季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바－565

제16권 제 3 호 1994 가을

韓國開發研究

韓國景氣循環의 原因：構造模型에 의한 分析 — 白雄基, 李鎭勉

通貨需要函數의 長期的 安定性 檢定：Johansen 共積分 檢定方法의 援用 — 柳潤河

株式市場 開放의 원貨切上効果 — 金俊經

大事業體와 財閥事業體의 成長과 生產性 — 李在亨, 劉承旻

橫斷面 資料를 이용한 時間割引率의 推定 — 高英先

韓國經濟의 成長要因分析(1963～92) — 洪性德

韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

제 16권 제 3호 1994 가을

韓國景氣循環의 原因：構造模型에 의한 分析 ……白雄基 李鎭勉… 3

通貨需要函數의 長期的 安定性 檢定：Johansen 共積分 檢定方法의 援用 ……柳潤河… 45

株式市場 開放의 원貨切上効果 ……金俊經… 69

大事業體와 財閥事業體의 成長과 生産性 ……李在亨 劉承旻… 97

橫斷面 資料를 이용한 時間割引率의 推定 ……高英先…125

韓國經濟의 成長要因分析 (1963～92) ……洪性德…147

編輯陣

委員長 南相祐

幹事 全洪澤

委員 南逸聰 盧基星 孫在英 申光湜 李宗勳 崔範樹

編輯 申東祚

編輯問議：編輯委員會(962-8500)

購讀問議：發刊資料相談室(960-3283)

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 研究叢書 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(워드프로세서나 PC로 작성한 원고는 겉장에 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 『韓國開發研究』 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, 論評은 해당 論文 執筆者의 應答과 함께 싣게 됨. 채택된 원고는 稿料를 드림.

韓國景氣循環의 原因 : 構造模型에 의한 分析

白 雄 基
李 鎭 勉

本橋는 벡터自己回歸模型(VAR)에 비하여 작성과정이 까다롭고 복잡하지만 경제구조의 파악이 용이하고 경제체계내에 주어진 충격의 해석이 분명한 聯立方程式 構造模型을 사용하여 景氣循環의 원인을 밝히고자 하였다. 새로 작성된 景氣循環模型은 巨視經濟 分期模型으로서 추정기간은 1972년부터 1992년까지 21년으로 統計廳 기준의 제1순환기부터 제5순환기까지 포함하고 있으며, 景氣循環의 원인분석을 위해서 假想的 시뮬레이션(counter factual simulation) 기법을 사용하였다.

本稿는 향후 景氣循環의 安定을 도모하기 위해서 다음의 몇가지 결론을 내리고 있다. 첫째, 建設投資는 景氣變動의 振幅을 擴大시켜 온 경향이 있기 때문에 景氣浮揚 및 景氣鎭靜을 위한 정책변수로 바람직하지 않다. 왜냐하면 정부가 景氣變動을 感知하기까지는 시간이 걸리며, 景氣變動의 체감 직후 建設投資를 통해서 景氣浮揚 혹은 景氣鎭靜을 이루고자 하더라도 정책수립부터 정책효과의 可視化에까지 이르는 時差로 인하여 建設投資가 정부의 의도와는 반대로 景氣順行的인 役割을 할 가능성이 있기 때문이다. 둘째, 通貨가 生産 및 物價變動에 미치는 영향은 서로 相衝關係(trade-off)에 있는 것으로 보이기 때문에 정부는 民間信用 등 通貨變數를 景氣調節手段으로 사용할 경우에는 사전에 政策效果를 충분히 고려해서 시행해야 할 것이다. 셋째, 海外都賣物價, 原油導入價格 및 國際商品價格 등 海外物價變數의 변동은 GNP는 물론이고 큰 폭의 物價變動을 초래하기 때문에, 海外部門의 충격에 따른 景氣變動을 안정시키기 위해서 정부는 油價自由化를 통한 油類價格安定 및 原油備蓄水準의 提高, 海外原資材 輸入先의 다변화 등을 통하여 海外物價衝擊이 국내경제에 미치는 영향을 최소화하도록 노력해야 할 것이다.

I. 序 論

우리나라 경기순환의 역사가 선진국에 비하여 매우 짧음에도 불구하고 90년대 들어서 우리나라 경기순환의 특징과 원인에 관한 문헌이 많이 출판되었다. 이것은 지난 80년 초반부터 시작하여 최근에 이르기까지 巨視經濟學의 획기적인 방법론으로 자리잡은 벡터自己回歸模型(VAR)의 개발에 힘입

筆者 : 白雄基－本院 硏究委員
李鎭勉－本院 主任硏究員

* 한국의 경제정책연구에 늘 바쁘신 중에도 불구

은 바 크다.

벡터自己回歸模型은 내생변수와 외생변수를 구별할 필요가 없다는 장점이 있으나 현실경제의 구조와 변수간의 관계를 파악하는데는 어려움이 있다. 본 논문의 주제인 경기순환의 원인분석을 VAR에 의존할 경우 경기변동을 발생시키는 衝擊(impulse)이 모형작성자의 주관에 의해서 해석되므로 오류가 발생할 확률이 크고, 모형의 識別을 위해서 도입되는 각종 제약조건도 분석결과에 큰 차이를 가져올 수 있다. 그럼에도 불구하고 VAR모형이 지니는 간편성 때문에 경기변동을 비롯한 각종 연구에 애용되고 있다.

本稿에서는 VAR에 비하여 작성과정이 까다롭고 복잡하지만 여러가지 장점을 지닌 構造模型을 사용하여 경기순환의 원인을 밝히고자 한다. 구조모형적 접근방법은 모형작성의 번거로움 때문에 흔히 사용되지는 않았으나 개별방정식을 통하여 경제구조의 파악이 용이하며 경제체계내에 가해진 shock의 해석이 분명하여 shock 시뮬레이션을 용이하게 수행할 수 있다는 장점이 있다. 구조모형을 기본으로 하여 경기순환의 요인분석을 위해서 사용된 기법은 假想시뮬레이션(counter factual simulation method)이다. 이 방법은 실제의 외생변수값을 平滑化(smoothing)하면서 GNP를 비롯한 내생변수의 변동완화정도를 측정하는 것으로 假想 시나리오분석에 흔히 사용되어 왔으나 本稿에서는 경기순환의 원인규명을 위해 도입하였다.

本稿는 다음과 같이 구성되었다. 먼저 Ⅱ장에서는 기존의 경기순환 원인분석에 관한 연구결과를 개관하고, Ⅲ장에서는 구조모형을 소개한다. Ⅳ장에서는 경기순환요인과 요인별 寄與率分析을 실시하며, 마지막으로 Ⅴ장에서는 경기순환을 완화시키기 위한 몇가지 방안을 제시함으로써 결론을 맺는다.

Ⅱ. 景氣循環의 原因에 관한 硏究

統計廳(1994)에 의하면 1972년 3월 이후 지금까지 우리나라의 경기순환은 다섯번이 마무리되고 1993년 1월부터 제6순환이 시작되었다.[1] GNP를 비롯한 각종 거시경제변수와 基準循環日 자료가 축적되고 計量經濟技法이 크게 진전됨에 따라 경기순환의 원인을 밝혀보려는 노력도 활발하게 전개되었다.[2]

우리나라에서 경기변동의 원인에 관한 연

하고 拙稿를 자세히 읽고 귀중한 論評을 주신 朴佑奎 박사와 金俊逸 박사께 진심으로 감사드린다. 두 차례에 걸친 수정에도 불구하고 논문에 남아 있는 誤謬는 전적으로 筆者들의 책임임을 밝힌다.

1) 1972년 이전의 基準循環日에 관해서는 統計廳과 韓國銀行의 추정이 다르다. 韓國銀行의 基準循環日은 『調査統計月報』(1982. 5) 참조.

2) 本稿에서는 景氣循環과 景氣變動을 구별하지 않고 사용하기로 한다. 그러나 엄밀하게는 景氣循環은 景氣變動 중 추세적 요인을 제거한 이후 순환적 요인에 의해 발생한 景氣變動을 의미한다. 자세한 논의는 白雄基(1993)의 Ⅰ장 참조.

구는 크게 세가지 방향으로 진전되어 왔다고 볼 수 있다. 첫째는 GNP 등의 시계열 자료가 趨勢的 回歸(mean reversion) 현상을 발생시키는 確定的 趨勢(deterministic trend)를 가지고 있는지, 혹은 趨勢的 顚倒(mean perversion) 현상을 보이는 確率的 趨勢(stochastic trend)를 가지고 있는지를 조사하는 것이다. 이는 Nelson and Plosser(1982)의 연구에 큰 영향을 받았는데, 우리나라에서는 曺夏鉉(1993)이 한국의 GDP를 이용하여 檢定한 것이 있다. 동 논문에서는 ARMA방법(Campbell and Mankiw[1987])과 非母數的 接近法(Cochrane [1988])을 이용하였는데, 검정결과는 우리나라의 산출량이 趨勢的 回歸 性向이 趨勢的 顚倒 性向보다 더욱 강한 것으로 나타났다.

實質産出量이 추세적 회귀를 하느냐 추세적 전도를 하느냐는 정책적인 면에서 매우 중요한 의미를 지닌다. 왜냐하면 산출량이 추세적 회귀 성향이 강하다면 經濟安定化政策과 經濟成長政策을 어느 정도 분리해서 사용할 수 있으며 이 두가지 목표가 동시에 달성가능하다고 볼 수 있기 때문이다. 그러나 산출량이 趨勢的 顚倒 性向을 강하게 내포하고 있다면 현재 발생한 실질산출량의 변화가 장기적 추세에 영향을 주므로 안정화 정책과 성장정책을 동시에 추구하기 어렵게 된다.

個別時系列의 趨勢性向에 관한 연구결과는 경기변동의 원인에 대하여 몇가지 推論을 가능하게 한다. 실질산출량이 확정적 추세를 가지고 있다면 경기변동은 總需要衝擊과 같은 일시적인 요인에 의해서 발생되었을 가능성이 많으나, 확률적 추세를 가지고 있다면 경기변동은 技術進步와 같은 지속성이 강한 總供給衝擊에 의해서 유발되었을 가능성이 크다. 개별시계열의 검정결과로부터 도출된 이와 같은 含意는 VAR을 이용한 경기변동모형과 접목되어 경기변동의 원인규명에 관한 연구를 진일보시키는 계기가 되었다.

경기변동에 관한 두번째 연구방향은 바로 多變量變數 分析模型의 일종인 VAR模型이다. VAR모형은 본질상 過多母數化의 우려가 있으나 자의적인 내·외생변수의 구분을 없앰으로써 모든 변수가 자신 및 타변수의 動態構造로 설명될 수 있도록 구성된 것이다. VAR을 이용한 초기의 연구는 대부분 Sims(1972)의 방법론을 따르고 있다. 즉 통화가 산출량에 Granger적인 원인이 되는가 여부를 밝히는 데 초점이 맞추어졌다.[3] 예를 들면 Kim(1991)의 연구결과는 통화가 산출량 변동의 원인이 되므로 우리나라의 通貨-産出量의 관계는 통화론자들의 견해와 일치하며 따라서 정부는 통화의 안정적인 공급을 위해서 노력해야 한다고 주장하였다. 다시 말하자면 통화의 불안정적인 공급이 경기변동의 원인이 된다는 것이다.

3) Granger적인 인과관계는 변수간의 時差만 相關하는 인과관계로서 期待의 역할 등이 무시되어 있다.

그러나 Granger的인 因果關係의 檢定이 과연 경기변동의 원인을 밝히는 방법으로 적절한지의 여부는 다음과 같은 점에서 논쟁의 대상이 되었다.

논쟁의 핵심은 VAR모형으로부터 얻어진 결론의 실용성이었다. 즉 Granger적인 인과관계의 분석만으로 경기변동의 원인을 결론짓기에는 부족하며, 더욱이 검정결과에 따라 景氣政策을 실시한다는 것은 어렵다는 것이었다. 보다 명확한 연구를 위해서는 衝擊反應(impulse response)과 分散分解(variance decomposition) 등의 다양한 보조분석이 필요하나, 아무런 제약이 없는 單純VAR은 殘差벡터로부터 서로 直交하는 충격을 임의적으로 식별하여 충격반응과 분산분해를 실시함으로써 분석상의 오류를 범할 가능성이 있었다. 이와 같은 단순VAR의 미비점을 보완하기 위해서 Sims(1986), Bernanke(1986) 등은 경제구조를 고려하여 서로 직교하는 충격을 식별하는 構造VAR(structural VAR)을 고안해 내었다.

구조VAR을 이용한 한국경제모형은 兪炳三(1992), 全聖寅(1992), Baek(1993), 朴在夏(1993) 등에 의하여 만들어졌는데, 모형의 구성변수, 추정기간, 추정을 위한 제약식이 각각 상이하다고 볼 수 있다. 본장에서는 각 논문에 사용된 모형구조와 추정기법 등에 관한 자세한 사항은 논외로 하고 중요한 결론만을 살펴보기로 한다.

먼저 兪炳三(1992)은 GNP와 GNP디플레이터를 사용하여 우리나라 경제의 장·단기 총수요곡선과 총공급곡선을 각각 추정하고 攪亂이 주어질 경우 物價 내지 成長이 어떻게 영향을 받는가를 분석하였다. 연구결과에 의하면, 供給要因은 경제성장에 90% 이상 기여했으며, 需要側要因은 인플레이션에 장기적으로 80% 정도의 영향을 준 것으로 드러났다. 장·단기에 있어 공급측요인은 물가보다 성장에 영향을 준 것으로 나타났기 때문에 장·단기에 걸쳐 산출량의 변동을 유발시킨 主要因은 수요측요인보다는 공급측요인이라고 주장할 수 있는 것이다.

全聖寅(1992)은 실질GNP, 총통화, GNP디플레이터, 全産業名目賃金으로 구성된 구조VAR을 추정하였는데, 분산분해를 통하여 실질GNP의 초기변동은 주로 공급충격에 의해서 주도되며 명목임금도 생산변동을 결정하는 중요한 충격으로 지적하였다. 시간이 흐름에 따라 생산변동에 대한 공급충격의 영향은 다소 감소하지만 여전히 가장 중요한 충격으로 남게 된다. 인플레이션에 있어서는 처음에는 안정화충격이 주도적이나 수요충격 역시 중요한 요인이 되며, 장기로 갈수록 안정화충격의 영향은 줄어드는 반면 공급충격의 영향이 점차 증대한다고 밝혔다.

Baek(1993)도 GNP, 총통화, 소비자물가, 회사채수익률 등 네 변수를 사용하여 충격반응과 분산분해를 시도하였는데, 총통화변동과 같은 수요측요인은 초기에 물가변동을 초래하는 반면 산출량의 변동은 크게 초래되지 않는 것으로 나타났다. 朴在夏

(1993)도 구조VAR을 사용하여 우리나라 경기변동의 원인을 분석하였는데, 국내총생산의 변동은 국내총공급요인에 의하여 대부분 설명되며, 무역수지는 國內absorption과 海外衝擊이, 또한 國內物價變動은 貨幣衝擊이 가장 중요한 역할을 한다는 결론을 얻었다.

이상의 네 논문으로부터 얻을 수 있는 공통점은 우리나라의 生産變動은 供給側要因이 주도하고, 物價變動은 需要側要因이 주도해 왔다는 점이다. 그러나 金基禾(1990)는 우리나라의 경기순환이 成長率變動에서는 實物的 要因보다 貨幣的 要因에 의해서 더 큰 영향을 받았으며, 물가변동은 화폐적 요인과 실물적 요인으로부터 비슷한 정도의 영향을 받았다고 주장하였다.[4]

경기변동의 원인에 관한 세번째 연구방향은 우리나라에서는 아직 다양하게 시행되지 않은 것으로서 本稿에서 시도해 보고자 하는 것이다. 이 방법은 聯立方程式 體系를 이용한 假想的 시뮬레이션인데, 구조방정식 체계 중 외생변수를 가상시나리오에 따라 변경함으로써 도출되는 내생변수의 특성을 관찰하는 방법이다. 이와 같은 방법은 Eckstein and Sinai(1986)가 미국 경기순환의 원인규명을 위하여 도입한 방법으로서, 경기순환의 원인에 대한 해석이 명확하고 政策含意가 뚜렷한 점 등 여러가지의 장점이 있다.

4) 이외에도 金基禾(1990)는 우리나라의 경기순환은 국내요인보다는 해외요인에 의해서 영향을 받았다고 분석하는 등 우리나라 경기순환의 요인을 규명하기 위하여 다양한 방법을 동원하였다.

5) 姜起春(1994)은 경기순환의 실증연구방법에 대한 개관을 통해 구조모형과 시계열모형의 특징을 비교하였다.

Ⅲ. 景氣循環 原因分析을 위한 構造模型

경기순환의 원인에 관한 연구의 핵심은 경기순환을 발생시키는 原初的인 衝擊(impulse)과 衝擊의 波及經路(propagation mechanism)를 밝히는 것이라고 할 수 있다. 즉 경기흐름을 가장 잘 나타내고 있다고 볼 수 있는 생산, 물가, 고용 등의 경제변수에 영향을 주는 충격을 識別해 내고 變數 相互間의 關係를 정확하게 파악함으로써 경기순환의 직접적인 요인과 파급경로를 규명하는 작업이라고 말할 수 있다.

경기순환의 원인분석에는 다양한 분석방법이 사용될 수 있으나 本稿에서는 이미 앞장에서 지적한 대로 구조모형을 이용한 寄與率 計算法을 사용하였다. 구조모형을 이용한 경기순환요인 분석방법은 時系列模型에 의존한 방법에 비하여 경제이론에 충실할 수 있다는 장점이 있다.[5] 그러나 모형 내에서 결정되는 내생변수와 모형 밖에서 주어지는 외생변수를 연구자 임의로 선택하기 때문에 연구자의 임의성이 크게 작용하여 경기순환의 실제적 요인을 왜곡할 가능

성이 있다. 경기순환의 요인을 밝히기 위해서 구조모형을 사용할 경우의 유의점에 관해서는 추후 다시 논의하기로 하고, 여기서는 우선 분석에 사용될 模型의 特徵과 構造를 소개하기로 한다.

1. 模型의 特徵

본 모형의 특징은 다음과 같다. 첫째, 개별방정식의 推定期間을 1972년부터 1992년까지 삼음으로써 지난 20여년간의 경기순환을 분석할 수 있도록 하였다. 방정식의 추정기간을 너무 길게 잡음으로써 우리 경제의 급격한 구조변화를 모형이 제대로 반영하지 못할 우려가 있기는 하지만, 수출방정식과 같은 특별한 경우에는 더미변수를 첨가함으로써 여건변화에 따른 내생변수의 설명력을 높이도록 하였다.

둘째, 경기순환의 원인과 그에 따른 寄與率을 파악하기 위하여 海外經濟成長, 海外物價, 原油導入價格, 國際商品價格, 엔貨換率 등의 해외요인과 건설투자, 민간신용, 정부소비, 농림어업GNP, 원貨換率 등의 국내여건 및 정책변수를 외생화하였다.

셋째, 換率은 최근 들어 외환시장의 수급을 반영하여 변동하지만 고정환율제도를 채택하였던 70년대와 複數通貨바스켓制度가 실시되었던 80년대까지도 환율은 정책변수의 역할을 감당해 왔다고 볼 수 있을 것이다. 이와 같은 관점에서 본 모형에서는 원貨換率을 외생화하였다.

넷째, 總通貨供給은 정부부문과 해외부문을 각각 재정적자 및 종합수지의 내생변수로 연결하였으며, 민간부문은 정책변수로 간주하여 외생화하였다.

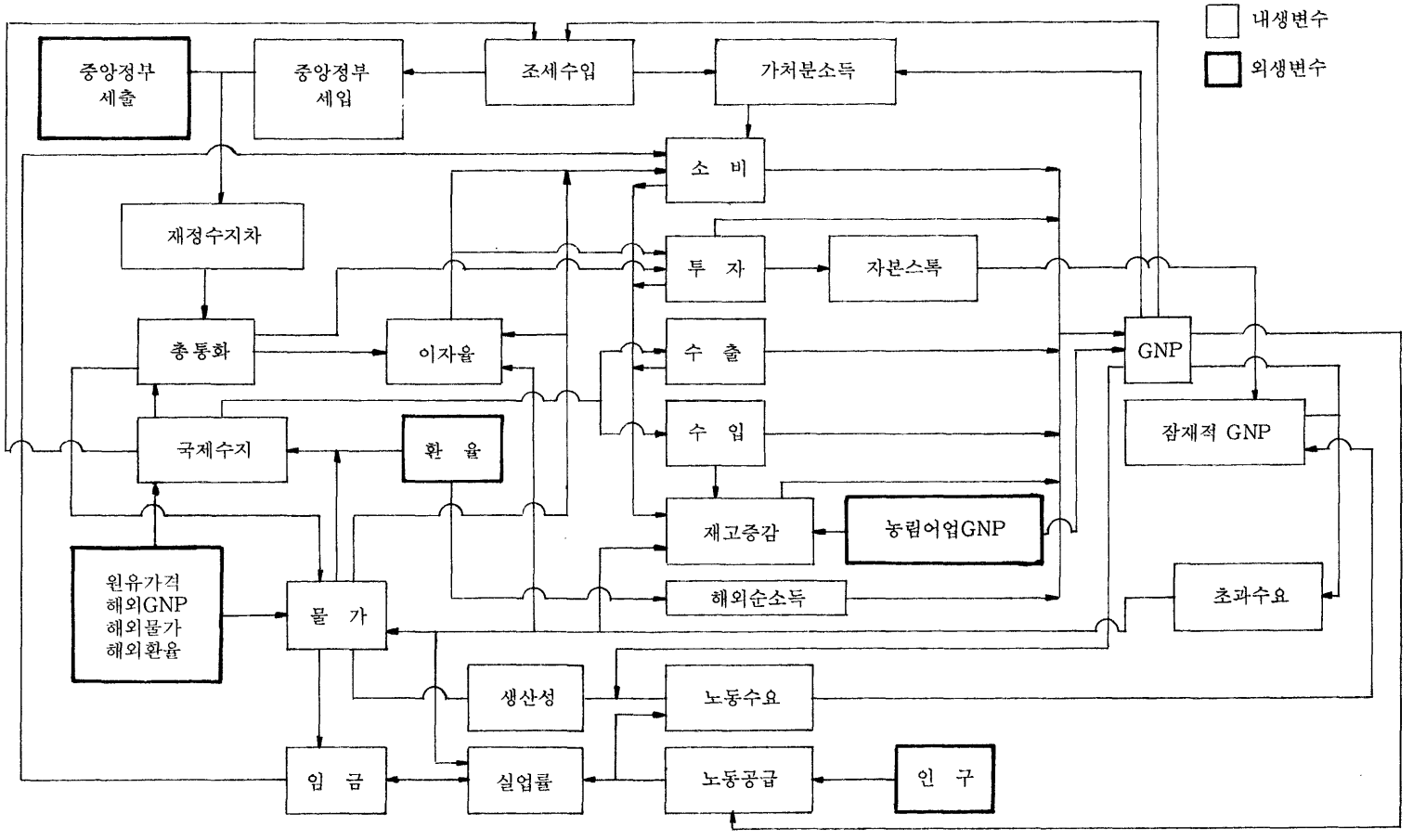
다섯째, 物價는 생산자, 소비자물가지수 및 GNP디플레이터 등 세가지 개념이 사용되었으나, 生産者物價指數가 중심물가로 추정되었으며, 소비자물가지수는 생산자물가지수를 근간으로 추정되었다. 또한 GNP디플레이터는 농림어업디플레이터와 생산자 및 소비자물가지수를 설명변수로 추정되었다.

여섯째, 實物部門과 物價部門을 연결시키기 위하여 總需要壓力指標를 만들어 생산자물가와 연결시켰다. 즉 실물부문이 과열되면 초과수요압력을 통하여 물가상승이 초래되고, 물가상승은 다시 實質殘高를 감소시킴으로써 실물부문이 위축되는 피드백(feed-back) 현상이 발생하도록 모형을 구성하였다.

2. 模型의 構造

경기순환의 원인을 조사하기 위한 모형으로 本稿에서는 분기모형을 사용하기로 한다. 거시경제 분기모형의 사용목적 등 일반적인 사항에 관하여는 白雄基·吳尙勳(1993)에서 자세히 논의하였기 때문에 여기서는 생략하기로 한다. 본 논문에서 구조모형이 필요한 첫째 이유는 景氣循環의 要因別 寄與率을 계산하기 위해서이다. 기여

[圖 1] 構造模型의 흐름圖(flow chart)



율이 가장 큰 외생변수의 변동이 바로 해당 순환기의 경기변동의 주요인이라고 말할 수 있기 때문이다.

모형의 추정에 사용된 자료는 기본적으로 韓國銀行의 『國民計定』, 『調査統計月報』, 統計廳의 『韓國統計月報』, 勞動部의 『每月勞動統計調査報告書』, 그리고 IMF의 *International Financial Statistics*의 각호에서 얻었다. 추정기간은 1972년부터 1992년이며, 추정방법은 通常最小自乘法(OLS)을 사용하였다. 또한 계절성이 있다고 판단되는 변수는 X-11방법으로 계절조정하였다.[6] 방정식체계는 행태방정식 24개와 정의식 26개로 구성된 중규모의 모형으로서 총 6개 부문으로 구성되어 있으며, 모형의 흐름도는 [圖 1]에 수록되어 있다.[7]

가. 最終需要部門

최종수요부문은 支出側面에서 國民所得이 결정되는 부문으로 국민소득계정상의 각 지출부문을 포함한다. 즉 민간소비, 총고정자본형성, 재고증감, 상품과 서비스의 수출입, 해외순수취요소소득 등이 내생적으로 결정되며 외생적으로 주어지는 정부소비, 건설투자 등이 포함되어 있다. 따라서 이들 개별부문들에 의하여 國民總生産(GNP)과 國內總生産(GDP)이 결정되며, 각 항목 디플레이터의 유무에 의해 經常과 實質 두가지 항목으로 계상된다.

1) 消 費

總消費支出은 경제주체별로 보면 크게 민간소비와 정부소비로 나누어지는데, 정부소비는 국방비와 공무원 등의 인건비와 같은 경직성 경비로 지출되며, 나머지도 대부분 정책적으로 집행되므로 외생화하였다.

民間消費는 恒常所得假說, 실질임금변동과 실질금리변동에 따른 기간간 대체효과를 반영하고 있다. 항상소득변수로는 국민총생산에서 세금과 감가상각을 차감한 국민가처분소득의 4분기 이동평균을 대용변수로 이용하였으며, 실질금리는 사채시장금리로부터 소비자물가변동을 차감한 변수를 기준으로 삼았다.

설명변수들이 기대했던 것처럼 실질금리에 대해서는 負의 반응을, 그리고 기타 변수에 대해서는 正의 반응을 보였다. 또한 각 설명변수의 통계적 유의성도 실질금리의 경우는 다소 낮으나 다른 변수는 매우 높은 것으로 나타났다. 가처분소득의 변화에 따른 단기의 限界消費性向은 0.18, 장기적으로는 0.60으로 나타났으며, 實質賃金의 短期彈力性은 0.12, 長期彈力性은 0.40으로 나타났다.

2) 總資本形成

통상 投資는 국민소득계정상에서 총자본형성으로 추계된다. 총자본형성은 고정투자

6) 〈附錄 2〉의 變數一覽表에서 변수명의 마지막 영문자가 X로 끝나는 변수는 계절조정한 것이다.

7) 지면관계상 본문에는 개별방정식의 추정결과를 생략하였으므로 〈附錄 1〉에 수록된 방정식 추정결과를 참조.

인 총고정자본형성과 재고투자로 구성되며, 總固定資本形成은 다시 설비투자와 건설투자로 나누어진다. 본 모형에서는 건설투자가 외생화된 반면 설비투자와 재고투자가 내생화되었다.

일반적으로 투자의 변동은 경기변동의 직접적인 원인이 될 뿐만 아니라 경기변동에 민감한 반응을 보이므로 변동폭이 매우 큰 특징을 지닌다. 投資函數의 추정이 어려운 것은 투자구성요소의 복잡성뿐만 아니라, 투자가 간혹 중요한 정책수단으로 사용되어 왔기 때문이다. 특히 정부는 경기활성화나 수출촉진을 위하여 투자유인 혹은 억제정책을 실시한 바 있으며, 바로 이러한 이유 때문에 투자함수의 추정에는 많은 어려움이 따르는 것이 사실이다.

設備投資는 소득규모변수인 비농림어업 GNP, 투자의 기회비용을 반영하는 실질사채시장이자율과 자금가용변수인 실질통화량을 주요 설명변수로 택하였다. 추정결과는 실질이자율의 유의성이 다소 낮은 것 외에는 전반적으로 양호한 것으로 나타났다. 이론적으로 실질이자율은 설비투자를 결정하는 가장 중요한 변수이며, 본 모형에서도 실질이자율이 모형의 전체적인 적합도를 향상시키는 것으로 나타났기 때문에 다소 낮은 유의성에도 불구하고 설비투자의 주요 설명변수로 삼았다.

在庫方程式의 추정결과를 보면 우리나라의 재고변동에는 상품수입과 농업생산이 가장 큰 영향을 미쳤으며, 國內absorption과 수출변수도 영향을 준 것으로 나타났다. 景氣要因인 총수요압력지표의 유의성은 다소 낮았으나 모형의 적합도를 향상시키는 것으로 드러났다.

3) 輸出과 輸入

본 모형에서 총수출과 총수입은 商品과 서비스로 나누어 추정하였는데, 이들은 모두 국제수지부문에서 결정되는 달러표시 수출과 수입에 환율을 감안하여 전환하는 방식을 취했다. 즉 國民所得計定과 國際收支部門간에 디플레이터와 환율적용의 차이로 발생하는 통계상의 불일치를 조정하기 위하여 일종의 橋梁方程式(bridge equation)을 만들어 원貨表示로 전환하였다.

나. 生産-勞動部門

생산-노동시장부문은 자본과 노동을 생산요소로 하는 潛在的 國內總生産函數를 추정하는 데 중점을 두었다. 資本스톡은 감가상각인 고정자본소모충당금으로 조정한 총고정자본형성의 누적분에 의해 계산되며, 勞動은 경제활동인구와 실업률을 통하여 추정되는 취업자수로 추계된다. 생산함수는 기본적으로 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하여 잠재적 국내총생산을 결정하도록 하였다. 또한 잠재적 국내총생산은 수요측면에서 추계한 국내총생산과 비교하여 그 차이로 정의되는 초과수요압력이 물가부문과 금융부문을 통해 피드백(feed-back) 현상이 발생되도록 모형을 구성하였다.

1) 潛在的 國內總生産

잠재적 국내총생산은 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하여 취업자수와 자본스톡을 생산요소로 이용하였다. 생산함수에는 1次同次性의 制約을 가하였으며 단순화를 위하여 노동 한 단위당 생산과 자본을 각각 피설명변수와 설명변수로 정하였다.

추정시 사용된 잠재적 국내총생산은 계절조정된 국민소득계정상의 실질국내총생산액의 대수치를 취하여 경기정점끼리 적절히 이어 內插値를 구한 후, 대수치를 제거하고 최종적으로 계절조정요소를 감안하여 얻었다. 자본스톡은 전분기 자본스톡에 총고정자본형성의 순증분을 합한 것으로 결정되며, 자본의 감가상각률은 年 5%로 가정하였다.

2) 勞動供給

본 모형에서는 前期의 經濟活動人口와 總人口를 이용하여 현재의 경제활동인구를 추정하였다. 또한 失業率은 변형된 「오쿤」의 법칙(Okun's law)을 根幹으로 하고 임금상승률과 가동률을 추가적인 설명변수로 삼아 추정하였다.[8] 취업자수는 경제활동인구에 실업률을 적용하여 정의식에 의해 계산하였다.

8) 임금상승률은 1987년 2분기를 기준으로 그 이전과 이후 실업률에 미치는 영향이 다르다고 가정하였다. 이는 87년 2분기부터 극심해진 노사분규의 영향으로 임금의 급상승이 초래되었기 때문에 실업률저하에 미치는 효과가 그 이전과 다를 것이라고 판단되었기 때문이다.

다. 賃金-物價部門

임금-물가부문은 노동시장의 임금, 수출입부문의 수출입단가와 서비스수출입 디플레이터, 최종수요부문의 개별디플레이터, 그리고 유통단계에서 측정되는 생산자물가와 소비자물가 등 10개의 行態方程式으로 이루어져 있다. 기본적으로는 각 부문별 경제활동의 결과로 나타나는 총수요와 총공급간의 괴리인 GDP갭이 賃金과 物價變動要因으로 반영되도록 하였고 이것이 다시 각 부문에 영향을 미치도록 하였다.

1) 全産業賃金

全産業賃金方程式은 필립스곡선에 기초하여 1人當 生産性과 失業率 및 GNP디플레이터를 주요 설명변수로 삼아 추정하였는데, 각 변수의 통계적 유의성이 매우 높았으며 생산성의 임금탄력성은 0.73, GNP디플레이터에 대한 임금탄력성은 1.19, 실업률 1%포인트에 대한 임금탄력성은 0.06으로 나타났다.

2) 物價指數와 GNP디플레이터

본 모형에서는 생산자물가지수를 가장 기본적인 물가지표로 삼아 중심물가방정식을 추정하고, 소비자물가지수와 GNP디플레이터 및 각종 디플레이터들은 생산자물가지수에 연결하여 추정하는 방식을 취했다. 生産者物價方程式은 물가의 결정요인을 費用要因과 需要要因으로 나누어 설명하였다. 비용요인으로는 全産業賃金과 換率로 조정된

輸入單價를, 그리고 수요요인으로는 國內總生産과 潛在的 國內總生産의 比率에 따른 총수요압력을 설명변수로 사용하였다. 또한 생산성향상이 물가안정을 도모할 것이라는 가정하에 생산성변수를 추가하였는데, 추정결과는 상당히 유의하게 나타났다. 한편 소비자물가지수는 생산자물가지수 외에 농림어업GNP 디플레이터와 총통화 변동분을 설명변수로 삼아 방정식을 추정하였으며, GNP디플레이터는 생산자 및 소비자물가지수의 산술평균과 농림어업GNP 디플레이터를 설명변수로 채택하였다.

3) 輸出入 單價指數와 서비스輸出入 디플레이터

開放經濟에서 輸出入單價와 서비스수출입 디플레이터는 환율과 더불어 대외거래에서 매우 중요한 價格變數이다. 수출단가지수는 상품수출을 결정하는 데 가장 중요한 변수로서 기본적으로 생산자물가지수, 임금, 환율, 수입단가지수에 의하여 결정되도록 하였으며, 장기적으로는 동태적 변화를 고려하여 시차변수들을 첨가하였다. 한편 수입단가지수는 국내상품수요를 결정하는 변수로서 외생적으로 주어지는 해외물가수준을 반영하도록 하였다. 海外物價를 나타내는 변수로는 해외물가의 구성요소 중 단일 품목으로는 가장 큰 비중을 차지하고 있는 원유도입 단가지수와 국제상품 가격지수를 사용하였다.[9]

서비스수출입 디플레이터도 기본적으로는 수출입 단가지수와 마찬가지로 서비스수출입을 결정하는 데 매우 중요한 역할을 하는 변수로서 서비스수출 디플레이터는 국내물가수준, 서비스수입 디플레이터는 해외물가수준에 의하여 각각 결정되도록 하였다. 또한 서비스수출입에는 商品輸出入의 規模에도 많은 영향을 받기 때문에 이들을 결정하는 원貨表示 輸出入單價를 각각의 설명변수로 추가하였다.

라. 國際收支部門

국제수지부문은 해외부문과 국내부문의 교량역할을 하는 부문으로 상품과 서비스의 수출입, 무역외수입과 지급 등이 결정되는 부문이다. 우선 상품과 서비스 수출입은 최종수요부문의 수출입과 연결되며 經常收支와 資本收支는 순해외자산을 통해 금융부문에 연결되도록 구성되었다.

본 모형에서는 구조상 국제수지부문이 실물부문과 금융부문을 통하여 경제활동에 커다란 영향을 미치며, 이로 인한 국내물가와 금리변동이 수출입물가의 변동을 통하여 다시 국제수지부문에 영향을 미치는 피드백 현상이 발생되도록 하였다.

9) 輸入單價는 1980년 1분기를 기준으로 구조변화가 있는 것으로 가정하였다. 이는 70년대는 1, 2차 유가파동으로 해외가격변수들이 급상승하는 시기로 우리의 수입단가도 이의 영향으로 높은 상승률을 보였으며, 80년대부터는 소위 3低期間 등 해외가격요인들이 안정된 시기로 우리의 수입단가 또한 낮은 증가속도를 보였다. 따라서 70년대와 그 이후는 해외의 가격요인들이 수입단가에 미치는 효과가 다를 것이라고 판단되기 때문이다.

1) 商品輸出(物量)

상품수출은 해외수요와 해외물가 및 수출단가의 함수라는 이론적 기초에 따라 해외수요를 나타내는 변수로, 미국·일본·독일·영국 등 4개국 GNP(또는 GDP)의 加重平均을 사용하였으며, 해외물가는 달러표시 4개국 都賣物價指數의 가중평균을 사용하였다.

우리나라의 輸出函數는 지난 20여년간 세계경제여건 및 국내산업 구조조정에 따라 크게 변모해 왔다. 국내외 여건변화에 따른 수출함수의 변화를 나타내기 위하여 추정기간인 1972~92년을 세 기간으로 나누어 생각하였다.

우선 1972년부터 78년까지 우리나라는 輕工業製品 爲主의 수출에 의존하였다. 70년대 말에는 중화학공업에 대한 투자가 거의 마무리되고 80년대에 들어와서는 수출상품구조가 경공업제품으로부터 점차 중화학공업제품으로 바뀌기 시작하였고, 80년대 후반에 들어서 이러한 경향은 더욱 심화되었다. 경공업제품이 우리의 主輸出商品일 당시에는 해외GNP와 해외물가에 대한 수출탄성치가 상당히 컸으나, 주수출상품이 중화학공업제품으로 변경된 후에는 이와 같은 해외설명변수에 대한 수출탄성치가 점차 감소하는 경향을 보였다. 본 모형에서는 이러한 구조변화를 반영하기 위하여 해외GNP와 해외물가변수를 1972~78년, 1979~85년, 1986~92년의 세 기간으로 나누어 정식화하였다.

수출물량방정식의 추정결과를 살펴보면 70년대 초반에는 해외GNP와 해외물가에 대한 수출탄성치가 각각 2.63, 2.05로 나타났으나, 그 이후 점차 약화되어 80년대 중반부터 90년대 초반까지는 각각 2.24와 1.61로 나타났다. 또한 수출단가에 대해서는 0.46의 수출탄성치를 보였다.

2) 商品輸入(物量)

상품수입방정식의 주요 설명변수로는 총소비, 총자본형성 등에 재수출을 위한 수입수요의 대리변수인 수출을 포함시킨 總體的 國內需要要因과 생산자물가에 대한 원貨表示 輸入單價의 相對價格을 사용하였다.

3) 서비스 輸出入과 貿易外輸出入

서비스 수출입의 결정은 상당부분 외국과의 商品交易量에 의존한다. 즉 상품교역이 많아질수록 이에 수반되는 서비스뿐만 아니라 다른 서비스도 증가한다. 따라서 서비스수출의 경우는 수출물량, 해외물가와 서비스수출 디플레이터의 비율을, 그리고 서비스수입은 상품수입, 생산자물가와 서비스수입 디플레이터의 비율을 설명변수로 채택하였다.

서비스수출입은 국민소득계정상의 총수출입 중 상품수출입을 제외한 부분을 달러표시로 환산한 것으로, 수용범위는 다소 차이가 있지만 국제수지부문에서 계상된 무역외 수출입과 거의 동일한 성격을 지니고 있다. 따라서 무역외 수출입은 국민소득계정에 나타난 서비스수출입을 서비스수출입 디

플레이터로 환산한 달러표시 경상가격 서비스수출입을 달러표시 요소용역수출입에 합산하여 계산하였다.

마. 財政 및 金融部門

재정과 금융부문은 경제정책과 직접 연관된 부문으로 기존의 계량모형에서는 흔히 정부세출과 총통화공급을 정책변수로 취급하여 외생처리하고 있다. 왜냐하면 政府歲出은 예산편성시부터 집행에 이르기까지 정책적으로 상당한 제약을 받고 있으며, 총통화공급도 경기과열 억제나 물가안정, 혹은 불경기시에 경기부양의 중요한 정책수단으로 사용되어 왔다는 점에서 내생화가 어려웠다. 본 모형에서는 총통화공급 계정 중 民間信用과 기타부문만을 외생화하고, 政府信用 및 海外部門은 재정수지 및 종합수지와 연결시킴으로써 내생화하였다.

1) 租稅收入

조세수입은 분기별자료의 제약성으로 통합재정수지기준이 아닌 中央政府의 歲入資料를 이용하였다. 중앙정부세입은 내국세와 관세로 대별되는데, 내국세와 관세는 각각 經常GNP와 원貨表示 수입금액이 주요 설명변수가 된다. 정부세입과 세출의 차이인 재정수지는 금융부문의 정부신용을 변화시킴으로써 총통화공급에 직접적인 영향을 주도록 하였다.

추정결과를 보면 설명변수의 통계적 유의성과 설명력이 매우 높은 편인데, 經常GNP에 대한 조세수입의 탄성치가 0.68로 추정되었으며, 수입금액에 대해서는 조세수입탄성치가 0.39로 나타났다.

2) 總通貨供給과 需要

금융부문은 총통화개관표를 중심으로 한 會計的 의미에서의 通貨供給定義式과 通貨需要方程式으로 구성된다. 총통화공급은 정부신용, 민간신용, 해외부문으로부터의 통화공급을 나타내는 순해외자산의 합계로 정의되며, 총통화수요는 국민총생산, 시장이자율, 평균수신금리, 초과수요압력지표, 물가상승률 등으로 설명된다.[10] 모형구성의 편의상 시장금리를 피설명변수로, 실질통화를 설명변수로 간주하여 추정하였다. 實質通貨需要는 소득이 높을수록 증가하며 市場利子率과는 반대 방향으로 움직인다는 이론과 합치하는 결과를 얻었으며, 소득에 대한 실질통화수요의 탄력성은 0.74로 나타났다.

3. 模型의 適合度와 歷史的 시뮬레이션

추정된 巨視經濟模型이 경제전망, 경제여건 및 정책변화에 따른 효과분석 등의 목적에 유용하게 사용되기 위해서는 모형으로부터 계산된 내생변수의 값이 실적치와 가까워야 한다. 개별방정식의 통계적 적합도가

10) 금리관계의 연구문헌에서는 통상 회사채 유통수익률이나 사채시장 이자율을 대표적인 시장이자율로 간주하는 경향이 있다. 본 모형에서는 통화당국의 인위적 통제를 받지 않고 시장실세를 가장 잘 반영하는 시장이자율로 사채시장이자율을 채택하였다.

〈表 1〉 主要變數의 平均絶對誤差%(MAE%) 및 平均自乘根誤差%(RMSE%)

변 수 명	MAE%	RMSE%	변 수 명	MAE%	RMSE%
자본스톡감가상각	1.40	1.93	상품수입(물량)	5.82	7.69
중앙정부세입	4.11	5.41	상품수입(NIA)	6.73	10.18
소비자물가지수	3.35	3.92	재화-서비스수입	6.51	9.93
민간소비	4.55	5.31	GNP디플레이터	2.82	3.40
국내총생산(불변)	3.82	4.71	수입단가	4.09	5.09
비농림GNP(경상)	4.56	5.42	서비스수출 디플레이터	4.94	5.86
비농림GNP(불변)	4.69	5.84	생산자물가지수	3.40	4.10
국민총생산(경상)	3.81	4.50	수출단가	3.11	3.67
국민총생산(불변)	3.93	4.91	사채시장이자율	11.28	13.99
총고정자본형성	5.19	6.91	조세수입	5.41	7.20
설비투자	11.89	15.80	실업률	7.15	9.20
잠재적 국내총생산	3.20	3.88	비농림전산업임금	3.70	4.89
자본스톡	1.40	1.93	상품수출(BOP)	4.99	6.21
취업자수	0.93	1.14	상품수출(물량)	4.66	5.68
경제활동인구	0.94	1.12	상품수출(NIA)	6.59	8.62
총통화공급	10.09	12.71	재화-서비스수출	6.95	8.89
상품수입(BOP)	6.01	8.00	가처분소득	5.85	6.70

아무리 높다고 하더라도 모형으로부터 유도된 내생변수의 값이 실적치와 크게 괴리되어 있다면 그것은 현실을 잘 반영하는 모형이라고 할 수 없다. 그러므로 경제전망과 정책효과 분석에 앞서 개발된 모형이 과연 적합한지 판단하기 위해서 역사적 시뮬레이션을 거쳐야 한다.

본절에서는 먼저 非線型模型의 시뮬레이션에서 흔히 사용되는 Gauss-Seidel 방법을 원용하여 역사적 시뮬레이션의 誤差分析을 시행함으로써 모형의 적합도를 검정하였다. 시뮬레이션은 1972년 1분기부터 1992년 4분기까지 모두 84분기에 걸쳐 실시하였며 그 결과는 〈附錄 3〉에 그래프로 수록되어 있다. 모형의 적합도는 〈表 1〉에 나타난 바와 같이 변수의 平均絶對誤差%(mean absolute error%, MAE%)와 平均自乘根誤差%(root mean square error%, RMSE%)를 기준으로 판정하였다.[11]

먼저 〈表 1〉의 RMSE%를 살펴보면 국민총생산, 소비, 총투자 등의 주요 실물변수는 5% 내외, 수출입, 실업률은 10% 내외, 소비자물가, 임금 등의 가격변수는 5% 내외로 비교적 양호하였으나 이자율은 14%로 誤差가 다소 크게 나타났다.

11) MAE%는 RMSE%에 비하여 큰 오차에 대해서 상대적으로 작은 벌점을 부과한다.

Ⅳ. 景氣循環의 要因과 寄與率 分析

1. 循環指數

경기순환요인의 순환변동 기여율을 계산하기 위해서 本稿에서는 Eckstein and Sinai가 공동개발한 循環指數를 사용하기로 한다. 순환지수는 모형으로부터 얻어진 내생변수의 시뮬레이션값이 추세치로부터 어느 정도 이탈되었는가를 측정함으로써 간단하게 계산된다. 먼저 해당변수의 시뮬레이션값(X_{S_t})을 이용하여 추세치(X_{Strend_t})를 계산한 후 시뮬레이션값의 추세치로부터의 상대적 이탈정도를 계산하여 합하면 순환지수 CI가 式(1)과 같이 얻어진다.

$$CI = \sum_t \frac{|X_{S_t} - X_{Strend_t}|}{X_{Strend_t}} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

단, X_{S_t} = 시뮬레이션,

X_{Strend_t} = 시뮬레이션의 추세치

순환지수는 경기동향에 가장 민감한 변수를 기준으로 만드는 것이 바람직한데, 우리나라의 경우에는 國民總生産과 消費者物價指數가 가장 적당하다고 볼 수 있다.[12]

2. 基準시뮬레이션 (tracking simulation)

기준시뮬레이션은 1972년 1분기부터 92년 4분기까지 외생변수의 실적치와 개별방정식의 殘差를 add factor로 사용한 시뮬레이션이다. 따라서 기준시뮬레이션은 내생변수의 실적치와 동일하게 된다. 경기순환의 원인을 밝히기 위하여 사용한 방법은 假想的 시뮬레이션으로 경기순환변동의 원인이 된다고 판단되는 외생변수의 순환변동치를 제거한 후 모형의 동태적 시뮬레이션을 구하는 방법이다.

