 구조적이고 장기적인 의미에서의 환율안정노력을 수행한 셈이다.

다음 단계로 위험요인의 환율에 대한 효과에 대해서 살펴볼 수 있다. 앞의 추정결과는 추세적인 환율하락의 대부분을 외환유동성의 회복이 '설명'할 수 있음을 시사한다. 즉, *ILLIQ*에 대한 환율탄력성이 0.14라면, 표본기간 동안 *ILLIQ*의 300%에서 50%로의 감소는 환율의 35% 평가절상(1,800원/달러에서 1,200원/달러로)을 의미하는 것이다. 특히 이 변수는 외환위기 초기에 급격히 감소하였

으며, 따라서 환율의 초기 안정에 기여한 것으로 해석될 수 있다.

추정결과를 받아들일 경우 *SPREAD*(2~10%의 변동)는 환율변동의 10% 이내만을 설명하는 것으로 해석된다. 그러나 러시아 모라토리엄 선언 직후인 1998년 8~11월간의 환율변동은 대부분 *SPREAD*의 급격한 변화에 기인한 것으로 해석될 수 있다. 마지막으로 환율에 대한 *BNKRP*(대부분의 기간동안 3% 이하의 변동을 보임)의 직접적인 효과는 통계적인 의미에서뿐 아니라 그 크기의 경제적인 의미도 거의 없는 것으로 나타났다고 할 수 있다.

3. 리스크 프리미엄의 결정요인 : 역효과(Perverse Effect)의 가능성

비록 고금리정책이 직접적으로 환율을 안정시키는 효과를 보였다고 하더라도, 이러한 정책으로 인하여 위험요인이 증대되면서 간접적인 경로를 통하여 환율을 상승시키는 효과가 나타날 가능성을 배제할 수 없다. 본절에서는 Furman and Stiglitz(1998)에 의해 제시된 그와 같은 가능성에 대해 검토하고자 한다. 우리는 앞절에서 위험요인에 대한 대용변수로 *SPREAD, BNKRP, ILLIQ* 등을 사용하였으나, 본절에서는 *SPREAD*에 대한 회귀분석 결과를 중심으로 논의를 전개하고자 한다. *BNKRP*는 환율 결정요인으로서 큰 의미가 없는 것으로 나타났다는 점을 감안하여 그 추정결과에 대한 자세한 논의는 생략하고 간략한 언급만을 제시하고자 한다. *ILLIQ*의 경우에는 실제 자료가 월별로 되어 있어 일일자료를 사용한 구체적인 추정결과에 큰 의미를 부여하기 어려워 이 변수에 대한 분석은 생략하였다.

〈표 2〉는 *SPREAD*에 대한 회귀분석 결과를 보고하고 있다. 이 회귀방정식의 설명변수 선정은 1절에서 설명된 축차적 인과서열

에 대한 가정하에 이루어졌다. 추정결과에서 가장 주목할 만한 결과는 콜금리에 대한 계수 추정치가 작게 나타난다는 것이다. 이러한 결과는 고금리정책이 적어도 당일의 *SPREAD* 변화에 직접적으로 큰 영향을 주지 않았음을 의미한다고 하겠다. 사실 *SPREAD*는 콜금리에 대하여 부(−)의 방향으로 움직였던 것으로 추정되고 있으며, 경우에 따라 그 추정계수는 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이와 같은 결과는 오히려 고금리정책이 한국정부가 앞으로 고통스러운 구조개혁을 단행할 것이라는 강력한 약속을 하는 표시로 해석되어 한국채권의 가격을 상승시킬 수 있다는 신호효과(signaling effect)와 일맥상통한 점이 있다. 그러나 그 어떤 추정결과에서도 콜금리의 효과가 크게 나타나지는 않았다. 즉, 추정계수가 −0.05 정도라는 점은 콜금리가 20% 상승하더라도 *SPREAD*의 하락폭은 1%에 불과하다는 점을 의미한다.

*SPREAD*의 결정과정에는 금리 이외의 여타 변수가 보다 더 중요한 역할을 했던 것으로 보인다. 먼저 환율 시차변수의 경우, 추정계수 값이 정(+)이고 유의한 결과를 보임에 따라 환율절하는 *SPREAD*의 증가와 관련되어 있음을 알 수 있다. 이것은 대규모의 헤징되지 않은 외채[1)]의 존재로 인하여 환율절하가 한국시장의 잠재적 위험도를 증가시킬 것이라는 투자자들의 인식을 반영하는 것일 수 있다. 비록 이러한 효과의 정도가 크지는 않을지라도(환율이 50% 평가절상되더라도 *SPREAD*는 단지 1%만 감소한다), 추정계수가 정(+)의 값을 보인다는 사실은 환율에 대한 금리정책의 효과와 관련해서 중요한 함의를 가질 수 있다. 즉, 2절에서 논의되었던 고금리정책의 직접적인 안정화효과 이외에도 이와 같은 간접적인 효과 또한 환율안정에 부분적으로 기여할 수 있었던 듯

1) 이러한 결과는 환율절하가 한국 주식시장에 대해 역의 효과가 있음을 실증분석한 함준호 · 유재균(1999)의 최근 연구 결과와 일치하는 것으로 판단된다.

〈표 2〉 리스크 프리미엄 추정식

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
상수항	−0.007	−0.004	−0.048*	−0.035	−0.040	−0.035	−0.034
	(0.151)	(0.015)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
△*CALL*	−0.020		−0.043	−0.055*	−0.048	−0.057*	−0.057
	(0.025)		(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)
△*LEXCH* (-1)		0.019**	0.020**	0.021**	0.020**	0.019**	0.018**
		(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
BNKRP			0.125**	0.159**	0.142**	0.155**	0.157**
			(0.043)	(0.045)	(0.045)	(0.045)	(0.045)
△*ILLIQ*				0.035*		0.034*	0.034*
				(0.014)		(0.014)	(0.014)
△*ILLIQ* (-20)					0.001		
					(0.0008)		
△*SPREAD* (-1)						0.074	0.072
						(0.051)	(0.051)
△*LIBOR*							0.373
							(0.326)
△*LYEN*							0.008
							(0.013)
R^2	0.002	0.026	0.053	0.070	0.058	0.075	0.080
DW	1.773	1.859	1.870	1.906	1.879	2.023	2.029

주 : 1. 종속변수는 달러표시 KDB와 미 재무성 증권 수익률과의 차이임.
2. 자료에 대한 설명은 〈표 1〉 참조.
3. 모든 변수는 %로 표시됨.
4. **, *는 각각 1% 및 5% 수준하에서 유의성을 나타내며 ( )는 표준오차임.

하다. 다시 표현하자면, 고금리정책이 직접적으로 환율을 절상시킬 뿐 아니라(표 1의 직접효과), 이와 같은 환율절상이 다음 날의 *SPREAD*를 하락시킴으로써(표 2) 환율을 더욱 절상(표 1)시키는 효과를 보일 수 있다.

여기서 두 변수 간의 동 기간 상관관계를 '*SPREAD*의 변화에 따른 환율의 반응'이라고 해석하였기 때문에(표 1 참조) *SPREAD*

의 결정요인으로서의 환율은 그 시차변수를 사용하였다는 점에 주목할 필요가 있다. 물론 이것은 검증되기 어려운 본 연구의 가정에 불과하다. 그러나 만일 이와 같은 가정과는 반대로 두 변수간의 동 기간 정(+)의 상관관계가 '환율절하에 따른 *SPREAD*의 상승'에 기인한 것이었다면, 환율절하가 국가위험도를 상승시키는 정도는 오히려 증대되는 것이며, 따라서 고금리정책에 따른 국가위험도의 증가가 환율절하를 초래할 수 있다는 Furman and Stiglitz의 '역의 효과(perverse effect)' 가능성은 더욱 축소된다.

다음으로 〈표 2〉에서 보는 바와 같이, 부도율(*BNKRP*) 또한 유의하게 *SPREAD*에 영향을 미친다. 〈표 1〉에서 보듯이 *BNKRP*는 환율에 직접적으로 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있으나, *SPREAD*의 경로를 통해서 환율에 영향을 미칠 수는 있다. 만일 고금리정책으로 부도율이 높아진다면, 이러한 간접적 효과로 인하여 Furman and Stiglitz(1988)의 주장을 지지할 근거를 제공할 수 있다.

이러한 가능성을 고찰하기 위하여 *BNKRP*를 종속변수로 하는 〈표 1, 2〉와 유사한 방정식들을 추정하였다. 본 연구의 주요 주제인 환율에 대한 효과라는 측면에서 큰 중요성이 없다고 판단되어 자세한 결과를 여기에 보고하지는 않았으나, 그 개략적인 결과는 다음과 같다. 우선 추정식에 따라 통계적 유의성이 다양하게 나타나고 있으나, 1차 차분한 콜금리 변화에 대한 부도율의 탄력성은 0.1보다 작은 것으로 추정되었다. 이와 같은 추정치 0.1은 사실 *BNKRP*의 변동을 설명하는 데 대단히 큰 수치라고 할 수 있다. 즉, 이 추정치는 콜금리가 20% 증가할 때 *BNKRP*가 2% 증가함을 의미하는데, 표본기간 동안 *BNKRP*가 0~3% 사이에서 변동하였다는 점을 고려한다면 사실 콜금리의 변화가 *BNKRP* 변화의 대부분을 유발하였다는 추론이 가능하다. 그러나 문제는 *BNKRP*가 2% 증가한다 하더라도, 이에 따른 *SPREAD*의 상승정도가 단지

0.3%(=2*0.15)에 불과하기 때문에 이와 같은 경로를 통한 환율절하 정도는 0.3% 내외에 머무를 것이라는 추론이 가능하다(표 1에서 *SPREAD*의 추정계수는 약 1의 값을 갖는다).

〈표 2〉로 되돌아가서 *SPREAD*에 대한 설명변수들의 영향력을 비교해 보면, *ILLIQ*가 환율 및 부도율만큼 통계적 유의성을 보이지는 못하고 있으나, 그 설명정도로 평가할 경우 가장 중요한 결정요인으로 나타났다. 추정계수 값이 0.035라는 것은 *ILLIQ*가 300%에서 50%로 감소할 때 *SPREAD*가 거의 9% 감소함을 의미한다.

LIBOR, 엔/달러, 시차변수와 같은 여타 변수들은 상대적으로 유의하지 않게 나타났다. 그럼에도 불구하고 1998년 9월, *SPREAD*의 급상승(그림 4 참조)은 본 연구에서 고려된 어떤 변수로도 설명될 수 없다는 사실에 주목할 만하다. 이 부분에 대하여 Cho and Hong (1999)은 이 시기의 *SPREAD* 급상승이 국내요인에 의한 것이라기보다는 러시아의 모라토리엄 선언 및 중남미 국가들의 연이은 통화위기의 결과임을 시사하는 연구결과를 제시하고 있다. 따라서 추정식에서 제외된 변수의 설명력은 여전히 남아 있다고 할 수 있다.

이 절에서 제시된 추정 결과들은 전반적으로 고금리정책이 환율안정에 부정적인 효과를 미쳤을 가능성이 크지 않았다는 점을 시사한다고 하겠다.

4. 콜금리의 결정요인 : 내생적 정책반응함수 (Endogenous Policy Reaction Function)

지금까지 우리는 콜금리를 주어진 것으로 가정하였다. 그러나 서론에서 언급한 바와 같이, IMF는 환율이 안정될 때까지 잠정적으로만 금리를 인상시킬 것을 권고하였다. 본절에서는 환율변동이

실제로 통화정책의 기조설정에 중요한 변화를 초래한 주요 요인이었던가에 대해서 검토하고, 이 외에 통화당국의 금리결정에 큰 영향을 미쳤던 여타 요인이 무엇이었는가에 대해서도 살펴보고자 한다. 〈표 3〉은 그 추정 결과를 보여주고 있다. 여기에서도 동기변수에 대한 동일한 축차적 인과서열 가정을 적용하여, 통화당국이 *SPREAD, BNKRP, LEXCH*에 대한 과거정보와, *ILLIQ*에 대한 동기 정보를 근거로 콜금리를 결정한다고 가정하였다.

우선 $t-1$기의 환율에 대한 계수값이 정(+)으로 추정되고 있어 t기의 환율절하(상승)가 $t+1$기의 금리인상으로 연결됨을 알 수 있다. 이 결과는 두 변수 간의 동 기간 상관관계가 통계적으로 유의한 부(–)의 관계를 보였다는 점을 감안할 때(표 1 참조) 주목할 만하다. 즉, t기의 금리 상승은 t기의 환율을 절상시키지만(표 1), 이와 같은 t기의 환율절상은 $t+1$기의 금리하락 요인으로 작용한다(표 3). 그러나 〈표 3〉의 계수 값이 0.05에 불과하다는 점은 이러한 feedback 효과의 정도가 미미하다는 점을 나타낸다(표본기간 동안 60%의 환율절상은 3%의 금리하락을 의미한다).

금리정책의 결정과정에서 가장 크게 작용한 요인은 *ILLIQ*였던 것으로 보인다. 계수 추정치 0.08은(표 3 참조) *ILLIQ*가 250% 감소함에 따라 콜금리도 20% 하락시킬 수 있었음을 의미하는 것이다.

이 두 변수와는 대조적으로 여타 변수들은 통화당국의 정책 결정에 큰 영향을 주지 않았던 것으로 나타난다. 즉, IMF의 Fischer가 강조한 바와 같이, 외환위기 직후 금리정책의 최우선 목표가 외환시장의 안정회복(*ILLIQ* 혹은 환율 그 자체의 안정회복)에 있었다는 데에는 의심의 여지가 없다고 하겠다.

〈표 3〉 콜금리 추정식

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
상수항	−0.039 (0.031)	−0.038 (0.031)	−0.069 (0.043)	0.018 (0.036)	0.014 (0.037)	0.017 (0.036)	−0.034 (0.044)
△*LEXCH* (-1)	0.050** (0.012)	0.045** (0.013)	0.050** (0.012)	0.052** (0.012)	0.050 (0.012)	0.048** (0.013)	0.045** (0.013)
△*SPREAD* (-1)		0.151 (0.107)					0.101 (0.108)
BNKRP (-1)			0.091 (0.090)				0.183 (0.094)
△*ILLIQ*				0.082** (0.027)		0.087** (0.027)	0.102** (0.029)
△*ILLIQ* (-20)					0.004* (0.002)		
△*CALL* (-)						−0.069 (0.051)	−0.081 (0.051)
△*LIBOR*							0.221 (0.684)
△*LYEN*							0.0003 (0.027)
R^2	0.041	0.046	0.044	0.064	0.057	0.069	0.083
DW	2.068	2.107	2.090	2.113	2.104	1.992	2.059

주 : 1. 종속변수는 콜금리의 차분 값임.
2. 자료에 대한 설명은 〈표 1〉 참조.
3. 모든 변수는 %로 표시됨.
4. **, *는 각각 1% 및 5% 수준하에서 유의성을 나타내며 ( )는 표준오차임.

5. VAR 접근 방법 : 동태적 반응(Dynamic Responses)

본절에서는 *CALL, SPREAD, LEXCH* 및 *ILLIQ*의 네 변수로 구성된 VAR모형의 추정 결과에 대해서 언급하고자 한다. 즉, 〈표 1〉~〈표 3〉까지 제시된 추정방정식을 근거로 연립 방정식을 구성하고, 이것을 이용하여 개별 변수의 동태적 과정을 추적하고자 한다. 결

론부터 언급한다면, VAR 접근방법은 단일 방정식 추정모형과 일관된 결과를 보였다는 것이다.

먼저 공적분 검정을 시행하였다. Johansen의 절차를 이용한 결과, 상기한 네 변수들 사이에 공적분 관계가 성립하지 않는다는 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각되었다. 그리고 그 공적분 벡터의 추정치는 다음과 같다(괄호 안의 값은 표준편차임).

ILLIQ	*CALL*	*SPREAD*	*LEXCH*	····· (4.1)
−0.48	1.49	−1.67	1.00	
(−0.19)	(1.11)	(−0.57)		

공적분 결합이 안정적이라는 사실은 오차 수정항

$$LEXCH - 0.48*ILLIQ + 1.49*CALL - 1.67*SPREAD \quad \cdots\cdots\cdots (4.2)$$

이 점차 0으로 수렴하게 된다는 것을 의미한다. 따라서 *CALL*이 1% 상승한 채로 머물러 있고 *ILLIQ*와 *SPREAD*라는 위험요인이 변화하지 않는다면 환율 *LEXCH*은 궁극적으로 1.49% 하락(통화가치 상승)하게 된다는 점을 의미한다.

여기에서 위의 네 변수 모두 1997년 12월~1999년 6월 기간동안 그 수준이 하락하였다는 사실을 상기하자(그림 1·2·4·6 참조). 기계적으로 해석할 때, 공적분 결합의 안정성은 *LEXCH* 및 *CALL*(정(+)의 계수 값들을 지님)의 움직임을 상쇄하는 *ILLIQ* 및 *SPREAD*(부(−)의 계수 값들을 가짐)에 의해서 유지되어 왔음을 의미한다. 환율의 추세적 움직임에 초점을 둔다면, 장기적인 환율절상은 리스크 요인(*ILLIQ, SPREAD*)의 감소에 의해 설명될 수 있으며, 통화정책의 점진적인 완화(*CALL*의 장기적 하락)는 이러한 절상압력을 부분적으로 상쇄하여 왔음을 의미한다.

동태적인 오차수정모형을 설계함에 있어 시차변수의 길이는

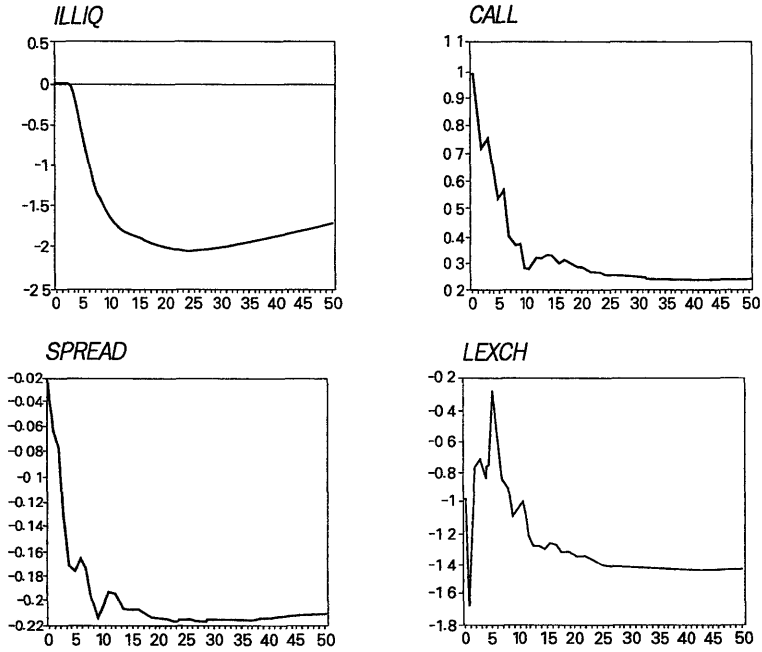
Schwartz 기준에 따라 5로 잡았으며, *ILLIQ, CALL, SPREAD, LEXCH* 의 순서로 Choleski 분해방법을 사용하였다. 이하에서는 이와 같이 추정된 오차수정모형을 사용하여 각 변수들의 수준(차분값이 아님)에 대한 충격반응함수(impulsive response function) 결과를 제시하면서 결과를 요약하고자 한다. *CALL*(그림 7), *ILLIQ*(그림 8) 각각에 대하여 1% 정(+)의 충격이 주어질 때 각 변수들이 어떠한 반응을 보이는가에 주안점을 두었다. '0'기는 동기의 충격을 의미한다. 외환시장이 개장하는 일수(주당 5일)만을 포함하여 자료를 작성하였기 때문에 '50'기는 10주를 의미한다고 할 수 있다. 구조적으로 오차 수정항의 반응은 장기적으로 0에 수렴하게 되며, 약 50일이 경과한 후 이러한 충격반응이 실제 사라지고 있음을 그림에서 확인할 수 있다.

금리 충격에 대한 각 변수의 반응을 보여주는 [그림 7]을 자세히 고찰해 보자. *CALL*이 1% 증가하는 0기(당일)에 환율은 〈표 1〉에서와 같이 약 1% 하락(절상)한 후 수일 동안 부분적으로 상승(절하)하는 모습을 보인다. 이는 환율 하락으로 인한 *CALL*의 하락(표 3에서 보는 바와 같음) 및 *LEXCH* 자체의 평균수렴(mean reversion)현상 때문인 것으로 보인다. 그러나 6~7일 후가 되면 *ILLIQ* 및 *SPREAD*가 감소하게 됨에 따라 *CALL* 하락의 효과를 압도하게 되며,[2] 결국 환율은 장기적으로 1.5% 내외 절상된 수준으로 수렴하게 된다.

[그림 8]은 *ILLIQ*가 1% 증가할 경우의 충격반응함수를 보여주

2) 이 부분에서 자연스럽게 제기되는 질문은 *ILLIQ*가 *CALL*과 같은 다른 변수(시차변수 포함)에 의해서 어느 정도 영향을 받느냐 혹은 완전히 독립된 정책에 의해서 결정되느냐 하는 것이다. 본 연구에서는 이러한 질문에 대해 적절한 해답을 제시하기가 불가능한 것으로 여겨진다. 그러나 우리는 동태 방정식에서 다른 변수의 효과가 *ILLIQ*에 영향을 미치지 않도록 random work 가설을 따르는 추정식으로 대체하였다. 충격반응이 질적으로는 동일하지만 양적으로 조정기간이 단축됨에 따라 2/3 정도 축소된다.

[그림 7] *CALL* 1% 증가에 대한 반응

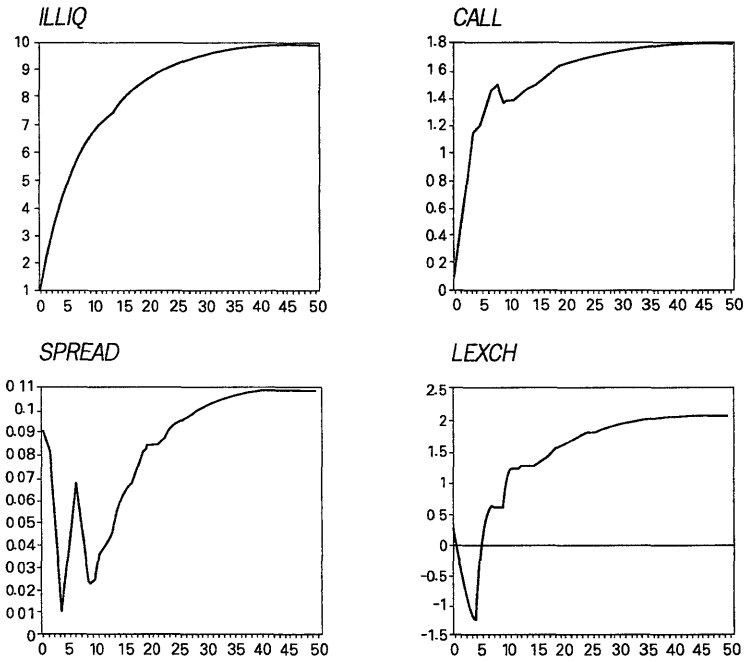


고 있다. *ILLIQ*의 일별자료가 외삽법(interpolation)에 의해 구축되었기 때문에 *ILLIQ*의 조정속도가 완만할 것이라는 점은 이해할 만하다. 또한 장기적으로 *ILLIQ*의 증가에 대한 반응으로 *CALL* 및 *LEXCH*가 증가하는 것은 위에서 언급한 단일 추정식의 결과와도 일치한다. 여기에서 다소 놀라운 결과가 있다면 그것은 *SPREAD*가 *ILLIQ*의 충격에 대해서 민감하게 반응하지 않는다는 점이다(장기반응조차도 0.1% 정도에 불과하다).

전반적으로 다변수 동태방정식과 단일 추정방정식은 일관된 결과들을 보인다고 할 수 있다.[3] 즉, 금리가 상승하면 환율이 절상

3) 단 하나의 미소한 차이점은 다변량 동태방정식에서 *CALL*의 환율에 대한 장기반응이 부(−)로 나타난다는 점이다. 그러나 단기적으로는 정(+)의 값을 보이며 〈표 3〉에서 제시된 결과와 유사하다.

[그림 8] *ILLIQ* 1% 증가에 대한 반응



되고 외환유동성이 회복됨에 따라 궁극적으로는 금리와 환율이 동시에 안정을 되찾게 된다. 이러한 우리의 결론은 고금리정책이 부분적으로는 환율안정에 기여하였다는 점을 시사한다.

그럼에도 불구하고 고금리정책에 대한 비판적 논점은 여전히 남아 있다. 우선 경기가 그와 같이 침체되고 있었음에도 불구하고 환율안정을 통화정책의 최우선 과제로 삼아야 했는가 하는 질문은 여전히 유효한 것이며, 이와 같은 관점에서 볼 때 고금리정책에 대한 IMF의 권고는 과연 적절하였는가 하는 것이다. 다음 장에서는 이에 대해 간단히 언급하고자 한다.

Ⅴ. 금리정책에 대한 포괄적 평가

지금까지 우리는 외환위기 직후의 고금리정책이 과연 환율안정에 기여하였는가 하는 데에 분석의 초점을 맞췄다. 그러나 일반적으로 금리정책(혹은 통화정책)의 목표는 환율안정에만 국한된 것은 아니다. 특정 정책대응이 적절하였는지 혹은 지나치게 긴축적이었는지에 대한 평가는 보다 포괄적인 분석에 기초해야 할 것이다. 틀림없이 이에 대한 엄밀하고 종합적인 분석은 본 연구의 범위를 넘어서는 것이다. 그러나 우리는 이하에서 외환위기 직후의 고금리정책은 그 정당성을 확보할 수 있었을지 모르나, 이와 같은 고금리정책이 보다 빨리 완화될 수 있는 여지가 있었던 것이 아닌가 하는 점에 대해 간단히 언급하고자 한다.

우선 통화정책의 목표가 무엇이어야 하는가에 대한 당위적인 질문이 있을 수 있다. 이 주제와 관련된 여러 연구에 따르면, 통화정책의 궁극적 목표는 일반 물가수준의 안정이어야 한다는 것이 대체적인 결론이라고 할 수 있다. 실제로 한국은행 법령도 통화정책의 목표가 일반물가 수준의 안정을 유지하는 것임을 명시하고 있다.

이러한 기준에서 판단한다면, 외환위기 직후의 고금리정책은 필요했던 것으로 보인다. [그림 9]에서 보는 바와 같이, 국내물가는 환율절하로 인한 수입 인플레의 영향으로 급속히 상승하였다. 즉, 환율의 안정을 달성하지 않고서는 국내물가의 안정을 실현할 수 없는 상황이었다.

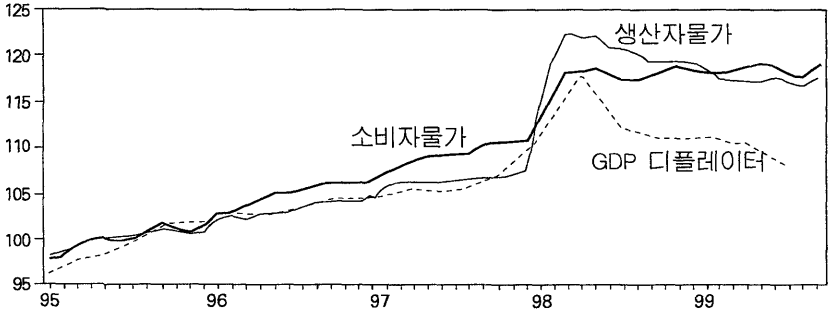
그러나 1998년 4월 이후에는 통화당국이 더욱 신속하게 정책

기조를 완화할 소지가 있었던 것으로 보인다. 소비자물가는 더 이상 상승하지 않고 있었으며, 생산자물가는 환율이 안정됨에 따라 하락하기 시작하였다. 실제로 GDP디플레이터는 1998년 2/4분기에 큰 폭으로 하락하였으며, 그 이후로도 줄곧 그 수준을 유지하였다(그림 9 참조).

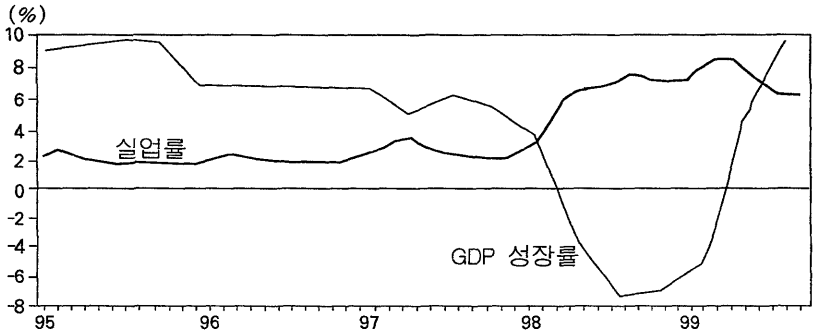
또한 단기적으로 통화정책이 경제의 실물부문을 고려해야 한다고 주장한다면, 당시의 실물부문 상황은 보다 팽창적인 통화정책을 요구하고 있던 상황이라고 할 수 있었다. 내수가 위축되면서 경상수지흑자가 GDP 대비 10%를 상회하였고, GDP는 1998년 2/4~3/4분기 동안 전년동기 대비 7% 이상 하락하였다(그림 10 참조). 실업률은 폭증하고 있었으며(그림 10 참조), 임금수준은 꾸준히 하락하였다. 한마디로 중기적인 인플레 가능성을 암시하는 어떠한 경제지표도 존재하지 않았다. 이러한 거시경제지표들이 시사하는 바는 인플레보다는 디플레의 가능성이었다.

이러한 논점에 대한 분석적 접근의 한 방법은 잠재생산 능력에서 괴리된 총수요압력을 추정하는 것이다. 이를 위하여 Blanchard and Quah(1989)의 분석방법을 한국 자료에 적용하였다. 이 접근방법에서, 공급부문의 충격은 단위근이 존재하는 반면 수요부문은

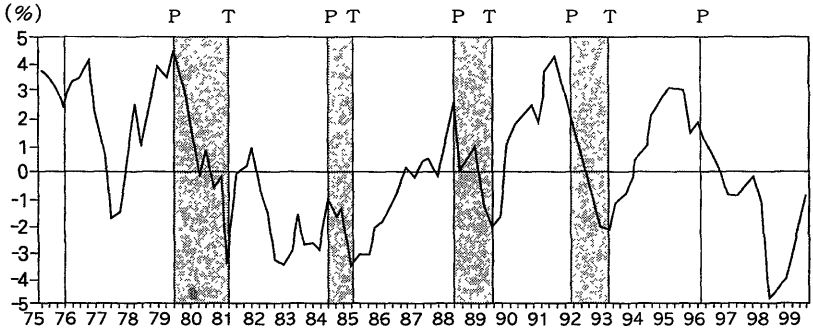
[그림 9] 물가지수



[그림 10] GDP 성장률 및 실업률



[그림 11] 총수요압력



안정적(stationary)이라고 가정되고 있으며, 김준일(1996)을 따라 1974년부터 계절조정된 GDP 및 GDP디플레이터를 사용하였다.

[그림 11]은 수요측 충격만으로 도출된 총수요압력의 추정치를 보여주고 있으며, 통계청에서 공식적으로 정의한 경기저점 및 정점이 함께 표시되어 있다. 이 추정결과는 1998년 2/4~3/4분기에 큰 폭의 디플레 갭(전 표본기간 동안 가장 작은 값)이 존재하였으며, 그 이후 급속히 감소하였음을 시사한다.[4] 물론 이 결과는 디

4) 비록 추정 GDP갭이 과거에 비해 큰 수치를 보이지만, 그 기간동안의 GDP 감소를 고려하면 작은 수치라고 할 수 있다. 이것은 모델에서 GDP의 감소가 상당부분 부(-)의 공급충격에 의한 결과임을 암시한다.

플레 갭이 고금리정책 혹은 다른 요인에 기인한 것인지에 대해서 설명하지는 못하고 있다. 그럼에도 불구하고, 이러한 결과는 물가안정을 해치지 않고도 보다 확장적인 통화정책을 취할 여지가 있었음을 시사한다고 하겠다.

Ⅵ. 결론 및 본 논문의 한계

본 연구는 IMF의 고금리 처방이 환율을 안정시키는 데 효과적이었는가에 대하여 고찰하였다. 여기에서 분석한 축약형 회귀방정식(reduced form regression)의 결과는 그 답변이 긍정적이었음을 시사한다. 비록 환율안정의 가장 큰 요인은 외환유동성의 회복인 것으로 보이나, 외환유동성이 어느 정도 회복될 때까지는 고금리정책이 환율안정에 어느 정도 기여했던 것으로 추정된다. 이와 같은 상황을 Furman and Stiglitz(1998)의 표현을 빌려 표현한다면, 일시적인 고금리정책은 최소한 경제의 기본여건(fundamentals)이 회복될 때까지 '시간을 벌어주는(bought time)' 역할을 어느 정도 하였다고 할 수 있을 것이다. 이와 함께 외환위기 이후의 금리정책에 가장 크게 영향을 미친 부분은 당시 통화당국이 공언한 바와 같이 외환시장의 안정여부였던 것으로 확인되고 있으나, 고금리정책에 의한 경제불안이 오히려 환율을 상승시키는 요인으로 작용했다는 직접적인 증거를 확인하지는 못하였다.

그러나 본 논문에서 시도된 추정의 한계에 대해서도 보다 명확히 언급할 필요가 있다. 우선 본 논문에서의 추정은 환율기대를 명시적으로 분석하지 못한 축약형 회귀방정식에 의존하고 있음을 지적할 필요가 있다. 사실 이와 같은 한계는 본고에서 언급하였던

이자율 평형식이라는 구조방정식과 본고의 실증분석 결과 사이의 관계가 명확히 설정되지 못하게 하는 가장 큰 장애요인으로 지적될 수 있다.

아울러 추정결과가 어느 정도 robust한지에 대한 충분한 검증이 이루어지지 못하였다는 점도 본고의 큰 한계로 지적될 수밖에 없다. 본 논문에 보고되지는 않았으나 개략적으로나마 표본기간을 변화시켜 본 결과, 본고의 주요 결과는 대부분 외환위기 직후에 발생한 변수들의 변화에 의하여 주도되고 있는 것으로 보인다.

마지막으로 환율과 금리의 동시적 추세안정에 결정적으로 기여한 것으로 분석된 외환보유고 대비 단기외채 비율이라는 변수(*ILLIQ*)가 외삽법(interpolation)에 의하여 자의적으로 구축되었다는 점도 큰 한계라 하겠으며, 보다 포괄적 의미에서 고금리정책의 적절성 여부에 대한 판단은 본 연구에서 제시된 결과 이외에도 많은 실증분석이 뒷받침되어야 할 것이라는 점을 강조할 필요가 있을 듯하다.

▷ 참 고 문 헌 ◁

김준일, 「경기변동과 GDP갭」, 『KDI 정책연구』, 제18권 제1호, 한국개발연구원, 1996, pp.217~270.

박대근 · 최인, 「고금리정책은 환율안정에 효과가 있는가?: 아시아 외환위기를 중심으로」, 『한국경제의 분석과 패널』, 한국금융연구원, 1999.

함준호 · 유재균, 「90년대 국내 금융기관의 환율위험 분석」, 『KDI 정책연구』, 제21권 제2호, 한국개발연구원, 1999.

Blanchard, Olivier J. and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol.79, September 1989, pp.655~673.

Cho, Dongchul and Kiseok Hong, "Currency Crisis of Korea: Internal Weakness or External Independence?" manuscript, Korea Development Institute(forthcoming in the 10th Annual East Asia Seminar on Economics, NBER), 1999.

Fischer, Stanley, "The Asian Crisis: A View from the IMF," www.imf.org/external/np/speeches/1998/012298.htm, 1998.

Furman, Jason and Joseph E. Stiglitz, "Economic Crises: Evidence and Insights from East Asia," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, 1998, pp.1~135.

Goldfajn, Ilan and Poonam Gupta, "Does Monetary Policy Stabilize the Exchange Rate Following a Currency Crisis," International Monetary Fund WP 9942, 1999.

Nam, Il-Chong, Yeongjae Kang, and Joon-Kyung Kim, "Comparative Corporate Governance Trends in Asia," Working Paper submitted to the Conference on Corporate Governance in Asia: A Comparative Perspective sponsored by OECD and KDI, March, 1999.

Sachs, Jeffrey D., "The Wrong Medicine for Asia," *New York Times*, November 3, 1997.

■ 論 評

李 永 燮
(숙명여자대학교 무역학과 교수)

1. 개 요

이 논문은 외환위기를 극복하기 위한 긴축정책과 관련된 여러 가지 이슈 중의 하나, 즉 긴축통화정책이 실제적으로 환율을 안정시켰는가 하는 통화정책의 유효성 문제를 다루고 있다. 특히 단기적으로 고금리정책이 환율을 안정시키는 데 효과가 있는지를 분석하고 있다. 이 논문의 주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 외환위기 이후 환율을 안정시키는 데 가장 큰 원동력이 된 것은 경상수지흑자 및 외자유입 등에 따른 외환유동성의 회복이었다. 그러나 외환유동성이 회복될 때까지 단기적으로는 고금리정책이 환율을 안정시키는 데 기여하였다.

2. 논 평

외환위기 이후 우리나라에 대한 IMF의 고금리정책이 적절하였는가 하는 문제에 대해서 많은 논쟁이 있었음에도 불구하고 실증분석은 거의 없었다. 이 논문은 IMF의 정책에 대한 체계적인 평가를 내린 소수 논문 중의 하나라는 점만으로도 기여한 바가 크다고 할 수 있다. 또한 이 논문에서 긴축정책이 환율안정에 미치는 다양한 경로를 고려하고 있다는 점도 추가적인 기여라고 평가할 수 있다. 즉, 대부분의 문헌들은 긴축정책의 환율안정경로로서 IMF가 일관되게 주장한 수익률경로만을 분석대상으로 삼

는 경향이 있었는데, 이 논문은 이자율격차에 따른 수익률경로뿐만 아니라 수익률과 다소 무관한 유동성경로도 고려하고 있다. 이러한 고려는 저자들이 주장한 바와 같이 위험요인에 대한 분석에 초점을 맞춤으로써 가능하게 된다. 마지막으로, 많은 사람들이 IMF의 정책을 비판하면서 확장정책을 시행하는 것이 더 타당했다는 주장들을 하고 있지만 실상 내용을 들여다보면 설득력 있는 근거를 제시하지 못한 경우가 많았다. 그런데 이 논문은 IMF 정책에 대한 대안으로서의 확장정책에 대한 논리적 및 실증적 근거를 제시해 주고 있다는 점에서도 중요한 기여를 하고 있다고 평가된다. 예를 들어, 저자들은 [그림 11]에서 IMF정책 이후 디플레이션갭이 그 어느때보다도 심했었음을 보여주면서, 이는 물가안정을 해치지 않고도 확장정책을 취할 수 있는 여지를 시사해 준다고 지적하고 있다.

이처럼 이 논문은 많은 면에서 공헌을 하고 있으나, 논문을 개선시키는 데 참고가 될 수 있도록 관련된 다른 문헌들과 비교해 몇 가지 지적을 하고자 한다.

첫 번째 문제는 긴축정책의 정의와 관련된 문제이다. 이 논문에서는 긴축정책에 대해 명확한 정의를 내리고 있지 않지만, 실증분석과정을 살펴볼 때 콜금리가 높아지면 긴축통화정책, 낮아지면 팽창통화정책으로 간주하고 있다고 생각된다. 그러나 이러한 정의에 따른 실증분석은 통화위기 이후의 긴축정책효과를 검정하는 것이라기보다는 단순히 이자율과 환율 간의 상관관계에 대한 분석이라고 볼 수도 있다. 따라서 통화위기 이후 IMF의 정책처방에 대한 판단을 내리기 위해서는 보다 상황에 적합한 정의를 내릴 필요가 있다.

예를 들어, 이동평균에 기초한 추세값을 이용하든 아니면 구조방정식에 기초한 값을 이용하든 나름대로의 균형이자율을 정

한 뒤 그로부터 일정한 범위를 넘어서는 이자율이 있으면 그 기간을 긴축통화정책을 실시한 기간이라고 정의할 수 있을 것이다. 또는 우리나라의 경우 IMF 개입 직후 일정 기간동안 RP금리가 콜금리(call rate)를 초과한 적이 있는데, 이 기간을 통화위기를 극복하기 위한 일시적인 긴축통화기간으로 간주해 볼 수도 있을 것이다. 따라서 이와 같은 기간들에 대해 긴축통화정책 더미변수를 설정하고 실증분석을 해보는 것도 유용한 방법이라고 생각된다.

이와 아울러 부수적으로 일정기간 긴축통화정책이 계속될 때 이를 1회의 긴축통화정책으로 간주할 것인지 아니면 매기마다 새로운 긴축통화정책이 실시된 것으로 간주할 것인지 하는 문제도 고려해 보아야 할 것이다. 특히 일별자료를 이용하는 경우 이에 대해 구분할 필요성이 더욱 커진다.

둘째로, 이 논문의 목적이 기본적으로 IMF 고금리정책의 유효성에 대한 것이지만 다른 한편으로는 환율안정에 대한 고금리정책의 기여도와 외환유동성 회복의 기여도를 비교하고 있다. 그런데 이러한 상대적인 기여도를 비교하고자 한다면 단순하게 VAR 모형을 돌리고 나서 예측오차의 분산분해분석을 해보면 될 것으로 생각되는데, 충격반응함수까지는 보여주고 분산분해분석 결과를 제시하지 않은 데 대해서는 다소 의외라는 생각이 든다.

아울러 중요한 결론이 "고금리정책이... 시간을 벌어주는 역할을 하였다"고 한다면, 결론을 보다 확실하게 하기 위해 분석기간을 외환유동성이 전혀 회복되지 못한 기간과 어느 정도 회복된 기간으로 분리해 비교분석하는 것도 유용할 것 같다. 즉, 기간을 분리해 분석한 결과, 전자의 기간에서는 고금리정책의 효과가 상대적으로 크게 나타나고 후자의 기간에서는 상대적으로 작게 나타난다면 저자들의 주장은 더욱 설득력이 있을 것이다.

셋째, 이 논문의 분석에서 가장 중요한 변수 중의 하나로서 외환유동성을 대변하는 *ILLIQ*를 들 수 있다. 그런데 심리적으로 본다면 단기외채:외환보유고 비율이 영향을 미칠 가능성이 크겠지만, 시장에서의 외환유동성 회복 차원에서 본다면 외환보유고 자체만을 고려해도 큰 문제가 없을 것이라고 생각한다. 예를 들어, 외채를 들여와 외환보유고를 증대시키는 경우 단기외채:외환보유고 비율이 변하지 않을 수도 있지만 외환유동성은 개선될 수 있을 것이다.

辛 仁 錫
(본원 연구위원)

97년 11월 외환위기 발생으로 12월 IMF 구제금융이 제공되면서 IMF가 한국에 권고한 긴축적 거시정책은 처음부터 논란의 대상이었다. 평자는 아직도 이 논문의 主著者인 조동철 박사와 함께 IMF 방문단을 상대로 벌였던 舌戰을 기억한다. 사실 평자로서는 한국정부와 IMF가 발표한 합의문을 펼쳐든 순간, 그것이 담고 있는 정책패키지가 과거 멕시코 등 남미국에 권고되었던 것과 너무나도 유사함에 놀라움을 금치 못하였다. 특히 고금리정책과 긴축적 재정정책은 쉽사리 납득이 가지 않는 대목이었다. 어찌되었든 긴축적 거시정책은 한동안 지속되었고 논란은 그보다도 더 오랜 기간 계속되고 있다. 에피소드를 처음부터 끝까지 지켜본 평자로서는 이제 학자들이 맺어주어야 할 결말이 더없이 궁금하다. 이런 점에서 이 논문이 주는 즐거움은 여느 논문을 쉽게 능가한다.

고금리정책에 대한 논란은 평자가 볼 때 크게 두 가지로 대별된다. 첫째는, 고금리가 환율안정에 도움을 주었는가에 대한 논

란이다. 둘째는, 과연 그것이 효율적인 방법인가에 대한 논란이다. 前者는 고금리정책의 便益이 존재하는지의 여부에 관한 것이고, 後者는 편익이 있다 해도 비용을 같이 감안하거나 다른 대안과 비교할 때 고금리정책이 선택할 만한 정책인가에 관한 것이다.

이 논문은 두 가지 이슈 중 첫 번째를 주로 다루고 있다고 생각된다. 그리고 그 결과는 便益이 전혀 없었음을 시사하는 것으로 읽힌다. 즉, 계량분석 결과 고금리정책이 환율안정에 부정적 영향을 미친 것으로 나오지는 않는다는 것이다. 행해진 계량분석은 꼼꼼하고 해석도 알기 쉬워서 이 정도의 성과만으로도 이 논문의 기여도는 있다고 생각된다. 그러므로 이하 평자의 논평은 "욕심을 부린다면..."이라는 전제를 달고 읽어주기 바란다.

著者들이 계량분석의 이론적 틀로 삼고 있는 것은 다음의 이자율 평형식이다.

$$e_t = -i_t + i_t^* + E_t e_{t+1}$$

이 式은 裁定去來에 근거하여 도출된 것이므로 외환위기가 발생한다고 해서 식의 형태가 바꾸어져야 할 이유는 없다. 그러나 논란이 지속되는 이유는 기대환율 $E_t e_{t+1}$이 무엇의 함수인지는 불분명하고, 특히 외환위기를 전후하여 함수의 형태가 달라질 가능성을 배제할 수 없기 때문이다. 예컨대, Stiglitz 등의 주장을 식으로 표현한다면 가장 단순한 형태에 있어서는 다음을 생각해 볼 수 있을 것이다.

$$E_t e_{t+1} = a i_t + h(), \ a > 0$$

즉, 기대환율이 금리의 함수이고 특히 그 관계의 부호는 陽이라는 것이다. 이 式을 원래의 이자율 평형식에 대체해서 삽입하

면 다음의 式이 얻어진다.

$$e_t = (a-1)i_t + i^* + h()$$

이 식은 논문의 著者들이 계량분석을 시행한 식과는 거리가 있고, 그래서 이 점이 評者가 제기하고자 하는 첫 번째 제언이다. 즉, 검증되어야 할 가설은 단순히 금리의 계수가 陰인지의 여부가 아니라 $(a-1)$이 陰인지의 여부라고 생각된다.

물론 이 식을 이용해서 실제 계량분석을 하고자 한다면 검증과정에서 좀더 주의가 필요할 것이다. 그 이유는 두 가지이다. 첫째, 엄밀히 따져 볼 때 우리가 검증하고자 하는 가설은 "① 외환위기 발생 직후 이자율 평형식에서 기대환율의 함수식은 변화한다, ② 그리고 변화방향은 a가 커지는 쪽이다"라는 두 가지 가설의 복합이기 때문이다. 이 점은 만일 이자율 평형식이 항상 계량적으로 안정되어 있어 평소 금리의 계수가 1에서 크게 다르지 않은 쪽으로 나왔다면 그다지 문제가 되지 않은 사항이다. 그러나 그렇지 않다고 하면, 필요한 과제는 $(a-1)$이 음인지를 보이는 것이 아니라 그 크기가 외환위기 직후 고금리정책기와 여타 시기간에 어떠한 차이를 보이는가이다. 요컨대, 검증되어야 할 가설은 "$(a-1) < 0$"이라기보다는 "$(a-1)$=평소치"라고 볼 수 있음이다. 둘째, 언급했듯이 애초에 상정한 기대환율식은 가장 단순한 형태를 생각한 것이다. 이 기대환율식이 실제를 그런대로 그려낸다는 보증은 전혀 없는 것이므로, 믿을 만한 기대환율식을 찾아내는 노력이 선행되어야 하기 때문이다.

이런 점들을 고려해 본다면 저자들의 단순회귀분석의 결과는 아직 확정적이지는 못한 것이 아니냐는 생각이 없지 않다.

理想的으로는 이자율 평형식은 항상 성립하여야 하므로 공적분 관계를 보여야 한다. 그러나 우리가 기대환율식을 모르고 있

으므로 계량상 공적분 관계를 이용하는 것은 불가능할 수 있고 그래서 단순회귀식은 사실 큰 의미가 없을 수 있다. 이렇게 되면 결국 의존하여야 할 것은 차분된 변수들을 이용한 구조모형의 건설과 이에 대한 계량분석의 적용이다. 저자들은 이 방식을 마지막에 택하고 있다. 그러나 著者들이 인정하듯이 아직은 시험적 모형이라 잘 이해가 되지 않는 점들이 있다. 첫째, 무엇보다도 현재의 VAR분석을 통해 기대환율식에 대해 우리가 얻게 되는 정보가 무엇인지가 불분명하다. 즉, 논쟁의 해결에 기여하는 점이 무엇인지를 알기 어렵다는 이야기이다. 둘째, 환율에 대한 impulse response function의 도출에 있어 유동성 변수가 변화하는 이유를 이해하기 어렵다. 脚註에 간단한 설명이 있으나 여전히 이해가 되지 않는다. 셋째, 단순회귀식에서와 같이 보여야 할 점은 금리상승에 대한 환율반응이 평소에 비해 어떠한가가 아닐까 생각된다.