가상적 시뮬레이션의 결과를 기준시뮬레이션과 비교하여 순환변동의 완화정도를 조사하면 해당 외생변수의 景氣循環 寄與率을 알 수 있게 된다. 외생변수의 순환변동치를 제거한다는 것은 경기순환의 직접적인 원인과 전파과정과 같은 간접적인 경로를 차단함으로써 GNP 및 물가 등 경기순환에 민감한 내생변수들이 얼마나 추세치에 가까워졌는지 알 수 있도록 하는 수단이 된다. 분석결과의 유용성을 높이기 위해서 개별방정식의 殘差項과 循環要因의 變動性과는 아무 상관관계가 없다고 가정하기로 한다. 그러나 이러한 가정은 개별요인의 경기순환 기여율을 과소평가할 우려가 있다.[13]

구조식을 이용하여 경기순환의 원인을 정

12) 미국과 같은 나라에서는 국민총생산과 더불어 실업률이 경기지표로서 큰 역할을 하지만, 우리나라의 경우에는 실업률이 70년대 말을 제외하면 추세적으로 하락했기 때문에 경기순환의 적절한 지표가 되지 못한다.

13) 왜냐하면 개별방정식의 잔차항은 통상 순환요인의 변동성과 양의 상관관계에 있기 때문이다.

확하게 밝히려면 무엇보다도 먼저 모형이 현실을 잘 설명해야 한다.[14] 이러한 구조모형 접근방법은 모형의존적(model-specific)일 수밖에 없기 때문에 도출된 결론의 해석에 주의를 요한다. 왜냐하면 모형의 적합도가 양호하고 標本外 豫測誤差가 작더라도 모형내 구조방정식의 정식화에 따라서 순환요인 제거의 효과가 각기 다르게 나타날 것이기 때문이다. 따라서 구조모형 접근방법을 VAR 등과 같은 시계열 분석방법과 병행하여 사용한다면 경기순환요인에 관한 판단오류를 크게 줄일 수 있을 것이다.

本稿에서 사용된 가상적 시뮬레이션 방법은 분석결과에 대한 통계적 유의성을 알 수 없다는 단점이 있다. 이를 보완하기 위해서는 경기순환의 요인이 될 것이라고 생각되는 외생변수의 추세 제거방법을 다양하게 시도함으로써 결과에 대한 신뢰도를 높일 필요가 있다.

3. 趨勢除去方法

Nelson and Plosser(1982)의 연구결과 이후 국민총생산, 소비, 투자, 총통화량 등의 거시경제변수가 시간에 따라 증가하는 추세를 보인다는 사실은 잘 알려져 있다. 그러나 시계열자료로부터 추세치를 제거한 나머지 부분만을 추출하기란 쉽지 않다. 왜냐하면 時系列資料는 循環要因, 趨勢要因, 季節要因, 不規則要因 등 여러가지 요소가 복합되어 있기 때문이다.[15]

현대의 경기순환론에서 궁극적으로 관심을 가지는 요소는 순환요인과 추세요인이기 때문에 본 분석에서는 실증분석에 앞서 계절성이 뚜렷한 자료는 X-11방식으로 계절조정하였다. 불규칙요인은 쉽게 관찰되지 않을 뿐만 아니라 계절성과 같이 뚜렷한 규칙성이 있는 것도 아니기 때문에 시계열자료로부터 해당 요인을 제거하기란 매우 어렵다. 本稿에서는 불규칙요인을 식별해서 제거하지 않고, 그 영향이 작다고 가정함으로써 불규칙요인을 무시하였다.

계절요인과 불규칙요인이 제거된 자료로부터 순환요인을 추출하기 위해서는 추세치를 제거해야 한다. 거시경제학에서 흔히 사용되는 추세제거방법은 해당 변수를 시간에 대해 회귀한 후 잔차를 구하거나 혹은 해당 변수의 1次差分을 계산하는 법이었다.[16] 그러나 本稿에서는 추세치가 시간의 흐름에 따라 변한다는 가정하에 Hodrick-Prescott (HP) 필터방법을 사용하여 외생변수의 추세치, GNP와 소비자물가지수 실적치 및 시뮬레이션의 추세치를 구하였다.[17] [圖 2]에는 경기변동의 원인으로 생각되는 외생변

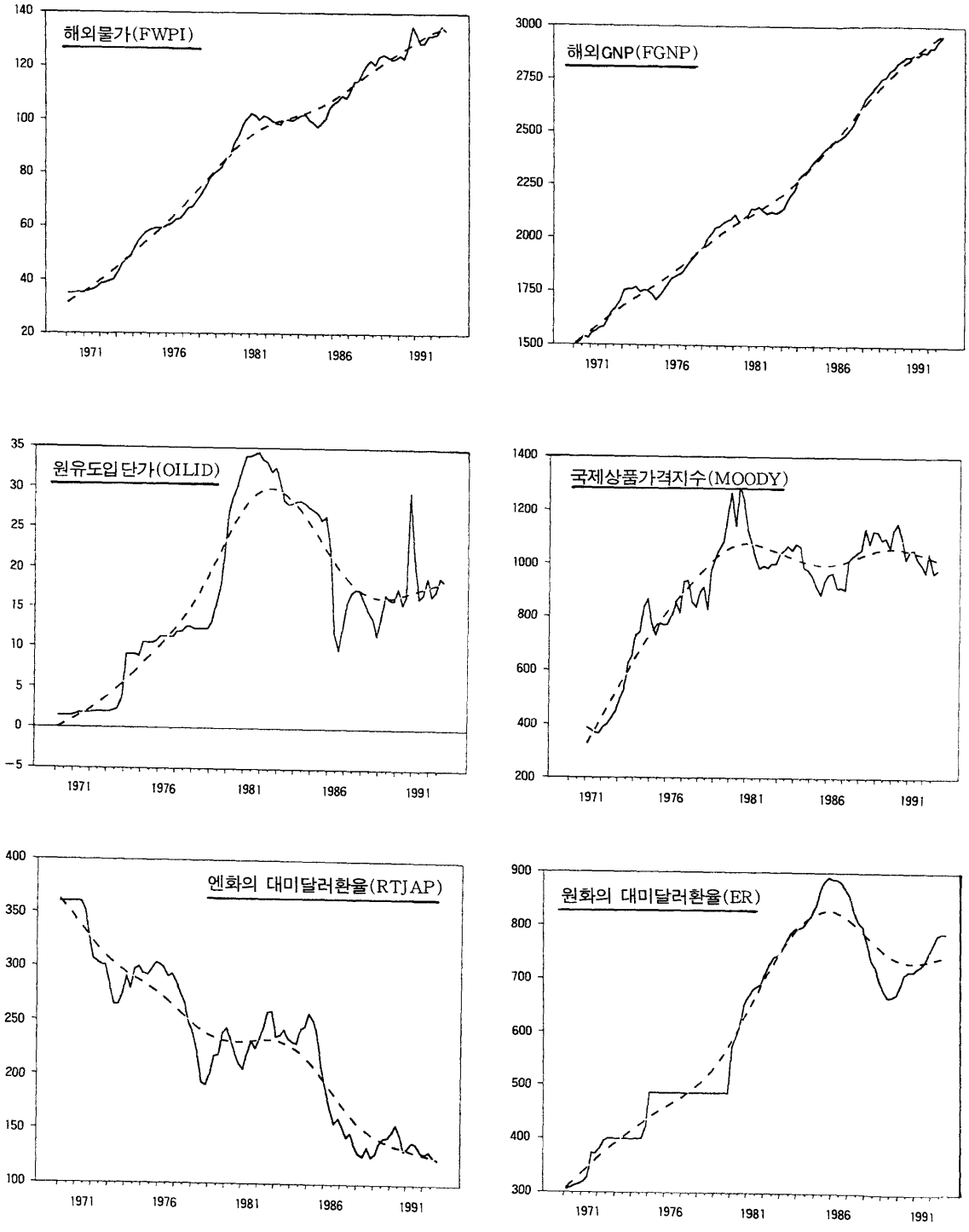
14) 모형의 현실경제 설명력은 주로 모형의 역사적 시뮬레이션 적합도와 표본외 예측오차로 표현된다.

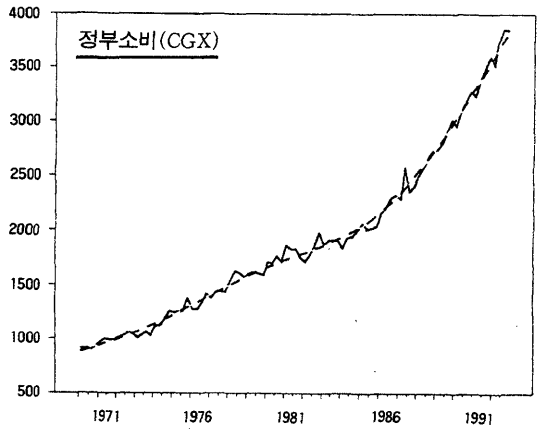
15) 순환요인, 추세요인, 계절요인, 불규칙요인 등 시계열구성요소에 관한 자세한 논의는 白雄基(1993)의 I장(경기순환이란 무엇인가?) 참조.

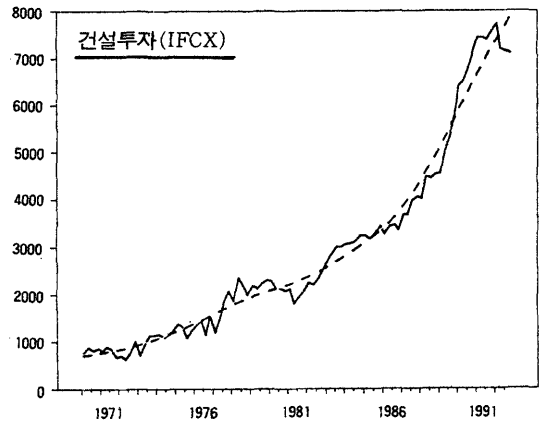
16) 시간에 대한 회귀잔차 또는 1차차분의 방법은 변수의 定常性(stationarity) 여부에 따라 결정된다.

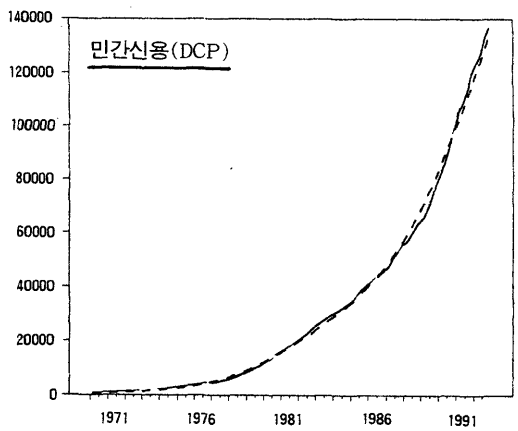
17) Hodrick-Prescott 필터방법은 주로 실물경기변동론자들에 의하여 사용되었는데, 우리나라

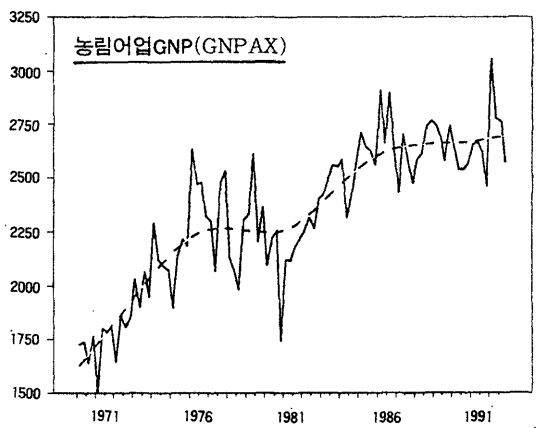
[圖 2] 景氣循環 原因變數의 實績値와 長期趨勢値











수의 장기추세선이 점선으로 나타나 있다. 따라서 실적치인 실선과 추세치인 점선과의 차이는 자연히 순환요인으로 정의될 수 있다.

에서는 曺夏鉉(1991)을 비롯한 다수의 논문에 응용되었다. 본 논문에서는 罰點母數의 값을 1,600으로 가정하였으나 다소 큰 값을 사용한 경우와 큰 차이가 없었다.

18) 각 순환기를 구분하는 基準循環日은 統計廳(1994)의 기준에 따르기로 하며, 가장 최근 순환의 底點은 제6순환의 時點인 1993년 1분기라고 가정하였다.

4. 循環期別 景氣變動의 原因[18)]

우리나라의 경기순환의 특징과 양태를 조명한 白雄基(1993)는 한국의 경기순환이 1989년 7월부터 시작되는 제 5 순환을 제외하고는 해외여건에 크게 영향을 받았다고 주장하였다. 본절에서는 우리나라 경기순환의 직·간접적인 원인이 되었다고 생각되는 국내외 주요변수 10개를 선정한 후, 위에

언급한 假想的 시뮬레이션을 사용하여 각 순환기별 순환지수를 계산하기로 한다.

경기순환 원인변수로는 ①해외물가, ②해외GNP, ③원유도입단가, ④국제상품가격지수, ⑤엔貨의 대미달러환율, ⑥원貨의 대미달러환율, ⑦정부소비지출, ⑧건설투자, ⑨민간신용, ⑩농림어업GNP 등의 해외변수 6개와 국내변수 4개를 선정하였으며, 基準循環日은 統計廳의 公式基準日(저점발생분기 72:Ⅰ, 75:Ⅱ, 80:Ⅲ, 85:Ⅲ, 89:Ⅲ)에 따랐다.

HP 필터방식에 의해서 경기순환 원인변수의 순환요인을 없앤 후 모형을 풀어 얻은 GNP와 소비자물가에 대한 순환지수(CIS)와, GNP와 소비자물가 실적치에 대한 순환지수(CIA)를 비교하여 전자가 후자보다 작다면 해당변수는 경기순환을 증폭시킨 원인을 제공했다고 말할 수 있으나, 반대경우는 해당변수가 오히려 경기순환을 감소시켰다고 말할 수 있을 것이다. 즉 경기순환 원인변수의 循環變動 寄與率은 式(2)와 같이 계산될 수 있다.

$$\text{순환변동기여율} = (CIS - CIA)\,/CIA \times 100 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

〈表 2〉에서는 기준순환일별로 式(2)에 의해서 계산된 개별변수의 순환변동 기여율을 계산한 것이다. GNP를 기준으로 살펴보면 제1순환기중에는 농림어업GNP가 경기순환을 증폭시킨 것으로 나타났고, 건설투자, 정부소비, 원유도입가격, 해외물가 등은 오히려 순환을 완화시킨 것으로 드러났다. 소비자물가의 경우에는 제1차오일쇼크가 포함된 제1순환기중에는 원유도입가격이 가장 큰 물가변동요인으로 지적될 수 있다. 이와 같은 방법으로 〈表 2〉에 나타난 결과를 종합하면 몇가지 흥미있는 결과를 얻을 수 있다.

첫째, GNP변동에 가장 큰 영향을 미친 요인은 建設投資인 것으로 나타났다. 건설투자의 순환변동 기여율은 제2순환, 3순환, 5순환에서 각각 20%를 상회하였다. 특히 제2순환기에 추진된 중화학공업에 따른 설비 및 건설투자붐과 제5순환기에 추진된 주택 200萬戶 건설로 인한 경기변동의 심화가 두드러졌음을 알 수 있다.

둘째, GNP의 변동에 큰 영향을 미친 두번째 요인은 海外部門임을 알 수 있다. 즉 해외물가와 원유도입가격은 제4순환, 해외GNP는 제2순환, 국제상품가격은 제3순환의 GNP 변동폭을 심화시킨 것으로 나타났다.

셋째, 총통화의 구성요소인 民間信用은 대체로 경기를 안정시키는 방향으로 시행되어 왔으나 제5순환기에는 경기변동에 약 13%의 기여를 한 것으로 나타났다.

넷째, 政府消費, 원貨換率 및 엔貨換率은 일부 순환기에 소폭의 영향을 제외하면 대체로 GNP의 순환변동을 純化시키는 방향으로 영향을 미쳤다고 볼 수 있다.

다섯째, 農林漁業GNP는 농산물 작황이 좋지 않았던 제1순환과 제3순환기에는 GNP

〈表 2〉 景氣循環要因의 寄與率 分析

• GNP

	제1순환 72:Ⅰ	제2순환 75:Ⅱ	제3순환 80:Ⅲ	제4순환 85:Ⅲ	제5순환 89:Ⅲ
건설투자	24.46	−22.98	−28.83	4.76	−20.35
민간신용	3.43	25.95	7.95	10.47	−13.29
정부소비	21.91	3.61	0.77	1.21	4.31
농림어업GNP	−10.70	3.89	−5.06	4.34	0.02
해외GNP	18.14	−6.74	27.69	27.22	9.73
원유도입가격	22.23	5.44	0.01	−8.49	4.08
국제상품가격	2.18	0.34	−7.11	−0.98	8.43
해외물가	65.40	49.71	56.38	−27.13	27.47
원화환율	6.41	6.08	−1.04	−0.66	28.74
엔화환율	10.53	2.61	−1.86	2.98	1.94

註 : (年:分期)는 각 순환기의 底點을 의미함.

• 消費者物價

	제1순환 72:Ⅰ	제2순환 75:Ⅱ	제3순환 80:Ⅲ	제4순환 85:Ⅲ	제5순환 89:Ⅲ
건설투자	−1.34	−0.18	−6.56	12.36	74.43
민간신용	−0.40	−5.26	−10.95	10.16	207.85
정부소비	−0.71	0.95	−0.05	−5.45	0.51
농림어업GNP	−1.33	0.29	−2.39	−5.43	−4.20
해외GNP	−1.60	1.88	7.06	−7.80	37.94
원유도입가격	−12.84	−4.34	−1.28	−3.45	9.92
국제상품가격	−4.42	−3.09	−2.93	−9.05	0.62
해외물가	2.50	−18.14	−11.61	34.54	25.97
원화환율	−1.92	1.00	−1.64	43.44	13.32
엔화환율	−1.52	0.68	−1.50	−6.19	0.75

의 변동폭을 심화기키는 요인으로 작용했으나, 그 밖의 순환기간중에는 오히려 경기변동을 순화시키는 방향으로 영향을 미쳤다고 볼 수 있다.

이상과 같은 각 경기순환기의 GNP변동에 영향을 미치는 요인별 기여율분석을 통해서 볼 때 GNP변동은 內需와 外需의 變動 모두에 의해 기인되었다고 결론지을 수 있을 것이다. 그러나 본 모형이 「케인즈」적인 수요부문에 치중한 모형이기 때문에

VAR모형처럼 총공급요인과 총수요요인을 나누어 기여율을 계산하기는 어렵다. 다음에는 순환기별로 물가변동에 영향을 미친 개별요인의 특징을 살펴보기로 하자.

첫째, 建設投資는 GNP변동의 주요인으로 나타났으나, 제1, 3순환기를 제외하고는 물가변동의 측면에서는 큰 기여를 하지 못한 것으로 나타났다. 또한 정책변수의 하나인 정부소비도 제4순환기를 제외하고는 대체로 물가변동을 크게 유발했다고 볼 수는 없다.

둘째, 總通貨供給의 한 부문인 民間信用供給은 80년대 중반까지만 해도 물가변동의 주요 원인이었으나, 80년대 중반 이후에는 물가안정을 도모하는 방향으로 운용되었다고 볼 수 있다.[19]

셋째, 농림어업GNP는 총통화공급에 직접적인 영향을 주기 때문에 물가변동을 크게 초래하는 것으로 나타났다. 농림어업생산이 물가변동에 미치는 영향은 80년대 들어서 더욱 심화된 것으로 나타났다.

넷째, 물가변동은 GNP와 마찬가지로 해외부문으로부터 큰 영향을 받은 것으로 분석되었다. 즉 원유도입가격과 국제상품가격, 해외물가 등은 제5순환기를 제외하고는 물가변동을 심화시켰다.

19) 1985년까지는 민간신용에 공적기관과 비통화금융기관의 신용이 포함되었으나 1986년부터는 제외됨으로써 시계열자료의 일관성이 결여되어 있다. 이러한 이유 때문에 제5순환기중에는 민간신용의 물가안정효과가 상당히 큰 것으로 나타나고 있다.

다섯째, 원貨換率은 대체로 물가안정에 기여한 것으로 평가할 수 있으나 엔貨換率은 物價變動을 加重시킨 것으로 나타났다. 이는 「플라자」합의 이후 급격히 절상된 엔貨의 영향으로 국내경기가 활성화된 반면 물가변동이 초래되었기 때문인 것으로 보인다.

V. 結　　論

本稿는 지난 20여년간의 자료를 바탕으로 거시경제 구조모형을 작성하고, 假想的 시뮬레이션을 통하여 각 순환기별로 경기순환의 주요원인을 밝히고자 하였다. 이미 지적한 대로 경기순환의 요인분석을 위한 構造模型的 접근방법은 模型依存的일 수밖에 없기 때문에 VAR모형 등과 같은 시계열 분석방법과 아울러 사용되어야 해석상의 誤謬가 줄어들 것이다. 본 모형은 지난 20여년간 한국경제의 경기순환의 원인을 조사하기 위해 작성된 것이지만 향후 경기순환모형을 개선할 때는 다음과 같은 사항을 고려해야 할 것으로 믿는다.

첫째, 현재는 자료의 부족으로 인하여 외생화되어 있는 장·단기자본수지를 내생화시킴으로써 시장의 본질적인 요소(market fundamentals)에 의하여 자본이동을 설명하는 것이 바람직할 것이다. 또한 원貨換率도 80년대 이후로는 70년대에 비해서는 월

등하게 시장여건을 반영했기 때문에 경상수지, 자본수지, 국내외 금리차이 등을 이용하여 내생화하는 것이 필요하다고 본다.

둘째, 국민총생산을 農林漁業GNP와 非農林漁業GNP로 나누어 추정하고, 초과수요압력 등의 경기상황지표들을 非農林漁業GNP와 연결시키면 경기변동의 원인에 관하여 보다 정확한 정보를 얻을 수 있을 것으로 본다. 또한 현재는 총공급함수로 정식화된 생산함수를 農林漁業, 鑛工業, 서비스業 등의 산업별로 세분한다면 산업별로 공급부문에 미치는 영향을 파악할 수 있기 때문에 산업별 供給 shock가 경기변동에 미치는 영향을 파악할 수 있을 것이라고 본다.

셋째, 總通貨 중심의 통화개념을 제2금융권의 流動性을 포함하도록 확대한다면 통화공급이 전체 경기순환에 미친 영향의 규모가 좀더 정확하게 나타날 수 있을 것으로 기대된다. 더군다나 최근에는 여러 문헌을 통하여 총통화의 중심통화지표로서의 역할에 관하여 많은 의문이 제기되었기 때문에 總流動性 개념이 도입된다면 本稿에서 논의한 여러 shock의 경기변동효과가 명확하게 규명될 수 있을 것이라고 본다.

마지막으로 본 모형에는 期待의 역할이 제대로 반영되어 있지 못하다. 期待가 경제주체들의 행위에 미치는 영향에 관해서는 이미 지난 20여년의 연구를 통해 밝혀진 바 있고, 특히 期待가 경기변동에 미치는 영향은 실로 무시할 수 없다고 본다. 그러나 本稿에서는 연립방정식 체계내에서 기대변수의 정식화 및 추정이 복잡하고 어렵기 때문에 기대변수를 따로 삽입하지 않았다. 이러한 면에서 추후 개선될 모형에서는 기대형성을 통한 내생변수의 변동을 어떤 형태로든지 感知할 수 있도록 모형의 개선이 필요하다고 판단된다. 이와 같은 미비한 점에도 불구하고 본 모형은 역사적 시뮬레이션에서도 나타났듯이 최근 20여년간의 경제변화를 비교적 잘 반영하고 있는 것으로 보인다.

假想的 시뮬레이션의 구체적인 방법은 우선 경기순환의 주요원인이 될 수 있는 10개의 국내외 외생변수를 선정한 후 HP필터로 추세치를 제거하고 남은 순환요인을 시뮬레이션의 충격으로 삼는다. 개별변수의 循環要因을 平滑化(smoothing out)할 때마다 나타나는 GNP와 소비자물가의 순환지수 완화정도를 경기순환의 寄與率이라고 정의하였다.

GNP의 변동을 기준으로 할 경우 건설투자가 가장 큰 영향을 미친 것으로 나타났으며, 소비자물가의 경우는 원유도입단가와 국제상품가격이 순환변동의 가장 큰 원인이 된 것으로 밝혀졌다. 그러나 민간신용과 같은 통화요인은 제1순환부터 제3순환까지 물가변동의 주요원인이었으나 85년 후반부터는 물가안정을 도모하는 방향으로 운용되었다고 볼 수 있다. 또한 원貨換率은 정책적인 배려로 대체로 GNP와 물가안정에 기여하였다고 평가할 수 있으며, 엔貨換率은 GNP의 안정에는 기여하였으나 물가변동은

가중시킨 것으로 나타났다.

本稿의 분석결과는 경기순환변동의 안정을 위해 다음과 같은 몇가지 政策提案을 내포하고 있다. 첫째, 건설투자는 경기변동의 振幅을 擴大시켜 왔기 때문에 경기부양 및 경기진정을 위한 정책변수로는 사용하지 말아야 할 것이다. 이는 일차적으로 정책당국이 경기변동을 체감하는 데 시간이 걸리며, 경기변동의 체감 직후 건설투자변동을 통하여 경기부양 혹은 경기진정을 이루고자 한다면 여기에도 정책시차가 존재하므로 건설투자가 오히려 景氣順行的인 役割을 할 가능성이 크기 때문이다.

둘째, 제3순환까지 살펴보면 민간신용 등 통화변수는 GNP안정을 도모하는 효과가 있는 반면 물가불안을 초래했던 것으로 나타났다. 또한 제5순환의 경우는 민간신용이 물가안정을 도모하는 방향으로 운용되었으나 GNP의 변동은 심화되었다. 이로써 통화가 생산 및 물가변동에 미치는 영향은 서로 相衝關係(trade-off)가 있는 것으로 보인다. 따라서 정책당국은 민간신용 등 통화를 경기조절변수로 사용할 경우 사전에 정책효과를 충분히 고려하여야 할 것이다.

셋째, 해외도매물가, 원유도입가격 및 국제상품가격 등 해외물가변수의 변동은 GNP는 물론이고 큰 폭의 물가변동을 초래하기 때문에 해외부문의 shock에 따른 경기변동의 조절을 위해서는 油價自由化를 통한 가격안정 및 原油備蓄水準의 提高, 해외원자재 수입선의 다변화 등을 통하여 해외물가충격이 국내경제에 미치는 영향을 최소화하도록 노력해야 할 것으로 판단된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

姜起春, 「景氣變動의 理論 및 實證硏究方法에 관한 考察」, 『濟州論文集』, 제38호, 1994.

金基禾, 「韓國의 景氣循環(Ⅱ): 原因」, 『韓國經濟硏究』, 제4권 제1호, 韓國經濟硏究院, 1990. 8.

朴在夏, 「우리나라의 景氣變動要因」, 『金融硏究』, 제7권 제1호, 韓國金融硏究院, 1993. 12.

白雄基, 「韓國景氣循環의 特徵과 樣態: 歷史的 考察」, 『韓國開發硏究』, 제15권 제3호, 1993 가을.

———·吳尙勳, 「韓國의 巨視經濟 分期模型 : KDIQ92」, 『韓國開發硏究』, 제15권 제1호, 1993 봄.

兪炳三, 「需要 및 供給攪亂이 韓國經濟에 미치는 影響」, 『金融經濟硏究』, 제39호, 韓國銀行, 1992. 2.

全聖寅, 「通貨·物價·名目賃金의 長短期動學에 관한 硏究」, 『韓國開發硏究』, 제14권 제1호, 韓國開發硏究院, 1992 봄.

曺夏鉉, 「우리나라 景氣變動 現象의 特性과 硏究課題: Hodrick-Prescott 필터에 의한 분석」, 『經濟學硏究』, 제39집 제2호, 1991. 12.

———, 「우리나라 經濟衝擊의 長期的 持續性에 관한 硏究」, 『제32차 학술발표대회논문집』, 韓國國際經濟學會, 1993.

統計廳, 『景氣循環指數』, 1994. 8.

Baek, E., "Does Money Cause Output in the Korean Economy?: Lessons from Time Series of 1982−1992," Policy Monograph, 93-05, Korea Development Institute, 1993.

Bernanke, B., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 1986, pp. 49~100.

Campbell, J. and G. Mankiw, "Are Output Fluctuations Transitory?" *Quarterly Journal of Economics*, 1987, pp. 857~880.

Cochrane, J., "How Big is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy*, 1988, pp. 893~920.

Eckstein, O. and A. Sinai, "The Mechanisms of the Business Cycle in the Postwar Era," in R. Gordon(ed.), *The American Business Cycle*, The University of Chicago Press, Chicago, 1986.

Kim, C., "A Monetary Interpretation of Output Fluctuation," *The Korean Economic Review*, Vol. 7, No. 2, 1991, pp. 191~209.

Nelson, C. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 138~162.

Sims, C., "Money, Income and Causality," *The American Economic Review*, 1972, pp. 540~552.

———, "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter 1986, pp. 2~16.

〈附錄 1〉 方程式 推定結果

〈數式使用凡例〉

X.1 또는 X[−1] = X변수의 1시차값	movavg(n,X) = X변수의 n분기 이동평균값
log(X) = X변수의 자연log값	dlog(X) = X변수의 자연log 차분값
diff(X) = X변수의 전분기 차분값	diffya(X) = X변수의 전년동기 차분값
pch(X) = X변수의 전분기대비 증가율	pchya(X) = X변수의 전년동기 대비 증가율

1. 최종수요부문

1-1. 민간소비지출(불변)

$$\log(CPX) = \underset{(10.3021)}{0.69569} * \log(CPX)[-1] + \underset{(4.36746)}{0.17951} * \log(movavg(4,\ YDPX))$$

$$+ \underset{(3.18285)}{0.12828} * \log(WALLX/PGNPX)$$

$$- \underset{(1.67151)}{0.00058} * movavg(3,\ RUM\text{-}pchya(CPI)) - \underset{(2.90917)}{0.45729}$$

Sum Sq	0.0142	Std Err	0.0134	LHS Mean	9.2331
R Sq	0.9991	R BarSq	0.9990	F 4, 79	21006.3
D.W.(1)	2.1344	D.W.(4)	1.5050		
H	−0.9110				

1-2. 설비투자(불변)

$$\log(IFMX) = \underset{(13.8152)}{0.80969} * \log(IFMX)[-1] - \underset{(1.34526)}{0.00376} * RUM\text{-}pchya(CPI)$$

$$+ \underset{(1.94059)}{1.34419} * dlog(movavg(6,\ M2X.1/PPI.1 * 100))$$

$$+ \underset{(2.22283)}{0.20367} * \log(GNPNX) - \underset{(0.86827)}{0.43465}$$

Sum Sq	0.7224	Std Err	0.0956	LHS Mean	7.5820
R Sq	0.9861	R Bar Sq	0.9854	F 4, 79	1399.05
D.W.(1)	2.3897	D.W.(4)	2. 7177		
H	−2.1898				

1-3. 총고정자본형성(불변)

IF@X = IFMX + IFCX

1-4. 재고의 증가 및 통계상불일치(불변)

ISTDX = −1307.61 * movavg(2, IGDPX / GDPX) + 0.39354 * GNPAX
(1.71379) (2.95962)

−0.19350 * CPX + CGX + IF@X − 0.15272 * XGX + 0.58853 * MGX
(5.52107) (4.90194) (7.73803)

+ 0.13843 * diff(GNPX) − 438.463 * DIS1 + 32.414 * DIS2
(2.44760) (1.93954) (6.61897)

+ 1483.60
(1.66187)

Sum Sq	2897762	Std Err	196.563	LHS Mean	479.766
R Sq	0.8139	R Bar Sq	0.7941	F 8, 75	41.0067
D.W.(1)	1.5423	D.W.(4)	1.7796		

1-5. 상품수출(불변)

XGX = 0.94233 * movavg(2, XGSX * 870.02 / 1000.0) + 227.352
(58.7285) (2.06831)

Sum Sq	3911468	Std Err	219.749	LHS Mean	5442.53
R Sq	0.9961	R Bar Sq	0.9960	F 2, 81	10450.0
D.W.(1)	2.3567	D.W.(4)	1.9264		

AR_0 = + 0.59904 * AR_1
(6.66655)

1-6. 상품수입(불변)

MGX = 1.00977 * MGSX * 870.02 / 1000.0 + 272.451
(137.444) (4.81204)

Sum Sq	786685	Std Err	98.5503	LHS Mean	6496.41
R Sq	0.9994	R Bar Sq	0.9994	F 2, 81	72786.6
D.W.(1)	2.2822	D.W.(4)	1.4400		

AR_0 = + 0.64272 * AR_1
(7.57523)

1-7. 서비스수출(불변)

log(XSNX) = 0.65941 * log(XSNX)[−1] + 0.30676 * log(FWPI * ER / PXSNX)
(11.2451) (3.55802)

$$+0.27369 * \log(XGX+XGX.1) - 0.19949 * DXSNX - 3.59540$$
$$(4.91871) \qquad (4.88268) \qquad (3.73882)$$

Sum Sq	0.5217	Std Err	0.0813	LHS Mean	6.7832
R Sq	0.9887	R Bar Sq	0.9881	F 4, 79	1725.26
D.W.(1)	2.3310	D.W.(4)	2.0276		
H	−1.8120				

1-8. 서비스수입(불변)

$$\log(MSNX) = 0.60617 * \log(MSNX)[-1]$$
$$(8.21419)$$

$$-0.89229 * \log(movavg(4,\ PMSNX.\ 1/PPI.1))$$
$$(4.20010)$$

$$+0.53509 * \log(movavg(3,\ MGX)) - 6.21424$$
$$(5.13258) \qquad (4.46869)$$

Sum Sq	0.6328	Std Err	0.0889	LHS Mean	6.2274
R Sq	0.9890	R Bar Sq	0.9886	F 3, 80	2407.54
D.W.(1)	2.3319	D.W.(4)	1.8146		
H	−2.0828				

1-9. 재화-서비스 수출(불변)

$$XXX = XGX + XSNX$$

1-10. 재화-서비스 수입(불변)

$$MMX = MGX + MSNX$$

1-11. 국내총생산(불변)

$$GDPX = CPX + CGX + IF@X + XXX - MMX + ISTDX$$

1-12. 해외순수취요소소득(불변)(PDL 1차, 원제약)

$$NFIX = +0.34325 * NFIX[-1] + 0.16350 * NFIX[-2]$$
$$(3.07771) \qquad (1.82551)$$

$$+0.12760 * XSFSVX/(PXSNX * 870.02/ER) - MSFSVX/(PMSNX * 870.02/ER)$$
$$(6.36759)$$

$$+0.10208 * XSFSVX/(PXSNX * 870.02/ER) - MSFSVX/(PMSNX * 870.02/ER)[-1]$$
$$(6.36759)$$

$$+0.07656 * XSFSVX/(PXSNX * 870.02/ER) - MSFSVX/(PMSNX * 870.02/ER)[-2]$$
$$(6.36759)$$

$+ 0.05104 * XSFSVX / (PXSNX * 870.02 / ER) - MSFSVX / (PMSNX*870.02 / ER)[-3]$
(6.36759)

$+ 0.02552 * XSFSVX / (PXSNX * 870.02 / ER) - MSFSVX / (PMSNX*870.02 / ER)[-4]$
(6.36759)

$+ 139.229 * DNFIX + 64.9992$
(6.53208) (3.91285)

Sum Sq	158007	Std Err	44.7223	LHS Mean	−332.32
R Sq	0.9645	R Bar Sq	0.9627	F 4, 79	536.907
D.W.(1)	1.7524	D.W.(4)	1.8776		

1-13. 국민총생산(불변)

$GNPX = GDPX + NFIX$

1-14. 비농림어업부가가치(불변)

$GNPNX = GNPX - GNPAX$

1-15. 가처분소득(대체변수)

$YDPX = GNPX - CCAX - (TXX / CPI * 100)$

1-16. 국민총생산(경상)

$GNPVX = GNPX * PGNPX$

1-17. 비농림어업부가가치(경상)

$GNPNVX = GNPVX - GNPAVX$

1-18. 자본스톡(불변)

$KSX = IF@X + KSX.1 - CCAX$

1-19. 고정자본소모충당금(불변)

$CCAX = 0.0125 * KSX.1$

2. 생산-노동시장

2-1. 잠재적 국내총생산(불변)

$$\log(IGDPX/LEX) = \underset{(71.6150)}{0.47545} * \log((KSX * MORX)/LEX) - \underset{(66.4921)}{2.79028}$$

Sum Sq	0.1347	Std Err	0.0405	LHS Mean	0.1982
R Sq	0.9843	R Bar Sq	0.9841	F 1, 82	5128.71
D.W.(1)	0.1592	D.W.(4)	0.6327		

2-2. 취업자수

$$LEX = LFX * (1.0 - URX/100.0)$$

2-3. 경제활동인구

$$\log(LFX) = \underset{(12.6314)}{0.73888} * \log(LFX)[-1] + \underset{(2.04706)}{0.18873} * \log(POP)$$

$$+\underset{(3.28466)}{0.05484} * \log(GNPX) - \underset{(5.02787)}{0.05722} * D84I - \underset{(1.01430)}{1.31589}$$

Sum Sq	0.0099	Std Err	0.0112	LHS Mean	9.6056
R Sq	0.9957	R Bar Sq	0.9954	F 4, 79	4526.33
D.W.(1)	2.4764	D.W.(4)	1.8653		
H	−2.8561				

2-4. 실업률

$$URX = \underset{(4.31665)}{4.73653} * IGDPX/GDPX * DUR1 - \underset{(2.41092)}{0.02969} * pch(WALLX) * DUR1$$

$$+ \underset{(3.19138)}{3.59630} * IGDPX/GDPX * DUR2 - \underset{(1.18943)}{0.02269} * pch(WALLX) * DUR2$$

$$- \underset{(6.01165)}{0.03924} * MORX - \underset{(3.16270)}{0.61654} * D78I + D84IV + \underset{(3.99669)}{0.84502} * D80III + D80IV$$

$$+ \underset{(1.37271)}{1.96880}$$

Sum Sq	5.3183	Std Err	0.2645	LHS Mean	3.6296
R Sq	0.9166	R Bar Sq	0.9089	F 7, 76	119.312
D.W.(1)	1.7911	D.W.(4)	1.9567		

3. 임금-물가 부문

3-1. 비농림전산업임금(월평균)

$$\log(WALLX) = \underset{(4.47989)}{0.73449} * \log(movavg(4,\ GNPX/LEX)) + \underset{(18.9851)}{1.18911} * \log(PGNPX)$$

$$- \underset{(1.78791)}{0.05570} * movavg(8,\ URX) + \underset{(84.3823)}{12.7541}$$

Sum Sq	0.0580	Std Err	0.0271	LHS Mean	12.1059
R Sq	0.9994	R Bar Sq	0.9994	F 4, 79	33477.0
D.W.(1)	2.1380	D.W.(4)	1.9373		

$$AR_0 = + \underset{(12.8586)}{0.78577} * AR_1$$

3-2. 생산자물가지수

$$\log(PPI) = \underset{(14.8718)}{0.57474} * \log(PPI)[-1] + \underset{(1.33031)}{0.12406} * \log(GDPX/IGDPX)$$

$$+ \underset{(7.37930)}{0.17670} * \log(movavg(2,\ WALLX)) - \underset{(6.10505)}{0.28468} * \log(GDPX/LEX)$$

$$+ \underset{(10.4489)}{0.25073} * \log(PMGSX * ER) - \underset{(10.2527)}{3.05856}$$

Sum Sq	0.0285	Std Err	0.0191	LHS Mean	4.1107
R Sq	0.9990	R Bar Sq	0.9990	F 5, 78	16170.2
D.W.(1)	1.4247	D.W.(4)	1.6584		
H	2.5903				

3-3. 소비자물가지수

$$\log(CPI) = \underset{(21.6295)}{0.66765} * \log(CPI)[-1] + \underset{(9.43152)}{0.24383} * \log(PPI)$$

$$+ \underset{(7.22276)}{0.00003} * diff(movavg(4,\ M2X))$$

$$+ \underset{(2.89355)}{0.05052} * \log(movavg(4,\ PGNPAX)) + \underset{(3.71961)}{0.31893}$$

Sum Sq	0.0162	Std Err	0.0143	LHS Mean	3.9519
R Sq	0.9995	R Bar Sq	0.9995	F 4, 79	41090.7
D.W.(1)	1.2429	D.W.(4)	1.6168		
H	3.3484				

3-4. 국민총생산 디플레이터

$$\log(PGNPX) = \underset{(10.4896)}{0.67210} * \log(PGNPX)[-1] + \underset{(3.42244)}{0.16517} * \log(movavg(2, (PPI+CPI)/2)) + \underset{(5.50395)}{0.16858} * \log(movavg(2, PGNPAX)) - \underset{(3.34909)}{0.71829}$$

Sum Sq	0.0263	Std Err	0.0181	LHS Mean	−0.4460
R Sq	0.9994	R Bar Sq	0.9994	F 3, 80	43095.5
D.W.(1)	1.6699	D.W.(4)	1.6538		
H	1.8051				

3-5. 수출단가

$$\log(PXGSX) = \underset{(10.3106)}{0.73750} * \log(PXGSX)[-1] + \underset{(2.48499)}{0.03553} * \log(WALLX) + \underset{(2.08173)}{0.08587} * \log(PPI) - \underset{(4.58123)}{0.37426} * \log(ER) + \underset{(3.74429)}{0.27066} * \log(ER)[-1] + \underset{(9.07756)}{0.65831} * \log(PMGSX) - \underset{(9.38320)}{0.59894} * \log(PMGSX)[-1] - \underset{(2.79241)}{0.05391} * D90IV + \underset{(2.90450)}{0.80874}$$

Sum Sq	0.0234	Std Err	0.0177	LHS Mean	4.5243
R Sq	0.9971	R Bar Sq	0.9968	F 8, 75	3256.88
D.W.(1)	1.7804	D.W.(4)	2.0341		
H	1.2293				

3-6. 수입단가

$$dlog(PMGSX) = \underset{(5.13370)}{1.27294} * dlog(FWPI) * DPMGS1 + \underset{(2.71887)}{0.51369} * dlog(FWPI) * DPMGS2 + \underset{(4.98932)}{0.12199} * dlog(OILID) * DPMGS1 + \underset{(3.42459)}{0.07654} * dlog(OILID) * DPMGS2 + \underset{(3.73996)}{0.17462} * dlog(MOODY.1) + \underset{(1.35146)}{0.01140} * DPMGS2 - \underset{(1.81971)}{0.01377}$$

Sum Sq	0.0437	Std Err	0.0238	LHS Mean	0.0142
R Sq	0.6868	R Bar Sq	0.6623	F 6, 77	28.1352
D.W.(1)	1.9793	D.W.(4)	2.0296		

3-7. 서비스수출 디플레이터

$$\text{dlog(PXSNX)} = \underset{(4.16752)}{0.92980} * \text{dlog(PXGSX} * \text{ER)} + \underset{(3.34304)}{1.01930} * \text{dlog(PGNPX)} - \underset{(2.43580)}{0.02802}$$

Sum Sq	0.3626	Std Err	0.0669	LHS Mean	0.0229
R Sq	0.3370	R Bar Sq	0.3207	F 2, 81	20.5898
D.W.(1)	2.9463	D.W.(4)	1.9748		

3-8. 서비스수입 디플레이터

$$\text{log(PMSNX)} = \underset{(20.3093)}{0.82931} * \text{log(FWPI.2} * \text{ER.2)} + \underset{(4.20636)}{0.18907} * \text{log(PMGSX} * \text{ER)}$$

$$- \underset{(3.51354)}{0.14808} * \text{DPMSNX} - \underset{(90.9998)}{11.5496}$$

Sum Sq	0.2593	Std Err	0.0569	LHS Mean	−0.4953
R Sq	0.9922	R Bar Sq	0.9920	F 3, 80	3413.01
D.W.(1)	1.2872	D.W.(4)	1.0547		

4. 국제수지부문

4-1. 상품수출(물량)

$$\text{log(XGSX)} = -\underset{(6.33124)}{18.4300} * \text{D7278} - \underset{(9.9890)}{17.0018} * \text{D7985} - \underset{(3.00191)}{712.1273} * \text{D8692}$$

$$+ \underset{(5.84011)}{2.63408} * \text{D7278} * \text{log(FGNP)} + \underset{(10.6832)}{2.64119} * \text{D7985} * \text{log(FGNP)}$$

$$+ \underset{(2.44400)}{2.23856} * \text{D8692} * \text{log(FGNP)} + \underset{(6.77970)}{2.04799} * \text{D7278} * \text{log(FWPI)}$$

$$+ \underset{(6.09504)}{1.60707} * \text{D7985} * \text{log(FWPI)} + \underset{(1.99161)}{1.24431} * \text{D8692} * \text{log(FWPI)}$$

$$- \underset{(2.16177)}{0.46101} * \text{log(movavg(4, PXGSX.1))} - \underset{(8.20306)}{0.24328} * \text{D748}$$

Sum Sq	0.2461	Std Err	0.0581	LHS Mean	8.5145
R Sq	0.9950	R Bar Sq	0.9943	F 10, 73	1448.35
D.W.(1)	1.1837	D.W.(4)	1.8592		

$$\text{FGNP} = \text{GNPAME}^{0.6257} * (\text{GNPJAP}/238.54)^{0.2643} * (\text{GNPGER}/2.944)^{0.057} * (\text{GDPBRI}/0.7714)^{0.053}$$

$$\text{FWPI} = \text{WPIAME}^{0.6257} * (\text{WPIJAP} * 238.54/\text{RTJAP})^{0.2643} (\text{WPIGER} * 2.944/\text{RTGER})^{0.057} * (\text{WPIBRI} * 0.7714/\text{RTBRI})^{0.053}$$

4-2. 상품수입(물량)

$$\log(MGSX) = \underset{(44.2609)}{1.22277} * \log(IF@X + CPX + CGX + XGX + ISTDX)$$

$$- \underset{(3.37752)}{0.41382} * \log(PMGSX.2 * ER.2 / PPI.2) - \underset{(0.75238)}{0.74227}$$

Sum Sq	0.1554	Std Err	0.0441	LHS Mean	8.6500
R Sq	0.9959	R Bar Sq	0.9958	F 3, 80	6499.66
D.W.(1)	2.4152	D.W.(4)	2.4353		

$$AR_0 = + \underset{(7.71105)}{0.63217} * AR_1$$

4-3. 상품수출(금액)

$$XGSVX = XGSX * PXGSX / 100.0$$

4-4. 상품수입(금액)

$$MGSVX = MGSX * PMGSX / 100.0$$

4-5. 무역수지

$$TBX = XGSVX - MGSVX$$

4-6. 경상수지

$$CBX = TBX + XSSVX - MSSVX + NTR$$

4-7. 종합수지

$$OBX = CBX + LCB + SCB + EOBP$$

4-8. 서비스수출(금액)

$$XSNSVX = XSNX * PXSNX / ER * 1000$$

4-9. 서비스수입(금액)

$$MSNSVX = MSNX * PMSNX / ER * 1000$$

4-10. 무역외수출(수입)

XSSVX = XSNSVX + XSFSVX

4-11. 무역외수입(지급)

MSSVX = MSNSVX + MSFSVX

5. 재정 및 금융부문

5-1. 조세수입

log(TXX) = 0.39248 * log(MGSVX * ER /1000) + 0.67689 * log(GNPVX) − 2.08083
(5.71448) (9.83780) (19.5636)

Sum Sq	0.5234	Std Err	0.0804	LHS Mean	7.3385
R Sq	0.9961	R Bar Sq	0.9960	F 2, 81	10454.0
D.W.(1)	1.0284	D.W.(4)	1.3327		

5-2. 중앙정부세입

CGRX = TXX + GROX

5-3. 중앙정부 재정수지차

BSDX = CGRX − (GEX + GLDMBX)

5-4. 총통화공급

M2X = DCGX + DCP + NFA + OLX

5-5. 한국은행과 예금은행의 정부 및 정부대행기관 신용(PDL 1차, 원제약)

diff(DCGX) = −0.47402 * BSDX − 0.35552 * BSDX[−1] − 0.23701 * BSDX[−2]
(10.6138) (10.6138) (10.6138)

− 0.11851 * BSDX[−3] − 54.6694
(10.6138) (1.78442)

Sum Sq	6426684	Std Err	279.954	LHS Mean	−79.801
R Sq	0.5787	R Bar Sq	0.5736	F 1, 82	112.653
D.W.(1)	2.1292	D.W.(4)	1.8699		

5-6. 한국은행과 예금은행의 순해외자산

$$NFA = 0.98609 * NFA[-1] + 1.25831 * movavg(4,\ TBX * ER/1000.0)$$
$$(91.8851) \qquad (11.8251)$$

$$+ 0.46433 * (XSSVX - MSSVX) * ER/1000.0$$
$$(1.23538)$$

$$+ 1.31266 * movavg(4,\ (SCB+LCB+EOBP) * ER/1000.0) + 45.0399$$
$$(7.19127) \qquad (0.85482)$$

Sum Sq	1E+07	Std Err	412.901	LHS Mean	254.850
R Sq	0.9936	R Bar Sq	0.9933	F 4, 79	3074.55
D.W.(1)	1.4352	D.W.(4)	1.6748		
H	2.5986				

5-7. 사채시장이자율

$$RUM = 0.78413 * RD + 18.8573 * \log(movavg(4,\ GNPX))$$
$$(5.26560) \qquad (2.72563)$$

$$- 25.3433 * \log(M2X/PGNPX) - 19.8448 * \log(movavg(4,\ IGDPX/GDPX))$$
$$(4.07731) \qquad (1.78089)$$

$$+ 30.2498 * movavg(2,\ dlog(PPI)) - 4.38725 * DRUM + 90.7967$$
$$(2.29219) \qquad (3.02818) \qquad (11.5625)$$

Sum Sq	434.796	Std Err	2.3763	LHS Mean	30.9438
R Sq	0.9385	R Bar Sq	0.9337	F 6, 77	195.756
D.W.(1)	1.3608	D.W.(4)	1.6120		

〈附錄 2〉 變數一覽表

변 수 명	변 수 설 명	단 위
BSDX	중앙정부 재정수지차	10億원
CBX	경상수지(BOP)	百萬달러
CCAX	자본스톡 감가상각액(불변)	10億원
*CGX	정부소비지출(불변)	10億원
CGRX	중앙정부세입	10億원
CPX	민간소비지출(NIA, 불변)	10億원
CPI	소비자물가지수	1990 = 100.0
*D7278	XGSX를 위한 dummy변수	72 : Ⅰ~78 : Ⅳ
*D7985	〃	79 : Ⅰ~85 : Ⅳ
*D8692	〃	86 : Ⅰ~92 : Ⅳ
*D748	〃	74 : Ⅰ~Ⅱ
		75 : Ⅰ, 78 : Ⅰ~Ⅳ
*D78Ⅰ	78 : Ⅰ분기 dummy변수	78 : Ⅰ
*D80Ⅲ	80 : Ⅲ분기 dummy변수	80 : Ⅲ
*D80Ⅳ	80 : Ⅳ분기 dummy변수	80 : Ⅳ
*D84Ⅰ	84 : Ⅰ분기 dummy변수	84 : Ⅰ
*D84Ⅳ	84 : Ⅳ분기 dummy변수	84 : Ⅳ
*D90Ⅳ	90 : Ⅳ분기 dummy변수	90 : Ⅳ
DCGX	정부부문신용	10億원
*DCP	국내신용	10億원
*DIS1	ISTDX를 위한 dummy변수	80 : Ⅳ
*DIS2	〃	79 : Ⅰ, 89 : Ⅰ~90 : Ⅱ
		91 : Ⅲ
*DNFIX	NFIX를 위한 dummy변수	88 : Ⅱ~92 : Ⅳ
*DPMGS1	PMGSX를 위한 dummy변수	72 : Ⅰ~79 : Ⅳ
*DPMGS2	〃	80 : Ⅰ~92 : Ⅳ
*DPMSNX	PMSNX를 위한 dummy변수	73 : Ⅳ~74 : Ⅳ
*DRUM	RUM을 위한 dummy변수	89 : Ⅰ, 90 : Ⅰ~Ⅱ
*DUR1	URX를 위한 dummy변수	72 : Ⅰ~87 : Ⅰ
*DUR2	〃	87 : Ⅱ~92 : Ⅳ
*DXSNX	XSNX를 위한 dummy변수	74 : Ⅰ~75 : Ⅱ
*EOBP	오차 및 누락(BOP)	百萬달러
*ER	원화의 대미환율	원/달러
GDP	국내총생산(NIA, 불변)	10億원
*GDPBRI	영국GDP(1985년 불변)	10億파운드

변 수 명	변 수 설 명	단 위
*GEX	중앙정부 세출총계	10億원
*GLDMBX	중앙정부 대여금순계	10億원
GNPX	국민총생산(NIA, 불변)	10億원
*GNPAX	농림어업GNP(NIA, 불변)	10億원
*GNPAME	미국GNP(1985년 불변)	10億달러
*GNPAVX	농림어업GNP(NIA, 경상)	10億원
*GNPGER	독일GNP(1985년 불변)	10億마르크
*GNPJAP	일본GNP(1985년 불변)	10億엔
GNPNX	비농림어업GNP(NIA, 불변)	10億원
GNPNVX	비농림어업GNP(NIA, 경상)	10億원
GNPVX	국민총생산(NIA, 경상)	10億원
CGRX	중앙정부수입	10億원
*GROX	기타정부수입	10億원
IFMX	설비투자(NIA, 불변)	10億원
*IFCX	건설투자(NIA, 불변)	10億원
IF@X	총고정자본형성(NIA, 불변)	10億원
IGDPX	잠재국내총생산(NIA, 불변)	10億원
ISTDX	재고증가와 통계상불일치(NIA, 불변)	10億원
KSX	자본스톡(불변)	10億원
*LCB	장기자본수지(BOP)	百萬달러
LEX	총취업자수	千명
LFX	경제활동인구	千명
M2X	총통화	10億원
MGX	상품수입(NIA, 불변)	百萬달러
MGSX	총상품수입(물량)	百萬달러
MGSVX	총상품수입(BOP)	百萬달러
MMX	재화와 서비스의 수출(NIA, 불변)	10億원
*MOODY	국제상품가격지수(MOODY Index)	1993. 12. 31=100.0
*MORX	제조업가동률	%
*MSFSV	요소소득지급(경상)	百萬달러
MSNX	서비스수입(불변)	10億원
MSNSVX	서비스수입(경상)	百萬달러
MSSVX	무역외수입(지급)(BOP)	百萬달러
NFA	대외순자산	10億원
NFIX	해외순수취요소소득(NIA, 불변)	10億원
*NTR	순이전거래(BOP)	百萬달러
OBX	종합수지(BOP)	百萬달러
*OILID	원유도입단가지수	1985=100.0
*OLX	기타통화공급	10億원
*PGNPAX	농림어업GNP 디플레이터	1985=1.00

변 수 명	변 수 설 명	단 위
PGNPX	GNP디플레이터	1985=1.00
PMGSX	수입단가지수(달러기준)	1985=100.0
PMSNX	서비스수입 디플레이터	1985=1.00
*POP	총인구	千명
PPI	생산자물가지수	1990=100.0
PXGSX	수출단가지수(달러기준)	1985=100.0
PXSNX	서비스수출 디플레이터	1985=1.00
*RD	1년 이상 정기예금금리	年利, %
*RTBRI	파운드화의 대미환율	파운드/달러
*RTGER	마르크화의 대미환율	마르크/달러
*RTJAP	엔화의 대미환율	엔/달러
RUM	사채시장이자율	年利, %
*SCB	단기자본수지(BOP)	百萬달러
TBX	무역수지(BOP)	百萬달러
TXX	총조세수입	10億원
URX	실업률	%
WALLX	비농림전산업임금	원/月
*WPIAME	미국의 도매물가지수	1985=100.0
*WPIBRI	영국의 도매물가지수	1985=100.0
*WPIGER	독일의 도매물가지수	1985=100.0
*WPIJAP	일본의 도매물가지수	1985=100.0
XGX	상품수출(NIA, 불변)	10億원
XGSX	총상품수출(물량)	百萬달러
XGSVX	총상품수출(BOP)	百萬달러
XXX	재화와 서비스의 수출(NIA, 불변)	10億원
XSNX	서비스수출(불변)	10億원
XSNSVX	서비스수출(경상)	百萬달러
XSSVX	무역외수출(수취)(BOP)	百萬달러
YDPX	가처분소득의 대체변수(불변)	10億원

註 : 1) *는 외생변수를 나타냄.

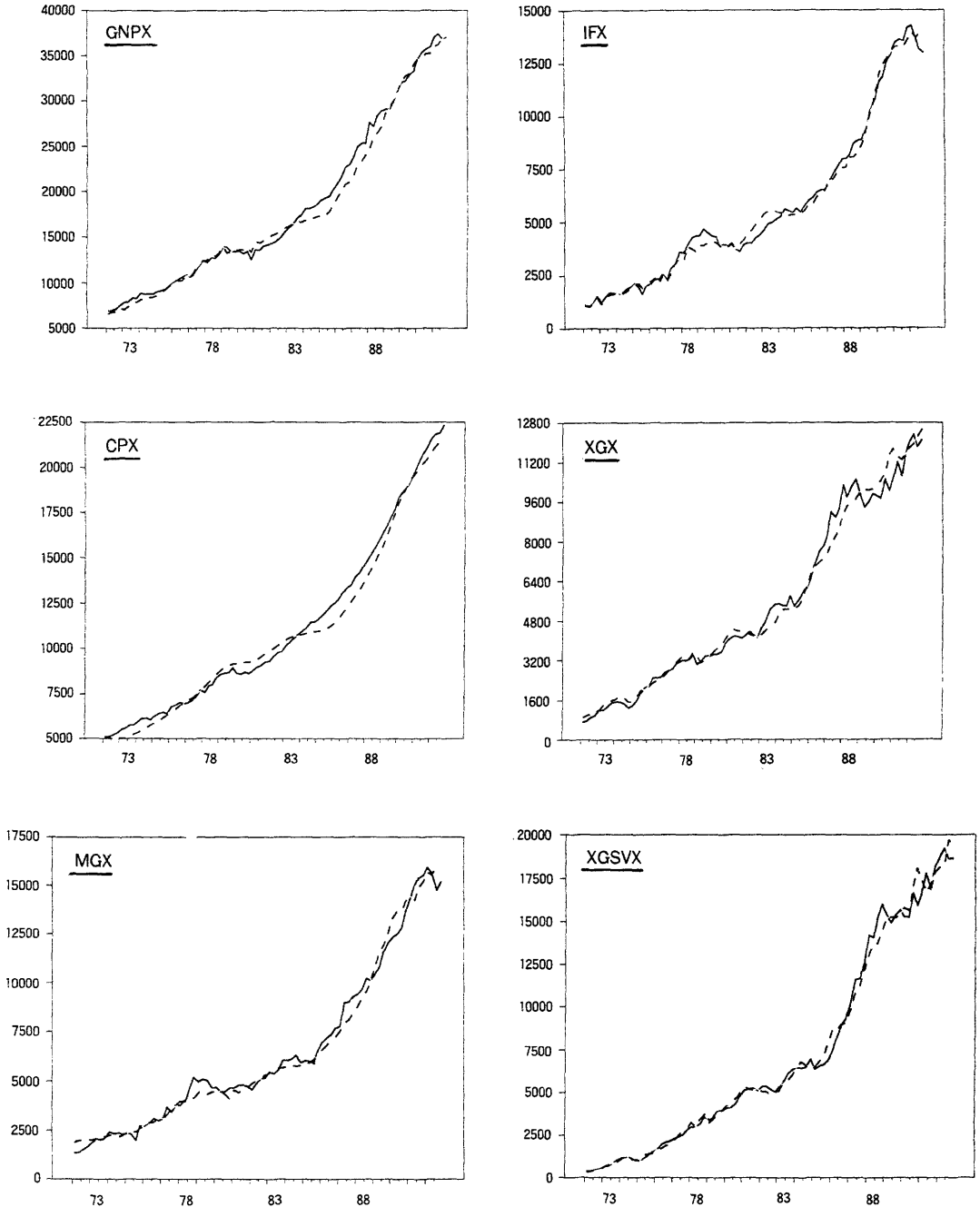
2) dummy변수의 경우 특정기간은 1, 나머지기간은 0임.

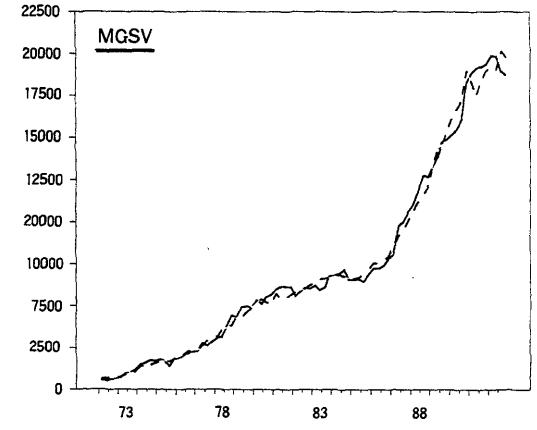
3) NIA : 국민소득계정(National Income Account)

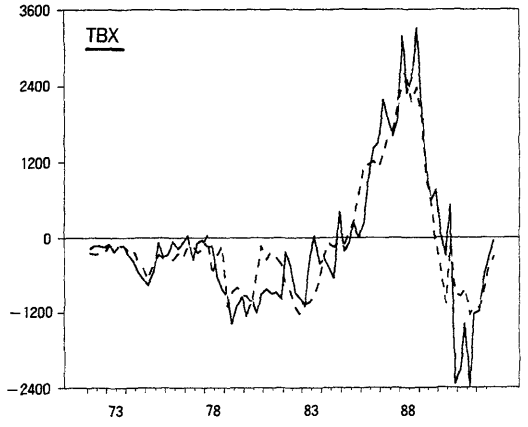
BOP : 국제수지(Balance of Payments)

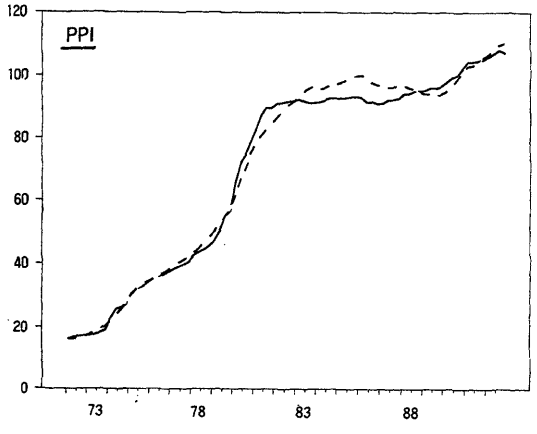
〈附錄 3〉 實績値와 시뮬레이션値와의 比較(1972 : Ⅰ ~ 1992 : Ⅳ)

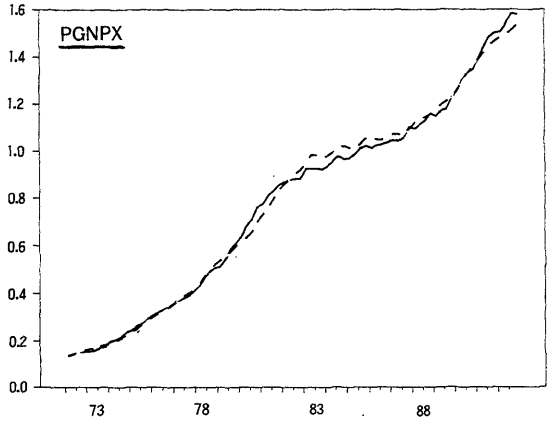
[凡例 : ——— 實績値, ·····시뮬레이션値]

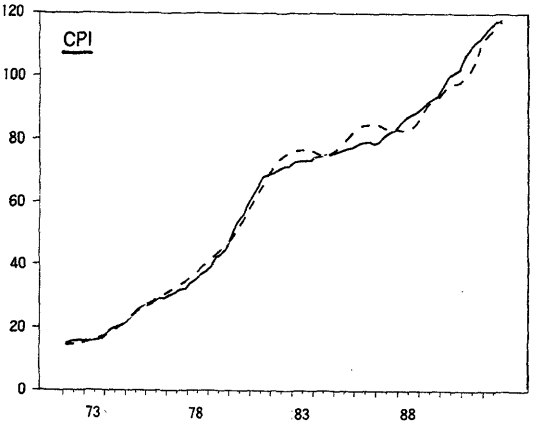


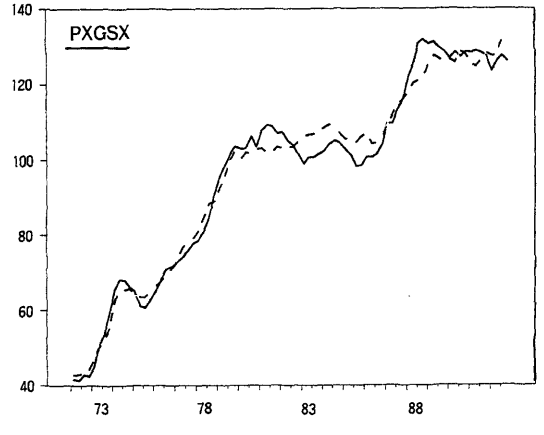

MGSV
22500
20000
17500
15000
12500
20000
10000
7500
2500
0
73
78
83
88

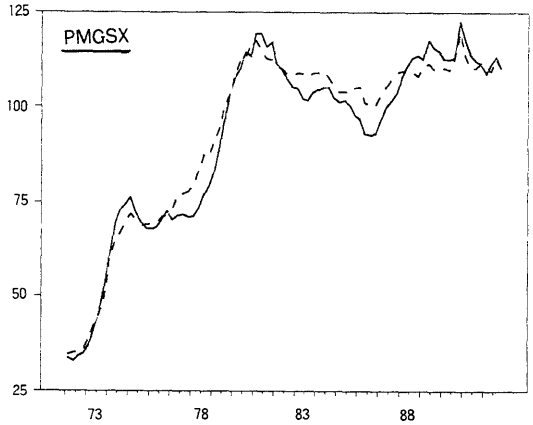

TBX
3600
2400
1200
0
−1200
−2400
73
78
83
88

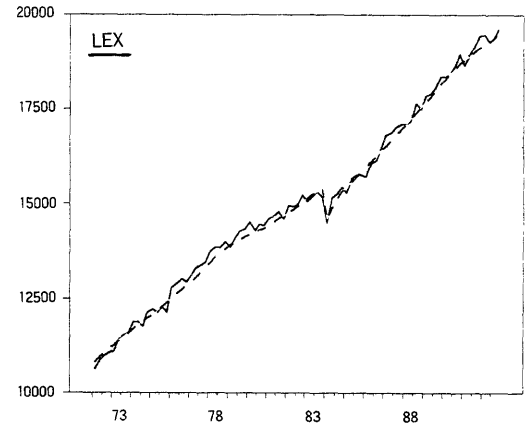

PPI
120
100
80
60
40
20
0
73
78
83
88

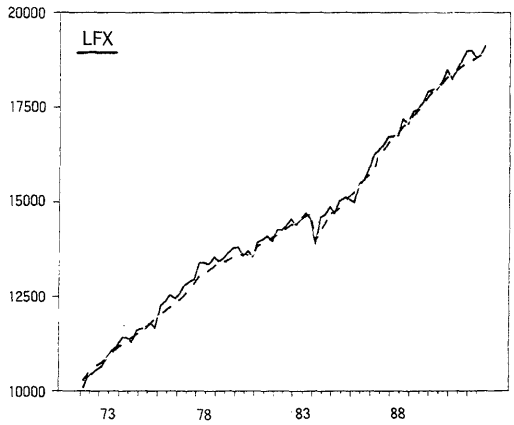

PGNPX
1.6
1.4
1.2
1.0
0.8
0.6
0.4
0.2
0.0
73
78
83
88

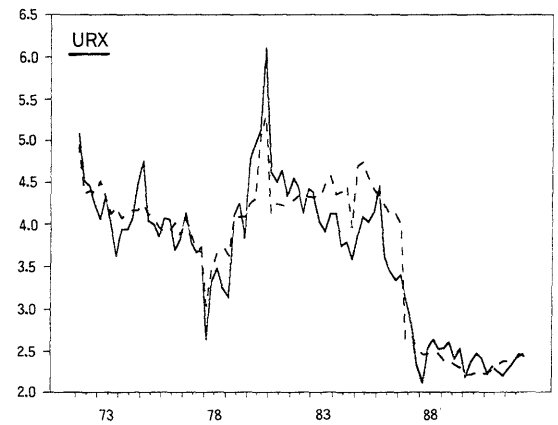

CPI
120
100
80
60
40
20
0
73
78
83
88

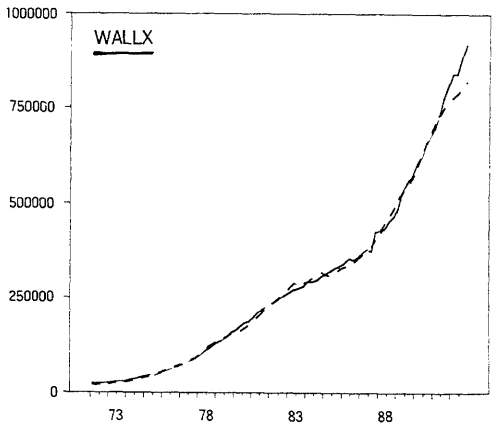

PXGSX
140
120
100
80
60
40
73
78
83
88

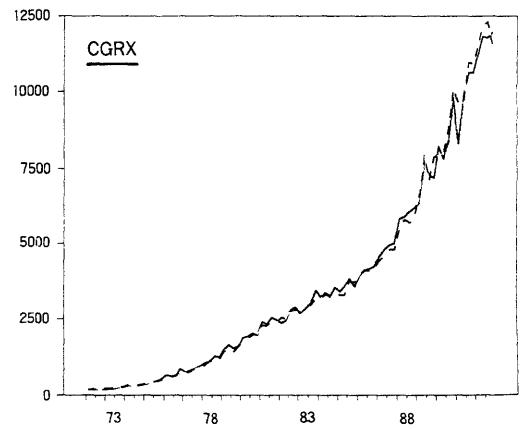

PMGSX
125
100
75
50
25
73
78
83
88

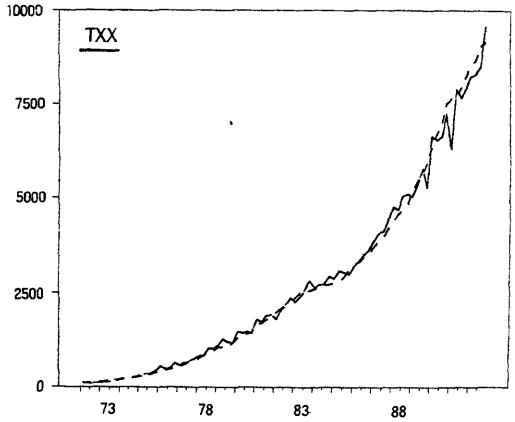

LEX
20000
17500
15000
12500
10000
73
78
83
88

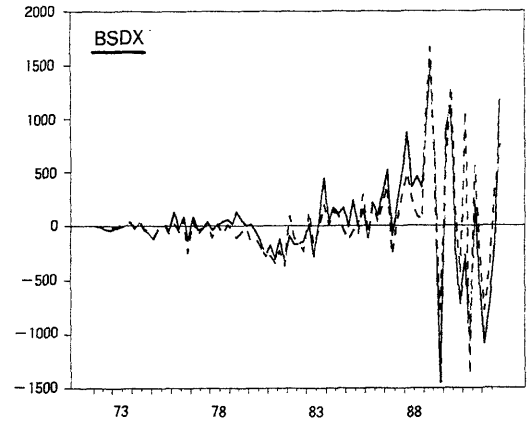

LFX
20000
17500
15000
12500
10000
73
78
83
88

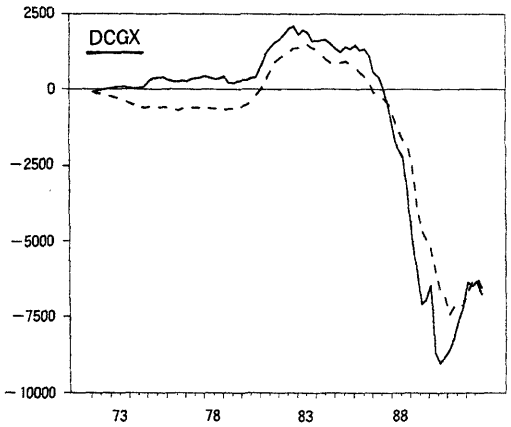

URX
6.5
6.0
5.5
5.0
4.5
4.0
3.5
3.0
2.5
2.0
73
78
83
88

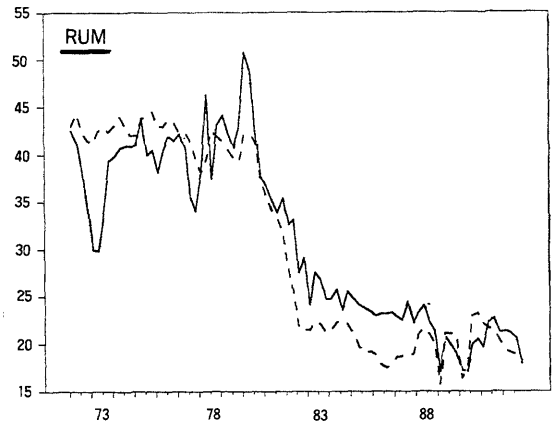

WALLX
1000000
750000
500000
250000
0
73
78
83
88

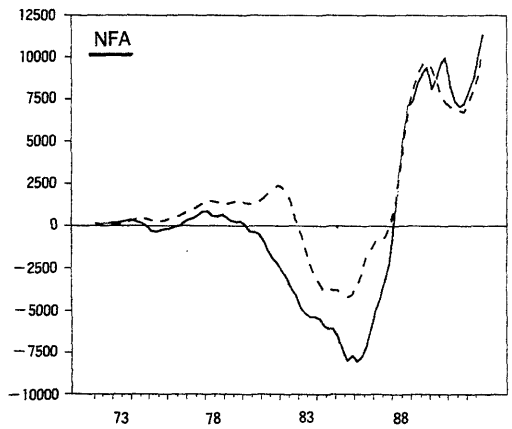

CGRX
12500
10000
7500
5000
2500
0
73
78
83
88

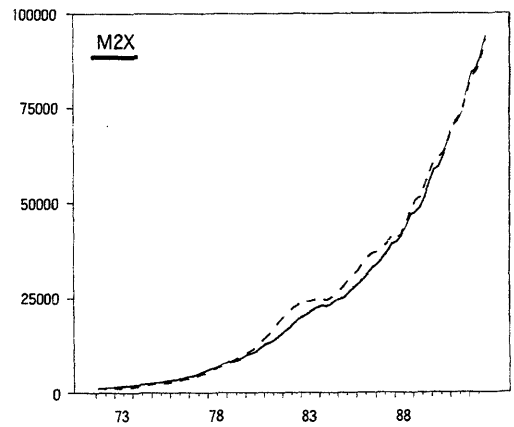

TXX
10000
7500
5000
2500
0
73
78
83
88


BSDX
2000
1500
1000
500
0
−500
−1000
−1500
73
78
83
88


DCGX
2500
0
−2500
−5000
−7500
−10000
73
78
83
88


RUM
55
50
45
40
35
30
25
20
15
73
78
83
88


NFA
12500
10000
7500
5000
2500
0
−2500
−5000
−7500
−10000
73
78
83
88


M2X
100000
75000
50000
25000
0
73
78
83
88

通貨需要函數의 長期的 安定性 檢定 : Johansen 共積分 檢定方法의 援用

柳 潤 河

이 글에서는 Johansen의 共積分 檢定方法을 사용하여 總通貨需要函數의 長期的 安定性을 검토하였다. 검정결과, 總通貨와 實質國民總生産, 그리고 會社債收益率 사이에 한 개의 共積分關係가 존재하여 이들 변수들 사이에 안정적인 長期均衡關係가 성립하는 것으로 나타났다. 通貨需要의 實質所得에 대한 彈性値가 1이라는 가정은 기각되었으며, 균형으로부터의 일시적 이탈에 대한 조정은 實質所得이나 利子率보다는 주로 實質通貨需要에 의해 이루어지는 것으로 판정되었다.

I. 序 論

일반적으로 通貨政策이란 한 나라의 通貨量調整을 통하여 國民總生産이나 物價, 國際收支 등 거시변수들 사이의 바람직한 組合을 이룩하려는 政策을 일컫는다. 그런데 通貨量變動을 통하여 국민총생산이나 물가 등 巨視經濟變數에 영향을 미치려고 한다면, 이에 앞서 通貨量變動으로부터 초래되리라고 기대되는 影響의 방향이나 크기에 대한 理論的, 實證的인 근거가 있어야 한다. 通貨量과 기타 巨視變數들 사이에 존재하는 규칙적인 관계를 규명해 내는 것이 바로 通貨需要 理論의 핵심적인 과제라고 할 수 있다.

종래 많은 通貨需要函數가 개발되었고 실제 추정되기도 하였다. 또한 추정된 通貨需要函數의 長期的 안정성에 대한 검토도 다양한 방법으로 시도되어 왔다. 그러나 최근들어 單位根檢定이나 共積分檢定 등 종전의 시계열 분석방법에서는 볼 수 없었던 새로운 技法들이 개발되면서 기존의 실증분석들을 새로운 방법에 의해 再確認하려는 노력들이 집중적으로 이루어지고 있다.

筆者 : 本院 硏究委員

* 草稿를 읽고 建設的인 論評을 주신 朴佑奎, 白雄基 博士, 그리고 李漢植 敎授께 감사드린다. 자세한 論評에도 불구하고 紙面關係로 혹은 見解差異로 이들을 다 反映하지 못하였으므로 남아 있는 誤謬는 전적으로 筆者의 責任이 아닐 수 없다.

대부분의 巨視經濟變數들은 그 수준이 끊임없이 증가하는 경향을 가지고 있으며 이러한 의미에서 定常的(stationary)이 아니다. 그런데 현재 우리가 사용하고 있는 대부분의 統計的 推定이나 檢定理論은 추정대상이 되는 변수가 定常的이라는 가정을 기초로 해서 발전하여 온 것들이다. 그동안 定常的이 아닌 변수를 靜態를 가정하고 있는 방법을 사용하여 추정할 경우 많은 문제가 발생할 수 있다는 지적이 있었으나, 대부분 무시되거나 기계적으로 변수를 일차차분해서 사용하는 것이 고작이었다.

그러나 최근 들어 변수가 定常的인가 여부를 판정하는 소위 單位根檢定(unit root test) 方法이 개발되고, 뒤이어 非定常的인 변수들 사이라 할지라도 이들 사이에 안정적인 長期均衡關係가 성립한다면 균형으로부터의 괴리는 다시 定常的이어야 한다는 등의 새로운 이론적 발전이 Engle and Granger(1987), Johansen(1988), Stock and Watson(1988) 등에 의해 이루어지면서 時系列 分析技法은 가속적인 변화를 보이고 있다.

이 글은 최근 이같은 방법론상의 진보를 원용하여 우리나라 通貨需要函數의 安定性與否를 검토해 보려는 것이다. 특히 共積分벡터의 갯수가 여러 개일 경우에도 그 각각의 共積分係數를 추정하는 것이 가능한 Johansen(1988)의 共積分 推定方法을 사용하여 實質總通貨와 所得, 利子率 들 사이에 존재하는 長期 安定的인 관계를 추정하려고 한다.

현 시점에서 總通貨函數의 安定性檢定은 단순한 이론적 호기심을 만족시키는 것 이상의 중요한 정책적 의미를 갖는다. 즉 연간 총통화증가율 목표치의 설정을 중심으로 하는 通貨政策 運用方法이 채택된 이래, 경제내의 총유동성 중 總通貨(M2)에 포함되는 비중이 지속적으로 작아지면서 최근에는 通貨政策의 목표변수로서 總通貨의 有用性에 대한 의문이 간간이 제기되고 있다.[1] 그러나 通貨指標의 유용성은 그 지표가 지니는 유통성의 포괄범위로서 판단되어야 할 성질의 것은 아니다. 설사 어느 한 通貨指標가 총유동성 중 아주 작은 부분만을 점하고 있다고 하더라도, 이 지표와 여타의 巨視經濟指標 사이에 체계적인 관계가 안정적으로 존재한다면 그 지표는 有用性을 지닌다고 할 수 있을 것이다. 共積分檢定은 바로 이같은 長期安定的인 관계의 존재유무를 가름하는 데 유용한 檢定方法이 된다.[2]

共積分 또는 誤差修正模型을 이용한 우리나라의 通貨需要函數 推定은 이미 朴東

1) 중심통화지표에 관한 논의는 朴佑奎(1987, 1988), 徐秉翰(1993), 李仁杓(1994) 등 참조.

2) 또한 우리나라의 경우에는 金融市場에 제약이 많아서 金利變數가 시장의 자금수급현황을 제대로 반영하지 못할 것이라거나, 指數管理 등을 통한 물가의 인위적 조정으로 物價指數 자체가 상당히 억압되어 있을 것이라는 우려가 종종 지적되기도 한다. 이들 변수를 포함하는 通貨需要函數에 장기적인 共積分關係가 성립하는지의 여부를 검정하는 것은 이들 指數나 變數들의 신빙성을 간접적으로나마 검정하는 의미도 지니게 될 것이다.

淳(1989), 朴佑奎(1991), 琴在昊・李仁實(1993), Bahmani-Oskooee and Rhee(1994) 등에 의해 시도된 바가 있어서 전혀 새로운 것은 아니다. 그러나 Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)는 Engle and Granger(1987)의 2단계 추정법을 사용하고 있어서 共積分關係가 2개 이상 존재하는지의 여부를 판정하거나 추정된 共積分係數를 해석하는 것에 어려움이 있고, 朴東淳(1989), 琴在昊・李仁實(1993)은 선험적인 공적분제약을 외생적으로 가하고 있어서 共積分 자체의 존재여부를 검정하고 있지는 않다. 한편 朴佑奎(1991)는 본고와 동일한 방법을 쓰고 있지만, 당초 목적이 通貨需要函數의 安定性檢定보다는 인플레와 유통속도간의 關係檢定이었기 때문에 通貨需要函數 설정 자체를 위한 광범한 檢定을 생략하고 있다는 점 등이 본고와 다르다.

본고의 구성은 다음과 같다. 이하 Ⅱ章에서는 Johansen의 共積分檢定 및 推定方法을 간단히 소개하고, 이어 Ⅲ章에서는 사용된 자료에 대한 豫備的 檢定을 실시한다. Ⅳ章에서는 일차적으로 實質總通貨, 實質GNP, 會社債收益率, 預金銀行 平均預金利子率의 4변수 오차수정형 VAR모형을 설정하고 이를 통하여 共積分檢定을 실시한다. Ⅴ章에서는 발견된 檢定結果를 요약하고 政策的 含意를 정리한다.

Ⅱ. Johansen의 共積分 檢定 方法에 대한 간단한 紹介

우리가 흔히 사용하고 있는 時系列分析法들은 사용되고 있는 데이터가 定常的이라는 가정에 입각하고 있다는 것은 널리 알려져 있는 사실이다. 그런데 실제 대부분의 巨視經濟變數들은 추세를 지니고 있기 때문에 經濟模型을 推定하기 전에 자료를 일차 또는 그 이상 差分해서 우선 변수를 定常化한 다음 사용하는 것이 필요하게 된다. 그러나 이같은 차분방법을 이용할 경우 원자료가 가지고 있는 長期的 특성에 관한 정보를 잃게 되는 단점이 있다. Engle and Granger(1987)는 경제변수들 사이에 長期的으로 안정적인 균형에 수렴하는 線型結合이 존재한다면 각각의 개별시계열은 추세변동을 하더라도 이 線型結合은 定常的일 수 있다는 것을 밝히면서, 이같은 安定的 線型結合의 存在有無를 檢定하는 방법을 제시하고 있다. 몇 개의 경제변수들 사이에 이러한 안정적인 선형결합이 존재할 때 Engle and Granger는 이들 변수들이 상호 共積分(co-integration)關係에 있다고 부르고 있다.

그러나 Engle and Granger(1987)가 제시하고 있는 共積分의 檢定方法은 共積分의 갯수가 여러 개일 때 각각의 共積分벡터를 구분해 낼 수 없다는 단점을 지닌다. 즉 Engle and Granger 檢定은 共積分係數의

추정을 위하여 最小自乘法을 이용하고 있기 때문에 각각의 共積分벡터를 추정하는 것이 아니라 추정오차의 자승합을 최소화하는 共積分벡터의 선형결합을 추정하는 것이 된다. 또 최소자승 추정치는 回歸方程式의 左邊에 어떤 변수를 놓느냐에 따라, 즉 共積分벡터의 어느 계수값을 중심축으로 해서 正規化(normalize)하느냐에 따라서 영향을 받게 되는데, 특히 좌변에 종속변수로 놓은 변수의 실제 共積分係數가 0일 경우에는 전혀 엉뚱한 추정치를 얻게 될 위험을 지닌다. 이에 반해 Johansen(1988)은 존재하는 모든 共積分關係를 찾아내고 그 檢定統計値를 구축하는 방법을 제시하고 있다. 이 방법에 의하면 몇 개의 共積分關係가 존재하는지를 檢定할 수 있으며 동시에 각각의 共積分벡터를 추정할 수도 있다. 그리고 이때 얻어지는 共積分係數값들은 자의적인 정규화에 영향을 받지 않는다.[3] 또한 경제학 이론으로부터 얻어지는 共積分係數간의 관계나 크기에 대한 제약—이를테면 通貨需要의 所得彈性値나 利子率彈性値 등—을 통계적으로 검정할 수도 있다.

이제 Johansen의 共積分 檢定方法을 살펴보기 위하여 아래와 같은 벡터自己相關(Vector Autoregression, VAR)模型을 상정해 보자.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \mu + e_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

X_t는 n개의 변수로 이루어져 있는 벡터이며, Π_i는 $(n \times n)$의 계수행렬, D_t는 계절더미, Φ는 그 계수행렬, 그리고 μ는 상수항 벡터이다. 오차항 e_t는 공분산행렬 Λ를 갖는 n차원의 i. i. d. 정규분포에서 추출된다고 가정한다. 이 (1)식은 다시 다음과 같은 誤差修正模型(Error Correction Model)의 형태로 변형시킬 수 있다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \ \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \ \Delta X_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi \ X_{t-k} + \Phi D_t + \mu + e_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \cdots + \Pi_i \quad (i = 1, \ldots, k-1)$$

$$\Pi = -(I - \Pi_i - \cdots - \Pi_k)$$

上記式은 통상적인 일차차분의 VAR모형에 비해 X_{t-k}항을 하나 더 가지고 있다는 것이 다른 점인데, 바로 이 항의 계수인 Π가 변수 X들 사이에 존재하는 長期的인 均

3) Johansen(1988, 1990)방법의 또 한가지 장점은 長期均衡式의 추정에 있어서 모형내에 포함된 변수들의 短期動態的인 움직임을 함께 고려할 수 있다는 점이다. 반면 Engle and Granger(1987)의 2단계 추정법에 의한 長期均衡式의 추정은 이론적으로 超一致性(super consistency)을 갖지만 소규모 표본에 있어서는 효율적(efficient)이지 못하고 또 偏倚(bias)를 지닌다. Banerjee, et al.(1986), Phillips(1991), Phillips and Hansen(1990), Saikkonen(1991, 1992), Stock(1987) 참조. 이에 대한 해결책으로 Engle and Yoo(1991)는 3단계 추정법을 제시하고 있는데, Johansen방법이 장기균형식의 추정에 있어서 단기동태적인 요소를 당초부터 고려하는 반면, Engle and Yoo의 3段階 推定法은 最小自乘法에서 구한 추정치를 長期均衡式의 解를 위한 초기값으로 이용한다는 점이 다르다.

衡關係에 관한 정보를 포함하게 된다.[4] 만일 X_t가 非定常的이고 그 1차차분인 ΔX_t가 定常的이라면 X_t는 1차적분 변수, 즉 I(1) 변수가 된다. 따라서 이 경우엔 (2)식 좌변과 우변의 첫 $(k-1)$개 항들은 모두 定常的인 $I(0)$가 되는 반면 우변 ΠX_{t-k}는 $I(1)$ 변수들의 선형결합이 된다. Johansen방법은 (2)식 중의 $I(0)$항인 ΔX_t들과 가장 높은 상관관계를 갖는 X_t의 모든 線型結合을 추정하기 위해 正規相關法(canonical correlation method)을 사용하고 있는데, 이렇게 해서 구해진 선형결합이 共積分벡터가 된다. 좀더 구체적으로 말하면 共積分檢定은 상기 (2)식을 추정하여 X_{t-k}의 계수행렬인 Π의 位數(rank)를 검토하는 것으로 이루어진다. 만일 $(n \times n)$행렬인 Π의 位數가 0이면 X_t의 모든 변수들은 독립적인 單位根을 가지며 따라서 일차차분만의 자기상관모형이 타당하게 된다. 반대로 位數가 변수의 갯수인 n과 같으면 X_t의 모든 변수들이 定常的이라는 것을 의미하게 된다. 가장 중요한 경우는 계수행렬의 位數가 0보다는 크고 n보다는 작은 중간의 경우, 즉 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$일 때인데 이 경우 X_t변수들 사이에는 r개의 共積分벡터와 $n-r$개의 공동확률추세(common stochastic trends)가 존재한다.

Π의 位數가 $r < n$일 때, Π는 각각 $(n \times r)$차원의 행렬 α와 β의 다음과 같은 곱으로 분해될 수 있다. 즉 $\Pi = \alpha\beta'$로 고쳐서 표현할 수 있다. 이때 β는 共積分벡터들로 이루어진 행렬이 되며, α는 오차수정항을 각 변수의 방정식에 입력하는 송출벡터(loading vector) 또는 誤差修正係數가 된다.

Johansen(1988)은 共積分벡터인 β를 추정하는 방법으로서 다음 식

$$|\lambda S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok}| = 0 \quad \cdots\cdots\cdots (3)$$

을 만족시키는 特性根 중 통계적으로 유의한 r개에 대응하는 特性벡터를 구하는 방법을 취하고 있다. 이때 S_{kk}, S_{ko}, S_{oo}는 아래와 같이 정의된다. 즉 ΔX_t와 X_{t-k}를 각각 $\{\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \ldots, \Delta X_{t-k+1}, D_t, 1\}$에 회귀한 잔차항을 R_{ot}, R_{kt}라고 할 때 S_{ij}는

$$S_{ij} = (1/T)\ R_{it}\ R_{jt}' \quad (i, j = 0, k) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

로 정의된다. (3)식에 의해 특성근이 구해지면 이를 이용하여 최고 r개의 共積分벡터가 존재한다는 가설은 아래와 같은 尤度比率檢定(likelihood ratio test) 통계치를 산출함으로써 檢定해 볼 수 있다.

$$(-2)\ \ln(Q) = -T \sum_{r+1}^{n} \ln(1-\lambda_i) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

이때 $\lambda_{r+1}, \ldots, \lambda_n$은 특성근 λ_i를 크기 순서대로 배열했을 때 제일 큰 특성근 λ_1부터 λ_r까지를 제외한 나머지 $n-r$개의 특성근들

4) (2)식에서는 共積分에 관한 가설을 다른 파라미터와는 독립적으로 오직 Π만에 대한 制約으로 표시할 수 있게 되는데, 바로 이 점이 (1)식을 (2)식으로 변형하는 주된 이유이다.

이다. Johansen은 이 檢定을 總和檢定(trace test)이라고 부르고 있다. 그는 또 最大特性根檢定(maximal eigenvalue test)이라 부르는 尤度比率檢定도 제시하고 있는데, 이것은 $r+1$개의 共積分벡터가 존재한다는 對立假說에 대하여 r개의 共積分벡터가 존재한다는 歸無假說을 檢定하는 것이다.

이외에 Johansen and Juselius(1990), Johansen(1991)은 α와 β 행렬의 각 요소값의 크기에 대한 제약을 檢定할 수 있는 방법을 제시하고 있다. 이 檢定方法은 通貨需要函數 分析에 있어서 長期通貨需要의 소득탄성치가 1인지, 그리고 이자율 탄성치가 0인지 등의 여부를 檢定할 수 있게 해준다. 이같은 가설을 檢定하는 데는 먼저 제약을 가한 모형과 제약을 가하지 않은 모형에서의 공분산행렬을 각각 구한 다음 양자를 비교하는 방법을 쓰고 있다. 이때의 尤度檢定統計量은

$$(-2)\ \ln(Q) = \sum_{1}^{r} \ln\ (1-\lambda_i^*)/(1-\lambda_i) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

가 된다. 이 경우 λ_i^*와 λ_i는 각각 제약을 가하고 또 가하지 않은 채로 (3)식을 풀어서 얻어지는 特性根 중 크기 순서대로 추출한 r개의 특성근이다. 가해진 제약의 개수를 s라고 할 때 이 檢定統計量은 $r \times s$ 자유도의 χ^2 분포를 한다.