이상 評者의 임무에 충실하기 위하여 나름대로 욕심이 나는 점들을 지적하였다. 다시 한 번 재미있는 논문을 읽게 하여준 저자들에게 감사하며 후속연구를 기대한다.

經濟危機 以後
勞動市場 政策方向

兪　京　濬

（本院 研究委員）

◇ 要　約 ◇

1997년 말 외환위기 이후 한국의 노동시장은 빠르게 변화하고 있다. 외환위기에서 2년이 경과한 현재 실업률이 빠르게 하락하고 임금수준은 위기 이전으로 회복되었으나, 고용수준은 아직 회복되지 않은 상황이다. 현재의 상황에서 우려되는 것은 1970년대 이후 유럽에서 발생한 것처럼 고실업이 지속되는 현상이다. 본고에서는 여러 가지 분석을 통하여 이러한 우려가 현실로 나타날 수 있는 가능성에 대하여 경고하고 있다.

향후 고용 및 실업정책의 최우선 목표는 본원적인 일자리 창출을 통해 구조적 실업률을 저하시키기 위한 종합적인 정책의 시행에 두어져야 한다고 판단된다. 이는 실업과 분배문제를 동시에 해결할 수 있는 기초라 여겨지기 때문이다. 이를 위해서는 일자리의 창출을 위하여 수십년 동안 경험을 축적한 OECD국가의 경험을 참고할 필요가 있을 것이다. 현재 OECD국가에서는 일자리의 창출을 위하여 개별기업의 상황에 맞게 임금결정구조의 분권화를 지속적으로 추구하고 있으며, 임금상승률의 결정은 과거의 물가상승률이나 생산성 증가 등의 지수화에 의존하던 정책을 포기하고 미래지향적으로 물가상승의 예측치만큼 설정한 후 그 변동분은 사후적으로 고려하는 소득정책협약(income policy agreements)을 추구하고 있다. 이는 일자리 창출을 통해 경제의 성과를 기존의 취업자 외에 실업자와 신규근로자에게 분배하기 위한 수단으로 사용하고 있음을 의미한다.

한편 노동시장 유연성 제고를 통한 일자리의 창출은 소득분배를 악화시키는 경향이 있다는 점이 유럽과 미국에서 발견된 경험 중의 하나이다. 따라서 일자리의 창출과 분배의 상충관계(trade-off)를 염두에 둘 필요는 있으나, 일자리의 창출은 일자리를 가짐으로써 불평등도를 개선하는 고용효과(employment effect)가 임금격차의 발생으로 불평등도를 확대시키는 임금효과(income effect)를 상쇄할 경우 오히려 분배구조를 개선시킬 수도 있다.

Ⅰ. 서 론

1997년 말 시작된 외환위기 이후 노동시장은 많은 변화를 겪고 있다. 외환위기 이전 2%대를 나타내던 실업률은 1998년에 급격히 증가하여 연평균 6.8%까지 기록하였으나 1999년에는 평균 6.3%로 감소추이를 보이고 있다. 한편 명목임금상승률(10인이상 사업체기준)은 1970년대 이후 처음으로 1998년에는 마이너스(-2.5%)를 기록하였으나, 1999년에는 다시 반등하여 12.1%의 상승률을 나타내는 등 노동시장의 주요 변수들이 빠르게 변화되고 있다. 또한 1999년 현재 실질임금 수준은 외환위기 이전의 상황으로 회복되었으나, 1999년의 경제활동참가율은 1997년의 62.2%보다 낮은 60.5%로서 고용수준은 여전히 회복되지 못한 상태이다. 뿐만 아니라 외환위기에 따른 소득분배구조의 악화로 중산층의 이분화 징후를 보이고 있으며,[1] 절대빈곤선 이하의 빈곤가구도 외환위기 이전에 비하여 두 배 정도 증가한 것으로 파악되고 있다.

본 연구는 현재의 노동시장 상황이 과거와는 다른 형태로 전개되고 있으며, 현 시점에서의 노동정책 선택이 앞으로 우리 경제가 어떤 길을 걷게 될 것인가에 대해 중요한 영향을 미치게 될 것이라는 판단하에, 외국의 경험을 토대로 향후 우리나라 노동시장정책에 대한 시사점을 얻고자 작성되었다. Ⅱ장에서는 최근 고용, 임금 및 분배구조 등의 동향을 통해 현 상황에 대한 문제제기를 다룰 것이다. 또한 여기에서는 단기균형실업률인 NAWRU(non-accelerating wage rate of unemployment)의 도출을 통하여 현재의

1) 중산층의 이분화 현상에 대해서는 유경준(2000b)을 참조.

임금상승률과 실업수준의 적정성도 함께 검토할 것이다. Ⅲ장에서는 최근 OECD국가들의 노동시장 정책방향 중에서 임금결정수준 및 체계와 관련된 최근의 정책변화를 통해 우리나라 노동시장정책에 대한 시사점을 살펴볼 것이다. 그리고 마지막으로 Ⅳ장에서는 요약 및 결론을 다룰 것이다.

Ⅱ. 현 상황의 인식 및 문제의 제기

1. 고용, 임금 및 분배구조의 변화추이

가. 고용지표의 변화추이

실업률 8.6%, 실업자수 188만명을 기록했던 1999년 2월 이후 경기회복과 강력한 실업대책의 시행으로 실업률은 꾸준히 감소하여 1999년에는 평균 6.3%를 기록하였으며, 2000년에는 4.5% 내외의 실업률을 기록할 것으로 전망되고 있다.

그러나 고용수준은 위기 전인 1997년에 비하여 아직 회복된 상태로 보기는 어렵다. 즉, 위기 이전(1997년)의 경제활동참가율은 62.2%를 기록하였으나, 1999년에는 60.5%에 불과하였으며, 2001년에도 경제활동참가율은 1997년 수준으로 회복되지 못할 것으로 전망되고 있다.

또한 신규 노동시장진입자들로 주로 구성되는 청소년층(15~24세)의 실업률이 외환위기 이전의 7%(20만명) 내외에서 1998년 16.0%, 1999년 14.2%로 증가하였으며, 1년 이상 장기실업자의 비중도 계속 증가하고 있는 것으로 추정되어[2] 경기외적 요인인 구

〈표 1〉 최근의 고용지표 추이

(단위: 천명, %)

	1997	1998	1999				
				1/4	2/4	3/4	4/4
15세 이상 인구	34,842 (1.6)	35,362 (1.5)	35,765 (1.1)	35,616 (1.2)	35,715 (1.2)	35,820 (1.1)	35,910 (1.0)
경제활동인구	21,662 (2.0)	21,456 (-1.0)	21,634 (0.8)	20,854 (-0.4)	21,797 (0.3)	21,914 (1.2)	21,972 (2.1)
취업자	21,106 (1.4)	19,994 (-5.3)	20,281 (1.4)	19,105 (-3.3)	20,362 (0.6)	20,695 (3.2)	20,962 (5.2)
실업자	556 (30.5)	1,461 (162.8)	1,353 (-7.4)	1,749 (48.3)	1,435 (-3.1)	1,220 (-23.6)	1,011 (-36.3)
비경제활동인구	13,180 (1.1)	13,906 (5.5)	14,131 (1.6)	14,762 (3.6)	13,918 (2.5)	13,906 (0.9)	13,938 (-0.6)
경제활동참가율	62.2	60.7	60.5	58 6	61.0	61.2	61.2
실업률 〔계절조정치〕	2.6 〔-〕	6.8 〔-〕	6.3 〔-〕	8.4 〔7.6〕	6.6 〔6.7〕	5.6 〔5.9〕	4.6 〔4.9〕

주 : ( )안은 전년동기 대비 증감률.
자료 : 통계청, 『경제활동인구월보』, 1999년 각호.

〈표 2〉 노동시장 추이 및 전망

(단위: 천명, %)

	1997	1998	1999	2000^{p}	2001^{p}
경제성장률	5.0	-5.8	10.2^{p}	7	5.5
생산가능인구	34,842	35,362	35,765	36,176	36,528
경제활동인구	21,662	21,456	21,634	22,140	22,538
경제활동참가율	62.2	60.7	60.5	61.2	61.7
취업자수	21,106	19,994	20,281	21,144	21,568
실업자수	556	1,461	1,353	996	969
실업률	2.6	6.8	6.3	4.5	4.3

주 : p는 전망치를 의미.
자료 : 통계청, 『경제활동인구월보』, 각호(전망치는 필자 추정치)

2) 장기실업자의 비중을 통계청에서는 공식적으로 발표하지 않고 있다. 다만, 구직기간이 1년 이상인 실업자의 비중을 발표하고 있으나, 외국기준의 장기실업자의 정의와는 맞지 않다. 장기실업자의 비중은 경제활동인구조사 Tape 원자료를 이용하여 추정하고 있으며, 한국개발연구원과 한국노동연구원의 추정결과는 1998년 이후 모두 증가하는 것으로 나타나고 있다.

조적 실업률이 높아지고 있는 것으로 파악되는 상황이다.

나. 임금지표의 변화추이

-2.5%를 기록했던 1998년의 명목임금상승률(10인이상 사업체 기준)은 1999년에는 12.1% 증가를 기록하였다. 이는 외환위기 이전인 1997년(146만3천원) 대비 9.3% 상승한 수치이며, 소비자물가 상승분을 감안한 실질임금도 1997년(133만5천원) 대비 0.8% 상승하여 1997년 수준을 회복한 것으로 나타나고 있다.

1999년의 임금상승률을 내역별로 살펴보면 정액급여는 111만4천원으로 6.1%, 초과급여는 13만1천원으로 30.1%, 특별급여는 35만4천원으로 28.3% 상승하여 1999년의 임금상승이 경기회복에 따른 초과급여와 특별급여에 의해 주도되고 있음을 알 수 있다. 따라서 1998년의 임금하락이 주로 초과급여와 특별급여에 의해 주도되었음을 상기하면, 1999년의 임금인상은 경제회복에 따른 반등에 주로 기인한 것임을 알 수 있다.

〈표 3〉 임금 관련 주요지표 동향(비농전산업)

(단위: 천원/월, %)

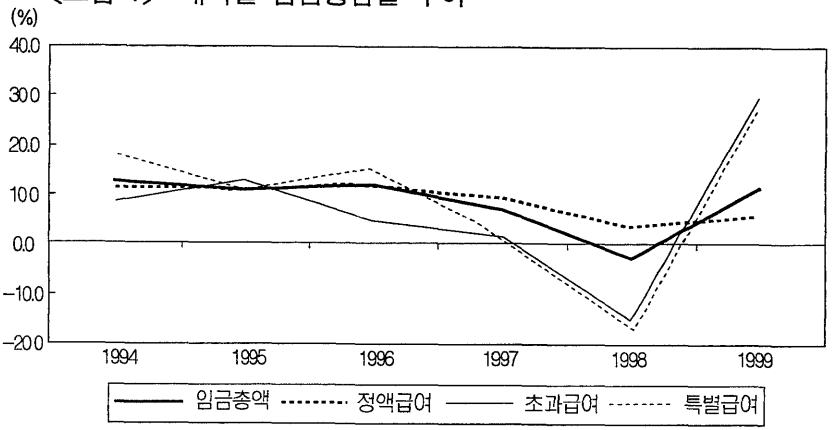
	1997	1998	1999				
				1/4	2/4	3/4	4/4
임금총액	1,463	1,427	1,599	1,511	1,532	1,639	1,712
명목임금 증감률	7.0	-2.5	12.1	5.6	10.6	15.6	16.1
소비자물가 증감률	4.5	7.5	0.8	0.7	0.6	0.7	1.3
실질임금 증감률	2.4	-9.3	11.1	4.9	10.0	14.8	14.6

자료 : 노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 각호.

다. 소득분배구조의 변화추이

최근 급속한 경기회복 및 그에 따른 임금상승 등으로 도시근

〔그림 1〕 내역별 임금증감률 추이



자료 : 노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 각호.

로자가구의 평균소득은 증가하고 있으나, 소득수준의 회복 정도는 소득계층 간 비대칭적으로 나타나고 있다. 1999년 3/4분기의 전체 도시근로자가구 1인당 평균소득은 경제위기 이전의 수준을 어느 정도 회복하고 있으나 계층별로 볼 때 상위 10% 계층의 소득수준은 1997년 3/4분기 수준을 이미 상회하고 있는 반면, 하위 20% 계층의 경우에는 아직도 80% 수준에 그치고 있는 것으로 나타나고 있다.

외환위기 이후 크게 악화된 소득분배상황은 경기회복에도 불구하고 아직 뚜렷한 개선의 조짐을 보이지 않고 있다.[3] 소득지니계수나 상·하위 소득계층 간 소득비 등의 지표에서 볼 수 있듯이 외환위기 이후 확대된 빈부격차는 크게 줄어들지 않고 있다. 도시근로자가구의 전체소득에서 근로소득이 차지하는 비중이 평균 80%를 상회하고 있는 점을 감안할 때, 이러한 소득분배 악화현상은 근로소득의 분배변화에 주로 기인하고 있는 것으로 판단된다.

한편 빈곤확산 정도를 살펴보면, 외환위기 이후 급속히 증가했

3) 경제위기 전후의 분배구조 변화에 대한 자세한 내용은 유경준(2000b) 참조.

〈표 4〉 최근 소득분배상태의 변화추이(도시근로자가구 기준)

(단위: 천원)

	1997				1998				1999		
	1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4
1인당 평균소득	631.1	611.0	667.2	612.8	614.9	578.6	572.4	591.0	617.1	583.9	626.3
• 하위10%(a)	224.3	245.2	253.2	238.1	175.5	175.7	169.0	192.5	183.2	187.3	202.9
• 하위20%(b)	281.2	294.5	307.7	294.4	249.1	239.9	231.0	254.3	241.2	247.9	262.6
• 상위10%(c)	1,310.4	1,222.6	1,320.6	1,212.7	1,369.6	1,326.3	1,257.1	1,293.3	1,465.8	1,290.0	1,342.7
c/b(배)	5.84	4.99	5.22	5.09	7.80	7.55	7.44	6.72	8.00	6.89	6.62
c/a(배)	4.66	4.15	4.29	4.12	5.50	5.53	5.44	5.09	6.08	5.20	5.11
GINI계수	26.61	24.83	25.20	24.49	29.00	28.94	28.82	27.83	30.69	28.17	28.19

자료 : 통계청의 도시가계자료를 이용하여 계산.

던 절대빈곤가구(빈곤선 이하 가구)는 최근 경기회복 및 실업감소와 함께 다시 줄어드는 추세에 있다. 빈곤가구율은 1998년 3/4분기 중 위기 이전의 2.5배 수준(10.3%)까지 상승하였으나, 1999년 3/4분기에는 7.4%까지 다시 하락하였다.

그러나 아직도 절대빈곤수준이 외환위기 이전보다 크게 높은 수준이며, 또한 경기회복효과가 아직 경제전반에 확산되지 못하여 체감빈곤 정도도 여전히 높은 수준이다.

이러한 외환위기 이후의 절대빈곤 증가는 크게 전반적인 소득수준의 감소와 분배구조의 악화라는 두 요인에 기인하고 있다. 이러한 성장요인과 분배요인의 절대빈곤 변화에 대한 기여도를 「분해분석방법(decomposition analysis)」[4]을 통해 살펴볼 경우, 분배

4) 빈곤율 변화의 분해방법

$P(z/\mu, L)$이 일정시점에 있어서의 빈곤선이 z, 평균소득이 μ, 로렌츠곡선이 L인 빈곤비율을 나타낸다고 하면, 시점 1과 시점 2 사이에 변화된 빈곤비율은 아래와 같이 분해된다.

$$P_2 - P_1 = \underbrace{P(z_2/\mu_2, L_1) - P(z_1/\mu_1, L_1)}_{\text{경제성장요소}} + \underbrace{P(z_1/\mu_1, L_2) - P(z_1/\mu_1, L_1)}_{\text{소득분배균등화요소}} + \underbrace{R}_{\text{잔차 요소}}$$

자세한 내용은 Ravallion(1992) 참조.

〈표 5〉 절대빈곤비율의 추이(도시근로자가구 소득 기준)

(단위: %, 가구)

	1997	연간	1998				1999		
			1/4	2/4	3/4	4/4	1/4	2/4	3/4
빈곤비율	4.2	9.1	8.4	9.2	10.3	8.5	9.6	9.0	7.4
빈곤가구	258,721	520,268	488,414	528,293	584,389	479,976	527,403	501,342	412,132
전체가구	6,100,449	5,727,266	5,813,896	5,759,143	5,660,302	5,675,722	5,480,867	5,555,256	5,573,648

주 : 1) 근로자가구의 경우만 분석하였음.
2) 빈곤선(poverty line)은 1999년 보건사회연구원 최저생계비 추계결과(대도시 및 중소도시 가중평균치)를 기준으로 소비자물가상승률을 반영하여 조정.
예) 1999년 4인가구 기준 빈곤선: 958,396원

자료 : 통계청, 『도시가계연보』, 1997, 1998, 1999년 각 분기별 자료.

〈표 6〉 최근 빈곤증가요인의 분해분석 결과

기 간	빈곤율 증가	소득감소요인	분해악화요인	잔 차
97. 3/4~99. 3/4	100.0%	43.8%	49.8%	6.4%

악화요인과 경기변동요인이 공히 절대빈곤 확산에 기여한 것으로 나타나고 있다.

즉, 절대빈곤층 증가의 약 50% 정도가 분배악화요인에 기인한 것으로 추정되고 있는데, 이는 단순한 경기부양만으로는 늘어난 절대빈곤을 낮추는 데 한계가 있음을 시사해 주고 있다.

2. 문제의 제기

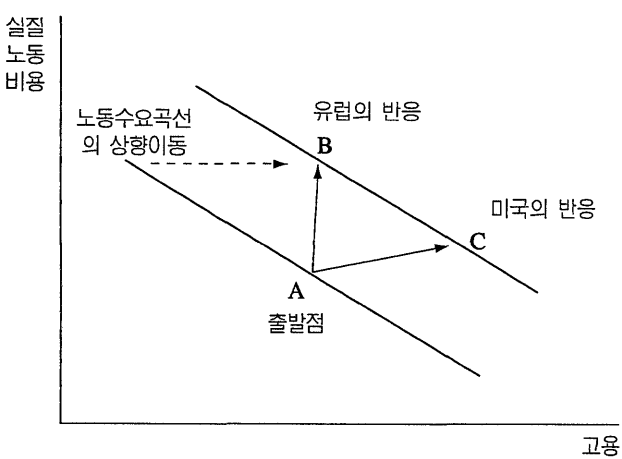
가. 고용과 임금

앞에서 설명한 고용과 임금의 최근 변화추이에서 우려되는 것은 1970년대 중반 오일쇼크 이후 유럽과 미국에서 나타난 경제성과의 상반된 현상에 관한 것이다.

유럽에서는 1970년대 중반 이후 장기간 고실업이 지속되었다.

유럽에서 지속적으로 실업이 증가한 시기는 저성장기와 경기침체기에 집중되었으며, 불황 뒤에 이어진 호황기 동안에 비례적으로 고용이 증가하지 못한 이유는 고용수준이 증가하기 이전에 임금이 상승한 사실에 기인한다. 이러한 이유를 설명하는 가장 유력한 이론은 실업과 임금에 대한 내부자-외부자(insider-outsider) 모형이다. 취업하고 있는 내부자의 경우 강력한 노동조합이나 고용보호법의 보호를 바탕으로 교섭을 통하여 노동생산성의 증가만큼 실질임금이 상승하게 되었다. 이에 따라 유럽에서는 높아진 노동비용 때문에 자본집약적 생산양식으로 전환되어 생산성의 증가가 고용의 증가를 수반하지 못하게 되어 외부자들인 실직자나 신규 노동시장진입자의 추가적인 고용을 유도하지 못한 결과를 초래한 것이다. 그러나 미국에서는 [그림 2]에서 보는 바와 같이 유럽의 같은 기간과 비교하여 고용이 증가하는 상황이 발생하였는데, 이는 실질임금의 상승이 생산성의 증가보다 낮게 결정

〔그림 2〕 1970년대 중반 이후 노동비용과 고용의 변화 (미국과 유럽)



자료 : IMF(1999).

되어 고용의 증가를 가져왔기 때문이다.[5)]

나. 일자리 창출과 분배

선진국의 경우, 노동시장 구조조정을 통한 실업의 감소와 소득분배의 악화는 정의 상관관계를 가지며, 고용의 증가와 소득분배의 악화도 다소 약하지만 정의 상관관계를 가지는 것으로 알려져 있다(OECD〔1997〕). 그러나 노동시장의 구조조정은 전반적인 소득분배의 악화를 가져올 가능성에도 불구하고, 빈곤층의 노동소득분배는 일자리를 가짐으로써 불평등도가 개선되는 고용효과(employment effect)와 임금격차가 확대됨으로써 불평등도를 악화시키는 임금효과(income effect)의 상대적인 관계에 따라 소득분배의 방향이 달라질 수 있다.

OECD(1996b)의 연구결과에 따르면, 전일근무자(full-time workers)를 대상으로 소득불평등도를 측정한 경우 미국은 유럽국가보다 높은 불평등도를 보이고 있으나, 구매력지수(purchasing power parity)를 고려한 경우의 빈곤층 평균소득은 네덜란드를 제외한 유럽국가보다 높은 것으로 나타나고 있다. 또한 〈표 7〉에서 보듯이 생산가능인구(working age population)의 불평등도는 미국이 유럽국가보다 낮은 것으로 나타나고 있어, 불평등도에 있어 고용효과가 임금효과를 상회하는 것을 알 수 있다. 이는 일자리의 제공이 빈곤계층을 고려한 불평등도의 개선에 매우 중요한 역할을 하고 있어, 소득불평등도와 일자리 증가의 상충관계(trade-off)가 성립하지 않을 수도 있음을 보여주고 있다.[6)]

---

5) [그림 2]의 논의는 유럽과 미국의 대비를 위하여 정형화(stylized options)에 근거한 그림이다.

6) 미국에 있어 생산가능인구의 개별소득불평등도의 하락이 고용효과가 임금효과를 상쇄한 결과에 의한 것이 아닐 수 있다는 반론이 제기될 수 있다. 즉, 고용효과

〈표 7〉 개인과 가구의 노동소득의 분포(국가별, 시기별 비교)

	1980년경 (MLD수준)	1990년경 (MLD수준)	변화율 (1980~90)	1990년경 의 순위
전일근로자의 개별소득(연간근로)				
미국(1979~91)	0.14	0.17	+17.6	1
독일(1984~92)	0.15	0.12	−18.1	3
캐나다(1981~91)	0.15	0.16	+5.9	2
네덜란드(1983~91)	−	0.09		5
스웨덴(1981~92)	0.08	0.11	+34.9	4
전 근로자의 개별소득				
미국(1979~91)	0.47	0.47	−1.0	1
독일(1984~91)	0.27	0.27	−1.8	3
캐나다(1981~91)	0.45	0.46	+2.1	2
네덜란드(1983~91)	0.16	0.25	+62.1	4
스웨덴(1981~92)	0.16	0.22	+38.5	5
생산가능인구의 개별소득				
미국(1979~91)	1.41	1.25	−11.0	3
독일(1984~91)	1.50	1.38	−8.1	2
캐나다(1981~91)	1.26	1.19	+5.5	4
네덜란드(1983~91)	2.15	1.67	−22.1	1
스웨덴(1981~92)	0.61	0.77	+27.5	5
생산가능인구의 가구소득				
미국(1979~91)	0.59	0.66	+13.3	3
캐나다(1981~91)	0.88	0.68	−22.8	2
네덜란드(1983~91)	1.21	0.97	−19.8	1
스웨덴(1981~92)	0.35	0.54	+54.8	4

주 : MLD(mean log deviation)지수는 로그소득과 로그평균소득의 차이를 합하여 표본수로 나누어 준 값을 의미(즉, $\Sigma_i \log(\mu - y_i)/n$). 지니계수 등 다른 지수와 비교하여 빈곤층의 소득분포를 민감하게 반영함.

자료 : OECD(1996b).

가 임금효과를 상쇄하지 않더라도 전일근무자(full-time workers)가 아닌 단시간근로자(part-time workers)의 불평등도가 개선되었다면 생산가능인구의 불평등도는 개선될 수 있다는 견해이다. 논리적으로는 가능한 추리라 생각되지만, 〈표 7〉을 자세히 보면 단시간근무자를 포함하는 전 근로자의 개별소득의 불평등도가 미국에 있어 분석기간동안 약 1%의 MLD개선이 있었고, 생산가능인구의 개별소득의 개선은 약 11%임을 미루어 볼 때, 분석기간동안 미국 생산가능인구 개별소득의 불평등도 개선은 주로 고용효과에 의존하고 있음을 알 수 있다.

다. 임금상승률과 실업의 관계

실업률의 개념은 여러 가지로 분류할 수 있으나, 최근 OECD국가에서는 실업률을 경기적 실업률과 구조적 실업률로 양분하는 방법이 널리 사용되고 있다. 경기적 실업률은 경기의 변동에 따라 변화하는 실업률을 의미하며, 구조적 실업률은 경기의 변동만으로는 변화되지 않는 경제의 구조적 요인, 즉 기술진보, 고용보호법의 엄격성 정도, 임금결정구조, 근로시간제도, 실업급여의 수준 등에 의해 결정되는 실업률을 의미한다.

따라서 실업률의 대부분이 구조적 실업률이라면, 실업률을 낮추려는 팽창적인 거시정책은 임금이나 물가만을 상승시킬 뿐 구조적 실업률을 낮추지는 못하는 것으로 인식되고 있다.

현재 우리나라의 실업대책은 사회적 통합의 목표 아래 실업률을 낮추는 방향으로 설정되는 경향이 있다. 이는 고실업이 사회적 통합(social cohesion)을 저해하기 때문에 정책적 수단으로 정당화될 수도 있다. 현재의 상황에서 제기될 수 있는 근본적인 질문은 "현재 우리나라에 있어 임금상승과 관련된 균형실업률은 어느 정도인가?"라는 것이다. 왜냐하면 빠른 경제회복에 따라 경기적 실업률이 대부분 제거되었다면 향후의 실업대책은 구조적 실업률의 파악과 그 변화에 초점을 맞춰 올바른 정책방향을 선택하는 것이 경제의 안정적 운영이라는 장기적인 관점에서 타당하기 때문이다.

즉, 현재의 실업률이 다른 지표들과 비교하여 적정한 수준에 있다면, 향후 노동시장정책은 임금상승이나 물가상승을 유발하는 경기부양보다는 구조적 실업률을 저하시키기 위한 구조개선 정책을 통하여 노동시장 유연성 제고를 집중적으로 추진해야 하기 때문이다.

본고에서는 위와 같은 문제제기하에, OECD국가에서 주로 사용하고 있는 임금상승을 가속하지 않는 실업률(NAWRU: non-accelerating wage rate of unemployment) 개념을 이용하여 최근 한국에 있어서의 단기균형실업률 수준을 측정하고 이를 이용하여 향후 실업대책의 방향을 설정하고자 한다.

본고에서 물가상승을 가속하지 않는 실업률(NAIRU: non-accelerating inflation rate of unemployment)을 채택하지 않고 NAWRU를 채택한 이유는 노동시장에는 직접적으로 영향을 미치지 못하나, 물가에 영향을 미치는 외부적인 공급요인의 충격들을 배제하기 위해서이다.

1) 모형의 설정

OECD 모형에 근거하여 가격결정방정식, 임금결정방정식, 노동공급함수의 3가지 구조식을 축약형으로 유도하면 아래와 같은 필립스 곡선 형식의 NAWRU식이 유도될 수 있다(OECD〔1999〕).

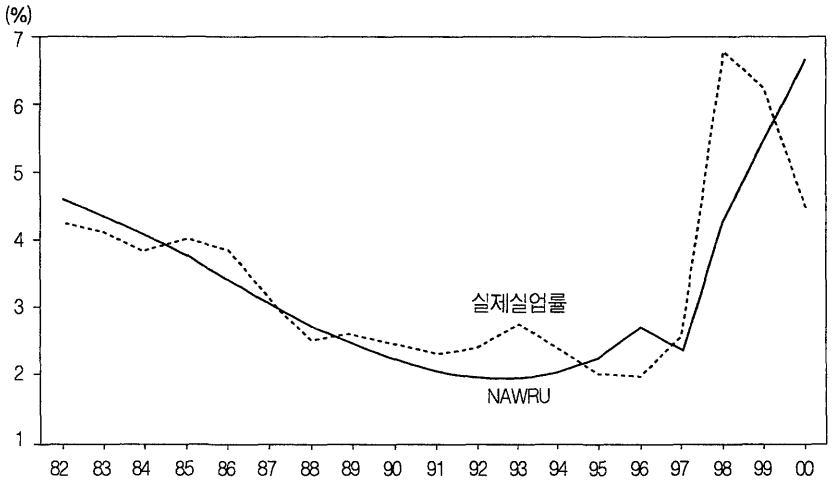
$$\text{NAWRU} = U - [\Delta U/(\Delta^2 w - \Delta(\Delta w)^e)](\Delta w - (\Delta w)^e)$$

여기서 U는 실업률 수준, w와 w^e는 각각 임금상승률과 기대임금상승률의 로그형태를 의미하고, Δ과 Δ^2는 1차 및 2차 차분을 의미하며, 기대임금상승률의 대리변수로는 호드릭-프레스코트의 평활치(Hodric-Prescott filtering)를 사용하였다(유경준〔2000a〕 참조).

2) 추정결과

단기균형실업률인 NAWRU는 당해연도의 실업률과 임금상승률이 주어진 상태에서 구할 수 있다. 따라서 본고에서는 1999년의 실업률 6.3%와 1999년 11월 현재 평균임금상승률 10.6%를 1999년의 실업률과 임금상승률로 사용하였고, 2000년의 NAWRU를 구하기 위하여 2000년의 실업률은 정책의 목표치인 4.5%로 놓고,

〔그림 3〕 실제실업률과 단기균형실업률(NAWRU)의 추이



임금상승률은 12.5%라 가정한 후 위의 추정방식에 의거하여 NAWRU를 구하였다.

그 결과 [그림 3]에서 보듯이 1999년의 NAWRU는 5.5%, 2000년은 6.7%로 추정되어 1999년의 경우는 실제실업률이 단기균형실업률보다 높았으나, 2000년에는 그 반대의 상황을 보이는 것으로 나타나고 있다.

유럽 몇 개국의 실증분석 결과는 실업수준 감소에 따른 임금상승률의 효과는 외부의 부정적인 충격에 의해 NAWRU는 증가하는 경향이 있지만, 긍정적인 충격 — 특히 거시경제정책에 의해 유도된 — 의 경우 NAWRU는 잘 감소되지 않는 경향이 있는 것으로 나타났다(IMF〔1999〕).

이 점은 정책을 입안할 때 매우 유념해야 할 요소로 여겨지는데, 구조적 실업률의 감소를 유도하지 않는 거시경제정책은 장기적으로 임금이나 물가의 상승만을 초래할 뿐 실제실업률 자체를 낮추는 데는 효과가 크지 않다는 점을 의미하고 있는 것이다.

1999년과 2000년의 추정결과를 해석하여 보면, 1999년에는 실제실업률이 단기균형실업률보다 높아 적극적인 실업대책이 필요한 시기였다고 판단할 수 있다.

그러나 2000년에 실업률이 4.5%, 임금상승률이 12.5%로 실현된다면 NAWRU는 6.7%로 추정되어 실제실업률보다 단기균형실업률이 높게 되어 2000년 이후 추가적인 임금이나 물가의 상승을 유발할 가능성이 매우 높음을 시사하고 있다.[7)]

3) 시사점

사회적 통합(social cohesion)을 위해 실업대책의 목표를 단기적인 실업률의 하락에 둘 수도 있겠으나, 장기적으로는 구조적 실

7) 본고에서 사용한 2000년의 임금상승률은 KDI의 내부 추정치이다. 여기서 제기될 수 있는 문제는 2000년의 실업률이나 임금상승률이 예상치와 달라질 경우 현재의 해석이 유지될 수 있느냐는 것이다. 이에 대한 답변을 위하여 1999년의 평균임금인상률을 실현치인 12.1%를 사용하고, 2000년의 실업률이 4.5%라는 가정하에 몇 가지 다른 2000년의 임금상승률을 대입하여 NAWRU를 구하였다. 그 결과, 2000년의 임금상승률이 13.5% 이상이 되는 경우 실제실업률과 NAWRU의 관계는 본 연구의 결과(2000년의 경우 실제실업률이 NAWRU보다 하위에 있다는)와 일치하였고, 12.5%에서 13% 사이의 구간에서는 1999년에 이미 NAWRU가 실제실업률보다 상위에 있는 결과가 추정되었으며, 12% 이하의 임금상승률이 시현될 경우는 매우 불규칙한 NAWRU가 추정되었다. 12% 이하 임금인상률하의 이러한 불규칙한 NAWRU의 추정치가 나오는 이유는 최근 우리나라의 급변하는 실업률과 임금상승률을 적용시킨 NAWRU 모형 자체의 한계점이거나 현재의 상황에서 2000년의 임금상승률이 12% 이하로 실현되기는 어렵다는 점을 암시할 수도 있다. 필자는 이에 대해 전자 쪽에 무게를 더 두고 싶으며, NAWRU에 대한 연구는 계속 진행 중이기 때문에 구체적인 해석은 뒤로 미루고자 한다. 현재로서는 올해의 실업률이 4.5% 이하로 시현될 가능성이 많다. 2000년의 실업률이 4.2%로 시현될 경우 위의 NAWRU의 추정결과에 대한 해석은 임금상승률이 14% 이상일 때 유효하며, 12.5%에서 13.5% 사이의 구간에서는 1999년에 이미 NAWRU가 실제실업률을 상회하는 상황으로 변화하고, 12% 이하인 경우는 실업률 4.5%대와 동일하게 매우 불규칙적인 NAWRU가 추정된다. 만약 모형의 한계가 아니라면 임금상승률의 수치에 의심이 간다. 현재 공식적으로 발표되는 임금상승률은 노동부의 통계로서 상용고 10인이상 사업체의 임금상승률이다. 만약 10인미만 사업체의 1999년 임금상승률이 12.1%보다 아주 낮다면, 그리고 그러한 현상이 구조조정기에 해당되는 1999년에 나타난 특수한 현상이었다면 이러한 임금상승률을 이용한 추정결과는 상당한 오류를 내포할 수도 있다(이 점에 대해서는 한국개발연구원〔2000〕, pp.64~65 참조).

업률이 하락되지 않는 한 지나치게 급속한 실제실업률의 하락은 임금, 물가 등 다른 거시적 변수에 좋지 않은 영향을 미칠 수 있으므로 일자리의 창출을 통한 구조적 실업률의 하락에 목표를 두는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 반대로 이야기하면 구조적 실업률이 하락되기 이전의 빠른 임금상승은 기업의 입장에서는 노동비용의 증가를 의미하기 때문에 현재 고용되어 있는 근로자들은 혜택을 받을 수 있으나, 현재 실업자나 신규 노동시장진입자인 청년층 근로자들은 고용되기 어려워지기 때문에 장기실업자로 전락하거나 청년층의 실업률을 높이는 결과를 초래할 수 있다는 점을 의미하기도 한다. 이러한 점들은 [그림 2]에서 보았듯이 1970년대 오일쇼크 이후 유럽의 노동시장에서 발생한 내부자-외부자 문제(insider-outsider problem) 유발을 통하여 실업이 실업을 발생시키는 실업고착현상(hysteresis)의 발생 가능성을 의미하기도 한다.

또한 김대일(2000)에 따르면, 1998년 동안 공공부문에서 13만7천명의 순고용 증가가 발생하였는데, 이러한 공공부문의 고용증가가 없었다면 동 기간의 취업자수는 19만명 감소가 아니라 32만7천명의 감소로 나타났을 것이라고 하였다. 따라서 1998년의 실업률은 공공근로 등의 실업대책이 없었다면 최소한 0.6%p는 높았을 것으로 예상되며, 1999년에는 더욱 강력한 실업대책이 시행되었음을 고려할 때 1%p 내외의 실업률은 정부의 실업대책에 의해 조절될 수 있음을 의미한다. 따라서 현재의 실업률은 구조적 실업률이 제거되지 않은 상태에서 약 1%p 정도 낮아진 실업률이라 볼 수 있다.

따라서 고용창출은 단기적인 대책보다는 기본적으로 노동시장 유연성 제고를 위한 장기적이고 종합적인(comprehensive) 정책에 의해 달성될 수 있으므로 향후 실업대책의 목표는 실업문제보다

는 고용과 그와 관련한 분배문제를 중심으로 설정되어야 할 것으로 판단된다.

Ⅲ. 최근 OECD국가의 임금결정구조 및 정책방향의 변화

본장에서는 앞장에서 제기된 일자리의 창출을 위하여 OECD국가에서 1990년대 들어 시행하고 있는 임금교섭구조 및 임금결정구조에 대한 정책변화 방향에 대하여 서술하고자 한다. 즉, 구조적 실업률의 하락을 위하여 OECD국가에서 시행하고 있는 임금관련 정책의 변화방향에 대한 분석을 다룰 것이다. 주로 다룰 분야는 임금결정구조의 유연성과 관련한 노사관계관행 및 법개정, 삼자협약(tripartite central agreement)을 통한 소득정책협약이며, 이를 중심으로 최근 OECD국가의 변화를 살펴보고 그에 따른 시사점을 얻고자 한다.

OECD국가에서는 경제회복의 관건으로 높아진 구조적 실업률을 하락시키기 위하여 길게는 20년 짧게는 10년 정도의 일자리 창출전략(job strategy)을 추구하고 있다. 그 결과 장기적이고 종합적인 일자리 창출전략을 추구한 나라들은 최근 경제상황이 호전되는 등 가시적인 성과가 나타나고 있으며, 그렇지 못한 국가들은 여전히 좋지 못한 경제상황이 지속되고 있는 것으로 보고되고 있다(OECD〔1997〕). 종합적인 정책의 의미는 안정적인 거시정책의 실시, 고용보호법의 완화, 임금결정구조의 유연화, 탄력적 근로시간제의 도입, 실업급여의 관대함 정도 등에 의해 결정되는 노동시장 유연성 제고, 조세와 사회보장제도의 개선을 통한 근로

의욕 고취, 교육 및 훈련제도의 개선을 통한 실업자의 신속한 취업, 상품시장의 경쟁 촉진, 기술혁신 및 이전의 원활화, 적절한 기업육성책 마련 등의 동시적인 추구를 의미한다.

1. 임금결정구조의 변화와 노동시장성과

가. 임금결정구조의 변화

임금결정과정의 구조는 주로 기업차원에서 결정되는 미국이나 캐나다와 같이 아주 분권화된 국가도 있고, 벨기에나 오스트리아, 그리고 스칸디나비아 국가들처럼 아주 중앙화된 국가들도 있다. 나머지 유럽국가들은 양극 사이에 스펙트럼화되어 있다. 임금교섭에 있어 중앙화의 개념은 여러 형태로 구성되어 있다. 첫 번째는 노조조직률이며, 그 외는 협상결과가 기업에 한정되느냐, 산별 또는 국가차원으로 확대 적용되느냐의 여부이다. 임금교섭이 기업 또는 사업장차원에서 대다수 결정된다 하더라도, 그 결과가 노동조합, 사용자 또는 양자 모두 높은 파급경로를 가지고 있다면 임금결정구조는 집중화되어 있다고 볼 수 있다. 아래 〈표 8〉은 1980~94년 기간의 임금교섭수준과 파급정도의 두 가지 기준에 따라 18개 선진국의 임금교섭구조를 정리한 것이다. 우리나라는 임금결정은 기업/사업장차원에서 주로 이루어지나, 파급의 정도는 지역이나 동종 사업장의 영향을 많이 받기 때문에 중상 정도라고 판단된다.

이 표에서 알 수 있는 것은 1980년대 이후 OECD국가의 임금결정구조는 대략 분권화 경향이 나타나고 있다는 것이다.

〈표 8〉 OECD 18개국의 임금교섭구조(1980~94)

파급정도	임금결정수준		
	중앙차원	산별차원	기업/사업장차원
낮 음		뉴질랜드→ 영국→	미국 캐나다
중 간	스웨덴→	벨기에 덴마크 네덜란드 ←포르투갈 스페인 스위스	
높 음	핀란드→	오스트레일리아 오스트리아 ←노르웨이	

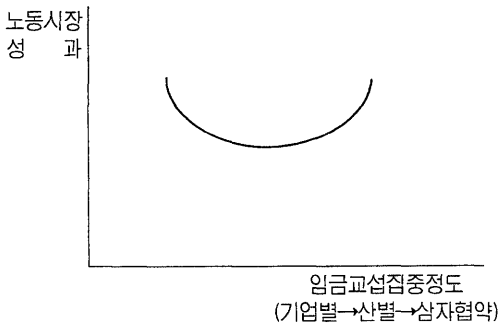
주 : 화살표는 1980~94년 기간의 변화 방향을 의미.
자료 : OECD(1994), Table 5-1에서 재구성.

나. 임금결정구조와 노동시장성과

임금결정에 있어 중앙집중화 정도와 노동시장에서의 성과 간의 관계는 일률적이지 않다(IMF〔1999〕). 미국과 같이 아주 낮은 집중화의 상황에서는 노동시장에서의 성과는 시장경쟁에 의해 결정되는 임금수준과 동일하게 여길 수 있다. 집중화의 정도가 높아질수록 시장에서의 성과는 강력한 노동조합의 영향력(내부자의 힘)이 반영되어 실질임금수준이 높아지게 되고, 구조적 실업률이 높아지는 경향이 있다. 그러나 노조조직률이 높고 임금교섭이 집중화되어 있는(또는 한 부문의 교섭결과의 파급효과가 큰) 국가들은 실질임금이 과도하게 상승되는 부정적인 영향이 교섭과정에서 반영되기 때문에 노동시장에서의 성과는 실질임금안정과 낮은 실업률로 나타나기도 한다.

이러한 임금교섭의 집중화 정도와 노동시장성과 간의 정형화

〔그림 4〕 임금교섭집중화 정도와 노동시장성과 간의 관계



된 '둥근 언덕형(hump-shaed)'[8] 관계는 미국과 같이 임금교섭구조가 분권화된 국가나 오스트리아나 아일랜드와 같이 최근에 집중화된 국가의 좋은 노동시장성과나 프랑스나 스페인처럼 양자의 사이에 있는 국가의 좋지 못한 노동시장성과를 설명해 주고 있다 할 수 있다.

다. 임금결정체계와 관련된 노사관계법의 변화

뉴질랜드는 OECD회원국 중 노동시장의 규제를 최소화한 1991년 고용계약법(Employment Contracts Act)을 제정하면서 1990년대 전반에 노사관계법의 기본개혁을 이룩한 유일한 국가이다. 이 법은 협상에서 근로자를 대표하는 노조의 배타적 권리를 폐지하였고, 크로즈드숍과 그 밖의 노조에 우호적인 법을 폐지하고 2차 파업을 수행할 권리를 금지시켰다. 더 나아가 이 법은 정부가 제3자로서 부문별 협상에 개입하였던, 다년간 유지되어 오던 체계를 폐지하고, 사용자와 근로자에게 좀더 적절한 계약을 체결할 자유를 부여하면서 전국차원의 부문별 협상에 대한 지원을 중단하였다.

8) '둥근 언덕형(hump-shaped)' 관계는 Calmfors and Driffil(1988)에서 처음 언급되었다. [그림 4]를 반대로 보면 그림의 형태가 둥근 언덕형이다.

호주는 1988년부터 기업단위협상을 고무해 오면서 노사관계법 개혁을 착수하였다. 이 법은 강제적인 노조주의와 고용에 있어 노조가입자를 선호하는 것을 금지하고, 2차 파업을 금하는 규정과 불법적인 노사행위에 관한 제재를 강화하였다. 간소화된 보상체계는 적절한 최저임금과 근로조건의 안전망을 제정하는 최소한의 기능은 유지할 것이다.

앞의 나라와는 달리 1990년대 전반에 유럽에서 어떠한 노사관계법의 변화가 감지되지 않은 경우도 있었다. 영국의 1980년대 노사관계법 개정은 1993년에 보충되었는데, 이는 주로 노조가 법적으로 파업을 행하는 상황을 법적으로 제한하는 내용이었다. 노조조직률과 노조인정사업장의 감소 경향은 1990년대에 계속 이어졌는데, 이는 1980년대 법적 변화로부터 시차를 두고 나타난 효과라 여겨진다. 1990년대 그리스의 단체협상 개정에서는 피용자 50인이상 사업체만이 근로자들과 직접 협상할 수 있는 권리를 부여하였고, 스페인에서는 개인 기업이 특별한 사정이 있을 때 부문별위원회 협약에 참여하지 않을 수 있는 가능성을 열어놓았다. 이탈리아의 삼자협약은 두 가지 협상수준(부문별 또는 기업단위계약)에서의 조율을 강화할 수 있는 1993년 소득정책협약 내용에 동의하였다. 벨기에는 1996년에 노사관계법과 임금결정과정을 변화시켰다. 즉, 부문단위의 임금상승은 중앙차원에서 협상된 제한에 따라야 하고, 중앙단위에서 결정될 수 있는 최대 임금증가는 이웃한 3개국의 기대되는 평균임금증가에 제한을 두었다. 사회당사자들이 합의에 도달하지 못하면 정부는 법령으로 임금증가를 고정하였다.