5) 期間選定은 會社債收益率($r1$)에 관한 공식적인 자료의 이용이 1972년 3분기 이후부터 가능하다는 점과 1985년 不變價格에 의한 일관된 GNP자료가 1993년 3분기까지 이용가능하다는 점을 고려하였다.

6) 엄밀한 의미에서 Engle and Granger(1987)의 共積分檢定은 모든 변수들이 1차적분되어 있을 것을 요구하지만 Johansen(1988)은 이를 요구하지 않는다. 그러나 Johansen의 경

Ⅲ. 資料 및 각 變數에 대한 豫備的 檢定

1. 單位根 檢定

자료는 實質總通貨 平殘資料(m)와 實質GNP(y), 會社債收益率($r1$), 그리고 은행의 加重平均 預金利子率($r2$)을 사용하였다. 標本期間은 1972:Ⅲ~1993:Ⅲ 까지이다.[5] 명목통화를 실질통화로 환산하는 물가자료로는 GNP디플레이터를 사용하였다. 모든 자료는 계절조정이 되지 않은 원계열을 사용하였으며, 單位根檢定과 오차수정형 VAR을 설정하는 데 있어서는 계절더미를 사용하였다. 또 通貨需要函數의 설정에 있어서 實質通貨와 實質所得變數에는 자연대수를 취하고 利子率變數에는 자연대수를 취하지 않은 원계열을 그대로 사용하는 통상적인 방법을 따랐다.

共積分檢定은 우선 사용되고 있는 변수들이 각각 1차적분된 시계열일 것을 요구한다. 즉 변수들이 그 수준에 있어서는 定常的이 아니지만 1차차분에 있어서는 定常的이어야 한다.[6] 이를 위해 實質通貨, 實質所

得, 會社債收益率, 平均預金利子率의 각 변수에 대하여 單位根檢定을 실시하였다. 檢定方法으로는 최근 많이 사용되고 있는 Dickey and Fuller(1979)의 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 비교적 오차항의 계열상관에 영향을 덜 받는 것으로 알려져 있는 Phillips and Perron(1988)方法, 그리고 Stock and Watson(1988)의 共積分檢定法을 단일변수에 적용한 방법을 사용하여 서로를 비교하는 방식을 택하였다.[7] 앞서 말한 대로 사용된 자료가 계절비조정자료이므로 각 檢定마다 회귀식에 계절조정더미를 추가하였다.[8] 또한 추세항의 존재가 單位根檢定에 영향을 미치므로 각 檢定에는 추세항을 넣은 것과 그렇지 않은 것으로 구분하여 검정하였다.

單位根檢定에 있어서 문제가 되는 중요 이슈 중의 하나는 時差項의 갯수를 정하는 문제이다. 왜냐하면 시차를 몇 개로 하느냐에 따라서 檢定結果가 영향을 받을 수도 있기 때문이다. 실제 본고에서는 시차를 2에서 10까지 변화시켜 가며 여러가지 경우를 검토하려고 노력하였는데, 얻어진 결론들 사이에는 單位根의 존재유무에 대하여 서로 대립하는 경우도 발견되었다. 최종적으로 사용된 시차수는 5로서 뒤에 나오는 VAR의 시차와 같게 설정하였다.[9] 뒤에 다시 설명하겠지만 VAR模型의 시차 5는 最尤度比率檢定(maximum likelihood ratio test) 방법을 사용하여 결정하였다.

얻어진 單位根檢定의 통계치와, 1%와 5% 유의수준에서의 임계치가 〈表 1〉에 요약되어 있다. 결과를 수준변수와 일차차분변수로 나누어 보면, 먼저 수준변수의 경우에는 會社債收益率, 平均預金利子率 등 利子率變數는 적어도 하나의 단위근을 갖는 것으로 나타나고 있다. 그러나 實質通貨와 實質所得의 경우에는 檢定方法에 따라 상이한 결과가 나타나고 있다. 즉 實質通貨의 경우 Phillips-Perron檢定이나 Stock-Watson檢定에서는 추세를 첨가하더라도 단위근을 갖는 것으로 나타나고 있으나, ADF

우에도 사용되고 있는 변수들의 단위근 여부를 미리 검정해 놓으면 차후 추정결과를 해석하는 데 도움이 된다.

7) 널리 알려져 있는 바와 같이 單位根檢定法은 단위근이 존재한다는 귀무가설하에서 檢定을 실시하기 때문에 이에 대립하는 확실한 증거가 없는 한 단위근가설을 그대로 받아들이게 된다거나, 자기상관계수가 1에 가까울 때 변별력이 약해진다거나, 오차항의 계열상관 구조에 따라 영향을 받는다는 등의 문제점을 지니고 있다. 따라서 單位根檢定에 있어서는 여러가지 방법을 동원하여 다각적으로 검토하는 것이 필요하게 된다.

8) 單位根檢定을 위해 많이 사용하고 있는 RATS program에는 계절조정항이 들어 있지 않으므로 이를 수정하여 사용하였다. 사용된 프로그램은 DFUNIT. SRC, PPUNIT. SRC, STOCKWA. SRC이다.

9) 單位根檢定과 時差個數에 관해서는 Said and Dickey(1984), Schwert(1987) 참조. Said and Dickey(1984)는 시차갯수 n을 $n=kT^{1/4}$로 설정할 것을 제안하고 있으나 k값이 정해져 있지 않기 때문에 실제 도움이 되지 않는다. Schwert(1987)는 이에 대략적 지침(rule of thumb)으로서 $n=\text{int}[4(T/100)^{1/4}]$ 또는 $n=\text{int}[12(T/100)^{1/4}]$를 제안하고 있다. int[ ]는 괄호내의 정수값을 의미하는데, 본고에서 이를 따를 경우 n은 3 또는 11이 된다.

〈表 1〉 單位根檢定(時差 = 5)

	Phillips-Perron(Z_α)		ADF		Stock-Watson	
	상 수 항	추세첨가	상 수 항	추세첨가	상 수 항	추세첨가
〈수 준〉						
m	0.18	−11.49	1.20	−5.34	0.13	−12.97
y	−0.64	−63.47	−0.16	−2.51	−0.29	−62.36
$r1$	−5.73	−6.50	−1.71	−2.31	−6.03	−9.30
$r2$	−5.42	−5.38	−1.87	−2.64	−6.06	−9.17
〈1차차분〉						
Δm	−92.97	−92.60	−3.28	−3.37	−88.43	−87.58
Δy	−133.25	−134.67	−3.08	−3.06	−116.89	−116.89
$\Delta r1$	−59.59	−64.33	−2.62	−2.59	−59.86	−59.92
$\Delta r2$	−57.99	−61.71	−2.40	−2.43	−57.65	−58.40
〈유의수준〉						
1%	−19.8	−27.4	−3.51	−4.04	−19.8	−27.4
5%	−13.7	−20.7	−2.89	−3.45	−13.7	−20.7

檢定의 경우에는 추세항을 첨가할 경우 단위근이 존재한다는 가설이 1% 유의수준에서도 기각되고 있다. 다음으로 實質GNP에서는 Phillips-Perron檢定과 Stock-Watson檢定의 경우 추세항을 첨가할 경우 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나고 있는 반면 ADF檢定의 경우에는 추세항을 첨가하더라도 단위근이 존재하는 것으로 나타나는 등 서로 상반되는 결과를 보이고 있다. Choi(1991)는 계절조정이 된 분기별 자료의 경우에 추세항이 첨가되어도 實質GNP에는 단위근이 존재하는 것으로 결론짓고 있으며, 全聖寅(1992)도 비슷한 결론을 내리고 있다. 본고에서는 잠정적으로 實質通貨와 實質GNP가 그 수준변수에서는 單位根을 갖는 것으로 가정하였다. 이같은 결론은 특히 다음에 고려할 1차차분변수에서 實質通貨와 實質GNP에 單位根이 存在한다는 귀무가설이 오직 한계적으로만 기각되고 있다는 점을 고려할 때 큰 무리가 없는 것으로 보인다.

다음으로 1차차분변수에 있어서도 ADF檢定과 나머지 두 檢定은 변수에 따라서는 서로 상반되는 결과를 보여주고 있는데, 즉 Phillips-Perron檢定과 Stock-Watson檢定에서는 모든 변수의 1차차분에는 單位根이 없다는 것을 강력하게 시사하고 있으나, ADF檢定에 있어서는 利子率變數에 單位根이 존재한다는 결과를 보이고 있고, 實質通貨와 實質GNP에는 한계적으로 單位根의 존재를 기각하고 있다. 利子率變數의 경우 ADF檢定은 수준이나 1차차분 모두에 單位根이 존재한다는 가설을 수용하고 있는 반면, Phillips-Perron이나 Syock-Watson檢

定은 기각하고 있다는 사실은 利子率變數에 강한 이동평균적인 오차구조가 존재하고 있음을 시사하고 있는 것으로 볼 수 있는데, 이에 대한 검토는 추후과제로 미루고 여기에서는 일차차분에서 單位根이 존재하지 않는다는 결론을 잠정적으로 채택하였다.

2. 誤差修正型 VAR模型 設定을 위한 最適時差檢定

위의 검정결과를 근거로 하여 實質通貨, 實質GNP, 會社債收益率, 平均預金利子率을 모두 1차차분하여 4개의 1차시차변수로 이루어지는 誤差修正型 VAR模型을 설정하였다. VAR模型을 설정할 때도 전체 모형의 시차수를 얼마로 할 것인가는 單位根을 檢定할 때와 마찬가지로 중요한 문제가 된다. 실제 Cheung and Lai(1993)는 Johansen의 尤度比率 檢定時 적정시차가 선정되지 않을 경우 檢定에 偏倚(bias)가 있을 수 있음을 시뮬레이션을 통해 밝히고 있다. 이들은 또 사전적으로 적정시차를 알 수 없을 경우에는 Akaike Information Criterion(AIC)이나 Schwarz Information Criterion(SIC) 등 시차선정을 위한 판별기준을 사용하는 것이 檢定의 정확성을 높이는 데 도움이 된다는 것을 지적하고 있다. 본고에서는 이같은 제안에 따라 일차적으로 AIC와 FPE(Final Prediction Error), 그리고 SIC를 적용하여 최적시차를 구하는 시도를 하였다.

그 결과는 〈表 2〉에 나타나 있는데, AIC나 FPE를 이용할 경우에는 시차수가 과도하게 커져서 자유도를 거의 소진할 정도에 이르는 반면 SIC를 이용한 경우에는 최적시차가 4임을 보이고 있다.[10]

AIC, FPE 및 SIC를 이용한 결과가 그리 명쾌하지 않았으므로 尤度比率檢定(likelihood ratio test)을 추가적으로 실시하였다. 尤度比率檢定은 먼저 임의의 最大時差를 정해 놓고 이 最大時差에 대하여 순차적으로 작은 수의 시차를 적용하면서 그 제약의 有意性을 檢定하는 것이다.[11] 이 檢定에서는 처음 最大時差를 얼마로 잡느냐에 따라서 그보다 작은 시차의 유의성이 영향을 받게 되는데, 본고에서는 이같은 임의성을 가능한 한 줄이기 위해서 最大時差를 2에

10) AIC와 SIC는 時差를 증가시키는 것에 대한 罰點의 부과방식을 제외하고는 다른 모든 것이 동일하다. 罰點賦課는 늘어나는 시차마다 AIC가 변수갯수의 자승에 고정계수 2를 곱하여 부과하는 반면, SIC는 변수갯수의 자승에 표본수의 자연대수값을 곱하여 부과하는데, 이로 인하여 표본수가 큰 경우에는 SIC쪽이 더 큰 罰點을 받게 되고 이로 인해 보다 작은 시차를 선정하게 된다.

11) VAR誤差項의 共分散을 Λ라고 할 때 尤度比率檢定은

$$(T-c)\ (\log\det\Lambda_r - \log\det\Lambda_u)$$

로 주어진다. 이때 r과 u는 각각 제약과 무제약을 가리킨다. c는 소규모표본의 검정력을 높이기 위한 조정치로서 무제약식의 변수갯수가 된다. 실제 계산은 RATS의 JOHANSEN. SRC program을 일부 수정하여 사용하였다. RATS의 일반적인 VAR program을 사용할 수도 있겠지만 이 경우에는 오차수정항 X_{t-k}를 별도로 추가해 주어야 하는 번거로움이 따르게 된다.

〈表 2〉 最適時差 選定을 위한 AIC, FPE, SIC 檢定結果

時差數	AIC	FPE	SIC
2	−31.57	8.26e−15	−30.58
3	−31.90	3.85e−15	−30.42
4	−33.04	8.10e−16	−31.06
5	−33.46	3.47e−16	−30.99
6	−33.51	2.15e−16	−30.54
7	−33.61	1.26e−16	−30.15
8	−33.81	6.75e−17	−29.86
9	−34.02	3.59e−17	−29.57
10	−34.11	2.14e−17	−29.17

〈表 3〉 尤度比率에 의한 最適時差 檢定

時差數	4	5	6	7	8	9	10
2	127.70* (0.0)	162.62* (0.0)	171.46* (0.0)	179.67* (0.0)	187.45* (0.0)	190.68* (0.0)	184.60* (0.1)
3	85.77* (0.0)	122.74* (0.0)	135.63* (0.0)	146.89* (0.0)	157.71* (0.0)	163.68* (0.0)	160.97* (0.2)
4		43.21* (0.0)	62.34* (0.1)	79.83* (0.3)	96.90* (0.5)	109.10* (1.7)	112.63 (11.8)
5			22.52 (12.7)	43.40 (8.6)	63.86 (6.3)	79.45 (9.2)	86.36 (29.4)
6				22.80 (11.9)	45.17 (6.1)	62.68 (7.6)	71.51 (24.3)
7					24.49 (7.9)	44.12 (7.5)	55.07 (22.5)
8						22.14 (13.9)	35.60 (30.3)
9							15.99 (45.3)

註 : ( ) 안은 *p*-value이며, *는 유의수준 5%에서 제약이 기각되는 경우를 가리킴.

서 10까지 증가시켜 가면서 그보다 작은 시차의 유의성을 檢定하는 방법을 택하였다. 그 결과는 〈表 3〉에 요약되어 있다. 이 表는 먼저 가로축을 따라 最大時差가 2에서 10까지 증가하도록 되어 있으며, 세로축으로는 각각의 最大時差를 무제약식으로 간주한 상태에서 세로축의 시차제약을 가했을 때 얻어지는 尤度比率 統計値를 기록한 것이다. 〈表 3〉에는 지면관계로 最大時差 3 이하는 생략하였다. 이 통계치는 각 제약의

갯수만큼의 自由度를 갖는 χ^2 분포를 한다. 즉 시차 1개가 늘어날 때마다 한 식에 4개씩의 시차변수가 4개의 방정식에 추가되므로 자유도는 16의 곱으로 늘어나게 된다. 실제 檢定에서는 소규모 표본의 檢定力을 증진시키기 위해 Sims(1980)의 제안대로 무제약식의 변수갯수를 관측치에서 차감하는 조정을 가하였다.[12] 각 통계치의 아래 괄호안에 기록한 숫자는 尤度比率의 χ^2 확률값이다.

이제 한 예로 〈表 3〉에서 最大時差를 7로 했을 경우를 보면, 시차를 6으로 하는 제약이 확률값 11.9%에서 수용되고 있으며, 시차를 다시 5로 줄이는 제약을 가하면 확률 8.6%에서 수용된다. 그러나 시차를 4까지 줄이게 되면 확률은 0.3%로 감소하여 제약이 기각된다. 즉 最大時差를 7로 했을 경우 5%의 유의수준에서 표본자료가 기각하지 않는 최소시차는 5가 된다. 이같은 방법을 각 最大時差에 적용하여 정리해 보면 最大時差가 6에서 9까지의 사이에 있을 경우에는 모두 최적시차를 5로 지정하고 있음을 알 수 있다. 단 最大時差를 10으로 한 경우에만은 최적시차가 4까지 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 그리고 最大時差를 5 이하로 지정한 경우에는 그보다 작은 어느 시차도 기각하고 있어서 최적시차가 적어도 5 이상임을 시사하고 있다.

결론적으로 AIC와 FPE의 경우에는 10 이상의 매우 큰 시차를, 그리고 SIC의 경우에는 4, 尤度比率檢定에서는 대부분이 5, 그리고 최대시차를 10으로 한 경우에 4의 시차를 제시하고 있는 셈인데, 본고에서는 최종적으로 시차 5의 구조를 선택하였다. VAR 설정에 있어서 추정계수의 수를 근소화(parsimonious representation)하는 데 더 큰 비중을 둔다면 시차 4를 선택하는 것이 바람직하겠으나, Johansen 共積分檢定의 경우 과다모수(over parameterization) 추정의 경우가 과소모수(under parameterization)의 경우보다 檢定上의 偏倚(bias)를 줄이는 데 유효하다는 최근의 연구결과(Cheung and Lai[1993])를 감안하여 큰 쪽의 시차를 선택하였다.

Ⅳ. 共積分 檢定

通貨需要函數 설정시 통화보유에 대한 기회비용을 나타내는 변수로서 長期利子率과 短期利子率 중 어느 것을 쓸 것인가, 또 통화구성항목 중 이자가 지급되는 부분의 기회비용으로 自體利子率을 차감해야 할 것인가 등의 이슈는 아직도 논쟁의 대상이 되고 있다. 우리나라에는 長期利子率이라고 부를 만한 利子率이 없으므로 장단기 이자율의

12) 이같은 調整을 하지 않은 경우에는 2에서 10까지의 모든 最大時差에서, 그리고 2에서 最大時差까지의 모든 제약시차에서 가정된 제약식이 기각되어 AIC나 FPE를 사용했을 경우와 동일한 결과가 초래되었다. 결국 Sims가 제안하고 있는 조정항은 SIC에 있어서의 加重罰點과 비슷한 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

〈表 4〉 誤差項의 正規分布에 관한 檢定

	Δm	Δy	$\Delta r1$	$\Delta r2$	임계치($\alpha=0.05$)
τ_1	13.42	9.90	11.03	9.76	21.0
τ_2	1.36	0.49	1.43	77.96	5.99

註 : $\tau_1 = T\sum \rho_i^2$ $(i=1,\ldots,12) \sim \chi^2$ (12)
$\tau_2 = T[SK^2/6 + EK^2/24] \sim \chi^2$ (2)
SK와 EK는 각각 歪度와 尖度임.

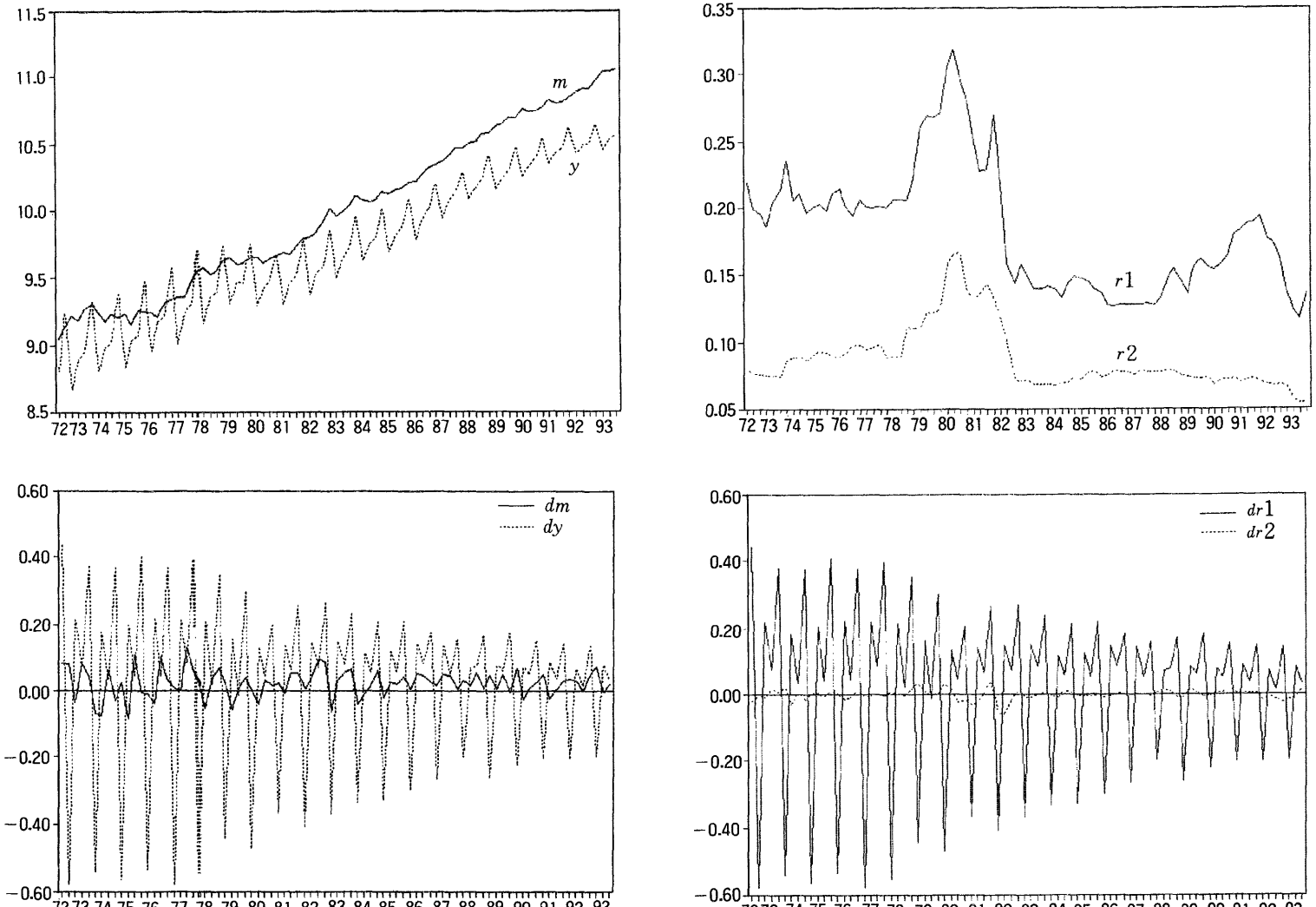
구분은 사실상 불가능하다. 본고에서는 앞서 밝힌 대로 會社債收益率을 대표변수로 사용하였다. 여기에 일차적으로 은행의 M2 平均預金金利를 모형내에 추가하여 이자부 예금의 기회비용을 반영토록 하였다. Hezel and Mehra(1989) 등의 주장대로 會社債收益率과 平均預金利子率과의 차이를 사용할 수도 있겠으나, 금융시장이 잘 발달되어 있지 않은 우리나라로서는 會社債收益率과 預金利子率이 대칭적인 영향을 미치리라고 보기 힘든 면이 있으므로 각각을 분리하여 아무런 제약 없이 추정하였다. 그러나 나중에 설명하는 바와 같이 銀行平均利子率變數는 共積分檢定에서 유의성이 없는 것으로 밝혀져 최종 분석에서는 이 변수의 공적분계수값을 0으로 제약하였다.

共積分檢定에 앞서 추정된 모형의 오차구조를 보면 다음과 같다. 〈表 4〉에 요약되어 있는 바와 같이 각 회귀식의 誤差項은 계열상관이 없는 것으로 나타나고 있다. Johansen의 最尤度推定法이 正規分布를 가정하고 있기 때문에 이같은 가정의 성립여부를 보기 위해 誤差項의 정규분포가정을 Jarque and Bera(1980)방법으로 檢定하였는데, 實質通貨, 實質GNP, 會社債收益率 回歸式의 경우에는 정규분포가정이 수용되고 있는 반면 平均利子率의 경우에는 기각되고 있다. 이 경우 正規分布로부터의 괴리는 주로 誤差分布의 꼬리부분이 두텁기 때문인 것으로 나타나고 있는데, 다행히 분포가 한쪽으로 치우쳐 있는 정도는 약해서 이로 인한 偏倚는 크지 않을 것으로 생각된다.

이제 본고의 가장 핵심적인 과제인 共積分檢定을 보기로 하자. 이를 위해서는 먼저 모형내에 선형추세가 존재하는지 여부를 살펴보아야 한다. 왜냐하면 (5)식에 의해 계산된 尤度比率統計量의 極限分布가 추세항의 존재여부에 따라 크게 달라지기 때문이다. 일례로 만일 추세치가 존재하지 않을 경우에는 (2)식의 상수항 μ는 α에 의해 전개되는 공간상에 있게 되어[13] 共積分係數의 상수항으로 흡수되고, 이때에는 Johansen and Juselius(1990)의 〈表 A3〉 또는 Osterwald-Lenum(1992)의 〈表 1*〉을 사용하

13) $\alpha_\perp$을 α와 直交하는 滿位數(full rank)의 $n\times(n-r)$ 행렬이라고 정의할 때, 즉 $\alpha_\perp'\alpha=0$라고 할 때, $\alpha_\perp'\mu=0$가 되면 추세가 사라지게 되어 共積分係數 속에 흡수되는 반면 $\alpha_\perp'\mu\neq 0$이면 추세치가 그대로 존재하게 된다.

〔圖 1〕 m, y, $r1$, $r2$의 水準 및 1次差分



〈表 5〉 共積分 檢定

	trace	trace(0.95)	λmax	λmax(0.95)
$r \leq 3$	.36	3.76	.36	3.76
$r \leq 2$	6.34	15.41	5.98	14.07
$r \leq 1$	24.74	29.68	18.40	20.97
$r = 0$	55.76	47.21	31.01	27.07

註 : 臨界値는 Osterwald-Lenum(1992)에 의함.

여 共積分檢定을 하게 된다. 그리고 만일 추세항이 존재할 때에는 Johansen and Juselius(1990)의 〈表 A1〉 또는 Osterwald Lenum(1992)의 〈表 1〉이 사용된다. 본고에서는 [圖 1]에 나타나 있는 바와 같이 *m*, *y* 등에 뚜렷한 추세치가 발견되고 있는 것에 근거하여 추세치를 허용하고 추정하였으며, 따라서 共積分檢定도 Osterwald-Lenum(1992)의 〈表 1〉을 이용하였다.[14]

추정결과 얻어진 共積分檢定 統計量과 각 통계량의 極限分布로부터 구해진 臨界値는 〈表 5〉에 정리되어 있다. 먼저 이 表에서 共積分벡터의 갯수를 trace檢定을 통해 살펴보면, $r \leq 1$이라는 가설하에서 檢定統計量은 24.74가 되고, 유의수준 5%하에서의 臨界値는 29.68이 되어 본 가설이 수용되고 있음을 보이고 있다. 바꿔 말하면 상기 변수들 사이에 2개 이상의 共積分벡터는 존재하지 않는다는 것이다. 다음으로 共積分벡터가 1개 존재하는지 하나도 존재하지 않는지를 보기 위해 $r=0$이라는 가설을 檢定해 보면 통계량 55.76이 임계치 47.21을 초과하여 共積分이 존재하지 않는다는 가설이 기각되고 있음을 알 수 있다. 즉 trace 檢定에 의하면 우리나라의 *m*, *y*, *r*1, *r*2 사이에는 1개의 共積分벡터가 존재한다.

다음으로 最大特性根檢定法을 이용하여 $r=0$이라는 귀무가설을 $r=1$이라는 대립가설에 대하여 檢定해 보면 31.01 > 27.07로서 $r=0$이라는 가설이 기각되고 $r=1$이라는 가설이 지지되고 있다. 이미 trace檢定을 통하여 共積分벡터가 2개 이상 존재하지 않는다는 것이 밝혀졌지만, 재확인을 위해 $r=1$이라는 귀무가설을 $r=2$에 대하여 檢定해 보면 18.40 < 20.97로 귀무가설을 지지하고 있어서 共積分벡터가 오직 1개 존재한다는 결론이 다시 한번 확인되고 있다.

Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)는 한국의 1970~90년 자료를 이용한 분석에서 우리나라의 M2 화폐수요에는 共積分關係가 존재하지 않는다고 결론을 맺고 있어서 위와는 대치되는 결과를 보인다. 그러나 그들의 通貨函數에는 정부에 의해 직접 규제되고 있는 요구불예금이나 저축성예금에 대한 명목금리를 사용하고 있어 자유로운

14) 共積分檢定에 있어서의 線型趨勢 처리문제에 관한 보다 상세한 설명을 위해서는 Johansen(1992)을 참조.

금리변동을 전제로 한 貨幣市場均衡을 분석하고 있다고 보기 힘든 면이 있다. 뒤에 밝혀지듯이 본고에서도 은행의 平均預金金利는 長期通貨需要에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있어서 이들의 결과는 變數選定의 특수성에 기인할 가능성이 높다. 미국이나 기타 외국의 通貨需要函數를 분석한 예에서 대부분 안정적인 總通貨需要函數가 존재한다—共積分이 존재한다는 의미에서—는 결과를 보인다는 것도 본고의 결과를 간접적이나마 지지한다고 볼 수 있을 것이다(Hafter and Jansen[1991], Miller[1991], Hoffman and Rasche[1991] 등 참조). 우리나라의 자료를 이용한 분석으로는 朴東淳(1989), 琴在昊·李仁實(1993)이 있으나 이들은 誤差修正型 通貨需要函數를 추정하면서 암묵적으로 공적분관계를 가정하고 있을 뿐 공적분관계의 존재유무 자체를 검정하고 있지는 않다.[15] 이 밖에 朴佑奎(1991)는 화폐보유의 機會費用을 가중평균 예금이자율과 인플레율간의 격차로 설정한 식에서 共積分關係를 확인하고 있다.

1개의 共積分벡터가 존재한다는 것이 판명되었으므로 이제 그 추정된 계수를 보기로 한다. 이를 위해 〈表 6〉에 추정결과 얻어진 特性根 $\hat{\lambda}$와 정규화된 特性벡터 $\hat{V}$ 그리고 送出벡터 $\hat{W}$를 정리하였다. 현 단계에서 Γ_i, Φ, μ, Λ 등은 우리의 관심사항이 아니므로 따로 정리하지 않았다. m, y, $r1$, $r2$ 사이에 존재하는 1개의 共積分벡터는 4개의 特性根 중 가장 큰 특성근 λ_1에 상응하는 특성벡터를 보면 되는데, 이는 〈表 6〉 특성벡터의 첫 세로열에 나타나 있다.

이에 의하면 通貨需要의 長期均衡關係는

$$m = \underset{(11.56)}{1.131}\, y - \underset{(10.81)}{1.492}\, r1 + \underset{(4.06)}{0.501}\, r2 \quad (0.66)$$

라는 식으로 표시될 수 있음을 시사한다. 우선 추정된 계수들의 부호가 이론적 기대에 부합한다는 사실이 주목할 만하다. 通貨需要의 所得彈性値가 1 가까이에 있을 뿐만 아니라 會社債收益率變數는 통화보유의 기회비용을 반영하여 마이너스값을 가지고 있다. 또 은행예금에 대한 自體利子率變數는 양의 부호를 지니고 있어서 保有通貨 자체에 대한 이자지급이 높아질 경우에는 통화보유량이 많아지리라는 선험적인 기대를 지지하고 있다.[16]

15) 琴在昊·李仁實(1993)은 $m=a+bt+cy$라는 형태의 長期均衡式을 가정하고 이를 추정하여 오차수정모형에 사용하고 있으나 상정된 長期式에 대한 共積分檢定은 행하지 않고 있으며, 朴東淳(1989)의 경우에는 복잡한 差分變數方程式에 y, $r1$의 수준변수가 혼재하는 형식이어서 상정된 장기균형관계가 어떠한 것인지를 식별해 내기 어렵다.

16) 이 共積分벡터를 제외한 나머지 3개의 特性벡터는 모두 일반적인 通貨需要函數에서는 발견하기 힘든 계수값과 부호들을 지니고 있다는 점도 주목할 만하다. 물론 엄밀한 의미에서 VAR模型은 縮約模型(reduced form model)이기 때문에 얻어진 共積分係數를 構造式으로 해석하는 것은 타당하지 않으며, 이를 위해서는 선험적 제약과 해석이 필요하게 된다. 그러나 이러한 이슈는 단일방정식에 의한 通貨需要函數의 추정에도 똑같이 발생하는 문제이다. Judd and Scading(1982) 참조.

〈表 6〉 4變數 VAR에서의 特性根과 特性벡터 및 送出벡터

特性根($\hat{\lambda}$)	.32135	.20547	.07204	.00454
特性벡터($\hat{V}$)				
m	1.000	1.000	1.000	1.000
y	−1.131	−2.234	−1.147	−.612
$r1$	1.492	−8.340	−3.965	2.298
$r2$	−.501	−7.407	8.588	−12.377
送出벡터($\hat{W}$)				
m	−.256	−.008	.024	−.001
y	−.098	.026	.035	−.001
$r1$	−.065	.005	−.004	.001
$r2$	−.012	.003	−.016	.000

위의 식에서 각 계수값의 아래 괄호 안에 있는 숫자는 Johansen(1991)이 제시하고 있는 방법에 따라 Wald test 통계량을 구하여 그 자승근을 표시한 것이다.[17] 각 계수값이 0이라는 제약을 가하고 구한 Wald test 통계량은 점근적으로 $\chi^2(1)$ 분포를 하는데, 여기에서는 판별을 용이하게 하기 위하여 그 자승근을 구하여 표준정규분포로 전환하였다. 따라서 괄호 안의 값들은 통상적인 t값, 보다 엄밀하게는 표준정규분포의 z값에 해당하는 것이다.[18] 이에 의하면 m, y, $r1$의 통계적 유의성은 아주 큰 반면 $r2$계수의 z값은 0.66으로 계수가 0이라는 제약을 기각하지 못하고 있다.

이 모형에서 1개의 共積分關係가 존재하지만, 이때 $r2$의 共積分係數값이 0이라는 것은 사실상 이 변수를 제외한 $\{m, y, r1\}$의 세 변수 사이에 共積分이 존재한다는 것을 의미한다. 즉 $r2$를 제외한 이들 세 변수 사이에 자체적으로 $I(0)$을 형성하는 선형결합을 이루고 나머지 $I(1)$의 $r2$에 대해서는 0의 共積分係數가 할당되는 것이다. 실제 $r2$를 제외한 나머지 변수들 사이에 유의한 共積分벡터가 존재하는지 여부를 확인하기 위해 3변수 VAR을 추정하여 보았는데,[19] 그 결과는 〈表 7〉에 요약되어 있는 바와 같이

17) $K'\beta=0$와 같은 형식의 제약을 검정한다고 할 때 Wald통계량은 다음과 같이 구해진다.

$$W=T\times \mathrm{trace}\{(K'\beta(D^{-1}-1)^{-1}\beta'K)(K'vv'K)^{-1}\}$$

이때 β는 r개의 공적분벡터, D는 r개의 특성근으로 이루어지는 대각행렬, 그리고 v는 공적분벡터를 제외하고 남은 특성벡터이다. K는 제약의 갯수를 s라고 할 때 $n\times s$의 제약행렬이다. 이 통계량은 $\chi^2(r\times s)$의 분포를 하는데, 공적분벡터가 하나일 경우 각 공적분계수에 대한 검정시 자유도는 1이 되므로 이 통계량의 자승근을 구하여 표준정규분포 z통계량으로 쉽게 전환할 수 있다.

18) 이 경우 분포가 오직 점근적으로만 성립하므로 t분포와 z분포와의 구분은 무의미하다.

19) 時差는 앞에서와 마찬가지로 5를 사용하였다.

〈表 7〉 {m, y, $r1$} 3變數 VAR의 共積分 檢定

	trace	trace(0.95)	λmax	λmax(0. 95)
$r \leq 2$	.02	3.76	.02	3.76
$r \leq 1$	14.58	15.41	14.56	14.07
$r = 0$	45.78	29.68	31.20	20.97

共積分벡터	m	y	$r1$
	1.000 (13.52)	−1.152 (16.60)	1.117 (4.54)

註 : 臨界値는 Osterwald-Lenum(1992)에 의함.
( ) 안은 각 계수의 z값임.

1개의 共積分關係가 존재한다는 것, 그리고 각각의 변수가 유의하다는 것을 보이고 있다.[20] 그리고 이같이 축약된 모형하에서도 y나 $r1$의 계수값은 거의 변하지 않는다는 점도 알 수 있다.

이하에서는 m, y, $r1$의 세 변수 사이에 유의한 共積分關係가 존재한다는 점을 감안하여 $r2$의 계수값을 0으로 제약한 모형을 기준으로 나머지 분석을 시행하기로 한다. $r2$의 계수가 0이라는 제약을 가하고 다시 추정한 관계식은 다음과 같다.

$$m = 1.128\ y - 1.281\ r1$$

20) 만일 {m, y, $r1$, $r2$} 사이에 共積分關係가 존재하고, 이중 部分集合인 {m, y, $r1$} 사이에도 共積分關係가 성립한다면, $r2$가 그 자체로 이미 $I(0)$의 定常變數(stationary variable)이든지, 아니면 그 계수값이 0이 되지 않는 한 두 關係는 서로 矛盾이 된다. 왜냐하면 $I(0)$ 변수와 $I(1)$변수의 線型結合이 $I(0)$가 될 수는 없기 때문이다.

21) 제약이 없는 경우의 送出벡터는 〈表 6〉의 첫 세로열에 주어져 있다. 〈表 6〉과 〈表 8〉을 비교해 보면 $\beta_4 = 0$라는 제약이 送出벡터에 거의 영향을 미치지 못하고 있음을 알 수 있다.

제약식하에서의 共積分벡터에 상응하는 送出벡터는(다음 章의 〈表 8〉 참조)

$$\alpha = \{-0.26,\ -0.10,\ -0.07,\ -0.02\}$$

로 주어진다.[21] 이때 α의 각 계수들은 共積分結合으로 정의되는 통화의 超過需要가 4개의 변수의 동태적인 調整過程에 입력되는 가중치를 나타내는데, 따라서 이 계수들은 각 변수가 위에서 추정된 長期均衡關係에 얼마나 빨리 접근해 나가는지를 보여주는 調整速度로서의 의미를 갖는다고 할 수 있다. 즉 첫 방정식인 實質通貨需要의 변화율은 평균적으로 0.26의 조정속도를 지니며 나머지 세 방정식의 경우에는 조정계수가 상대적으로 낮게 나타나고 있어서, 통화의 초과수요가 존재할 경우 그 대부분이 實質所得이나 利子率의 변화를 통해서보다는 실질통화 자체의 변화를 통하여 흡수되고 있음을 보여주고 있다. 우리는 조정계수의 일부가 0이라고 하는 假說을 다음 章에서 정식으로 檢定할 것이다.

V. 共積分 및 送出係數에 대한 檢定

앞서 말한 바와 같이 Johansen의 最尤度推定方法을 이용하면 共積分벡터의 個數를 檢定하고 그 共積分벡터를 추정해 낼 수 있을 뿐만 아니라 추정된 共積分係數나 送出벡터값에 대한 통계학적 檢定을 실시하는 것도 가능하다.[22] 이하에서는 몇가지 이론적으로 의미있는 변수들의 크기에 관한 假說檢定을 실시하도록 한다. 檢定을 위한 귀무가설과 통계량 임계치, 그리고 각각의 제약하에서 얻어지는 共積分벡터와 送出벡터는 〈表 8〉에 일괄하여 정리하였다.[23]

먼저 通貨需要函數에서 소득탄성치가 1이라는 가정에 대하여 살펴보기로 한다. 通貨需要의 소득탄성치가 1인가, 1보다 큰가의 여부는 통화의 流通速度가 추세적으로 점락하고 있는지 여부를 말해주는 것이기 때문에 정책적으로 중요한 의미를 지닌다. 그리고 만일 소득탄성치가 1이라면 通貨需要函數는 그 자체가 유통속도함수가 된다. 현재의 모형하에서 通貨需要가 實質所得에 대하여 단위탄력성을 갖는다는 가설은 共積分벡터의 각 요소를 $\beta_i(i=1,\ldots,3)$라고 할 때에 $\beta_1=-\beta_2$라는 제약으로 바꾸어 쓸 수 있다. 이같은 제약을 가하고 추정한 추정계수와 통계량이 〈表 8〉의 두번째 열에 요약되어 있다. 첫번째 열은 $\beta_4=0$라는 앞에서의 제약 외에 다른 아무런 제약을 가하지 않았을 때의 추정계수와 통계량으로서 이하 모든 假說檢定은 이 식을 기준으로 해서 실시하였다.[24] 〈表 8〉에 나타나 있는 바와 같이 $\beta_1=-\beta_2$라는 제약을 가했을 경우의 尤度比率값은 5.20인데, 이를 自由度 $r\times s=1\times1=1$에서의 χ^2분포 임계치 3.84(유의수준 5%)보다 크므로 기각된다. 즉 우리나라의 경우 총통화의 소득탄력성은 1보다 크며, 따라서 流通速度는 통화보유의 기회비용에 의해서뿐만 아니라 所得水準 자체에 의해서도 영향을 받는다. 이는 우리나라의 경우 通貨가 아직 優良財(superior goods)적인 성격을 띠고 있다는 것을 의미하는 것이고, 정책적으로는 연간 總通貨增加率의 目標設定時 GNP成長率 외에 추세적인 通貨流通速度의 下落分을 감안해 주어야 한다는 것을 의미하는 것이다. 미국의 경우 長期流通速度는 대체로 U字와 같은 모양을 띠고 변해 왔으며, 그 최저점은 1950년대 중반인 것으로 나타나고 있고, 미국 외의

22) 이중 共積分벡터의 유의성에 관한 검정은 이미 앞에서 살펴보았다.

23) 이미 $\beta_4=0$라는 제약을 가한 바 있으므로 〈表 8〉에서 β_4는 제외하였다.

24) 假說檢定이 반드시 제2열의 무제약식을 기준으로 행해져야 하는 것은 아니며, 분석자가 가장 기본이 되는 식을 어느 식으로 잡느냐에 따라 달라질 수 있다. 이를테면 본 모형에서 제3열의 가설은 수용되고 있는데, 이미 수용된 이 가설을 기준으로 해서 제4, 제5열의 제약을 검정할 수도 있다. 이 경우 검정통계량은 해당 열의 尤度값 $-T\log\sum(1-\lambda_i)$에서 제3열의 尤度값을 차감한 값이 되고 自由度는 1이 차감된다.

〈表 8〉 共積分係數 및 送出係數에 대한 假說檢定

假 說	無制約	$\beta_1=-\beta_2$	$\alpha_4=0$	$\alpha_3=\alpha_4=0$	$\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$
統計量[1]		5.20 (2.25)	1.18 (27.68)	4.98 (8.29)	5.00 (17.19)
$T\ln\sum(1-\lambda_i)$	30.69	25.48	29.50	25.70	25.69
共積分벡터					
β_1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
β_2	−1.13	−1.00	−1.14	−1.17	−1.17
β_3	1.28	2.78	1.15	0.74	0.78
送出벡터					
α_1	−0.26	−0.11	−0.28	−0.27	−0.27
α_2	−0.10	−0.14	0.09	0.01	0.00
α_3	−0.07	−0.05	0.06	0.00	0.00
α_4	−0.02	−0.02	0.00	0.00	0.00

註 : 1) ( ) 안은 χ^2분포의 p-value임.

여타 선진국에서도 이와 비슷한 현상이 발견되고 있다(Bordo and Jonung, 1981, 1990). 즉 이들 선진국에서는 경제의 貨幣化(monetization) 진전에 따라 貨幣流通速度가 점락하다가 어느 시점 이후부터는 貨幣節約的인 제도와 관행이 진전되면서 流通速度가 다시 상승하는 樣相을 보이고 있다는 것이다. 이와 비교하여 볼 때 위의 결과는, 우리나라의 경우 아직 貨幣化가 진행중인 상태에 있다는 것을 의미하는 것으로 볼 수 있을 것 같다.[25]

다음으로는 送出벡터 중 α_2, α_3, α_4값이 α_1에 비해 현저히 작다는 점에 착안하여 이들 값이 실제 0이라는 假說을 檢定하였는데, 그 결과는 〈表 8〉의 제 4, 5, 6열에 요약되어 있다. 먼저 $\alpha_4=0$는 제약을 가한 경우에는 통계량이 1.18, p-value 27.68로 넉넉히 수용됨을 알 수 있다. 이 假說은 은행의 平均預金利子率이 共積分벡터에 포함되지 않을 뿐만 아니라 그 자체가 通貨의 초과수요나 초과공급 등 通貨市場의 不均衡에 의해 영향을 받지 않는다는 것을 의미하는 것으로서 우리나라의 預金利子率이 그동안 줄곧 규제되어 왔다는 점을 고려할 때 위와 같은 결과는 당연한 것으로 여겨진다. 여기에 $\alpha_3=0$이라는 제약을 추가하여 $\alpha_3=\alpha_4=0$으로 놓고 추정한 결과는 5번째 열에 정리되어 있다. 제약식하에서의 통계량은 4.98, 그리고 $1\times2=2$ 自由度하에서의 임계치는 5.99로서 5% 유의수준하에서 수용되고 있다.

25) 그러나 朴佑奎(1991)는 기회비용변수를 (평균이자율−인플레율)로 설정할 때 通貨需要의 所得彈性値가 1에 가깝다는 결과를 보이고 있어서 소득탄성치가 기회비용변수에 따라 다르게 나타날 가능성이 있음을 시사하고 있다.

p-value는 8.29이다. 이같은 제약을 가하고 추정할 경우 α_2도 매우 작은 값을 갖게 되는데, 제6열에는 이를 근거로 α_1을 제외한 모든 α값이 0이라는 제약을 가하였다. 예상했던 대로 이 가설하에서의 통계량(5.00)은 거의 변하지 않고 있으며, 따라서 $\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$이라는 가설은 자유도 3에서 넉넉히 수용되고 있다.[26] 이때의 共積分벡터 β와 α는 아래와 같이 주어진다.

$$\{\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4\}=\{1.00, -1.17, 0.78, 0.00\}$$
$$\alpha_1=0.27$$

$\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$이라는 가설이 수용된다는 것은 共積分벡터 β와 送出벡터 α를 추정하기 위하여 4변수의 VAR 대신 實質通貨需要를 나타내는 아래와 같은 단일방정식을 이용할 수 있다는 것을 의미하는 것으로서 특별한 중요성을 지닌다. 즉 m_t를 아래와 같은 식

$$m_t=\sum_{i=1}^{5}a_i m_{t-i}+\sum_{i=0}^{5}b_i y_{t-i}+\sum_{i=0}^{5}c_i r1_{t-i}+\sum_{i=0}^{5}d_i r2_{t-i}+eD_t+f+v_t$$

에 의해 OLS방법으로 추정하고[27] 그 長期解를 구해보면

$$\sum a_i=0.728,\ \sum b_i=0.318,$$
$$\sum c_i=-0.213,$$

이 되어 m_t를 기준으로 정규화할 경우 정확하게

$$m_t=1.17y_t-0.78\ r1_t$$

라는 共積分解가 회복됨을 알 수 있다. 이때 送出벡터 α_1은 $1-\sum a_i=0.27$이 된다.