유럽 내에서는 법의 개정 없이도 임금결정과정이 다소 큰 분권화 경향을 보이며 전개되어 왔다. 독일에서는 기업단위의 암묵적 협의가 법적 배경이 없음에도 불구하고, 기업단위에서 임금이

〈표 9〉 OECD국가의 임금협약 개혁과 소득정책협약

A. 임금협약 개혁

	연도	개 정 내 용
호 주	1992	1988년 노사관계법을 Certified Agreements(CAs)를 통한 기업차원협상을 장려하는 것으로 개정. 기존의 2단계보상체계를 임금 및 근로조건의 안전망을 상향한 것으로 대체
	1993	경영유연화협약(EFAs)에 따라, 노조가 없거나 일부만을 대표하는 사업장에서는, 비록 노조가 협약 비준과정에 개입하지만, 경영자가 근로자와 직접 협상을 벌일 수 있게 됨. 유연화 조항의 확대 적용으로 사업장에서의 일반적인 급여조건을 개인적인 필요에 따라 조정할 수 있게 됨.
	1996	EFAs를 대체한 호주사업장협약(AWAs)에 따라 기업별 교섭이 더욱 장려
벨기에	1993	1995~96년 실질임금 동결. 1994년 이후부터 임금증가율 결정에 필요한 가격지수에 담배, 주류, 연료와 같은 높은 세금이 부과되는 품목은 제외하는 방식으로 바뀜.
	1996	고용촉진과 경쟁력 보호조항에 관한 법(Law on Employment Promotion and the Preventitive of Competitiveness)에서는 벨기에의 주요 무역국에서 예상되는 노동비용 상승분을 가중평균한 것에 기초한 임금증가율에 상한선을 지정
그리스	1997	1997년 11월 사회당사자 간에 체결된 협정에는 다음의 조항이 포함되어 있음. i) 초과근로비용을 줄이기 위해 장기에 걸친 근로시간 산정; ii) 가장 높은 실업을 보일 것으로 예측되는 지역에서 결정된 국가최저임금에 기초한 고용법 도입(부문 · 기업 간 협상에서 도출); iii) 시간제근로 사용에 장애가 되는 부분을 제거하여 시간제근로 촉진; 그리고 iv) 사적 구직기관(private job placement agencies)을 허용
이탈리아	1992~93	자동임금지수화를 통한 scale mobile system 폐지
뉴질랜드	1991	고용계약법은 개인별 또는 집단별로 합의된 고용계약을 통한 기존의 중앙집중된 보상체계를 변화시켰으며, 노조가입자에 대해 계약상 특혜를 주는 행위, 근로자에게 부당한 방법으로 노조에 가입토록 하는 행위, closed shop에 대해 협상하는 행위 등을 불법으로 규정함. 최소한의 고용보호를 제외하고 해고예고기간 및 퇴직수당 관련 법적 보호의무는 없음.
스페인	1994	노동시장개혁의 일환으로 노사당사자들로 하여금 Labour Ordinances (ordenanzas)보다 단체협약에 참여할 것을 지시. Ordinances들은 각 부문별로 고용기간 및 근로조건을 관할하였는데, 직종분류(job classification), 급여증가(salary increment), 초과근로 등에 대해 꽤 경직적이었던 것으로 보임.
	1997	1997년 노동법은 단체협상과정을 간소화하고 개선시킬 조치를 포함 특히, 임금협상이 지역 또는 기업차원에서 진행될 것을 제안. 노동시장 유연성 증대는 전문직과 일자리에 관해 포괄적인 정의를 내리는 것에 의해 촉진 가능

B. 소득정책협약

	연도	개 정 내 용
호 주	1983~95	연방정부와 포괄적인 호주노총은 8가지의 물가 및 임금협약을 체결. 동 협약에서는 호주노총에 대해 추가적인 사회정책의 확대로 합의된 임금협상 결과를 이행할 것을 보장
핀란드	1992	1993년 이후 임금동결 지속. 그러나 지정된 값을 초과하는 물가인상분만큼 보상
	1995	계약임금 내에서 동일 비율 상승, 그러나 지정된 값을 초과하는 물가인상분만큼 보상(정부는 소득세 및 실업보험기금에 대한 근로자 기부금을 삭감)
아일랜드	1991~93	최소 절대증가치 내에서 연간임금증가율을 결정. '지방협상조항'에 따라 사용자는 노동임금 및 조건에 대한 대가로 생산력 증가(상한선 설정)에 대해 협상할 수 있도록 허용
	1994~96	예측되는 물가상승에 기초하여 연간 임금상승 상한선 설정. 생산성 증가에 따른 추가적인 임금상승 없음(정부는 근로자들에게 세금부담을 낮추고 저소득근로자에게 집중하여 세금을 완화)
이탈리아	1992~96	1992년 7월 scala mobile(인플레이션에 따른 자동임금지수)을 폐지한 소득정책협약의 뒤를 이어 1993년에 2단계 국가적 임금협상시스템 제정. 새로운 시스템하에서는 4년제 국가적 노동계약은 국가차원에서 노사관계를 관리하고, 2년제인 임금협약은 정부의 인플레이션 목표에 따라 임금의 명목증가율 규제. 기업차원에서는 더 높은 수익과 생산성 증가를 반영하여 목표인플레이션 초과치 추가지급 가능. 1996년 삼자협약은 비정규적 근로계약을 확대할 수 있게 하였으며, 경제적으로 쇠퇴하는 지역의 지방자치단체와 노사당사자 간의 계약은 계약상 최저임금보다 낮게 고정된 임금을 허용
네덜란드	1992~93	임금안정을 위해 낮은 임금인상을 권고
	1995~97	정부는 두 가지 최저임금지불규모(최저임금에 근접한 것과 단체협상에서 결정된 최저임금보다 더 낮은 급여를 받는 'opening clauses')의 지정과 사용 권장
노르웨이	1993	자국의 주력산업의 국제경쟁력 유지를 위한 임금책정을 위해 '연대 대안(Solidary Alternative)' 협정이 정부 및 노사당사자에 의해 채택
포르투갈	1996	정부의 인플레이션 목표에 근거하여 임금을 책정하고, CPI의 인플레이션의 월별변화가 목표치에서 벗어나면 자동적으로 조정
스웨덴	1991~93	1991년 1월과 1993년 3월 기간 동안 임금증가율을 감소시키기 위한 노사당사자들 간의 '안정화 협의회(Stabilisation agreement)' 구성

자료 : OECD(1999)에서 재인용.

결정될 수 있었다. 통독 이후, 독일의 기본 노사관계는 보다 위험에 처하게 되었는데, 이는 사용자들이 구동독 지역에서 덜 조직화되었고 일부 회사들이 임금결정에 있어서 보다 많은 자율성을 확보하기 위해 일부 부문의 사용자조합에서 탈퇴하는 현상이 두드러졌기 때문이다.

덴마크에서는 기업단위에서 결정된 임금이 근로자의 효율적인 임금결정임을 보여 왔는데 최저임금은 부문단위에서 책정되었다. 그리고 스웨덴의 경우는 교섭단위가 부문수준으로 이동하였다.

2. 삼자협약과 소득정책협약(income policy Agreements)의 변화

OECD의 많은 국가들은 인플레와 실업을 줄이기 위해 임금협상 결과에 영향을 미치려는 시도를 오랜 동안 계속해 왔다. 이 목표를 위해 정부는 다양한 수단을 이용하였다; 첫 번째 수단은 국가차원에서 견딜 수 있을 만큼의 임금증가수준을 알리기 위해 인플레이션 목표와 임금증가 여지에 관한 의견을 제시하는 것. 두 번째는 경제개발을 검토하고 임금상승 여지를 평가하기 위한 정규적(노르웨이) 또는 특별(독일, 오스트리아)한 삼자 간 논의체 구성을 통한 것. 세 번째는 임금결정에 영향을 미치기 위해 세금을 낮추거나 지출을 증가시키는 등의 일방적인 방법. 네 번째는 정부 스스로가 적정한 임금안정을 위한 대가를 지불하기 위한 삼자협약 구성(핀란드, 아이슬란드, 아일랜드, 노르웨이). 다섯 번째는 사회당사자들 간의 협의체가 부재한 경우 임금결정에 정부의 직접적 개입(벨기에).

삼자 간 중앙임금협약(tripartite central wage agreements)은 임금결정에 영향을 미치기 위해 1990년대 유럽국가에서 나타났다. 이

위원회의 주된 특징은 임금상승을 과거지향의 지수화 위주의 메커니즘보다는 향후의 정부 인플레 목표에 기초를 두고 있다는 것이다. 예를 들어, 1992년 이탈리아의 삼자협약은 지수화(indexation) 위주의 오랜 관행[9]을 정부의 인플레 목표에 기초한 임금협상으로 대체할 것을 요구하였다.

〈표 10〉에 제시된 나라들의 임금안정을 위한 삼자협약이 1990년대의 물가하락과 노동시장성과에 어느 정도 공헌하였는지는 명확하지 않다. 정부의 인플레이션 목표에 따라 임금을 책정하는 것을 기본으로 하면서 이탈리아, 아일랜드, 포르투갈에서의 통화가치 하락에 따른 인플레이션의 악순환을 막는 데 중요한 역할을 하였으며, 단기간에 걸쳐 실업을 감소시켰다. 더군다나 소득정책기구는 노사당사자 간의 갈등을 완화시키고 대화를 용이하게 유도하면서 경제 효율성을 증가시키고 보다 장기적인 관점에서 실업을 낮추었다. 그러나 재정건전도에 대한 소홀함은 장기적으로 경제성과에 좋지 않은 영향을 미칠 수도 있고, 노사당사자 간의 협상은 노동시장정책이 취해지는 속도에 부정적인 영향을 줄 수도 있다.

위의 OECD국가의 소득정책협약에서 시사받을 수 있는 사실은 OECD국가에서는 1990년대 들어 구조적 실업률을 저하시키기 위하여 중앙차원의 소득정책협약을 시행하였다는 점이다. 우리나라나 외국에서 그동안 경험한 소득정책은 노동시장에 왜곡을 가져올 뿐 임금의 안정에는 기여하지 못하는 임시방편적인 정책으로 인식되고 있다. 이러함에도 불구하고 1990년대 들어 OECD 대부

9) 이는 이탈리아에서 1975년에 시작된 스칼라모빌(scala mobile)협약을 의미하는데, 물가조정 수단인 스칼라모빌은 근로자의 실질임금을 보장하기 위하여 근로자의 장바구니 물가에 근거하여 측정된 생계비 상승에 따라 임금을 연동시키는 방법을 의미한다. 이 제도는 높은 인플레의 주 원인으로 지적되어 1992년에 폐지되었다.

〈표 10〉 1990년대 OECD국가에서의 소득정책협약(삼자협약에 기초)

	연도	임금조항	그 밖의 조항
이탈리아	1992~93	임금지수(indexation) 메커니즘의 해체. 임금을 정부 인플레이션 목표에 기초하여 책정	사회보장과 노동시장정책이 협약당사자들 간의 협상의 주된 사항
핀란드	1992	1993년 임금동결 지속. 그러나 소비자물가지수(CPI)가 지정된 값을 초과하면 임금은 물가가 초과된 만큼 증가	정부는 실업급여 강화에 대한 의무조항 삭제
	1995	계약임금 내에서 동일 비율 상승. CPI가 지정된 값을 초과하면 그 차이를 보상	정부는 소득세 및 실업보험기금에 대한 근로자의 기금을 삭감(이에 따른 정부예산 비용은 1997년 GDP의 약 0.5%로 추정)
아일랜드	1991~93	최소 절대증가치 내에서 연간임금 증가율을 결정. '지방협상조항'에 따라 사용자는 노동임금 및 조건에 대한 대가로 생산력 증가(상한선 설정)에 대해 협상할 수 있도록 허용	
	1994~96	예측되는 물가상승에 기초하여 연간 임금상승 상한선 설정. 생산성 증가에 따른 추가적인 임금상승 없음.	정부는 근로자들에게 세금부담을 낮추고 저소득근로자에게 집중하여 세금을 완화. 또한 정부는 복지, 의료, 교육, 주택에 대한 지출을 증가
네덜란드	1992~93	적정 수준의 임금이 정부에 의해 주도	
노르웨이	1993	자국의 주력산업의 국제경쟁력을 유지시키기 위한 임금책정을 위해 '연대 대안(Solidarity Alternative)' 협정이 정부 및 협약당사자에 의해 채택	정부는 임금협상과 국제경쟁력을 고려한 안정적 환율 유지
포르투갈	1996	정부의 인플레이션 목표에 근거하여 임금 책정. 임금수준이 CPI 인플레이션의 월별 변화(예상정도에서 특정 수준 이상 변화시)에 따라 자동적으로 조정	세금 및 사회보장체제뿐만 아니라 고용과 노동시장 법안의 개혁

자료 : OECD, *Economic Surveys*, 각호.

분의 국가들이 주로 노사정의 협약을 통하여 소득정책을 강화하고 있는 이유는 일자리의 창출에서 찾을 수 있다. 강력한 노동조합의 존재나 실업급여 등의 존재로 노동시장에서 임금의 가격조절기능이 작동하지 않는 경우, 노동시장기능에 대한 왜곡이 이미 존재하고 있는 것으로 보기 때문에 이러한 왜곡을 교정하고 고용을 늘리기 위하여 소득정책의 측면을 강화하고 있는 것이다. 즉, 생산성의 증가분이 모두 임금상승으로 이전되는 경로를 막고, 생산성 증가의 일부를 누구도 보호해 주지 않는 외부자(outsiders)인 실업자나 신규 노동시장진입자의 고용으로 전환하기 위한 방편의 하나로 사용하고 있는 것이다. 이러한 정책방향은 일자리의 제공 자체가 빈곤층의 분배문제를 해결할 수 있는 첫 단계라고 볼 수 있기 때문에 분배측면에서도 바람직한 방향으로 인식되고 있는 것이다.

Ⅳ. 요약 및 정책적 시사점

1997년 말 외환위기 이후 한국의 노동시장은 빠르게 변화하고 있다. 외환위기에서 2년이 경과한 현재 실업률이 빠르게 하락하고 임금수준은 위기 이전으로 회복하였으나, 고용수준은 아직 회복되지 않은 상황이다. 현재의 상황에서 우려되는 것은 1970년대 이후 유럽에서 발생한 것처럼 고실업이 지속되는 현상이다. 적극적인 경기부양이나 실업대책은 경기적 실업률을 저하시킬 수는 있으나 구조적 실업률은 저하시킬 수 없다. 따라서 구조적 실업률이 저하되지 않은 상황에서 무리하게 실업률을 하락시키고자 하는 노력은 임금의 상승과 물가의 상승으로 이어져 본원적인

일자리 창출을 저해하게 된다. 본원적인 일자리 창출은 장기실업자나 청년층으로 대표되는 신규 노동시장진입자들을 노동시장에 고착(attachment)시켜 줌으로써 유럽에서 발생한 내부자-외부자 문제를 발생시키지 않게 한다. 따라서 지나치게 빠른 임금상승은 본원적인 일자리의 창출을 저해함으로써 외부자(실업자나 신규근로자)로 하여금 노동시장진입을 막고 실업의 함정이나 빈곤의 함정에 빠지게 할 수 있음을 유의하여야 한다.

2000년에 추정된 임금상승을 가속하지 않는 실업률(임금안정실업률)인 NAWRU는 6.7% 정도로 현재의 2000년 실업률 예상치인 4.5%를 상회하는 수준으로 파악되고 있다. 또한 현재의 실업률은 정부의 적극적이고 과도한 실업대책의 영향으로 실제실업률보다 최소 1%p 정도 과소 추정되고 있는 것으로 여겨지고 있다. 이는 2000년 이후 추가적인 임금이나 물가의 상승을 유발할 가능성이 매우 높음을 시사하고 있으며, 유럽에서 경험한 고실업이 지속되는 현상이 우리나라에도 발생할 수 있음을 의미하기도 한다. 따라서 정부는 공공근로로 대표되는 과도한 실업대책은 지양해야 할 시기로 판단되며, 공공근로는 실업대책의 일환이 아니라 빈곤대책으로 통합되어야 한다고 판단된다.

현재 고용 및 실업정책의 최우선 목표는 본원적인 일자리 창출을 통해 구조적 실업률을 저하시키기 위한 종합적인 정책의 시행에 두어져야 한다고 판단된다. 이를 위해서는 일자리의 창출을 위하여 수십년 동안 경험을 축적한 OECD국가의 경험을 참고할 필요가 있다. 그들은 구조적 실업률을 낮추고 일자리를 창출하기 위하여 안정적인 거시정책의 실시, 고용보호법의 완화, 임금결정구조의 유연화, 탄력적 근로시간제의 도입, 실업급여의 관대함 정도 등에 의해 결정되는 노동시장 유연성 제고, 조세와 사회보장제도의 개선을 통한 근로의욕 고취, 교육 및 훈련제도의

개선을 통한 실업자의 신속한 취업, 상품시장의 경쟁 촉진, 기술혁신 및 이전의 원활화, 적절한 기업육성책 마련 등의 포괄적인 정책을 지속적으로 수행하여 왔다. 그 결과 장기적이고 포괄적인 정책을 시행한 영국, 아일랜드, 뉴질랜드 등은 가시적인 경제성과가 나타나고 있다.

현재 OECD국가에서는 일자리의 창출을 위하여 개별기업의 상황에 맞게 임금결정구조의 분권화를 지속적으로 추구하고 있으며, 임금상승률의 결정은 과거의 물가상승률이나 생산성 증가 등의 지수화에 의존하던 정책을 포기하고 미래지향적으로 물가상승의 예측치만큼 설정한 후 그 변동분은 사후적으로 고려하는 소득정책협약(income policy agreements)을 추구하고 있다. 이는 일자리 창출을 통하여 경제의 성과를 기존의 취업자 외에 실업자와 신규근로자에게 배분하기 위한 수단으로 사용하고 있음을 의미한다.

한편 노동시장 유연성 제고를 통한 일자리의 창출은 소득분배를 악화시키는 경향이 있다는 점이 유럽과 미국에서 발견된 경험 중의 하나이다. 따라서 일자리의 창출과 분배의 상충관계(trade-off)를 염두에 둘 필요는 있으나, 일자리의 창출은 일자리를 가짐으로써 불평등도를 개선하는 고용효과(employment effect)가 임금격차의 발생으로 불평등도를 확대시키는 임금효과(income effect)를 상쇄할 경우 오히려 분배구조를 개선시킬 수도 있다.

또한 분배구조를 개선하는 정책방향은 어느 정도의 분배가 적절한지에 대한 기준 — 지니계수가 0.3이 바람직한 것인지 0.35가 바람직한 것인지에 대한 가치 판단—이 없이는 구체적인 정책목표를 설정할 수 없다.

소득분배의 악화를 방지하기 위한 각국의 전략은 다양하지만 크게 영미식과 대륙식 두 가지로 분리할 수 있다. 대륙식은 전

사회 구성원에 있어 현 상태보다 더 확대된 임금률 분포를 원하지 않으며, 이런 철학이 일자리의 창출보다는 형평성 추구가 더 중요하다고 여기고 있다. 이와는 대조적으로 영미식에서는 고용의 창출에는 어느 정도 확대된 임금률 분포를 당연한 것으로 받아들이는 한편 빈곤층의 지나친 확대는 사회적 통합(social cohesion)에 저해된다는 판단하에 빈곤층에 대한 보호조치를 통해 분배문제의 갈등을 해결하고 있다. 현재 양자의 선택에 의한 경제성과의 결과는 후자가 더 나은 것으로 평가되고 있다.

이러한 점을 고려할 때 당분간 우리의 선택은 일자리 창출을 위하여 분배구조가 어느 정도 악화되는 것은 감수하고, 빈곤의 퇴치를 통하여 사회적 통합의 기초를 형성한 후에 경제발전의 경로에 따라 전체의 소득분배구조를 개선하는 방향으로 나아가야 할 것으로 여겨진다.

▷ 참 고 문 헌 ◁

김대일, 「경제위기 이후의 고용창출 유형분석」, 미발표연구, 한국개발연구원, 2000.

노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 각호.

유경준, 「균형실업률의 측정」, 미발표연구, 한국개발연구원, 2000a.

_____, 「경제위기 이후 소득분배구조와 빈곤의 변화 및 정책방향」, 한국개발연구원, 2000b.

통계청, 『경제활동인구월보』, 각호.

_____, 『도시가계조사 Tape』, 각 분기별 자료.

한국개발연구원, 『KDI 경제전망』, 제17권 제1호, 2000. 4.

IMF, *World Economic Outlook*, 1999.

Calmfors, Lars and John Driffil, "Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance," *Economic Policy*, No. 6, April 1988.

OECD, "Employment Outlook," 1994.

_____, "Employment Outlook," 1996a.

_____, "OECD Economic Outlook," 1996b.

_____, "Economic Surveys," 각호.

_____, "Implementing the Jobs Strategy," 1997.

_____, "Implementing the OECD Jobs Strategy: Assessing Performance and Policy," 1999.

Ravallian, Martin, *Poverty Comparison: A Guide to Concepts and Method*, The World Bank, 1992.

■ 論 評

金 大 逸
(서울대학교 경제학부 교수)

이 논문은 현 시점에서 학문적으로나 정책적으로 매우 중요한 의미를 갖는 연구결과라고 할 수 있다. 1997년 이후 촉발된 경제위기는 우리나라 경제 전반에 걸쳐 심대한 영향을 미쳤으며, 특히 1999년 중반까지 노동시장에서는 급격한 실업의 증가와 임금소득의 하락을 초래하였고, 이는 전반적인 소득분배 악화라는 형태로 발전되어 경제적으로나 사회적으로 심각한 문제가 되고 있다. 이러한 노동시장의 변화는 경제체질 개선을 위한 구조개혁 노력의 결과로 일부 나타나기도 하였기 때문에 현 시점에서 다른 부분, 예를 들어 기업 및 금융 그리고 공공부문의 개혁이 미진한 데 대해 여론이 더욱 악화되고 있는 실정이다.

노동시장의 여건은 1999년 중반 이후 다소 개선되기 시작하여 실업률도 하락하는 추세를 보이고 있고 또한 임금도 회복되는 양상을 보이고 있다. 이러한 양상은 1997~98년 기간 동안 근로자들이 겪었던 고통이 완화되고, 일면으로는 그 고통에 대한 보상이 진행되고 있다는 것으로 판단할 수도 있을 것이다. 그러나 이러한 실업감소 및 임금회복이 경제구조의 개선이라기보다는 경기부양 및 제도적 접근방식에 의한 일시적 반전일 가능성이 아직도 높게 존재하고 있기 때문에 우려되는 바가 크다. 이 논문에서도 지적되고 있듯이 현재의 실업 하락추세는 경제구조의 효율성을 반영하는 구조적 실업률 하락을 함의하고 있지 못하고, 반면 높은 구조적 실업률에도 불구하고 단기적 실업률이 하락하

고 있는 추세를 반영하고 있다. 즉, 최근의 실업률 하락은 경기부양에 따른 일시적 하락으로 판단할 수 있는 실증적 근거가 제시되고 있는 것이다.

실제로 1999년 중반 이후 실업률의 하락추세는 경기부양과 제도적인 접근에 의해 유도된 바가 크다. 만일 실업감소 및 고용창출이 경제구조의 개선에서 창출된 것이라면, 일반적으로 경제위기 당시 많은 실직자를 배출한 제조업 등에서 고용창출이 주도되었을 것이고 또한 직종면에서도 중간급 관리자와 사무직의 고용창출이 활발했어야 한다. 그러나 1998년 이후 새로이 창출된 일자리의 성격을 살펴보면, 도소매 · 음식 · 숙박업 등의 서비스업과 공공부문의 고용창출이 가장 높은 비중을 차지하고 있고, 직종면에서도 판매 · 서비스직 및 단순노무직의 비중이 매우 높게 나타나고 있다. 특히 단순 노무직의 고용창출은 공공부문에서 가장 활발하였고, 실업자를 흡수하는 효과에서 탁월한 성과를 보이고 있다. 이러한 실증분석 결과는 최근의 실업감소 및 고용창출이 일반적인 경제구조의 개선이 아니라 공공근로사업 등 제도적인 접근방법을 통해 구현된 결과일 가능성이 높음을 시사하고 있다. 한편, 임금회복도 벤처기업 육성정책 등을 통해 유발된 경향이 강하다. 벤처부문의 노동수요는 일반 근로자에 대한 수요가 아니라 상당한 고급인력에 대한 수요이므로 이 부문으로의 급격한 자금유입은 고용창출을 유발하기보다는 임금상승으로 귀결되었기 때문이다.

따라서 최근 노동시장의 여건이 개선된 점에 대해 저자가 표명하고 있는 우려는 매우 타당하다고 판단된다. 즉, 경기부양 및 제도적 접근방법이 한계에 달할 경우 우리나라 노동시장은 고임금 · 고실업의 악순환 고리에 처해 있을 가능성이 높다는 것이다. 이는 그 경로의 차이는 있을지 몰라도 유럽 대륙의 각 나라가 겪

어왔던 심각한 양상을 그대로 답습하는 결과일 수 있기에, 저자를 포함한 많은 노동경제학자들이 공통적으로 우려하는 바이고, 이에 대한 근본적인 대비책이 있어야 한다는 점에 의견을 같이 하고 있다.

이 논문에서 제시되고 있는 정책방향은 기본적으로 시장친화적인 정책과 제도적인 정책의 적절한 병행이라고 결론지을 수 있다. 시장친화적인 정책으로는 시장기능(market mechanism)이 활성화될 수 있도록 시장을 규정하는 제도적 여건을 개선하는 데 초점을 맞추고 있다. 노동시장 유연화 등의 정책이 바로 그것이다. 한편 제도적인 접근방식으로는 소득정책을 염두에 두고 있는 것으로 보인다. 소득정책에서 특히 강조되고 있는 부분이 임금결정구조의 개선과 빈곤층 지원으로 판단되는데, 여기서 빈곤층 지원은 사회적 통합이라는 측면에서나 또는 시장기능의 원활화를 위해 일정 수준 이상은 필요하다고 판단된다. 다만, 임금결정구조의 개선이라는 정책은 정확한 의미를 파악하기 어렵고 일면으로는 오히려 시장기능의 활성화를 억제할 우려가 있다는 점을 지적하고 싶다.

이 논문에서 제시되고 있는 임금결정구조의 개선이라는 정책은 노동조합의 역할과 관련지어 볼 수 있을 것 같다. 논문에서 지적되고 있듯이 노동조합의 결성단위 및 협상단위는 그 경제의 노동시장 성과와 실증적인 연관관계를 가지고 있다. 일반적으로 기업단위 노동조합의 경우 시장구조의 유연성을 최대한 보장하기에 인력자원의 배분이나 임금수준이 시장균형에서 그리 멀지 않은 곳에서 결정되는 양상을 보이고, 산업별 노조의 경우 이 괴리가 상당히 크다는 결과가 일반적이다.[1] 한편, 중앙집권적 노동

1) Richard Freeman and James Medoff, *What Do Unions Do*? New York: Basic Books, 1984.

조합(centralized bargaining unit)의 경우 1980년대의 성과는 비교적 양호하였으나 1980년대 말 1990년대 초에는 노동시장의 성과가 매우 악화되는 경향을 보여 그 효과가 산업별 노조와 그리 다르지 않다는 주장이 제기되기도 하였다.[2)]

이와 같은 비교분석 결과를 바탕으로 저자는 우리나라 노동조합의 성격을 기업별 노동조합과 중앙집권적 노동조합의 중간쯤에 위치한다고 설정하고, 이에 따라 산업별 노동조합이 일반적인 유럽형 노동시장의 양상을 닮아갈 가능성이 높음을 지적하고 있다. 그러나 본 논평자는 유럽형 노동조합과 우리나라 노동조합의 성격이 겉으로는 유사할지 모르지만 내부적으로는 매우 중요한 차이점이 존재함을 강조하고 싶다.

우리나라의 노동조합이 노동시장에 미치는 영향은 유럽의 산업별 노동조합이나 중앙집권적 노동조합에 비길 수 있을 만큼 크다. 그러나 영향이 큰 이유는 노동조합의 조직률이 높거나 산업별로 조직화되어 있기 때문이 아니다. 실제로 우리나라의 노조 조직률은 14~15%에 불과하고 임금교섭단위도 대부분 기업별 교섭이기 때문에 오히려 미국과 같은 기업별 노조(decentralized bargaining unit)와 더 흡사하다. 그럼에도 불구하고 노동조합의 영향력이 높은 이유는 노동조합이 대부분의 대기업에 조직되어 있고, 우리나라의 상품시장구조가 독점력을 가진 대기업군과 이를 위해 다각도의 하청을 수주하는 중소기업군으로 조직되어 있기 때문이다. 일차적으로 대기업의 독점력과 그 독점이윤은 노동조합의 협상력을 증대시키는 효과를 가지며, 이차적으로 복잡한 하청구조를 통해 대기업에 연계되어 있는 중소기업에 대한 파급효과는 노동조합의 협상력을 더욱 증대시키는 효과를 갖는다. 이러

2) Richard Freeman, "How Labor Fares in Advanced Economies," R. Freeman (ed.), *Working Under Different Rules*, New York : Russell Sage Foundation, 1994.

한 노동조합의 협상력이 노사관계를 경제법적 측면에서 접근하기보다는 정치적인 이해관계에서 접근해 온 공공부문의 노사관계정책에 의해서도 제고되는 효과가 존재하였고, 그 결과 우리나라의 노동조합은 낮은 조직률에도 불구하고 협상결과 및 쟁의행위가 경제 전체에 광범위하게 영향을 미칠 수 있다는 점에서 큰 영향력을 행사하여 왔다.

이러한 점에서 볼 때 우리나라 임금결정구조에 비합리적인 요소가 존재한다면, 이는 유럽과 같이 조직률이 70~80%에 이르고 이에 따라 내부자/외부자 효과가 발생하는 양상과는 다른 차원에서 접근할 필요가 있다. 유럽의 경우는 그 원인을 높은 조직률에서 찾을 수 있고, 이를 제한하는 것은 법적으로 보장된 근로자의 권리침해이므로 삼자협약과 같은 제도적인 접근방식을 통해 개선점을 찾으려는 노력이 효과적일 수 있었다. 그러나 우리나라의 현실에서는 그 원인을 독점 및 복잡다양한 하청구조에서 찾을 수 있기 때문에 보다 시장친화적인 정책, 즉 시장경쟁 확대를 통한 독점력 억제가 훨씬 효과적일 수 있다.

시장경쟁의 확대는 독점이윤의 감축을 통해 노사관계를 제어하는 역할을 한다. 무리한 임금인상 요구와 장기 파업이 그 기업의 존망에 결정적인 단서를 제공할 수 있는 여건에서는 노동조합의 쟁의행위 및 임금인상 요구는 합리적 수준, 즉 시장에서 받아들여질 수 있는 수준에서 결정될 수 있을 것이다. 또한 기업도 무리한 강경대응이 결국은 고급인력의 유출과 생산성 저하로 이어진다는 사실을 습득하게 될 것이다. 이와 같이 협력적 노사관계가 유일한 대안이 될 수밖에 없는 여건에서는 굳이 노사관계에 대하여 공공부문이 자의적 개입을 할 필요도 없고 따라서 노동시장이 제도적 요인보다는 시장요인에 의해 제어될 것이다.

실제로 우리는 1997년 경제위기 이후 성공적이라는 찬사를 들

으며 설치되었던 노사정위원회의 현황이 어떠한지 잘 알고 있다. 위기 초기에는 노사가 협의하는 모습을 보여주었지만, 그 이후 협의기능은 거의 사라지고 공익부문의 중재 능력도 유명무실하다. 이렇게 된 이유는 바로 시장기능이 작용하고 있지 못한 부분에서는 삼자 협약도 도출될 수 없다는 점에서 찾아야 한다. 위기 초기에는 여론 및 위기의식으로 인해 협력이 아니고는 공멸한다는 의식이 존재하였지만, 지금은 그런 의식이 없기 때문이다. 물론 정부의 경기부양이 기업의 채산성을 일시적으로나마 개선시키고 결과적으로 대기업은 다시 독점적 지위를 향유한다는 현실이 이러한 결과에 일조하였다. 결국 근본적으로는 시장규율이 노사관계를 제어하도록 유도해야 하고 이를 위해서는 노사가 공생의 위치에 놓여져야 하며, 이는 경쟁확대를 통해서만 가능한 것으로 판단된다. 일이 잘못될 경우 잃을 것이 많아야 일이 잘못되지 않도록 노력할 것이기 때문이다.

曺 東 昊
(본원 연구위원)

유경준 박사의 논문은 매우 깔끔하다. 특별한 군더더기가 없다. 전달하고자 하는 메시지 또한 단순하면서도 명쾌하다. 이 같은 논문을 읽는다는 것은 즐거운 일이다. 사실 최근의 경제학 논문을 보면, 많은 경우에 있어서 지루하다. 주로 정책 이슈를 다루는 본원의 논문들 대부분 역시 예외가 아니다. "그래서?"라는 의문이 떠오르는 경우가 많다. "그래서 뭘 이야기하려는 건데?"하는 의문이 들면 짜증이 난다. 혹은 결론은 간단한데 거기에 이르기까지 불필요하게 많은 과정을 거치는 논문들도 있다. 짜증나기는 마찬가지이다.

그래서 유경준 박사의 논문은 즐겁다. 마치 한편의 잘 만들어진 액션 영화를 보는 느낌이다. 일반의 관심을 끄는 주제의 선정, 자연스럽게 흐르는 논리의 전개, 그에 따른 명쾌한 결론. 그런 영화를 보고 나면 요금이 아깝지 않듯이, 유경준 박사의 논문을 읽는 데 소요한 시간은 아깝지 않다.

좀더 구체적으로 이야기해 보자. 유경준 박사의 논문은 향후 노동시장 정책의 방향이라는 주제를 가지고 있다. 현재와 같은 정책기조를 그대로 이어 나가는 것이 나은지, 혹은 수정되어야 하는지의 여부를 검토하고 있다. 많은 사람이 관심을 지니는 주제이다. 이를 위해서 우선 외환위기 이후 진행된 노동시장의 상황을 평가하고 그를 통해서 문제의식을 제기한다. 독자를 한 걸음 더 논문 안으로 끌어들이는 것이다. 그리고 끌려들어 온 독자에게 간단하면서도 논리적인 분석의 틀을 이용해서 결론을 내려준다. 앞으로도 현재의 정책기조가 유지된다면 실업의 저하에는 별다른 영향을 미치지 못한 채 임금과 물가의 상승으로만 귀결될 수 있다는 것이다. 바로 이 부분이 유경준 박사 논문의 핵심이며, 정책적 함의가 가장 큰 대목이다. 따라서 현재의 공공근로는 실업대책의 일환이 아니라 빈곤대책으로 통합되어야 한다는 주장도 보여준다.

고개를 끄덕거리는 독자에게 유경준 박사는 최근 OECD 국가의 정책 변화를 보여준다. 현재의 정책기조를 유지하는 것은 바람직하지 않다는 결론을 뒷받침하면서 "그러면?"이라는 질문에 답을 해주는 것이다. 안정적인 거시정책, 고용보호법의 완화, 임금결정구조의 유연화, 탄력적 근로시간제 도입, 노동시장의 유연성 제고, 조세와 사회보장제도의 개선을 통한 근로의욕의 고취, 교육 및 훈련제도의 개선, 상품시장의 경쟁 촉진, 기술혁신 및 이전의 원활화, 적절한 기업육성책 마련 등이 거론되고 있다. 또한

향후의 정책이 당분간은 일자리 창출을 위해서 분배구조가 악화되는 것은 감수하고 빈곤퇴치를 통하여 사회적 통합의 기초를 형성한 후에 경제발전의 경로에 따라 전체의 소득분배구조를 개선하는 방향으로 나아가야 할 것이라는 견해도 피력하고 있다.

물론 이러한 각각의 세부적인 방안에 대한 논의는 이루어져 있지 않다. 그러나 그것이 커다란 흉은 되지 않는다. 그 하나 하나가 각각 별도의 독립적인 논문으로 다루어져야 하는 정도의 주제이기 때문이다. 논평자는 그동안 유경준 박사가 관심을 가지고 연구해 온 분야를 생각할 때, 앞으로 그 각각의 정책방안에 대해서도 연구를 진행할 것으로 믿는다. "미션 임파서블"은 그 자체로 완성된 것이며, "미션 임파서블 2"는 별도로 만들어지는 것과 마찬가지이다.

따라서 이 논문에 대해서 논평을 한다는 것은 참으로 어렵다. 논평자는 결론은 물론 결론에 이르기까지 사용된 논리와 자료, 분석의 틀에 공감하고 만족하기 때문이다. 다만, 논의를 보다 명쾌히 하기 위해서 사소한 몇 가지를 지적하고자 한다.

첫째, 유경준 박사는 외환위기 이후 크게 악화된 소득분배상황이 경기회복에도 불구하고 아직 뚜렷한 개선의 조짐을 보이지 않고 있다고 지적하고 있다. 그러나 〈표 4〉에서 보이듯이 1인당 소득의 하위 10% 혹은 20% 대비 상위 10% 비율은 다소 나아지고 있는 것도 사실이다. 따라서 소득분배상황이 개선되지 않고 있다고 단정적으로 이야기하기는 곤란하며, 논의의 보완이 있기를 바란다.

둘째, 1998년 공공부문에서 13만7천명의 순고용 증가가 있었는데 만약 이것이 없었더라면 취업자수는 그만큼 감소하였을 것이라는 표현은 다소 비약이 있는 것으로 여겨진다. 공공부문의 고용이 발생하지 않았다고 하더라도 노동자가 민간부문으로 취업

하였을 가능성을 완전히 배제할 수는 없을 것이기 때문이다.

셋째, OECD 국가들의 경우를 예로 들면서 유경준 박사는 장기적이고 종합적인 일자리 창출전략을 추진한 국가들은 경제상황의 호전 등 가시적인 성과를 보이고 있다고 설명하고 있다. 그러나 일자리 창출전략으로 인해서 경제상황이 호전된 것인지 혹은 경제상황의 호전으로 일자리 창출전략이 성공을 한 것인지 따져볼 필요가 있다. 또한 경제상황이 좋지 않은 국가들이 일자리 창출전략의 탓이라고 단정하는 것도 다소 무리가 따르는 주장은 아닌지 검토할 필요가 있다.

그러나 다시 한 번 언급하자면, 유경준 박사의 논문은 특별한 논평이 필요없을 만큼 잘 정리된 논문이다. 논평자가 위에서 지적한 문제들은 논문의 구성이나 흐름, 결론의 유도에 별다른 영향을 미치는 것은 아니다. 따라서 논평자는 유경준 박사의 주장을 뒷받침할 목적에서 동유럽 국가의 사례에 대해 잠시 언급하는 것으로 논평을 마치고자 한다.

잘 알려져 있듯이 동유럽 국가들은 1990년을 전후해서 계획경제체제에서 시장경제체제로의 전환을 추진해 오고 있다. 외환위기로 인해서 우리 경제가 큰 충격을 받았으나, 동유럽 국가들이 체제 전환으로 인해서 받은 충격은 우리의 충격에 비할 바가 아니었다. 그것은 수십년간 유지되어 온 경제구조와 정책을 일순간에 전혀 다른 것으로 바꾸는 것이었기 때문이다. 경제는 커다란 혼란과 극심한 침체를 보였다. 당연한 일이었다. 그 결과 상당한 수준의 실업도 발생하였다.

사회주의 경제체제의 속성상 실업이란 존재하지 않았던 이들 국가에서 실업은 경제적으로는 물론 정치·사회적으로도 커다란 문제로 인식될 수밖에 없었다. 실업문제의 해결이 없이는 체제전환과 개혁에 대한 일반 국민의 지지를 확보할 수도 없었다. 당연

히 노동시장 정책이 중요하게 대두되었으며, 그 초점은 실업수당의 지급과 같은 소극적 노동정책(passive labor market policy)에 있었다. 눈앞의 실업이 문제였던 정책담당자들에게 장기적이고 종합적인 일자리 창출전략은 별 매력이 없는 것이었다.

그러나 이러한 정책은 실업률의 저하에 별다른 영향을 미치지 못했다. 동유럽 어느 국가를 보든지 실업이 뚜렷한 개선을 보이는 경우는 발견할 수 없다. 오히려 임금과 물가는 지속적으로 두 자릿수의 증가율을 기록하고 있다. 물론 이 모두가 과도한 실업대책에 기인하는 것은 아니다. 그러나 적어도 체계적인 일자리 창출전략이 아닌 단순한 실업대책은 그 효과가 크게 제한적일 수밖에 없다는 점을 동유럽국가들은 분명히 보여준다. 또한 정부의 과도한 노동시장에의 개입은 시장경제체제로의 전환이라는 보다 상위의 정책 목표와 상충되는 면도 있다.

당장 눈에 보이는 효과를 중시하려는 정책, 즉각적으로 성과가 나타나지 않으면 조바심내는 정책, 이제 이런 것은 버려야 할 때다. 비록 이렇게까지 말하고 있지는 않지만, 유경준 박사는 이 논문을 통해서 사실은 이 점을 전달하려고 한 것은 아닐까.

國際比較를 통해 본 우리나라 및 東아시아의 成長要因 分析

韓 震 熙 (本院 硏究委員)
金 鍾 一 (東國大學校 敎授)

* 본고의 자료처리를 도와준 양지연 연구원 및 원고정리를 도와준 임찬순 연구조원께 감사드린다 김종일 교수는 동국대학교 논문게재 연구비의 지원을 받았음을 밝힌다.

◇ 要　約 ◇

본고의 성장회계 분석결과 동아시아의 경이적 경제성장과정에서 자본축적의 중요성이 재확인되었다. 총요소생산성 증가율 측면에서는 동아시아는 선진국과 비슷한 수준이었다. 그러나 개발도상국 지역들과 비교해서 동아시아의 총요소생산성은 훨씬 빨리 증가하였을 뿐 아니라 매우 지속적으로 이루어졌는데, 이 점은 기존 문헌에서 그다지 주목하지 못한 것이었다. 성장회계를 통한 성장요인 분해결과 대외개방도 및 제도의 질 변수가 동아시아와 중남미 및 아프리카 등 다른 개도국 지역의 성장률 차이를 가장 잘 설명하였다. 그러나 동아시아가 선진국보다 빨리 성장한 것은 수렴효과에 기인하였으며, 선진국에 비해 열등한 제도 및 경제정책으로 인하여 동아시아는 이러한 수렴효과조차 충분히 활용하지 못한 것으로 나타났다. 한편 대외개방이 경제성장에 미치는 직접효과뿐 아니라 제도를 개선함으로써 성장에 미치는 간접효과도 고려할 경우 경제성장에서 대외개방도의 양적 중요성은 훨씬 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대외개방이 동아시아의 성장에 있어서 가장 중요한 요인이었음을 시사하는 것으로 판단되며, 또한 "대외지향적 무역전략이 추가적인 자유화 조치의 모멘텀을 제공하여 개방의 이익을 추가적으로 실현하는 데 기여한다"는 Krueger (1990)의 주장과 일맥상통하는 것으로 보인다.

Ⅰ. 서 론

대다수 개도국 지역과는 달리 동아시아는 전후 선진국과의 소득격차를 줄여온 유일한 지역이었다. "동아시아의 기적"이라고도 불리는 이러한 동아시아 지역의 경이적인 경제성장의 원인에 관해서는 그간 수없이 많은 연구와 논의가 이루어져 왔다. 그럼에도 불구하고 아직 동아시아의 고도성장의 근본적 원인에 관해서 혹은 그에 앞서, 총요소생산성 논쟁에서 알 수 있듯, 동아시아 성장의 기초적 특징에 관해서도 일치된 견해가 존재하지 않는 것이 사실이다. 본고는 기존의 문헌에서 사용된 주요 방법론인 성장회계와 성장회귀방법을 사용하여 동아시아 성장의 특징적인 측면을 다시 한 번 파악하고 나아가 동아시아 지역의 고도성장의 보다 근본적인 원인은 무엇인가를 살펴보고자 한다.

주지하듯 성장회계를 통하여 한 국가의 생산물의 증가를 요소투입증가 및 총요소생산성증가율(Total Factor Productivity Growth: TFPG)로 분해해 볼 수 있으며, 이를 통해 성장의 近因(proximate determinant)은 무엇인지를 살펴볼 수 있다. 그러나 성장회계에 의한 총요소생산성증가율의 추정치는 자료 및 방법론에 따라 달라질 수 있으므로 추정결과의 국제비교가 의미를 갖기 위해서는 자료 및 방법론상 국가간 일관성을 유지하여야 할 것이다. 이와 같이 자료 및 방법론상 일관성을 유지한 기존 연구로는 Collins and Bosworth(1996)를 들 수 있다. 본고가 이들의 연구와 다른 점은 총요소생산성의 추정치가 인적자본을 어떻게 고려하는가에 따라 크게 달라질 수 있다는 점을 감안하여 인적자본을 생산성

추정에 포함시키는 여러 방법을 시도하여 보았다는 점이다. 먼저 추정모형의 설정에 있어 Collins and Bosworth의 연구가 인적자본을 노동의 질을 증가시키는 것으로 생산함수에 포함시킨 데 반해, 본 연구는 이 방법뿐 아니라 Mankiw, Romer, and Weil(1992)과 같이 인적자본을 독립적인 생산함수로 가정하는 방법도 고려하였다. 또한 본고는 Collins and Bosworth와는 달리 인적자본스톡을 추계함에 있어 Psacharopolous(1994)에 따라 교육의 수익률이 체감하는 경우를 고려하였다.[1)]

이와 같은 인적자본에 관한 다양한 추계방법에도 불구하고 동아시아의 TFPG가 선진국에 비해 비슷하거나 그다지 높지 않다는 Collins and Bosworth의 결과가 본고에서도 관찰되었다. 그러나 동아시아의 TFPG 추정결과에 관해 본고가 한 가지 강조하고자 하는 것은 동아시아의 TFPG 추정치가 비록 선진국의 그것과 크게 다르지는 않지만 중남미, 아프리카 등 대다수 개도국의 TFPG에 비해서는 월등히 높았다는 것이며 또한 이 결과가 추정방법에 따라 그리 달라지지 않았다는 점이다.

한편 성장회귀에서 본고는 기존 문헌에 이용된 광범위한 데이터세트를 수집하여 이미 제시된 다양한 성장의 결정요인을 살펴보았으며, 또한 각각 요인의 양적인 중요성을 살펴보았다. 동아시아의 성장의 요인에 관한 문헌은 무수히 많지만 개별 요인의 상대적 중요성에 관한 체계적 분석을 시도한 연구는 찾아보기 힘들다. 그 결과 다음과 같은 결론을 이끌어낼 수 있었다. 즉, 대외개방도 및 제도의 질 변수가 동아시아와 중남미 및 아프리카 등 다른 개도국 지역의 성장률 차이를 가장 잘 설명하는 것으로

1) 필자들은 Collins and Bosworth(1996)와 같이 교육의 수익률이 불변인 경우도 고려하였으나, 그 결과는 교육의 수익률이 체감하는 경우와 크게 다르지 않아 여기에 보고하지 않았다.

나타났다. 그러나 동아시아가 선진국보다 빨리 성장한 것은 수렴효과에 기인하였으며, 선진국에 비해 열등한 제도 및 경제정책으로 인하여 동아시아는 이러한 수렴효과조차 충분히 활용하지 못한 것으로 나타났다.

또한 본고는 성장회계에서 측정된 총요소생산성증가율 및 자본축적률을 바탕으로 대외개방도 및 제도의 질 등 성장률 회귀분석에서 양적으로 중요한 것으로 나타난 성장의 제 요인이 각각 어떤 경로를 거쳐 경제성장에 영향을 미치는가를 살펴보았다. 그 결과 대외개방도는 주로 생산성증가율을 증가시킴으로써, 그리고 제도의 질은 생산성증가 및 자본축적률 모두에 영향을 미침으로써 경제성장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 대외개방도가 생산성증가율을 증가시킴으로써 경제성장에 영향을 준다는 결과는 이에 관한 이론적인 문헌과 합치하는 것으로서 기존의 국가간 자료를 이용한 실증문헌에서는 잘 보고되지 않던 것이다.

마지막으로 본고는 대외개방이 경제성장에 미치는 직접효과뿐 아니라 제도를 개선함으로써 성장에 미치는 간접효과도 살펴보았는데, 그 결과 대외개방이 제도를 개선함으로써 경제성장에 미치는 간접적 효과는 매우 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대외개방이 동아시아의 성장에 있어서 가장 중요한 요인이었음을 시사하는 것으로 판단되며, 또한 "대외지향적 무역전략이 추가적인 자유화 조치의 모멘텀을 제공하여 개방의 이익을 추가적으로 실현하는 데 기여한다"는 Krueger(1990)의 주장과 일맥상통하는 것으로 보인다.

본고는 다음과 같이 구성된다. 다음 장에서는 성장회계방법을 사용하여 국별 산출물의 증가를 노동, 자본, 인적자본 등 요소투입의 증가와 총요소생산성(혹은 기술진보)의 증가로 나누어 보고,

이를 통하여 우리나라 및 동아시아의 성장의 요인(sources of growth)이 다른 지역과 비교하여 어떠한 점에서 차이가 있었는가를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 성장회귀분석을 통하여 우리나라 및 동아시아 국가가 그동안 선진국이나 다른 개발도상국 지역보다 빨리 성장할 수 있었던 원인을 살펴본다. 특히 1960년 당시에 우리나라와 비슷한 처지에 있었던 다른 개발도상국 지역과의 비교를 통해 우리나라와 이들 지역 국가들의 어떠한 차이점이 그토록 상이한 경제성장의 성과를 가져온 것인가를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 TFPG 및 자본축적률을 종속변수로 하여 경제성장의 채널을 살펴보며, 제Ⅴ장에서는 대외개방과 제도의 관계에 관해서 논의한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 본고의 시사점을 논의하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 성장회계를 통해 본 동아시아 성장의 槪觀

"동아시아의 기적(East Asian Miracle)"이라는 World Bank의 보고서 제목이 시사하듯 동아시아 지역의 지난 수십년간 경제성장의 성과는 실로 놀라운 것이었다. 전 세계 개도국 지역 가운데 유독 동아시아만이 선진국과의 소득격차를 줄여온 지역이라는 것은 주지의 사실이다. 이와 같은 모범적 경제성장의 요인을 살펴보기 위한 첫 단계로서 본장에서는 성장회계(growth accounting) 방법을 사용하여 과거 1960~90년 기간 중 GDP 증가율을 요소의 축적과 기술진보로 분해하여 본다. 성장회계방법은 경제성장의 메커니즘에 관하여 시사점을 갖지는 못하지만 한 국가 혹은 지역의 경제성장의 특성을 이해할 수 있는 가장 기초적 정보를 제

공한다.

동아시아 개별 국가에 관한 성장회계 연구는 매우 많다. 그러나 성장회계결과는 자료의 처리, 생산요소의 범위, 생산함수에 대한 가정 등에 따라 크게 달라지는 것이 일반적이므로 이에 관한 개별 연구의 차이를 고려하지 않은 채 추정된 총요소생산성 증가율(TFPG)의 크기를 국가간 비교하는 것은 위험할 수 있다.[2] 본고에서는 세계 약 70여개국에 대하여 기존 문헌에서 광범위하게 사용된 자료와 공통된 방법론을 사용하여 성장회계분석을 시도한다.[3] 또한 성장회계결과의 지역간 비교를 통해서 Krugman 이후의 총요소생산성 논쟁을 재조명하여 본다.