Ⅵ. 要約 및 結論

지금까지 얻어진 결과를 요약해 보면 다음과 같다. 우선 우리나라의 경우 實質總通貨需要와 實質所得, 그리고 會社債收益率간에는 1개의 유의한 共積分關係가 성립하는 것으로 판명되었다. 이같은 결과는 많은 외국의 분석결과들과 일치하는 것으로서 通貨政策의 수행에 있어서 한국의 경우에도 總通貨가 유용한 정책수단이 될 수 있음을 시사하는 것이다. 특히 우리나라의 경우 總流動性 중 M2의 비중이 標本期間중 꾸준히 하락해 왔음에도 불구하고, 이같은 공적분관계가 성립하고 있어서 總通貨增加率의 적정관리가 추후 인플레의 수속을 위해서 여전히 긴요함을 말해 주고 있는 것으로 여겨진다.

通貨需要의 所得彈性値가 1이라는 가설은 기각되었다. 이는 그동안 우리나라의 通貨流通速度가 추세적으로 하락해 왔다는 사

26) 원래 α_2와 α_4값의 부호가 마이너스였다는 점을 감안할 때 실제 이들 값이 0이라는 가설을 수용하고 있다는 사실은 중요한 의미를 지닌다. 왜냐하면 이들 계수값들이 마이너스값을 가진 채 有意하다고 하면 실제 誤差修正이 불안정한 방향으로 이루어짐을 의미하기 때문이다.

27) 이미 共積分分析에서 $r2$의 계수가 0이라는 제약을 가하였으므로 여기에서도 $\sum d_i=0.0$이라는 제약을 가하고 추정하였다.

실과 일치하는 것인데, 연간 통화증가율목표 선정시 經濟成長率이나 豫想인플레율 외에 流通速度의 추세적인 하락분을 감안해 주어야 한다는 것을 의미한다.

長期 通貨需要函數에 利子率變數로 은행의 平均預金金利를 추가한 경우 부호는 선험적인 기대에 부합되었으나 통계적 유의성은 없었다. 銀行預金金利가 정부에 의해 규제되고 있는 상황하에서 이같은 결론은 당연한 것이라고 하겠는데, 추후 金利自律化 조치가 진전되면서 은행이자율의 자율조정 기능이 활성화되면 다른 결과를 보일 수도 있을 것이다. 또 통화시장의 長期的 均衡關係로부터의 이탈은 주로 實質通貨需要의 조정을 통하여 이루어지는 것으로 나타났으며, 實質所得이나 利子率變數들은 이같은 불균형에 의해 그다지 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 이는 또한 通貨需要函數를 추정할 때 實質所得과 利子率變數를 포함하는 단일방정식 추정방법이 유용할 수 있음을 보이는 것이기도 하다.

마지막으로, 앞에서 추정된 長期 通貨需要函數를 기초로 향후 適正通貨增加率을 추산해 보면 「新경제」 5개년계획이 상정하고 있는 평균 7%대의 實質成長과 3%대의 인플레율 組合을 이루기 위해서는 연간 총통화증가율이 11% 내외—소득탄성치 최소 1.13, 최대 1.17을 적용할 경우 총통화증가율은 10.9~11.2%—에 있어야 함을 보이고 있다. 즉 최근 15~18%대에 유지되고 있는 總通貨增加率이 향후 이보다 훨씬 낮은 수준으로 하향조정되어야 함을 보이고 있는 것이다. 물론 장기균형관계에 이르기까지의 과도기에는 名目利子率이 점진적으로 하락하게 될 것이므로 이같은 이자율하락에 따른 通貨需要의 증가분을 감안해야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

琴在昊・李仁實, 「貨幣需要函數의 構造와 安定性」, 『金融硏究』, 제7권 제1호, 韓國金融硏究院, 1993. 12.

朴東淳, 「우리나라 通貨需要函數의 推定과 分析」, 『金融經濟硏究』, 제2권 제2호, 韓國金融硏究院, 1989. 8.

朴佑奎, 「總通貨規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立」, 『韓國開發硏究』, 제9권 제4호, 韓國開發硏究院, 1987.

_____, 「현행 中心通貨指標(M2) 및 그 運用方法의 變更必要性」, 『KDI 分期別經濟展望』, 제7권 제3호, 韓國開發硏究院, 1988.

_____, 「인플레와 M2 流通速度」, 『韓國開

發硏究』, 제13권 제2호, 韓國開發硏究院, 1991.

徐秉翰, 「通貨政策의 中間目標變數 選擇」, 『金融經濟硏究』, 제52호, 韓國銀行 金融經濟硏究所, 1993. 2.

李仁杓, 「適正通貨指標의 選定: 共積分接近에 의한 分析」, 韓國租稅硏究院 政策硏究資料 No. 9402, 1994. 4.

全聖寅, 「通貨, 物價, 名目賃金의 長短期 動學에 관한 硏究」, 『韓國開發硏究』, 제14권 제1호, 韓國開發硏究院, 1992.

Bahmani-Oskooee, M. and H. J. Rhee, "Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, Vol. 8, No. 2, Summer 1994.

Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry, and G. W. Smith, "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 1986, pp.253~277.

Bordo, M. D. and L. Jonung, "The Long-run Behavior of the Income Velocity of Money: A Cross Country Comparison of Five Advanced Countries, 1870-1975," *Economic Inquiry*, 19, 1981, pp.96~116.

_____, "The Long-Run Behavior of Velocity: The Institutional Approach Revisited," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 12, No. 2, Summer 1990, pp.165~197.

Cheung, Yin-Wong and K. S. Lai, "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, 1993, pp.313~328.

Choi, In, "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," mimeo, Korea Development Institute and the Ohio State University, Aug. 1991.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp.427~431.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp.251~276.

Engle, R. F. and B. S. Yoo, "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results," in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relation-*

ships, Oxford University Press, 1991.

Hafter, R. W. and Dennis W. Jansen, "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests," *Journal of Money, Credit, and Banking*, May 1991, pp.155~168.

Hezel, R. H. and Y. P. Mehra, "The Behavior of Money Demand in the 1980s," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 21, 1989, pp.455~463.

Hoffman, D. L. and R. H. Rasche, Long-run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States," *The Review of Economics and Statistics*, 1991, pp.665~674.

Jarque, C. M. and A. K. Bera, "Efficient Tests for a Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*, Vol. 6, 1980, pp. 255~259.

Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectores," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231~254.

———, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 1551~1580.

———, "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, pp.383~398.

——— and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp. 169~210.

Judd, J. and J. Scading, "The Search for a Stable Money Demand Function," *Jouranal of Economic Literature*, 20, 1982, pp.993~1023.

Miller, Stephen M., "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error Correction Modeling," *Journal of Money, Credit, and Banking*, May 1991, pp.139~154.

Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, pp.461~472.

Phillips, P. C. B., "Optimal Inference in Cointegrated Systems," *Econometrica*, 59, 1991, pp. 283~306.

_____ and B. E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, 57, 1990, pp.99~125.

Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrica*, Vol. 75, 1988, pp.335~346.

Rasche, R. H., "M1-Velocity and Money Demand Functions: Do Stable Relationships Exist?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 27, 1987, pp.9~88.

Said, S. E. and D. A. Dickey, "Testing for Unit Roots in ARMA Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol. 71, 1984, pp.599~607.

Saikkonen, P., "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrated Regressions," *Econometric Theory*, 7, 1991, pp.1~21.

_____, "Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation, *Econometric Theory*, 8, 1992, pp.1~27.

Schwert, G. W., "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, 1987, pp.73~103.

Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp.1~48.

Stock, J. H., "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors," *Econometrica*, 5, 1987, pp.1035~1056.

_____ and M. W. Watson, "Testing for Common Trends," *Journal of American Statistical Assocition*, Vol. 83, 1988, pp.1097~1107.

株式市場 開放의 원貨切上效果

金 俊 經

本 硏究는 國內 證市開放이 원貨換率에 미친 影響에 대하여 理論的인 模型 提示와 함께 實證分析을 시도하였다. 時間變動係數模型을 이용한 換率方程式 추정결과에 의하면 1980년대 말 이후부터 證市를 통한 해외자금 유출입에 직접적인 영향을 주는 國內外 株式收益率 隔差의 換率切上效果가 지속적으로 增加한 것으로 나타났다. 반면 80년대에 걸쳐 주된 환율결정요인이었던 經常收支는 90년대 들어 환율변동에 미친 영향력이 현저하게 弱化된 것으로 나타났다. 이는 外換 및 資本規制政策의 변화 등 構造變化에 기인된 현상으로 판단되며, 90년대에 들어서면서 換率이 경상수지보다는 경상수지와 자본수지를 더한 綜合收支에 더 큰 影響을 받고 있음을 의미한다.

위의 분석결과는 증시의 추가개방 등 자본자유화가 확대될 경우 원貨切上壓力이 가중되고 이에 따른 輸出競爭力 弱化로 綜合收支는 黑字를 기록하면서 經常收支 赤字가 크게 늘어날 가능성이 있음을 시사한다. 따라서 輸出競爭力을 유지하기 위해서는 實質實效換率 기준으로 원화환율이 안정될 수 있도록 安定的인 財政·通貨運用으로 대응해야 할 것이다.

I. 序

최근 政府는 대내외적으로 공표한 단계적 資本自由化計劃을 예정대로 추진하고 1996년 OECD 加入을 위해서 1994년 12월부터 外國人 株式投資限度(종목별)를 현행 10%에서 12%로 上向調整하고, 1995년중에 추가 확대(15%)를 계획하고 있다.

주지하는 바와 같이 증시개방은 企業의 자금조달기회 확대에 따른 資本費用의 저하, 그리고 증시의 需要基盤 확충 및 競爭促進에 의한 자원배분의 효율성 제고 등 긍정적 효과를 가져온다. 그러나 우리나라와 같이 投資收益率이 상대적으로 높은 수준에

筆者 : 本院 硏究委員

* 本院의 金俊逸, 白雄基, 崔範樹 博士, 淑明女大의 李永燮 敎授의 논평은 草稿의 여러가지 미진한 부분을 개선하는 데 큰 도움이 되었다. 특히 實證分析過程에서 많은 도움을 주고 時間變動係數推定 프로그램도 제공해 준 金俊逸 박사께 깊이 감사드린다. 統計整理 및 編輯過程에서 수고해 준 金承中, 金允洙, 成明基 등 거시경제팀 硏究員들과 徐京姬 硏究助員께도 감사드린다.

서 유지되고 있는 경제에서 증시개방이 확대되면 자본유입 증대로 인해 換率이 지속적인 切上壓力을 받을 것으로 보인다. 또한 中央銀行이 환율절상을 억제하기 위해 外換市場에 介入할 경우에는 해외부문에서의 通貨增發을 초래하여 物價上昇이 야기될 수 있으며, 아울러 미래의 원貨切上에 대한 期待를 유발함으로써 換差益을 노리는 短期性資本流入壓力을 가중시키는 요인으로 작용할 수 있다. 특히 최근 들어 景氣回復에 따른 수요압력 증가 등 物價와 賃金의 不安要因이 상존하고 폭등세를 보여 온 엔貨價値도 금년말을 전후하여 弱勢反轉이 예상되기 때문에 證市의 追加開放으로 원貨가 지나치게 切上될 경우 輸出競爭力이 弱化됨으로써 經常收支가 크게 惡化될 가능성이 높다.

실제로 증시개방 이전에는 資本去來가 주로 貿易不均衡을 보전하는 단순한 형태로 이루어지고 그때그때의 經常收支 동향에 따라 去來規模가 規制되었기 때문에 자본수지 자체가 원貨換率에 미친 영향은 크지 않았던 것으로 나타난다. 그러나 개방 이후에는 國內外 投資收益率의 隔差로 인한 신속한 자본이동이 가능해짐으로써 환율이 경상수지뿐만 아니라 資本收支를 포함하는 綜合收支의 변동에 의해 영향받게 되어 종전의 經常收支 均衡을 目標로 하는 환율정책의 유효성이 점차 상실되고 있는 것으로 보인다.

따라서 이러한 관점에서 증시개방이 그동안의 원貨換率變動에 어느 정도 影響을 주었는가를 測定해 보는 것은 향후 資本自由化 政策과 이에 대응하는 巨視政策運用方向設定에 도움을 줄 수 있다는 점에서 意義있는 일이라 하겠다.

本 論文의 구성은 이하와 같다. Ⅱ章에서는 증시가 간접적으로 개방된 80년대 초부터 현재까지의 外國人 株式投資의 동향과 원貨換率變動의 特徵(stylized facts)을 살펴본다. Ⅲ章에서는 증시개방하의 換率決定에 대한 理論的 模型을 제시한다. 본 모형은 債券市場이 未開放된 우리나라의 현실을 고려하여 기존의 연구와는 달리 資本流出入에 영향을 미치는 변수를 國內外 금리격차 대신 豫想株式收益率 隔差를 사용하여 換率方程式을 설정하였다. Ⅳ章에서는 최근 10년간 月別資料를 이용하여 이론적 모형에서 도출된 換率方程式을 推定하고 證市開放이 원貨換率에 어떠한 영향을 주었는가를 분석한다. 특히 資本·外換去來의 規制緩和 등 外生的 政策變化의 충격으로 인해 기업 및 소비자 등 經濟主體의 意思決定行爲가 변함으로써 母數 자체가 動態的으로 變化(Lucas[1976])해 왔을 것으로 보고, 이를 포착하기 위하여 時間變動係數(time-varying parameter) 推定을 시도한다. Ⅴ章에서는 최근 國內企業의 輸出競爭力 實態를 主要競爭國과 비교해 보고 향후 展開方向을 살펴본다. 끝으로 Ⅵ章에서는 수출경쟁력 실태분석 및 Ⅳ章의 추정결과를 토대로 증시의 추가개방을 포함하는 資本自由化의 확대에 따른 政策對應方向을 제시한다.

Ⅱ. 外國人 株式投資의 現況 및 換率變動의 特徵

우리나라의 株式市場은 1980년대초 間接開放이 허용된 이후 개방폭이 점진적으로 확대되어 오다가, 92년부터는 제한적이나마 국내주식에 대한 外國人의 直接投資가 가능하게 되었다. 巨視政策運用面에서 증시의 간접개방과 직접개방간의 差異는 간접투자의 경우 經常收支의 推移와 國內 證市與件에 따라 자금유출입에 대한 政策當局의 事前的·裁量的 統制가 가능한 반면, 직접투자의 경우에는 이러한 통제력이 미치지 못하여 보다 대규모의 자금이 자유로이 이동하게 됨으로써 주식시장은 물론 外換 및 通貨·金融市場이 직접적으로 외국인투자에 따른 충격을 받게 되어 국내 거시정책운용의 獨立性이 制約된다는 점을 들 수 있다.

外國人의 間接株式投資는 1981년 11월 국내 投資信託會社가 外國人專用 受益證券을 발매함으로써 개시되었다. 그후 한국의 유가증권에 대한 투자업무를 전담하는 外國人 投資專用펀드(Korea Fund : 1984년, Korea Europe Fund : 1987년, Korea Asia Fund : 1990년)가 설립되어 해외증권거래소에 상장되고, 90년에는 국내 투신사가 內外國人에게 수익증권을 발매하여 조성된 자금을 國內·海外株式에 혼합투자하는 混合型펀드(matching fund)가 설립되는 등 간접투자의 형태가 다양화되었다. 또한 1985년부터는 轉換社債(CB)의 형태로 국내기업의 증권이 해외에서 발행된 이후 新株引受權附社債(BW, 1989년), 株式預託證書(DR, 1990년) 등 株式連繫型 海外證券 發行을 통한 간접주식투자도 확대되었다.[1)]

外國人의 국내주식에 대한 直接投資는 1992년 1월 이후부터 上場株式에 한정하여 개방되었는데, 국내기업의 經營權 保護, 外換市場의 安定 및 通貨管理 등을 위해 발행주식총수의 일정한도(種目當 : 10%, 1人當 : 3%) 이내로 허용되었다. 포항제철, 한국전력 등 公益目的企業이나 해운, 항공, 통신금융업 등 산업정책상 保護가 필요한 업종의 경우에는 종목당 8%로 제한되었으며, 국내 投信社가 운용하는 外國人專用 受益證券은 한도에서 제외하였다. 92년 7월 이후에는 外國人 合作法人이나 海外證券 發行企業 등에 한해 투자한도 초과가 예외적으로 인정되었다.

1981~91년 기간중 外國人 證券投資資金 유입규모는 약 54億달러에 그쳤으나, 直接投資가 허용된 이후에는 급격히 증가하여 92년 1/4분기~94년 2/4분기 기간중 총 203億달러가 유입되었다. 92년 이후 외국인 직접투자 유입규모는 총 140億달러로서 이

1) 94년 9월 현재 外國人專用 受益證券 설정누계는 15億 7,100萬달러이며, 外國人 投資專用펀드의 資本金規模는 5億 7,500萬달러(Korea Fund: 2億 6,500萬달러, Korea Europe Fund: 1億 6,000萬달러, Korea Asia Fund: 1億 5,000萬달러), 海外證券의 總發行規模는 49億 5,200萬달러(총 92건)에 이르고 있다.

가운데 51億달러가 유출(해외송금)되어 純流入額이 89億달러(유출비중 : 36%)에 달하였는데, 특히 93년의 純流入額은 57億달러로서 92년(21億달러)에 비해 2.8배 增加하였다. 그러나 금년 들어서는 優良種目에 대한 限度消盡,[2] 정부의 증시규제 등의 영향으로 주식자금유입세가 鈍化되고, 北韓核問題에 따른 투자심리의 위축 등으로 流出額이 크게 늘어 上半期中 순유입액은 11億달러에 그쳤다.[3]

한편 주식자금의 유출입규모를 國家別로 보면 美國과 英國이 주요투자국으로 나타나는데, 1992년 1월~94년 8월 기간중 순유입된 자금 중 미국 자금이 30.4%(28.1億달러), 영국 자금이 26.6%(24.5億달러)를 점하고 있다. 반면에 세계 최대의 자금동원력을 지닌 日本은 우리나라와 租稅協約이 체결되어 있지 않아 資本利得稅가 부과되고 送金節次도 까다로운 관계로 순유입액이 -0.1億달러로서 유입액보다 유출액이 더 많은 것으로 나타난다.

[圖 1]은 1981년 이후 현재까지 前年同月對比 원貨換率(月平均)變化率과 綜合收支, 經常收支, 資本收支간의 관계를 보여주고 있다. 資本 및 外換去來의 規制가 없는 경우 換率은 경상수지와 자본수지를 더한 綜合收支에 의해 영향을 받게 되는데, 90년대 이전까지 원貨換率은 종합수지보다는 經常收支와 더 밀접하게 움직인 것으로 나타난다(圖 1-1, 圖 1-2 참조). 이는 당시의 換率制度가 輸出競爭力(즉 특정수준의 目標經常收支)을 유지하기 위한 정책수단으로 운용됨에 따라 外換市場의 需給이 환율에 제대로 반영되지 못하였기 때문이다.[4] 뿐만 아니라 資本去來도 90년대 이전에는 經常收支의 동향에 따라 통제되었고, 무역불균형을 보전하기 위한 용도 등을 제외하고는 대부분 資金使用用途의 制限과 외국환은행에 대한 外貨포지션管理 등 정책당국의 엄격한 규제하에 있었기 때문에 資本收支가 직접적으로 換率變動에 미친 영향이 크지 않은 것으로 나타난다(圖 1-3 참조). 예컨대, 국내 주식시장은 이미 80년대 초에 간접개방되었으나, 90년대 이전까지는 外國人證券投資와 經常收支의 變化規模가 서로 反對方向으로 움직인 것으로 나타나 자본거래 자체가 경상수지의 추이에 따라 總量的으로 規制되었음을 알 수 있다(圖 2 참조).

그러나 90년대 들어서는 外換集中制 緩

---

2) 94년 8월말 현재 전체 759개 종목 가운데 한도도달·초과종목이 207개, 9% 이상 한도 접근종목은 139개로 실질적으로 限度消盡種目이 346개에 이르고 있는데, 한도소진종목의 상당수가 외국인들간에 場外에서 높은 프리미엄으로 거래되고 있는 것으로 알려지고 있다.

3) 특히 3월과 4월에는 증시개방 이후 月中으로는 처음으로 대외송금액이 유입액을 超過하여 각각 1.4億달러(유출비중 : 131%) 및 0.8億달러(유출비중 : 127%)의 純流出을 기록하였다.

4) 80년대의 환율제도는 SDR바스켓 및 獨自바스켓으로 구성되는 複數通貨換率바스켓制下에서 운용되었는데, 실제로는 위의 바스켓 외에 정책당국의 裁量에 의해 調整할 수 있는 項目이 追加되어 있어 일종의 管理換率制(managed floating system)의 성격을 띠었다.

〈表 1〉 外國人 證券投資 및 國際收支 推移

(단위 : 億달러)

	1981~85	1986~90	1991	1992	1993	1994		92.1/4~94.2/4
	累計	累計	年間	年間	年間	1/4	2/4	
外國人證券投資	15.8	6.5	31.5	57.6	110.2	15.4	19.3	202.5
(外國人 株式投資)	−	−	−	20.7	57.0	9.4	1.9	89.0
(流入 : A)	−	−	−	27.4	76.4	21.2	15.2	140.2
(流出 : B)	−	−	−	6.6	19.4	11.8	13.3	51.1
(流出比重 : B/A(%))	−	−	−	4	25	56	88	36
長期資本收支	85.1	−133.7	41.9	72.3	89.0	17.2	10.5	189.0
經常收支	−111.6	315.1	−87.3	−45.0	3.8	−21.5	−5.6	−68.6
綜合收支	−76.0	212.6	−37.4	49.0	65.4	6.2	1.3	121.9

資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』, 各號.
證券監督院, 『證券調査月報』, 各號.

〈表 2〉 國家別 直接株式投資資金 流出入 規模(92. 1~94. 8 期間中)

(단위 : 億달러, %)

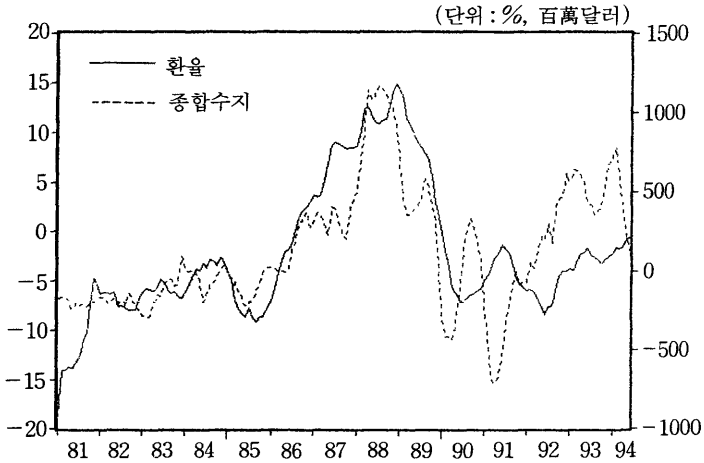
	流 入	流 出	純 流 入
美 國	43.8 (29.3)	15.7 (27.5)	28.1(30.4)
英 國	45.9 (30.7)	21.4 (37.4)	24.5(26.6)
뉴질랜드	8.6 (5.8)	4.4 (7.8)	4.2(4.5)
日 本	0.3 (0.2)	0.4 (0.7)	−0.1(−0.1)
其 他	50.9 (34.0)	15.2 (26.6)	35.6(38.6)
計	149.4(100.0)	57.2(100.0)	92.3(100.0)

資料 : 證券監督院, 『證券調査月報』, 各號.

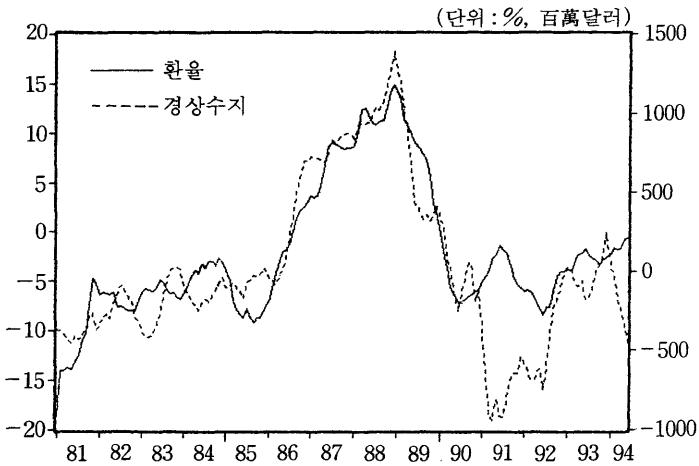
和, 市場平均換率制度[5] 도입 등 외환거래 및 가격에 대한 규제가 완화되고, 92년부터는 증시의 직접개방 등으로 인해 자본거래가 경상수지의 변동과 무관하게 이루어져 자본거래의 총량규제의 유효성이 점차 상실됨으로써 換率變動이 경상수지보다는 綜合收支에 의해 더 영향받고 있는 것으로 보인다. 특히 92년 증시 직접개방 이후에는 자금유출입에 대한 정책당국의 통제력이 미치지 못하는 外國人 直接株式投資資金이 환율(절상)에 강한 影響을 주고 있는 것으로 나

5) 시장평균환율제도란 전날의 銀行間에 이루어진 거래량을 가중치로 삼아 평균한 환율을 다음 영업일의 基準換率로 설정하고 市場換率이 기준환율로부터 상하 일정한 폭 이내에서 이루어지도록 외환거래를 규제하는 제도이다. 동 제도의 도입당시의 일일환율변동폭은 기준환율의 ±0.4%였으나, 91년 9월(±0.6%), 92년 7월(±0.8%), 93년 10월(±1%) 세차례에 걸쳐 확대되어 현재까지 운용되고 있다.

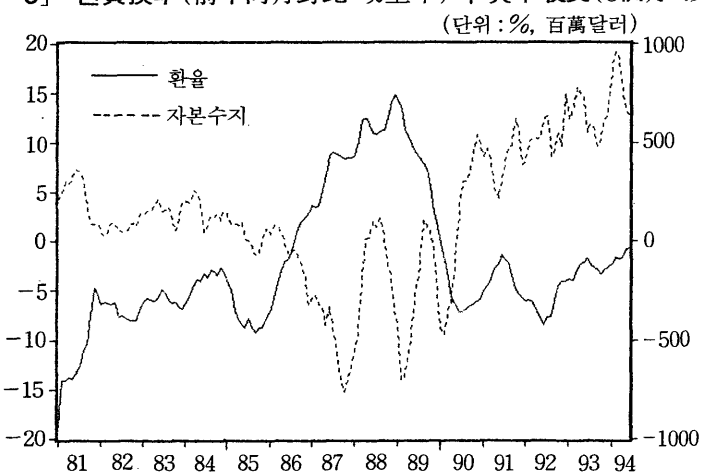
[圖 1-1] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 綜合收支(6個月 移動平均)



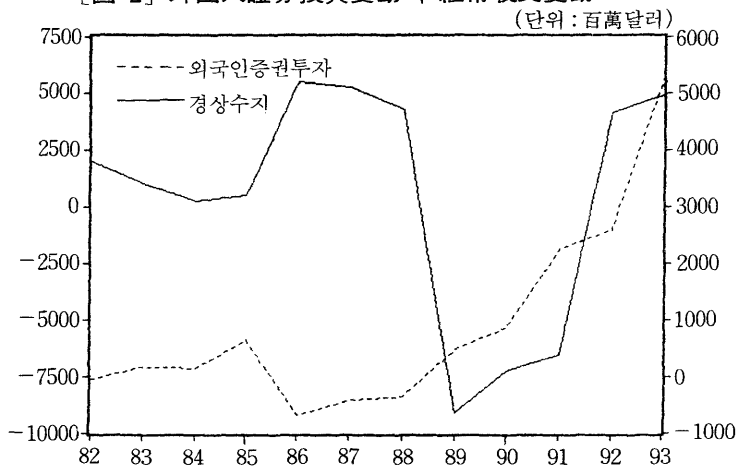
[圖 1-2] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 經常收支(6個月 移動平均)



[圖 1-3] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 資本收支(6個月 移動平均)

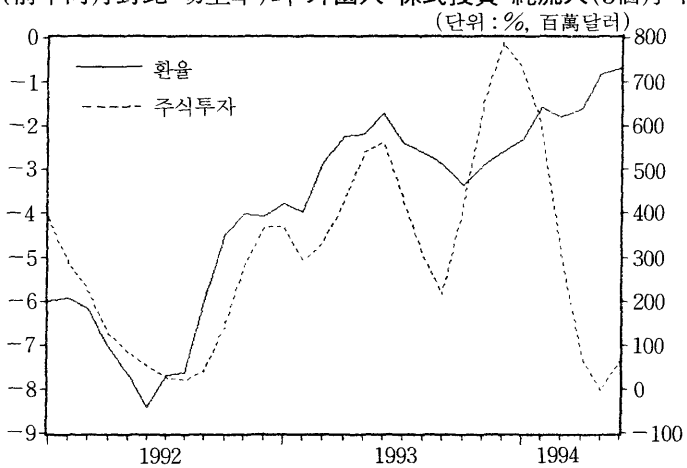


[圖 2] 外國人證券投資變動과 經常收支變動

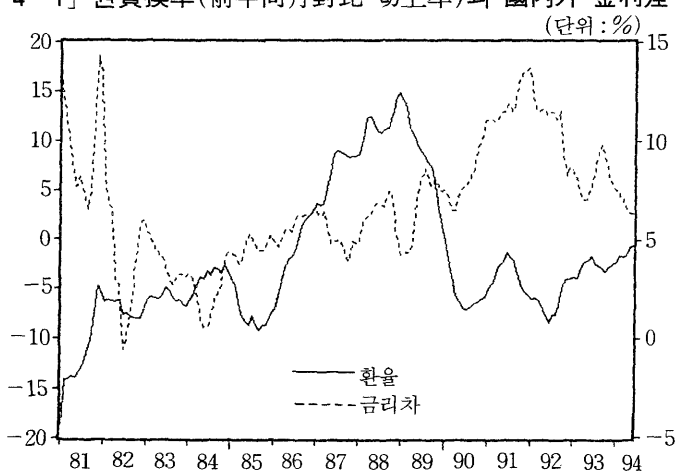


註 : 前年對比 經常收支 增加額, 前年對比 外國人證券投資 增加額.

[圖 3] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 外國人 株式投資 純流入(3個月 移動平均)

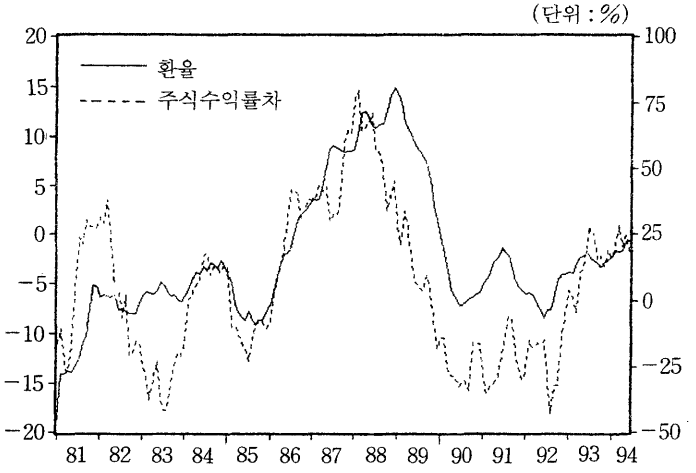


[圖 4−1] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 國內外 金利差



註 : 國內外 金利差 = 3년만기 國內會社債 收益率 − 3년만기 美國政府債 收益率.

[圖 4-2] 원貨換率(前年同月對比 切上率)과 國內外 株式收益率 隔差



註 : 國內外 株式收益率 隔差=國內 株價上昇率(전년동월대비)
−美國 NYSE 綜合株價指數 上昇率(전년동월대비)

타난다(圖 3 참조).

한편 [圖 4]는 80년대 이후 현재까지 원貨換率變動이 國內外 金利差보다는 國內外 株式收益率 隔差에 의해 잘 설명되고 있음을 보여주고 있다. 이러한 상관관계는 우리나라의 경우, 株式市場이 80년대 초부터 부분적으로 開放되어 온 반면, 債券市場은 未開放되어 있기 때문에 海外資本의 流出入이 주식수익률의 격차에 의해 보다 직접적인 영향을 받음으로써 환율이 변동하고 있음을 의미한다고 할 수 있다. 그러나 株價에 景氣變動이 반영되는 점을 고려할 때 國內外 成長率變動이 通貨需要에 영향을 줌으로써 환율이 변화한다는 通貨論的 接近方式(monetary approach)에 의한 해석도 가능하다.

Ⅲ. 株式市場 開放下의 換率決定模型

本稿에서는 債券市場이 開放되지 않은 우리나라의 현실을 감안하여 資本流出入이 투자자들의 國內外 株式의 選擇을 통해서 이루어진다고 가정하고, 따라서 자본이동의 決定要因을 國內外 금리격차 대신 株式의 豫想收益率 隔差로 파악한다. 본고의 換率決定模型에서는 자본이동의 '흐름效果'(flow effect)와 '貯量效果'(stock effect)를 동시에 감안한 Currie and Hall(1989)의 모형을 변형시켜 자본이동에 영향을 미치는 변수를 式(1)과 같이 株式의 豫想收益率 隔差로 상정한다.

$$\Delta F_t^*(\equiv -KA_t)$$
$$= -A_1[S_t - (E_{t+1|t} - E_t)]$$
$$- A_2\Delta[S_t - (E_{t+1|t} - E_t)] \cdots\cdots (1)$$
$$\text{단, } A_1,\ A_2 > 0$$

여기에서 F_t^*는 t期에 투자자들이 원하는 純海外資產 保有規模, ΔF_t^*는 t期의 純資本流出(資本收支 赤字, 즉 $-KA_t$), S_t는 t期의 國內外 株式의 豫想收益率 隔差(즉 국내 예상주가상승률 - 해외 예상주가상승률), E_t는 t期의 名目換率(국내통화로 표시한 해외통화의 가격),[6] $E_{t+1|t}$는 투자자들이 t期에 예측한 $t+1$期의 名目換率期待値를 각각 나타낸다.

式(1) 右邊의 첫번째 항목은 資本移動에 대한 '흐름效果'를 나타내는데, 즉 자본유출입의 결과인 資本收支가 換率變動(換差益 또는 換差損)이 감안된 국내외 株式收益率 隔差의 水準에 의해 영향을 받고 자본이 국내외 주식수익률 수준이 같아질 때까지 持續的으로 이동됨을 의미한다. 두번째 항목은 순외화자산의 1次差分(first-differencing : 資本流出入)이 환율변동이 감안된 국내외 주식수익률 격차의 1次差分에 의해 결정됨을 의미하는데, 이는 자본유출입을 주어진 資產總量(富)하에서 국내외 자산간 수익률 격차의 變化에 따른 투자자들의 資產再構成(stock adjustment) 現象으로 볼 수 있다는 점에서 자본이동에 대한 '貯量效果'를 표현한 것이라 할 수 있다.[7]

한편 t期의 代表的(representative) 投資者는 자본시장의 不均衡狀態에서 발생하는 調整費用(adjustment cost)의 現在價値를 極小化한다고 가정한다.

$$\text{Min } E\sum_{i=0}^{\infty} \delta^i [(F_{t+i} - F_{t+i}^*)^2 + A_3(F_{t+i} - F_{t+i-1})^2] \cdots (2)$$

식(2)의 調整費用은 자본거래과정에서 발생하는 去來費用으로서 자본이동에 대한 政府의 規制에 따르는 비용 또는 情報의 不完全性에 따른 海外資產投資의 確認費用(monitoring cost) 등을 포함하는 개념으로 해석될 수 있으며, 분석의 편의상 통상적인 2차방정식의 형태를 취한다고 가정하였다. δ는 discount factor를 나타낸다.

투자자의 費用極小化問題의 순해외자산 보유량 F_t에 대한 一階條件(first-order condition)을 정리하면 式(3)을 얻게 된다.

$$F_t = C_1 F_t^* + \delta C_2 F_{t+1|t} + C_2 F_{t-1} \cdots\cdots (3)$$

$$\text{단, } C_1 = \frac{1}{1 + A_3(1+\delta)},\ C_2 = A_3 C_1$$

國際收支 恒等式 $\Delta F_t = T_t$(즉 순자본유출 = 경상수지 흑자 T_t)와 式(1) 및 (3)을 사

6) 즉 E_t의 증가는 換率切下를 의미한다.

7) 자본이동에 대한 '흐름效果'의 개념은 일찍이 Ricardo(1817)와 Bagehot(1880) 등에 의해 인식되어 Keynes를 거쳐 資本收支方程式에 國內外 金利隔差의 水準을 포함시킨 Mundell and Flemming 모형으로 그 맥을 유지해 왔다. 자본이동에 대한 '貯量效果'는 Tobin의 국내금융자산 배분모형을 자본이동이론에 응용한 Branson(1968)에 의해 최초로 모형화되었다고 할 수 있다(이에 대한 구체적인 문헌고찰은 Krueger[1983]와 Kim Hak-Min의 博士學位論文[1994] 참조).

용하면 式(4)를 얻게 되며, 이는 다시 式(5)와 같은 換率方程式으로 고쳐 쓸 수 있다.

$$T_t = -A_1C_1(S_t - E_{t+1|t} + E_t) - A_2C_1\Delta(S_t - E_{t+1|t} + E_t) + \delta C_2T_{t+1|t} + C_2T_{t-1} \cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

$$\Delta E_t = -\frac{A_1+A_2}{A_2}\Delta S_t - \frac{A_1}{A_2}S_{t-1} + \frac{A_1+A_2}{A_2}\Delta E_{t+1|t} - \frac{1}{A_2C_1}(T_t - C_2T_{t-1} - \delta C_2T_{t+1|t}) - \frac{A_1}{A_2}(E_t - E_{t|t-1}) \cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

여기에 투자자들의 기대가 合理的 期待(rational expectation)의 형태를 취한다고 가정하면, $E_t - E_{t|t-1}$은 白色誤差項(white noise)으로 간주되어 式(5)는 다음과 같은 回歸方程式으로 표현할 수 있다.

$$\Delta E_t = G(\Delta S_t,\ S_{t-1},\ \Delta E_{t+1|t},\ H(T_t,\ T_{t-1},\ T_{t+1|t})) + U_t \cdots (6)$$

Ⅳ. 證市開放의 원貨切上效果 實證分析

이하에서는 Ⅲ章에서 도출된 式(6)의 直觀的 解釋이 어려운 변수들을 사상하고 國內外 株式의 豫想收益率 隔差, 經常收支, 豫想換率變化率만을 설명변수로 하는 보다 단순화된 換率方程式을 설정하고, 이를 이용하여 證市開放이 실제로 원貨換率에 어떠한 영향을 주었는가를 推定하고자 한다. 특히 本章에서는 證市開放 및 外換規制의 緩和措置 등으로 인해 國內外 株式收益率 隔差 및 經常收支 등이 換率에 미친 영향이 動態的으로 變動해 왔을 것으로 보고, 이를 포착하기 위해 時間變動係數 推定을 시도한다. 標本期間은 1985년 1월부터 1994년 6월까지로 한정하였다.[8]

우선 시간변동계수 추정에 앞서 회귀계수에 대한 사전적 정보를 얻기 위해 환율방정식을 通常的인 最小自乘推定(OLS)方法을 사용하여 추정하였는데, 그 推定結果는 〈表 3〉에 정리하였다. OLS 추정식의 經常收支의 회귀계수는 負의 부호로 나타나 경상수지 흑자가 환율절상요인으로 작용한 것으로 나타났으나, 國內外 株式收益率 隔差의 회귀계수는 이론적 모형에서 시사하는 바와는 달리 正의 부호를 갖고 통계적 有意度도 없는 것으로 추정되었다(表 3의 첫번째 行 참조). 한편 추정에 사용된 각 시계열변수들이 不安定性(non-stationarity)을 보이고 있어 각 변수들을 前月對比 1次差分하여 單位根을 제거한 후[9] OLS방식으로 다시 추정해 보았는데, 상기 추정결과와는 달리 國內外 株式收益率 隔差가 환율변화율에 負의 효과를 갖지만 통계적 유의도는 없는 것으

8) 원래는 표본기간을 증시가 간접개방된 81년 말부터 잡고자 하였으나, 80년대 상반기의 자료를 포함할 경우 추정식의 適合度가 높지 않아 대상기간을 85년 이후로 국한하였다.

9) 각 시계열에 대한 單位根檢定은 ADF(Augmented Dicky-Fuller)방법을 이용하였는데, 모두 유의수준 10%에서도 귀무가설(H_0: non-stationarity)을 기각하지 못함으로써 單

〈表 3〉 OLS方式에 의한 換率方程式 推定結果

	$\dot{E}_t$		$\Delta\dot{E}_t$	
常數	0.4388 (2.6)	0.4428 (1.3)	−0.0236 (−0.32)	−0.0010 (−0.01)
$\dot{S}_t$	0.0071 (0.8)	0.0212 (1.8)		
$\dot{S}_t$ *DUM*		−0.0452 (−2.5)		
$CB_t(6)$	−0.0024 (−4.9)	−0.0029 (−3.0)		
$CB_t(6)$ *DUM*		0.0022 (1.9)		
$\dot{E}_{t+6\|t}$	1.0229 (20.5)	1.0624 (15.2)		
$\dot{E}_{t+6\|t}$ *DUM*		−0.4267 (−3.1)		
$\Delta\dot{S}_t$			−0.0088 (−0.98)	0.0006 (0.1)
$\Delta\dot{S}_t$ *DUM*				−0.0207 (−1.2)
$\Delta CB_t(6)$			−0.0016 (−2.12)	−0.0049 (−4.0)
$\Delta CB_t(6)$ *DUM*				0.0050 (3.4)
$\Delta\dot{E}_{t+6\|t}$			0.2428 (5.85)	0.2972 (5.9)
$\Delta\dot{E}_{t+6\|t}$ *DUM*				−0.1703 (−2.1)
DUM		1.3623 (2.3)		0.0029 (0.02)
$\bar{R}^2$	0.95	0.95	0.29	0.38
DW	1.02	0.92	1.61	1.48

註 : $\dot{E}_t$: t期의 前年同月對比 名目換率變化率(= $\log(E_t/E_{t-12})\times100$),

$\dot{S}_t$: t期의 國內外 株式收益率 差異(=$[\log(SPI_t/SPI_{t-12}) - \log(USSPI_t/USSPI_{t-12})]\times100$)

SPI : 國內 株價指數(1980=100), *USSPI* : NYSE 綜合指數(1965=100)

$CB_t(6)$: t期의 경상수지 6개월 移動平均値($=\sum_{j=0}^{5} CB_{t-j}/6$, 百萬달러)

$\dot{E}_{t+6|t}$: t期의 6개월후 전년동월대비 豫想換率變化率[10] ($= EXP_t[\log(E_{t+6}/E_{t-6})\times100]$)

DUM : 1990. 3~94. 6 더미

로 나타났다(表 3의 세번째 行 참조).

이와 같이 만족스럽지 못한 추정결과는 표본기간중 발생된 資本 및 外換去來에 대한 規制變化 등 構造變化(structural change)를 전혀 고려하지 않았기 때문에 기인한 것으로 생각된다.[11] 따라서 外換集中制가 부분적으로 완화됨과 동시에 市場平均換率制度가 시행된 1990년 3월을 構造變化의 時點으로 가정하고 더미변수를 이용하여 재추정을 시도해 보았다.[12]

재추정결과(表 3의 두번째 및 네번째 行)는 1次差分하지 않은 경우와 차분한 경우 공히 90년 3월을 전후한 構造變化를 뚜렷하게 보여주고 있다. 즉 經常收支의 경우에는 90년대 이후 회귀계수의 절대값이 하락하여 환율변동에 대한 影響力이 減少한 반면, 株式收益率 隔差의 회귀계수는 높은 유의수준으로 90년 이후 陽數에서 陰數로 바뀐 것으로 나타나 資本·外換自由化의 진전에 따라 資本收支 黑字가 원貨切上에 미치는 영향력이 增大되었음을 반증하고 있다.

그러나 더미변수를 사용한 OLS추정은 特定의 한 시점에서 모든 構造變化가 發生하였다는 가정을 전제하고 있다. Ⅱ章에서 기술한 바와 같이 80년대에도 그때그때의 경상수지 동향에 따라 자본거래규제가 變化되어 왔을 뿐만 아니라, 90년 3월 이후에도 外換去來의 實需要原則 緩和(91년 7월, 92년 7월, 93년 4월), 證市의 直接開放(92년 1월), 외국환은행의 포지션한도 확대(92년 9월, 93년 10월) 등 수차례에 걸쳐 외환·자본거래규제 완화[13]가 실시되었기 때문에 恣意的으로 설정한 특정 시점의 더미변수만으로 모든 구조변화의 과정을 반영하기에는 限界가 있다.[14] 따라서 動態的으로 빈번하

位根이 존재하는 것으로 확인되었다(MacKinnon 臨界値 사용).

單位根 檢定結果

	6個月 時差		12個月 時差	
	ADF Ⅰ	ADF Ⅱ	ADF Ⅰ	ADF Ⅱ
$\dot{E}_t$	−2.02	−2.08	−1.40	−1.49
$\dot{S}_t$	−1.54	−1.53	−1.30	−1.39
$CB_t(6)$	−0.77	−1.30	−2.04	−2.41
$\dot{E}_{t+6\|t}$	−1.81	−2.16	−1.60	−1.97

註 : Ⅰ : ADF 검정방정식에 常數만 포함.
Ⅱ : 常數와 趨勢 포함.

10) 豫想換率變化率은 선물환율 자료가 없어 전체 표본기간의 전년동월대비 환율변화율의 1變數 AR(2)모형을 추정한 후, 각 시점에서 모형으로부터 산출된 6개월후의 환율예측치(그 시점까지의 자료만 사용)로 구성하였다.

11) Chow 檢定方法과 循環最小自乘(recursive least squares)추정을 통해 얻은 殘差項을 사용한 累積合(CUSUM : cumulative sum) 檢定方法 등을 통해 회귀계수에 대한 安定性 여부를 검정해 본 결과, 유의수준 5%에서 귀무가설(H_0 : 회귀계수가 固定)이 기각되어 모형설정상의 誤謬(misspecification) 문제가 있는 것으로 나타났다.

12) 90년 3월의 外換集中制 緩和 조치내용은 일정자격 企業의 國內 外貨預金 허용, 綜合商社의 海外 外貨保有 허용, 集中義務 猶豫期間 연장, 期限附 輸出換어음 등의 만기시까지 소지 허용, 機關投資家의 海外證券投資限度 확대 등이 포함되었다.

13) 우리나라 外換管理規制 緩和에 대한 상세한 내용은 韓國銀行의 「外換管理制度의 變遷推移」(1993)를 참조.

14) 한편 더미변수를 이용한 OLS 추정식(表 3의 두번째 行)의 殘差項도 단위근을 가짐으로써 환율변화율, 국내외 주식수익률격차, 경상수지, 예상환율변화율 등 4변수간에 共積分(co-integration)關係는 없는 것으로 검증되었다.

게 발생한 構造變化를 제대로 포착하기 위해서는 더미변수를 이용한 OLS방식보다 時間變動係數 추정방식이 더 適合할 것으로 판단된다.

이하에서는 換率方程式을 時間變動係數模型으로 재구성하고 Kalman Filter 기법을 사용하여 추정한다.

$$\dot{E}_t = X_t'\beta_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \cdots, T \quad \cdots\cdots(7)$$

여기에서 X_t'는 1×3 回歸變數 列벡터(즉 $[\dot{S}_t, CB_t(6), \dot{E}_{t+6|t}]$)이며, β_t는 3×1 回歸係數 行벡터를 나타낸다. 회귀계수가 時間에 따라 변화하는 과정을 式(8)과 같이 β_t가 確定的 趨勢(deterministic trend)를 갖지 않는 random walk를 따른다고 가정하였다.

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t, \quad t=1, \cdots, T \quad \cdots\cdots\cdots(8)$$

誤差項 ε_t와 η_t는 각각 平均이 0이고 分散이 σ^2 및 Q인 正規分布(즉 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, $\eta_t \sim N(0, Q)$)를 따른다고 가정한다. 또한 이들 오차항은 각각 時系列 相關關係가 없고 서로 獨立이라고 가정한다.[15]

式(7)과 (8)에 Kalman Filter 技法을 적용하여 시간변동계수 β_t를 推定한 結果는 이하와 같다.[16]

[圖 5-1]은 國內外 株式收益率 隔差의 회귀계수의 시간변동추정치를 보여주고 있는데, 1985년초에는 원貨切上에 대한 彈性値(切上係數)가 0.0294였으나, 그후 소폭 減少하였다가 80년대말 이후부터는 지속적으로 增加하여 94년 6월 현재 0.0321로 나타나고 있다. 이러한 시간변동패턴은 外國人의 國內證券投資에 대한 政府規制의 變遷에 의해 잘 설명된다. 즉 80년대 중반에 원화절상 탄성치가 하락한 것은 당시에 정책당국이 經常收支黑字 시현에 따른 通貨增發壓力 완화 및 國內株價의 폭등 방지를 위해 국내 투신사의 外國人專用 受益證券 운용 및 外國人 投資專用펀드의 增資 등에 대한 規制를 強化하였기 때문에 초래된 현상으로 해석된다.[17] 이와 대조적으로 80년대말 이후 탄성치의 지속적인 증가는 경상수지가 다시 赤字로 돌아서고 國內證市가 크게 沈

이러한 분석결과는 위의 OLS 추정식이 假性的 回歸(spurious regression)의 가능성을 내포하고 있음을 의미한다.

15) 式(7)과 (8)은 각각 狀態空間模型(state space model)에서의 觀測方程式(measurement equation)과 變化方程式(transition equation)으로 해석될 수 있다. 즉 式(7)은 실제로 觀察되는 변수 $\dot{E}_t$, X_t와 관찰할 수 없는 狀態變數(state variable) β_t간의 관계를 보여주고, 式(8)은 β_t의 時間變動構造를 나타낸다.

16) Kalman Filter 추정과정은 附錄을 참조할 것. Kalman Filter 모형에서의 最大로그尤度値가 OLS방식에 의해 산출된 로그尤度값보다 현저하게 크게 나타나(즉 尤度比 檢定을 통해 귀무가설 $H_0: Q=0$이 높은 유의수준으로 기각됨) OLS에 의한 추정이 모형설정상의 오류문제가 있음이 재확인되었다.

17) 예컨대, 외국인전용 수익증권의 경우 발매가 허용된 1981년 이후 85년 중반까지는 수익증권 설정규모가 증가되었으나, 1986~89년 기간에는 기술집약적 中小企業의 주식을 編入하기 위한 600萬달러의 소규모의 설정 이외에는 일체의 추가적 설정이 없었다(崔範樹[1994]에서 인용).

滯함에 따라 외국인 전용수익증권 설정규모 확대, 외국인 투자전용펀드 증설, 전환사채·신주인수권부사채·주식예탁증서 등 海外證券 發行 확대 등이 이루어지고, 92년에는 외국인의 국내주식에 대한 直接投資가 허용됨으로써 해외자본의 유입이 크게 증대되었음에 연유한다. 이외에도 外換集中制가 완화되고 市場平均換率制가 도입되어 日日變動許容幅이 점차 확대됨으로써 換率의 伸縮性이 종전에 비해 높아진 것도 원貨切上 탄성치의 增加要因으로 작용한 것으로 보인다.

經常收支(6개월 이동평균치)의 時間變動換率切上計數의 추정치(圖 5-2)는 1989년을 전후하여 전혀 다른 모습을 보이고 있다. 經常收支 黑字가 시현된 86년 중반부터 88년말까지는 절상계수가 다소 緩慢한 增加勢(0.004~0.009)를 보이다가 89년 상반기에 급격히 增加하여 同年 7월에는 0.0158에 달하였다. 이는 그동안 경상수지 흑자를 반영하여 원貨가 상당수준 절상되었음에도 불구하고 對美 貿易黑字規模는 오히려 늘어남으로써 美國의 원貨切上壓力이 대폭 強化되는 외생적 요인에 크게 영향을 받았기 때문인 것으로 사료된다.[18] 반면 경상수지흑자 규모가 점차 감소되어 赤字로 반전된 89년 중반 이후에는 절상계수가 크게 하락하기 시작하고 91년과 93년 이후에는 추정치의 符號가 바뀌는 등 경상수지변동과 환율변동간의 상관관계가 크게 不安定해진 것으로 나타난다. 이는 전술한 바와 같이 동 기간 중 경상수지 흑자기에 엄격하게 규제되었던 長期資本流入이 크게 완화되었을 뿐만 아니라 外換去來規制 緩和 및 市場平均換率制로의 移行 등으로 종전과는 달리 정책당국의 經常收支均衡을 목표로 하는 인위적인 外換市場介入의 여지가 상당히 縮小되었기 때문에 초래된 현상으로 풀이된다. 이러한 추정결과는 원貨換率이 90년경을 전후하여 경상수지보다는 經常收支와 資本收支를 더한 綜合收支에 영향받기 시작했음을 시사한다.

한편 [圖 5-3]의 豫想換率變化率의 換率變化率 彈性値의 시간변동추정결과를 보면 크게 두가지 사실이 特記할 만하다. 첫째, 1986년 중반~88년말 기간의 탄성치는 0.3~0.5의 수준에 불과하였으나, 89년 상반기에 급증하여 89년 7월과 8월에는 1을

外國人專用 受益證券 設定推移

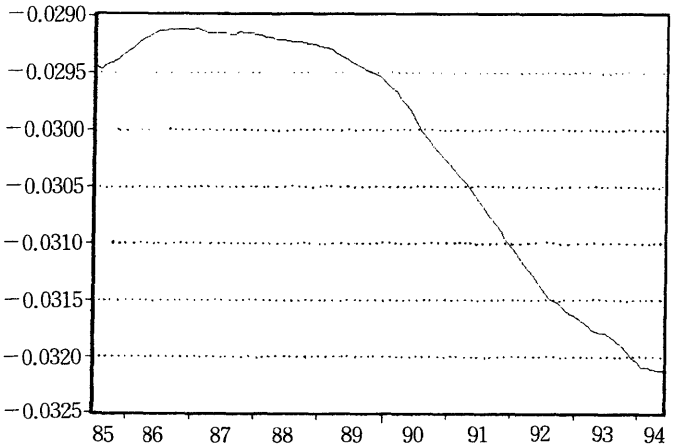
(단위 : 百萬달러)

	件數	規模	累計
1981	2	30	30
1983	추가설정	10	40
1984	추가설정	10	50
1985	4	96	146
1986	1	6	152
1990	3	150	302
1992	11	403	705
1993	7	500	1,205

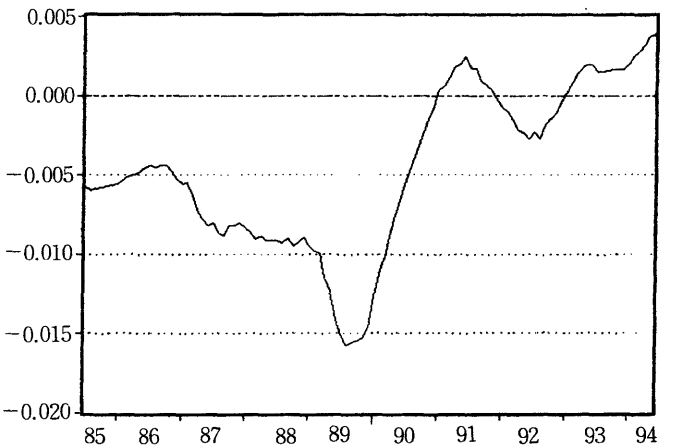
資料 : 證券監督院, 『資本市場年報』.

18) 美國의 財務部는 88년 10월에 韓國과 臺灣을 換率操作國으로 1차 지정하였고, 이어서 89년 5월에도 원貨가 절상되고는 있으나 한국이 시장원리에 의한 환율결정 등을 제시하지 않고 있다는 점에서 여전히 환율을 조작하고 있다고 판정하고 韓美 換率協商을 통해 원貨切上壓力을 強化한 바 있다(韓國貿易協會, 『週間通商情報』, 第6卷 第17號 및 第42號 참조).

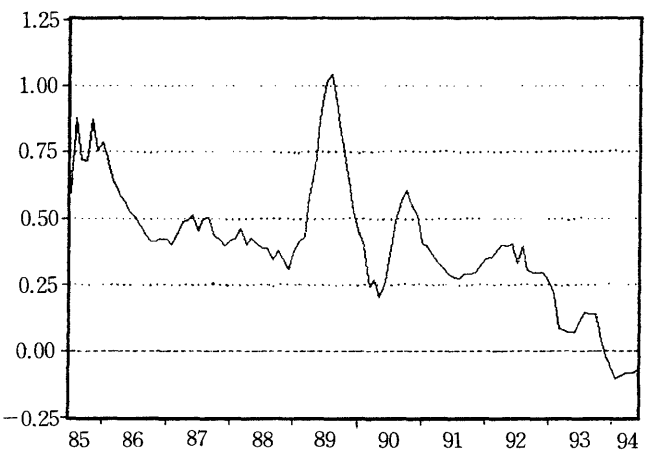
[圖 5-1] 國內外 株式收益率 隔差의 回歸係數 時間變動推移



[圖 5-2] 經常收支의 回歸係數 時間變動推移



[圖 5-3] 豫想換率變化率의 回歸係數 時間變動推移



초과하였다. 이는 외환시장참가자의 切上期待에 따른 외환시장의 超過供給規模에 비해 當期의 換率이 훨씬 더 큰 폭으로 切上되었음을 의미하는데, 이는 전술한 바와 같이 당시의 韓美通商摩擦로 인해 원貨換率이 市場要因보다는 美國의 원화절상압력에 크게 영향을 받았기 때문이다. 둘째, 92년 하반기 이후 탄성치는 지속적으로 下落하여 93년말 이후부터 현재까지는 陰의 符號로 나타나는데, 이는 동 기간중 綜合收支가 상당폭의 흑자를 보여 환율절상에 대한 기대가 형성되었음에도 불구하고 輸出競爭力 유지를 위한 통화당국의 대대적인 外換買入操作이 실시됨에 따라 원貨換率이 오히려 切下내지는 미미한 수준으로 切上된 것에 기인한다. 특히 最近의 陰의 부호는 금년 들어 외국인 주식투자의 流入增加勢 鈍化 및 經常收支의 赤字 등으로 綜合收支黑字가 크게 축소되어 환율절상이 소폭에 그쳤음에도 불구하고 證市의 追加開放에 대한 기대 등으로 인해 원貨切上期待感이 외환시장에 널리 형성됨에 따른 현상으로 해석된다.

V. 國內企業의 輸出競爭力 實態

Ⅳ章의 실증분석결과는 國內 投資收益率이 외국에 비해 상대적으로 높게 유지되고 있는 현 상황에서 資本自由化가 확대될 경우 換率切上壓力을 초래하여 적어도 중단기적으로 輸出의 價格競爭力을 弱化시킬 우려가 높을 것임을 시사한다. 本章에서는 증시의 추가개방 및 채권시장 개방 등 본격적인 자본자유화를 앞두고 있는 우리나라의 輸出競爭力의 實狀 및 향후 展開方向을 살펴본다.

일반적으로 輸出競爭力이란 相對價格과 生產費用뿐만 아니라 제품의 품질, 마케팅, 시장수요 변화에 대한 공급대응능력 등 市場成果(market performance)에 영향을 주는 모든 요소를 포괄하는 개념이다.[19] 본 분석에서는 상대가격 및 비용측면에서의 狹義의 경쟁력에 초점을 맞추어 먼저 實質實效換率을 추계하고, 物價, 勞賃單價 등 경쟁력의 주요 決定要因과 輸出採算性의 변화추이를 주요 輸出競爭國과 비교해 본다.

實質實效換率이란 주요 교역상대국들에 대한 物價上昇率 差異를 고려한 실질환율을 貿易加重値로 가중평균한 것으로서 購買力平價에 기초한 수출의 價格競爭力指標로 간단하게 구성할 수 있다는 점에서 널리 이용되는 개념이다. 주요 7개 先進交易國과의 무역가중치와 都賣物價를 이용한 원貨의 실질실효환율의 최근 추이를 보면 93년중 對美名目換率 절하 및 엔高現象 등에 따른 名目實效換率의 절하로 인해 전년평균대비 4.2% 切下(상승)된 것으로 나타난다(表 4 참조). 절하속도는 92년도에 비해서는 크게 둔화되었는데, 이는 4/4분기의 經常收支

19) Turner and Van'tdack(1993)에서 인용.

〈表 4〉 원貨 名目換率 및 實質實效換率 推移

(1985. Ⅲ ~ 1986. Ⅱ = 100)

	1991	1992	1993					1994	
	年間	年間	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	年間	Ⅰ	Ⅱ
對美名目換率	82.7 (3.6)	88.0 (6.4)	89.5 (1.1)	90.1 (0.7)	91.1 (1.1)	91.2 (0.1)	90.5 (2.8)	91.11 (−0.08)	91.06 (−0.05)
名目實效換率	102.6 (6.4)	112.1 (9.3)	113.6 (−0.2)	119.7 (5.4)	122.3 (2.2)	122.2 (−0.1)	119.5 (6.6)	121.3 (−0.7)	122.6 (1.1)
實質實效換率	96.2 (2.1)	103.1 (7.2)	103.7 (−0.4)	108.0 (4.1)	109.2 (1.1)	108.6 (−0.5)	107.4 (4.2)	106.9 (−1.6)	108.1 (1.1)

註 : 1) ( ) 안은 전분기대비 切下率. 단, 年間은 전년평균대비 절하율.

2) 7개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드) 무역가중치 및 도매물가 사용.

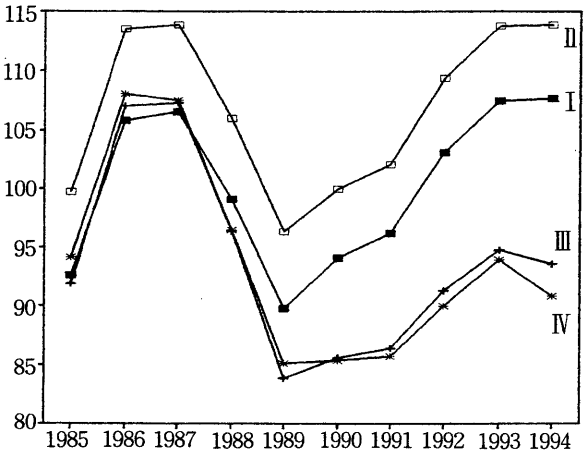
資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』; 『國際收支』, 各號.

개선 및 外國人 株式投資資金 유입의 급증에 주로 기인한 것으로 판단된다. 금년 1/4분기에 들어서는 실질실효환율이 전분기 대비 1.6% 하락하여 작년 4/4분기의 절상세가 이어졌으나, 2/4분기에는 대미명목환율이 소폭 절상되었음에도 불구하고 엔貨의 超強勢 현상으로 전분기대비 1.1% 절하된 것으로 나타나 2/4분기 현재 무역수지가 균형을 이루었던 基準時點(1985. Ⅲ ~ 1986. Ⅱ=100)에 비해서는 약 8.1% 切下된 수준을 보이고 있다.

그런데 실질실효환율은 균형환율에 대한 基準時點, 價格 등 實質化指數 및 主要貿易國 선정에 따라 상당한 차이가 발생할 수 있으므로 이에 근거하여 환율의 適正水準 여부를 판단하는 데는 한계가 있다. [圖 6]에서 보는 바와 같이 기준시점을 경상수지가 흑자에서 적자로 반전된 1990년으로 삼을 경우 94년 상반기중 원화는 도매물가기준으로 약 14% 低評價된 것으로 나타난다. 반면에 도매물가 대신 消費者物價를 사용하면 우리나라의 상대적으로 높은 소비자물가 상승률로 인해 94년 상반기중 원貨가 기준시점(1985. Ⅲ ~ 1986. Ⅱ=100)에 비해 6.4% 高評價된 것으로 계산된다. 또한 최근의 무역구조변화를 감안하여 中國, 홍콩, 싱가포르, 호주 등을 주요무역국에 포함시킬 경우 94년 상반기중 원貨는 소비자물가기준으로 기준시점(1985. Ⅲ ~ 1986. Ⅱ=100)에 비해 약 9% 가까이 高評價된 것으로 나타난다.

이와 같이 실질실효환율의 시산은 기준시점의 선택 등에 있어서 임의적 재량에 의존하고, 아울러 외환시장개입과 무역규제 및 자본이동에 대한 규제의 외생적 변화 등 換率 및 國際收支 變動要因이 동태적으로 변화하기 때문에 수치의 수준자체에 큰 의미를 부여할 수는 없다고 하겠다. 그러나 交易財가 중심이 되어 있어 수출경쟁력을 계산하는 지수로 적절한 都賣物價基準으로 보면 현재로서는 원貨價値가 수출에 지장을 줄

[圖 6] 實質實效換率 推移



註 : 1) Ⅰ : 기준시점 1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100, 선진 7개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)과의 무역가중치와 도매물가 사용.
Ⅱ : 기준시점 1990=100, 선진 7개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)과의 무역가중치와 도매물가 사용.
Ⅲ : 기준시점 1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100, 선진 7개국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)과의 무역가중치와 소비자물가 사용.
Ⅳ : 기준시점 1985.Ⅲ ~ 1986.Ⅱ=100, 최근 무역 7대국(미국, 일본, 중국, 홍콩, 독일, 싱가포르, 호주)과의 무역가중치와 소비자물가 사용.
2) 94년도 수치는 上半期 평균임.

정도로 高評價된 수준은 아닌 것으로 보인다.[20]

우리나라의 수출경쟁력을 費用側面에서 보면, 製造業體의 경우 1988~91년 기간중 生産費用(자본비용 제외)이 생산성을 크게 초과하는 賃金上昇과 物價上昇으로 인해 크게 증가하였다(表 5 참조). 그후 物價安定 및 勞動生産性 향상을 바탕으로 한 임금증가세 둔화 등에 힘입어 생산비용이 점차 안정되고 93년에는 생산비 증가율이 年 2.2%로서 1990~91년의 절반수준으로 허락하였다. 특히 최근의 노동생산성 향상은 中小企業의 倒産 및 대기업의 신규고용억제 등에 따른 고용자수 감소에 크게 영향을 받은 것으로 構造調整이 상당수준 진척되어 왔음을 반영하고 있다. 이에 따라 1988~91년중 생산비증가율을 하회하였던 輸出單價(원화표시)增加率도 92년 이후 반전됨으로써 수출기업의 收益性이 완만한 수준이나마 개선되어 온 것으로 판단된다.

한편 세계 최대 輸出市場인 美國에서의 국내기업의 價格競爭力을 주요 아시아경쟁국과 비교해 보면, 1985~93년 기간중 對美實質換率(도매물가지수 이용)면에서 우리나라는 일본과 대만에 비해 유리한 수준을 유지해 왔으나, 물가상승률이 매우 낮은 싱가포르에 비해서는 93년 현재 10% 이상 불리한 것으로 나타난다(圖 7 참조).

달러표시 輸出單價指數(1985=100)의 경우에도 우리나라는 1985~93년 기간중 1.3배 상승하여 같은 기간중 1.9배 및 1.4배 상승한 일본과 대만에 비해서 유리하나 1배 상승한 싱가포르에 비해서는 불리하게 나타났다(圖 8 참조). 우리나라의 달러표시 勞

20) 따라서 금년 들어 악화되고 있는 무역수지는 高評價된 환율에 의한 현상이기보다는 景氣回復局面에서 설비투자 확대를 위한 資本財輸入이 급격히 증대된 데에 주로 기인하고 있는 것으로 판단된다.

〈表 5〉 우리나라 輸出企業의 生産費 및 收益性 增加率 推移

(단위 : %)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
輸出單價增加率(A)	3.9	3.4	2.8	1.0	−3.8	4.6	4.3	4.8	2.5
生産費增加率(B)	2.1	−0.1	1.8	3.8	3.6	5.5	5.4	3.9	2.2
賃 金	9.9 (1.3)	9.2 (1.2)	11.6 (1.6)	19.6 (2.8)	25.1 (3.7)	20.2 (3.0)	16.9 (2.5)	15.7 (2.4)	10.9 (1.6)
國産資材費	0.9 (0.4)	−1.5 (−0.7)	0.5 (0.2)	2.7 (1.2)	1.5 (0.7)	4.2 (1.9)	5.4 (2.5)	2.1 (1.0)	1.6 (0.7)
輸入資材費	3.5 (0.5)	−5.0 (−0.6)	0.3 (0.04)	−1.7 (−0.2)	−6.8 (−0.8)	5.2 (0.6)	3.6 (0.4)	5.2 (0.6)	−1.6 (−0.2)
輸出收益性(A−B)	1.8	3.5	1.0	−2.8	−7.4	−0.9	−1.1	0.9	0.3
勞動生産性增加率	2.3	8.3	2.9	7.3	0.0	9.0	6.9	9.5	7.8
就業者數增加率	4.7	9.2	15.4	5.7	3.7	0.1	1.8	−3.4	−3.9

註 : 1) ( ) 안의 수치는 자본비용을 제외한 생산비 구성요인별 寄與度로서 산업연관표(한국은행)의 요인별 加重値를 고려하여 계산한 것임.

2) 국산자재비는 도매물가상승률이며 수입자재비는 원화표시 수입단가상승률임.

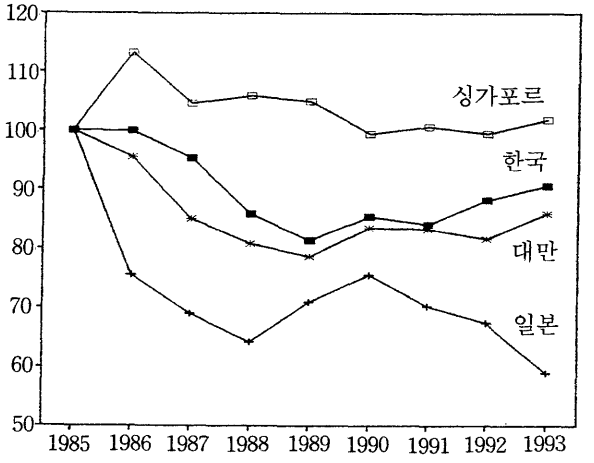
3) 수출단가는 원화표시임.

賃單價(제조업)는 1987~89년중 높은 임금상승과 환율절상에 따라 급등하였으나 91년 이후에는 안정을 보여 93년 현재 일본에 비해 유리하고, 대만과는 비슷한 수준이며, 싱가포르에 비해서는 24% 높게 나타났다(圖 9 참조). 이에 따라 勞動費用만 감안한 협의의 輸出採算性(수출단가/노임단가)면에서 한국은 경쟁국에 비해 93년 현재 가장 낮은 수준을 보이고 있다(圖 10 참조). 金融費用面에서도 국내기업은 차입금의존도 및 금리수준이 높아 대만과 일본에 비해 3배 가까이 높게 나타난다(表 6 참조).

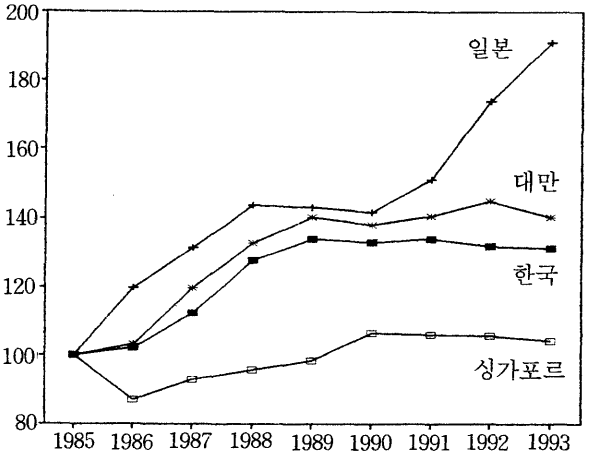
21) 94년 하반기 및 95년 平均 원貨의 대미환율을 801원 및 789원으로, 도매물가 증가율은 3.4%로 가정하고, 7대 무역국(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)의 환율 및 도매물가는 WEFA의 예측치 사용.

이상의 분석을 綜合해 볼 때, 우리나라의 輸出競爭力은 지난 1992~93년간 지속적인 원貨切下, 물가 및 임금증가세 둔화, 構造調整의 진전에 따른 생산성 증가, 엔高의 영향 등에 힘입어 80년대 후반에 비해 상당수준 개선된 것이 사실이다. 그러나 상대적으로 높은 賃金·物價水準 및 金融費用負擔 등으로 인해 아시아경쟁국에 비해 여전히 劣勢에 있다. 특히 최근 경기상승에 따른 수요압력의 증대로 物價·賃金·金利上昇壓力이 증대되고 있을 뿐만 아니라 엔高도 금년말을 전후해 弱勢反轉이 예상됨에 따라 89년 이후 절하추세를 보인 實質實效換率이 금년말 이후에는 切上勢로 반전되고 95년말에는 약 1.2% 高評價될 전망[21]이어서 향후 輸出競爭力이 상당수준 弱化될 것으로 보인다.

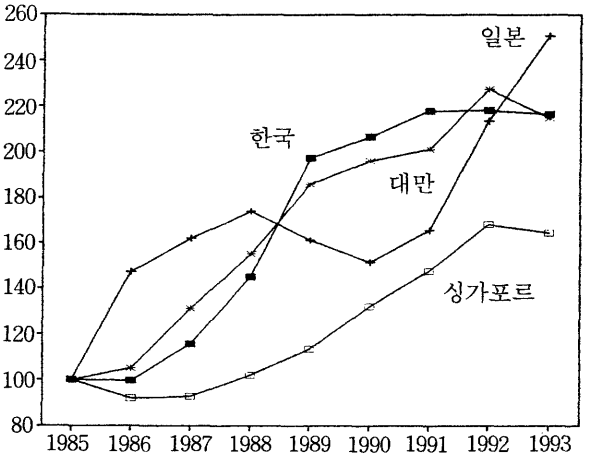
[圖 7] 對美實質換率의 國際比較(1985=100)



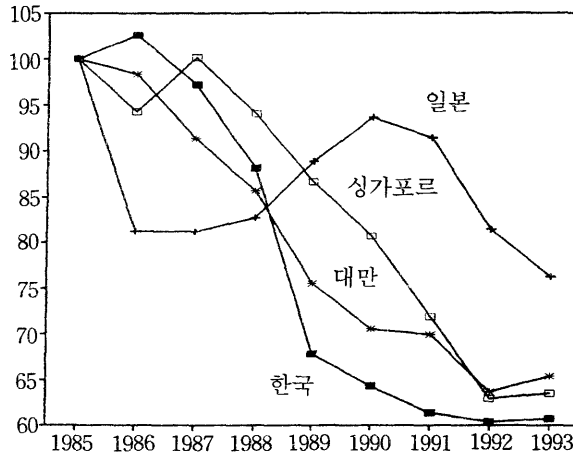
[圖 8] 달러表示 輸出單價 國際比較(1985=100)



[圖 9] 달러表示 勞賃單價 國際比較(1985=100)



[圖 10] 輸出採算性의 國際比較(1985=100)



〈表 6〉 賃金 · 物價 · 金融費用負擔 國際比較

(단위 : %, 年平均)

	1987~89	1990~91	1992	1993
賃金上昇率[1]				
한 국	18.8	18.5	15.7	10.9
일 본	3.3	4.6	1.3	−0.3
대 만	11.8	12.2	10.3	6.9
싱가포르	8.5	11.7	8.6	−
都賣物價上昇率[1]				
한 국	1.6	1.6	2.1	1.6
일 본	−0.7	−0.7	−1.4	−3.8
대 만	−1.7	−1.7	−3.6	2.6
싱가포르	2.7	2.7	−4.1	−1.7
金融費用 /賣出額				
한 국	5.0	5.4	6.3	6.3
일 본	1.8	1.9	1.7	2.3
대 만	1.7	2.4	2.2	2.4

註 : 1) 자국통화 표시기준.

資料 : IMF, *International Financial Statistics*, 각호 및 각국의 중앙은행 통계월보.

Ⅵ. 結論 및 政策對應課題

本 硏究의 주요 目的은 과거 약 10년간 國內 株式市場의 開放이 원貨換率에 미친 影響을 분석하는 데 있다. 특히 환율모형을 추정함에 있어 外生的 經濟環境의 變化가 경제주체의 意思決定行爲에 충격을 줌으로써 모형 자체를 변하게 할 수 있는 점을 고려하여 時間變動係數模型 추정방법을 시도하였다.

본고의 實證分析結果에 의하면, 환율방정식의 설명변수들의 回歸係數가 높은 유의수준으로 時間에 따라 변동하고, 특히 외국인 주식투자자금 유출입에 직접적으로 영향을 주는 國內外 株式收益率 隔差의 원貨切上彈性値가 80년대말 이후부터 지속적으로 增加한 것으로 추정되었다. 반면에 經常收支와 換率과의 상관관계는 90년대 들어 크게 不安定해졌으며, 절상계수 자체도 下落한 것으로 나타났다. 이는 표본기간중 外換 및 資本規制政策의 변화 등 構造變化에 따른 현상으로 판단되며, 90년대에 들어서면서 換率이 경상수지보다는 경상수지와 자본수지를 더한 綜合收支에 더 큰 영향을 받고 있음을 의미한다고 볼 수 있다.

이상의 분석결과는 증시의 추가개방 등 資本自由化 推進에 대응하는 巨視政策의 運用方向에 큰 시사점을 준다. V章에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 輸出競爭力은 지난 1992~93년 2년간 물가안정기조하에서 構造調整의 진전 및 엔高 등의 영향으로 80년대 말에 비해 상당수준 개선되었지만, 주요경쟁국에 비해서는 賃金水準 등이 상대적으로 높아 여전히 劣勢에 있다. 특히 금년들어 경기상승으로 인해 物價와 賃金不安이 상존하고 금년말을 전후한 엔貨의 弱勢反轉도 예상되기 때문에, 증시의 추가개방 등 資本自由化의 擴大에 따른 해외자본의 유입증대로 원貨가 지나치게 切上될 경우 綜合收支는 黑字를 기록하면서 經常收支의 赤字基調가 長期化될 공산이 크다.

따라서 대내외적으로 약속한 자본자유화를 추진함과 동시에 輸出競爭力을 維持하기 위해서는 實質實效換率 기준으로 원화환율이 安定될 수 있도록 안정적인 財政·通貨運用이 절실히 요청된다. 자본자유화에 따른 換率切上壓力과 物價不安을 단순히 換率 및 通貨政策의 組合만으로 대응하기에는 限界가 있으므로 財政의 黑字基調 구축을 통해 정부부문의 通貨還收機能이 強化될 필요가 있다.

우리나라의 財政은 계정상으로는 건전한 것처럼 보이지만, 재정부문에서 취급해야 할 政策金融이 中央銀行의 發券力에 의해 대량 지원되고 있기 때문에 실제로는 상당규모의 財政赤字가 발생되어 정부부문의 통화환수기능이 극히 취약한 실정이다.[22] 재정

22) 李興模·金鍾郁(1994)에 의하면 1981~92년 기간중 계정상으로 나타난 GNP대비 財政赤字規模는 평균 1.2%이나, 韓國銀行의 對金融機關 政策資金貸出 등 準財政活動을 감안한

의 흑자기조를 구축하기 위해서는 투자우선 순위가 낮은 재정지출을 과감히 축소하되, 부족한 社會間接資本 및 技術開發投資가 꾸준히 확대되 수 있도록 財政의 歲入基盤이 대폭 확충되어야 한다. 세입확충방안으로는 세무행정개선 및 세제개혁을 통한 租稅收入 增大를 도모함은 물론 公企業 民營化 및 財政投融資 特別會計에 의한 公的 餘裕資金의 統合管理體制 강화가 조속히 추진되어야 할 것이다. 이와 병행하여 發券力에 의한 政策金融도 조속히 財政投融資로 移管하여 통화당국의 外換·金融市場의 상황변화에 대한 伸縮的 對應能力을 제고할 필요가 있다.[23] 이와 같은 財政의 通貨還收機能 강화와 通貨의 안정적 운용은 인플레期待心理를 억제할 뿐만 아니라, 해외자금유입에 따른 통화당국의 外換市場介入負擔을 완화하고 不胎化(sterilization)로 인한 民間與信의 지나친 위축을 방지함으로써 換率 및 金利安定에 크게 기여할 것으로 기대된다.

資本自由化가 순조롭게 추진된 싱가포르, 泰國, 말레이시아, 臺灣 등의 經驗을 보면 공통적으로 財政을 健全하게 운용한 것으로 나타난다.[24] 예컨대, 1970년대부터 자본자유화를 적극 추진하였던 싱가포르는 1980년 이후 GDP대비 財政黑字가 연평균 3.8%를 유지하였으며, 1987년까지만 해도 재정적자를 기록하였던 泰國도 자본자유화 확대조치와 병행하여 재정지출 억제 등 財政改革을 단행함으로써 외자유입이 크게 확대된 88년 이후부터는 財政黑字로 전환되어 90년에는 GDP의 5%를 상회함으로써 정부부문이 자본자유화에 따른 통화증발압력을 해소하는 데 크게 기여하였음을 알 수 있다. 1986년 이후 증시개방을 적극 추진한 말레이시아도 80년대 초에는 GDP대비 財政赤字가 무려 17% 이상에 달하였으나, 지속적인 財政支出 抑制 및 대대적인 公企業 民營化 추진 등으로 1988~90년에는 적자비중이 1~3%로 축소되었다.[25] 특히 싱가포르, 말레이시아, 대만 등은 해외부문의 통화증발을 不胎化하기 위한 대책으로 연기금, 체신예금 등 政府餘裕資金을 中央銀行에 집중예치하였다.[26] 이러한 외국의 경험은 자본자유화에 따른 환율절상압력 및 과

재정적자규모는 평균 3.0%에 달한 것으로 나타난다.

23) 政策金融의 財源調達 실태 및 財源造成의 구체적인 개선방안에 대해서는 金俊經(1993) 참조.

24) 참고로 1994년 현재 외국인 주식투자에 대한 규제현황을 국가별로 보면, 싱가포르는 은행 및 증권회사 등 금융기관에 한해서만 定款에 의해 투자한도가 설정되어 있고, 泰國은 종목당 49% 한도설정, 말레이시아는 은행주(30%) 외에는 제한이 없으나 500萬ringgit 이상의 주식매입시 외국인투자위원회의 承認을 받아야 하며, 臺灣은 종목당 10%, 1인당 5% 외에 總額限度 75億달러가 설정되어 있다(姜鍾萬[1994], 文鍾珍 외[1994]에서 인용).

25) 말레이시아는 자본자유화정책과 함께 금융자율화도 추진하였는데, 89년 이후에는 통화·금융부문에서 담당해 온 政策金融을 대폭 축소하여 현재에는 Bumiputra Community와 일부 中小企業에 대해서만 제한적으로 지원되고 있다. 이에 대한 구체적 내용은 Bank Negara Malaysia, *Money and Banking in Malaysia*, 1994, pp. 130~136 참조.

26) 韓國銀行, 「東南亞 主要國의 資本自由化와 通貨政策運用」, 1993 참조.

〈表 7〉 싱가포르 · 泰國 · 말레이시아 · 臺灣의 主要 巨視經濟指標

(단위 : %)

	싱가포르				泰 國				말레이시아				臺 灣			
	財政收支	인플레	實質換率	資本收支	財政收支	인플레	實質換率	資本收支	財政收支	인플레	實質換率	資本收支	財政收支	인플레	實質換率	資本收支
1980	2.1	8.5	−6.0	13.5	−5.0	19.8	−4.7	6.4	−6.5	6.7	6.4	5.9	−0.6	19.0	−5.5	5.4
1981	0.7	8.2	3.7	15.6	−3.4	12.6	6.1	7.1	−17.3	9.7	5.3	10.5	−0.3	16.3	3.6	10.1
1982	3.4	3.9	7.9	15.1	−6.6	5.3	6.6	3.6	−17.4	5.8	−2.3	14.0	−1.0	3.0	8.5	−0.7
1983	1.8	1.1	3.8	14.2	−4.1	3.8	−0.8	5.0	−11.8	3.7	−2.9	13.3	−1.1	1.3	5.2	−1.4
1984	4.1	2.6	4.0	8.4	−3.5	0.8	8.7	6.2	−8.0	4.0	−0.5	9.0	0.1	0.0	0.5	−4.6
1985	2.1	0.5	5.0	4.0	−5.4	2.5	14.3	4.1	−2.9	0.3	5.1	6.2	0.1	−0.2	2.8	−5.1
1986	1.5	−1.4	13.2	−2.5	−4.4	1.8	−5.6	−0.3	−9.3	0.7	0.2	4.0	−0.8	0.7	−4.7	9.2
1987	−2.7	0.5	−7.7	2.3	−2.4	2.6	−5.2	2.2	−6.5	0.3	−0.1	−4.9	0.1	0.5	−10.9	10.2
1988	7.0	1.5	1.3	4.0	0.8	3.8	−5.4	6.4	−1.4	2.6	5.4	−6.7	0.8	1.3	−4.9	1.4
1989	10.4	2.4	−0.9	15.9	3.4	5.4	1.9	9.5	−3.3	2.8	5.6	4.1	0.9	4.5	−2.7	−8.3
1990	11.3	3.5	−5.4	18.4	5.2	6.0	−0.3	11.3	−3.3	2.6	0.8	5.3	1.7	4.1	6.1	−9.7
1991	NA	3.4	1.2	7.7	NA	5.7	−6.5	12.6	NA	4.4	−2.4	11.7	−0.9	3.6	−0.2	−1.3

註 : 1) 財政收支와 資本收支: GDP대비 비중. 싱가포르, 泰國, 말레이시아의 재정수지는 一般政府 統合財政收支, 臺灣은 中央政府 財政收支.

2) 인플레: 消費者物價 前年對比 增加率.

3) 實質換率: 對美實質換率(도매물가기준) 前年對比 增加率.

資料 : IMF, *Government Finance Statistics Yearbook*, 1991.

____, *International Financial Statistics Yearbook*, 1993.

잉 유동성 문제를 해소하기 위해서는 外換·通貨政策뿐만 아니라 財政政策도 포함된 綜合的 관점에서 대응해야 함을 강하게 시사하고 있다.

거시정책의 안정적 운용 외에도 民間의 外貨保有·使用 및 資本流出規制를 지속적으로 완화함으로써 자본자유화에 따른 환율 절상압력 및 통화관리부담을 해소하고, 不足商品에 대한 수입확대, 유통시설의 확충을 통한 物流費用의 절감, 각종의 규제완화와 경쟁촉진 등 供給側面에서의 物價安定努力도 중요할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

姜鍾萬, 「外國人投資 影響分析」, 『證券』, 韓國證券業協會, 1994. 3.

金俊經, 「政策金融의 財源造成 改善方案」, 『國家豫算과 政策目標』, 韓國開發硏究院, 1993.

文鍾珍·權赫瓚·姜京勳, 「新興株式市場의 高成長과 向後 課題」, 解說·資料, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1994. 7.

李興模·金鍾郁, 「中央銀行의 準財政活動」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1994. 6.

崔範樹, 「證市開放의 評價와 擴大開放의 推進方案」, 政策報告書(발간예정), 韓國開發硏究院, 1994.

韓國銀行, 「外換管理制度의 變遷推移」, 1993.

———, 「東南亞 主要國의 資本自由化와 通貨政策運用」, 調査硏究資料 93-21, 1993.

Bagehot, W., *Economic Studies*, R. Hutton(ed.), London : Longmans, 1880. [Reprinted in John Stevas(ed.), *The Collected Works of Walter Bagehot*, Volume 11, London : The Economist, 1976.]

Bank Negara Malaysia, *Money and Banking in Malaysia, 1959~1994*, 1994.

Branson, W., *Financial Capital Flows in the United States Balance of Payments*, Amsterdam, North-Holland, 1968.

Currie, D. and S. Hall, "A Stock/Flow Model of the Determination of the UK Effective Exchange Rate," in M. Taylor and R. McDonald(eds.), *The Exchange Rate*, London : Macmillan, 1989.

Harvey, A., *Time Series Models*, John Wiley & Sons, New York, 1981.

Kim, Hak-Min, "Globalization of International Financial Markets : Causes and Consequences," Ph. D. Disserta-

tion, University of Texas at Dallas, 1994.

Krueger, A., *Exchange-Rate Determination*, Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge University Press, 1983.

Lucas, R., "Econometric Policy Evaluation : A Critique," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, 1976.

Ricardo, D., *Principle of Political Economy and Taxation*, London : Dent. & New York, 1817.

Turner, P. and J. Van'tdack, "Measuring International Price and Cost Competitiveness," BIS Economic Papers, No. 39, Bank for International Settlements, November 1993.

〈附錄〉 Kalman Filter 模型 推定方法

Kalman Filter는 일련의 循環過程(recursive procedure)을 통해 β_t를 추론하는 기법으로서 그 구조는 크게 두 段階로 이루어져 있다. 1단계는 현재까지의 가용한 정보를 가지고 다음期의 회귀계수의 最適豫測値를 구하는 단계이며, 2단계는 다음期에 가서 새로운 정보가 주어지면 이를 이용하여 회귀계수가 更新(update)되는 단계이다.

〈第1段階〉

t期의 가용한 정보 Ω_t에 의거한 회귀계수 β_t에 대한 最小平均自乘推定量(minimum mean square estimator)을 $\hat{\beta}_{t|t}$라고 정의하면, $\hat{\beta}_{t|t}$는 平均 β_t와 共公散 Σ_t를 갖는 正規分布를 따르게 된다. $t-1$期의 Ω_{t-1}에 의거한 β_t에 대한 최소 평균자승추정량을 $\hat{\beta}_{t|t-1}$로 표기하면, 본문의 變化方程式 (8)에 의해 다음의 식이 얻어진다.

$$\hat{\beta}_{t|t-1} = \hat{\beta}_{t-1|t-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \text{(a)}$$

또한 β_t에 대한 豫測誤差(즉 $\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}$)의 공분산은 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} COV(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) &\equiv \Sigma_{t|t-1} \\ &= COV(\beta_{t-1} + \eta_t - \hat{\beta}_{t-1|t-1}) \\ &= E[(\beta_{t-1} + \eta_t - \hat{\beta}_{t-1|t-1}) \\ &\quad (\beta_{t-1} + \eta_t - \hat{\beta}_{t-1|t-1})'] \\ &= \Sigma_{t-1|t-1} + Q \quad \cdots\cdots\cdots \text{(b)} \end{aligned}$$

한편 $t-1$期에서 $\hat{\beta}_{t|t-1}$이 β_t에 대한 최소평균자승추정량이므로 Y_t에 대한 최적추정량은 본문의 式 (7)에 의해 $\hat{Y}_{t|t-1} = X_t' \hat{\beta}_{t|t-1}$이 되며, Y_t에 대한 豫測誤差(즉 $Y_t - \hat{Y}_{t|t-1}$)의 공분산은 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} COV(Y_t - \hat{Y}_{t|t-1}) &= COV[X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) \\ &\quad + \varepsilon_t] \\ &= E[X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) + \varepsilon_t] \\ &\quad [X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1}) + \varepsilon_t]' \\ &= E[X_t'(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1})(\beta_t - \hat{\beta}_{t|t-1})' \\ &\quad X_t] + E(\varepsilon_t^2) + 2E[X_t'(\beta_t - \\ &\quad \hat{\beta}_{t|t-1})\varepsilon_t] \\ &= X_t'(\Sigma_{t-1|t-1} + Q)X_t + \sigma^2 \cdots \text{(c)} \end{aligned}$$

〈第2段階〉

$t-1$期를 지나 t期에 도달하여 Y_t의 값이 관측되면, t期 이전의 事前情報(prior information, 즉 Ω_{t-1})에 새로운 정보가 추가됨으로써 회귀계수 β_t에 대한 최적추정량이 更新된다. 이를 보이기 위해 $t-1$期까지의 가용한 모든 事前情報가 반영되어 있는 $\hat{\beta}_{t|t-1}$과 새로운 정보(즉 Y_t)가 결합된 체계를 본문의 觀測方程式 (7)을 이용하여 다음과 같은 형태로 구성한다.

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_{t|t-1} \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I \\ X_t' \end{bmatrix} \beta_t + \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{t|t-1} - \beta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \cdots \text{(d)}$$

식(d)의 오차항의 평균은 0이며, 공분산은 $\begin{bmatrix} \Sigma_{t|t-1}+Q & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{bmatrix}$이 됨을 쉽게 알 수 있다. 따라서 t期에서 회귀계수 β_t에 대한 최소평균자승추정량은 식(e)와 같이 갱신되고, 예측오차의 공분산도 식(f)와 같은 형태로 갱신된다.[1)]

$$\hat{\beta}_{t|t}=\hat{\beta}_{t|t-1}+K_t(Y_t-X_t'\hat{\beta}_{t|t-1}) \quad \cdots\cdots(e)$$

$$COV(\beta_t-\hat{\beta}_{t|t}) \equiv \Sigma_{t|t}$$
$$=\Sigma_{t|t-1}(I-K_t X_t') \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(f)$$

$$\text{단, } K_t=\frac{\Sigma_{t|t-1} X_t}{COV(Y_t-\hat{Y}_{t|t-1})}$$
$$=\frac{(\Sigma_{t-1|t-1}+Q) X_t}{X_t'(\Sigma_{t-1|t-1}+Q) X_t+\sigma^2}$$

식(e)는 Kalman Filter모형에서 회귀계수 최적추정량의 更新이 Y_t에 대한 豫測誤差(forcasting error)와 '칼만효과'(Kalman gain) K_t를 통해 이루어지고 있음을 보여준다. 이는 $t-1$期에서 t期에 대한 예측오차로부터 情報(signal)와 攪亂(noise)을 가려내는 것으로 여기서 추출된 정보는 $t+1$期의 예측에 사용된다.