주지하듯 Solow(1956)는 완전경쟁적 요소시장, 일차동차 생산함수 및 중립적 기술진보라는 가정하에 TFPG는 생산물의 증가율에서 노동, 자본 등 요소투입의 증가율을 요소의 분배율로 가중평균한 값을 차감함으로써 계산될 수 있음을 보였다. 본고에서는 Solow의 기본적인 가정을 유지하되 생산요소로서 노동, 자본 이외에도 인적자본을 고려하였으며, 인적자본을 어떻게 생산함수에 포함시키느냐에 따라 다음과 같은 두 가지 방법이 사용되었다. 그 첫 번째는 Collins and Bosworth(1996)에서와 같이 인적자본을

2) 성장회계결과는 다음과 같이 제 가정 및 자료에 의존할 수 있다. 첫째, 만약 규모에 따른 수익체증하에서는 규모의 수익불변을 가정한 TFPG의 추정치는 생산효율성의 향상을 과대평가할 가능성이 있다. 즉, 규모의 수익불변을 가정한 TFPG의 추정치에는 규모증대에 따른 생산증대효과도 포함하고 있는 것이다. 한편 Hicks 중립적 기술진보가 아니라면, 예를 들자면 노동절약적 기술진보라면, 이때 TFPG는 진정한 기술진보를 정확히 측정하지 않을 가능성이 있다(Rodrik[1998]). 둘째, 현실적으로 자본과 노동 이외에도 기술개발투자, 교육, 과학 · 공학 · 경영학적인 지식 등과 같은 생산요소를 어떻게 처리하는가에 따라서 TFPG의 추정치는 달라질 것이다. 물론 자본과 노동만을 고려한다면 TFPG에는 이러한 고려되지 않은 투입요소의 기여분을 포함하고 있는 것이다. 마지막으로 이미 잘 알려진 바와 같이 단기적으로 볼 때 각 투입요소의 실제 가동률을 고려하고 있지 않기 때문에 TFPG는 경기순환에 따른 편의(bias)가 존재할 수 있다.

3) 이와 같은 시도는 Collins and Bosworth(1996) 및 Nehru and Dhareshwar(1993)에 의해 행해진 바 있다.

노동의 질을 나타내는 것으로 간주하여 유효노동투입을 증가시키는 것으로 상정하는 방법이다. 이때 한 국가의 생산물증가는 다음과 같이 분해된다.

$$\frac{\dot{Y}}{Y}=\frac{\dot{A}}{A}+\alpha\frac{\dot{K}}{K}+(1-\alpha)\left(\frac{\dot{H}}{H}+\frac{\dot{L}}{L}\right) \qquad (1)$$

여기서 Y는 생산물, K는 자본, H는 인적자본, L은 단순노동, A는 총요소산생성, 그리고 α는 자본소득분배율을 나타낸다. 두 번째는 Mankiw, Romer and Weil(1992)에서와 같이 인적자본을 독립된 생산요소로 간주하는 방법으로서, 이 경우 한 국가의 생산물증가는 다음과 같이 분해된다.

$$\frac{\dot{Y}}{Y}=\frac{\dot{A}}{A}+\alpha\frac{\dot{K}}{K}+\beta\frac{\dot{H}}{H}+(1-\alpha-\beta)\frac{\dot{L}}{L} \qquad (2)$$

여기서 β는 인적자본소득분배율을 나타낸다.

본고의 성장회계에서 사용된 자료는 다음과 같다. 먼저 국별 생산물은 Penn World Tables(PWT)(mark 5.6)의 구매력평가 실질 GDP 자료를 이용하였다. 물적자본스톡은 Nehru and Dhareshwar (1993)에 의해 추계된 자료를 이용하였다. 노동투입은 PWT를 이용하여 계산된 노동자수가 사용되었다. 인적자본스톡과 요소소득분배율의 추정에 사용된 자료 및 추정방법은 이하에서 설명한다.

먼저 본고의 성장회계에서는 인적자본을 식 (1), (2)에 대하여 각각 다른 방법을 사용하여 총 두 가지 방법이 사용되었다. 식 (1)과 같이 인적자본을 노동의 질로서 생산함수에 포함시킨 경우에는 Collins and Bosworth(1996)를 따라 교육성취도별 인구의 생산가능연령인구 대비 비율을 가중평균하여 계산하였는데, 이때 가중치는 추가적 교육 1년에 대한 수익률로부터 계산되었다. 이

때 교육성취도별 인구비율 자료는 Barro and Lee(1994a)를 사용하였다.[4] 교육의 수익률은 Psacharopolous(1994)에 따라 초등, 중등 및 고등교육의 수익률을 각각 13.1%, 9.4% 및 7.8%로 가정하여, 평균적으로 교육 1년에 대한 수익률이 10.1%가 되도록 하였다. Psacharopolous는 교육단계별 투자의 수익률에 관한 다양한 실증연구에 대한 서베이를 토대로 교육에 수익체감현상이 있을 수 있음을 보고하고 있다. 한편 식 (2)와 같이 인적자본을 독립된 생산요소로 가정한 경우에는 Barro and Lee(1994a)로부터 구한 15세 이상 인구의 평균교육연수에 노동자수를 곱하여 계산하였다. 다음으로 요소소득분배율은 다음과 같이 계산되었다. 대부분의 개도국에 대해 요소소득분배율에 관한 신뢰할 만한 자료가 부족한 점을 고려하여 본고는 다음과 같이 두 가지 다른 가정에 따라 계산된 수치를 사용하였다. 그 첫 번째는 요소분배율이 국가간 동일하다는 가정인데, 이때 식 (1)을 사용한 경우는 물적자본소득분배율을 Collins and Bosworth(1996)에 따라 0.35로 가정하였고, 식 (2)를 사용한 경우는 물적자본소득분배율 및 인적자본소득분배율을 각각 0.4 및 0.3으로 가정하였다. 두 번째는 국가간 요소소득분배율이 다를 수 있다고 가정한 경우이다. Hall and Jones(1996)는 국별 물적자본스톡, 국별 생산량, 그리고 동일한 물적자본에 대한 수익률로부터 국별 물적자본소득분배율을 계산하였는데, 본고는 이에 따라 자본수익률을 13.53%로 가정하고 국별 물적자본소득분배율을 계산하였다. 한편 인적자본과 노동의 소득분배율은 Romer(1996)에 따라 동일한 것으로 간주하였다. 결국 생산함수의 형태 및 요소소득분배율에 관한 각각 두 가지 가정에 따라 총 네

4) Barro and Lee는 교육을 3단계로 나누어 각각 그 단계를 끝마친 인구와 끝마치지 못한 인구의 비율을 계산하였다. 본고는 초등(primary), 중등(secondary) 및 고등(higher) 교육의 기간을 각각 6, 6, 4년으로 간주하였고, 어떤 단계를 끝마치지 못한 인구는 그 기간의 절반을 수료한 것으로 간주하였다.

가지 총요소생산성증가율에 관한 추정치를 얻을 수 있다.

먼저 〈표 1〉은 1960~90년 기간 중 동아시아 지역의 모범적 경제성장의 성과가 다른 주요 지역과 대비하여 잘 나타나 있다.[5] 주지하듯 노동자 1인당 GDP 성장률로 볼 때 동아시아는 중동 지역을 제외한 다른 지역보다 두 배 이상 빨랐다. 그리고 동아시아 국들은 노동 및 자본의 동원에 매우 성공적이었다. 특히, 물적자본의 축적 속도는 다른 지역에 비해 놀라울 정도로 빨랐다. 결국 이와 같은 급속한 자본의 축적이 동아시아의 고도성장의 주 요인이었음을 부인하기는 힘들다. 이와는 대조적으로 교육의 성취도로 측정된 동아시아 지역의 인적자본의 증가율은 다른 지역에 비해 그리 다르다고 보기 힘들다. 예를 들면, 동아시아의 평균교육연수의 증가율은 연평균 1.94%로서 이는 중동이나 남아시아보다 낮은 수치이다. 물론, Collins and Bosworth(1996)에 의해 주장된 바와 같이, 교육연수는 무교육자의 인적자본을 零이라고 간주하기 때문에 초기 교육수준이 낮은 국가의 인적자본의 증가율을 과대평가할 수 있다. 그러나 교육의 질 지수를 통하여 볼 때에도 동아시아 지역의 인적자본증가율은 물적자본과 같이 두드러지지는 않는다. 예로서 이 경우에도 동아시아의 인적자본증가율은 남아시아보다 낮다. 그러나 이러한 결과는 동아시아의 초기 인적자본 수준이 상대적으로 우수하였음을 반영하는 것이기도 하다.

이상에서 언급한 바와 같이 한국을 비롯한 동아시아 국가는 생산요소의 투입에 성공적이었다고 할 수 있으며, 이와 같은 생산요소 투입의 급속한 증가는 우리나라 및 동아시아 국가의 경제성장의 가장 큰 특징이라고 할 수 있다. 그러나 한 경제의 산출물의 증가 속도는 노동 · 자본과 같은 생산요소의 투입 이외에도 그 경제가 이와 같은 생산요소를 얼마나 효율적으로 이용하

5) 〈부표 1〉에는 본고에 포함된 국가 및 지역이 요약되어 있다.

〈표 1〉 지역별 · 국가별 경제성장의 성과(1960~90)

(단위: 연평균 증가율, %)

지역 및 국가	생산물		노 동	자 본		인적자본	
	GDP	노동자 1인당 GDP	노동자수	자본스톡	노동자 1인당 자본스톡	노동력의 질 지수	평균 교육연수
동아시아	7.46	4.71	2.75	10.89	8.14	1.33	1.94
라틴아메리카	3.27	0.85	2.42	4.51	2.09	0.98	1.57
중 동	5.14	2.71	2.43	6.43	4.00	1.36	2.93
남아시아	4.10	2.02	2.08	5.38	3.30	1.51	3.39
Sub-사하라	3.42	0.81	2.61	3.64	1.03	0.77	1.83
선 진 국	3.56	2.38	1.17	4.62	3.44	0.63	0.90
말레이시아	6.86	3.71	3.14	9.43	6.29	1.52	2.47
인도네시아	5.92	3.74	2.18	7.91	5.73	1.75	3.62
필 리 핀	4.11	1.59	2.52	6.10	3.58	1.40	1.64
싱가포르	8.17	5.27	2.90	12.93	10.03	0.69	1.03
한 국	8.49	5.93	2.56	11.90	9.34	2.18	2.83
대 만	8.31	5.66	2.66	11.87	9.22	1.83	2.41
태 국	6.97	4.26	2.72	9.75	7.03	0.39	0.89
일 본	6.17	5.03	1.14	9.35	8.22	0.10	0.48

주 : 각 지역에 해당하는 숫자는 1960~90년 기간의 평균 GDP로 가중평균한 값임.

여 산출물을 생산해 낼 능력이 있느냐에 의해서도 크게 영향을 받게 된다. 앞서 설명하였듯 이와 같은 생산요소 이용능력의 증가를 통칭 총요소생산성증가 혹은 '기술진보'라고 부른다.

그렇다면 생산효율성의 향상을 대변하는 TFPG는 다른 나라에 비하여 어떠하였는가? 〈표 2〉는 앞의 방법론에서 제시한 여러 가지 방법을 이용하여 각각 다르게 추계된 인적자본지표를 이용하여 추정된 각기 다른 TFPG의 추정치를 제공하고 있다. 이들 추정치는 추정방법 및 자료처리의 다양성에도 불구하고 크게 달라지지 않음을 알 수 있다.

〈표 2〉 지역별 · 국가별 TFPG 추정치(1960~90)

(단위: 연평균 증가율, %)

지역 및 국가	교육 성취도를 통해 노동력의 질을 조정한 경우		교육을 독립된 생산요소로 간주한 경우	
	국가간 동일한 자본소득분배율 (α=0.35)	국가간 상이한 자본소득분배율	국가간 동일한 자본소득분배율 (α=0.35)	국가간 상이한 자본소득분배율
동아시아	1.00	0.63	0.87	0.84
라틴아메리카	-0.52	-0.58	-0.46	-0.46
중 동	0.42	0.28	0.23	0.22
남아시아	-0.12	-0.26	-0.32	-0.36
Sub-사하라	-0.05	-0.07	-0.15	-0.15
선 진 국	0.77	0.64	0.74	0.75
말레이시아	0.53	0.31	0.46	0.48
인도네시아	0.59	0.39	0.36	0.36
필리핀	-0.58	-0.70	-0.34	-0.35
싱가포르	1.31	0.88	0.95	0.99
한 국	1.25	0.83	1.35	1.28
대 만	1.24	0.77	1.25	1.14
태 국	1.54	1.08	1.18	1.05
일 본	2.09	1.77	1.60	1.68

주 : 각 지역에 해당하는 숫자는 1960~90년 기간의 평균 GDP로 가중평균한 값임.

먼저 우리나라를 위시한 동아시아 국가의 추정된 TFPG를 선진국과 비교하여 보면, 우리나라 및 동아시아의 총요소생산성은 지속적으로 상승하여 그 증가율(TFPG)이 선진국과 비슷한 수준을 유지하고 있음을 볼 수 있다. 구체적으로 생산요소의 소득비중 혹은 분배율을 국가간 동일하게 두었을 경우 동아시아의 TFPG는 선진국에 비하여 조금 높은 수준이었던 것으로 나타나지만, 소득비중이 국가간에 차이가 있음을 고려하면 이 차이는 무시할 정도로 줄어들게 됨을 알 수 있다. 이러한 〈표 3〉의 TFPG 추정치

를 고려할 때 한국의 TFPG는 다른 선진국보다 아주 높은 수준은 아니고, 선진국 정도 혹은 이보다 약간 높은 수준을 유지하였다고 볼 수 있다.

Krugman이 자신의 주장의 실증적 근거로서 인용하였던 Young (1994)은 동아시아 국가의 자료를 아주 세심하게 처리하여 동아시아의 TFPG를 추정하고 성장의 큰 비중은 요소투입에 두어야 할 것이라고 하였다. 〈표 1〉에서 추론할 수 있듯이 동아시아는 지난 30여년 동안 아주 급속한 성장을 달성하였기 때문에 총요소생산성의 증가율이 아주 높지 않은 이상 그것이 GDP성장에 대해 차지하는 비중으로 보아 요소투입의 증가에 비해 상대적 역할이 작다는 결과는 매우 당연한 것일 것이다.

따라서 우리나라 및 동아시아의 생산성증가율이 큰가 혹은 작은가를 논의하기 위해서는 그것이 GDP 성장에서 차지하는 비중을 비교하기보다는 그 절대적인 수준을 비교하여야 할 것이다. TFPG의 절대적인 수준이라는 측면에서 볼 때에도 본고의 분석결과는 Young(1995)의 결과와 크게 차이가 있다고 보기 어렵다. 본고의 결과가 Young(1995)의 연구결과와 차이를 보이는 부분은 Young(1995)의 경우 싱가포르의 TFPG가 음으로 나온 점이다. 따라서 본고의 분석결과를 토대로 볼 때, 동아시아의 총요소생산성 증가율은 자본축적의 경우와는 달리 선진국에 비해 놀랄 만큼 빠르게 증가하지 않았다고 볼 수 있다.

그러나 우리나라 및 동아시아의 생산성증가율을 선진국과의 비교만을 통해 그다지 놀라운 것이 아니라고 평가절하하기도 힘들다. 즉, 우리나라 및 동아시아의 TFPG는 선진국에 비해 월등하게 높다고 보기 힘들지만 남미나 사하라 이남 아프리카 지역이 마이너스의 TFP 성장을 한 것과는 매우 대조적이다. 특히 남미 지역은 〈표 2〉에 제시된 모든 경우에 TFPG가 마이너스인 것으로

나타났다.

우리나라 및 동아시아와 남미 등 다른 개도국 지역과의 생산성증가율의 차이를 보다 자세히 살펴보기 위해서 〈표 3〉에는 앞의 30년간의 성장회계분석결과를 각국별로 10년 단위로 구분하여 보고하고 있다. 이 추정치는 〈표 2〉의 총요소생산성증가율 추정치 중 국가간에 다른 자본소득비중을 허용하고 교육의 수익률이 체감되는 가장 현실적인 가정하에서 추정된 것을 기초로 하여 작성된 것이다. 이미 Easterly et al.(1993)에서 지적된 것처럼 국민소득과 총요소생산성의 성장률은 각 시점의 경제상황에 따라 급속하게 변화하고 있으나 인적 · 물적자본의 축적은 상대적으로 지속적으로 일어나고 있다.

그런데 〈표 3A〉를 통해 알 수 있는 것은 한국 및 동아시아가 급속하게 성장한 것은 다른 개발도상국과는 달리 높은 자본축적률을 계속하여 유지하고 총요소생산성증가율을 큰 변동 없이 일정 수준을 유지한 데 원인이 있다고 할 수 있다. 1960년대 개발초기에는 한국을 위시한 동아시아의 총요소생산성증가율이 다른 개발도상국과 다름이 없고, 오히려 남미보다 낮은 수준에 있음을 알 수 있다. 그러나 남미의 총요소생산성은 60년대에 전 세계 지역 중 최고의 증가율을 기록하다가 오일쇼크와 함께 1970년대에 들어서 마이너스로 돌아서게 된다. 특히 빈번한 외환위기와 함께 1980년대에 다른 세계가 불황의 1970년대를 벗어나 급속히 회복하고 있을 때 남미는 전 세계에서 생산성 향상이 제일 느린 지역으로 퇴락하고 있음을 알 수 있다. 이러한 변화는 남미의 물적자본의 축적률에도 현저하게 영향을 미치고 있음을 1980년대의 남미의 물적자본증가율을 보면 잘 알 수 있다.

사하라 이남의 아프리카 국가들은 자본의 축적에서도, 총요소생산성 향상에서도 모두 실패하였고 그 결과가 바로 아프리카의

〈표 3A〉 지역별 · 기간별 성장의 요인(1960~90)

(단위: 연평균 증가율, %)

지 역	기 간	노동자 1인당 GDP	노동자 1인당 인적자본	노동자 1인당 물적자본	TFP
동아시아	1960s	4.51	0.86	8.43	0.58
	1970s	5.09	2.01	8.95	0.28
	1980s	4.43	1.05	6.48	1.19
라틴아메리카	1960s	2.77	0.67	2.53	1.35
	1970s	1.80	1.65	3.50	-0.61
	1980s	-2.04	0.62	0.24	-2.51
중 동	1960s	4.62	0.95	5.20	1.96
	1970s	2.18	1.92	5.80	-1.30
	1980s	1.10	1.28	1.46	-0.26
남아시아	1960s	2.59	1.65	4.28	-0.25
	1970s	0.94	1.34	2.52	-0.86
	1980s	2.57	1.46	3.09	0.41
Sub-사하라	1960s	1.10	0.94	1.66	-0.18
	1970s	1.50	0.24	2.21	0.46
	1980s	-0.13	1.13	-0.44	-0.60
선진국	1960s	3.65	0.53	4.81	1.44
	1970s	1.87	1.12	3.34	-0.13
	1980s	1.54	0.26	2.10	0.55

주 : 인적자본 및 TFP의 증가율은 〈표 2〉의 제2열에 보고된 수치에 해당됨. 각 지역에 해당하는 숫자는 1960~90년 기간의 평균 GDP로 가중평균한 값임.

비극으로 나타나고 있는데, 식민지열강에 의한 인위적인 국경선의 분리에 따른 종족 간의 갈등과 족벌중심의 독재 및 그에 따른 빈번한 쿠데타 등으로 정치사회가 불안한 국가가 성장에 실패한 것은 크게 놀랄 만한 것은 아니다.[6] 그러나 1960년대의 남미는 높은 소득수준과 함께 현재의 동아시아처럼 성장의 모범으로 고려되던 국가들이었다. 이러한 점을 고려한다면 1960년대와 1970

6) Easterly and Levine(1997) 참조.

〈표 3B〉 동아시아 지역의 기간별 성장요인(1960~90)

(단위: 연평균 증가율, %)

국 가	기 간	노동자 1인당 GDP	노동자 1인당 인적자본	노동자 1인당 물적자본	TFP
말레이시아	1960s	4.33	1.45	6.70	0.80
	1970s	4.36	1.85	6.81	0.54
	1980s	2.46	1.25	5.35	−0.41
인도네시아	1960s	1.39	2.68	1.28	−0.73
	1970s	6.03	1.28	8.56	1.84
	1980s	3.79	1.30	7.36	0.07
필리핀	1960s	2.55	0.73	3.99	0.50
	1970s	3.00	2.82	4.73	−0.59
	1980s	−0.79	0.66	2.03	−2.00
한 국	1960s	5.53	−0.04	8.51	2.08
	1970s	5.33	4.12	11.03	−1.62
	1980s	6.94	2.46	8.47	2.02
싱가포르	1960s	5.43	0.87	12.75	−0.14
	1970s	5.70	0.64	10.15	1.29
	1980s	4.69	0.57	7.19	1.50
대 만	1960s	5.26	1.93	10.27	−0.12
	1970s	6.41	3.99	11.03	−0.49
	1980s	5.30	0.41	6.35	2.92
태 국	1960s	5.00	1.53	9.47	1.91
	1970s	3.24	0.63	6.36	0.93
	1980s	4.52	3.33	5.27	0.38
일 본	1960s	8.36	−1.48	12.01	4.57
	1970s	3.46	1.32	8.11	−0.51
	1980s	3.29	0.44	4.54	1.25

주 : 인적자본 및 TFP의 증가율은 〈표 2〉의 제2열에 보고된 수치에 해당됨.

년대는 동아시아와 남미의 현재를 결정지은 매우 중요한 시기였다고 볼 수 있다.

〈표 3B〉는 동아시아 각국의 차이점 및 공통점을 보다 상세히 알아보기 위해서 성장회계 분석결과를 10년 단위로 나타낸 것이

다. 먼저 필리핀을 제외한 대부분의 동아시아국들은 전 기간에 걸쳐 높은 성장률을 유지하여 왔다. 하지만 필리핀의 성장패턴은 분석기간에 걸쳐 마이너스 TFPG와 함께 성장이 정체한 남미국들과 유사하다. 한편 싱가포르, 대만, 한국 등 신흥공업국들의 자본축적률은 기간에 따라 연평균 10%가 넘기도 한다. TFPG는 동아시아국가의 경우도 Easterly et al.(1993)에 의해 지적된 바와 같이 기간에 따라 변동이 심하다. 그러나 여기서 주목할 점은 자원부국인 인도네시아 혹은 말레이시아를 제외한 대다수 동아시아국들은 1970년대에 마이너스의 TFPG를 보인 이후 1980년대에는 높은 TFPG 수준으로 복귀한다는 점이다. 이러한 점이 남미의 '잃어버린 10년'인 80년대와는 매우 대조적인 것이라고 할 수 있다.

위의 논의를 토대로 동아시아의 성장경험이 다른 지역과 구분되는 특징은 다음과 같이 요약될 수 있을 것이다. 첫째, 자본축적이라는 측면에서 동아시아 지역은 다른 지역에 비해 월등히 우월한 성과를 보였다. 따라서 동아시아의 성장을 이해하기 위해서는 어떻게 하여 동아시아 국가들이 그토록 오랜 기간동안 급속한 자본증가율을 유지할 수 있었는지를 설명할 수 있어야 할 것이다. 둘째, 동아시아는 대부분의 다른 개도국지역이 TFPG가 정체 내지는 감소한 것과는 달리 상대적으로 높은 수준의 TFPG를 유지할 수 있었다. 즉, 본고는 동아시아의 성장경험이 자본증가율뿐 아니라 생산성증가율이라는 측면에서도 적어도 대다수 개도국에 비해서는 월등한 것이었음을 주장하고 있는 것이다. 또한, 이 점은 Young(1995) 및 Collins and Bosworth(1996) 등 기존의 문헌에서 주목하지 않은 것으로서 동아시아의 성장에 관하여 우리가 설명해야 할 점이라고 생각된다. 셋째, 동아시아의 TFPG는 선진국과 비교하면 그다지 높다고 볼 수 없다는 것이다. 이 결과

는 과거 동아시아의 고도성장과정에서의 선진국으로부터의 기술 및 지식의 막대한 유입을 놓고 볼 때 매우 놀라운 것이라고 할 수 있다. 따라서 우리는 왜 동아시아가 후발국의 이점을 충분히 살리지 못한 것인지 대답할 수 있어야 할 것이다. 이상에서 제기된 문제점들에 대하여 본고는 뒷부분에서 자본축적과 생산성 향상의 결정요인 분석을 통하여 대답을 시도할 것이다.

Ⅲ. 동아시아 성장의 요인

전장에서는 동아시아의 과거 고도성장의 원인을 자본의 증가와 TFPG로 분해하여 보았다. 그 결과, 동아시아는 선진국과 비교해서 그다지 놀라울 정도로 높은 TFPG를 보이지 않았으나, 다른 개도국 지역과 비교해서는 지속적이고도 높은 자본축적과 TFP의 증가를 경험하였음을 보였다. 그러나 엄밀히 말해서 자본축적이나 생산성의 증가는 경제발전과정 그 자체이지 경제성장의 진정한 원인은 아닐 수 있다. 따라서 본장에서는 회귀분석을 통하여 경제성장의 근본적인 원인을 파악하고자 하며, 특히 경제정책 혹은 제도의 역할을 중점적으로 살펴본다.

동아시아의 성장에 관하여 기존의 문헌은 여러 가지 요인을 지적하고 있다. 이를 간략히 요약하면, 먼저 동아시아는 안정적인 거시경제의 운영을 통하여 민간의 투자에 적합한 환경을 제공하는 데 매우 성공적이었다는 것이다(Page[1994]). 실제로 물가상승률이나 실질환율에 관한 지표의 국제비교를 하여 보면 동아시아의 고도성장은 안정적인 거시경제의 운용에 의해 뒷받침되고 있음을 발견하기는 어렵지 않다. 둘째로, 우수한 인적자본으

로서 동아시아는 초중등교육에의 투자를 통해서 급속한 인적자본의 축적을 이루어 왔다는 것이다.[7] 셋째, 동아시아는 공산품 수출에 대한 보조금 및 세금혜택 등 수출촉진정책을 통하여 다른 대부분의 개도국과는 달리 기술 및 기업의 조직 등을 발전시킬 수 있었다는 것이다.[8] 넷째, 동아시아는 경제정책을 정치적 고려 등 다른 요인들로부터 분리시킬 수 있는 비교적 우월한 제도적 시스템을 갖고 있었다. 특히 해외시장에서의 경쟁 및 성과주의에 입각한 각종 산업정책적 지원은 국가주도형 발전전략의 부정적 효과를 극소화시키는 데 기여하였다(World Bank[1993]). 다섯째는, 위와는 대조적으로, 정부의 산업정책을 통한 시장에의 개입이 동아시아 성장의 근본적 원인이었다는 것으로서, 이러한 주장은 Amsden(1989) 등에서 볼 수 있다. 마지막으로, 동아시아의 성장의 원인은 우수한 인적자원뿐 아니라 비교적 균등한 소득분배 등 양호한 초기조건에 있었다(Rodrik[1994b]). 이러한 초기조건으로 인하여 동아시아 국가는 일단 성장이 촉발된 이후에는 높은 투자의 수익률을 지속할 수 있었다.

이와 같은 각각의 설명을 뒷받침할 수 있는 논리와 사례를 찾아보기는 어려운 것은 아니나, 또한 각각의 설명에 반하는 논리와 사례가 존재하는 것도 사실이다. 본장에서는 국가간 성장회귀(cross-country regressions) 방법을 사용하여 위의 제 요인의 설명력을 통계적으로 검증하며, 이를 토대로 각 설명변수의 성장에의 기여도를 양적으로 살펴본다. 이하에서는 경제성장에 영향을 미

7) 예로서 Birdsall and Sabot(1993)은 동아시아국들이 기초교육에 대한 공적투자와 고등교육에 대한 사적지출을 통하여 숙련된 인력을 양성하여 왔으며, 인적자본의 질은 각종 국제 학력경시대회의 결과에 의해서도 뒷받침된다고 주장한다.

8) 수출촉진정책의 장점은 Krueger(1980, 1990, 1997)에 잘 요약되어 있다. 그러나 우리나라 및 동아시아 국가들은 수출촉진정책과 함께 전략산업의 보호를 위해 필요할 경우에는 무역장벽도 유지하였다. 특히 동아시아국 중에서도 우리나라와 대만은 산업정책을 통한 정부의 자원배분기능의 개입으로 유명하다.

칠 수 있는 여러 가지 요인 중에서도 특히 각종 경제정책 및 제도적 요인에 관하여 중점적으로 살펴보고자 한다.

회귀분석모형

경제성장의 결정요인에 관한 기존의 실증연구의 대부분은 Barro(1991), Barro and Lee(1994) 등에 기술되어 있듯 신고전파적 성장모형에 기초하고 있다(Solow[1956]). 이러한 流의 모형에서 도출되는 이론적 含意는 '조건부 수렴(conditional convergence)' 현상이라고 할 수 있는데, 조건부 수렴이란 국가간 저축률 및 경제정책 혹은 경제환경 등의 차이에 의해 결정되는 균제상태(steady state)에서의 소득수준의 차이를 통제하고 나면 초기의 소득수준이 낮은 국가가 소득수준이 높은 국가에 비해 빨리 성장한다는 것이다.

이와 같은 기존 문헌에 따라 본고에서는 각국의 1960~89년 기간 중 노동자 1인당 GDP성장률을 초기조건(initial conditions) 및 장기적 소득수준에 영향을 미칠 수 있는 경제정책 혹은 경제환경변수(control or environmental variables) 등 두 그룹의 변수와 관련지어 파악한다.[9] 초기조건으로는 초기 노동자 1인당 소득(GDP) 수준 및 교육성취도, 예상평균수명(건강) 등으로 측정된 초기 노동자 1인당 인적자본스톡이 사용되었다.

기존의 문헌은 초기조건변수 이외에도 매우 다양한 요인들이 경제성장률에 영향을 미칠 수 있음을 보여주고 있다. 본고는 다양한 출처로부터 광범위한 데이터세트(dataset)를 수집하여 기존의

9) 여기에서 피설명변수로 1인당 GDP증가율 대신 노동자 1인당 GDP증가율을 사용한 이유는 경제활동참가율의 변화 혹은 실업률의 변화 등으로부터 발생할 수 있는 성장률의 차이를 고려하지 않아도 될 수 있도록 하기 위함이었다.

문헌에서 가장 빈번히 사용된 설명변수를 중심으로 모형을 설정하였다. 본고에서 사용된 회귀모형은 다음과 같이 표현될 수 있다:

$$Dy_t = F(y_{t-1},\ h_{t-1}\ ;\ z)$$

여기서 Dy_t는 각국의 1960~89년 기간 중 노동자 1인당 GDP 성장률, y_{t-1}은 초기(1960년) 노동자 1인당 GDP, h_{t-1}은 초기(1960년) 노동자 1인당 인적자본스톡을 각각 나타내며, z는 경제성장률에 영향을 미칠 수 있는 '경제정책 및 경제환경' 변수를 나타낸다. 경제정책 및 경제환경변수로는 정부의 소비적 지출, 대외개방, 제도의 질, 부존자원 조건, 교역조건의 충격 등이 사용되었다. 또한 대다수 기존 연구결과에 따라 중남미 및 아프리카 등 지역 더미변수들도 모형에 포함시켰다. 또한 이러한 변수에 추가하여 물가상승률, 정치적 권리, 혁명, 인구의 언어적 다양성, 유교인구의 비율 등이 경제성장에 미치는 효과도 살펴보았다.

경제성장의 결정요인

〈표 4〉에는 1960~89년 기간 중 회귀모형에 포함된 주요 변수의 기초적 통계가 지역별로 요약되어 있으며, 동아시아 지역 내 각국의 주요 변수는 〈표 5〉에 요약되어 있다.

초기조건

노동자 1인당 GDP는 1960년 값으로서 Summer and Heston 데이터세트(mark 5.6)로부터 계산되었다. 만일 조건부 수렴현상이 존재한다면 이 변수의 추정계수는 음수가 될 것이다. 〈표 5〉에서 볼 수 있듯 1960년도에 동아시아 지역의 평균 노동자 1인당 GDP

〈표 4〉 지역별 변수의 평균값

	전 체	선진국	동아시아	중남미	중 동	남아시아	남부아프리카
국가수	74	21	8	21	7	4	13
노동자 1인당 GDP성장률 (1960~90, %)	2.01	2.64	4.48	0.95	2.77	2.06	0.75
초기조건							
노동자 1인당 GDP (1960, 천달러)	2,765.4	5,545.4	1,274.9	2,350.3	2,003.0	903.8	845.5
중등교육연수 (1960)	0.66	1.22	0.65	0.52	0.38	0.38	0.23
기대수명 (1960)	56.71	69.19	56.36	56.00	54.23	47.93	41.98
초등교육연수 (1960)	2.90	4.89	2.47	2.63	1.80	1.18	1.25
정책변수 및 선택변수							
투자율 (GDP 대비, 1960~89 평균, %)	20.41	28.37	22.73	17.23	21.75	12.56	12.95
정부소비지출 (GDP 대비, 1960~89 평균, %)	8.52	5.07	6.39	8.72	5.46	14.73	14.79
대외개방도 (1950~90, %)	42.90	74.08	75.29	29.99	33.64	10.55	8.38
외환시장 프리미엄 (1960~89 평균, %)	19.19	1.59	5.98	26.15	32.98	45.29	29.07
물가상승률 (1960~89 평균, %)	28.39	8.54	18.53	69.31	15.45	8.85	12.68
제도의 질 지수 (1980년대 평균)	6.04	9.11	6.57	4.68	4.51	3.63	4.52
정치 · 사회적 안정							
혁명 (1960~89, 1년 평균 발생 건수)	0.14	0.05	0.17	0.20	0.17	0.18	0.15
정치적 권리 (1960~89)	3.48	1.50	4.60	3.45	4.90	3.88	5.25
지역, 국가별 요인							
언어적 다양성(확률)	0.39	0.24	0.47	0.28	0.31	0.67	0.75
유교인구 비율(%)	1.85	0.00	17.13	0.00	0.00	0.00	0.00
1차산품 수출 (1970, GNP 대비, %)	12.23	6.81	10.00	14.62	10.86	5.25	21.38
외부 충격							
교역조건 증가율 (1960~89 평균, %)	−0.61	−0.62	−0.74	−0.98	1.78	−1.44	−0.95

〈표 5〉 동아시아 국가별 변수의 평균값

	전 체	홍 콩	인도네시아	한 국	말레이시아	필리핀	싱가포르	대 만	태 국
노동자 1인당 GDP 성장률 (1960~90, %)	4.48	5.67	3.74	5.93	3.71	1.59	5.27	5.66	4.26
초기조건									
노동자 1인당 GDP (1960, 천달러)	1,274.9	2,247.0	638.0	904.0	1,420.0	1,133.0	1,658.0	1,256.0	943.0
중등교육연수 (1960)	0.65	1.36	0.08	0.66	0.44	0.56	1.17	0.72	0.23
기대수명 (1960)	56.36	66.00	41.50	54.20	54.30	53.10	63.70	65.40	52.70
초등교육연수 (1960)	2.47	3.31	1.03	2.48	1.85	3.01	2.37	2.47	3.20
정책변수 및 선택변수									
투자율 (GDP대비, 1960~89 평균, %)	22.73	22.36	17.60	24.77	24.56	16.04	32.99	24.67	18.86
정부소비지출 (GDP대비,1960~89평균,%)	6.39	2.85	6.49	3.00	5.21	10.65	1.34	14.20	7.41
대외개방도(1950~90, %)	75.29	100.00	55.60	60.00	100.00	15.60	100.00	71.10	100.00
외환시장 프리미엄 (1960~89 평균, %)	5.98	0.13	12.56	15.13	1.04	11.33	0.79	6.34	0.53
물가상승률 (1960~89 평균, %)	18.53	6.78	85.83	14.93	2.81	11.17	3.27	.	4.94
제도의 질 지수 (1980년대 평균)	6.57	8.55	3.45	6.05	7.39	2.87	8.93	8.46	6.84
정치 · 사회적 안정									
혁명 (1960~89, 1년 평균 발생 건수)	0.17	0.00	0.20	0.30	0.03	0.50	0.00	0.03	0.30
정치적권리(1960~89)	4.60	.	5.20	5.25	3.95	4.38	4.95	4.70	3.77
지역, 국가별 요인									
언어적 다양성(확률)	0.47	0.02	0.76	0.00	0.72	0.74	0.42	0.42	0.66
유교인구 비율(%)	17.13	30.00	0.00	60.00	1.00	0.00	15.00	31.00	0.00
1차산품 수출 (1970, GNP 대비, %)	10.00	3.00	11.00	2.00	37.00	13.00	3.00	2.00	9.00
외부 충격									
교역조건 증가율 (1960~89 평균, %)	−0.74	−0.34	2.58	−0.70	−1.52	−2.89	1.72	−2.15	−2.61

는 상대적으로 낮은 편이었으며, 특히 중남미 지역보다도 낮았다. 따라서, 다른 조건이 일정하다면, 동아시아 국가들은 중남미 지역 국가들이나 선진국에 비해서 더욱 빨리 성장할 수 있는 여건에 놓여 있었다. 그러나 이와 같은 기준만으로 볼 때 동아시아 지역보다 소득수준이 더 낮았던 아프리카 국가들은 동아시아국보다 훨씬 더 빨리 성장하였어야 할 것이다. 그럼에도 불구하고 아프리카 국가들의 성장률이 낮았던 이유는 초기 소득수준 이외에 다른 변수의 차이에서 살펴보아야 할 것이다.

인적자본스톡의 대리변수로 본고는 Barro and Lee(1994a)의 데이터세트로부터 25세이상 인구의 평균 중등교육[10] 연수 및 출생시점의 평균기대수명(1960년 값)을 사용하였다. 인적자본스톡변수의 추정계수는 陽數로 기대된다.[11] 1960년에 동아시아의 평균 중등교육연수는 약 0.65년으로서 이는 남미와 비슷하고 아프리카보다는 약 세 배 이상 큰 수치이나, 선진국에 비해서는 크게 떨

10) 우리나라의 중고등학교에 해당.

11) 첫째로, 이미 Barro and Lee(1994b)에 의해서 지적되었듯 二部門 내생적 성장모형에 따르면 인적자본과 물적자본의 불균형은 균제상태로의 이행경로에서의 성장률에 영향을 주게 된다. 즉, 초기에 물적자본에 비해서 인적자본스톡의 양이 클 때 이행경로에서의 성장률은 빨라지게 된다. 예를 들어, 전쟁에 의해 인적자본은 별로 손상되지 않았으나 물적자본은 크게 파괴되었다면 전후에 회복속도가 통상적으로 빠른 것 등이 이에 해당하는 현상이다. 둘째로, Romer(1990) 등 다수의 내생적 성장모형이 제시하였듯, 만일 인적자본이 신제품 혹은 새로운 지식을 생산해 내는 R&D 부문의 주요 투입요소라면, 초기에 인적자본의 양이 풍부한 국가가 신제품이나 신지식을 더욱 빨리 만들어 냄으로써 더욱 빨리 성장할 수 있게 된다. 한편 한 국가 안에서의 지식의 창출뿐 아니라 국가간 지식의 전파가 기술진보에 더욱 중요한 역할을 할 수도 있다. Nelson and Phelps(1966)는 인적자본을 풍부하게 갖춘 국가가 다른 국가에서 생산된 제품이나 지식을 더욱 빨리 흡수할 수 있다는 측면을 강조한다. 마지막으로, Becker, Murphy, and Tamura(1990)는 Lucas(1988)에 의해서 강조된 인적자본의 파급효과(spillover effect)에 의해서 인적자본의 수익률이 체증할 수 있다고 주장한다. 예를 들면, 한 국가의 의사전달능력과 같은 재능에 대한 수익률은 그 국가의 평균적인 의사전달능력이 높을 때 함께 높아질 수 있다는 것이다. 이와 같은 상황에서는 1인당 인적자본의 증가는 인적 및 물적자본에 대한 투자를 증대시킴으로써 빠른 경제성장을 가능케 한다. 위에서 설명한 이유들로 인하여 인적자본을 풍부하게 소유하고 있는 국가는 그렇지 않은 국가에 비해 경제성장에서 유리한 위치에 놓이게 된다.

어지는 것이다. 출생시 평균기대수명을 통해 보더라도 동아시아는 인적자본의 부존도에 있어 위와 유사한 처지에 있었다.

경제정책 및 제도

먼저 정부의 소비지출은 Barro and Lee(1994b)로부터 계산된 것으로서, 교육비 및 국방비를 제외한 정부의 실질 소비지출이 GDP에서 차지하는 비중의 1960~89년 기간의 평균치이다. 이 지표는 민간의 의사결정의 왜곡정도 혹은 경제에 대한 정부의 개입정도를 나타낸다. 이러한 왜곡은 민간부문에 비해 일반적으로 효율성이 떨어지는 정부의 소비지출활동 그 자체에서 발생하거나 또는 정부지출의 재원조달을 위한 각종 조세정책에 기인하여 발생한다.[12] 따라서 이 변수에 대한 추정계수는 陰數로 기대된다.

동아시아 지역의 평균 정부소비지출 비중은 GDP 대비 약 6.4%로서 상대적으로 매우 낮은 것으로 나타나며, 아프리카 지역의 14.8%, 남아시아 지역의 14.7%와는 매우 대조적이다. 또한 동아시아 지역 내에서도 이 지표는 국가간 차이가 매우 큰 것으로 나타났는데, 대만과 필리핀은 정부소비지출 비중이 각각 14.2% 및 10.7%로 매우 컸으며, 싱가포르와 한국은 각각 1.3% 및 3.0%로 매우 작은 것으로 나타났다.

본고에서 고려한 또 하나의 정책변수는 대외개방, 즉 한 국가가 세계경제와 얼마나 잘 통합되어 있는가 하는 것이다. 본고에서 사용한 대외개방의 지표는 Sachs and Warner(1995)에서 사용된 지표로서, 1950년과 1990년 사이에 한 경제가 대외거래에 '개방'된 연도의 비율이다.[13] 이 변수에 대한 추정계수는 陽數가 되리

12) Barro and Sala-I-Martin(1995), p. 423.

13) Sachs and Warner(1995)는 한 경제가 한 연도에서 다음과 같은 다섯 가지 조건을 모두 만족시킬 때 '개방'된 것으로 간주하였다: ① 평균관세율이 40% 미만일 것, ② 총수입품목에서 수량제한(quota) 혹은 수입허가(licensing)를 받아야 하는 품목

라 기대한다. 즉, 개방적 무역체제를 유지함으로써 세계경제와 통합되어 있는 경제는 국내에서는 생산해 낼 수 없는 선진기술 및 지식에 보다 쉽게 접할 수 있을 뿐 아니라, 대외개방에 의한 시장의 가격기능의 활용을 통하여 그 경제가 비교우위가 있는 부문에 자원을 재배분할 수 있게 됨에 따라 경제의 효율성을 제고시킬 수 있다. 또한 국제시장에서의 경쟁을 통하여 기업들은 내부의 효율성(X-efficiency)을 제고시키고 지속적으로 원가를 절감할 유인을 제공받게 되며, 규모의 경제가 존재하는 산업의 경우는 국제시장이라는 보다 큰 시장을 활용하여 보다 효율적인 생산체제를 갖출 수 있게 된다.

Sachs and Warner의 대외개방도 지표에 의하면 동아시아 지역은 1950~90년 기간 중 중남미와 아프리카 지역을 포함한 다른 어떤 개도국 지역보다도 훨씬 개방되었던 것으로 나타난다. 물론 동아시아 지역 내에서도 어느 정도 국가간 대외개방도의 차이는 존재한다. 예를 들어, 싱가포르, 말레이시아 및 태국은 전 기간 중 개방된 것으로 나타나는 반면, 필리핀은 대부분의 기간 중 폐쇄되어 있던 것으로 나타난다. 물론 우리나라와 대만, 그리고 인도네시아와 같은 국가는 싱가포르만큼 개방되어 있지는 않은 것으로 나타나지만, 이들 국가는 중남미나 아프리카 지역의 평균에 비해서는 훨씬 더 개방되어 있던 것으로 나타난다.

외환시장 프리미엄은 Barro and Sala-I-Martin(1995)에서와 같이 시장왜곡의 정도를 나타내는 지표로 사용되었다. 따라서 높은 외환프리미엄은 균제상태의 소득수준을 낮출 것으로 기대된다. 다른 정책변수와 마찬가지로 동아시아의 1960~89년 기간 중 평균

이 차지하는 비중이 40% 미만일 것, ③ 암시장 환율 프리미엄이 20% 미만일 것, ④ 사회주의 경제체제가 아닐 것, ⑤ 주 수출품에 대한 국가독점체제가 아닐 것 등이다.

외환프리미엄은 약 6%로서 선진국(2%)에 비해서는 높지만 중남미(26%)나 남아시아(45%)보다는 훨씬 낮은 수준이다. 동아시아 지역 내에서는 홍콩, 싱가포르, 말레이시아, 태국 등이 약 1% 내외로 매우 낮고 한국(15%)과 인도네시아(13%)는 높은 편이다.

한편 물가상승률은 1960~89년 기간 중 연평균값이 사용되었다. World Bank(1993)는 동아시아국들이 중남미국가와는 달리 낮은 물가상승률 등 성공적으로 거시경제의 운영을 하였음을 보고하고 있다. 그러나 Fischer(1993) 및 Bruno and Easterly(1998) 등은 물가상승률과 경제성장률의 상관관계가 매우 단기적인 데이터 혹은 극단적으로 높은 인플레의 경우만 존재한다고 보고하고 있다.

한편 제도의 질에 대한 지표로서 본고는 Knack and Keefer (1995)에 의해 사용되었던 지표의 80년대 평균값을 사용하였다.[14] 기존의 문헌에서 이 지표는 한 경제에서 사적재산권과 계약이 얼마나 잘 보호되는가, 혹은 기업의 활동에 영향을 미치는 제도의 질을 나타내는 것으로 이해되어 왔다. 즉, 이 지표가 낮은 값을 가질수록 제도의 질이 떨어지고 투자의 위험도도 높은 것을 의미한다. 동아시아 지역은 이 지표가 6.57로서 선진국(9.11)에 비하여 떨어지기는 하지만 비교적 우수한 제도를 가지고 있었던 것으로 나타난다. 이에 비해 다른 개도국 지역의 제도의 질 지수는 3.63~4.68 정도에 불과하다.

---

14) 이 지표는 International Country Risk Guide(ICRG)에서 국제투자자들을 설문조사하여 작성되는 각종 지수들을 바탕으로 측정되는데, 구체적으로 다음과 같은 다섯 가지 항목에 대한 주관적인 평가점수에 대한 평균값으로서 계산된다. 이 다섯 가지 항목은 ① 정부의 계약불이행 정도(government repudiation of contracts), ② 개인재산의 징발위험(risk of expropriation), ③ 정부의 부정부패(corrpution in government), ④ 법질서 유지(rule of law), ⑤ 관료의 질(bureaucratic quality) 등이다.

지역 및 국가 특수 요인

지역 혹은 국가의 특수한 요인이 경제성장에 미치는 효과를 고려한 기존 문헌에 따라 본고에서도 이러한 요인들을 고려하였다. 첫 번째 변수는, Sachs and Warner(1995)에서 사용된, 1970년에 1차산품 수출이 GNP에서 차지하는 비중인데, 이 변수는 한 국가의 부존자원 의존도를 나타낸다. Sachs and Warner(1995)는 자원빈국이 더욱 빨리 성장하는 경향이 있음을 보고하고 있는데, 이는 소위 '자원의 저주(resource curse)' 라고 불리기도 하는 현상이다. 자원의 저주현상이란 천연자원이 풍부한 나라는 고통스럽게 기존의 체제를 개혁하지 않아도 되어 오히려 제도개혁을 통해 더욱 빨리 성장할 수 있는 기회를 상실한다는 것이다. 또한, Rodrik(1994b)은 동아시아 국가들이 수출촉진정책을 추구하였던 것은 이들 국가가 일차산품의 수출을 통해서 외환부족문제를 해결할 수 없었기 때문이라고 주장하기도 하였다. 따라서 자원 빈국이었던 동아시아 국가들은 공업화가 시작되면서 대외개방정책을 추구할 수밖에 없었다고 한다. 두 번째 변수는 Easterly and Levine(1997)에서 고려된 인구의 언어적 다양성으로서, 이는 한 국가에서 무작위적으로 추출된 두 사람이 다른 언어를 사용하고 있을 확률을 나타낸다. Easterly and Levine(1997)은 이 변수가 국가간 성장률 차이를 상당부분 설명하며 또한 아프리카 국가들의 비극도 인구의 언어적 다양성이 매우 높은 데에 따른 인종적 갈등에 기인한다는 실증분석결과를 제시하였다. 물론 동아시아 내에서도 국가간에 상당한 차이가 존재하기는 하지만, 동아시아는 상대적으로 인구의 인종 · 언어적 구성이 매우 동질적이어서 사회적 갈등을 유발하지 않고 성장 우호적인 정책을 추구할 수 있었는지도 모른다. 세 번째 변수는 유교인구의 비율이다. 이 변수

를 사용한 이유는 Lee Kuan Yew의 *Foreign Affairs*(1994)와의 인터뷰에서 촉발된 소위 '아시아적 가치' 논쟁에 기인한다. 비록 아시아적 가치라는 용어가 개념적으로 그리 분명하지는 않지만, 유교는 이 논쟁의 핵심적 사안이었다.