〈平坦化 : Smoothing〉

지금까지 Kalman Filter에 의해 각 시점에서의 가용한 정보에 의거한 회귀계수 β_t 및 공분산 Σ_t에 대한 최적추정량을 도출하였다. 그러나 우리가 정작 원하는 것은 標本資料의 모든 정보(Ω_T)가 반영된 최적추정량이므로 이를 산출하기 위해 다음과 같은 '平坦化'(smoothing)過程이 필요하다.

'平坦化'과정이란 표본자료의 모든 정보가 포함되어 있는 마지막期($t=T$)에서의 β_t에 대한 최적추정량 $\hat{\beta}_{T|T}$ 및 공분산 $\Sigma_{T|T}(\equiv COV(\beta_T-\hat{\beta}_{T|T}))$를 이용하여 거꾸로 前期의 최적추정량을 구하는 순환과정을 의미한다. 회귀계수와 공분산의 평탄화추정량을 각각 $\hat{\beta}_{t|T}$ 및 $\Sigma_{t|T}$로 표기하면, 다음과 같은 '평탄화'방정식이 얻어진다.

$$\hat{\beta}_{t|T}=\hat{\beta}_{t|t}+\Sigma^*_{t|t}(\hat{\beta}_{t+1|T}-\hat{\beta}_{t|t}) \quad \cdots\cdots\cdots(g)$$

$$\Sigma_{t|T}=\Sigma_{t|t}+\Sigma^*_{t|t}(\Sigma_{t+1|T}-\Sigma_{t+1|t})\Sigma^{*\prime}_{t|t} \quad \cdots\cdots(h)$$

$$\text{단, } \Sigma^*_{t|t}=\Sigma_{t|t}\,\Sigma^{-1}_{t+1|t},$$
$$t=T-1,\ T-2,\ \cdots,\ 1$$

1) 식(e)와 (f)의 도출은 Harvey(1981), p. 109 참조.

大事業體와 財閥事業體의 成長과 生産性

李 在 亨
劉 承 旻

本 硏究는 "經濟成長이 財閥과 大企業에 의한 集中現象을 심화시켰는가?" 및 "財閥은 과연 非效率的인가?"라는 두가지 의문에 대하여 제조업을 대상으로 經驗的 證據를 구하였다. 본 연구의 발견 중 가장 중요한 것은, 첫째 大事業體 혹은 財閥部門이 차지하는 相對的 比重의 하락추세는 高成長期에 더욱 가속되므로 高成長을 지속시키는 것이 生産集中을 治癒하는 有效한 方案이라는 시사점과, 둘째 財閥事業體가 非財閥事業體보다 평균적으로는 生産性이 높지만 生産性隔差의 細細分類産業別 分布는 U字型을 나타내어 비재벌사업체의 생산성이 훨씬 높은 例外産業이 다수 존재하기 때문에, 非效率을 근거로 재벌의 企業活動을 規制하는 정책은 오히려 效率에 逆行할 뿐만 아니라 效率性을 이유로 재벌규제를 一般化하려는 시도 자체가 매우 위험하다는 시사점을 제공하였다. 이러한 발견은 우리 경제의 財閥構造와 經濟力集中 등의 현상을 막연히 非效率 次元에서 접근하려던 일부의 시각을 부정하는 것으로서, 향후 財閥政策의 目標가 再定立되어야 함을 시사한다.

I. 序 : 效率性, 生産性, 收益性, 競爭力

"우리나라 財閥企業들은 과연 效率的인가?" 이 짧은 의문은 오랫동안 수많은 학자와 정책담당자를 괴롭혀 왔던 것이면서도, 아직 뚜렷한 결론이 도출되지 않았다. 그럼에도 불구하고 우리 경제의 財閥構造를 문제시하는 시각에 따르면 재벌의 '過度한 業種多邊化와 所有集中'이 財閥企業의 效率性을 저하시킨다고 한다. 업종다변화와 소유집중이 진정 재벌기업의 효율성을 저해하는 요인인지에 대하여 논리적·경험적 증거가 제시되지 못한 상황에서 이러한 주장이 정책에 반영된다면, 소위 財閥政策은 效率에 逆行할 위험을 내포하는 셈이다.

재벌기업의 효율성 이슈를 財閥의 특징적

筆者 : 李在亨 — 本院 專門硏究員
劉承旻 — 本院 硏究委員

* 筆者들은 本 論文의 草稿를 읽고 귀중한 의견을 주신 本院의 李宗勳·申光湜 박사, 통계분석 및 원고정리를 도와준 金承鎭 연구원, 任贊順 연구조원께 감사드린다. 本 論文에 오류가 있다면 이는 필자들의 책임이다.

인 事業構造(多邊化) 및 所有·支配·經營構造로써 설명하려는 시도가 피상적 수준에 머물고 있었던 한편, 재벌기업의 효율성을 경험적으로 측정하고 이를 비재벌기업과 비교하려는 시도는 최근 수년간 비교적 활발하게 이루어졌다. 이하 Ⅱ章의 문헌서베이에서 소개될 이러한 연구들은 나름대로 의미있는 결론을 제시하고 있지만, 과연 효율성이 무엇인가에 대한 진지한 고민이 결여되어 결국 효율성이 아닌 것을 효율성이라고 말하는 愚를 범하였다. 따라서 우리는 우선 效率性의 槪念을 규명하고 관련개념인 생산성, 수익성, 경쟁력의 개념을 비교하는 것으로부터 논의를 시작하고자 한다.

效率性(efficiency)은 경제학에서 여러 이름을 갖는데, 배분효율성, 생산효율성, 기술적 효율성, 가격효율성, X-효율성, 규모의 효율성 등이 혼용되고 있기 때문에 혼란을 야기한다.[1] 효율성의 여러가지 개념들은 우선 그 개념이 적용되는 單位가 무엇이냐에 따라서 상이한 이름을 갖는다.[2] 산업간 자원배분의 효율성은 巨視的 單位를 중요시하는 반면, 여타의 효율성 개념은 실제로 생산활동이 전개되는 工場 혹은 企業單位에 적용되는 개념이다. 공장 혹은 기업단위의 생산활동에 적용되는 효율성이란 生産函數와 분리할 수 없는 개념이 된다.

그러나 經濟理論은 모든 생산자가 주어진 요소가격하에서 생산요소를 最適結合하며, 비용제약하에서 生産量을 極大化하거나 혹은 일정한 생산량의 실현에 소요되는 費用을 最小化한다고 가정하고 있으므로, 생산함수에 나타나는 비효율은 이론적으로 큰 관심을 끌지 못하였다. 즉 생산함수는 그 자체가 일정량의 생산요소를 사용하여 '最大의 可能한' 産出量을 만들어 내는 함수관계로 정의될 뿐이다. 이러한 이론적 전통에 따라 공장 혹은 기업의 생산과 관련된 효율성에 대한 經驗的 硏究도 등한시되었다.

그나마 기술적 효율성, X-효율성 등에 관한 일련의 연구는 생산함수가 이론적 정의를 벗어날 수 있다는 현실적 가능성에 주목하고 效率性의 개념을 체계화하였다. 기술적 효율성은 Farrell(1957)의 선구적 연구 이후 발전된 개념으로서, Farrell은 기업 혹은 공장단위의 생산에 있어서 技術的 非效率性과 要素價格非效率性을 구분하였다. 요소가격비효율성은 생산요소의 상대가격이 주어졌을 때 요소결합의 선택과 관련되는 개념으로서, 각 생산요소의 한계생산을 해당요소가격으로 나눈 값이 요소간에 상이할 경우 발생한다. 반면에 기술적 비효율성은 주어진 투입량으로써 최대의 산출량을 생산하지 못할 때 발생한다. 효율성에 대한 외국문헌의 연구를 종합하면, 결국 기술적 비효율성이나 이를 요소가격비효율성과 결합한 總體的 非效率性 등은 Leibenstein

1) 이 부분의 논의는 劉承旻·李仁燦(1990), 崔鍾元(1994) 등을 참조.

2) Forsund and Hjalmarsson(1974)은 효율성이 적용되는 차원을 巨視的 次元(macro level), 産業 次元(industry level), 微視的 次元(micro level)으로 분류하고 있다.

(1966)의 X-비효율성에 해당한다.[3] 한편 생산비효율성은 비용비효율성과 동일시되는 개념으로서 최소생산비용의 기준을 장기평균비용곡선으로 볼 때 그 최저점에서 생산이 이루어지지 않는 경우에 존재하는 비효율성이다. Siegfried and Wheeler(1981)에 의하면 생산비효율성은 X-非效率性, 過小規模의 非效率性, 過大規模의 非效率性이라는 세가지 요소로 구성된다. 즉 기술적 비효율성이나 X-비효율성 이외에도 장기적으로 생산의 규모와 관련된 규모의 비효율성이 존재한다는 것이다 이와 같이 다양한 효율성 개념이 발전하여 왔지만, 이 개념들은 모두 기업 혹은 공장단위의 생산에서 投入-産出이 어떠한 관계를 갖느냐에 초점을 맞춘 공통점을 갖고 있다. 경험적으로 효율성을 측정하고자 하는 시도는 결국 이론적 생산함수의 경험적 대칭에 해당하는 境界生産函數(frontier production function)를 주어진 관측치로부터 어떻게 복원할 것이냐에 초점을 맞춘 것인데, 決定的 境界를 가정하느냐, 確率的 境界를 가정하느냐, 혹은 DEA(Data Envelopment Analysis)와 같은 프로그래밍모형을 이용하느냐의 차이가 있을 뿐이다.[4] 경험적으로 효율성(특히 기술적 효율성)이란 복원된 생산경계와 실제의 관측치들이 투입-산출공간에서 상호간 얼마나 차이를 나타내느냐에 의하여 추정된다.

우리나라 財閥의 效率性을 분석하는 것은 결국 財閥 系列企業 혹은 系列事業體의 效率性을 分析하는 것인데, 효율성을 제대로 추정하려면 결국 일정한 산업내의 모든 공장(사업체) 혹은 기업의 투입-산출 통계로부터 경계생산함수를 복원한 다음, 이 산업에 속한 재벌 계열기업 혹은 계열사업체들의 관측치가 추정된 경계생산함수로부터 얼마나 멀리 혹은 가까이 있는가를 살펴보아야 할 것이다.

그러나 확률적 경계생산함수를 추정한 기존의 경험적 분석을 종합해 볼 때, 이러한 방법은 技術的 效率性의 産業平均値를 구할 수밖에 없다는 限界를 가질 뿐 아니라, 추정된 효율성의 산업평균치 자체도 動態的으로 심각한 不安定性을 가지고 있기 때문에, 과연 이러한 계량분석기법이 위에서 소개한 효율성 개념을 무난히 추정하는 것인지에 대한 의문이 제기되었다.[5] 한편 DEA기법은 확률적 경계생산함수가 갖는 이러한 問題點을 상당히 극복한 推定方法으로 평가되

3) Leibenstein(1966)의 X-비효율성은 Leibenstein(1978) 자신이 밝히듯이 노동자들의 고용계약의 불완전성으로 인한 勤勞強度 및 勤勞時間에 대한 自由裁量, 현실기업에서의 動機賦與體系의 非效率性, 競爭壓力의 不在 등에 기인하지만, 그 원인이 무엇이든 X-비효율성은 기술적 비효율성 혹은 총체적 비효율성과 동일한 개념일 수밖에 없다.

4) 생산경계의 추정에 사용되는 상이한 模型과 推定方法에 대해서는 *Journal of Econometrics*, Vol.46, 1990(Supplement)을 참조할 것.

5) 確率的 境界生産函數를 이용한 기술적 효율성의 추정은 Caves and Barton(1990), 劉承旻·李仁燦(1990), Caves(1992) 등을 참조할 것. 産業의 平均效率性 推定値의 동태적 불안정성에 대한 증거와 분석은 劉承旻(1990)을 참조.

지만, 이 또한 실제 통계에 근거한 경계생산함수의 복원과정이기 때문에 본질적으로 유사한 방법이며, 결국 실제 관측치들이 투입-산출공간에서 어떠한 分布를 갖느냐를 관찰하는 것에 불과하다.[6] 이와 같이 기존의 효율성 추정방법을 동원할 때 生産境界推定의 信賴性이 결여된다면 재벌 계열기업 혹은 계열사업체의 효율성에 대한 경험적 증거를 직접 구하는 작업은 큰 의미가 없다고 판단된다.

중요한 점은 효율성이 어차피 투입-산출공간에서 정의되기 때문에 효율성은 生産性(productivity) 개념과 밀접하게 연관된다는 사실이다. 생산성은 勞動, 資本 등 생산요소의 投入單位當 産出로서 계산되므로, 효율성개념에서 '境界' 및 '境界와의 距離'라는 요소를 排除하고 관측치의 높이만을 보는 개념이 바로 생산성인 것이다. 실제로 효율성에 대한 대부분의 경험적 연구에서 1人當 出荷額 혹은 1人當 附加價値와 같은 생산성지표는 그 자체가 경계생산함수의 추정에서 종속변수로 사용되고 있다.

따라서 우리는 生産性指標의 分析이 결국 效率性의 分析을 어느 정도 정확하게 대체하는 역할을 담당한다고 판단한다. 재벌 계열기업 혹은 계열사업체의 비효율성을 분석하기 위해서도 직접적인 효율성 분석이 위와 같은 기술적인 이유로 信賴性이 결여된다면, 생산성 분석으로 대체될 수 있을 것이다. 그럼에도 불구하고 우리나라 재벌의 효율성에 대한 많은 연구는 生産性 分析을 등한시하고 收益性(profitability) 分析에 치중하고 있다는 문제점을 갖고 있다.

물론 효율성과 생산성이 높을수록 수익성 또한 높게 나타날 개연성이 크지만, 개별기업의 수익성이란 시장여건, 가격정책, 시장점유율, 비용구조 등 需要와 供給을 결정하는 市場特性에 의해서도 큰 영향을 받을 것이기 때문에, 事前的으로 수익성이 높다고 효율성이 높을 것이라는 주장은 신뢰성이 약하다.

한편 競爭力(competitiveness)이란 효율성, 생산성, 수익성 중 한가지 지표로 평가되기보다는, 시장에서의 가격경쟁과 비가격경쟁에서 優位를 점할 수 있는 綜合的 生存能力으로서의 의미가 강하며, 결국 기업이 주어진 외부환경하에서 내부적으로 동원할 수 있는 有形, 無形의 資産을 어떻게 최대한 활용할 것인가에 따라 좌우될 것이다. 動態的으로 경쟁력은 企業이 核心的 經營資源을 축적해 가는 속도에 따라서 결정되는 것이며, 事後的으로 실현되는 시장점유율을 제외한다면 경쟁력을 평가하는 단순한 지표란 존재하지 않는다.

우리나라 財閥企業들이 효율적, 비효율적이라는 피상적 주장은 대부분 效率性이 생산성, 수익성, 나아가서는 경쟁력까지 포함하는 것으로 해석하는 경우가 많지만, 효율성 개념을 지나치게 확대하는 것도 문제이고, 이를 확대하면 할수록 효율성에 대한

6) DEA기법의 응용사례는 孫承泰(1993), 孔柄湜·金恩慈(1993) 등을 참조할 것.

신뢰할 만한 경험적 증거를 제시하기란 그만큼 어려운 연구과제가 될 뿐이다.

Ⅱ. 既存文獻의 考察과 本 硏究의 意義

1. 既存硏究의 寄與와 限界

소위 財閥의 效率性에 대한 기존의 경험적 연구 중에서 Ⅰ章에서 소개한 효율성의 의미에 따라 投入-産出 統計로부터 境界生産函數를 추정하고, 財閥과 非財閥의 相對的 效率性 隔差를 추정한 연구는 거의 없었다. 대부분의 연구자들은 효율성 연구를 표방하면서도, 실제로는 財務資料를 이용하여 수익성의 상대적 격차와 결정요인을 분석하고 있다.

趙東成(1990), 金仁中(1992), 洪賢杓(1992) 등의 연구는 약간의 차이는 있으나 收益性指標를 기초로 다양한 가설을 검증하였다. 趙東成(1990)은 50대 재벌계열사의 收益性, 生産性, 安定性 比率을 「企業經營分析」의 평균과 비교한 결과, 재벌기업의 수익성이 상대적으로 낮게 나타남을 보였다. 그러나 金仁中(1992)은 수익성지표가 集中度, 輸出比率, 企業集團더미 등의 변수와 갖는 상관관계를 살펴본 결과, 30대 재벌기업의 수익성이 비재벌기업에 비하여 상대적으로 높다는 증거를 도출하였다. 洪賢杓(1992)는 수익성지표가 規模, 負債比率, 所有集中度, 成長率, 市場集中度, 企業集團더미 등의 변수와 갖는 관계를 분석하였는데, 상장기업만을 볼 때 재벌계열사의 수익성은 낮았으나 상장기업과 34개 재벌기업을 합한 자료를 사용한 분석에서는 재벌기업의 수익성이 유의적으로 높게 나타났다.

즉 收益性指標에 관한 한 재벌기업과 비재벌기업의 격차는 표본과 통계출처에 따라서 다소 상반된 결과를 나타내고 있다. 그렇다면 재벌기업이 과도한 業種多邊化 등의 이유로 수익성이 낮다는 주장은 아직도 경험적으로 입증되지 않고 있다고 볼 수 있다. 어쨌든 이러한 연구들은 수익성의 격차를 설명했을 뿐, 그 이상도 그 이하도 아니며 앞서 지적했듯이 이를 생산의 효율성과 연관시킬 수는 없다.

이 밖에도 鄭求鉉(1991), 鮮于奭皓·梁元根(1991) 등은 財閥의 多邊化類型이 經營成果에 대하여 어떠한 상관관계를 갖는지 분석하였으며, 대체로 다변화 정도가 높을수록 收益性이 낮다는 결과를 보였다. 그러나 姜信逸(1991)의 경우에는 수익성지표가 산업 혹은 기업의 특성인 集中度, 成長率, 多邊化 程度, 上場企業比重 등과 어떠한 관계를 갖는지를 추정한 결과 다변화 정도가 높을수록 수익성도 높다는 증거를 제시하였다. 이러한 연구들은 재벌과 비재벌의 효율성 격차를 직접 분석한 것은 아니지만, 多邊化와 收益性의 관계에 있어서도 상반된 경험적 증거를 제시함으로써, 다변화가 수

익성을 과연 저해하느냐에 대하여 여전히 의문을 제기하고 있다.

재벌기업과 비재벌기업의 비교연구 중 孔柄湜·金恩慈(1993)는 효율성의 개념을 가장 충실하게 반영하고 있다. 이들은 投入-産出 統計를 DEA기법을 동원하여 분석한 결과, 총 34개의 세분류업종 중에서 재벌기업이 효율적인 업종이 24개, 비재벌기업이 효율적인 업종이 7개, 평가가 불가능한 경우가 3개로서 결국 평균적으로 財閥企業이 더욱 效率的이라는 증거를 제시하였다. 그러나 이 연구는 企業單位의 財務資料를 사용하였기 때문에 공장단위의 효율성과는 차이가 있으며, 무엇보다도 앞서 지적한 효율성 추정치의 動態的 不安定性은 아직도 확인되지 못한 상태이다.

이상 살펴본 기존문헌은 재벌이라는 企業組織이 갖는 효율성에 대하여 최근 수년간 나름대로 의미있는 연구가 진행된 결과이지만, 아직도 재벌기업이 효율적인가를 답하기에는 부족한 측면이 있다. 첫째, 대부분의 연구가 재벌과 비재벌의 收益性 隔差, 多邊化 程度와 收益性의 相關關係에 치중한 나머지, 수익성의 연구에 머물렀고 효율성의 연구라고 볼 수 없었다. 그나마 수익성의 차원에서도 기존의 연구는 일정한 상관관계를 지지하지 않고 상반된 결과를 나타냄으로써, 재벌과 비재벌의 수익성이 통계적으로 유의한 차이가 있는지, 다변화가 수익성을 저해하는지에 대하여 뚜렷한 결론을 내고 있다고 볼 수 없다. 물론 경험적 증거가 어떠한 가설을 분명히 지지하지 않는 것 자체가 하나의 중요한 발견이 될 수도 있다.

둘째, 기존문헌은 대부분 上場企業의 財務資料를 사용한 나머지 상장기업이라는 표본이 가지는 標本抽出偏倚(sampling bias)의 문제를 가지며,[7] 투입-산출의 관계를 가장 적절하게 파악할 수 있는 통계가 아니라는 문제를 갖는다. 또한 연구자에 따라서는 比較分析 對象産業의 範圍를 지나치게 넓게 함으로써 산업간의 차이점 때문에 어떠한 지표의 비교이든 과연 그러한 비교가 의미있는 것인가라는 의문을 강하게 제기한다.

2. 本 研究의 意義

본 연구는 우리나라 제조업내에서 財閥事業體의 相對的인 成長과 生産性에 관한 연구이다. 우선 생산성에 있어서 본 연구가 주목하는 관측단위는 기업이 아니라 工場이며, 주된 비교기준은 효율성이 아니라 生産性이다. 필자들이 효율성 대신 생산성을 측

7) 上場企業으로만 구성된 標本이 갖는 偏倚는 여러가지가 있을 것이다. 예컨대 상장기업은 企業公開條件을 충족시키기 위하여 일정수준 이상의 재무구조를 가질 것이므로, 수익성이 높은 기업들로 구성되었을 가능성이 크며, 따라서 非上場企業을 모두 포함시킨 표본에 비하여 수익성의 上向偏倚가 존재할 것이며, 이러한 偏倚의 정도는 재벌과 비재벌이 각각 다를 수 있다. 재벌과 비재벌의 수익성을 비교하는 연구에서는 이러한 점이 심각한 왜곡을 초래할 수 있다. 물론 상장기업통계가 갖는 편의는 수익성에만 국한된 것은 아닐 것이다.

정하는 이유는 기존문헌의 효율성 척도들이 Farrell(1957)의 개념적 기초 위에 매우 정교한 計量技法을 동원하여 추정되는 것이지만, 劉承旻(1990)의 연구결과에서 나타나듯이 그 추정치의 動態的 不安定性이 심각하여 推定値의 信賴性을 크게 떨어뜨리기 때문이다. 따라서 우리는 대부분의 효율성 연구에서 종속변수로 사용되는 生産性 指標를 단순히 분석함으로써, 효율성에 대해서도 시사점이 큰 경험적 증거를 도출하는 한편, 대부분의 연구가 주목하였던 수익성과는 상이한 차원의 증거를 발견하고자 한다.

이에 따라 본 연구는 財閥과 非財閥 事業體의 投入-産出關聯 統計를 사용하고자 하며, 필자들은 투입-산출에 관한 한 가장 신뢰할 만한 통계인 鑛工業統計의 製造業部門을 사용함으로써, 일반적인 재무자료의 한계와 상장기업표본의 문제점을 피하고자 하였다. 또한 기존연구의 비교가 산업의 차이를 아예 무시하거나, 혹은 비교기준이 되는 산업의 범위를 지나치게 넓게 정함으로써 발생하는 문제점을 해소하기 위하여 노력하였다.

재벌과 비재벌 사업체의 생산성 비교에 앞서 본 연구는 우선 우리나라 製造業成長의 몇가지 構造的 特徵을 살펴보고, 大企業과 財閥의 성장을 製造業 全體의 성장과 比較·分析하고자 한다. 이러한 분석은 과거 우리나라 제조업이 급속하게 성장하여 오는 과정에서 대기업과 재벌의 相對的 位相이 어떻게 변화하였는가를 관찰하는 것으로서, 成長이 一般集中이나 企業集團集中과 어떠한 관계를 갖는지에 대하여 귀중한 經驗的 證據를 제시한다.

본 연구는 엄밀한 의미의 효율성 연구가 아니라는 限界를 갖지만, 제조업내에서 대기업과 재벌의 상대적 위상변화에 대한 증거를 제시하고, 제조업의 全數調査統計를 이용함으로써 표본을 개선하며, 수익성이 아니라 生産性이라는 投入-産出關係를 파악한 측면에서 새로운 증거를 제시한다는 寄與를 갖는다. 필자들은 재벌 혹은 대기업에 대한 최근의 논쟁 중에서 經驗的 證據가 반드시 제시되어야 했음에도 불구하고, 단순히 假說에 불과한 주장이 많이 제기됨을 체험하였다. 본 연구는 製造業의 構造變化와 財閥事業體의 生産性에 대한 부분적인 증거가 될 수 있을 것이다.

Ⅲ. 製造業의 成長과 大事業體, 財閥事業體의 位相 變化

1. 製造業 成長과 大事業體의 位相 變化

『鑛工業統計調査報告書』 각년호에 의하면, 우리나라 제조업의 규모는 〈表 1〉에서와 같이 성장하였는데, 製造業成長의 構造的 變化와 主要指標의 成長率을 보면 〈表 2〉, 〈表 3〉과 같다. 우선 事業體數는 1970~92년

〈表 1〉 製造業 概觀

(단위 : 개, 10億원, 千명)

	1970	1975	1980	1985	1988	1990	1992
事業體數	24,114	22,787	30,823	44,037	59,928	68,872	74,679
出荷額(經常)	1,307	7,994	36,277	76,486	133,080	175,234	224,599
出荷額(實質)[1]	7,599	22,774	46,330	76,486	124,957	155,349	179,392
從業員數	861	1,420	2,015	2,438	3,120	3,020	2,801
附加價値	550	2,828	11,857	26,736	48,342	70,925	96,018
有形固定資產	—	—	—	—	46,981	76,216	108,775

註 : 1) 1985년 제조업부문 GNP디플레이터로 환산한 것임.

資料 : 統計廳, 『鑛工業統計調査報告書』, 各年號.

〈表 2〉 製造業의 構造的 變化

	1970	1975	1980	1985	1988	1990	1992
事業體當 從業員數(人)	36.5	62.3	65.4	55.4	52.1	43.8	37.5
大事業體의 數[1]	708	873	1,044	1,087	1,318	1,193	1,022
· 大事業體比重(사업체수, %)	2.94	3.83	3.39	2.47	2.20	1.73	1.37
· 大事業體比重(출하액, %)	69.5	69.2	66.0	64.7	60.7	57.4	54.3
事業體當 出荷額 (백만원)	54	351	1,177	1,737	2,221	2,544	3,008
(小事業體 /大事業體)×100(%)[2]	1.3	1.8	1.8	1.4	1.2	1.2	1.2
附加價値率(%)[3]	42.1	35.4	32.7	35.0	36.3	40.5	42.8
重工業比重(%)[4]	46.1	51.4	58.8	65.3	67.2	70.5	70.2

註 : 1) 大事業體는 從業員 300人 이상의 事業體.

2) 小事業體, 大事業體는 각각 出荷額의 平均을 의미.

3) 附加價値 /出荷額.

4) 35, 36, 37, 38産業을 重工業으로 분류.

資料 : 統計廳, 『鑛工業統計調査報告書』, 各年號.

의 20여년 동안 약 3배 가까이 증가했으며, 出荷額, 附加價値, 有形固定資產은 더욱 큰 폭으로 증가하였다. 그러나 製造業에 종사하는 從業員數는 1988년을 정점으로 그 절대수가 감소한 것으로 나타났다.

〈表 2〉에 나타난 構造的 變化를 보면 製造業은 이 기간중 重工業比重이 46.1%에서 70.2%로 급격한 증가를 경험하였고, 산업구조고도화에 따라 1980년대 이후 附加價値率 또한 증가하는 추세를 보였다. 특히 종업원 300인 이상의 大事業體가 전체 제조업에서 차지하는 비중(事業體數 및 出荷額)은 1975년 이후 계속 감소하였음을 알 수 있다. 〈表 3〉에 의하면 우선 제조업의 出荷額增加率(實質)은 5년 단위의 각 기간별로 경제성장률의 차이를 반영하듯이 1975~80년, 1985~90년의 기간이 여타의 기간에 비하여 압도적으로 高成長을 나타내었다.

〈表 3〉 製造業 主要變數의 增加率[1)]

(단위 : %)

	1975~80	1980~85	1985~90	1990~92	1975~92
從業員數 增加率	7.2	3.9	4.4	△3.7	4.1
出荷額 增加率(實質)	15.3	10.5	15.2	7.5	12.9
· 事業體數 增加率	6.2	7.4	9.4	4.1	7.2
· 事業體當 出荷額 增加率	8.5	2.9	5.4	3.2	5.3
大事業體 出荷額 增加率	14.2	10.1	12.5	4.6	11.3
· 大事業體數 增加率	3.6	0.8	1.9	△7.4	0.9
· 大事業體當 出荷額 增加率	10.2	9.2	10.4	13.0	10.3

註 : 1) 年平均增加率로서 기준연도간의 복리계산임. 1970년은 아직 광공업통계가 제대로 정비되지 못하였던 기간으로 평가되어 제외함.

資料 : 統計廳, 『鑛工業統計調査報告書』, 各年號.

우리가 특히 주목하고자 하는 점은 이러한 단순한 사실보다 〈表 2〉와 〈表 3〉의 통계를 이용하여 알 수 있는 제조업내 大事業體와 小事業體의 상대적인 位相變化이다. 우선 〈表 3〉에서 보듯이 제조업전체 및 대사업체부문의 출하증가율은 事業體當 出荷(사업체규모)의 증가율과 事業體數의 증가율로 나누어 볼 수 있다. 제조업 전체를 본다면 사업체규모보다는 사업체수의 증가가 製造業成長을 주도하였음을 알 수 있다. 이러한 현상은 특히 1980년대에 두드러진 특징으로 나타난다.

그러나 大事業體의 경우에는 이와 반대되는 현상, 즉 사업체규모의 성장이 오히려 사업체수의 증가를 훨씬 상회한 특징을 나타내었다. 事業體規模의 成長은 1975~92년의 기간중 연평균 10.3%를 기록한 반면, 事業體數의 증가율은 0.9%에 불과하였다. 〈表 2〉에 나타난 대사업체부문의 상대적 비중 저하와 함께 대 · 소사업체간 규모격차가 확대된 이유도 여기에 나타난다. 물론 이러한 현상에 대해서는 우리가 대 · 소사업체를 단순히 '從業員 300人'을 기준으로 구분하고 있으며, 종업원수 자체가 다른 변수에 비하여 더욱 완만하게 성장하였고 1988년 이후에는 오히려 감소하였기 때문에 위의 분석기간중 소사업체가 대사업체로 편입된 경우가 흔하지 않을 것이라는 통계적 해석도 가능하지만,[8)] 어쨌든 제조업내 大 · 小事業體 部門의 成長이 事業體數와 事業體規模의 측면에서 큰 격차를 나타낸 것은 흥미로운 현상이다.

〈表 4〉는 大事業體部門의 數的 比重과 出

8) 특히 본문 〈表 3〉에서 1990~92년의 기간중에는 제조업전체의 종업원이 3.7%나 감소하였으며, 이는 당연히 300人 이상이었던 대사업체 중 상당수를 300人 이하의 小事業體로 전환시켰을 것인데, 실제로 表에서 보듯이 大事業體數는 7.4%나 減少하였다.

〈表 4〉 製造業成長과 大事業體部門의 比重變化

	1975~80	1980~85	1985~90	1990~92
製造業出荷額 增加率(表 3)	15.3%(高)	10.5%(低)	15.2%(高)	7.5%(低)
大事業體部門의 數的比重 變化(表 2) 年平均	△0.44%p △0.09%p	△0.92%p △0.18%p	△0.74%p △0.15%p	△0.36%p △0.18%p
大事業體部門의 出荷比重 變化(表 2) 年平均	△3.2%p △0.64%p	△1.3%p △0.26%p	△7.3%p △1.46%p	△3.1%p △0.62%p

荷比重이 각 期間別로 製造業全體의 出荷增加率과 어떠한 관계를 갖는지를 〈表 2〉와 〈表 3〉을 이용하여 나타내고 있다. 〈表 3〉과 〈表 4〉에 제시된 대로 1975~92년 기간을 각각 제조업의 상대적인 "高成長→低成長→高成長→低成長"의 네 기간으로 구분하는 것이 가능하다면, 대사업체부문의 數的 比重은 1980년대 이후 계속 큰 폭으로 減少하였지만, 대사업체부문의 출하액이 전체제조업에서 차지하는 비중은 高成長期일수록 감소폭이 크고 低成長期에는 오히려 감소폭이 작은 것으로 나타난다. 즉 고성장기에는 소사업체부문의 출하비중이 큰 폭으로 증가한 반면 저성장기에는 소사업체부문의 출하비중이 상대적으로 작은 폭으로 증가한 것이다.

바로 이 점은 매우 단순한 관측에 불과하지만, 대사업체가 대부분 대기업의 사업체인 점을 감안할 때 成長과 大企業比重의 關係에 대하여 중요한 시사점을 제공한다. 즉 高成長은 많은 수의 小規模事業體의 新設을 가능하게 하고, 이러한 산업저변의 확대가 결국 대규모사업체 혹은 대기업의 상대적 비중을 감소시킨다는 사실은, 그동안 많은 사람들에 의하여 막연히 주장되어 왔던 "經濟成長이 大企業 혹은 財閥에 의한 經濟力集中을 深化시킨다"는 假說이 대기업에 관한 한 잘못되었음을 시사한다. 오히려 大規模事業體는 저성장기에도 생존하는 능력이 소규모사업체에 비하여 클 것이므로, 低成長이야말로 相對的 比重으로 측정된 經濟力集中을 심화시킬 우려가 있다.

이상을 요약하면 우리나라 製造業은 전반적으로 사업체의 규모확대보다는 事業體의 新設을 통한 산업저변의 확대를 기반으로 성장해 왔다고 볼 수 있지만, 이는 특히 小規模事業體에 나타나는 특징일 뿐, 大事業體部門은 오히려 사업체수보다는 事業體規模의 擴大를 통하여 성장하여 왔다. 한편 대·소사업체부문이 제조업에서 차지하는 비중의 동태적 변화는 製造業의 成長速度에 따라 상이한 추세를 보였는데, 대사업체의 비중감소는 저성장기보다 고성장기에 더욱 두드러지게 나타나는 현상이었다.

〈表 5〉 製造業部門 經濟力集中의 推移(出荷額基準)[1)]

	1977	1980	1985	1989
5大財閥	15.7%	16.9%	23.3%	21.3%
30大財閥	34.1%	36.0%	40.8%	35.4%

	1977~80	1980~85	1985~89
比重變化(30大)	1.9%p	4.8%p	△5.4%p
年平均	0.63%p	0.96%p	△1.35%p

註 : 1) 이 표의 통계는 제조업부문만을 대상으로 하므로 통상적인 鑛工業部門 經濟力集中 統計와 약간의 차이가 있음.

資料 : 統計廳.

2. 製造業 成長과 財閥事業體의 位相 變化

大·小事業體의 區分은 단순히 모든 사업체를 규모로써 구분하는 것일 뿐이므로, 앞서 지적했듯이 고성장, 저성장에 따른 部門間 比重變化에 대하여는 중요한 시사점을 제공하지만, 재벌에 의한 經濟力集中에 대하여 직접적인 증거를 제시하는 것은 아니다. 財閥과 非財閥의 구분은 어떤 사업체 혹은 기업이 財閥이라는 동일한 支配關係下에 있느냐(따라서 系列事業體 혹은 系列企業이냐) 여부에 따라 결정되는 것이므로, 대·소사업체 구분과 그 기준이 다르며, 어떤 시점의 비재벌사업체가 시간이 경과하면 재벌사업체가 될 수 있기 때문에 〈表 4〉에서 우리가 확인하였던 고성장, 저성장과 대·소사업체부문의 위상변화가 재벌, 비재벌에게도 그대로 나타날 것이라고 기대할 수는 없다.

〈表 5〉는 製造業部門의 經濟力集中 推移를 나타내는데, 이미 알려진 대로 제조업부문의 企業集團集中度는 출하액, 부가가치, 유형고정자산의 경우 1985년 전후를 정점으로 下向安定化 趨勢를 보이고 있으며(從業員을 기준으로 할 경우 기업집단집중도는 1980년대에 걸쳐 계속 하락), 이러한 추세는 5대, 10대, 20대, 30대 재벌의 모든 경우에 공통적인 현상이다.[9)] 그러나 〈表 5〉에서 보듯이 1977~85년 기간중 재벌의 비중이 6.7%포인트나 증가했던 현상은, 앞서 〈表 2〉의 대사업체비중의 하락추세(1975~85년 기간중 4.5%포인트 하락)와 비교할 때 매우 대조적인 것이다. 특히 1980~85년의 相對的 低成長期에 대사업체부문은 1.3%포인트 감소한 반면(表 4 참조), 30대 재벌의 비중은 4.8%포인트 증가했다. 따라서 저성장기인 동 기간중 재벌에 의한 경제력집중은 오히려 상당히 深化되었다고 볼 수 있다.

1977~85년의 經濟力集中深化現象을 설명하려면 우선 동 기간중 제조업부문에서

9) 劉承旻(1993) 참조.

재벌의 확대가 어떠한 경로를 통하여 이루어졌는가를 보아야 할 것인데, 1977년 337개이던 30대 재벌의 계열기업수(製造業部門)가 1985년 270개로 감소한 것으로 볼 때 계열기업수 혹은 계열사업체수의 확대보다는 業體當 規模擴大가 크게 이루어졌다는 관측이 가능하다. 그러나 대·소사업체의 구분이 아니라 재벌, 비재벌의 구분에 있어서는 사업체수와 사업체당 규모에 대한 이러한 피상적인 관측이 중요한 시사점을 제공하지 못한다. 앞서 지적했듯이 財閥系列事業體란 支配關係를 기준으로 삼기 때문에 特定時點에 매우 중요한 변화가 不連續的으로 이루어질 수 있기 때문이다.

필자들은 1977~85년의 企業集團集中度變化는 당시 제조업내에서 큰 비중을 점하고 있던 大韓石油公社(1962년 설립, 1980년 民營化 이후 선경그룹이 소유·지배, 유공으로 상호 변경)의 民營化 및 이에 따른 財閥事業體로의 編入과 같은 支配權의 변화에 기인한 측면이 강하다고 본다. 당시만 하더라도 민영화시점을 전후한 유공의 출하액이 제조업 전체에서 차지하는 비중은 1979년 4.4%, 1980년 5.6%, 1981년 5.6% 수준에 이르렀기 때문에 30대 재벌에 의한 企業集團集中度는 1979년 이후의 低成長에도 불구하고 큰 폭으로 上昇한 것이라는 해석이 타당하다.

그러나 고성장이 대사업체비중의 하락을 더욱 가속화했듯이 고성장은 財閥에 의한 經濟力集中을 緩和시킬 것이라는 주장은, 대한석유공사의 민영화와 같은 재벌구성원의 급격한 변화가 없었던 1985~89년의 高成長期에 企業集團集中度가 무려 5.4%포인트 하락한 사실에 의하여 어느 정도 뒷받침된다고 볼 수 있다. 요컨대 〈表 5〉의 기업집단집중도 변화를 해석함에 있어서 필자들은 고성장이 재벌에 의한 경제력집중을 완화한다고 주장하며, 아직도 통계가 완비되지 않았지만 1990~93년의 저성장기에 기업집단집중도가 정체현상을 보이고 있다는 사실에서 이 점은 재확인된다.

Ⅳ. 財閥事業體와 非財閥事業體의 生産性 : 1988년

1. 統計資料의 特性

本章에서 우리는 財閥事業體와 非財閥事業體의 生産性을 비교분석하고자 한다. 필자들이 本章의 분석에서 사용한 통계는 1988년 광공업통계자료 중 제조업의 사업체 통계이며, 각 사업체에 대하여 財閥, 非財閥을 구분하고, 필요한 경우 事業體의 規模를 구분하였다. 1988년은 우리 경제가 3년째 12%를 상회하는 고성장을 실현하던 시기이고, Ⅲ章에서 보았던 대로 산업저변이 확대되어 소규모사업체들의 생산활동이 활발하였으며, 대사업체부문과 재벌부문의 상대적 비중은 하향안정화 추세에 접어든 시

〈表 6〉 1988년 製造業의 一般的 現況

산업분류	세세분류 산업수	사업체 수(%)	종업원 수(%)	출하액 (%)	대사 업체 수	대사업체의 출하 비중(%)	부가 가치 율
31. 음식료품, 담배	64	7.8	7.2	10.2	122	56.5	40.5
32. 섬유, 의복	71	25.6	24.9	14.8	301	46.0	37.6
33. 목재	25	5.7	2.6	1.6	27	38.5	34.6
34. 출판, 인쇄	33	7.1	4.3	4.2	52	37.2	39.2
35. 석유, 석탄, 화학	71	10.9	13.5	19.6	201	64.6	32.5
36. 비금속, 광물제품	38	5.4	3.9	3.8	56	37.2	41.2
37. 제1차금속	33	2.4	3.8	8.8	62	77.6	29.8
38. 기계 및 장비	146	30.5	35.9	35.0	456	69.8	37.3
39. 기타	32	4.6	3.8	2.0	41	31.9	42.2
제조업 전체	513	59,928	3,120[1]	133,080[2]	1,318	60.7	36.3

註 : 1) 千명 2) 10億원.

資料 : 統計廳.

〈表 7〉 細細分類産業의 規模別分布

	산업수 (누적)	출하액비중 (누적, %)	종업원비중 (누적, %)	부가가치비중 (누적, %)
2조원이상 산업	9	28.5	21.9	24.8
1조원~2조원 미만	28	48.6	39.3	46.4
5천억원~1조원 미만	58	64.2	53.3	61.1
2천억원~5천억원 미만	140	84.3	77.1	82.2
2천억원 미만	513	100.0	100.0	100.0

資料 : 統計廳.

기로서 生産性比較에 적합한 시점으로 판단되었다.[10]

〈表 6〉은 1988년 제조업의 일반적 현황을 9개의 中分類製造業에 대하여 나타내고 있다. 각 중분류산업은 세세분류산업의 數에 있어서도 큰 차이가 있을 뿐 아니라, 事業體數, 從業員數, 出荷額, 附加價値率이 각각 상당한 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 32, 35, 38 산업은 다른 중분류산업에 비하여 규모가 훨씬 크며, 전체 사업체의 67%, 출하액의 69.4%가 이 산업에 집중되어 있다. 한편 大事業體의 수와 대사업체의 출하비중 또한 상당한 차이를 나타내고 32, 35, 38 산업의 경우가 높은 것으로 나타난다. 513개의 세세분류산업은 〈表 7〉에서 보듯이 규모별로 큰 차이를 나타내는데, 5千

10) 그러나 1988년이 景氣가 過熱된 시기였고, 그만큼 非正常的인 生産活動이 이루어졌을 것이라는 점에서 본 연구에 不適合한 時點이라는 지적도 가능하다.

〈表 8〉 中分類産業別 財閥系列事業體의 分布

산업분류	세세분류 산업수	재벌참여산업(A)의 수	A산업		재벌계열 사업체수	A산업내의 재벌계열 사업체의 출하비중
			수적비중(%)	출하비중(%)		
31	64	27	42.2	63.3	60	29.9
32	71	24	33.8	76.6	70	18.2
33	25	5	20.0	64.9	9	19.9
34	33	10	30.3	62.0	16	12.1
35	71	29	40.8	88.2	74	52.5
36	38	13	34.2	81.1	53	33.6
37	33	15	45.5	93.1	37	37.3
38	146	57	39.0	86.3	137	53.7
39	32	4	12.5	29.7	5	16.5
계	513	184	35.9	80.8	461	44.6

資料 : 統計廳.

〈表 9〉 財閥系列事業體의 規模分布

사업체규모	사업체수			출하액(10억원)		
	제조업(A)	30대재벌(B)	B/A(%)	제조업(C)	30대재벌(D)	D/C(%)
500人 이상	724	204	28.2	68,990	39,567	57.4
300~499	594	68	11.4	11,802	2,743	23.2
200~299	846	50	5.9	8,751	1,388	15.9
199人 이하	57,764	139	0.2	43,538	1,478	3.4

資料 : 統計廳.

億원 이상의 58개 산업이 제조업 출하액의 64.2%, 종업원의 53.3%, 부가가치의 61.1%를 차지하고 있다.

〈表 8〉은 1988년의 제조업통계에서 財閥系列事業體가 어떻게 분포되어 있는지를 나타내고 있다. 513개의 세세분류산업 중에서 30대 재벌이 참여하고 있는 산업은 184개로서 전체사업수의 36% 정도이나 이들 산업이 차지하고 있는 출하액의 비중은 80.8%나 된다. 즉 규모가 큰 산업에는 대부분 재벌사업체들이 참여하고 있다. 또한 재벌사업체는 규모가 큰 산업에 진출해 있으면서 그 산업에서 차지하는 출하비중이 높은 반면, 규모가 작은 산업에서는 출하비중이 낮다고 볼 수 있다.

〈表 9〉는 제조업 전체와 30대재벌사업체의 事業體規模別 分布를 나타내고 있다. 500인 이상의 대규모사업체에서 30대재벌의 계열사업체가 차지하는 수적 비중은 28.2%에 불과하지만 출하액비중은 57.4%로서 상당히 높다. 이들 204개의 재벌사업체가 재벌의 총출하액에서 차지하는 비중은

〈表 10〉 財閥과 非財閥 事業體의 生産性指標 比較

	5대재벌	6~30대재벌	비재벌
사업체당 출하액(10억원)	161.5	67.6	1.5
사업체당 종업원수(인)	1,900	775	44
1인당 출하액(백만원)	85	87	34
1인당 부가가치(백만원)	26	27	13
1인당 자산(백만원)	29	35	12
1인당 급여(백만원)	6.6	5.7	4.0

資料 : 統計廳.

87.6%로서 압도적이다. 30대재벌의 수적 비중과 출하액비중은 사업체규모가 클수록 높은 것으로 나타나는데, 종업원 300인 이하의 소규모 재벌사업체도 461개 중 189개나 되지만 이들이 재벌의 총출하액이나 같은 규모의 사업체의 총출하액에서 차지하는 비중은 미미하다. 즉 재벌들은 〈表 8〉, 〈表 9〉에서 보듯이 규모가 큰 산업에 주로 포진하고 있을 뿐 아니라, 동일규모 계층내에서도 재벌사업체는 상대적으로 규모가 크다고 판단된다.