외부 충격

마지막으로 우리는 교역조건 상승률을 고려하였는데, Easterly et al.(1993)은 이 요인이 경제성장률의 국가간 차이를 설명하는데 매우 중요한 역할을 한다고 보고한 바 있다. 본고는 교역조건 상승률과 경제성장률 간에 陽의 관계가 존재하리라고 기대한다.[15)]

회귀분석 결과

〈표 6〉은 회귀분석결과를 보여주고 있다. 회귀식 (1)에서 모든 설명변수는 유의하고 예상된 부호를 갖는 것으로 추정되었으며, 국가간 성장률 차이의 대부분이 설명되는 것으로 나타났다(adj $R^2=0.72$). 먼저 추정결과는 기존의 문헌과 마찬가지로 초기 소득 및 초기 인적자본스톡 등 초기조건이 경제성장에 중요함을 나타내고 있다. 즉, 초기소득의 추정계수는 다른 조건이 같다면 초기소득수준이 낮은 국가가 더욱 빨리 성장을 한다는 조건부 수렴현상을 뒷받침하며, 초기 인적자본수준이 높은 나라가 빨리 성장하는 것으로 나타났다.

다음으로, 추정결과는 경제정책 및 제도적 요인이 경제성장에 매우 중요함을 시사하고 있다. 먼저, 정부소비지출비중이 높은 나라는 자원배분의 효율성이 저해됨에 따라 경제성장에 불리한

15) Barro and Sala-I-Martin(1995) 참조.

〈표 6〉 경제성장의 결정요인 추정결과(횡단면 분석)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
노동자 1인당 GDP (log)	−1.946 (−8.378)	−2.103 (−9.925)	−1.651 (−6.302)	−1.971 (−7.965)	−2.129 (−10.540)	−2.435 (−10.548)
중등교육연수 (log)	0.515 (3.809)	0.453 (3.915)	0.432 (3.163)	0.422 (3.529)	0.452 (4.107)	0.420 (3.821)
기대수명 (log)						2.726 (2.903)
정부소비	−5.890 (−2.454)	−4.063 (−1.969)	−4.604 (−1.916)	−3.628 (−1.724)	−3.499 (−1.771)	−4.853 (−2.461)
대외개방도	1.460 (3.385)	0.598 (1.513)	1.164 (2.646)	0.522 (1.300)	0.493 (1.304)	0.521 (1.389)
제 도	0.314 (4.264)	0.365 (4.871)	0.299 (4.147)	0.356 (4.710)	0.291 (3.809)	0.302 (4.076)
부존자원	−5.556 (−4.667)	−3.713 (−3.545)	−5.737 (−4.947)	−3.891 (−3.668)	−4.490 (−4.332)	−3.501 (−3.522)
교역조건	0.132 (2.397)	0.103 (2.184)	0.118 (2.175)	0.099 (2.079)	0.102 (2.262)	0.146 (3.090)
투자율					4.904 (2.754)	
동아시아 더미			0.884 (2.217)	0.370 (1.035)		
중남미 더미		−0.878 (−3.569)		−0.830 (−3.315)	−0.715 (−2.959)	−0.879 (−3.774)
아프리카 더미		−1.832 (−5.173)		−1.730 (−4.705)	−1.501 (−4.191)	−1.421 (−3.904)
관측치수	74	74	74	74	74	74
Adj R^2	0.72	0.80	0.73	0.80	0.82	0.82

주: 피설명변수는 1960~90년 기간 중 노동자 1인당 GDP증가율. 괄호 안은 t통계량임.

〈표 6〉의 계속

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
노동자 1인당 GDP (log)	−2.061 (−9.553)	−2.033 (−9.330)	−2.104 (−9.705)	−1.899 (−8.626)	−2.078 (−10.182)	−1.914 (−8.445)	−1.936 (−8.760)
중등교육연수 (log)	0.481 (4.020)	0.417 (3.523)	0.453 (3.880)	0.422 (3.750)	0.478 (4.324)	0.395 (3.400)	0.431 (3.815)
정부소비	−4.728 (−2.238)	−3.662 (−1.764)	−4.058 (−1.944)	−3.189 (−1.578)	−3.699 (−1.564)	−3.550 (−1.749)	−3.274 (−1.391)
대외개방도	0.659 (1.654)	0.511 (1.283)	0.593 (1.388)	0.553 (1.440)	0.699 (1.859)	0.578 (1.500)	0.674 (1.812)
제 도	0.332 (4.243)	0.333 (4.220)	0.367 (3.973)	0.432 (5.460)	0.305 (4.085)	0.339 (4.553)	0.290 (3.903)
부존자원	−3.609 (−3.429)	−3.287 (−3.006)	−3.706 (−3.424)	−3.382 (−3.313)	−3.361 (−3.161)	−3.594 (−3.510)	−3.327 (−3.165)
교역조건	0.108 (2.267)	0.100 (2.127)	0.104 (2.167)	0.083 (1.774)	0.111 (2.471)	0.093 (2.002)	0.103 (2.293)
물가 상승률	−0.001 (−0.902)						
환율프리미엄		−0.616 (−1.285)					
혁 명			0.019 (0.029)				
정치적 권리				0.195 (2.167)			
언어적 다양성					−1.150 (−3.022)		−1.035 (−2.699)
유교인구 비율						2.239 (2.039)	1.688 (1.572)
중남미 더미	−0.816 (−3.172)	−0.937 (−3.762)	−0.878 (−3.541)	−0.815 (−3.399)	−1.089 (−4.383)	−0.873 (−3.635)	−1.067 (−4.339)
아프리카 더미	−1.718 (−4.749)	−1.932 (−5.353)	−1.834 (−5.056)	−2.035 (−5.776)	−1.466 (−3.937)	−1.770 (−5.097)	−1.461 (−3.969)
관측치수	73	74	74	73	73	74	73
Adj R^2	0.79	0.81	0.80	0.81	0.83	0.81	0.83

주: 피설명변수는 1960~90년 기간 중 노동자 1인당 GDP증가율. 괄호 안은 t 통계량.

것으로 나타났다. 반면 대외개방도의 계수는 예상한 바와 같이 양수로서 유의하게 추정되었는데, 이는 개방된 경제가 외국기술의 활용 등 후발국의 이점을 살려 빠르게 성장할 수 있다는 Sachs and Warner(1995)의 결과를 뒷받침하고 있다. 제도의 질 변수에 대한 계수도 양수로서 매우 유의하게 추정되었는데, 이는 개인재산권 및 계약의 보호, 그리고 부정부패 없는 정부가 경제성장에 도움이 된다는 것을 시사한다고 할 수 있다.

마지막으로 1차산품 수출의 비중이 낮고 교역조건상승률이 높은 나라일수록 빨리 성장하는 것으로 나타났다. 한편 교역조건상승률은 중동 지역을 제외하면 지역간 차이가 거의 없는 변수이므로 지역간 성장률의 차이를 이해하는 데 그다지 유용하지는 않다고 판단된다.

〈표 6〉의 나머지 회귀식들은 회귀식 (1)의 설명변수의 추정계수들의 다른 설명변수의 추가에 대한 민감도를 살펴보기 위한 것이다. 먼저 회귀식 (2)~(4)는 지역더미변수들을 추가한 추정결과이다. 회귀식 (2)에서는 이미 여러 연구결과에서 나타난 바와 같이 중남미 및 아프리카 지역의 더미변수의 계수는 陰數로서 매우 유의하게 추정되었다. 따라서 중남미 지역과 아프리카 지역은 본 모형에서 충분히 설명되지 않는 다른 어떤 요인에 의해 다른 지역에 비해서 연평균 성장률이 각각 0.8% 및 1.6%포인트 가량 낮았던 것으로 보인다. 먼저 동아시아 더미변수의 계수는 양수로 추정되었으나, 중남미 및 아프리카 지역 더미변수가 포함된 경우에는 유의성이 사라졌다. 한 가지 주목할 점은 대외개방 및 부존자원 변수에 대한 추정계수의 절대값이 이들 지역의 더미변수들을 추가함으로써 첫 번째 열의 결과에 비해 현저히 작아졌다는 점인데, 이는 이들 변수와 지역 더미변수 간의 상관관계에 기인하는 것으로 보인다. 즉, 중남미와 아프리카 국가들이 다른

지역의 국가에 비해서 부존자원이 풍부하고 또한 대외개방도가 떨어진다는 점을 반영하는 것으로 보인다.

회귀식 (5)는 투자율을 추가하여 추정한 결과를 보여주고 있다.[16] 역시 여러 기존 연구에서 지적되었다시피 투자율에 대한 계수는 陽數로 유의하게 추정되었다. 그러나 투자율을 추가한 경우에도 모형의 다른 설명변수의 계수는 크게 달라지지 않았다. 회귀식 (6)에서 예상기대수명은 유의한 양수로 추정되었으며, 이때 다른 설명변수의 추정계수는 별로 달라지지 않았다. 회귀식 (7)~(9)는 물가상승률, 외환프리미엄, 그리고 혁명변수를 추가한 결과를 보여주고 있다. 비록 이들 변수의 계수가 모두 예상한 부호로 추정되기는 하였지만, 어느 것도 통계적으로 유의하지는 않았다. 정치적 권리를 나타내는 지표는 유의하기는 하였지만 Barro and Lee(1994b)에서 보고된 것과는 정반대의 부호로 추정되었다.[17] 인구의 언어적 다양성은 Easterly and Levine(1997)에 의해 주장된 바와 같이 인구의 언어적 다양성이 경제성장에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로 유교인구의 비율 변수에 대한 계수는 陽數로 유의하게 추정되었다. 그러나 이 변수가 사실상 동아시아의 NICs(한국, 대만, 싱가포르, 홍콩) 더미변수와 거의 유사한 것이기 때문에, 이 결과는 유교가 경제성장에 도움을 준다는 것을 의미한다기보다는 본 분석모형에서 충분히 설명되지 못한 NICs 국가의 특수한 요인을 반영하는 것이라고 해석하는 것이 보다 타당하다고 판단된다.

---

16) 여기서 투자율은 1960~89년 기간 중 실질GDP 대비 실질투자율의 평균값으로서 Summers and Heston 데이터세트(version 5.5)로부터 계산되었다.

17) 본고의 분석결과는 정치적 권리의 신장(이 변수의 크기가 작아지는 것을 의미)이 경제성장에 부정적 영향을 미치는 것을 나타낸다. 정치적 권리 변수는 기존 문헌에서 자주 사용되어 온 변수이기는 하지만, 사실 정치적 권리와 경제성장 간에 어떤 관계가 있는가는 이론적으로 그리 분명치는 않다.

요약하면, 대외개방도를 제외한 경제정책 및 제도변수의 추정계수의 크기는 여러 가지 변수들을 추가하여 보았음에도 불구하고 크게 달라지지 않았다. 그러나 대외개방도의 추정계수의 크기는 중남미 및 아프리카 지역 더미변수를 추가할 경우 크게 줄어들었다. 그러나 일단 이러한 지역 더미변수가 추가되고 난 후에는 대외개방도의 추정계수는 다른 변수의 추가에 따라 별로 달라지지 않았다. 이것은 대외개방도가 이 두 지역 더미변수 간에 상관관계가 높다는 것을 반영하는 것으로 보인다. 즉, 남미 및 사하라 이남 아프리카 지역은 다른 지역에 비해서 덜 개방되었다는 것이다.

동아시아 지역 성장의 요인분해

이하에서는 위의 회귀식 추정결과를 바탕으로 동아시아 성장의 요인을 양적으로 살펴본다. 이미 언급한 바와 같이 본고의 회귀식(표 6의 모형 (2))은 소수의 설명변수로 국가간 성장률 차이의 대부분을 설명한다. 모형의 설명력을 점검해 볼 수 있는 또 한 가지 방법은 각 지역별로 예측된 성장률과 실제성장률을 비교해 보는 방법일 것이다. 한 지역의 예측성장률은 기본모형에 각 설명변수의 평균값을 대입함으로써 구할 수 있다. 이와 같은 과정을 통해서 구한 동아시아 지역의 1960~90년 기간 중 예측성장률은 4.29%인데, 이는 실제성장률인 4.48%와 매우 근사한 수치이다. 남아시아를 제외한 다른 대부분의 지역에 대한 예측성장률도 실제성장률과 매우 유사하다.

이제 기본모형의 추정결과를 이용하여 지역간 성장률 차이의 요인을 분해해 볼 수 있다. 이를 위하여 본고는 먼저 동아시아를 기준으로 하여 동아시아 지역과 여타 지역과의 설명변수의 평균

값의 차이를 기본모형의 추정결과에 대입함으로써 동아시아 지역과 여타 지역과의 성장률 차이의 요인을 살펴본다. 이렇게 함으로써 우리는 동아시아 지역이 다른 지역에 비해 놀라운 경제성장을 할 수 있었던 원인을 보다 잘 이해할 수 있을 것이다. 〈표 7〉의 제2행 및 3행은 동아시아 지역과 다른 지역의 실제성장률의 차이와 모형으로부터 예측된 성장률의 차이를 보여주고 있으며, 나머지 행은 예측된 성장률의 차이가 어떤 요인에 기인하는가를 보여주고 있다.

〈표 7〉의 제2열은 동아시아가 선진국에 비해 빨리 성장할 수 있었던 원인의 분해결과가 나타나 있다. 먼저 이 모형은 두 지역간 실제성장률 차이인 1.84%포인트 중 1.60%포인트를 설명하고 있다. 여기서 매우 흥미로운 점은 초기 소득수준의 차이에 기인한 성장률 차이가 2.99%포인트로서, 이 한 가지 요인만 가지고도 이 두 지역의 성장률 차이를 충분히 설명하고도 남는다는 점이다. 따라서 초기 소득수준 이외의 대부분 다른 설명변수의 기여분은 음수로 나타난다. 특히 제도의 질의 차이의 기여분은 −0.93%포인트로서 매우 컸다. 이것이 의미하는 것은 우리가 동아시아 국가의 고도성장을 선진국과 비교해서 이해할 경우 '동아시아의 기적'은 수렴과정에 불과하였다고 볼 수 있으며, 이와 같은 수렴현상에 의한 성장 가능성마저도 동아시아 국가들은 열등한 정책 및 제도로 인하여 충분히 활용하지 못하였다는 것이다. 다른 말로 표현하면, 동아시아 국가들이 만일, 예를 들어 보다 선진화된 제도를 갖추고 있었더라면, 실제보다 훨씬 빨리 성장할 수 있었다고 할 수 있다.

그러나 이것이 동아시아의 성장과정에 대한 설명의 전부일 수는 없다. 즉, 동아시아의 성장과정을 단순히 선진국과 비교하여 "충분히 활용되지 못한 수렴과정"이라고 평가절하하는 것은 충

〈표 7〉 동아시아와 다른 지역간 성장률 차이의 요인 분해(1960~89)

	선진국	중남미	중 동	남아시아	sub-사하라
실제성장률 차이[1]	1.84	3.52	1.71	2.41	3.73
예측성장률 차이[2]	1.60	3.33	1.97	1.34	3.54
초기소득	2.99	1.11	0.92	-0.65	-0.97
인적자본	-0.29	0.09	0.32	0.30	0.74
정부소비	-0.05	0.09	-0.04	0.34	0.34
대외개방도	0.01	0.27	0.25	0.39	0.40
제 도	-0.93	0.69	0.75	1.07	0.75
부존자원	-0.12	0.17	0.03	-0.18	0.42
교역조건	-0.01	0.03	-0.26	0.07	0.02
중 남 미	0.00	0.88	0.00	0.00	0.00
아프리카	0.00	0.00	0.00	0.00	1.83

주 : 1) 동아시아 지역의 실제성장률(4.48%)과 각 지역의 실제성장률과의 차이임.
2) 실제성장률의 지역간 차이 가운데 모형에 의해서 설명되는 차이.

분히 만족스러운 것이라고 할 수 없다. 그 이유는 무엇보다도 1960년 당시에 동아시아 지역만큼이나 선진국에 비해 소득수준이 뒤떨어졌음에도 불구하고 동아시아 국가들만큼 성장하지 못한 수많은 개발도상국들이 있었기 때문이다. 따라서 동아시아의 성장의 원인을 충분히 이해하기 위해서는 다른 개도국 지역과 비교하여 성장률의 차이가 어디서 발생하였는가를 살펴보아야 할 것이다.

〈표 7〉의 제3열은 동아시아 지역과 중남미 지역의 성장률의 차이를 요인분해한 결과이다. 이 두 지역간 예측된 성장률의 차이인 3.33%포인트 가운데, 약 2.3%포인트는 초기조건들의 차이(1.2%포인트) 및 경제정책의 차이(1.2%포인트)에 기인해서 발생한 것으로 나타났다. 경제정책 가운데에서는 제도의 질의 차이 및 대외개방도의 차이가 주요 원인인 것으로 나타났다. 이 결과를 통해 보면 동아시아 지역이 중남미 지역보다 더 빨리 성장할

수 있었던 원인 중 상당부분은 초기 소득수준의 차이 이외에도 동아시아 지역이 기업활동에 보다 유리한 제도를 갖추고 있었고 또한 보다 개방된 무역체제를 갖추고 있었기 때문이었다고 판단된다.

이와 같이 동아시아 지역이 다른 개도국 지역에 비해 월등한 경제성장의 성과를 이룩할 수 있었던 원인 중 상당 부분이 정책적인 차이에 기인한다는 점은 중남미 이외에도 아프리카나 남아시아 지역과의 비교를 통해서 더욱 확연히 드러난다. 동아시아 지역과 아프리카 지역의 예측된 성장률의 차이는 3.54%포인트로서 이는 실제성장률의 차이인 3.73%포인트에 매우 가깝다. 1960년 당시 동아시아 국가들의 노동자 1인당 소득수준이 아프리카 국가들에 비해 평균적으로 높았기 때문에, 다른 조건이 동일하다면 동아시아 지역의 성장률은 아프리카 국가에 비해 연평균 0.97%포인트 가량 낮았어야 할 것이다. 그러나 동아시아 국가들이 초기에 보다 우수한 인적자본을 갖추고 있었던 점에 기인하는 효과는 상대적으로 높은 초기 소득수준으로부터 오는 효과를 거의 상쇄함에 따라, 소득수준 및 인적자본 등 초기 조건들에 기인한 성장률 효과는 이 두 지역간 대략 비슷하였던 것으로 나타났다.

그러나 이 두 지역간 경제정책의 차이, 즉 동아시아 국가들이 상대적으로 정부의 소비지출 비중이 작았고, 보다 대외무역에 개방되어 있었으며, 또한 나은 제도를 갖추고 있었다는 사실은 이 두 지역간 경제성장률 차이 가운데 1.49%포인트 가량을 설명한다. 30년간 연평균 성장률의 이와 같은 차이는 소득수준에 있어서 약 56%의 차이를 가지고 온다는 점을 상기하면, 이러한 차이는 결코 작지 않은 차이라고 볼 수 있다. 마지막으로 동아시아와 남아시아 지역을 비교해 보면 경제성장에 있어서 경제정책의 중

요성이 더욱 극명하게 드러난다. 즉, 모형에서 예측된 성장률의 차이 1.34%포인트는 이 두 지역간 경제정책변수 차이의 총효과(1.80%포인트)에 의해서 충분히 설명되고도 남는다. 여기서 정책변수 가운데에는 제도의 질(1.07%포인트)의 효과가 가장 컸고, 그 다음 대외개방도, 정부의 소비지출 비중의 효과가 큰 것으로 나타났다.

동아시아 내 국가간 성장률 차이의 요인

〈표 8〉은 〈표 6〉의 회귀식 (2)를 사용하여 동아시아 각국의 성장률이 어떤 요인으로 인하여 동아시아의 평균성장률과 차이를 보였는가를 나타낸 것이다. 예를 들어 홍콩의 실제성장률 차이인 1.19%는 1960~90년 기간 중 실제성장률인 5.67%와 동아시아 평균성장률 4.48%와의 차이를 나타내는 것이다. 국가간 비교를 통하여 볼 때, 동아시아 지역은 경제성장에 있어서 매우 상이하다

〈표 8〉 동아시아의 각국간 성장률 차이의 요인 분해(1960~89)

	필리핀	말레이시아	인도네시아	태 국	싱가포르	대 만	홍 콩	한 국
실제성장률 차이[1]	-2.89	-0.76	-0.74	-0.22	0.80	1.18	1.19	1.45
예측성장률 차 이	-2.05	-1.01	-0.46	0.20	1.43	0.56	0.45	0.88
초기소득	0.11	-0.37	1.32	0.49	-0.69	-0.11	-1.33	0.58
인적자본	0.06	-0.05	-0.82	-0.34	0.39	0.17	0.46	0.13
정부소비	-0.17	0.05	0.00	-0.04	0.21	-0.32	0.14	0.14
대외개방	-0.36	0.15	-0.12	0.15	0.15	-0.03	0.15	-0.09
제 도	-1.35	0.30	-1.14	0.10	0.86	0.69	0.72	-0.19
부존자원	-0.11	-1.00	-0.04	0.04	0.26	0.30	0.26	0.30
교역조건	-0.22	-0.08	0.34	-0.19	0.25	-0.15	0.04	0.00

주 : 1) 동아시아의 평균성장률(4.48%)과 각국의 실제성장률과의 차이임.

는 것을 알 수 있다. 한국, 홍콩, 대만 및 싱가포르는 평균 이상의 성과를 보인 반면 필리핀과 같은 국가는 평균에 훨씬 미달하는 성과를 보였다.

본고의 성장회귀식은 동아시아 지역 내의 성장률 차이를 설명하는 데 어느 정도 유용하다고 판단된다. 즉, 태국의 경우를 제외하면 회귀식의 설명변수들이 어느 국가가 평균 이상 혹은 이하의 성과를 보일 것인가를 비교적 잘 설명한다고 볼 수 있다. 예를 들어, 본 모형은 한국과 필리핀의 경제성장의 차이를 매우 잘 설명하고 있다. 그러나 본 모형이 몇몇 개별 국가에 대해서는 설명하지 못하는 부분(residual)이 크다는 점도 간과하기는 어렵다. 즉, 홍콩, 한국 및 대만의 성장률은 실제보다 과소추정되는 반면 싱가포르와 필리핀의 성장률은 실제보다 과다추정된다.

분해결과를 살펴보면 동아시아 지역 내 각국 간 초기조건의 차이는 성장률의 차이를 설명하는 데 매우 유용한 것으로 나타난다. 예를 들어, 홍콩과 인도네시아의 초기소득 및 초기인적자본의 차이는 양국 간 성장률 차이의 약 2.6%포인트 및 1.3%포인트를 각각 설명한다. 그러나 초기조건만 가지고 지역 내 성장률 차이를 만족스럽게 설명하기는 역시 힘들다. 예를 들어, 1960년 당시 한국과 필리핀은 상대적으로 낮은 소득수준과 상대적으로 높은 인적자본이라는 비슷한 초기조건을 갖추고 있었다. 그러나 그 이후의 양국의 성장률의 차이는 현격한 차이를 나타낸다. Lucas(1993)는 앞으로 경제성장에 관한 이론적 연구들이 초기조건이 비슷하였던 한국과 필리핀이 어떻게 해서 다른 길을 걷게 되었는가를 설명하여야 한다고 주장하기도 하였다.

〈표 8〉의 요인분해 결과가 시사하는 것은 초기조건뿐 아니라 경제정책 및 제도적 요인이 지역 내의 성장률의 차이를 설명하는 데에도 매우 유용하다는 점이다. 예를 들어, 평균 이상의 성과

를 보인 싱가포르, 홍콩, 대만의 성장률은 제도의 질이라는 한 가지 요인만으로도 상당부분이 설명되며, 마찬가지로 필리핀과 인도네시아 등 평균 이하의 성과를 보인 국가들의 성장률도 상당부분 제도적 요인의 차이에 의해 설명된다. 대외개방도 역시 중요한 설명변수이기는 하지만 동아시아 내의 국가간 성장률의 차이를 설명하는 데는 그다지 유효하지 않다. 이는 대외개방도가 경제성장에 그리 중요하지 않다는 것은 결코 아니며, 필리핀을 제외한 대부분의 동아시아 국가들이 대외개방도라는 측면에서 상당히 동질적이라는 것을 말하는 것에 불과하다. 앞서도 언급하였듯, 대외개방도는 동아시아와 다른 개도국 지역간의 성장률 차이를 설명하는 데에 보다 유효하다고 하겠다. 전체적으로 보아 경제정책 및 제도적 요인은 싱가포르, 홍콩, 대만 등의 평균 이상의 경제성장률과 필리핀과 인도네시아의 평균 이하의 성장률을 잘 설명한다고 볼 수 있다.

Ⅳ. 경제성장의 채널

전장에서는 노동자 1인당 GDP의 성장률이 초기 소득수준, 초기 교육수준, 정부의 소비지출, 대외개방도, 제도의 질, 부존자원, 교역조건의 변화 등의 변수에 의하여 잘 설명될 수 있음을 보였다. 그런데 생산함수상에서 보면 1인당 생산량은 1인당 자본량의 증가와 기술진보를 대변하는 총요소생산성의 향상에 의하여 설명될 수 있다. 본장에서는 전장에서 사용한 변수를 이용하여 자본축적과 총요소생산성 향상을 각각 설명함으로써 성장의 결정요인인 정책 및 제도변수가 어떤 경로를 통하여 경제성장에 영

향을 미치는가를 알아보기로 하자.

〈표 9〉는 자본축적률에 대한 회귀분석의 결과이다. 이 회귀분석에서 사용된 변수는 전장과 동일하며 종속변수인 자본축적률은 노동자 1인당 자본증가율을 사용하였다. 〈표 9〉의 회귀식 (1)을 살펴보면, 초기의 소득수준은 신고전파 성장모형에서 예상할 수 있듯이 陰으로 추정되어 조건부 수렴현상을 보이고 있다. 정책변수 중에서 정부소비지출은 통계적으로 유의하게 자본축적에 負의 영향을 보이며, 제도의 질은 유의하게 자본축적에 도움이 됨을 나타내고 있다. 그러나 대외개방도나 자원부존도는 자본축적에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았다. 회귀식 (3)과 (4)에서는 통계적으로 유의하지 못한 설명변수를 제거시켜 보았으나 모형의 설명력은 거의 훼손되지 않음을 알 수 있다.

성장회계분석에서 동아시아 경제성장의 가장 특이한 점이 급속한 자본축적이었음을 알 수 있었는데, 이 모형이 이를 잘 설명하는지를 알아보기 위하여 동아시아 더미변수를 회귀식 (2)에서 도입하여 보았는데 더미변수의 계수가 통계적으로 매우 유의하고 그 크기도 무시할 수 없을 만큼 큰 것으로 나와 우리의 설명변수가 동아시아의 자본축적을 설명하는 데 부족함을 알 수 있다. 따라서 동아시아의 특이한 높은 자본축적률을 설명하기 위하여 다른 설명변수를 회귀식 (5)~(7)에서 도입하여 보았다. 회귀식 (5)에서는 혁명으로 인한 정치적 불안, 국민의 정치적 권력, 인종적 다양성 등을 도입하여 보았으나 동아시아 더미변수에 별다른 변화가 없었으며, 회귀식 (7)에서는 Rodrik(1994b)이 주장한 대로 동아시아의 평등한 소득분배가 성장에 긍정적 영향을 미쳤는지를 알아보았으나 설명력이 없었다. 이 외에도 보고는 하지 않았지만 몇 가지 다른 변수로서 동아시아의 급속한 자본축적을 설명하고자 시도하였으나 실패하였는데, 이는 현재 이용 가능한

〈표 9〉 자본축적의 결정요인 추정결과(횡단면 분석)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
노동자 1인당 GDP (log)	−3.605	−2.589	−2.603	−2.727	−2.239	−2.317	−2.490	
	(−7.103)	(−4.800)	(−4.877)	(−5.461)	(−4.453)	(−4.681)	(−3.852)	
초기 자본스톡								−0.177
								(−2.490)
중등교육연수 (log)	0.544	0.332	0.322	0.355	0.364	0.327	0.678	−0.114
	(1.891)	(1.238)	(1.220)	(1.370)	(1.460)	(1.332)	(1.899)	(−0.460)
정부소비	−16.218	−12.419	−12.241	−14.036	−12.332	−12.391	−12.897	−9.877
	(−3.206)	(−2.632)	(−2.631)	(−3.250)	(−2.545)	(−2.998)	(−2.578)	(−2.174)
대외개방도	−0.297	−0.765	−0.736					
	(−0.326)	(−0.912)	(−0.889)					
부존자원	−0.380	−2.249	−2.427					
	(−0.150)	(−0.951)	(−1.062)					
교역조건	0.209	0.176	0.182	0.189	0.154	0.140	0.205	−0.029
	(1.819)	(1.677)	(1.782)	(1.853)	(1.515)	(1.423)	(1.607)	(−0.280)
제 도	0.507	0.430	0.448	0.418	0.508	0.603	0.501	0.447
	(2.812)	(2.601)	(2.902)	(3.351)	(3.243)	(4.464)	(2.756)	(3.118)
언어적 다양성					−0.852			
					(−1.034)			
혁 명					−1.003			
					(−0.818)			
정치적 권리					0.567	0.591	0.517	0.944
					(2.672)	(2.822)	(2.072)	(4.213)
소득분배							0.020	
							(0.660)	
중남미 더미	−0.587	−0.177						
	(−1.028)	−0.333						
아프리카 더미	−2.922	−2.095	−1.999	−2.019	−2.367	−2.852	−2.481	−2.751
	(−3.392)	(−2.568)	(−2.637)	(−2.882)	(−2.755)	(−3.926)	(−2.456)	(−3.396)
동아시아 더미		2.870	2.925	2.608	2.333	1.949	1.873	2.947
		(3.648)	(3.833)	(3.547)	(2.943)	(2.653)	(2.323)	(3.863)
Adj R^2	0.535	0.615	0.621	0.619	0.652	0.658	0.669	0.578
관측치수	69	69	69	69	68	69	52	69

주 : 피설명변수는 1960~90년 기간 중 노동자 1인당 자본증가율. 괄호 안의 값은 t통계량임.

국가간 횡단면 설명변수로서는 동아시아의 급속한 자본축적을 설명하는 데 한계가 있음을 뜻한다.

〈표 10〉에서는 총요소생산성의 증가율에 대한 회귀분석결과를 보고하고 있다. 회귀분석을 위하여 총요소생산성의 증가율은 〈표 2〉의 두 번째 열의 추정치를 이용하였다. 〈표 10〉의 회귀식 (1)을 살펴보면 초기의 소득수준의 계수가 음으로 나타나 우리의 예상처럼 총요소생산성에서도 수렴현상이 존재함을 보여주고 있다. 이것은 바로 후발성의 이득을 나타내는 것으로 발전에 뒤처진 국가일수록 해외에서 기술이 체화된 자본재를 도입하거나, 농업 중심에서 공업화를 추진하는 자원 재배분과정을 통하여 총요소생산성을 향상시킬 여지가 많음을 시사한다. 그런데 자본축적에 대한 회귀식과는 달리 초기의 교육수준은 총요소생산성의 향상과 통계적으로 매우 유의하게 나타나 기술적으로는 후진적이나 교육이나 인적자본 측면에서는 상대적으로 선진화되어 있는 국가의 생산성의 증가가 빠르다는 발전론의 기본명제를 재확인할 수 있다. 그리고 정부의 소비지출과 총요소생산성 간의 관계는 통계적으로 유의하지 않으며, 대신 대외개방도나 자원부존도는 〈표 9〉에서와 달리 유의성이 높았다. 흥미롭게도 제도의 질은 자본축적뿐만 아니라 생산성 향상에도 매우 중요한 변수임을 시사하고 있다. 회귀식 (4)에서는 통계적으로 유의하지 못한 설명변수를 제거시켜 보았으나 모형의 설명력과 설명변수의 계수의 변화는 거의 없었다. 그리고 교역조건은 본 연구에서는 통계적으로 유의하지 않게 나와 이는 Easterly et al.(1993)의 결과와 대비되는데, Easterly et al.(1993)의 연구는 교역조건 변화의 단기적 영향에 초점을 둔 반면, 본 연구는 30년 이상의 장기적 추세를 살펴본데 그 차이가 있는 것으로 보인다.

〈표 9〉에서처럼 회귀식 (2)에서 동아시아 더미변수를 도입하여

〈표 10〉 총요소생산성증가의 결정요인(횡단면 분석)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
노동자 1인당 GDP (log)	−0.770 (−3.624)	−0.998 (−4.096)	−1.010 (−4.471)	−0.992 (−5.165)	−1.079 (−5.235)	−0.845 (−4.202)	−0.839 (−4.824)
중등교육연수 (log)	0.304 (2.521)	0.351 (2.900)	0.340 (2.939)	0.322 (3.026)	0.293 (2.729)	0.059 (0.440)	0.285 (2.685)
정부소비	1.715 (0.810)	0.864 (0.406)	1.096 (0.524)				
대외개방도	0.593 (1.556)	0.698 (1.843)	0.747 (2.099)	0.743 (2.123)	0.617 (1.656)	0.825 (2.054)	0.551 (1.630)
부존자원	−1.995 (−1.876)	−1.576 (−1.475)	−1.848 (−1.869)	−1.720 (−1.953)	−1.179 (−1.239)	−1.979 (−2.048)	−1.732 (−1.935)
교역조건	0.019 (0.386)	0.026 (0.549)	0.035 (0.760)				
제 도	0.233 (3.093)	0.251 (3.356)	0.273 (4.468)	0.267 (4.481)	0.296 (3.889)	0.301 (4.136)	0.257 (4.267)
언어적 다양성					−0.219 (−0.652)		
혁 명					0.361 (0.597)		
정치적 권리					−0.075 (−0.801)		
소득 분배						0.001 (0.048)	
중남미 더미	−0.153 (−0.642)	−0.245 (−1.021)					
아프리카 더미	0.025 (0.070)	−0.160 (−0.435)					
동아시아 더미		−0.643 (−1.808)	−0.560 (−1.665)	−0.562 (−1.755)	−0.447 (−1.330)	−0.443 (−1.392)	
Adj R^2	0.503	0.522	0.529	0.538	0.548	0.572	0.523
관측치수	69	69	69	69	68	52	69

주 : 피설명변수는 1960~90년 기간 중 총요소생산성 증가율. 괄호 안의 값은 t통계량임.

동아시아의 특이성이 있는가를 알아보았는데, 자본축적에서처럼 유의성은 높지 않았으나 흥미롭게도 자본축적과는 정반대로 동아시아의 더미변수의 계수가 陰으로 추정되었다. 회귀식 (5)와 (6)에서는 정치·사회적 변수를 도입하여 보았으나 이들 변수가 국가간 총요소생산성증가율의 차이를 잘 설명하는 것으로는 보이지 않았다.

이상의 결과를 바탕으로 우리는 정책 및 제도변수가 경제성장에 미치는 경로에 관하여 다음과 같이 종합할 수 있다. 수렴효과는 자본축적이나 총요소생산성증가에 모두 존재하고 있다. 인적자본은 총요소생산성 향상에 매우 중요하다. 그리고 정책변수 중에서는 대외개방도와 자원부존도는 총요소생산성과 밀접한 관계가 있으며, 반면에 정부의 소비지출과 교역조건의 변화는 자본축적과 매우 밀접한 관계가 있다.[18] 그런데 제도의 질은 자본축적뿐만이 아니라 생산성 향상 양자에 걸쳐서 매우 중요한 변수로서 경제성장에 미치는 영향이 매우 중대한 것으로 나타났다.

이러한 회귀분석의 결과를 이용하여 〈표 11〉과 〈표 12〉에서는 국가간의 자본축적률과 총요소생산성증가율의 차이가 어디에 있는가를 분해하여 보았다. 〈표 11〉에서는 자본축적의 원인을 알아보았는데, 이를 위하여 〈표 9〉의 회귀식 (4)의 결과를 이용하였다. 첫 번째 행은 동아시아와 다른 지역의 실제 자본축적률의 차이를 보여주는데, 이는 두 번째 행의 예측치와 크게 다르지 않음을 알 수 있어 모형의 설명력이 과히 나쁘지 않음을 의미한다. 그러나 동아시아의 더미변수가 2.61%포인트의 차이를 설명한다는 것은 바로 동아시아와 다른 지역간의 자본축적의 차이의 약 절반 정도가 설명되지 않고 있다는 것을 뜻하는 것이다. 그 이유

18) 대외개방도의 효과에 대한 본 연구의 결과는 Sachs and Warner(1995)의 결과를 재확인하는 것이나, Collins and Bosworth(1996)의 결과와는 상치하고 있다.

〈표 11〉 동아시아와 다른 지역간 자본축적률 차이의 요인분해 (1960~89)

	선진국	중남미	중 동	남아시아	Sub-사하라
실제성장률 차이[1]	5.13	5.38	3.41	4.62	6.15
예측성장률 차이	4.99	5.28	4.30	4.52	6.02
초기소득	3.88	1.44	1.19	-0.85	-1.26
인적자본	-0.23	0.07	0.25	0.23	0.58
정부소비	-0.19	0.33	-0.13	1.17	1.18
제 도	-1.06	0.79	0.86	1.23	0.85
교역조건	-0.02	0.05	-0.48	0.13	0.04
아프리카 더미	0.00	0.00	0.00	0.00	2.02
동아시아 더미	2.61	2.61	2.61	2.61	2.61

주 : 1) 동아시아 지역의 실제성장률(9.98%)과 각 지역의 실제성장률과의 차이임. 지역적 평균값이 〈표 3〉의 수치와 약간 차이가 나는 것은 자료의 유용성으로 인한 표본수의 차이에 기인함.

〈표 12〉 동아시아와 다른 지역간 TFPG 차이의 요인 분해(1960~89)

	선진국	중남미	중 동	남아시아	Sub-사하라
실제성장률 차이[1]	-0.23	0.98	0.49	0.74	0.80
예측성장률 차이	-0.08	0.95	0.97	0.52	0.75
초기소득	1.41	0.53	0.43	-0.31	-0.46
인적자본	-0.21	0.06	0.23	0.21	0.53
대외개방도	0.01	0.34	0.31	0.48	0.50
제 도	-0.68	0.50	0.55	0.78	0.54
교역조건	-0.05	0.08	0.01	-0.08	0.20
동아시아 더미	-0.56	-0.56	-0.56	-0.56	-0.56

주 : 1) 동아시아 지역의 실제성장률(0.68%)과 각 지역의 실제성장률과의 차이임.

는 기존 연구에서 다룬 중요한 요인 중의 하나인 무역과 산업정책을 통한 정부의 개입문제가 본 모형에서 제외된 데 기인하는 것으로 볼 수 있다. 후진국의 경제발전에서의 정부의 역할에 대

하여 논의가 분분하나 동아시아 경제성장에서의 정부의 역할은 무시할 수 없는 사실이다. 특히 자본동원에서의 정부의 역할은 누누이 강조되어 왔다.[19] 그러나 30년 이상의 급속한 자본축적을 정부의 개입만으로 모두 설명할 수는 없을 것이며 이를 위하여 지속적인 축적이 가능하도록 어떻게 투자의 수익률이 높게 지속될 수 있었는가를 설명하여야 할 것이다.

〈표 12〉에서는 총요소생산성증가율의 차이가 어디에 있는가를 알아보았는데, 이를 위하여 우리는 〈표 10〉의 회귀식 (4)를 이용하였다. 첫 번째 행과 두 번째 행은 〈표 11〉에서와 마찬가지로 총요소생산성증가율의 실제 추정치와 모형에서 설명되는 예측치를 보여주고 있는데, 〈표 11〉과 대비하여 볼 때 차이가 상대적으로 크다는 것을 알 수 있다. 예를 들면, 동아시아의 총요소생산성증가율이 선진국에 비하여 0.15%포인트 과대추정되고 있는데, 동아시아의 평균증가율이 0.68%라는 점을 감안한다면 무시할 수 없는 오차라고 볼 수 있다. 이는 바로 자본축적에 비하여 총요소생산성은 외부의 충격에 의하여 매우 민감하게 변화하는 변수라는 점을 고려하면 예상할 수 있는 결과이다. 하지만 동아시아의 더미변수의 추정치도 무시할 수 없는 크기이다. 그런데 동아시아의 더미변수가 음으로 추정된 것은 자본축적과는 대비되는 것으로 자본축적에서의 경우와 마찬가지로 정부의 역할에 기인할 수도 있다. 여기서 우리가 가상할 수 있는 것은 정부의 개입이 자본축적에는 긍정적 영향을 미쳤지만 자원분배를 왜곡함으로써 총요소생산성증가에는 부정적 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 이러한 결과는 Krugman(1994)의 주장을 뒷받침한다.

그러나 본 모형의 여러 가지 문제점에도 불구하고 명확히 알

19) Amsden(1989)이 대표적이다.

수 있는 것은 다른 후진국들에 비하여 동아시아 국가의 총요소 생산성의 증가율이 높다는 것이다. 이것은 바로 대외개방도와 제도의 질에 기인하고 있다. 이 변수의 영향을 더하면 동아시아의 총요소생산성은 남미에 비해서는 0.84%포인트, 중동에 비해서는 0.86%포인트, 인도 등 남아시아에 비해서는 0.67%포인트, 사하라 이남 아프리카지역에 비해서는 1.03%포인트 높게 증가한 것이다.

따라서 본장의 실증결과를 종합하면 동아시아의 성장은 상대적으로 우수한 경제정책 및 제도 등을 통하여 후발국의 이점을 다른 후진국에 비하여 잘 이용한 데 기인하는 것으로 볼 수 있다. 다음 장에서는 제도의 질에 관하여 논의하고자 하는데, 이를 위하여 동아시아 경제성장과정에서 가장 주목을 많이 받아온 대외개방적 무역정책이 제도와 어떠한 관계가 있는가를 논의하고자 한다.

Ⅴ. 대외개방과 제도의 변화

이상의 실증결과를 종합하면 대외개방과 제도가 수렴효과와 더불어 동아시아의 경제성장에 매우 중요한 역할을 하였음을 알 수 있다. 〈표 7〉을 보면 대외개방과 제도는 동아시아의 경제성장을 다른 지역에 비하여 1%포인트 정도 빠르게 하였는데 제도는 자본축적과 총요소생산성에 모두 중요하였으며 대외개방은 총요소생산성증가에 영향을 미쳐 투자의 효율성을 높임으로써 지속적인 자본축적이 가능하게 하였음을 알 수 있다.

본장에서는 이러한 대외개방과 제도가 경제성장에서 가지는 의미를 논의하고자 한다. 대외개방과 제도는 매우 포괄적인 개념

으로서 한마디로 정의하기가 쉽지 않다. 예를 들어, 한 국가는 무역에서 개방적일 수는 있지만 자본거래에서는 아닐 수도 있다. 대체로 기존의 문헌에서는 대외개방을 대외개방적 무역정책과 동일시한다. 그러나 상품에 따라서 무역자유화의 속도가 다를 수 있다. 제도의 경우에는 더욱 포괄적이다. North(1990)에 따르면 제도는 게임의 규칙이며 인간의 행위를 규정하는 모든 기구를 포함한다. 만약 어떤 제도의 질을 평가하려면 기준이 있어야 하는데 본 연구에서는 성장에 유리한 제도가 우수하다고 볼 수 있을 것이다.

우선 이러한 논의의 연장선상에서 본 연구에서 사용한 대외개방과 제도의 대리변수를 통하여 무엇을 의미하는가를 알아보아야 할 것이다. 이미 설명한 바와 같이 대외개방도는 Sachs and Warner(1995)가 설정한 지표이다. 이 지표에 따르면 본 연구의 대외개방도는 교역이 얼마나 시장가격기구의 신호에 따라 자유롭게 행해질 수 있는가를 알아보는 척도이다. 이러한 점에서 볼 때 동아시아의 대외개방도는 필리핀을 제외하면 대체로 다른 지역에 비하여 매우 높으며 한국이나 대만의 경우 광범위한 정부의 산업정책하에서 어느 정도 무역장벽이 존재하였으나 빠른 속도로 무역이 자유화된 역사를 가지고 있으며 환율도 시장균형환율 수준을 유지하였음을 알 수 있다. 이는 바로 다른 후진국이 대내지향적인 수입대체정책을 고수하고 있을 때 동아시아는 대외지향적 수출촉진정책으로 방향전환이 빨랐다는 데 기인하고 있다.

Krueger(1980)는 이러한 수출촉진정책의 효과를 정리한 바 있다. 첫째, 기술적으로 볼 때, 수출촉진정책은 최소효율생산량을 유지할 수 있고, 생산에서의 규모의 경제의 이득을 볼 수 있으며, 생산공정의 불가분성을 극복할 수 있고, 경쟁을 유지할 수 있는 점에서 경제성장에 긍정적 영향을 미칠 수 있다. 둘째, 정책수행

의 측면에서도 수입대체보다는 수출촉진이 효율적일 수 있다. 수입대체는 무역규제와 외환통제를 이용한 규제의 정책이며 규제는 자원배분의 왜곡을 낳는다. 셋째, 따라서 수출촉진정책은 정책수행자들이 지대추구행위를 할 수 없는 환경을 조성한다. 이러한 점들을 들어서 수출촉진정책은 근본적으로 시장에 우호적인 정책이며 이것은 동아시아의 경제를 더욱 효율적으로 만들었다고 할 수 있다.

그러나 한국과 대만의 경우에는 Amsden(1989)과 Wade(1990)가 피력한 대로 정부의 개입이 광범위했던 점을 무시할 수 없다. 그들에 따르면 한국과 대만은 시장에 따랐던 것이 아니라 시장을 의도적으로 왜곡하였던 것이다. 그런데 본 연구의 실증결과를 보면 대외개방도는 동아시아의 총요소생산성을 향상시켰으나 동아시아의 고속 자본축적은 잘 설명하지 못하고 있다. 이러한 점을 고려한다면 정부의 개입이 자본축적에는 긍정적 영향을 미쳤으나 이에 따른 자원분배의 왜곡으로 인한 부작용이 대외개방정책에 의하여 완화되었다고 볼 수 있는 것이다. 따라서 동아시아의 수출촉진정책은 산업정책에 의한 정부개입을 보완하였다고 보는 것이 합리적일 것이다.

물론 수출촉진정책이 성장의 원인인가에 대해서는 논란이 많다. Rodrik(1994b)은 수출촉진이 성장의 결과이지 성장의 원인이 아니라고 주장하였다. 특히 한국과 대만의 경우에 있어 소득분배나 인적자원의 측면에서의 우수한 초기조건은 성장의 씨앗을 배태하고 있었으며, 정부의 개입에 의하여 일단 경제가 도약하게 된 후 투자 자본재 구매를 위한 외환확보를 위해 수출촉진이 필요하였다는 것이다. 또한 기술도입 등은 수출보다는 수입에 의해서 이루어진다는 점을 감안할 때 수출촉진이 생산성향상에 직접적인 영향을 줄 수 없다는 것이다(Rodrik[1999]). 그러나 왜 동아

시아가 1960년대에 들어와서야 성장이 촉발되었는가를 고려한다면 이 기간에 이루어진 수입대체에서 수출촉진으로의 정책변환을 무시하기란 쉽지 않다.

더 나아가 동아시아의 수출촉진정책은 제조업부문의 수출에 대한 촉진정책이었다. 본 연구의 실증결과에 따르면 일차산품의 수출은 장기적으로 경제성장에 악영향을 미친다. 그렇다면 동아시아의 성장의 엔진은 바로 제조업부문의 수출이라고 볼 수 있다. 그렇다면 제조업부문의 수출은 경제성장에 어떠한 영향을 미치는가? 이는 바로 제도의 변화와 관계가 있는 것으로 보인다.

제조업의 생산은 전통적 1차산품의 생산과는 판이하게 다르며 중간재의 투입이 확대된다. 이를 위해서는 각각 상이한 경제활동의 협조와 조정이 필요하다. 이러한 점에서 제조업 발전의 새로운 조직과 시장을 만드는 제도의 변화를 수반해야 한다. 그런데 제도의 변화란 인위적으로 하루아침에 이루어지는 것이 아니며 환경에 따라 진화하는 특징을 가지고 있다고 볼 수 있다. 이러한 점에서 볼 때 근본적으로 규제와 통제의 정책인 수입대체정책은 공업화에 필요한 제도의 변화를 이끌어 내는 데 한계가 있다. 반면에 수출촉진정책은 경제활동이 대부분 민간부문에 의하여 수행된다는 측면에서 상대적으로 자생적이고 학습과 경쟁에 노출된 제도의 변화를 수반한다.

본 연구에서는 이미 언급한 대로 제도의 질로서 Knack and Keefer(1995)가 만든 지표를 이용하였는데, 이 지표는 경제활동에 영향을 미치는 사적소유권의 보장과 이를 수행하는 정치행정조직의 질을 측정하고 있으며 그 대상시기는 1980년대이다. 이 지표에 따르면 동아시아의 제도의 질은 선진국보다는 못하지만 다른 후진국에 비해서는 월등하게 우수한 것으로 나타났다. UN 등 여러 국제기구의 보고서에 따르면 1950년대의 동아시아의 제도

의 질은 다른 후진국과 차이가 없거나 오히려 더욱 열악한 것으로 보고되고 있다. 이런 점을 고려한다면 1950년대 이후 동아시아의 제도의 질의 개선이 경제성장과 더불어 빠르게 개선된 것으로 보인다. 무엇이 이러한 제도의 변화를 가능하게 했을까? 여러 가지 이유가 있겠지만 수출촉진적 대외개방의 역할을 무시할 수는 없을 것으로 생각된다.

만약 한 국가가 수출을 촉진하고자 한다면 팔릴 물건을 만들어야 한다. 이러한 물건을 만들고 이를 팔 수 있기 위해서는 생산조직이나 거래행태 등의 제도도 국제수준에 따라가야 한다. 또한 외국에서의 자본의 도입도 사적소유와 계약에 대한 확고한 보호 없이는 불가능했을 것이다. 〈표 13〉은 대외개방과 제도의 밀접한 관계를 실증적으로 보여주고 있다. 〈표 13〉의 두 번째 행은 〈표 6〉의 회귀식 (2)의 결과를 그대로 옮긴 것이다. 이것은 대외개방의 경제성장에 미치는 직접효과를 추정하고 있다. 세 번째 행에서는 대외개방이 성장에 미치는 직접효과 외에도 제도를 통한 간접효과까지 추정하고자 하였다. 즉, 제도변수 중 대외개방변수에 의해 설명되지 않는 부분을 추정하여 이를 원래의 제도변수 대신 사용함으로써 대외개방의 총효과를 추정하였다. 이때 대외개방의 계수의 크기가 두 번째 행에서보다 세 배 이상 커지는 것으로 나타났다. 〈표 7〉에 따르면 대외개방이 동아시아와 다른 지역간의 성장률의 차이 중 1%포인트를 차지하고 있다. 동아시아와 중동의 경제성장률의 차이가 연평균 1.7%포인트, 사하라 이남 아프리카와는 3.7%포인트 정도 나는 점을 고려한다면, 동아시아의 빠른 대외개방정책은 경제성장에 가장 중요한 요인이었다고 볼 수 있을 것이다.

〈표 13〉 대외개방의 직·간접 효과

	대외개방의 직접효과	대외개방의 총효과
노동자 1인당 GDP (log)	−2.103 (−9.925)	−1.987 (−9.072)
중등교육연수 (log)	0.453 (3.915)	0.461 (3.793)
정부소비	−4.063 (−1.969)	−4.382 (−2.026)
대외개방도	0.598 (1.513)	2.087 (5.497)
제 도	0.365 (4.871)	0.293 (3.949)
부존자원	−3.713 (−3.545)	−3.526 (−3.163)
교역조건	0.103 (2.184)	0.124 (2.382)
중남미 더미	−0.878 (−3.569)	−1.050 (−4.201)
아프리카 더미	−1.832 (−5.173)	−1.873 (−4.893)
관측치수	74	74
Adj R^2	0.80	0.78

주: 피설명변수는 1960~90년 기간 중 노동자 1인당 GDP증가율. 괄호 안의 값은 t통계량임. 〈표 6〉의 회귀식 (2)와 여기에서 제도변수를 제거한 추정결과를 비교한 것임.

Ⅵ. 결 론

우리나라 및 동아시아가 주로 요소투입에 의존하여 경제성장을 이룩하였다는 것은 부인할 수 없는 사실일 것이다. 그러나 본고의 분석결과 우리나라 및 동아시아의 생산성증가율이 기적적

인 경제성장률 혹은 자본축적률처럼 높지는 않았다고 할지라도 선진국의 생산성증가율과 대등하며, 다른 개도국에 비해서는 월등히 높았던 것으로 보인다. 특히 여기서 간과할 수 없는 점은 수출주도형 대외지향적 개발전략을 채택하였던 우리나라 및 동아시아 국가들의 생산성증가율이 수입대체 위주의 공업화전략을 채택하였던 중남미 등 대다수 개도국의 생산성증가율보다는 월등히 높았다는 점이다.

결국 우리나라 과거 고도성장의 경험을 전적으로 정부에 의한 무리한 자원동원에 의존한 비효율적인 것이었다고 평가절하하기는 어렵다고 판단된다. 즉, 우리나라의 경제성장과정에는 다른 동아시아 국가들과 마찬가지로 자본의 지속적인 축적 및 생산성 향상이라는 두 가지 측면에서 모두 선진국과의 격차를 줄여 온 과정이라는 긍정적인 측면도 존재하였음을 분명히 인식할 필요가 있다.

본고의 분석결과가 시사하는 바는 우리나라가 소득수준에 있어서 큰 차이가 없었던 다른 대다수의 개도국과는 달리 1960년대 이후 고도의 경제성장을 지속할 수 있었던 주된 이유는 우리나라가 1963년을 전후하여 그 이전의 수입대체형 공업화전략을 포기하고 수출주도형 대외지향적 개발전략을 취한 것에 있다고 볼 수 있다는 점이다. 대외개방을 통하여 우리나라는 선진국의 앞선 지식과 기술을 빠른 속도로 흡수할 수 있는 '학습기회'를 가질 수 있었고, 비교적 우수한 인적자본을 바탕으로 하여 우리나라는 이러한 '후발국의 이점'을 충분히 활용할 수 있었다. 또한 국제시장에서의 치열한 경쟁은 우리나라의 기업이 보다 기업 내부의 효율성을 제고하고 원가를 절감할 지속적 유인을 제공하였으며, 대외개방에 의한 시장기능의 작동은 자원배분의 효율성을 제고하였다. 우리나라 및 동아시아 국가들과는 대조적으로, 수입대체

형 공업화전략을 고수하였던 중남미 국가들은 1970년대 초를 전후하여 경제성장이 크게 둔화되었으며 이후 1980년대에는 고질적인 외환위기국으로 전락하게 되었던 것이다.

사실 많은 학자들이 수입대체를 통한 유치산업의 육성·보호를 개발도상국 공업화의 처방으로 제시하던 당시의 분위기를 감안할 때, 이와 같은 개발전략의 과감한 수정은 매우 상상하기 힘든 획기적인 것이었다. 그러나 이러한 경제정책의 과감한 전환은 향후 수십년간 우리나라 경제의 운명을 바꾸어 놓았다. 즉, 우리나라가 소득수준 등 비슷한 초기조건을 갖고 있었던 당시의 많은 개도국과 달리 고도의 경제성장을 이룩할 수 있었던 주된 이유는 소득수준에 비해 선진화된 경제정책을 앞서서 채택한 것에 있었다고 판단된다.

▷ 참 고 문 헌 ◁

Amsden, Alice H., *Asia's Next Giant: South Korea and Late Industrialization*, Oxford University Press, 1989.

Barro, Robert J., "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics* 106(2), May 1991, pp.407~443

Barro, Robert J. and Jong-Wha Lee, "International Comparisons of Educational Attainment," *Journal of Monetary Economics* 32(3), 1994a, pp.363~394.

_____, "Sources of Economic Growth," Carnegie-Rochester *Conference Series on Public Policy* 40, 1994b, pp.1~46.

Barro, Robert J. and Xavier Sala-I-Martin, *Economic Growth*, New York:McGraw Hill, 1995.

Becker, Gary S., Kevin M. Murphy, and Robert Tamura, "Human Capital, Fertility, and Economic Growth," *Journal of Poltical Economy* 98(5), Part Ⅱ, October 1990, s12-s37.

Birdsall, Nancy and Richard H. Sabot, "Virtuous Circles: Human Capital Growth and Equity in East Asia," Policy Research Department, World Bank, 1993.

Bruno, Michael and William Easterly, "Inflation Crisis and Long-run Growth," *Journal of Monetary Economics* 4, 1998, pp.3～26.

Collins, Susan and Barry Bosworth, "Economic Growth in East Asia: Accumulation Versus Assimilation," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1996, pp.135～191.

Easterly, William, Michael Kremer, Lant Pritchett, and Lawrence H. Summers, "Good Policy or Good Luck?: Country Growth Performance and Temporary Shocks," *Journal of Monetary Economics* 32(3), 1993, pp.459～483.

Easterly, William and Ross Levine, "Africas Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions," *Quarterly Journal of Economics* 112(4), 1997, pp.1203～1250.

Edwards, Sebastian, "Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXI, 1993, pp.1358～1393.

Fischer, Stanley, "The Role of Macroeconomic Factors in Growth," *Journal of Monetary Economics* 32(3), 1993, pp.485～512.

Gerschenkron, Alexander, *Economic Backwardness in Historical Perspective*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University

Press, 1962.

Hall, Robert E. and Charles I. Jones, "The Productivity of Nations," Stanford University, mimeo, 1996.

Kim, Jong-Il and Lawrence J. Lau, "The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries," *Journal of the Japanese and International Economies* 8(3), 1994, pp.235~271.

Knack, Stephen and Phillip Keefer, "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures," *Economics and Politics,* November 1995, pp. 207~228.

Krueger, Anne O., "Trade Policy and Economic Development: How We Learn," NBER Working Paper, No. 5896, 1997.

_____, "Policy Lessons from Development Experience Since the Second World War" in *Handbook of Development Economics,* Vol. IIIB, 1995, pp. 2496~2550.

_____, "Asia Trade and Growth Lessons," *American Economic Review* 80, 1990, pp.108~112.

_____, "Trade Policy as an Input to Development," *American Economic Review* 70, 1980, pp.288~292.

Krugman, Paul, "The Myth of Asia's Miracle," *Foreign Affairs* 73, 1994, pp.62~78.

Lucas, Robert E., Jr., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics* 22(1), 1988, pp.3~42.

Lucas, Robert E., Jr., "Making a Miracle," *Econometrica* 61(2), 1993, pp.251~272.

Mankiw, N. Gregory, David Romer, and David N. Weil, "A Contribution

to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp.407~437

Nehru, Vikram, and Ashok Dhareshwar, "A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results," *Revista de Analisis Economico* 8, 1993, pp.37~59.

North, Douglass C., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, 1990.

Page, John, "The East Asian Miracle: Four Lessons for Development Policy," *Macroeconomics Annual,* 1994, pp.219~269.

Psacharopolous, George, "Returns to Investment in Education: A Global Update," *World Development* 22(9), 1994, pp.1325~1343.

Revine, Ross and David Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions," *American Economic Review* 82, 1992, pp.942~963.

Rodrik, Dani, *The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work*, Johns Hopkins University Press, 1999.

_____, "TFPG Controversies, Institutions and Economic Performance in East Asia," in Y. Hayami and M. Aoki(eds.), *Institutional Foundations of Economic Development in East Asia*, London:Macmillan, 1998.

_____, "King Kong Meets Godzilla: The World Bank and the East Asian Miracle," CEPR Discussion Paper, No. 994, 1994a.

_____, "Getting Interventions Right: How South Korea and Taiwan Grew Rich," NBER Working Paper, No.4964, 1994b.

Romer, David, *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, 1996.

Romer, Paul M., "Endogenous Technical Change," *Journal of Political Economy* 94(5), 1990, pp.1002~1037.

Sachs, Jeffrey D. and Andrew Warner, "Economic Reform and the Process of Global Integration," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1995, pp.1~95.

Solow, Robert M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 70, 1956, pp.65~94.

Summers, Robert and Alan Heston, *The Penn World Tables mark 5.6a*, datafile, 1994.

Wade, Robert, *Governing the Market: Economic Theory and the Role of Government in East Asia Industrialization*, Princeton University Press, 1990.

World Bank, *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, Oxford University Press, 1993.

Young, Alwyn, "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," *Quarterly Journal of Economics* 110, 1995, pp.641~680.

_____, "Lessons from the East Asian Newly Industrialized Countries: A Contrarian View," *European Economic Review* 38, 1994, pp.964~973.

〈부표 1〉 국가 리스트

선진국	동아시아	라틴아메리카	Sub-사하라
Australia	Hong Kong*	Argentina	Cameroon
Austria	Indonesia	Bolivia	Congo*
Belgium	Korea	Brazil	Gambia*
Canada	Malaysia	Chile	Ghana
Denmark	Philippines	Colombia	Kenya
Finland	Singapore	Costa Rica	Malawi
France	Taiwan	Dominican Rep.	Mali
Germany, West**	Thailand	Ecuador	Mauritius**
Greece	남아시아	El Salvador	Mozambique**
Iceland**	Bangladesh	Guatemala	Senegal
Ireland	India	Guyana	South Africa
Italy	Pakistan	Honduras	Togo*
Japan	Sri Lanka	Jamaica	Uganda
Netherlands	중 동	Mexico	Zambia
New Zealand	Algeria	Nicaragua	Zimbabwe
Norway	Cyprus	Panama	
Portugal	Iran	Paraguay	
Spain	Israel	Peru	
Sweden	Jordan	Trinidad & Tobago	
Switzerland	Syria*	Uruguay	
Turkey	Tunisia	Venezuela	
U.K.			
U.S.A.			

주 : 본고에서는 데이터가 유용한 총 78개국을 분석대상으로 삼았음. *표시가 있는 5개의 국가는 자본스톡자료 및 TFPG가 유용하지 않아 국민소득 성장회귀분석(GDP growh regression)에만 포함되었음. **표시가 있는 4개의 국가는 일부 설명변수자료가 유용하지 않아 성장회계분석(growth accounting)에만 사용되었고 〈표 1〉~〈표 3〉은 이 국가들이 포함된 결과임. 나머지 69개의 국가는 모든 분석방법에서 사용되었음. 설명변수를 추가한 일부 회귀식에서 자료가 유용하지 않은 국가는 표본에서 제외하였음.

■ 論 評

宋 秉 昊
(동국대학교 경제학과 부교수)

이 논문은 우리나라와 동아시아 다른 국가들의 성장요인을 성장회계분석과 성장회귀분석이라는 두 가지 방법론을 동원하여 살펴보고 있다. 우선 성장회계분석으로, 저자들은 동아시아의 총요소생산성증가율(Total Factor Productivity Growth)이 선진국에 비해 비슷하거나 그다지 높지 않다는 기존의 연구결과를 확인하고 있다. 그리고 더 나아가 저자들은 세계의 다른 개도국들, 즉 중남미나 아프리카 등의 개도국과 비교하여 동아시아의 TFPG가 월등히 높다는 점을 보여주고 이 점을 강조하고 있다.

성장회귀분석에서는, 동아시아와 다른 지역의 국가 사이의 성장률의 차이가 신고전파 성장모형에서 제시하는 조건부 수렴현상으로 얼마나 설명되는지 그리고 각국의 경제정책 및 경제환경의 차이에 의하여 얼마나 설명되는지를 광범위한 데이터를 이용하여 살펴보고 있다. 저자들은 이 분석을 통하여 다음과 같은 결론을 내고 있다. 첫째, 동아시아와 기타 개도국 간의 성장률의 차이는 대외개방 및 제도의 질 변수가 잘 설명한다. 둘째, 1960년 이후 동아시아가 선진국보다 높은 성장률을 가진 것은 수렴현상으로 가장 잘 설명할 수 있다.

성장회귀분석에서 일반적으로 피설명변수가 성장률이 되는데, 저자들은 더 나아가 1인당 자본축적률과 총요소생산성의 증가율에 대한 회귀분석도 하고 있다. 1인당 자본축적률을 피설명변수로 한 회귀분석에서 저자들은, 초기의 소득수준과 제도의 질 등

은 유의성 있는 설명변수이나, 현재 이용 가능한 국가간 횡단면 설명변수로는 동아시아의 급속한 자본축적을 모두 설명하는 데 한계가 있음을 보이고 있다. 총요소생산성의 증가율에 대한 회귀분석에서 저자들은 초기의 소득수준과 인적자본, 대외개방도와 자원부존도, 그리고 제도의 질 등이 유의성 있는 설명변수라고 한다.

마지막으로, 대외개방과 제도가 성장회귀분석에서 중요하게 부각된 점을 주목하여 저자들은 대외개방과 제도가 경제성장에서 가지는 의미를 논의하고 있다.

본 논평자가 생각하기에, 이 논문은 매우 광범위한 데이터를 사용하여 여러 가지 각도에서 우리나라를 비롯한 동아시아 국가들의 성장요인을 분석한 논문이고, 따라서 우리나라를 비롯한 동아시아 국가들의 성장요인을 이해하는 데 도움을 주는 논문이다. 따라서 본 논평자는 대체적으로 이 논문을 긍정적으로 평가한다. 다만, 한 가지 아쉬운 것은 이 분야에 대한 문헌의 서베이(literature survey)가 서론에 좀더 자세히 나와서, 저자들이 한 작업이 기존의 문헌에 어떠한 기여를 하는 것인지 확연하게 대비시켜 주었으면 하는 점이다.

이상이 본 논평자의 시초 논평이었고, 이에 대하여 저자들은 다음과 같이 답하여 왔다. "본 논문은 기존의 문헌에서 사용된 방법론과 자료를 이용하여 동아시아의 성장요인에 관한 그간의 실증분석을 체계적으로 정리하는 데 일차적인 목적이 있다. 그럼에도 불구하고 본고는 몇가지 측면에서 기존문헌과는 차이가 있음을 서론에서 서술하고 있는데, 그 중 중요한 것 중 하나는 다음과 같다. '본고는 성장회계에서 측정된 총요소생산성증가율 및 자본축적률을 바탕으로 대외개방도 및 제도의 질 등 성장률 회귀분석에서 양적으로 중요한 것으로 나타난 성장의 제 요인이

각각 어떤 경로를 거쳐 경제성장에 영향을 미치는가를 살펴보았다. 그 결과 대외개방도는 주로 생산성증가율을 증가시킴으로써, 그리고 제도의 질은 생산성증가 및 자본축적률 모두에 영향을 미침으로써 경제성장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 대외개방도가 생산성증가율을 증가시킴으로써 경제성장에 영향을 준다는 결과는 이에 관한 이론적인 문헌과 합치하는 것으로서 기존의 국가간 자료를 이용한 실증문헌에서는 잘 보고되지 않던 것이다. 기존의 문헌에서 사용된 방법론과 자료를 이용하여 동아시아의 성장요인에 관한 그간의 실증분석을 체계적으로 정리하는 데 일차적인 목적이 있다.' " (따옴표와 그 안의 작은 따옴표는 본 논평자가 첨가한 것임.)

이 논문의 일차적 목적이 위와 같다면, 이 논문은 결국 서베이 논문이란 말인가? 그렇다면 더욱더 문헌의 서베이가 자세히 있어야 할 것이다. 저자들이 이 논문의 일차적 목적을 위와 같이 답하는 이유는, 논문의 전반부 50% 이상을 차지하는 성장회계분석과 일반적 성장회귀분석 부분이 방법론과 결론에 있어서 상당히 정립된 기존문헌의 결과와 별로 다르지 않기 때문이라고 추측된다. 그렇다면 이를 새로이 보고할 이유가 없다고 본 논평자는 생각한다. 본 논평자는 성장의 실증적 연구에 있어 전문가가 아니기 때문에, 앞 부분도 무엇인가 문헌에 기여가 있을지도 모른다는 생각에서 서베이를 통하여 대비하라고 요청한 것인데, 만약 '정리' 목적이라면 이를 생략하고 이 논문의 핵심부분인 Ⅳ장 경제성장의 채널을 바로 보고하는 것이 좋으리라 생각한다.

논문이 지금과 같이 구성되어 있다면 독자는 흥미를 잃어버리고 지치게 된다. 한마디로 "내가 왜 이 논문을 읽어야 하나?" 하며 중간에서 논문 읽기를 포기할 가능성이 높은 것이다. 그러므로 이 논문이 서베이 논문이 아니라 연구논문이라면 성장회계분

석과 일반적 성장회귀분석을 장황하게 보고하는 일을 생략하고 차라리 기존의 연구결과를 간단히 (그러나 이 논문의 서문보다는 자세하게) 보고하여 저자들의 연구와 대비시키고 곧바로 저자들의 기여가 있는 경제성장의 채널에 대한 실증분석을 보고하는 것이 좋다고 생각한다.

洪 基 錫
(본원 연구위원)

이 논문은 성장회계와 성장회귀분석의 방법을 통하여 우리나라 및 동아시아의 성장요인들을 살펴보고 있다. 분석결과에 의하면, 우리나라 및 동아시아가 다른 개도국에 비하여 고성장을 이룩할 수 있었던 것은 생산요소의 빠른 축적 외에 생산성의 향상에도 크게 기인한 것으로 나타난다. 그리고 이러한 동아시아의 생산성 향상에는 대외개방적 성장전략이나 기타 여러 가지 제도적인 정비가 중요한 역할을 했던 것으로 나타난다. 이 논문의 의의는 이처럼 서로 다른 개도국 간의 성장요인들을 종합적으로 비교해 봄으로써 동아시아 성장의 원인을 여러 측면에서 살펴본 것이라고 할 수 있다.

이 논문의 경우 분석방법이 전통적일 뿐 아니라 사용된 자료 또한 성장론 쪽에서 일반적으로 사용되는 것이므로, 성장론에 대한 모든 실증분석들이 가질 수 있는 본질적인 한계 이외에 특별한 문제점은 없는 것으로 보인다. 특히 이 논문의 성장회귀분석에서는 초기조건이나 제도, 대외개방도, 부존자원 등 비교적 외생적이라고 할 수 있는 변수들만을 설명변수로 사용함으로써, 다른 많은 연구에서 발견되는 내생성의 문제를 크게 줄인 것으로 판단된다. 물론 제도나 대외개방도 같은 변수가 얼마나 외생적인

가에 대해서는 항상 의문의 여지가 있을 수 있으나, 저축률이나 투자율과 같이 명백히 내생적인 변수들은 거의 설명변수에서 제외되어 있다.

몇 가지 개선의 여지가 있어 보이는 세부사항들을 지적하면 아래와 같다. 물론 그동안 본 논평자와 저자 간에 충분한 의견교환의 시간이 없었으므로 아래의 사항들이 전적으로 본 논평자의 오해에서 비롯된 것일 가능성도 있다. 그러나 아마 다른 독자들도 이 논문을 읽으면서 비슷한 의문을 가질 수 있을 것으로 생각된다.

첫째, III장의 경제성장의 결정요인에 대한 회귀분석에서 초기조건을 나타내는 설명변수로 노동자 1인당 GDP와 중등교육연수가 사용되고 있는데, 왜 초기 자본스톡은 포함되지 않았는지가 불분명하다. 이 논문의 주석에서도 지적되었듯이 Barro and Lee의 주장대로 인적자본과 물적자본의 불균형이 성장률에 영향을 줄 수 있다면 보다 적절한 초기조건변수는 중등교육연수가 아니라 중등교육연수와 자본스톡의 비율이라고 볼 수도 있을 것이다. 한 가지 가능성은 노동자 1인당 GDP가 교육연수와 초기 자본스톡의 합으로 나타내어질 수 있으므로 노동자 1인당 GDP를 통제할 경우 자본스톡만을 고려해도 무방하다고 보는 것이다. 그러나 IV장의 자본축적의 결정요인을 나타내는 〈표 9〉에서는 별도의 설명 없이 초기 자본스톡이 일시적으로 고려되고 있으며, 생산성 증가의 결정요인을 나타내는 〈표 10〉에서는 다시 전혀 고려되지 않고 있다. 이러한 차이가 왜 필요한 것인지 본문에서는 분명하게 설명되어 있지 않은 것 같다. 이와 유사한 의문으로서, 투자율은 대부분의 표에서 전혀 고려되지 않고 있으나 어떤 이유에서인지 〈표 6〉에는 경제성장의 결정요인으로서 잠깐 고려되고 있다. 경제성장의 결정요인으로서 투자율을 고려하려면 인적자본의 증가율도 같이 고려하는 것이 자연스러울 것이며, 반대로 투자율

이 내생변수이어서 사용하기에 적합하지 않으면 아예 〈표 6〉에서도 제외하는 것이 혼동의 여지를 줄일 수 있을 것으로 생각된다. 이 외에도 전반적으로 〈표 3, 6, 9, 10〉의 specification들이 서로 일치하지 않는 경우가 많은데, 왜 설명변수들의 조합이 서로 다르게 사용되어야 하는지 선험적으로 분명하지 않으며 뚜렷한 규칙성도 없는 것 같다. 이처럼 표마다 추정된 specification이 다를 경우 독자들은 추정결과의 robustness에 대해서 의문을 가질 수도 있으므로 가능하면 일관된 형식을 유지하는 것이 바람직할 것으로 생각된다.

둘째, Ⅳ장 경제성장의 채널에서는 1인당 자본량의 증가율과 총요소생산성의 증가율을 각각 종속변수로 한 회귀분석결과가 보고되어 있는데, 이때 1인당 자본량이 물적자본과 인적자본을 합한 것인지 아니면 물적자본만을 나타내는 것인지 분명하지 않다. 〈표 3〉에 의하면 1인당 GDP 성장률은 인적자본증가율, 물적자본증가율, 그리고 총요소생산성증가율에 의하여 결정된다. 그러나 Ⅳ장에서는 자본증가율과 총요소생산성증가율만이 고려되어 있으며, 본문의 내용을 고려할 때 Ⅳ장의 자본증가율은 물적자본만을 나타내는 것으로 추측된다. Ⅱ장의 성장회계분석과 일관성을 유지하기 위해서, 또한 실제로 인적자본의 증가율이 어떠한 변수들에 의하여 결정되는가를 살펴보기 위해서 물적자본과 인적자본의 증가율을 각각 고려해 보는 것이 바람직할 것으로 기대된다.

셋째, 153～154쪽의 인적자본 계산에 관한 설명을 보면 교육성취도별 인구의 가중치로서 교육의 수익률을 사용한 것으로 나와 있는데, 그것이 한계수익률인지 평균수익률인지가 분명히 제시되어 있지 않다. 아마도 153～154쪽에 제시되어 있는 수익률들은 교육성취도별 한계수익률인 것으로 보이며, 교육의 수익률을 계산할 때에는 한계수익률로부터 총수익률을 누적적으로 추정했을

것으로 판단된다. 계산과정을 보다 정확하게 설명함으로써 의문의 여지를 줄일 수 있을 것이다.

넷째, 본문의 주 2에서도 간단하게 언급되어 있듯이 성장회계방식에 따라 생산성을 계산할 경우 단기적으로는 가동률의 변화를 반영하게 된다. 따라서 〈표 3〉에서와 같이 기간별로 생산성 증가율을 구하는 것은 큰 의미를 가지지 못할 수 있다.

다섯째, 〈표 13〉에서는 제도변수를 성장률에 대한 설명변수로 포함시킬 경우와 그렇지 않을 경우 대외개방도의 계수값이 어떻게 변화하는가를 살펴봄으로써, 대외개방이 제도의 향상을 통하여 간접적으로 성장에 미칠 수 있는 효과가 얼마나 될 것인가를 가늠해 보고 있다. 그러나 이 논문의 주장과는 반대로 오히려 제도의 향상이 대외개방을 가능하게 하였을 수도 있지 않을까. 성장회귀분석에 포함되는 변수들은 종종 서로 높은 상관관계를 나타낸다. 그러나 그 상관관계로부터 변수들 간의 인과관계를 도출한다는 것은 매우 어려운 일일 것이다. 물론 이 논문에서 사용된 대외개방변수는 1950~90년의 기간에 해당하는 값인 반면 제도변수는 1980년대를 나타내는 것으로서 시기적으로 대외개방변수가 제도변수보다 선행하는 것은 사실이지만, 시기상의 선후가 논리적인 인과관계를 반영할 것이라고 보는 데에는 무리가 있다. 예를 들어, 각 나라별로 대외개방변수와 제도변수가 표본기간 중 일정하며 우리가 관찰하는 변화는 단지 국가간의 변화만을 나타낸다고 가정하자. 그렇다면 두 변수의 관찰시기를 다르게 잡더라도 두 변수 간의 인과관계를 밝혀낼 수는 없을 것이다.

이상 논의한 몇 가지 지적에도 불구하고 이 논문의 분석은 전반적으로 매우 주의깊게 이루어진 것으로 보이며, 우리나라 및 동아시아의 성장에 대한 우리의 이해를 높이는 데 기여하였다고 생각된다.

外國人投資企業의 生産性效果 分析

金 承 塡

(前 本院 研究委員)

◇ 要　約 ◇

외국인투자 유치를 통해 국내산업의 생산성을 향상시키는 것이 중요한데 외국인투자가 한국의 산업생산성에 어떤 영향을 미쳤는지에 대한 실증연구가 전무한 것이 현실이다. 본 연구는 기업데이터를 이용하여 외국인투자의 생산성효과를 추정하는 것을 목적으로 한다.

상기 분석을 통해 얻은 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 외국인소유기업의 노동생산성이 높다. 둘째, 외국인투자의 생산성 파급효과는 양(+)의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 생산성 파급효과가 미미하다고 볼 수 있다.

이상의 결론은 매우 중요한 시사점을 갖는다. 우선 외국인투자기업이 선진기술 및 경영노하우를 전수할 능력을 가졌을 가능성을 시사한다. 외국인투자를 유치하는 중요한 이유 중의 하나인 선진기술 및 경영노하우 전수의 전제조건인 외국인투자기업의 기술 및 노하우 소유가 실제로 성립할 가능성을 시사한다. 하지만 외국인투자가 국내산업 전반의 효율성 제고로 이어지는 데는 아직 장애요인이 존재함을 암시한다. 경쟁규율이 확립되지 않았거나 기술파급을 위한 제도적 여건이 미비한 것이 원인일 가능성이 있다. 따라서 정책적인 시사점은 어떻게 기술파급효과를 극대화할 것인가에 집중된다. 경쟁에서 낙오한 기업의 퇴출을 확실히 제도화함으로써 외국인투자의 경쟁압력이 기업의 효율성 증가로 이어지도록 해야 할 필요가 있으며 각종 반경쟁적 관행 또는 행위를 단속할 수 있는 경쟁정책의 확립이 요구된다. 또한 노동시장의 유연성 제고, 산업입지정책의 효율화 등을 통해 외국인투자의 기술이전 및 확산효과가 극대화되도록 해야 할 것이다.

Ⅰ. 序　言

외환위기 발생 이후 한국은 위기극복의 수단으로 외국인투자의 유치에 많은 노력을 기울여왔다. 이러한 정부 노력의 이면에는 외국인투자가 외화유입, 경기부양 및 구조조정 촉진이라는 당면 현안을 해결할 수 있는 효율적인 수단이라는 인식이 깔려 있었다. 최근의 경제상황은 외국인투자의 이러한 역할을 더욱 강조하게 된다. 민간소비 및 설비투자가 뚜렷한 회복세를 보이고 있으나 향후 예상되는 대기업의 구조조정은 투자감소 및 실업증가를 유발하여 민간소비 및 투자의 회복을 지연시킬 가능성이 있다. 또한, 회복세를 보이고 있는 수출도 보호주의의 강화 및 환율절상으로 인해 증가율이 둔화될 수 있다. 기업구조조정도 국내기업의 능력만으로는 한계가 있다. 외국인투자는 투자증가, 고용창출을 통한 소비증가, 외국기업의 마케팅채널을 이용한 수출증가 등을 유발하여 경제성장을 도울 뿐만 아니라 국내기업의 자산 및 사업 매각을 활발하게 하여 기업구조조정을 촉진하는 역할을 한다.

외국인투자의 역할은 여기서 그치지 않는다. 선진기술 및 경영노하우의 이전, 시장경쟁의 증가 등을 통해서 국내산업의 생산성을 증가시킬 수 있다. 한국의 외환위기가 거시정책의 실패, 금융감독의 소홀 등 이제까지 잘 알려진 요인 외에 실물생산부문의 생산성 저하가 복합적으로 작용하여 발생했다는 인식이 커지고 있는 점을 감안할 때, 외국인투자 유치를 통해 국내산업의 생산성 및 효율성을 향상시키는 것은 매우 중요하다.

하지만 외국인투자가 한국의 산업생산성에 실제로 어떤 영향을 미쳤는지에 대해서는 실증적인 연구가 거의 없는 게 현실이다. 이는 외국인소유 여부에 근거한 데이터가 부족했던 데에 상당부분 기인한다. 외국인투자의 생산성효과에 대한 메커니즘을 이해하기 위해서는 기업데이터를 통한 미시적 분석이 필요하다. 본고는 기업데이터를 이용하여 외국인투자의 생산성효과를 추정하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 기업을 외국인투자기업과 내국인기업으로 구분하여 외국인투자기업 고유 우위의 생산성효과 및 외국인투자의 생산성 파급효과를 실증분석한다. 또한, 이러한 분석을 바탕으로 외국인투자의 생산성 파급효과를 극대화하기 위한 정책적 시사점을 도출할 예정이다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 외국인투자의 생산성효과에 대해 고찰하고, 제Ⅲ장에서는 외국인투자의 생산성효과에 대한 기존의 계량 연구를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 기업데이터에 대한 설명과 외국인투자기업의 규모, 비중 및 생산성을 내국인기업과 비교하여 살펴본다. 제Ⅴ장에서는 외국인투자의 생산성효과를 추정하고, 제Ⅵ장에서는 정책적 시사점에 대해 논의한다.

Ⅱ. 外國人投資의 生産性效果에 대한 理論的 考察과 旣存硏究

1. 理論的 考察

외국인투자가 투자유치국의 생산성에 미치는 효과를 추정하기

전에 외국인투자의 생산성효과를 이론적으로 검토할 필요가 있다. 우선 외국인투자기업이 높은 생산성을 갖는다면 외국인투자는 국내산업의 생산성을 직접적으로 향상시킬 수 있다. 외국인투자기업도 국내산업을 구성하기 때문이다. 또한, 외국인투자는 간접경로를 통해 국내산업의 생산성, 시장경쟁, 기술능력에 영향을 미친다. 기업이 활동하는 시장에서 경쟁이 증가하면 기업은 보다 효율적인 생산방법을 채택하려고 노력하게 된다. 이에 실패했을 때는 시장에서 퇴출되거나 시장점유 또는 이윤의 손실을 경험하게 된다. 또한, 기술능력이 향상되면 생산성이 증가한다. 외국인투자의 생산성효과는 외국인투자가 시장경쟁 및 기술능력에 어떤 영향을 미치는지를 검토함으로써 구체화될 수 있다. 본장의 논의에서는 외국인투자기업과 내국인기업의 생산성 차이에 따른 직접적 생산성효과는 별개로 언급하지 않고 외국인투자의 생산성 파급효과를 논의하기로 한다.

외국인투자기업은 국내에서 활동하는 내국인기업과 두 가지 면에서 다르다. 우선 기업고유의 우위를 형성하는 기술 또는 지식을 가져와서 국내시장 사정에 더 정통한 내국인기업과 성공적으로 경쟁할 수 있게 된다. 그리고 다국적기업의 진출은 기존의 국내기업으로 하여금 시장점유 및 이윤을 보호하기 위한 대응을 유발한다. 이러한 변화는 여러 종류의 파급효과를 가져와서 국내기업의 생산성 향상으로 이어진다. 일반적으로 생산성 파급효과는 다국적기업의 진입 또는 활동이 국내기업의 생산성 향상을 가져오고 이러한 혜택의 가치를 완전히 내재화시킬 수 없을 때 발생한다. 국내기업이 국내시장에서 활동하는 외국인투자기업이 사용하는 기술을 모방하여 생산성을 향상시키거나, 다국적기업의 진출이 국내시장의 경쟁을 더욱 활발하게 하여 국내기업으로 하여금 현재의 기술과 자원을 효율적으로 사용하도록 하는 것이

이에 해당한다. 또한, 치열해진 경쟁은 외국인투자기업이 속한 산업이나 기타 산업에서 공급자(supplier)나 고객(customer)으로 하여금 새롭고 효율적인 기술을 추구하도록 한다.

생산성 파급효과가 상당할 것으로 예상하는 첫째 이유는 다국적기업이 사용하는 기술이 국내시장에서는 존재하지 않는 경우가 있다는 것이다. 기술매매시장의 거래비용 때문에 다국적기업은 자주 직접투자를 선호하는데, 최신 기술일수록 이러한 현상이 두드러진다. 즉, 직접투자를 통해 도입되는 기술은 라이선싱을 통해서는 도입되지 않을 가능성이 크다. 국내기업은 모방을 하거나 외국인투자기업에서 일한 경험이 있는 자를 채용하여 이러한 기술에 접근할 수 있다. 둘째 이유는 규모의 경제, 높은 초기 자본비용, 광고 등 다국적기업의 특성과 관련이 있다. 다국적기업의 이러한 특성은 진입장벽이 높고 집중도가 높으며 경쟁 부족으로 효율성이 낮은 산업의 특성이기도 하다. 이러한 산업에 국내기업이 진입하는 것은 매우 어렵다. 하지만 다국적기업은 이러한 산업에 진입할 가능성이 크고 이러한 진입장벽을 극복할 수 있는 능력이 있다. 규모의 경제가 중요한 진입장벽이라면 다국적기업은 해외자회사를 조정하여 특정 활동을 일부 지역에 집중시켜 이를 극복할 수 있다. 높은 자본비용이 진입장벽이라면 다국적기업은 국내기업보다 우월한 자금력을 이용하거나 국제 자본시장을 저렴하게 이용할 수 있는 능력을 이용하여 이를 극복할 수 있다. 제품차별화 및 기술에 관련된 진입장벽 또한 제품차별화 및 기술능력을 갖고 있는 다국적기업에게는 장애가 되지 않는다. 이러한 독과점적인 산업에 다국적기업이 진입하는 것은 경쟁의 수준을 증가시키고 기존 기업의 효율성 향상을 유도한다. 물론 다국적기업의 진입으로 가장 비효율적인 국내기업이 시장에서 퇴출된다면 다국적기업의 진입은 시장에 존재하는 기업의

수를 감소시킬 가능성도 있다. 이는 다국적기업이 모든 국내기업을 능가하여 기존의 과점구조보다 더 나쁜 독점구조를 구축할 수 있다는 우려를 자아내기도 한다. 하지만 일반적으로 기업 간 경쟁은 보다 치열해질 가능성이 크다. 왜냐하면 다국적기업의 진입은 기존의 신사적 경쟁체제(gentlemanly competition)를 붕괴시키기 때문이다. 따라서 외국인투자가 초래하는 시장구조 형태에 상관없이 외국인투자는 기업 간 경쟁을 자극하고 시장성과를 향상시킬 가능성이 크다.[1] 이하에서는 외국인투자가 투자유치국 경제에 미치는 영향을 검토하는데, 여러 파급효과를 구분하여 설명한다.

가. 訓練 및 轉職

다국적기업 모회사의 자회사로의 기술이전은 기계장비나 파견 경영자 및 기술자에게 체화될 뿐만 아니라 현지인력의 훈련을 통해서 이루어진다. 훈련은 생산직에서 관리자 및 경영자에 이르기까지 거의 대부분의 직위에서 이루어진다. 훈련의 범위는 필요한 기술에 따라 현장훈련(on-the-job training), 세미나 등 다양하다. 비록 고위직은 초기에 본사 파견 인력으로 충당되나 시간이 지남에 따라 현지인의 비중이 늘어난다. 외국인투자기업에서 일하는 동안 취득한 여러 기술은 피고용자가 다른 기업으로 이직하거나 새로운 사업을 시작하는 경우에 확산된다. 선진국 및 개도국에서는 기술 및 경영노하우의 이전에 대한 연구가 활발했다. Gerschenberg(1987)는 케냐의 41개 제조업체의 최고 또는 중간경영자에 대한 조사를 통해 다국적기업이 현지기업보다 많은 훈련

1) 경쟁의 증가가 이윤동기보다 기술변화와 생산성 향상을 유도하는 데 더 효과적일 가능성이 크다. 경쟁으로 인한 소멸의 위협이 이윤확보의 가능성보다 기술향상을 유인하는 데에 효과적일 가능성이 크기 때문이다.

을 제공함을 지적했다. 경영자는 다국적기업에서 다른 기업으로 이직하여 노하우의 파급에 기여했다. 단, 이동성은 다국적기업의 경우에 더 낮았다. Katz(1987)는 멕시코의 경우 현지기업의 경영자가 주로 다국적기업의 자회사에서 일했거나 훈련받은 경험이 있음을 지적했다.

나. 展示 및 競爭

외국인투자의 순수 전시효과(demonstration effect)에 대한 사례연구에 의하면 전시는 생산성 파급의 중요한 경로임을 알 수 있다. Riedel(1975)은 1960년대에 홍콩 제조업 수출에서 다국적기업으로부터의 전시효과가 중요했다고 지적했다. Mansfield and Romeo(1980)는 다국적기업의 현지자회사에 이전되는 기술이 비교적 최신이기 때문에 국내경쟁자의 모방노력을 자극했음을 지적했다. 하지만 순수 전시효과가 얼마나 중요한지에 대해서는 잘 알려져 있지 않다. 이유는 전시효과가 경쟁과 밀접한 관련이 있기 때문이다. 즉, 국내기업은 다국적기업과 경쟁하기 위해 다국적기업의 행위를 모방하려고 하기 때문이다. 일부 사례연구는 전시와 경쟁의 복합효과에 관해서 이루어졌다. Langdon(1981)은 케냐의 비누산업에서 다국적기업의 진입은 기계화된 생산을 도입했고 현지기업은 수제작 방법으로는 생존하기 어려움을 인식하여 기계화 기술을 채택하였음을 보고하였다.

개념적으로 이러한 경쟁효과는 매우 중요한데, 이는 높은 진입장벽 때문에 국내 경쟁자의 진입이 어려운 산업과 국내기업 간의 경쟁이 제한적인 산업에 다국적기업이 진입할 가능성이 크기 때문이다. 실제적으로 모방 또는 새로운 기술의 채택에 관해서 전시효과와 경쟁효과를 구분하는 것은 어렵다. 사례 연구에서 얻을 수 있는 것은 모방이 일어나기 전에 현지기업이 경쟁에 단기

적으로 어떻게 대응하는가에 관한 것이다. 현지기업의 즉각적인 대응은 비용관리를 철저히 하거나 근로의욕을 고취시켜 X-효율성을 향상시키는 것이 될 수 있다. 국내기업의 이러한 대응으로 발생하는 생산성 향상효과는 초기 비효율성이 많은 개도국에서 클 수 있다. 하지만 선진국 국내기업은 경쟁에 효과적으로 대응할 능력이 있는 반면에 개도국 기업은 경쟁력이 취약하여 생산성 향상효과를 충분히 누리지 못할 가능성도 있는데, 국내기업 간의 제휴 또는 외국기업과의 합작 등을 통해 경쟁력을 향상시킬 수 있다.

다. 産業構造

외국인투자의 경쟁효과에 대한 관심은 외국인투자와 산업구조에 관한 연구로 이어졌다. 핵심 논쟁은 다국적기업의 진입/활동이 산업구조를 설명하는지 아니면 산업구조가 다국적기업의 진입여부를 결정하는지에 관한 것이다.

외국인투자기업은 순수 내국인기업보다 산업 내 기업의 수를 제한하는 비용 관련 진입장벽을 극복하는 능력이 우월한 경향이 있다. 진입장벽은 제도적인 요인뿐만 아니라 높은 자본비용, 생산부문의 규모의 경제, 광고, 판매 및 기술개발부문의 규모의 경제 등 비용 관련 요인에 의해 형성된다. 다국적기업에 의한 외국인투자는 이러한 구조적 진입장벽의 원천으로부터 발생하는 기업고유의 자산에 바탕을 두고 이루어진다. 외국인기업은 내국인기업은 부담하지 않는 외국인비용을 부담한다. 이러한 비용을 극복하기 위해서 외국인기업은 소유권우위 형태의 경쟁우위가 필요하다. 이러한 우위는 기술적, 조직적 및 판매적 지식, 영업권, 상표 등과 관련이 있는데, 이는 진입장벽과 관련이 있다. 다국적기업은 유치국 기업보다 고비용 관련 진입장벽이 존재하는 산업

의 국내시장에 진출할 능력이 우월하다.

개념적 및 실증적으로 외국인기업의 진출이 집중도가 높은 산업에서 보다 현저하다는 것을 예상할 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 외국인기업은 고비용 관련 진입장벽이 존재하는 산업에서 발생하는 특별한 우위를 소유하므로 시장에 진입하기가 내국인기업에 비해 용이하다. 여러 실증연구는 외국인기업의 진출과 유치국 산업의 집중도는 양(+)의 상관관계를 가짐을 보였다.

외국인투자와 집중도는 공통 원인을 공유하고 있기 때문에 양자 간의 양(+)의 상관관계가 반드시 양자 간의 인과적 관계를 의미하지 않는다. 제3의 요소가 양자 간의 양(+)의 관계를 유발했을 수도 있다. 차별화된 제품산업 및 R&D집약적 산업이 집중도가 높고 외국인기업도 많이 존재할 수 있는 것이다. 비록 외국인투자가 집중도 높은 산업에서 주로 이루어지더라도 외국인투자는 외국인투자가 없었을 가상적 상황보다 집중도를 낮추는 효과가 있었을 수도 있다. 외국인투자와 집중도의 상관관계에 내재된 인과적 메커니즘에 대해 보다 자세히 살펴보기 위해서는 외국인투자의 진입효과(at-entry effect)와 진입 후 효과(post-entry effect)로 구분하여 살펴볼 필요가 있다.

신고전파적 견해는 외국인투자를 통한 시장진입은 유치국의 시장집중을 감소시키고 경쟁을 증가시킨다고 본다. 하지만 이에 대한 비판은 다음의 몇 가지 관점에서 이루어진다. 첫째, 다국적기업의 시장진입은 신설투자가 아닌 현지기업의 인수합병의 형태로 자주 이루어진다는 것이다. 이 경우 기업의 수에는 변화가 없게 된다. 특히 인수되는 현지기업이 인수가 없었어도 시장에서 활동할 수 있었다는 증거를 제시하기도 한다. 둘째, 다국적기업의 진출이 기존의 기업이 존재하지 않는 새로운 산업에서 이루어질 수 있다는 것이다. 또한, 다국적기업은 광고, 규모의 경제

등을 통해 제품차별화 장벽을 높여서 그들이 진입한 산업의 진입장벽을 높일 수도 있다.

진입 후 효과에 대해서도 의견이 갈린다. 신고전파적 견해는 다국적기업의 진입으로 시간이 경과하면서 경쟁이 증가한다고 본다. 다국적기업의 초기 진입이 추가적인 외국인투자를 유인하거나 현지기업에 대한 기술이전으로 현지기업이 더욱 경쟁적이 됨을 그 이유로 본다. 하지만 이에 대한 비판적인 견해는 다국적기업의 행위와 이들에 대응하는 내국인기업의 행위가 경쟁을 감소시킬 수 있다고 주장한다. 다국적기업은 우월적 요소를 이용하여 현지기업을 시장에서 몰아낼 수 있다고 주장한다. 다국적기업의 진입으로 인해 국내기업은 시장에서 생존하기 위해 방어적 합병을 하기도 하고 다국적기업의 반경쟁행위가 경쟁을 제한하기도 한다는 점을 지적한다.

선진국의 실증연구에 의하면 대체로 외국인투자가 시장집중을 완화시켰거나 변화시키지 않은 것으로 나타났다.[2] 반면에 개발도상국의 경우 외국인투자의 시장집중효과는 심화시킨 경우와 완화시킨 경우의 상반된 경우로 나타났다.[3] 결론적으로 다국적기업과 시장집중의 관계는 여러 요인에 의해 영향을 받는다.

이상의 논의에서 가정하고 있는 것은 경쟁이 효율성을 증가시킨다는 것인데, 이것이 반드시 성립하지는 않는다. 우선 규모의 경제가 산업생산성의 중요한 결정요인일 수 있다. 외국인투자가 시장집중을 심화시키는 경우 기업의 평균규모의 증가로 인해 자원배분 및 효율성이 증가할 수 있다. 이러한 효과가 경쟁감소의

2) 오스트레일리아(Brash[1966]), 캐나다(Safarian[1969]), 프랑스(Fishwick[1982]), 영국(Steuer et al. [1973]), 미국(Knickerbocker[1976]).

3) 외국인투자가 시장집중을 심화시킨 경우: 브라질(Willmore[1989]), 말레이시아(Lall[1979]), 멕시코(Blomstrom[1986b]); 시장집중을 완화시킨 경우: 브라질(Evans[1977]).

효과를 능가하는지 여부는 시장 특성 및 무역정책과 관련이 있다. 기업수가 30개에서 20개로 감소하는 것보다 3개에서 2개로 감소하는 것이 경쟁여건을 해칠 가능성이 크고 시장집중의 부정적 효과는 국제무역에 의한 경쟁으로부터 보호된 산업에서 더클 개연성이 있다.

외국인투자가 유치국 시장에서의 기업 간 경쟁을 증가시켰는지 아니면 감소시켰는지를 외국인투자와 시장집중의 관계로만 파악하는 것은 한계가 있다. 시장집중은 시장경쟁의 결과일 수도 있다. 외국인투자가 기존의 시장에 존재하는 기업들에게 경쟁압력을 주는 것은 분명하다. 이들 간의 경쟁의 결과 시장이 더 집중될 수도 있고 이와는 반대의 결과가 나타날 수도 있다. 따라서 외국인투자가 시장집중을 심화 또는 완화했는가에 상관없이 기존의 기업들에게 경쟁압력을 제공하여 이들이 경쟁에서 생존하기 위해 보다 효율적인 생산방법을 추구하게 할 개연성이 크다.

라. 前後方 連繫

다국적기업의 현지자회사는 현지 공급자와의 관계(후방연계)와 고객과의 관계(전방효과)를 통해서 유치국 경제에 파급효과를 가져올 수 있다. 후방연계에 대해서 다국적기업의 현지자회사가 공급자로 하여금 생산시설을 구축하도록 하거나 공급자에게 기술지원을 하는 등 파급효과를 가져왔다는 연구가 있다[4] 다국적기업의 현지부품 구매가 후방연계의 중요한 결정요인이 될 수 있다. 이러한 현지 구매는 시간이 지남에 따라 증가하는 경향이 있다.[5] 다국적기업의 현지자회사와 현지기업 간의 협력으로 인한 연계뿐만 아니라 공급자가 다국적기업의 엄격한 품질요구를 만

4) Lall(1980)과 Behrman and Wallender(1976) 참조.
5) McAleese and McDonald(1978) 참조.

족시키는 과정에서도 후방연계효과가 나타난다.[6] 한편, 전방연계에 대해서는 후방연계에 비해 상대적으로 증거가 많지 않다.[7]

2. 旣存 硏究

외국인투자의 생산성효과에 관한 계량분석은 크게 직접효과와 간접효과로 구분하여 살펴볼 수 있다. 직접효과는 외국인투자기업의 생산성이 내국인기업과 뚜렷하게 차이가 있어서 외국인투자기업을 포함하는 국내산업 전체의 생산성에 영향을 미치는 것을 가리키고, 간접효과는 외국인투자기업의 국내활동이 기술이전·확산 또는 경쟁에 영향을 미쳐 국내산업에 생산성 파급효과를 갖는 것을 의미한다. 본절에서는 기존의 연구를 직접효과에 관한 연구와 간접효과에 관한 연구로 구분하여 기술한다.

가. 直接效果

우선 직접효과는 외국인투자기업과 내국인기업의 생산성에 대한 비교를 통하여 평가된다. 외국인투자기업의 생산성이 내국인기업의 생산성보다 높으면 외국인투자가 국내산업 전체의 생산성을 높였다는 해석이 가능하다. 이에 관한 분석은 생산요소의 사용, 부가가치, 외국인소유에 따른 기업분류 등에 대한 세분화된 데이터가 필요한데 이러한 데이터가 모든 국가에서 이용 가능하지는 않다.

Willmore(1986)는 브라질의 제조업에서 기업규모가 유사한 외국인투자기업과 내국인기업 282쌍을 추출하여 생산요소 사용의 상대적 효율성을 비교하였다. 외국인투자기업이 내국인기업에 비해

6) Brash(1966)와 Katz(1969) 참조.
7) McAleese and McDonald(1978) 참조.

부가가치율(부가가치/생산) 및 노동생산성이 높은 것으로 나타났다. Tambunlertchai and Ramstetter(1991)는 태국의 제조업을 대상으로 외국인투자기업이 내국인투자기업에 비해 노동 및 자본생산성이 높음을 보였다. 이는 외국인투자기업이 노동 및 자본의 효율적인 사용을 통해 생산성 향상에 직접적으로 기여했음을 의미한다.

나. 間接效果

간접효과에 대한 계량분석은 주로 외국인투자기업의 활동이 국내산업의 생산성에 미치는 파급효과를 추정함으로써 이루어졌다. 간접효과는 경쟁증가, 기술이전·확산, 산업 간 연계 등을 통해 발생한다. 외국인기업은 진입장벽이 높은 시장에 진입하여 경쟁을 증가시켜 내국인기업으로 하여금 보다 효율적인 생산방법을 채택하도록 압력을 가한다. 또한, 많은 개발도상국들이 외국인투자에 대한 정책을 촉진적인 방향으로 전환한 것은 외국인투자기업이 수반하는 신기술 및 노하우로부터 창출되는 외부효과의 활용에 기인한 바 크다. 외국인투자기업이 신기술 및 신공정을 국내에 도입한다면 국내기업은 신기술의 급속한 확산으로부터 혜택을 받게 된다. 이러한 기술의 확산은 전시효과나 내국인 피고용자의 외국인기업으로부터 내국인기업으로의 전직을 통해 이루어진다. 한편, 외국인투자의 외부효과 추정에 있어서 산업 간 연계효과도 중요하나 통계적으로 측정하기가 어렵다.

외국인투자에 대한 광범위한 연구에도 불구하고 외국인투자의 생산성효과에 대한 연구는 1970년대까지만 해도 많지 않았다. Caves(1974)는 오스트레일리아의 제조업을 대상으로 외국기업의 진출이 국내산업의 1인당 부가가치에 미치는 영향을 연구하였다. 외국인투자의 비중이 높은 산업일수록 노동생산성이 높은 결과

를 보였는데, 이 결과는 자본집약도를 통제하지 않은 데에 기인했을 가능성이 있다. Globerman(1979)은 캐나다 제조업을 대상으로 Caves(1974)와 유사한 연구를 하였는데, 1인당 부가가치에 대한 추정에서 자본집약도를 통제하였다. 결과는 외국인기업의 진출이 양(+)의 효과를 보였으나 대체로 유의성이 낮았다.

이들의 연구 이후에 개발도상국에 대한 외국인투자의 생산성효과에 관한 연구가 이루어졌다. 결과는 국가별로 차이가 있었다. Blomstrom and Persson(1983)은 멕시코 제조업을 대상으로 자본집약도, 규모효과 및 노동의 질을 통제하여 외국인투자의 산업별 비중이 내국인기업의 노동생산성에 미치는 효과를 추정하였다. 외국인투자의 산업별 비중은 양(+)의 생산성효과가 있었는데, 이는 외국인투자기업으로부터 내국인기업으로의 파급효과(spillover effect)가 있었음을 의미한다. Blomstrom(1986a)은 외국인투자의 비중이 해당 산업의 구조적 효율성에 양(+)의 효과를 가짐을 보였다. Haddad and Harrison(1991)은 모로코의 제조업을 대상으로 기업데이터를 이용하여 외국인투자의 생산성효과를 추정하였는데, 외국인투자는 생산성에 통계적으로 유의한 양의 수준효과(level effect)를 가졌으나 증가효과(growth effect)는 통계적으로 유의하지 못했다. 외국인소유권은 기업의 생산성에 양(+)의 효과가 있었고, 외국인투자기업의 산업별 비중은 기업전체 또는 내국인기업의 생산성에 양(+)의 효과가 있었다. 반면에 외국인소유권은 생산성 증가율에 통계적으로 유의하지 않은 음(−)의 효과를 가졌으며, 외국인투자기업의 산업별 비중 역시 기업전체 또는 내국인기업의 생산성 증가율에 통계적으로 유의하지 않은 효과를 보였다.

Ⅲ. 外國人投資企業의 比重 및 生産性

본 연구는 한국신용정보의 기업데이터를 이용하여 1991년부터 1997년까지의 내국인기업 및 외국인투자기업을 분석대상으로 하였다. 외국인투자기업은 외국인투자촉진법에서 정한 바와 같이 외국인의 지분이 10% 이상이거나 외국인이 기업 경영에 실질적인 영향력을 행사하는 기업으로서 외국인투자의 신고수리(또는 허가)를 받은 기업을 대상으로 하였다.[8] 연도별로 분석대상 기업수는 기업의 등록연도 및 자료 보고 여부 등에 따라 차이가 있다.[9] 한편, 산업별 분석을 위해 전체산업을 14개 산업으로 구분하였다.[10] 본장에서는 1992년과 1997년을 중심으로 분석대상 외국인투자기업의 규모, 비중 및 생산성을 내국인기업과 비교하여 살펴보기로 한다.

1. 外國人投資企業과 內國人企業의 一般 比較

외국인투자기업은 내국인기업에 비해 평균적으로 기업의 규모가 크고 기술 관련 활동도 더 활발히 하는 것으로 나타났다. 이는 거의 모든 산업에 공통적으로 해당된다.[11] 기업의 평균매출,

8) 재정경제부, 『외국인투자기업현황』, 1998 참조.

9) 기업의 수는 기업의 등록연도 및 보고대상 연도가 상이하여 연도별로 차이가 있다. 본고의 분석대상 기업수(내국인기업수; 외국인투자기업수)는 연도별로 다음과 같다: 1991년 6,624(6,253;371), 1992년 4,729(4,325;404), 1993년 5,081(4,682;399), 1994년 5,461(5,028;433), 1995년 5,134(4,721;413), 1996년 4,956(4,541;415), 1997년 5,384(5,038;346).

10) 1차산업, 음·식료품, 섬유·신발, 목재·종이, 출판·인쇄, 석유, 화학, 비금속, 금속, 기계장비, 전기전자, 운송장비, 기타제조, 서비스업.

11) 기계장비는 제외.

평균부가가치, 평균고용 및 평균유형자산 측면에서 외국인투자기업이 내국인기업보다 훨씬 크다는 것은 외국인투자기업의 규모가 상대적으로 크다는 것을 시사한다. 또한, 평균R&D, 평균교육훈련비 및 평균로열티에서도 외국인투자기업이 내국인기업에 비해 더 많이 지출했다는 것은 외국인투자기업이 기술 관련 활동을 더욱 활발히 했음을 의미한다고 볼 수 있다.[12] 특히, 외국인투자기업이 행하는 R&D는 주로 디자인 및 개발로서, 주요 목적은 제품을 국내시장의 수요에 맞도록 적응시키는 것이다. 이러한 종류의 R&D는 외국모회사가 국내시장에서 확고한 자리를 잡고 시장점유를 확대하는 데에 기여한다. 외국모회사는 이러한 R&D가 본국에서 이루어지기는 어렵다고 생각하는데, 이는 국내시장 수요에 민감하게 반응하기 어렵기 때문이다. 하지만 일부 외국인투자기업은 국내시장뿐만 아니라 세계시장에서 활용할 목적으로

〈표 1〉 외국인투자기업과 내국인기업의 일반적 비교(제조업)

(단위: 백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	74,575	36,039	82,937	31,176
평균부가가치	18,769	9,035	18,951	6,830
평균고용	761	447	540	280
평균R&D	880	448	1,835	318
평균교육훈련비	178	60	194	35
평균로열티	213	63	369	22
평균유형자산(설비)	24,532	15,839	33,163	13,848
평균투자	-1,628	5,457	848	-4,926

주 : 1992년에는 내국인기업 4,325개와 외국인투자기업 404개, 1997년에는 내국인기업 5,038개와 외국인투자기업 346개를 표본으로 사용하였음.
자료 : 한국신용정보.

12) Fairchild and Sosin(1986)은 라틴아메리카를 대상으로 다국적기업 현지자회사의 R&D 총지출이 국내기업과 비슷했음을 지적했다.

R&D를 하기도 한다. 이는 그들이 수행하려는 R&D에 있어서 국내여건이 우수한 데에 따른 것이다.

2. 外國人投資企業의 國民經濟 比重[13)]

제조업의 경우 외국인투자기업이 전체 매출, 부가가치, 고용 및 유형자산에서 차지하는 비중은 대체로 약 20% 정도이며 연도별로 큰 변화가 없다. R&D, 교육훈련비, 기술도입 등 기술 관련 활동에 있어서는 외국인투자기업의 비중이 이보다 현저히 크며 연도별로 크게 증가했다.

산업별로는 전기전자에서 외국인투자의 비중이 1997년 기준 59.2%를 차지한 반면, 섬유 · 신발, 금속, 음식료품, 기계장비 등

〈표 2〉 외국인투자기업의 국민경제기여도(제조업)

(단위: %)

	1992년	1997년
매출	20.5	21.0
부가가치	20.6	21.7
고용	19.0	20.6
R&D	19.7	36.5
교육훈련비	26.9	35.6
로열티	29.7	62.5
유형자산	16.2	19.3

주 : 1992년에는 내국인기업 4,325개와 외국인투자기업 404개, 1997년에는 내국인기업 5,038개와 외국인투자기업 346개를 표본으로 사용하였음.
자료 : 한국신용정보.

13) 외국인투자기업은 외국인지분이 10% 이상이거나, 10% 미만이라도 경영에 참여할 목적으로 외국인이 투자한 기업이므로 외국인투자기업의 국민경제비중은 국내총투자 대비 외국인투자보다 클 가능성이 높다. 특히, 외국인지분이 10% 미만인 경우 경영참여 목적의 외국인투자를 분류하는 데에 자의성이 있을 가능성을 배제할 수 없다. 본 연구의 외국인투자기업은 재정경제부에서 발간한 『외국인투자기업현황』(1998)에 따라 분류한 것이다.

〈표 3〉 외국인투자기업의 산업별 고용비중

(단위: %)

	1992년	1997년
음식료품	7.2	7.9
섬유·신발	5.9	5.6
목재종이	14.6	14.0
석유	7.2	48.2
화학	11.2	13.1
비금속	12.8	16.5
금속	7.6	6.1
기계	8.4	8.6
전기전자	37.4	59.2
운송장비	36.1	24.1
기타제조	13.8	4.2
서비스업	5.1	7.3

주 : 1992년에는 내국인기업 4,325개와 외국인투자기업 404개, 1997년에는 내국인기업 5,038개와 외국인투자기업 346개를 표본으로 사용하였음.
자료 : 한국신용정보.

에서는 외국인투자의 비중이 10%에도 미치지 못했다. 특히, 전기전자산업은 1992년에 비해 1997년에 외국인투자비중이 크게 증가했다.

3. 外國人投資企業과 內國人企業의 生産性 比較

제조업의 경우, 노동생산성을 나타내는 1인당 부가가치에 있어서 외국인투자기업이 내국인기업에 비해 상대적으로 컸다. 노동의 질을 나타내는 1인당 인건비도 이와 유사한 양상을 보였다. 자본집약도를 나타내는 노동장비율은 외국인투자기업이 최근에 크게 증가하여 내국인기업의 수준을 넘어섰다. 자본생산성을 나타내는 총자산 대비 부가가치에서 외국인투자기업이 크며, 고부

〈표 4〉 외국인투자기업과 내국인기업의 생산성 지표(제조업)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	24.7	20.2	35.1	24.4
1인당 인건비(백만원)	12.6	10.2	17.7	12.4
노동장비율(백만원)	32.2	35.4	61.4	49.4
부가가치/총자산(%)	25	21	19	17
부가가치/매출(%)	25	25	23	22
R&D/매출(%)	1.18	1.24	2.21	1.02
로열티/매출(%)	0.29	0.17	0.45	0.07
교육훈련비/매출(%)	0.24	0.17	0.23	0.11
1인당 교육훈련비(백만원)	0.233	0.135	0.359	0.125

가가치의 정도를 나타내는 매출 대비 부가가치에 있어서도 외국인투자기업이 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 기술 관련 활동을 나타내는 매출 대비 R&D, 매출 대비 로열티, 매출 대비 교육훈련비 등에서 외국인투자기업이 상대적으로 크며 연도별로 증가해 왔다. 이는 내국인기업의 기술 관련 활동이 감소한 것과 대조적이다.

Ⅳ. 外國人投資의 生産性效果 分析[14)]

1. 外國人所有權의 生産性效果

제조업을 대상으로 외국인소유권(foreign ownership)이 기업의

14) 본고의 분석방법은 기업데이터를 이용하고 외국인투자의 산업별 비중을 사용했다는 점에서 Haddad and Harrison(1991)과 유사하다. 또한, 외국인투자기업은 재정경제부의 『외국인투자기업현황』(1998)과 한국신용정보의 기업현황 자료를 일일이 비교해서 식별하였다. 본 연구에서 사용한 데이터는 일종의 pooled data이나 기업의 등록연도 및 자료 보고 여부에 따라 관련 변수의 연도별 값의 유무가 결정된다.

노동생산성에 미치는 영향을 실증분석한다.

가. 模 型

본 실증분석에서 검증하고자 하는 첫 번째 관계는 외국인소유권이 기업의 노동생산성에 미치는 영향이다. 즉, 외국인소유권의 유무와 기업의 노동생산성의 실증적 관계를 살펴본다. 분석대상 모델은 다음의 (1)과 같다.

$$VL = f(SALES,\ FOREIGN) \quad \cdots\cdots (1)$$

종속변수 *VL*은 종업원 1인당 부가가치로서 일반적으로 노동생산성을 의미한다.[15] 독립변수 *SALES*는 기업의 매출액으로서 기업의 규모를 나타내는 변수이다. *SALES*의 계수가 양(+)이면 기업의 규모가 클수록 노동생산성이 커진다는 것으로 노동 분업의 증가 또는 규모의 경제가 영향을 미친다고 해석할 수 있다. 독립변수 *FOREIGN*은 더미변수로서 외국인투자기업의 여부를 가리킨다. *FOREIGN*의 계수가 양(+)이면 외국인소유기업이 노동생산성이 높은 것으로 해석할 수 있다.

실증분석에서 검증하고자 하는 두 번째 관계는 생산방법, 인력구조, 교육훈련, R&D, 기술도입 등의 효과를 통제한 후 외국인소유권이 노동생산성에 미치는 효과이다. 분석대상 모델은 다음의 (2)와 같다.

$$VL=f(SALES,\ KL,\ WL,\ EL,\ RD,\ TI,\ FOREIGN) \quad \cdots\cdots (2)$$

독립변수 *KL*은 자본집약도를 나타내는 변수로 유형고정자산을

15) 부가가치 = 경상이익 + 인건비(판매 및 관리) + 노무비(제조) + 이자비용 − 이자수입 + 임차료(판매) + 임차료(제조) + 세금과공과(관리) + 세금과공과(제조)+감가상각비(관리) + 감가상각비(제조)

종업원수로 나누어 구해진다. 일반적으로 자본집약도는 노동생산성에 양(+)의 효과를 가질 것으로 기대된다. *WL*은 노동의 질(labor quality)을 나타내는 변수로 종업원 1인당 인건비이다. 이의 계수는 양(+)일 것으로 기대된다 *EL*은 종업원 1인당 교육훈련비로서 종업원이 교육훈련에 어느 정도 참여했는가를 나타낸다.[16] *RD* 및 *TI*는 연구개발 및 기술도입을 나타내는 변수이다.[17] *FOREIGN*의 계수가 양(+)이면 생산방법, 인력구조, 교육훈련, R&D, 기술도입 등의 효과를 제외하고도 외국인소유기업이 노동생산성이 높다고 볼 수 있다.

나. 分析 結果

사용된 추정방법은 일반최소자승법(ordinary least squares)으로서 결과는 다음과 같다. 〈표 5〉의 회귀분석 (1)에서 보는 바와 같이 외국인소유기업은 노동생산성이 높은 것으로 나타났다. 회귀분석 (1)은 산업별 더미변수와 연도별 더미변수를 사용하여 산업특정적이고 연도특정적인 효과를 제거하였다. 또한 기업의 규모를 나타내는 매출을 설명변수로 사용하여 기업의 규모가 가져오는 생산성효과를 통제하였다. 결국 산업별 및 연도별 특성과 기업의 규모를 통제하면 외국인투자기업이 내국인기업에 비해서 노동생산성이 높다는 결과를 도출하였다.

회귀분석 (2)에서는 회귀분석 (1)에서 사용한 산업별 및 연도별 더미변수와 매출 이외에 자본집약도, 노동의 질, 1인당 교육훈련 정도, 기술개발투자 및 기술도입을 설명변수로 사용하여 외국인소유권의 생산성효과를 추정하였다.

---

16) 교육훈련비=교육훈련비(관리)+교육훈련비(제조)

17) 연구개발비=연구개발비(경상비)+연구개발비(이연자산), 기술도입비=로열티(판매)+로열티(제조)

〈표 5〉 외국인투자의 생산성효과에 대한 추정 결과 I (피설명변수:*VL*)

	(1)	(2)
intercept	15.45*** (9.26)	3.16* (1.8)
SALES	0.00001*** (10.95)	0.0000059*** (3.97)
KL		0.13*** (44.2)
WL		1.21*** (35.97)
EL		12.75*** (21.39)
RD		0.000012 (0.18)
RD(-1)		−0.0002* (−1.65)
RD(-2)		−0.00015 (−0.66)
RD(-3)		0.0005** (2.14)
TI		−0.0007*** (−2.87)
TI(-1)		−0.00036 (−0.97)
TI(-2)		0.00046 (1.27)
TI(-3)		−0.000037 (−0.17)
FOREIGN	9.24*** (11.69)	4.32*** (5.38)
N	18,602	8,098
$\overline{R}^2$	0.05	0.51

주 : ***는 1% 수준, **는 5% 수준, *는 10% 수준에서 각각 유의함.

추정 결과 외국인소유기업은 노동생산성이 높았다. 외국인투자기업의 노동생산성은 매출, 자본집약도, 노동의 질, 종업원 1인당 인건비 등에 의해 상당부분 설명되었다. 기술개발의 경우 1년 전 시차변수는 음(−)의 효과를, 3년 전 시차변수는 양(+)의 효과를 보였으며 기술도입을 나타내는 로열티는 당기의 변수가 음(−)의 효과를 가진 것으로 나타났다.

한국에 진출한 외국인투자기업은 내국인기업에 비해 우월한 요소를 갖고 있으며 우월성의 원천은 기업의 규모, 자본집약도, 피고용자의 질, 교육훈련, 기술개발 및 도입 등을 제외하더라도 외국인투자기업이 갖는 경영 노하우 등에서 찾을 수 있다는 해석이 가능하다.

2. 外國人投資의 生産性 波及效果

제조업을 대상으로 외국인투자의 증가가 내국인기업의 생산성에 미치는 파급효과를 추정한다. 또한 외국인투자의 증가가 외국인투자기업을 포함한 전체기업의 생산성에 미치는 효과를 추정한다.

가. 模 型

분석대상 모델은 다음의 식 (3), (4)와 같다.

$$VL(d)=f(SALES(d),\ KL(d),\ WL(d),\ EL(d),\ RD(d),\ TI(d),\ FS) \quad \cdots\cdots (3)$$

$$VL=f(SALES,\ KL,\ WL,\ EL,\ RD,\ TI,\ FOREIGN,\ FS) \quad \cdots\cdots (4)$$

식 (3)은 내국인기업의 생산성이 그 기업이 속한 산업의 외국인투자비중에 의해 어떤 영향을 받는지를 보고자 하는 것이다.

VL(*d*), *SALES*(*d*), *KL*(*d*), *WL*(*d*), *EL*(*d*), *RD*(*d*), *TI*(*d*)은 각각 내국인기업의 1인당 부가가치, 매출액, 자본집약도, 1인당 인건비, 1인당 교육훈련비, 기술개발지출, 로열티를 나타낸다. *FS*는 외국인투자기업의 산업별 비중을 나타내는 것으로 산업단위에서 측정된다. *FS*는 매출, 부가가치 및 고용을 각각 기준으로 하여 각 산업의 총매출(부가가치, 고용)에서 외국인투자기업의 매출(부가가치, 고용)이 차지하는 비중이다. *FS*의 계수가 양(+)이면 외국인투자기업의 비중이 높은 산업일수록 내국인기업의 생산성이 높다는 것을 의미한다. 이때 외국인투자가 내국인기업의 생산성을 향상시키는 경로는 시장경쟁 증가 또는 내국인기업으로의 기술 이전 및 확산일 가능성이 크다.

식 (4)는 내국인기업뿐만 아니라 외국인투자기업도 포함시켜 외국인투자비중이 국내에서 활동하는 기업 전체의 생산성에 미치는 효과를 살펴보고자 하는 것이다. 외국인투자기업도 산업 내 여타 외국인투자기업의 진출이 활발해지면 경쟁압력이나 기술이전 등에 노출될 가능성이 있다. 이때 *FS*의 계수가 양(+)이면 외국인투자기업의 비중이 높은 산업일수록 산업 내 기업의 생산성이 높음을 의미한다.

나. 分析 結果

사용된 추정방법은 일반최소자승법으로서 결과는 다음과 같다.[18] 〈표 6〉의 회귀분석에서는 외국인기업의 산업비중이 내국인기업의 생산성에 미치는 효과를 추정하였다. 외국인투자기업의 비중을 나타내는 변수로 매출비중, 부가가치비중 및 고용비중을

18) 본 연구에서 사용한 기업데이터는 한국신용정보의 데이터로서 외부감사대상 기업에 국한된다. 따라서 본 분석에서 사용한 외국인투자비중은 외부감사대상 기업에 국한하여 전체에서 외국인투자가 차지하는 비중을 나타낸다.

〈표 6〉 외국인투자의 생산성효과에 대한 추정 결과Ⅱ(피설명변수:*VL*)

	(1)	(2)	(3)
intercept	4.71***	4.68***	4.18**
	(2.99)	(2.97)	(2.54)
SALES	0.000012***	0.000012***	0.000012***
	(6.1)	(6.1)	(6.1)
KL	0.036***	0.036***	0.036***
	(11.9)	(11.9)	(11.9)
WL	1.336***	1.336***	1.336***
	(37.1)	(37.1)	(37.1)
EL	18.0***	18.0***	18.0***
	(25.5)	(25.5)	(25.5)
RD	0.000045	0.000045	0.000045
	(0.68)	(0.68)	(0.68)
RD(-1)	−0.00035***	−0.00035***	−0.00035***
	(−3.05)	(−3.05)	(−3.07)
RD(-2)	0.00028	0.00028	0.00028
	(1.16)	(1.16)	(1.16)
RD(-3)	−0.00017	−0.00017	−0.00017
	(−0.65)	(−0.65)	(−0.65)
TI	−0.0008***	−0.0008***	−0.0008***
	(−3.26)	(−3.27)	(−3.26)
TI(-1)	−0.0006*	−0.0007*	−0.0007*
	(−1.72)	(−1.72)	(−1.73)
TI(-2)	0.0015***	0.0015***	0.0015***
	(3.84)	(3.85)	(3.85)
TI(-3)	0.0004*	0.0004*	0.0004*
	(1.73)	(1.73)	(1.72)
FS(*SALES*)	1.95		
	(0.36)		
FS(*VA*)		2.0	
		(0.42)	
FS(*L*)			7.3
			(1.14)
N	6,805	6,805	6,805
$\overline{R^2}$	0.55	0.55	0.55

주 : ***는 1% 수준, **는 5% 수준, *는 10% 수준에서 각각 유의함.

각각 사용하였다. 분석 결과 외국인투자기업의 비중은 양(+)의 계수를 보였으나 유의하지는 않았다. 즉, 외국인투자기업의 산업 내 파급효과가 있다고 보기는 어려웠다. 이는 외국인투자의 기술 파급효과 또는 경쟁을 통한 생산성 향상효과가 한국의 경우 뚜렷하지 않았던 것으로 해석할 수 있다. 매출, 자본집약도, 1인당 인건비 및 1인당 교육훈련비는 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 계수를 보였다. 기술개발의 경우 1년 전 시차변수는 음(−)의 효과를 보였다. 로열티는 2년 전 및 3년 전 시차변수가 양(+)의 효과를 보였고 당기 및 1년 전 시차변수는 음(−)의 효과를 보였다.

〈표 7〉은 외국인투자기업도 포함시켜 외국인투자기업의 비중이 산업 내 기업의 생산성에 미치는 효과를 추정한 것으로서 〈표 6〉과 마찬가지로 외국인투자기업의 비중이 양(+)의 효과를 보였으나 유의하지는 못했다. 결과적으로 외국인투자의 기술파급효과와 경쟁효과가 생산성 증가로 이어지지는 못했던 것으로 판단된다. 매출, 자본집약도, 1인당 인건비 및 1인당 교육훈련비는 모두 양(+)의 계수를 보였으며 통계적으로 유의했다. 기술개발의 경우 3년 전 시차변수는 양(+)의 효과를 보였고 로열티는 당기변수가 음(−)의 효과를 보였다.

한국의 경우 외국인투자의 생산성 파급효과가 미미하다는 상기 분석결과는 무엇을 의미하는가? 앞서 기술한 바와 같이 외국인투자의 생산성 파급효과는 시장경쟁압력의 증가 또는 기술이전 및 확산을 통해 나타난다. 상기 분석의 결과만으로는 어떤 경로가 효과적으로 작동하지 않았는지에 대해서 충분히 알기 어렵다. 한국의 경우 이러한 파급효과가 미미하게 나타난 것은 두 가지 채널이 효과적으로 작동하지 않았던 것으로 추측할 수 있다.

우선 외국인투자의 시장경쟁효과가 미미했다면 그 이유는 무엇인가? 우선 시장경쟁의 규칙이 아직 확립되지 않은 것이 문제

〈표 7〉 외국인투자의 생산성효과에 대한 추정 결과Ⅲ(피설명변수:*VL*)

	(1)	(2)	(3)
intercept	1.11 (0.63)	1.04 (0.59)	0.54 (0.30)
SALES	0.0000056*** (3.78)	0.0000056*** (3.78)	0.0000056*** (3.78)
KL	0.127*** (43.8)	0.127*** (43.8)	0.127*** (43.8)
WL	1.365*** (35.4)	1.365*** (35.4)	1.365*** (35.4)
EL	12.53*** (17.9)	12.53*** (17.9)	12.53*** (17.9)
RD	0.000008 (0.12)	0.000008 (0.12)	0.000008 (0.12)
RD(-1)	−0.00021 (−1.63)	−0.00021 (−1.63)	−0.00021 (−1.64)
RD(-2)	−0.00015 (−0.64)	−0.00015 (−0.64)	−0.00015 (−0.64)
RD(-3)	0.0005** (2.14)	0.0005** (2.15)	0.0005** (2.16)
TI	−0.00068*** (−2.71)	−0.00068*** (−2.71)	−0.00067*** (−2.70)
TI(-1)	−0.0004 (−1.12)	−0.0004 (−1.12)	−0.0004 (−1.12)
TI(-2)	0.0005 (1.35)	0.0005 (1.35)	0.0005 (1.36)
TI(-3)	−0.00006 (−0.26)	−0.00006 (−0.26)	−0.00006 (−0.27)
FOREIGN	3.90*** (4.95)	3.90*** (4.95)	3.89*** (4.95)
FS(*SALES*)	3.37 (0.61)		
FS(*VA*)		3.89 (0.79)	
FS(*L*)			8.64 (1.32)
N	7,881	7,881	7,881
$\overline{R^2}$	0.53	0.53	0.53

주 : ***는 1% 수준, **는 5% 수준, *는 10% 수준에서 각각 유의함.

일 수 있다. 금융시장에 내재된 각종 비효율성 및 과도한 정부개입이 경쟁압력의 증가에도 불구하고 비효율적인 기업의 퇴출을 막아왔거나 이들의 생산성 향상 노력을 지연해 왔을 수 있다. 또한 국내시장에 존재하는 각종 반경쟁적인 관행 또는 행위가 경쟁의 증가를 저해했을 수 있다. 실제로 경쟁압력이 실질적인 경쟁증가로 이어지기 위해서는 경쟁을 규율하는 규칙이 있어야 함은 당연하다.

기술파급효과가 미미했다면 그 이유는 무엇인가? 우선 노동시장의 유연성 부족이 원인일 수 있다. 앞서 기술한 바와 같이 기술의 이전이 피고용자의 전직을 통해 이루어질 수 있다는 점을 고려하면 국내 노동시장의 경직성이 기술파급효과를 저해했을 수 있다. 기술파급효과가 미미한 이유는 산업입지정책에서도 찾을 수 있다. 전시효과가 기술파급에 중요하다는 점을 고려하면 입지정책의 비효율성이 활발한 기술파급을 막았을 수도 있다. 전시효과는 일반적으로 물리적인 거리에 반비례할 가능성이 크다.

3. 生産性 變數에 관한 論議

본장의 회귀분석에서는 생산성 변수로 노동생산성을 나타내는 1인당 부가가치를 사용하였다. '부분적' 생산성을 나타내는 노동생산성을 사용한 이유는 본 연구가 노동생산성을 생산성 변수로 사용한 Caves(1974), Globerman(1979) 및 Blomstrom and Persson(1983)의 연장선상에서 한국의 경우에 대해 외국인투자의 생산성효과를 추정하고자 한 데에 있다. 한편, 회귀분석에서 노동생산성의 설명변수로 1인당 인건비를 사용한 것이 동시성의 문제를 가질 수 있다. 노동생산성과 1인당 인건비에 공통적으로 영향을 미치는 제3의 변수가 1인당 인건비의 양(+)의 추정계수를 유발했을

수 있다. 예를 들어, 생산직 노동자 대비 사무직 노동자의 비율은 1인당 인건비와 노동생산성을 공통적으로 증가시킬 수 있다.

하지만 실증분석의 초점은 외국인투자기업 여부를 나타내는 더미변수 또는 외국인투자비중 변수이므로 동시성의 문제가 분석의 결과에 큰 영향을 미치지는 않은 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 동시성의 문제를 해결하는 노력은 가치 있다고 하겠다. 하지만 데이터의 제약상 제3의 변수라 할 수 있는 사무직 노동자의 비율 등을 구할 수가 없으므로 통계적 방법을 이용한 동시성 문제의 해결에 한계가 있다. 또한 두 시점 간에 차분을 통해 고정효과를 제거하는 방법도 제3의 변수가 두 시점 간에 동일할 가능성이 크다고 하기 어려우므로 역시 한계가 있다.

동시성 문제를 해결하기 위해 노동생산성 변수를 인건비 수준을 고려하여 재정의해 볼 수 있다. 즉, 노동생산성을 1인당 부가가치 대신에 단위 인건비당 부가가치로 재정의해서 회귀분석을 시도할 수 있다. 이때의 노동생산성은 노동의 질을 고려한 변수이다. 일반최소자승법을 이용한 분석의 결과는 다음의 〈표 8〉과 같다. 외국인투자의 생산성효과는 1인당 부가가치를 노동생산성으로 사용한 경우와 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 외국인투자기업 고유의 우위는 양(+)의 효과를 보였으며 통계적으로 유의했다. 반면에 외국인투자비중은 양(+)의 효과를 보였으나 유의성이 낮았다.

4. 産業分類에 관한 論議

이상의 분석에서는 제조업을 12개 산업으로 구분하여 산업별 더미변수와 산업별 외국인투자비중 변수를 사용하였다. 12개 산업으로 분류한 것은 외국인투자통계의 분류에 따른 것으로 대분

〈표 8〉 외국인투자의 생산성효과에 대한 추정 결과Ⅳ(피설명변수:*VL*)

	(1)	(2)	(3)
intercept	1.81***	1.87***	1.76***
	(21.52)	(20.36)	(19.86)
SALES	0.0000003***	0.0000007***	0.0000003***
	(3.76)	(6.33)	(3.54)
KL	0.0043***	0.0025***	0.0044***
	(31.0)	(14.46)	(31.2)
EL	0.011	0.004	−0.018
	(0.45)	(0.14)	(−0.68)
RD	0.000003	0.000004	0.000003
	(0.76)	(1.16)	(0.79)
RD(-1)	−0.00002***	−0.000025***	−0.00002***
	(−3.40)	(−3.82)	(−3.44)
RD(-2)	0.000003	0.00002	0.000003
	(0.26)	(1.42)	(0.25)
RD(-3)	0.000024***	−0.000002	0.000025**
	(2.05)	(−0.15)	(2.07)
TI	−0.000035***	−0.00005***	−0.000035***
	(−2.89)	(−3.79)	(−2.81)
TI(-1)	−0.000014	−0.00004**	−0.000012
	(−0.78)	(−2.03)	(−0.67)
TI(-2)	0.00005***	0.0001***	0.00005***
	(2.87)	(4.25)	(2.85)
TI(-3)	0.00002*	0.00003**	0.00002*
	(1.68)	(2.18)	(1.73)
FOREIGN	0.13***		0.14***
	(3.42)		(3.50)
FS(L)		0.48	0.53
		(1.32)	(1.63)
N	8,098	6,805	7,881
$\overline{R}^2$	0.16	0.09	0.16

주 : ***는 1% 수준, **는 5% 수준, *는 10% 수준에서 각각 유의함.

류에 해당한다.[19)]

산업을 크게 분류함으로써 외국인투자의 경쟁효과와 기술이전 효과가 유의하게 나타나지 않았을 가능성에 대해 살펴보기 위해 제조업을 광공업통계 3digit 분류에 따라 61개 산업으로 구분하여 실증분석을 하였다. 이전의 분석과 마찬가지로 연도별 더미변수와 산업별 더미변수를 사용하였다. 분석 결과는 〈표 9〉에 요약되어 있다. 결론적으로 분석 결과는 산업을 대분류한 경우와 크게 다르지 않았다. 외국인투자기업 고유의 우위는 생산성에 유의한 양(+)의 효과를 가졌고 외국인투자비중의 효과는 미미하게 나타났다.

Ⅴ. 要約 및 示唆點

상기 분석을 통해 얻은 결론을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 외국인소유기업의 노동생산성이 높다. 둘째, 외국인투자의 생산성 파급효과는 양(+)의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 생산성 파급효과가 미미하다고 볼 수 있다.

이상의 결론은 매우 중요한 시사점을 갖는다. 우선 외국인투자기업이 선진기술 및 경영노하우를 전수할 능력을 가졌을 가능성을 시사한다. 외국인투자를 유치하는 중요한 이유 중의 하나인 선진기술 및 경영노하우 전수의 전제조건인 외국인투자기업의 기술 및 노하우 소유가 실제로 성립할 가능성을 시사한다. 하지만 외국인투자가 국내산업 전반의 효율성 제고로 이어지는 데는 아직 장애요인이 존재함을 암시한다. 경쟁규율이 확립되지 않았

19) 재정경제부, 『국제투자 및 기술도입 동향』, 각년도.

〈표 9〉 외국인투자의 생산성효과에 대한 추정 결과 V (피설명변수: *VL*)

	(1)	(2)	(3)
intercept	13.54***	14.76***	12.99***
	(15.83)	(14.24)	(13.03)
SALES	0.0000048***	0.0000045***	0.0000047***
	(5.45)	(4.92)	(5.24)
KL	0.087***	0.068***	0.087***
	(44.46)	(33.75)	(43.82)
WL	0.073***	1.064***	1.076***
	(98.19)	(97.59)	(96.53)
EL	15.45***	19.80***	17.08***
	(23.98)	(26.46)	(24.33)
RD	0.000077	0.00013	0.000069
	(0.77)	(1.16)	(0.69)
RD(-1)	−0.00039**	−0.00041**	−0.00037**
	(−2.11)	(−2.19)	(−1.97)
RD(-2)	−0.00008	−0.00011	−0.0001
	(−0.26)	(−0.30)	(−0.32)
RD(-3)	0.00063**	0.00065*	0.00065**
	(1.96)	(1.66)	(2.00)
TI	−0.00049	−0.00057*	−0.00049
	(−1.59)	(−1.70)	(−1.54)
TI(-1)	−0.00046	−0.00039	−0.00052
	(−0.95)	(−0.70)	(−1.06)
TI(-2)	0.00067	0.00088	0.00065
	(1.38)	(1.46)	(1.32)
TI(-3)	−0.00019	−0.00008	−0.00024
	(−0.60)	(−0.22)	(−0.76)
FOREIGN	3.66***		3.47***
	(3.35)		(3.24)
FS(*L*)		1.11	2.43
		(0.13)	(0.32)
N	11,410	9,654	10,927
$\overline{R}^2$	0.60	0.62	0.60

주: ***는 1% 수준, **는 5% 수준, *는 10% 수준에서 각각 유의함.

거나 기술파급을 위한 제도적 여건이 미비한 것이 원인일 가능성이 있다. 따라서 정책적인 시사점은 어떻게 기술파급효과를 극대화할 것인가에 집중된다. 경쟁에서 낙오한 기업의 퇴출을 확실히 제도화함으로써 외국인투자의 경쟁압력이 기업의 효율성 증가로 이어지도록 해야 할 필요가 있다. 각종 반경쟁적 관행 또는 행위를 단속할 수 있는 경쟁정책의 확립이 요구된다. 또한 노동시장의 유연성 제고, 산업입지정책의 효율화 등을 통해 외국인투자의 기술이전 및 확산효과가 극대화되도록 해야 할 것이다.

▷參 考 文 獻◁

재정경제부, 『외국인투자기업현황』, 1998.

김승진, 『투자인센티브제도의 개선방안』, 정책연구시리즈 99-02, 1999.

Behrman, J. and H. Wallender, *Transfer of Manufacturing Technology within Multinational Enterprises*, Cambridge, Mass.; Ballinger, 1976.

Blomstrom, M., *Foreign Investment and Spillovers*, London and New York, Routledge, 1989.

_____, "Foreign Investment and Productive Efficiency: the Case of Mexico," *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 25, 1986a.

_____, "Multinational and Market Structure in Mexico," *World Development* 14, 1986b.

_____ and H. Persson, "Foreign Investment and Spillover Efficiency in an Underdeveloped Economy: Evidence from the Mexican

Manufacturing Industry," *World Development*, Vol, 11, No. 6, 1983.

Brash, D. T., *American Investment in Australia*, Canberra, Australian University Press, 1966.

Caves, R. E., "Multinational Firms, Competition and Productivity in Host Country Markets," *Economica*, Vol.41, 1974.

Evans, P., "Direct Investment and Industrial Concentration," *Journal of Development Studies*, Vol.13, 1977.

Fairchild, L. and K. Sosin, "Evaluating Differences in Technological Activity between Transnational and Domestic Firms in Latin America," *Journal of Development Studies*, Vol.22, 1986.

Fishwick, F., *Multinational Companies and Economic Concentration in Europe*, Farnborough, Gower, 1982.

Gerschenberg, I., "The Training and Spread of Managerial Know-H: A Comparative Analysis of Multinational and Other Firms in Kenya," *World Development*, Vol.15, 1987.

Globerman, S., "Foreign Direct Investment and Spillover Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 12, No. 1, 1979.

Haddad, M. and A. Harrison, "Are there Dynamic Externalities from Direct Foreign Investment? Evidence from Morocco," Industry and Energy Department Working Paper No.48, The World Bank, 1991.

Katz, J., *Technology Generation in Latin American Manufacturing*, New York, St. Martins Press, 1987.

_____, *Production Functions, Foreign Investment and Growth*, Amsterdam; North Holland, 1969.

Knickerbocker, F.T., "Market Structure and Market Power Consequences of Foreign Direct Investment by Multinational Companies," Occasional Paper No. 8, Washington Centre for Multinational Studies, 1976.

Lall, S., "Vertical Interfirm Linkages in LDCs: An Empirical Study," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.42, 1980.

_____, "Multinationals and Market Structure in an Open Developing Country: the Case of Malaysia," Weltwirtschaftliches Archiv, 1979.

Langdon, S., *Multinational Corporations in the Political Economy of Kenya*, London; Macmillan, 1981.

Mansfield, E. and A. Romeo, "Technology Transfer to Overseas Subsidiaries by U.S.-based Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.95, 1980.

McAleese, D. and D. McDonald, "Employment Growth and Development of Linkages in Foreign-Owned and Domestic Manufacturing Enterprises," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.40, 1978.

Newfarmer, R. and L. Marsh, "Industrial Interdependence and Development," University of Notre Dame, mimeo, 1981.

Riedel, J., "The Nature and Determinants of Export-Oriented Direct Foreign Investment in a Developing Country: A Case Study of Taiwan," Weltwirtschaftliches Archiv, Band 111, 1975.

Safarian, A. Edward, *Foreign Ownership of Canadian Industry*, Toronto, University of Toronto Press, 1969.

Steuer, M. D. et al., *The Impact of Foreign Direct Investment on the United Kingdom*, London, Her Majesty's Stationary Office,

1973.

Tambunlertchai, S. and E. Ramstetter, "Foreign Firms in Promoted Industries and Structural Change in Thailand," in E. Ramstetter(ed.), *Direct Foreign Investment in Asia's Developing Economies and Structural Change in the Asia-Pacific Region*, Westview Press, 1991.

Vernon, R., *Storm Over the Multinationals: the Real Issues*, London, Macmillan, 1977.

Willmore, L., "The Comparative Performance of foreign and Domestic Firms in Brazil," *World Development*, Vol. 14, No.4, 1986.

_____, "Determinants of Industrial Structure: a Brazilian Case Study," *World Development*, Vol. 17, 1989.

〈附錄〉 産業別 外國人投資의 規模, 比重 및 生産性

● 전체산업

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	69,204	42,314	80,599	42,345
평균부가가치	17,905	9,619	17,944	7,739
평균고용	731	406	539	273
평균R&D	784	313	1,599	225
평균교육훈련비	166	55	196	36
평균로열티	193	45	434	25
평균유형자산(설비)	24,257	14,084	35,693	12,919
평균투자	-2,311	4,670	2,094	-4,402

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매출	13.3	11.6
부가가치	14.8	13.8
고용	15.7	16.0
R&D	19.0	32.8
교육훈련비	21.8	27.2
로열티	28.7	54.2
유형자산	13.9	15.9

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	24.5	23.7	33.4	28.3
1인당 인건비(백만원)	12.6	12.6	17.8	15.1
노동장비율(백만원)	33.2	34.7	53.2	47.3
부가가치/총자산	0.25	0.21	0.18	0.17
부가가치/매출	0.26	0.23	0.22	0.18
R&D/매출	0.0113	0.0074	0.0198	0.0053
로열티/매출	0.0028	0.0011	0.0054	0.0006
교육훈련비/매출	0.0024	0.0013	0.0024	0.0009
1인당 교육훈련비(백만원)	0.226	0.137	0.364	0.132

● 음식료품

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	56,828	54,321	76,454	43,835
평균부가가치	11,292	12,897	15,318	9,491
평균고용	454	674	388	479
평균R&D	11	168	38	79
평균교육훈련비	102	77	129	62
평균로열티	20	0.4	62	4.8
평균유형자산(설비)	14,720	19,503	18,425	15,296

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매 출	10.0	11.1
부 가 가 치	8.5	10.3
고 용	7.2	7.9
R & D	0.7	3.3
교 육 훈 련 비	12.3	12.8
로 열 티	83.6	47.6
유 형 자 산 (설 비)	7.4	7.9

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	24.9	19.1	39.5	19.8
1인당 인건비(백만원)	12.3	10.0	18.7	10.9
노동장비율(백만원)	32.5	28.9	47.5	31.9
부가가치/총자산	0.30	0.24	0.34	0.22
부가가치/매출	0.20	0.24	0.20	0.22
R&D/매출	0.0002	0.0031	0.0005	0.0018
로열티/매출	0.0004	0.00001	0.0008	0.0001
교육훈련비/매출	0.0018	0.0014	0.0017	0.0014
1인당 교육훈련비(백만원)	0.23	0.11	0.33	0.13

● 섬유의복 · 신발가죽

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	109,619	29,158	109,427	27,989
평균부가가치	31,738	7,227	31,281	5,106
평균고용	1,071	488	662	291
평균R&D	1,486	90	3,272	133
평균교육훈련비	404	32	187	18
평균로열티	21	1.6	0	3.4
평균유형자산(설비)	55,987	12,074	56,962	11,214

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매출	9.0	7.5
부가가치	10.3	11.2
고용	5.9	5.6
R&D	30.1	33.7
교육훈련비	25.1	17.4
로열티	25.4	0
유형자산	10.8	9.5

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	29.6	14.8	47.3	17.6
1인당 인건비(백만원)	11.5	8.0	20.2	10.1
노동장비율(백만원)	52.3	24.8	86.1	38.5
부가가치/총자산	0.24	0.21	0.18	0.16
부가가치/매출	0.29	0.25	0.29	0.18
R&D/매출	0.0136	0.0031	0.0299	0.0047
로열티/매출	0.0002	0.00006	0	0.0001
교육훈련비/매출	0.0037	0.0011	0.0017	0.0007
1인당 교육훈련비(백만원)	0.38	0.06	0.28	0.06

● 목재종이

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	78,384	23,888	113,928	30,079
평균부가가치	23,352	5,769	34,018	7,080
평균고용	879	257	715	230
평균R&D	96	20	138	57
평균교육훈련비	53	21	249	21
평균로열티	30	0.5	722	3.1
평균유형자산(설비)	38,011	11,017	53,077	19,443

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매 출	12.3	12.5
부 가 가 치	14.7	15.4
고 용	14.6	14.0
R & D	16.8	8.4
교 육 훈 련 비	9.8	30.7
로 열 티	72.4	89.7
유 형 자 산	12.8	9.4

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	26.6	22.4	47.6	30.8
1인당 인건비(백만원)	12.3	10.4	21.3	12.7
노동장비율(백만원)	43.3	42.8	74.3	84.7
부가가치/총자산	0.27	0.19	0.26	0.15
부가가치/매출	0.30	0.24	0.30	0.24
R&D/매출	0.0012	0.0008	0.0012	0.0019
로열티/매출	0.0004	0.00002	0.0063	0.0001
교육훈련비/매출	0.0007	0.0009	0.0022	0.0007
1인당 교육훈련비(백만원)	0.06	0.08	0.35	0.09

● 석 유

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	25,748	665,897	39,828	16,820
평균부가가치	4,808	73,020	7,536	3,499
평균고용	152	1,108	151	81
평균R&D	31	1,671	19	3.8
평균교육훈련비	41	986	55	13
평균로열티	17	1,699	8.2	47
평균유형자산(설비)	3,307	254,189	5,406	2,792

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매출	1.9	50.4
부가가치	3.2	48.0
고용	7.2	48.2
R&D	0.9	68.8
교육훈련비	2.0	64.0
로열티	0.5	6.9
유형자산	0.6	45.3

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	31.7	65.9	50.0	43.2
1인당 인건비(백만원)	17.0	16.6	25.3	16.8
노동장비율(백만원)	21.8	229.4	35.9	34.5
부가가치/총자산	0.27	0.11	0.27	0.25
부가가치/매출	0.19	0.11	0.19	0.21
R&D/매출	0.0012	0.0025	0.0005	0.0002
로열티/매출	0.0006	0.0026	0.0002	0.0028
교육훈련비/매출	0.0016	0.0015	0.0014	0.0008
1인당 교육훈련비(백만원)	0.27	0.89	0.37	0.17

● 화 학

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	23,593	35,662	48,312	40,936
평균부가가치	6,832	9,862	10,627	10,640
평균고용	195	410	193	310
평균R&D	50	166	228	362
평균교육훈련비	40	72	50	62
평균로열티	75	53	187	61
평균유형자산(설비)	13,455	24,351	21,248	24,003

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매 출	13.9	19.2
부 가 가 치	14.5	16.8
고 용	11.2	13.1
R & D	6.8	11.3
교 육 훈 련 비	12.0	13.9
로 열 티	25.9	38.1
유 형 자 산	11.9	15.1

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	35.1	24.1	55.2	34.3
1인당 인건비(백만원)	13.1	10.9	20.4	14.2
노동장비율(백만원)	69.2	59.4	110.3	77.5
부가가치/총자산	0.22	0.19	0.17	0.17
부가가치/매출	0.29	0.28	0.22	0.26
R&D/매출	0.0021	0.0047	0.0047	0.0088
로열티/매출	0.0032	0.0015	0.0039	0.0015
교육훈련비/매출	0.0017	0.0020	0.0010	0.0015
1인당 교육훈련비(백만원)	0.21	0.18	0.26	0.20

● 비금속

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	47,608	23,618	73,103	22,967
평균부가가치	20,413	7,084	27,538	6,081
평균고용	723	259	589	178
평균R&D	77	55	35	65
평균교육훈련비	57	30	104	19
평균로열티	376	3.6	260	1.9
평균유형자산(설비)	34,667	14,777	68,708	11,694

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매출	8.2	12.3
부가가치	11.3	16.6
고용	12.8	16.5
R & D	5.9	2.3
교육훈련비	7.7	19.7
로열티	82.2	85.6
유형자산	9.4	20.6

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	28.2	27.4	46.8	34.1
1인당 인건비(백만원)	17.6	11.8	26.5	15.3
노동장비율(백만원)	48.0	57.1	116.7	65.6
부가가치/총자산	0.26	0.21	0.18	0.19
부가가치/매출	0.43	0.30	0.38	0.26
R&D/매출	0.0016	0.0023	0.0005	0.0028
로열티/매출	0.0079	0.0002	0.0036	0.00008
교육훈련비/매출	0.0012	0.0013	0.0014	0.0008
1인당 교육훈련비(백만원)	0.08	0.12	0.18	0.10

● 금 속

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	35,169	31,827	37,467	33,990
평균부가가치	8,491	6,846	8,840	5,487
평균고용	307	287	232	216
평균R&D	29	110	19	117
평균교육훈련비	35	23	20	15
평균로열티	2.5	1.7	5.6	0.9
평균유형자산(설비)	10.446	12,425	11,835	15,236

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매 출	7.0	5.2
부 가 가 치	7.8	7.4
고 용	7.6	6.1
R & D	1.7	0.8
교 육 훈 련 비	9.5	6.4
로 열 티	9.3	24.5
유 형 자 산	5.4	3.7

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	27.6	23.8	38.1	25.4
1인당 인건비(백만원)	13.5	11.6	20.1	13.1
노동장비율(백만원)	34.0	43.3	51.0	70.5
부가가치/총자산	0.25	0.19	0.25	0.13
부가가치/매출	0.24	0.22	0.24	0.16
R&D/매출	0.0008	0.0035	0.0005	0.0035
로열티/매출	0.00007	0.00005	0.00015	0.00003
교육훈련비/매출	0.0010	0.0007	0.0005	0.0004
1인당 교육훈련비(백만원)	0.11	0.08	0.09	0.07

● 기계장비

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	12,492	22,960	20,816	30,458
평균부가가치	3,684	6,277	5,207	7,973
평균고용	170	332	179	342
평균R&D	46	535	50	949
평균교육훈련비	32	47	46	58
평균로열티	60	48	61	20
평균유형자산(설비)	3,462	7,348	6,043	13,206

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매출	7.9	6.5
부가가치	8.4	6.3
고용	8.4	8.6
R&D	1.3	0.5
교육훈련비	9.7	7.5
로열티	16.5	24.1
유형자산	6.9	4.5

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	21.7	18.9	29.1	23.3
1인당 인건비(백만원)	12.5	11.1	16.6	11.9
노동장비율(백만원)	20.4	22.1	33.7	38.6
부가가치/총자산	0.28	0.22	0.23	0.17
부가가치/매출	0.29	0.27	0.25	0.26
R&D/매출	0.0037	0.0233	0.0024	0.0312
로열티/매출	0.0048	0.0021	0.0029	0.0006
교육훈련비/매출	0.0026	0.0020	0.0022	0.0019
1인당 교육훈련비(백만원)	0.19	0.14	0.26	0.17

● 전기전자

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	101,848	43,066	163,223	24,797
평균부가가치	26,106	10,805	35,284	4,685
평균고용	1,143	579	1,107	232
평균R&D	2,137	2,086	4,532	382
평균교육훈련비	325	109	498	24
평균로열티	327	245	914	16
평균유형자산(설비)	28,166	15,498	59,790	6,834

(2) 비 중

(단위.%)

	1992년	1997년
매 출	39.4	59.9
부 가 가 치	39.9	63.1
고 용	37.4	59.2
R & D	22.0	72.9
교 육 훈 련 비	45.1	82.4
로 열 티	26.9	92.9
유 형 자 산	33.3	66.5

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	22.8	18.7	31.9	20.2
1인당 인건비(백만원)	11.4	8.7	16.8	11.0
노동장비율(백만원)	24.6	26.8	54.0	29.5
부가가치/총자산	0.29	0.23	0.21	0.18
부가가치/매출	0.26	0.25	0.22	0.19
R&D/매출	0.0210	0.0484	0.0278	0.154
로열티/매출	0.0032	0.0057	0.0056	0.0006
교육훈련비/매출	0.0032	0.0025	0.0030	0.0010
1인당 교육훈련비(백만원)	0.28	0.19	0.45	0.10

● 운송장비

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	270,094	54,393	57,662	31,194
평균부가가치	59,945	15,380	13,517	6,948
평균고용	2,427	726	587	308
평균R&D	2,311	859	3,603	688
평균교육훈련비	502	122	106	39
평균로열티	863	187	241	89
평균유형자산(설비)	74,327	20,770	26,044	13,245

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매출	42.3	17.5
부가가치	36.6	18.2
고용	36.1	24.1
R&D	28.4	37.5
교육훈련비	37.8	23.6
로열티	40.6	23.6
유형자산	34.6	18.4

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	24.7	21.2	23.0	22.5
1인당 인건비(백만원)	14.3	12.0	14.4	12.7
노동장비율(백만원)	30.6	28.6	44.4	43.0
부가가치/총자산	0.22	0.23	0.10	0.19
부가가치/매출	0.22	0.28	0.23	0.22
R&D/매출	0.0086	0.0158	0.0625	0.0220
로열티/매출	0.0032	0.0034	0.0042	0.0029
교육훈련비/매출	0.0019	0.0022	0.0018	0.0013
1인당 교육훈련비(백만원)	0.21	0.17	0.18	0.13

● 기타 제조업

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	27,441	22,150	12,971	18,449
평균부가가치	10,825	5,994	3,573	4,814
평균고용	939	433	205	239
평균R&D	194	34	0	60
평균교육훈련비	72	27	24	23
평균로열티	21	0.02	73	0
평균유형자산(설비)	12,709	6,410	8,255	5,352

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매 출	7.8	2.6
부 가 가 치	11.0	2.7
고 용	13.8	4.2
R & D	27.9	0
교 육 훈 련 비	15.4	3.8
로 열 티	98.7	1
유 형 자 산	11.9	5.5

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	11.5	13.8	17.5	20.2
1인당 인건비(백만원)	8.9	8.7	16.5	12.1
노동장비율(백만원)	13.5	14.8	40.3	22.4
부가가치/총자산	0.37	0.26	0.13	0.27
부가가치/매출	0.39	0.27	0.28	0.26
R&D/매출	0.0071	0.0015	0	0.0032
로열티/매출	0.00078	0.0000009	0.00564	0
교육훈련비/매출	0.0026	0.0012	0.0018	0.0013
1인당 교육훈련비(백만원)	0.08	0.06	0.12	0.10

● 서비스업

(1) 규 모

(단위:백만원, 명)

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
평균매출	26,358	57,262	67,958	60,257
평균부가가치	11,015	11,125	12,817	9,305
평균고용	487	324	531	267
평균R&D	25	41	320	99
평균교육훈련비	69	48	211	39
평균로열티	33	8.8	784	31
평균유형자산(설비)	22,061	10,712	49,376	12,000

(2) 비 중

(단위:%)

	1992년	1997년
매출	1.5	2.9
부가가치	3.2	3.6
고용	5.1	7.3
R&D	2.0	8.0
교육훈련비	4.6	12.6
로열티	10.9	40.6
유형자산	6.4	10.0

(3) 생산성

	1992년		1997년	
	외투기업	내국인기업	외투기업	내국인기업
1인당 부가가치(백만원)	22.6	34.3	24.1	34.9
1인당 인건비(백만원)	13.0	19.4	18.5	19.4
노동장비율(백만원)	45.3	33.0	92.9	45.0
부가가치/총자산	0.28	0.22	0.11	0.16
부가가치/매출	0.42	0.19	0.19	0.15
R&D/매출	0.0009	0.0007	0.0047	0.0016
로열티/매출	0.0012	0.00015	0.0115	0.0005
교육훈련비/매출	0.0026	0.0008	0.0031	0.0007
1인당 교육훈련비(백만원)	0.14	0.15	0.40	0.15

■ 論 評

兪 成 敏
(중앙대학교 국제대학원 교수)

이 논문은 외국기업들이 한국에 투자한 경우에 해당산업의 생산성이 높아지는지를 기업데이터를 이용해서 실증적으로 분석한 것으로, 한국의 외환위기 발생 이후 외국기업들의 한국에 대한 투자가 급격히 증가하는 현실에서 볼 때 시의적절한 논문으로 사료된다.

이 논문에서는 외국인투자가 국내경제에 미치는 여러 가지 영향들 중에서 국내산업의 생산성에 미치는 영향을 집중적으로 분석했는데, 전반부에서는 이론적으로 외국인투자가 어떠한 메커니즘들을 통하여 국내산업의 생산성에 영향을 미치는지를 자세하게 다루었고, 후반부에서는 이러한 이론적 가능성들을 개별 기업데이터를 이용한 회귀분석을 통하여 실증적으로 분석하였다. 실증분석을 통하여 국내에 진출한 외국인투자기업들의 생산성이 해당산업의 국내기업들보다 높았지만 외국인투자기업들의 국내진출이 해당산업에 속한 국내기업들의 생산성에 미치는 파급효과는 미미하였다고 결론을 내리고 있다.

저자는 이 논문에서 외국인투자기업이 해당산업의 생산성을 높이는 효과를 직접효과와 간접효과로 분류했다. 직접효과는 외국인투자기업들이 해당산업에 속한 국내기업들보다 생산성이 높아서 외국인투자기업들의 국내진출 자체가 그 산업의 생산성을 높이는 효과를 의미하고, 간접효과는 외국인투자기업들이 해당산업에 진입함으로써 해당산업 내에서의 경쟁이 격화되어서 국내

기업들이 생산성을 향상시키거나, 외국인투자기업들에 취업해서 기술을 익힌 인력들이 국내기업들에 재취업함으로써 기술이 이전되어 국내기업들의 생산성이 향상되는 파급효과를 의미한다.

이 논문의 실증적 분석의 결과들을 전체적으로 살펴보면, 외국인투자기업들이 해당산업의 생산성에 미친 직접효과에 관한 실증적 분석의 결과들은 한국에 진출한 외국기업들의 생산성에 대하여 상당히 의미 있는 사실들을 보여주고 있는 반면에 외국인투자기업들이 해당산업의 생산성에 미친 간접효과, 즉 파급효과에 대한 실증적 분석의 결과들을 해석하는 데 있어서는 보다 신중한 해석과 보다 많은 자료의 수집 및 분석이 필요한 것 같다.

직접효과에 대한 실증적 분석의 결과들에 대해서 첫 번째로 지적하고 싶은 것은 한국에 진출한 외국인투자기업들의 생산성이 해당산업에 속한 국내기업들보다 높다는 실증적 분석의 결과는 기존의 다국적기업이론과 부합한다는 것이다. 다국적기업이론에서는 외국기업들이 투자유치국에 진출할 때에는 기술이나 경영노하우 등의 측면에서 투자유치국의 국내기업들보다 우월한 생산성을 가지고 있어야, 문화적 차이에서 오는 외국인기업들의 상대적 약점, 투자유치국 정부와의 관계에 있어서의 외국인기업들의 상대적 약점 등의 어려움을 극복할 수 있다는 것이다. 즉, 기업들이 외국에 직접투자를 할 때에는 그 기업 고유의 우위(firm-specific advantage)가 있어야 투자유치국의 국내기업들과 경쟁할 수 있다는 것이다. 한국에 진출한 외국인투자기업들도 이러한 외국인투자기업 고유의 우위를 가지고 있다는 것이 이 논문에서 실증적으로 입증되었다.

직접효과에 대한 실증적 분석의 결과들에 대해서 두 번째로 지적하고 싶은 것은 한국에 진출한 외국인투자기업들의 높은 노동생산성은 해당산업의 국내기업들에 비해서 보다 높은 자본집

약도, 보다 우수한 피고용자들, 보다 많은 교육훈련비 등에 의해서 상당부분 설명될 수 있다는 것이다. 외국인투자기업들의 노동생산성에 관한 실증적 분석에서 노동생산성을 기업의 매출액과 외국인투자기업의 존재여부를 나타내는 더미변수의 두 개의 독립변수들로 회귀분석한 모델 1의 경우와 모델 1에 자본집약도, 피고용자의 질, 종업원에 대한 교육훈련비 등의 독립변수들을 추가한 모델 2의 회귀분석의 결과들을 비교해 보면 이러한 사실을 확인할 수 있다. 즉, 모델 2에서 외국인투자기업의 존재여부를 나타내는 더미변수의 추정계수의 값이 모델 1에서보다 현저히 낮아졌는데, 이는 외국인투자기업들의 높은 노동생산성이 자본집약도, 피고용자의 질, 교육훈련비 등에 의해서 상당부분 설명될 수 있다는 것을 보여주고 있다.

한편, 간접효과에 관한 실증적 분석에 대해서 첫 번째로 지적하고 싶은 것은, 이 논문의 실증분석에서 해당산업에서의 외국인투자기업들이 차지하는 비중(생산, 매출 등)을 독립변수로 하여 각 기업의 노동생산성을 추정하여 외국인투자기업들이 국내산업의 생산성에 미치는 파급효과, 즉 간접효과가 통계적으로 검증되지 않았다고 주장하는데, 이러한 결론은 좀 비약적이라고 할 수 있다는 것이다. 왜냐하면 외국인투자기업들이 차지하는 비중(FS)을 독립변수로 하는 회귀분석에서 이 변수가 통계적으로 유의하지 않다는 점은 단지 외국인투자기업들의 해당산업에서의 비중이 노동생산성에 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다. 다시 말하면 해당산업에서 외국기업들의 숫자나 비중이 늘어난다고 해서 노동생산성이 증가하지 않는다는 말이다. 이 사실로부터 외국인투자기업들이 해당산업에 진입했을 때 그 산업 내에 있는 국내기업들의 노동생산성이 높아지지 않는다고 주장하는 것은 어느 정도 논리적 비약이라고 할 수 있다. 외국인투자기업들이

해당산업의 생산성에 미치는 파급효과를 통계적으로 검증하기 위해서는 산업들을 좀더 세분하여 그 산업 내에 외국투자기업들의 존재여부를 더미변수로 하여 국내산업의 노동생산성에 미치는 영향을 분석해 보면 좋겠다.

간접효과에 관한 실증적 분석에 대해서 두 번째로 지적하고 싶은 것은 비록 외국인투자기업들의 국내진출이 해당산업의 노동생산성에 미친 간접적인 파급효과가 거의 없다는 저자의 주장을 받아들인다고 하더라도 그 원인들에 대한 분석은 좀더 많은 증거들을 필요로 하고 있다는 것이다. 저자는 그 원인들로 한국의 시장경쟁규칙의 미확립, 노동시장의 경직성, 산업입지정책의 비효율성 등을 가능성으로 제시하고 있는데, 이러한 요인들에 대한 자료수집 및 분석이 앞으로의 연구과제가 될 수 있겠다. 예를 들어 국내의 시장경쟁규칙의 미확립을 원인으로 생각해 본다면, 외국인투자기업들의 비중이 높은 산업들에서 국내기업들의 노동생산성 분포를 구하여 하위 20%의 노동생산성을 가진 국내기업들의 최근 몇년간의 수익률을 조사하여 이 기업들의 수익률이 해당산업전체의 수익률에 비하여 현저히 낮거나 음의 값을 가짐에도 불구하고 이 기업들이 퇴출되지 않았다면 시장경쟁규칙의 미확립이 원인이라는 주장을 강하게 할 수 있을 것이다.

한편 이 논문의 선행연구에 대한 논의에서 설명되었듯이 캐나다, 멕시코, 모로코에 대한 실증적 연구들에서는 외국인투자가 국내기업의 생산성에 미치는 파급효과가 있었는데, 한국에서는 그 효과가 나타나지 않은 것에 대해서 여러 가지 원인들을 생각해 볼 수 있겠다. 하나의 가능성으로서, 외국인투자가 투자유치국의 해당산업의 생산성에 미치는 파급효과가 시차를 두고 나타난다고 가정한다면 캐나다, 멕시코, 모로코 등에서는 외국인투자기업의 역사가 오래되어 국내기업의 생산성에 미치는 파급효과

가 나타난 반면에 한국에서는 외국인투자기업의 역사가 오래되지 않아 국내기업의 생산성에 미치는 파급효과가 나타나지 않았다고 생각해 볼 수도 있겠다.

위에서 간접효과에 관한 실증적 결과를 해석하는 데 있어서 몇 가지 문제점들과 앞으로의 연구과제들을 지적했지만 이 논문은 외국인투자가 한국의 국내산업의 생산성에 어떤 영향을 미쳤는지에 대한 실증적 연구가 거의 없는 현실에서 외국인투자가 한국의 국내산업의 생산성에 미치는 영향에 대한 논쟁의 기초를 마련했다는 점에서 큰 기여를 했다고 사료된다.

韓 震 熙

(본원 연구위원)

세계경제의 글로벌화의 진전에 따라 우리나라에서도 최근 외국인직접투자의 중요성이 매우 강조되고 있는 데 반해 외국인투자의 국내경제에 대한 파급효과에 관한 분석은 부족한 현실이다. 이러한 상황에서 미시적 자료를 이용하여 외국인투자의 생산성 효과에 대한 분석을 시도한 이 연구는 그 중요성이 크고 매우 시의적절하다고 할 수 있다.

이 연구는 기업데이터를 이용하여, 첫째 외국인투자기업과 국내기업의 노동생산성을 비교하고 그 차이가 발생하는 원인을 살펴보며, 둘째 과연 외국인투자가 국내기업의 생산성을 증가시키는가 하는 문제를 살펴보고 있다. 이 논문의 첫 번째 결과는 외국인투자기업이 국내기업에 비해 월등히 노동생산성이 높을 뿐 아니라 이러한 노동생산성의 차이는 기업규모, 자본장비율, 노동력의 질, R&D 및 기술도입 등 기업간 노동생산성의 차이를 가져올 수 있는 일반적인 요인에 의해서 충분히 설명되지 않음을 보

여주고 있다. 저자는 이 결과를 외국인직접투자의 주요 결정요인이 우월한 기술 및 경영능력 등 기업고유의 우위(firm-specific advantages)라는 이론과 부합하는 것으로 해석하고 있다.

이 논문의 두 번째 결과는 외국인투자가 국내기업의 생산성을 증가시킨다는 기존의 외국문헌이나 통상적인 믿음과는 달리 우리나라의 경우 그러한 뚜렷한 증거를 발견하지 못하였다는 것이다. 저자는 외국인투자의 국내기업 생산성에 대한 파급효과가 미미한 것으로 나타난 이유가 이와 같은 효과가 잠재적으로 존재하기는 하지만 국내기업에 대한 퇴출장벽, 노동시장의 유연성 부족, 입지정책의 문제점 등으로 인하여 실제로 실현되지 못하였다고 해석하고 있다.

이 논문은 분석방법이나 논리의 전개상 대체로 무리는 없다고 생각된다. 다만, 이 논문을 읽으면서 아쉬웠던 점 혹은 제안하고 싶은 점 몇 가지는 다음과 같다. 첫째, 이 논문은 외국인투자기업의 국내기업에 관한 파급효과가 관찰되지 못한 것이 실제로 그러한 효과가 있음에도 불구하고 우리나라의 기업 퇴출장벽, 노동시장의 유연성 부족, 입지정책의 문제점 등 때문이라는 입장을 취하고 있다. 그러나 이 논문에서 주장하는 바와 같이 실제로 국내기업에 관한 파급효과가 잠재적으로 존재함에도 불구하고 퇴출장벽 및 노동시장의 유연성 부족 등으로 인하여 이러한 효과가 실현되지 못한 것인지, 아니면 실제로 그러한 효과가 존재하지 않는 것인지, 혹은 실제는 생산성 파급효과가 존재하였음에도 불구하고 이 연구가 이를 간파하지 못한 것인지 그리 분명치 않은 것으로 보인다. 따라서 저자의 주장을 독자에게 보다 설득력 있게 전달하기 위해서는 기업의 퇴출장벽, 노동시장의 경직성, 입지정책의 문제점 등에 관한 분석이 조금 더 비중 있게 다루어져야 할 것이라고 판단된다.

둘째, 저자는 외국인투자기업 더미변수인 *FOREIGN*이라는 변수를 통하여 외국인투자기업과 국내기업에 '설명되지 않는 생산성 차이'가 존재함을 보이고 있는데, 이러한 설명되지 않는 차이의 원인을 밝힐 수 있다면 훨씬 더 재미있는 결과가 도출될 수도 있었다는 아쉬움이 남는다. 예를 들어, 외국인의 지분율(세미나에서 이 변수가 이용 가능하다고 들었음)과 같은 변수를 추가할 경우 *FOREIGN*의 계수가 어떻게 달라지는가를 살펴본다면 노동생산성의 차이가 과연 외국인기업의 고유우위에 기인한 것인지에 대해 더 흥미있는 결과가 도출될 수 있지 않을까 생각된다.

셋째, 국내기업의 노동생산성을 그 기업이 속한 산업에서 외국인투자기업의 비중(본고에서 *FS*)으로 설명하려 하면 기본적으로 *FS*라는 변수가 산업에 따라서만 달라지는 변수이기 때문에 설명력이 낮은 것으로 나타났지 않았을까 의심이 되는데, 산업의 생산성과 산업의 *FS*와의 관계를 보면 더욱 유용한 결과가 나올 수도 있지 않을까 생각이 된다.

넷째, 외국인투자의 국내기업 생산성파급효과에 관한 시차에 관하여 잘 알지 못할 경우, 예를 들어 기간을 몇년씩 두 기간으로 나누어 각각의 평균값을 사용하여 분석하여 보는 것도 시도해 볼 만한 것이었다고 생각된다.

다섯째, 본문에는 나타나 있지 않지만 저자는 세미나에서 기존 국내기업이 외자유치를 통해 외국인지분율이 10% 이상으로 상승한 관측치는 제거하였다고 하였는데, 오히려 이러한 관측치가 외국인투자의 생산성효과에 관한 유용한 정보를 포함하고 있을 수도 있지 않을까 생각된다. 예를 들어, 분석기간 중 국내기업이었으나 외국인지분율이 10% 이상으로 상승함으로써 외국인의 지분비율이 높아진 기업에 대해 지분율 상승 이전 및 이후의 생산성의 차이를 살펴보는 것도 매우 흥미있는 주제라고 생각된다. 이

러한 관측치를 제거한 것은 매우 손실이 크다고 할 수 있겠다.

마지막으로 이 논문에서 저자가 심혈을 기울여 구축한 자료 및 자료의 처리에 관한 서술이 독립적인 소절로 이루어져야 하지 않을까 생각된다. 특히 기업재무제표에서 외국인투자기업을 식별한 방법과 같은 것은 명시적으로 기술이 이루어져야 할 부분이라고 판단된다.

종합적으로 판단할 때 이 연구는 외국인투자기업의 생산성효과에 대한 독자의 흥미를 유발시키는 데 충분한 성공을 거두었다고 생각하며, 향후의 후속연구를 기대한다.

THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY

A Quarterly Journal Published in Korean by the Korea Development Institute

Vol. 21, No. 3, 4 **1999. III · IV**

Empirical Evidence on Opportunistic Tax Collection — *Youngsun Koh*

Comment : *Chong-Bum An / Jin Kwon Hyun*

The Effect of Monetary Policy in Exchange Rate Stabilization in Post-Crisis Korea – Evidence from Daily Data – — *Dongchul Cho, Kenneth D. West, Sungchul Hong*

Comment : *Yeongseop Rhee / Inseok Shin*

Labor Market Policy after the Economic Crisis — *Gyeongjoon Yoo*

Comment : *Dae Il Kim / Dongho Jo*

Sources of East Asian Growth: Some Evidence from Cross-Country Studies — *Chin Hee Hahn, Jong-il Kim*

Comment : *Byung-Ho Song / Kiseok Hong*

Productivity Effects of Foreign-Invested Firms — *Seungjin Kim*

Comment : *Sung Min Yoo / Chin Hee Hahn*

For subscription to THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY, please contact
Korea Development Institute, P.O. Box 113, Chongnyang, Seoul, Korea
Fax : (961) 5092. Tel : (958) 4114

論評 및 書評 寄稿案內

本誌 編輯委員會는 本誌에 발표된 論文과 本院에서 발간된 單行本 및 각종 報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評과 書評의 寄稿를 기다리고 있습니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 또는 國家政策上의 爭點을 表出시켜 앞으로의 研究課題와 政策方案 設定에 寄與하고, 아울러 實質的이고 建設的인 批判과 討論의 習慣을 造成하자는 趣旨에서 아래와 같은 要領으로 원고를 모집하고 있습니다. 讀者 여러분의 많은 參與를 바랍니다.

〉아　　래〈

1. **원고분량** : 200자 원고지 기준 30장 안팎(PC로 작성한 원고는 겉장에 200자 원고지 기준 총분량을 표시할 것)
2. **원고내용** : 論評은 해당 논문에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 내용으로 하여 가급적이면 論文이 발표된 후 3개월 이내로, 書評은 해당 보고서의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 앞으로의 研究課題 提示를 내용으로 하되 원칙적으로 보고서가 발간된 후 6개월 이내로 작성하여 주시기 바람.
3. **제 출 처** : 우편 또는 인편으로 『KDI 政策研究』 編輯委員長에게 제출하여 주시기 바람.
4. **기　　타** : 제출된 원고는 本院이 정한 審査節次를 거쳐 싣게 되며, 채택된 원고는 稿料를 드림.

研究報告書 案內

第71-01卷	企業整理에 대한 意見	金滿堤
第71-02卷	金利引下의 可能性	金滿堤
第71-03卷	農業開發戰略과 米穀需給政策의 評價	金滿堤
第72-01卷	總資源豫算을 위한 成長戰略(1972~73年)	KDI
第72-02卷	새 政策의 選擇을 위한 決斷	金滿堤
第72-03卷	1973年度 豫算規模의 計測	朴宗淇 金完淳
第72-04卷	開館紀念 심포지움 發表論文集	KDI
第72-05卷	韓國經濟 安定化를 위한 提言	下村治
第72-06卷	成長과 安定政策에 관한 硏究	KDI
第72-07卷	長短期計劃을 위한 諸模型(잠정)	金榮奉 外
第73-01卷	主要原資材에 대한 國際市場 分析과 價格展望	KDI
第73-02卷	社會保障年金制度를 위한 方案	朴宗淇 金大泳
第73-03卷	韓國經濟의 產業聯關分析	宋丙洛
第73-04卷	主要穀物의 國際需給事情과 價格動向	KDI
第73-05卷	우리나라 敎育投資의 經濟的 價値分析	南祐鉉 鄭暢泳
第73-06卷	우리나라 交通計劃과 政策	宋丙洛
第74-01卷	政府 主要農產物 備蓄事業效果分析	文八龍 柳炳瑞
第74-02卷	輸出 100億弗 目標와 歐洲市場展望	洪元卓 外
第74-03卷	重化學工業推進을 위한 國家持株會社의 活用方案	司空壹 外
第74-04卷	公企業 任員의 社會的 背景	兪 焄
第75-01卷	豫算制度 改善에 관한 硏究	金迪敎
第75-02卷	서울市內 生產 및 所得推計(1973)	金大泳
第75-03卷	우리나라 商品輸出의 長期展望(1973~81)	宋熙秊 外

第75-04卷	우리나라 敎育의 需要形態 및 經濟成長 寄與分析	金榮奉
第75-05卷	우리나라 人口의 推計(1960～2040)	金大泳
第75-06卷	鐵鋼景氣의 測定分析과 豫測模型	金胤亨
第75-07卷	鐵鋼產業의 景氣와 長期需要展望	宋熙秊
第75-08卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1974)	金大泳 洪性德
第75-09卷	韓國製造業의 賃金隔差構造	金光錫 外
第75-10卷	韓國 首都圈의 空間經濟分析	宋丙洛
第75-11卷	韓國 에너지產業의 需要分析과 豫測	金胤亨 金炳穆
第75-12卷	우리나라 貿易構造의 推定(1977～86)	洪元卓
第75-13卷	內國稅의 稅目別 稅收豫測方法	朴宗淇
第75-14卷	纖維工業의 成長過程과 生產構造	金榮奉
第76-01卷	우리나라 人口移動의 特徵(1965～70)	金大泳 李孝求
第76-02卷	長期雇傭 및 技術人力計劃	金秀坤
第76-03卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1975)	金大泳 洪性德
第77-01卷	農家所得의 決定要因 分析	姜奉淳 文八龍
第77-02卷	IBRD借款 中規模型 水利事業 評價分析	文八龍 外
第78-01卷	1968～73年 韓國鑛工業 產業資本스톡推計	朱鶴中
第78-02卷	合板工業의 成長	宋熙秊 孫炳岩
第79-01卷	우리나라 製造業의 生產性分析(1966～75)	金迪敎 孫讚鉉
第79-02卷	輸送部門의 投資事業審査指針	鄭丙壽
第79-03卷	韓國海外移民硏究	洪思媛 金思憲
第79-04卷	石油化學工業의 長期展望	金浩卓
第79-05卷	韓國의 育兒費와 出產力	具成烈
第79-06卷	韓國機械工業의 構造와 展望	金迪敎 編
第79-07卷	韓國의 칼라TV工業	金榮奉
第79-08卷	韓國經濟의 短期豫測模型	李天杓

第79-09卷	韓國의 輸入構造 및 輸入政策	徐錫泰
第80-01卷	水資源·工業團地造成部門의 投資事業審査分析	林栽煥
第80-02卷	인플레와 企業成長能力	張榮光
第80-03卷	農業機械化의 政策課題	文八龍
第80-04卷	產業別 投入係數의 變化와 推定	金圭洙
第80-05卷	韓國의 自動車工業	李徹熙
第80-06卷	農業機械化의 投資效果分析	林栽煥
第81-01卷	社會保障制度改善을 위한 硏究報告書	朴宗淇 外
第81-02卷	韓國金屬工業의 展望과 政策課題	南宗鉉 編
第81-03卷	自動車工業의 發展方向과 政策	金榮奉
第81-04卷	福祉社會의 人力政策과 職業安定	金秀坤 外
第81-05卷	固體廢棄物 管理現況과 改善方案	鄭文植
第81-06卷	5次計劃을 위한 都市化問題의 硏究	宋丙洛
第81-07卷	韓國製造業의 產業集中分析	李奎億 徐鎭敎
第81-08卷	農業信用事業의 經濟性分析	林栽煥
第81-09卷	韓國 資本主義經濟體制 發展을 위한 硏究	黃秉泰
第81-10卷	韓國의 產業誘因政策과 產業別 保護構造分析	南宗鉉
第81-11卷	對外去來自由化와 韓國經濟	金重雄
第81-12卷	景氣綜合指數作成에 관한 硏究報告書	徐相穆 編
第81-13卷	貧困의 實態와 零細民對策	徐相穆 外
第82-01卷	糧政轉換을 위한 食糧安保備蓄制度	柳炳瑞
第82-02卷	名目 및 實效保護率 構造의 長期的 變化	金光錫 洪性德
第82-03卷	韓國製造業의 產業別 生產構造	金栽元
第82-04卷	勞使關係 事例硏究	金秀坤 外
第82-05卷	國家豫算과 政策目標(1982年度)	朴宗淇 李奎億 編
第82-06卷	1960～77年 韓國產業資本스톡推計	朱鶴中 外

第82-07卷	農外所得增大를 위한 綜合對策	柳炳瑞 外
第82-08卷	主要農業政策 改善方案	柳炳瑞 外
第82-09卷	產業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案	楊秀吉
第83-01卷	醫療保險의 政策課題와 發展方向	延河清 外
第83-02卷	世界經濟環境變化와 當面課題	金重雄
第83-03卷	勞使關係 政策課題와 方向	金秀坤 編
第83-04卷	80年代 勞使關係發展을 위한 懇談會 報告書	KDI
第83-05卷	勞使協議制 硏究	朴世逸 外
第83-06卷	都給組織의 現況 및 都給去來의 增進方案	金栽元
第83-07卷	國家豫算과 政策目標(1983年度)	崔 洸 編
第83-08卷	短期金融市場의 當面課題와 發展方向	李德勳
第83-09卷	經濟安定化政策과 企業經營의 改善	洪炳裕
第83-10卷	都市行政의 發展的 機能과 改善方向	黃仁政
第84-01卷	韓國稅制의 主要政策課題와 改善方向	崔 洸 編
第84-02卷	退職金制度의 問題點과 改善方向	閔載成 外
第84-03卷	國家豫算과 政策目標(1984年度)	金重雄 崔 洸 編
第84-04卷	金融國際化의 當面課題와 政策方向	金重雄 外
第84-05卷	인플레期待와 經濟安定	李啓植
第84-06卷	市場과 市場構造	李奎億 外
第85-01卷	產業高度化에 따른 農業構造의 改編方向	宋大熙 柳炳瑞
第85-02卷	企業結合과 經濟力集中	李奎億 外
第85-03卷	乘法 季節ARIMA模型의 構造識別方法	呂運邦 孫英淑
第85-04卷	海外先物市場의 活用方案	李 烷 外
第85-05卷	減價償却制度와 資本所得課稅	郭泰元
第85-06卷	第2金融圈의 發展과 業務領域調整	李德勳
第85-07卷	國家豫算과 政策目標(1985年度)	李啓植 郭泰元 編

第85－08卷	特許制度의 經濟的 效果分析	鄭鎭勝
第86－01卷	租稅政策과 稅制發展	郭泰元 李啓植 編
第86－02卷	金融產業發展에 관한 硏究, 1985～2000	朴英哲 外
第86－03卷	私學運營의 課題와 改善方案	朴烜求 外
第86－04卷	國家豫算과 政策目標(1986年度)	郭泰元 李啓植 編
第86－05卷	國民年金制度의 基本構想과 經濟社會 波及效果	閔載成 外
第86－06卷	Social Development in Action	黃仁政
第86－07卷	Financial Development Policies and Issues	金重雄 編
第86－08卷	Industrial Development Policies and Issues	李奎億 編
第86－09卷	證券市場의 發達과 機關投資家의 役割	李德勳 張忠植
第87－01卷	商品去來所의 設立에 관한 硏究	李　烘 外
第87－02卷	公企業經營評價의 理論的 背景과 技法	宋大熙 外
第87－03卷	우리나라 金融政策運營現況과 改善方案	鄭健溶
第87－04卷	Macroeconomic Policy and Industrial Development Issues	司空壹 編
第87－05卷	Human Resources and Social Development Issues	司空壹 編
第87－06卷	國家豫算과 政策目標(1987年度)	延河清 李啓植 編
第87－07卷	에너지部門의 政策課題와 改善方案	李　烘
第87－08卷	住宅金融의 現況과 發展方向	姜文秀 金重雄
第87－09卷	地方工業의 特性과 育成政策	金鍾基 外
第88－01卷	公企業의 民營化에 관한 硏究	姜信逸
第88－02卷	社會保障制度의 政策課題와 發展方向	延河清 外
第88－03卷	金融先物과 옵션市場의 活用方案	李　烘 外
第88－04卷	社會福祉傳達體系의 改善과 專門人力活用方案	徐相穆 外
第88－05卷	國家豫算과 政策目標(1988年度)	郭泰元 李啓植 編
第88－06卷	日本經濟社會의 進化와 韓日貿易	李奎億 外

第88-07卷	輸入自由化의 經濟的 效果와 產業調整政策	金光錫
1989		
第89-01卷	리스產業의 發展方案	李 烘 外
第89-02卷	硏究開發과 市場構造 및 生產性	金迪敎 趙炳澤
第89-03卷	產業技術開發支援政策의 現況과 改善方案	鄭俊石
第89-04卷	國家報勳報償制度의 改編方案	閔載成 金龍夏
第89-05卷	經濟規制와 競爭政策	李奎億 編
第89-06卷	國家豫算과 政策目標(1989年度)	沈相達 李啓植 編
第89-07卷	金融環境變化와 綜合金融會社의 位相	南相祐 外
第89-08卷	經濟의 國際化와 中小企業의 產業調整	朴埈卿
1990		
第90-01卷	稅收推計 模型開發에 관한 硏究	盧基星 外
第90-02卷	韓國의 適正賃金	張鉉俊 金在源
第90-03卷	地方公企業의 課題와 發展方向	宋大熙
第90-04卷	企業集團과 經濟力集中	李奎億 李在亨
第90-05卷	醫療保險制度의 改善을 위한 政策方案	權純源 外
第90-06卷	證券產業發展을 위한 硏究	李永琪 外
第90-07卷	地域發展과 地方財政	李啓植 外
第90-08卷	韓國의 退職金制度와 企業年金制度 導入方案	閔載成 外
第90-09卷	中產層實態分析과 政策課題	延河淸 外
第90-10卷	中小企業의 產業調整과 中小企業支援施策의 改善方向	姜文秀 外
第90-11卷	經濟規制와 競爭政策(II)	李奎億 編
第90-12卷	國家豫算과 政策目標(1990年度)	宋大熙 權純源 編
第90-13卷	經濟開放과 巨視經濟運用	朴元巖 外
第90-14卷	國民年金財政의 安定化를 위한 政策課題 및 方向	南相祐 外
1991		
第91-01卷	開放化와 下都給體制의 改編	金周勳 趙觀行
第91-02卷	法經濟硏究(I)	李奎億 外

第91-03卷	金利自由化의 課題와 政策方向	南相祐 外
第91-04卷	國家豫算과 政策目標(1991年度)	李啓植 盧基星 編
第91-05卷	國民年金基金의 福祉部門 活用方案	閔載成 外
第91-06卷	産業化過程과 經濟制度의 對應	李奎億 編
第92-01卷	우루과이라운드의 規律分野協商과 産業·貿易政策의 改善方向	南宗鉉 張義泰
第92-02卷	地方自治制 實施에 따른 中央·地方財政機能의 再定立	宋大熙 盧基星 編
第92-03卷	廣告의 産業組織과 規制	李奎億 劉承旻
第92-04卷	舊東獨의 私有化方案 및 失業對策	高日東 外
第92-05卷	構造變化와 雇傭問題	朴埈卿 金政鎬
第92-06卷	製造業의 總要素生産性動向과 그 決定要因	金光錫 外
第92-07卷	國家豫算과 政策目標(1992年度)	宋大熙 柳一鎬 編
第92-08卷	韓國經濟의 産業貿易模型	李元暎
第93-01卷	國內銀行의 經營效率性 比較分析	孫承泰
第93-02卷	産業保護와 誘因體系의 歪曲	兪正鎬 外
第93-03卷	國家豫算과 政策目標(1993年度)	宋大熙 文亨杓 編
第93-04卷	韓國의 老齡化 推移와 老人福祉對策	閔載成 外
第93-05卷	低所得層의 生活安定과 自立對策	權純源 外
第94-01卷	地域金融의 活性化와 새마을금고의 發展	李德勳 外
第94-02卷	産災保險 財政運營方式 開發에 관한 硏究	閔載成 外
第94-03卷	美日構造調整協議의 展開와 競爭政策	崔鍾元
第94-04卷	國際化時代의 韓國經濟運營	左承喜
第94-05卷	國家豫算과 政策目標(1994年度)	盧基星 柳一鎬 編
第94-06卷	外國人直接投資와 投資政策	李弘求
第94-07卷	우리나라 自動車産業의 當面課題와 産業組織政策	劉承旻 外
第94-08卷	競爭政策의 國際比較：美國·日本·獨逸	申光湜

第95-01卷	金融自律化에 따른 生命保險產業의 對應方案	羅東敏
第95-02卷	韓·臺·日의 輸入依存構造比較	兪正鎬
第95-03卷	法經濟硏究(II)	李奎億 外
第95-04卷	國際化時代의 金融制度	崔範樹 李炯周
第95-05卷	北韓의 外國人投資制度와 對北投資 推進方案	全洪澤 外
第95-06卷	調達市場의 效率化·開放化 方案	南逸聰 外
第95-07卷	國民年金制度의 財政健實化를 위한 構造改善方案	文亨杓
第95-08卷	韓國敎育財政의 現況과 改革方向	尹建永
第96-01卷	OECD加入과 資本自由化	朴元巖
第96-02卷	金融의 效率性提高와 金融規制 緩和	姜文秀 外
第96-03卷	金融自由化와 金融監督	姜文秀
第96-04卷	製造業 總要素生產性의 長期的 變化	洪性德 金政鎬
第96-05卷	北韓의 經濟特區	朴貞東
第96-06卷	金融의 汎世界化와 證券產業의 構造改編	李德勳 崔範樹
第96-07卷	南北韓 經濟統合時의 經濟·社會 安定化 對策	朴 進
第96-08卷	中小企業의 構造調整과 知識集約化	金周勳
第96-09卷	韓國 物價變動構造의 分析과 政策對應	朴佑奎 外
第96-10卷	雇傭對策과 人的資源開發	李周浩
第96-11卷	地域利己主義의 經濟的 理解와 效率的 葛藤調整方案	金在亨
第96-12卷	經濟世界化時代의 巨視經濟運營	左承喜 編
第96-13卷	與信專門金融產業의 特性과 發展方案	李德勳 外
第96-14卷	中小·벤처企業의 發展과 場外市場의 活性化	崔範樹 李基煥
第96-15卷	中央·地方政府間 關係 및 財源調整	李啓植 外
第96-16卷	경제체제 전환기의 노동정책	조동호
第96-17卷	地方化時代의 政策課題와 制度改善方向	盧基星 編

第97-01卷	社會間接資本施設에 대한 民資誘致制度의 改善方向	盧基星 鄭源浩
第97-02卷	產業構造의 長期變化와 中小企業의 發展方向	朴埈卿
第97-03卷	海外直接投資의 要因 및 效果分析	金承塡
第97-04卷	WTO時代의 新通商議題	申光湜 編
第98-01卷	硏究開發의 世界化·地域化와 技術革新政策	朴埈卿
第98-02卷	轉換期의 對北政策과 南北經協	朴 進 外
第98-03卷	우리나라 金融產業의 發展構圖	李德勳 外
第98-04卷	수도권 정책의 평가와 기본방향	노기성 외
第98-05卷	社會保險과 民營保險의 效率的 連繫方案	李德勳 外
第98-06卷	通信料金 規制制度의 發展方案	南逸聰 外
第98-07卷	企業退出의 經濟分析과 改善方案	具本天
第99-01卷	21世紀를 指向한 生命保險產業의 發展方案	羅東敏 外
第99-02卷	事業者團體와 競爭政策	李在亨
第99-03卷	북한의 노동제도와 노동력 실태	조동호
第99-04卷	韓國 市場經濟와 民主主義의 歷史的 特質	李榮薰

新刊案內

產業成長과 構造變化에 대한 寄與度 分析(1975~95)

半洋裝/16切判/122쪽/定價 4,000원/李鎭勉·洪性德 著

中期財政計劃(1998~2002年)의 主要政策課題

半洋裝/16切判/106쪽/定價 4,000원/高 英 先 編

OECD 한국경제보고서(1999)

반양장/18절판/250쪽/정가 10,000원/한국개발연구원·재정경제부 공역

韓國實學과 經濟倫理

半洋裝/18切判/278쪽/定價 12,000원/林 元 澤 著

Economic Crisis and Its Social Consequences

半洋裝/18切判/160쪽/定價 7,000원/文 亨 杓 外

북한의 노동제도와 노동력 실태

반양장/18절판/194쪽/정가 7,000원/조 동 호 저

韓國 市場經濟와 民主主義의 歷史的 特質

半洋裝/18切判/150쪽/定價 6,000원/李 榮 薰 著

Managing Education Reform

반양장/16절판/76쪽/정가 4,000원/박 세 일 저

민영화와 집단에너지사업

반양장/18절판/274쪽/정가 11,000원/임 원 혁 외

IMF 이후 분배구조 및 빈곤의 변화와 외국의 정책방향

반양장/16절판/ 54쪽/정가 4,000원/유 경 준 저

Reforming Labor Management Relations

반양장/16절판/96쪽/정가 4,000원/박 세 일 저

KDI 圖書會員制 案內

■ 會員에 대한 特典

• 會員加入期間(1년)중 本 硏究院이 발간하는 모든 刊行物을 우송해 드림. (단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)

■ 會　　費　개인회원 : 10만원/기관회원 : 15만원

■ 加入方法 :

• 직접 本院 發刊資料相談室에 회비를 납입하거나,

• 가까운 우체국의 本院 우편대체계좌
(계좌번호 : 010983-31-0514919)에 납입하면 됨.

■ 問議處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41 우편번호 : 130-012
KDI 발간자료상담실(Tel. 958/4326~7)

KDI 圖書 販賣處

• 서울 :	교보문고(정부간행물코너)	Tel. 397-3628
	종로서적(3층 사회관)	Tel. 733-2331
	영문문고(정부간행물코너)	Tel. 399-5632
• 부산 .	영광도서(정부간행물코너)	Tel. 816-9500
• 대구 ·	학원서림(1층 2매장)	Tel. 425-0050