2. 財閥事業體와 非財閥事業體의 生産性 比較

財閥事業體와 非財閥事業體의 生産性은 우선 〈表 10〉에서와 같이 단순비교된다. 앞서 살펴본 재벌과 비재벌의 규모의 차이는 〈表 10〉에서도 사업체당 출하액 및 종업원 규모의 격차에서 그대로 나타난다. 한편 1인당 출하액, 부가가치, 자산 등의 지표는 30대재벌사업체와 비재벌사업체 사이에 2배 이상의 격차를 나타낸다. 즉 모든 사업체를 단순비교할 경우에는 재벌사업체의 생산성이 훨씬 높은 것으로 나타났다. 〈表 10〉에서 흥미로운 사실은 5대 재벌과 6~30대 재벌의 차이점이다. 이들은 사업체당 규모가 상당히 차이가 있음에도 불구하고 1인당 지표에 있어서는 오히려 중하위재벌의 사업체가 높게 나타나고 있다.

그러나 〈表 10〉과 같은 재벌, 비재벌의 단순비교는 事業體規模의 差異와 産業의 差異를 완전히 무시한 것이기 때문에, 재벌사업체의 생산성이 훨씬 높게 나타난 것이 큰 의미를 갖지 못한다. 따라서 〈表 11〉에서는 재벌사업체와 비재벌사업체의 생산성비교가 의미를 갖는 規模階層의 事業體에 대하여서만 생산성을 비교하고자 한다. 〈表 9〉에서 보았듯이 재벌사업체의 출하액 중 300인 이상의 대규모사업체가 차지하는 비중이 93.7%이므로, 〈表 11〉에서 우리는 500인 이상의 사업체, 300~499인의 사업체에 대하여서만 生産性指標를 비교하고자 한다.

〈表 11〉에서 우선 재벌사업체만을 본

〈表 11〉 事業體規模別 生産性指標 比較

		5대재벌	6~30대재벌	비재벌
500人이상 사업체	사업체당 출하액(10억원)	258	147	57
	1인당 출하액(백만원)	83	83	48
	1인당 부가가치(백만원)	26	26	19
	1인당 자산(백만원)	29	34	19
	1인당 급여(백만원)	6.7	5.7	5.0
300~499人의 사업체	사업체당 출하액(10억원)	143	34	17
	1인당 출하액(백만원)	83	85	45
	1인당 부가가치(백만원)	26	27	15
	1인당 자산(백만원)	34	35	13
	1인당 급여(백만원)	5.8	6.0	4.6

資料 : 統計廳.

다면 上位財閥이든 中下位財閥이든 규모의 차이에 따른 생산성의 격차가 거의 없는 것으로 나타나지만, 재벌사업체를 비재벌사업체와 비교할 경우에는 생산성지표의 격차가 〈表 10〉의 全體標本調査에서와 유사하게 여전히 큰 것으로 나타나고 있다. 즉 규모의 차이를 어느 정도 조절하였으나 재벌사업체와 비재벌사업체의 生産性 隔差는 여전히 뚜렷하게 나타난 셈이다.

그러나 〈表 11〉의 사업체당 출하액, 1인당 자산 등의 지표를 살펴보면 아직도 재벌사업체와 비재벌사업체의 생산성을 결론적으로 평가하기에는 문제가 있다. 즉 500인 이상이든 300~499인의 규모이든 재벌사업체는 비재벌사업체와 비교할 때 사업체당 출하액이 훨씬 크며, 1인당 자산 또한 훨씬 크다. 따라서 財閥事業體의 경우 資本集約的 産業에, 非財閥事業體의 경우 勞動集約的 産業에 있기 때문에 人當 生産性指標의 차이가 크다고 볼 수 있다. 이러한 관측은 상위재벌과 중하위재벌의 사업체 생산성지표를 살펴보면 더욱 분명하게 드러난다. 즉 〈表 11〉의 規模別 事業體標本에서 상위재벌과 중하위재벌의 사업체당 출하액은 큰 차이를 보였으나, 1인당 자산은 대동소이하며, 이에 따라 결국 1인당 출하액과 부가가치 또한 대동소이한 결과를 보였을 가능성이 큰 것이다. 오히려 300~499인의 사업체 규모에서는 중하위재벌 사업체의 1人當 出荷額, 附加價値, 資産, 給與가 상위재벌 사업체에 비하여 모두 다소 높은 것으로 나타난 사실이 흥미롭다.

〈表 10〉, 〈表 11〉의 비교가 결국 산업별 차이를 감안하지 않았고, 事業體의 生産性 比較란 결국 機械裝備率, 生産技術, 産業別 景氣 등의 산업간 차이에 의하여 영향을 받을 수 있기 때문에, 〈表 12〉에서는 각종 지표를 비교함에 있어서 우선 〈表 11〉과 같이

〈表 12〉 (非財閥÷財閥) 生産性指數의 細細分類産業數 分布[1](재벌사업체평균 = 100)

비재벌사업체 평균 =		50 이하	50~70	70~90	90~100	소계	100~110	110~130	130~150	150 이상	소계
500人이상 사업체 (68개산업)	1인당 출하액	13	12	15	2	42	2	9	6	9	26
	1인당 부가가치	16	10	11	6	43	2	4	4	15	25
	1인당 자산	27	13	4	6	50	2	4	1	11	18
300~499人의 사업체 (34개 산업)	1인당 출하액	10	5	5	2	22	2	2	3	5	12
	1인당 부가가치	6	8	6	0	20	3	2	3	6	14
	1인당 자산	13	7	2	1	23	0	5	0	6	11
200~299人의 사업체 (31개 산업)	1인당 출하액	9	4	5	2	20	1	2	2	6	11
	1인당 부가가치	9	5	3	1	18	1	3	2	7	13
	1인당 자산	9	3	7	1	20	0	2	1	8	11

註 : 1) 표의 수치는 우선 규모계층별로 각 세세분류산업내에 재벌사업체와 비재벌사업체가 모두 존재함으로써 비교가 가능하고, 재벌사업체의 평균을 100이라 할 때 비재벌사업체의 평균을 지수화하여 각 구간에 속하는 세세분류산업의 수를 계산한 것임.

資料 : 統計廳.

사업체규모의 계층별로 표본을 선정하되 재벌사업체의 평균을 100이라고 할 때 비재벌사업체의 평균이 表의 각 구간에 있는 細細分類産業의 數를 나타내고 있다. 〈表 12〉에서 보듯이 이러한 비교는 500인 이상 사업체의 경우 68개 細細分類産業에 대하여만 가능하였고, 300~499인, 200~299인의 규모계층에 대해서는 각각 34개 산업, 31개 산업만이 비교가능하였다.

어쨌든 이와 같이 다소 복잡한 統計編輯過程을 거친 〈表 12〉는 결국 財閥과 非財閥이 모두 참여하고 있는 細細分類産業에서 규모가 비슷한 사업체들을 비교할 때 평균적으로 재벌과 비재벌 중 누구의 生産性이 더욱 높은가를 나타낸다고 볼 수 있다. 이와 같이 規模와 細細分類産業의 差異를 감안한 결과는 상당히 示唆的이다. 〈表 12〉에서 단순히 100 이하와 100 이상의 산업수로만 본다면 재벌사업체들의 1인당 출하액, 부가가치, 자산이 비재벌사업체에 비하여 큰(즉, 100 이하) 세세분류산업이 훨씬 많다. 이러한 차이는 모든 사업체규모에서 일관되게 나타나므로 제조업 전체로 볼 때 재벌사업체의 생산성은 비재벌사업체에 비하여 높다는 〈表 10〉, 〈表 11〉의 결론을 뒷받침한다.

그러나 이러한 平均的인 觀測 못지않게 중요한 것은 산업에 따라서는 비재벌사업체의 생산성이 훨씬 높은 산업도 상당수 존재한다는 사실이다. 특히 〈表 12〉에서 指數化된 平均生産性 差異의 産業數分布는 正規分布와 유사한 '∩字型'이기보다는 그 반대인

'U字型'으로 나타나는데, 이는 재벌과 비재벌의 생산성 격차가 별로 없는 산업(表의 90~100, 100~110의 구간)보다는 생산성 격차가 큰 산업의 수가 훨씬 많고, 많은 수의 산업이 50 이하 혹은 150 이상의 구간에 있다는 점을 나타낸다. 즉 제조업 전체로서는 財閥事業體가 非財閥事業體보다 생산성이 높지만, 그 정반대 경우에 해당하는 세세분류산업도 상당수 존재하며, 특히 비재벌사업체의 생산성이 훨씬 높은 세세분류산업이 標本內에 다수 존재한다는 사실에 유의하여야 할 것이다.

3. 事業體 生産性 決定要因의 回歸分析

〈表 12〉는 비록 단순한 要約統計値를 제시한 것에 불과하지만, 事業體規模와 細細分類産業別 差異를 감안하여 재벌사업체와 비재벌사업체의 생산성 격차를 정확하게 전달하는 長點을 가졌다. 이러한 장점은 通常의 回歸分析에서는 발견할 수 없는 것이지만, 회귀분석 또한 諸變數의 相關關係를 평균적으로 고찰함에 있어서 유용한 방법이므로, 本節에서는 生産性의 決定要因에 관한 回歸分析을 시도하고자 한다. 이 경우 물론 재벌, 비재벌의 더미변수는 설명변수 중 하나일 뿐이다.

회귀분석의 標本을 설정함에 있어서 우리는 제조업의 모든 사업체를 총동원하기보다는, 의미있는 비교분석을 위하여 우선 〈表 12〉에서와 같이 200인 이하의 사업체를 모두 제외하였고, 30대 재벌사업체의 경우에는 각 사업체를 관측치로 사용하되, 비재벌사업체의 경우에는 분석의 편의를 위하여 세세분류산업별로 事業體規模階層을 200~299인, 300~499인, 500인 이상의 3개로 나누어 각 규모계층별 평균값을 관측치로 사용하고자 한다. 따라서 각 세세분류산업에 있어서 재벌사업체는 바로 그 數만큼, 비재벌사업체는 3개 혹은 그 이하의 관측치가 표본에 포함되게 되는데, 이러한 과정을 통하여 편집된 통계는 제조업전체가 910개의 觀測値로 標本이 구성되고 그 중 財閥事業體는 322개이다.[11] 이러한 통계편집과정을 거쳐서 회귀분석에 사용된 관측치의 규모별, 중분류산업별 분포는 〈表 13〉에 나타나 있다.

〈表 13〉의 표본은 재벌과 비재벌의 생산성 격차를 분석함에 있어서 標本抽出偏倚의 문제가 비교적 심각하지 않다고 평가된다. 우선 이 표본은 전체 제조업의 모든 세세분류산업을 대상으로 하고 있으며, 재벌사업체는 322개가 모두 포함되었고 非財閥事業體는 각 산업에서 規模別 平均値가 포함되었기 때문에, 우리가 주목하는 200人 이상의 사업체의 投入-産出關係를 정확하게 반영하는 것으로 보인다.

〈表 14〉는 全體標本 및 이를 규모계층별로 구분한 3개의 下位標本에 대하여, 사업

11) 200인 이상 사업체 중 非財閥事業體는 1,842개였는데 각 規模階層別 平均値를 回歸分析의 觀測値로 사용함에 따라 이는 588개의 관측치로 줄었다.

〈表 13〉 標本事業體의 規模別, 中分類産業別 分布[1](사업체수)

산 업	사업체 규모			계
	200~299人	300~499人	500人 이상	
31	38(11)	31(9)	36(14)	105(34)
32	44(6)	42(9)	61(36)	147(51)
33	3(0)	6(1)	8(5)	17(6)
34	23(3)	12(3)	13(2)	48(8)
35	39(10)	30(10)	50(31)	119(51)
36	20(3)	17(5)	23(13)	60(21)
37	18(3)	21(11)	29(19)	68(33)
38	94(14)	78(20)	141(82)	313(116)
39	12(0)	9(0)	12(2)	33(2)
계	291(50)	246(68)	373(204)	910(322)

註 : 1) ( ) 안의 숫자는 財閥系列事業體數임.

資料 : 統計廳.

체별 1인당 출하액과 설명변수간의 상관관계를 회귀분석한 결과를 보고하고 있다. 설명변수로는 30大財閥더미, 從業員數(事業體規模), 該當細細分類産業의 허핀달指數(産業集中度), 1人當 有形固定資産, 輸出比重, 1人當 給與額 등이 동원되었다. 물론 이들 설명변수가 1인당 출하액과 경험적으로 어떠한 관계를 갖는지가 관심의 초점이었으며, 이론적으로 엄밀한 가설이 반드시 事前的으로 주어진 것은 아니었다.[12] 이 밖에도 사업체별 R&D集約度와 같은 설명변수를 고려하였지만, 회귀분석의 결과 여부에 관계없이 사업체단위에서 보고되는 R&D 통계의 신뢰성결여 문제는 심각하기 때문에 이를 제외하였다.

〈表 14〉의 회귀분석결과는 몇가지 흥미로운 시사점을 제공한다. 첫째, 재벌사업체의 1인당 출하액은 비재벌사업체에 비하여 높고, 이 관계는 전체표본에서 유의한 것으로 나타났으며, 규모계층별 표본에서도 다소 차이는 있으나 유의하다. 이 결과는 〈表 10〉, 〈表 11〉, 〈表 12〉의 발견을 재확인하는 것이지만, 앞서 〈表 12〉에서 확인한 U字型分布는 이러한 회귀분석에서는 나타나지 않는다는 사실에 유의하여야 할 것이다.

둘째, 사업체규모(종업원수)는 오히려 1인당 출하액에 대하여 負의 상관관계를 갖는 것으로 나타나는데, 이는 〈表 11〉에서도 일부 확인되듯이 종업원수가 많다고 1인당 출하액이 높다는 것은 아님을 확인하고 있

12) 說明變數 중 1인당 급여액은 從屬變數인 1인당 출하액이나 또 하나의 설명변수인 1인당 유형고정자산 등의 人當指標와 同時性(simultaneity) 문제를 가질 수 있겠으나, 본문의 회귀분석에서 1인당 급여와 1인당 자산은 모두 투입변수로서 사용되었다.

〈表 14〉 規模階層別 生産性의 決定要因[1)]

	종속변수 = 1인당 출하액			
	전체표본	200~299人	300~499人	500人 이상
독립변수 \ 표본크기	902	284	238	366
상수항	−39.34 (−1.282)	213.32 (1.218)	120.52 (0.617)	45.63 (0.543)
30대재벌더미[2)]	28.73 (3.463)	42.24 (4.713)	19.48 (1.868)	29.63 (1.799)
ln(종업원수)[3)]	−15.21 (−3.286)	−55.34 (−1.742)	−36.65 (−1.116)	−32.06 (−2.779)
허핀달지수[4)]	50.66 (2.638)	43.03 (2.207)	78.20 (2.838)	29.67 (0.796)
1인당유형고정자산[5)]	27.68 (7.413)	17.70 (4.819)	23.10 (4.759)	38.47 (4.990)
수출 /출하액[6)]	20.31 (1.822)	20.55 (2.115)	9.37 (0.643)	30.06 (1.191)
ln(1인당급여액)[7)]	78.31 (6.683)	64.07 (5.574)	63.27 (3.601)	88.79 (3.916)
R^2	0.252	0.408	0.354	0.227

註 : 1) ( ) 안의 수치는 t값임.
2) 각 사업체별로 재벌=1, 비재벌=0.
3) 각 사업체의 종업원수에 로그를 취한 값(사업체규모 변수).
4) 해당 사업체가 속한 세세분류산업의 Herfindahl집중지수(ΣS_i^2, $S_i = i$기업의 시장점유율).
5) 각 사업체의 유형고정자산(부동산 제외).
6) 각 사업체의 (수출 /출하액) 비율.
7) 각 사업체의 1인당 급여액에 로그를 취한 값.

으며, 더구나 다른 설명변수의 영향을 통제한 〈表 14〉의 회귀분석에서는 오히려 負의 관계를 갖는 것으로 나타난 것이다. 셋째, 사업체규모와는 달리 1인당 유형고정자산과 1인당 급여액과 같은 人當指標는 1인당 출하액과 뚜렷한 正의 관계를 갖는 것으로 나타났으며, 이 관계의 통계적 유의성은 全體標本에서나 規模階層別 標本에서나 매우 높은 것으로 나타났다.

넷째, 産業集中度가 1인당 출하액과 유의적인 正의 관계를 갖는 것은 독과점적인 시장이 경쟁적인 시장에 비하여 사업체의 1인당 출하액이 높은 기술적 특성을 갖고 있기 때문이라고 해석된다. 마지막으로, 수출이 출하액에서 차지하는 비중 또한 1인당 출하액과 正의 관계를 가지는 것은 생산에 있어서 주어진 設備의 稼動率을 높이고 規模의 經濟를 실현하는 것과 무관하지 않을 것이나, 그 통계적 유의성은 규모계층에 따라 낮은 경우도 발견된다.

〈表 15〉 中分類産業別 生産性의 決定要因[1)]

	종속변수=1인당 출하액						
	31	32	34	35	36	37	38
표본크기	98	140	41	112	53	60	306
상수항	21.84 (0.285)	27.43 (1.322)	−22.43 (−0.534)	−350.85 (−1.588)	−117.18 (−2.967)	−106.09 (−1.357)	−28.55 (−2.719)
30대재벌더미	6.48 (0.384)	18.85 (3.921)	30.36 (3.066)	73.61 (1.325)	−2.58 (−0.378)	26.53 (1.506)	8.55 (2.626)
ln(종업원수)	−16.83 (−1.451)	−10.06 (−3.416)	−8.10 (−1.992)	3.90 (0.126)	7.18 (1.168)	−20.25 (1.688)	0.93 (0.576)
허핀달지수	−2.52 (−0.082)	26.29 (1.122)	41.45 (1.757)	−54.78 (−0.430)	4.78 (0.377)	261.86 (6.097)	10.88 (1.232)
1인당유형고정자산	37.10 (3.911)	10.66 (4.728)	19.49 (4.003)	60.71 (3.036)	15.06 (4.408)	14.53 (1.575)	7.35 (4.500)
수출 /출하액	6.59 (0.223)	23.82 (3.653)	67.87 (1.689)	−113.73 (−1.549)	5.62 (0.473)	124.99 (2.911)	1.80 (0.435)
ln(1인당급여액)	58.62 (2.655)	30.90 (3.401)	40.66 (2.474)	195.71 (3.122)	49.67 (4.175)	99.32 (3.274)	31.82 (6.595)
R^2	0.434	0.421	0.676	0.338	0.669	0.628	0.352

註 : 1) 설명변수의 정의는 〈表 14〉의 脚註 참조. ( ) 안의 수치는 t 값임.

〈表 14〉의 회귀분석은 전체표본 및 규모계층별 하위표본에 대하여 사업체가 속한 細細分類産業의 差異를 충분히 감안하지 못한 것이므로, 〈表 12〉와 비교할 때 분석상의 장단점이 있다. 〈表 15〉에서는 〈表 13〉의 902개 관측치를 中分類産業別 標本으로 재구성하여 〈表 14〉에서 발견되는 상관관계가 어느 정도 'robust'한가를 다른 각도에서 점검하는 회귀분석을 시도하였다.[13)] 〈表 15〉에서 보듯이 재벌더미, 1인당 유형고정자산, 1인당 급여 등의 설명변수는 각각의 중분류산업내에서도 극히 일부 예외를 제외하고는 1인당 출하액과 正의 유의적인 상관관계를 갖는 것으로 나타나, 〈表 14〉의 결과가 중분류산업별로도 그대로 지지됨을 보여주고 있다. 그러나 종업원수의 경우 산업에 따라 상반된 결과를 나타내며, 산업집중도와 수출비중의 경우에는 통계적 유의성의 차이가 상당히 큰 것으로 나타났다.

13) 본문 〈表 13〉에서 보듯이 33, 39산업은 재벌사업체의 수가 적기 때문에 〈表 15〉의 회귀분석에서 제외되었다.

〈表 16〉 財閥과 非財閥企業의 收益性 比較(1988년 上場企業 基準)[1]

		中分類産業[2]							製造業 全體
		31	32	34	35	36	37	38	
표본크기[3]		37(16)	50(12)	18(3)	81(13)	17(6)	27(9)	98(27)	338(87)[2]
總資本 純利益率	財閥[4]	11.801	13.657	11.069	10.163	22.146	18.450	15.209	13.908
	非財閥[4]	3.016	14.787	19.032	16.863	12.246	5.167	9.750	10.233
	P 값[5]	0.0991	0.6935	0.4618	0.2859	0.0599	0.2897	0.0426	0.0702
總資本 經常 利益率	財閥	20.337	21.179	16.375	18.674	35.754	31.924	21.500	21.605
	非財閥	11.714	19.824	41.323	12.131	19.136	17.420	13.367	15.450
	P 값	0.1431	0.7944	0.0900	0.2717	0.0766	0.3422	0.0235*	0.0129*
賣出額 純利益率	財閥	2.220	3.737	3.534	3.427	8.123	4.894	3.965	3.937
	非財閥	1.217	3.253	3.578	4.728	5.668	−3.539	0.758	1.776
	P 값	0.0298*	0.6723	0.9651	0.2668	0.2296	0.2380	0.0155*	0.0123*
賣出額 經常 利益率	財閥	3.782	4.940	5.054	6.552	13.288	8.885	5.815	6.184
	非財閥	2.295	5.498	7.992	6.031	8.669	−0.614	1.283	3.302
	P 값	0.0885	0.8105	0.4121	0.7259	0.1233	0.2130	0.0006*	0.0042*

註 : 1) 91년 현재의 상장기업 중 89년 이전에 상장된 제조업부문 기업의 88년 데이터를 분석대상으로 하였음.
2) 33산업은 비재벌기업만 4개, 39산업은 비재벌기업과 재벌기업이 각각 5개, 1개로 개별산업의 분석에서는 제외되었음. 제조업 전체는 이들 기업을 포함한 것임.
3) ( ) 안의 수치는 재벌기업수를 나타냄.
4) '재벌'이란 88년 현재 공정거래법에 따라 지정된 39개 대규모기업집단의 계열기업을, '비재벌'은 나머지 기업을 나타냄.
5) *P* 값이란 *t* 값에 상응하는 수치로서, *는 유의수준 0.05%에서 귀무가설이 기각되는, 즉 구분된 두 표본의 평균이 차이가 있음을 나타냄.

資料 : 한국신용평가주식회사, 『'89 한국기업재무총람』.

4. 財閥企業과 非財閥企業의 收益性 比較 : 1988년

이상과 같이 우리는 1988년 鑛工業統計를 이용하여 제조업부문내에서 재벌사업체와 비재벌사업체의 生産性을 비교하였고 나름대로 의미있는 시사점을 발견하였다. 그러나 Ⅱ章에서 보았듯이 기존의 재벌의 효율성에 관한 연구는 대부분 收益性에 관한 연구였기 때문에, 본 연구에서도 1988년 재벌기업의 수익성이 비재벌기업과 어떠한 차이를 갖는지 간단하게 고찰함으로써, 1988년이 收益性 側面에서 특수한 표본인지의 여부를 알아보기로 한다.

〈表 16〉은 1988년의 上場企業統計를 이용하여 제조업부문에서 財閥企業과 非財閥

企業의 收益性을 비교하고 있다. 제조업전체를 볼 때 재벌기업의 평균수익성은 비재벌기업에 비하여 상당히 높은 수준이며, 네가지 수익성지표 중 한가지를 제외하고 이러한 收益性의 隔差는 統計的으로 유의하다. 재벌과 비재벌의 수익성격차는 각 중분류산업내에서도 몇몇 예외를 제외하고는 재벌기업이 비재벌기업에 비하여 평균수익성이 높은 것으로 나타나지만, 제조업전체에서 확인할 수 있었던 통계적 유의성은 발견되지 않는다.

즉 中分類產業單位로 표본을 구분할 경우 개별 기업의 收益性 觀測値는 재벌이냐 비재벌이냐에 따라서 일정한 분포를 나타내지 않는다. 이는 앞서 〈表 14〉, 〈表 15〉에서 보았듯이 재벌의 생산성이 제조업전체로서는 비재벌에 비하여 높고 그 격차가 통계적으로 유의하지만, 개별 중분류산업내의 격차는 유의성이 감소한 사실과, 특히 〈表 12〉에서 보았듯이 細細分類產業別 生產性 隔差는 U字型의 분포를 나타낸 점 등과 일맥상통하는 결과라고 해석된다.

V. 結論 및 政策示唆點

본 연구는 우리나라 제조업의 성장과정에서 대규모사업체와 재벌기업의 相對的 位相이 어떠한 특징을 갖고 변화하였는가를 분석하였고, 재벌사업체와 비재벌사업체의 生產性 隔差를 규명함으로써 재벌은 과연 효율적인가에 대하여 부분적이나마 답하고자 노력하였다. 본 연구는 광공업통계 중 제조업부문의 投入-產出關係에 대한 要約統計値의 정리와 간단한 回歸分析에만 의존하고 있으나, 劉承旻(1990)이 지적한 바와 같이 기존의 기술적 효율성 추정방법이 결코 신뢰할 만한 결과를 도출하지 못하는 상황에서 차라리 연구목적에 맞게 통계를 편집하고 효율성 대신 生產性에 주목하는 것이 의미있다고 판단하였다.

1970~92년 기간중 우리나라 제조업은 전반적으로 사업체의 규모확대보다는 事業體의 新設을 통한 산업저변의 확대를 기반으로 성장하여 왔다고 볼 수 있는데, 이는 특히 小規模事業體에 나타나는 현상일 뿐이며, 종업원 300인 이상의 大事業體部門은 사업체수보다 事業體規模의 擴大를 통하여 성장하였다. 대사업체부문이 전체 제조업에서 차지하는 비중은 계속 하락하였는데, 중요한 점은 高成長期에 이러한 상대적 비중의 하락추세가 가속되었던 반면, 低成長期에는 하락추세가 완만하였다는 점이다. 이는 "經濟成長이 大企業에 의한 集中現象을 심화시킨다"는 피상적인 주장이 잘못되었음을 시사한다. 한편 제조업내에서 30대재벌이 차지하는 비중은 공기업민영화 등 企業支配關係의 변화에 따라 불연속적으로 증가를 경험하였지만, 高成長이 財閥의 經濟力集中을 완화시키는 효과는 대사업체부문과 마찬가지로 여전히 존재한다고 판단되

었다. 따라서 "經濟成長이 財閥에 의한 集中現象을 심화시킨다"는 주장 또한 설득력이 약한 것으로 평가된다.

효율성에 대한 하나의 증거로서 財閥事業體와 非財閥事業體의 生産性을 비교한 결과 또한 중요한 시사점을 가진다. 더욱 의미있는 비교를 위하여 동일한 事業體規模階層內에서, 그리고 동일한 細細分類産業內에서 財閥事業體와 非財閥事業體의 生産性을 분석하더라도 재벌사업체의 생산성이 훨씬 높은 것으로 확인되었으며, 1~5大財閥과 6~30大財閥의 격차는 거의 없거나 오히려 後者가 다소 높은 것으로 나타났다. 그러나 이와 동시에 중요한 점은 재벌과 비재벌의 生産性 隔差가 모든 산업에 공통적으로 나타나는 현상이 결코 아니며, 비재벌사업체의 생산성이 재벌사업체보다 월등하게 높은 細細分類産業도 다수 존재한다는 사실이다. 요컨대, 재벌사업체가 비재벌사업체보다 생산성이 높은 것은 平均的으로 분명한 사실이지만 많은 例外가 동시에 존재하기 때문에, 이러한 平均的인 觀測을 一般化한다든가, 이를 근거로 飛躍的인 論理나 政策을 펴는 것이 매우 위험하다는 점에 유의하여야 할 것이다.

사업체 생산성의 결정요인에 관한 回歸分析의 결과는 재벌사업체의 생산성 우위를 확인하는 동시에 생산성이 1인당 유형고정자산, 1인당 급여와 같은 人當 變數 및 産業集中度와 뚜렷한 正의 관계를 갖고 있음을 보였으며, 사업체규모 자체는 생산성과 오히려 負의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 규모계층별 하위표본에 대한 회귀분석에도 유사하게 나타났지만, 中分類産業別 下位標本의 경우에는 산업에 따라 상관관계의 방향이 다르거나 통계적 유의성이 크게 감소하였다.

한편 재벌사업체의 효율성에 대한 기존연구가 대부분 收益性에 관한 것임에 비추어, 上場企業 財務資料를 이용하여 收益性을 살펴본 결과 재벌기업의 수익성이 상당히 높은 것으로 분석되었다. 그러나 이러한 수익성격차는 평균적인 관측일 뿐이고 산업별 차이가 큰 것으로 나타났으며, 생산성비교에서도 산업별 차이가 컸던 점에 비추어 財閥, 非財閥의 區分이 일반화되기 어렵다는 점을 재확인하였다.

그렇다면 이상과 같은 分析結果는 어떠한 政策示唆點을 갖는가? 그동안 정부의 財閥政策은 상당히 변화하여 왔으나 정책의 주된 관심사항이, 첫째 재벌이 우리 경제에서 차지하는 比重의 增加를 억제하려는 노력, 둘째 재벌의 '過度'하거나 '非效率的'인 業種多邊化를 억제하려는 노력,[14] 셋째 재벌의 企業所有·支配權集中을 억제하려는 노력 등이었다고 볼 수 있다. 이중에서도 재벌 혹은 대기업이 우리 경제에서 차지하는 비중을 우려하는 시각은 말 그대로 경제력

14) 財閥의 業種多邊化를 규제하는 중요한 이유로 흔히들 '過度한,' '不合理한,' '非效率的인' 다변화라고 주장하지만 과도, 불합리, 비효율의 基準과 證據는 매우 빈약한 실정이다.

이 少數의 企業集團에게 집중되고, 특히 所有·支配權의 集中構造 때문에 결국 집중된 경제력이 소수 재벌가족의 지배하에 놓이는 것이 경제적으로나 정치·사회적으로 심각한 문제를 야기할 수 있다는 점에서 問題認識 자체가 잘못된 것은 아니라고 판단된다. 다만 본 연구가 제조업의 경우에서 확인하였듯이 高成長期에 大企業 및 財閥의 比重은 더욱 빠른 속도로 하락하므로 高成長이 生產集中을 치유하는 有效한 方案이 되는 개연성이 높고, 成長이 생산집중을 심화시킨다는 주장은 誤謬일 가능성이 크다는 사실에 정책당국은 주목할 필요가 있다. 본 연구는 生產集中에 대하여 개별시장 차원의 獨寡占規制 이외에는 타당한 정책이 흔하지 않는 상황에서, 오히려 경제의 持續的 成長이 중요함을 강조하고 있으며, 이는 先進國의 經驗으로 보더라도 타당한 관측이라고 본다.

한편 재벌의 업종다변화를 억제하려는 정책은 현재 總量規制(貸出限度管理 및 出資總額制限)와 微視的 多邊化規制(業種專門化誘導施策, 進入規制 등 각종 산업정책적 규제)로 구분되는데, 이러한 정책의 大前提는 "財閥의 過度한 多邊化는 非效率的이다"라는 주장이었다. 그러나 본 연구에 따르면 재벌의 생산성은 비재벌에 비하여 높으며, 이는 단순한 사업체규모보다도 1인당 유형고정자산이나 1인당 급여, 해당산업의 집중도 등과도 밀접한 관계를 가졌다. 그러나 재벌과 비재벌의 생산성격차가 비교대상이 되는 모든 산업에 골고루 나타난 현상은 아니었고, 財閥들이 상당히 資本集約的이고 獨寡占的 產業에 참여하여 높은 生產性을 실현하고 있었다고 볼 수 있으며, 非財閥의 생산성이 월등히 높은 경우도 다수 존재하였다.

효율성의 개념이 생산성과 밀접한 관계를 갖기 때문에 본 연구결과는, 多邊化된 事業構造를 갖고 所有가 集中된 財閥의 效率性이 낮을 것이라는 假說에 중요한 반박을 제공하는 동시에, 產業에 따라서 그러한 경우와 그렇지 못한 경우가 동시에 존재함을 보였다. 그럼에도 불구하고 재벌의 다변화를 效率性 次元에서 규제하려는 정책이 존재한다면, 이는 오히려 效率에 逆行할 가능성이 클 것이며, 현재의 百貨店式 多邊化規制가 效率 次元에서 의문시되는 이유도 여기에 있다. 금리자유화가 완전히 진전되지 않고 계열사출자의 문제가 존재하는 한 貸出限度管理, 出資總額制限과 같은 總量規制는 유지될 수 있겠으나, 업종전문화유도시책을 포함한 여타의 微視的 多邊化規制는 효율차원에서 정당화되기 어렵다.

이렇게 볼 때 앞으로 정부가 재벌의 多邊化와 所有集中에 대하여 개입하는 정책을 사용한다면, 그 목표가 生產의 效率이 될 수는 없을 것이므로 과연 무엇을 위한 規制인지를 심각하게 고려하여야 할 것이다. 재벌이라는 사실이 非效率에 관한 한 명백한 경험적 증거를 제시하지 않는다면, 소위 效率提高를 위한 多邊化規制나 所有分散施策

등은 단순히 口號에 불과할 가능성이 크기 때문에, 재벌정책은 다른 차원의 效率性(巨視的 次元의 資源配分效率性)이나 衡平性 등의 차원에서 정당화되어야만 정책으로서 의미를 가질 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

姜信逸, 『大規模企業集團에 관한 硏究』, 韓國經濟硏究院, 1991.

孔柄淏 · 金恩慈, 『大企業集團의 效率性 硏究』, 韓國經濟硏究院, 1993.

金仁中, 「우리나라 企業集團의 形成, 行動 및 成果分析」, 韓國産業組織學會 學術大會 發表論文, 1992.

鮮于奭皓 · 梁元根, 『大企業集團의 業種專門化 誘導方案』, 産業硏究院, 1991.

孫承泰, 『國內銀行의 經營效率性 比較分析』, 硏究報告書 93-01, 韓國開發硏究院, 1993.

劉承旻, 「技術的 效率性의 決定要因과 動態的 變化」, 『韓國開發硏究』, 1990 겨울, 韓國開發硏究院, pp.21～46.

———, 「企業集團政策의 發展方向」, 『韓國經濟의 先進化를 위한 政策課題와 對應戰略』 제7장, 1993, 韓國開發硏究院, pp. 202～238.

——— · 李仁燦, 「韓國製造業의 技術的 效率性 : 産業別 技術的 效率性의 推定」, 『韓國開發硏究』, 1990 여름, 韓國開發硏究院, pp.51～79.

鄭求鉉, 『韓國企業의 多角化戰略과 國際競爭力』, 韓國經濟硏究院, 1991.

丁炳烋 · 梁英植, 『韓國 財閥部門의 經濟分析』, 韓國開發硏究院, 1992.

趙東成, 『韓國財閥硏究』, 每日經濟新聞社, 1990.

崔鍾元, 「公企業民營化의 政策效果分析에 관한 硏究」, 『韓國開發硏究』, 1994 봄, 韓國開發硏究院, pp.119～148.

洪賢杓, 「韓國 企業集團의 效率性分析」, 韓國産業組織學會 學術大會 發表論文, 1992.

Caves, Richard E., *Industrial Efficiency in Six Nations,* The MIT Press, 1992.

——— and David R. Barton, *Efficiency in U.S. Manufacturing Industries,* The MIT Press, 1990.

Farrell, M.J., "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society,* 120, Part 3, 1957, pp. 253～282.

Forsund, Finn R. and Lennart Hjal-

marsson, "On the Measurement of Productive Efficiency," *Swedish Journal of Economics,* 76, June 1974, pp. 141~154.

Leibenstein, Harvey, "Allocative Efficiency vs. 'X-Efficiency'," *American Economic Review,* 56, June 1966, pp. 392~415.

———, "X-Inefficiency Xist-Reply to an Xorcist," *American Economic Review,* 68, 1978, pp. 203~211.

Siegfried, John J. and Edwin H. Wheeler, "Cost Efficiency and Monopoly Power: A Survey," *Quarterly Review of Economics and Business,* 21, Spring 1981, pp. 25~46.

橫斷面 資料를 이용한 時間割引率의 推定

高 英 先

本 論文에서는 1993년에 퇴직한 公務員들에 대한 資料를 사용하여 이들의 時間割引率을 측정하였다. 時間割引率은 여러 경제학 모형에서 個人의 消費와 貯蓄行態를 결정짓는 중요한 요소로 등장한다. 時間割引率을 추정한 기존의 實證分析들은 1% 내외의 매우 낮은 推定値를 보고하고 있으며, 심지어 음(−)인 경우도 있다. 이러한 낮은 추정치는 時間割引率이 실질적으로 거의 아무런 역할을 하지 않음을 의미한다. 그러나 기존의 實證分析은 대부분 巨視 時系列資料를 사용하여 경제내의 代表的 個人(representative individual)이라는 가상적 존재의 時間割引率을 추정하였다는 단점을 갖는다. 本 論文에서는 우리나라의 퇴직공무원들에 대한 微視 橫斷面資料를 사용하여 실존하는 각 個人의 時間割引率을 추정하였고, 그 결과 기존의 硏究에서와는 달리 時間割引率이 평균적으로 14~15% 정도의 매우 높은 값을 가짐을 발견하였다. 이러한 결과는 個人의 老後生活 安定을 위한 貯蓄을 각 個人의 자발적인 의사에 일임하기보다는 公的, 私的年金制度를 통하여 강제하는 것이 합리적일 수 있음을 보여준다.

I. 序 論

많은 經濟學 理論에서는, 미래 消費가 주는 效用(utility)이 同一量의 현재 消費가 주는 效用보다 작다는 것을 가정하고 있다. 그리고 이러한 현재 소비와 미래 소비 사이의 효용차이를 時間割引要素(time discount factor)로 표현하고 있다. 예를 들어 어느 個人의 t期의 消費量을 c_t라 하고 이로부터 얻는 效用을 $u(c_t)$라 하면, a시점에서의 期待效用은 다음과 같은 형태를 취하는 것으로 가정된다.[1)]

$$\sum_{t=a}^{\infty} \beta^{t-a} p_{a,t} u(c_t) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

筆者 : 本院 專門硏究員

* 筆者는 바쁘신 가운데 本 論文의 草稿를 읽고 論評을 해 주신 柳一鎬, 金俊逸, 文亨杓 박사께 감사를 드린다.

1) 물론 式(1)과 같이 效用函數가 加法分割的(additively separable)이어야 할 理論的 當爲性은 없다. 예를 들어 Epstein and Zin (1989)은 이와는 다른 형태의 期待效用函數를 제시하고 있다.

여기에서 β는 앞에서 언급한 時間割引要素이며, $p_{a,t}$는 a시점에서 t시점까지 生存할 確率(生殘率)을 의미한다.

式(1)에서, 미래 소비가 同一量의 현재 소비보다 그 效用이 작다는 것[2]은 다음의 조건과 동일하다.

$$0 < \beta < 1 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

本 論文에서는 β를 사용하는 대신에 時間割引率(time discount rate) δ를 사용하기로 한다. δ는 $\beta = 1/(1+\delta)$로 정의된다. 이 경우 式(2)의 조건은

$$\delta > 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

의 조건과 동일하다.[3]

本 論文의 목적은 δ의 수준은 대개 어느 정도이며, 이것이 個人의 性이나 연령과 같은 特性에 따라 어떻게 변하는가를 살펴보는 것이다. 지금까지의 많은 論文에서 δ를 추정한 결과를 보면, 그 수준이 매우 낮으며 심지어 음(−)인 경우도 보고되고 있다. 예를 들어 Hansen and Singleton(1983)은 δ가 −0.003~0.005 정도인 것으로 보고하고 있으며, Epstein and Zin(1991)은 −0.004~0.004 정도인 것으로 보고하고 있다.

지금까지 δ를 추정한 論文들은 모두 國民計定上의 소비지출과 시장이자율 등에 관한 時系列 巨視資料를 사용하여 왔다. 本 論文은 이와 달리 우리나라 퇴직공무원들에 관한 橫斷面 微視資料를 사용하여 δ를 추정하고자 한다. 우리나라의 公務員年金制度에서는 在職期間이 20년 이상인 공무원이 퇴직할 때, 본인의 선택에 따라 年金, 一時金, 控除一時金 가운데 하나를 지급하고 있다. 本 論文은 퇴직공무원들의 效用函數가 線型이며(즉 危險中立的이며) 또한 미래의 年金給付를 담보로 他人으로부터 융자를 받을 수 없다는(즉 流動性의 制約이 작용한다는) 것을 假定하고, 이를 토대로 퇴직공무원들의 δ를 추정한다. 만일 퇴직공무원들의 效用函數가 危險回避的이거나 또는 流動性의 制約이 작용하지 않는 경우가 있다면, δ가 크더라도 年金을 선택할 확률이 커지므로 실제의 δ는 추정된 δ보다 클 것이다.[4] 따라서 本 論文에서 추정한 δ는 실제의 δ에 대하여 下限値(lower bound)로 해석될 수 있다.

本 論文의 추정결과는 우리나라 퇴직공무원들의 경우에 δ의 수준이 14~15%이며 또한 性 및 연령 등 個人的 特性에 따라 변함을 보여준다. 非敎育職 公務員의 경우에 추정된 δ의 中位數(median)는 14.4%인데, 이것은 우리가 평상적으로 예상하던 바에 비하여 매우 높은 것이다. 이러한 時間割引率下에서는, 예를 들어 5년후의 소비는

2) 1보다 작거나 같은 모든 $p_{a,t}$에 대하여.

3) β 대신에 δ를 사용한 이유는 式(3)의 조건하에서 δ에 로그(log)를 취함으로써 領域이 $(-\infty, \infty)$인 確率變數를 만들 수 있기 때문이다. 아래에서는 $\log\delta$가 로지스틱(logistic) 分布를 갖는다고 가정하였다.

4) 그 이유는 이 경우 Ⅲ章의 式(15)에서 $\underline{m}_i$, $\overline{m}_i$가 실제보다 크기 때문이다.

현재 소비에 비하여 51% 정도의 效用만을 주며, 10년후의 소비는 26%, 20년후의 소비는 7% 정도의 效用만을 주는 것으로 계산된다.

다음 Ⅱ章에서는 本 硏究와 관련된 범위 내에서 公務員年金制度의 제도적 특성을 살펴본다. Ⅲ章에서는 제한적인 여러 假定을 세우고 이러한 假定 아래에서 模型을 도출한다. Ⅳ章에서는 추정에 사용된 資料에 대해 설명하고, Ⅴ章에서는 推定結果를 제시하며, Ⅵ章에서는 추정결과에 대해 논의한다. Ⅶ章은 結論으로 구성되어 있다.

Ⅱ. 公務員年金制度의 給與種類

우리나라의 중앙공무원 및 지방공무원들은 公務員年金制度에 義務加入되어 있다. 이들은 공무원으로 재직하는 동안 俸給의 一定率을 갹출료로 납입하고[5] 퇴직과 동시에 給與를 받게 된다. 퇴직시에 받는 급여의 종류는 在職期間에 따라 달라진다. 在職期間이 20년 미만인 경우에는 退職一時金만을 받을 수 있다. 그러나 在職期間이 20년 이상일 경우에는 退職年金, 退職年金一時金, 그리고 退職年金控除一時金 가운데 하나를 선택하게 된다.

退職年金은 퇴직 직후부터 사망시까지 매월 지급되는데, 그 額數는 다음과 같다.

$$\text{退職年金月額} = W \times [0.5 + (\frac{S}{12}) \times 0.02] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

여기에서 W는 퇴직 직전의 最終報酬月額이며, S는 在職月數이다.[6]

退職年金一時金은 퇴직 직후에 一時金으로 지급되는 것으로서 그 額數는 다음과 같다.

$$\text{退職年金一時金額} = W \times \frac{S}{12} \times [1.5 + (\frac{S}{12} - 5) \times 0.01] \quad \cdots\cdots\cdots (5)$$

退職年金控除一時金이란 전체 재직기간 중 일부에 대해서만 年金을 지급받고 나머지에 대해서는 一時金으로 지급받기 원하는 경우에 지급되는 一時金이다. 예를 들어 33년을 재직한 공무원은 33년 가운데 20년에 대해서만 年金 지급을 선택하고 나머지 13년에 대해서는 一時金 지급을 신청할 수 있다. 총재직기간이 S개월이고 그중 k개월에 대해 控除一時金을 지급받을 때 控除一時金額은 다음과 같다.

$$\text{退職年金控除一時金額} = W \times \frac{k}{12} \times (1.5 + \frac{k}{12} \times 0.01) \quad \cdots\cdots\cdots (6)$$

이때 年金月額은 式(4)에서와 같은 방식으로 계산된다. 즉

5) 현재의 醵出料率은 5.5%이다.

6) 在職期間이 20년 이상인 경우에만 退職年金을 수급할 수 있으므로 $S \geqq 240$이다. 또한 在職期間이 33년을 넘을 경우 그 이상의 在職年數는 給與計算에서 제외된다. 즉 $S \leqq 396$이다. 따라서 $240 \leqq S \leqq 396$이다.

$$退職年金月額 = W \times [0.5 + (\frac{S-k}{12} - 20) \times 0.02] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(7)$$

이 된다. 이 경우 年金으로 지급받기를 원하는 재직기간은 20년 이상이어야 한다. 즉 $S-k \geqq 240$이어야 한다. 따라서 재직기간이 20년인 퇴직자는 退職年金控除一時金을 선택할 수 없으며 退職年金 또는 退職年金一時金 가운데 하나만을 선택해야 한다.

아래에서는 退職年金을 단순히 年金이라 부르고, 退職年金一時金을 一時金, 退職年金控除一時金을 控除一時金이라 부르기로 한다.

一時金과 控除一時金은 우리나라에만 존재하는 특이한 급여로서, 대부분의 나라에서는 우리나라와 달리 年金만을 지급하고 있다. 바로 이러한 특이성 때문에 우리나라의 公務員年金 資料는 다른 나라의 자료에서는 찾아볼 수 없는 중요한 정보를 가지고 있다. 이것은 퇴직공무원이 어떤 종류의 給與(一時金, 年金 또는 控除一時金)를 선택하였는가를 살펴봄으로써 그의 時間割引率을 추정할 수 있기 때문이다.

단순히 말하여 一時金을 선택하는 사람들은 年金을 선택하는 사람들보다 時間割引率이 크다. 일반적으로 퇴직공무원이 사망시까지 수급하게 되는 年金의 總現在價値는 一時金額보다 많다. 그럼에도 불구하고 年金을 선택하지 않고 一時金을 선택하였다는 것은, 미래에 年金을 받아 소비함으로써 얻는 效用보다 현재에 一時金을 받아 소비함으로써 얻는 效用이 더 크다는 것을 의미한다.

물론 이러한 論理展開에는 많은 제약이 따른다. 첫째, 주택이나 승용차와 같은 非分割財(indivisible goods)를 구입하고자 하는 경우에는 時間割引率이 낮음에도 불구하고 一時金을 선택할 수 있다. 賃貸借市場(lease market)이 잘 발달되어 있지 않은 우리나라에서는 특히 이러한 현상이 많이 발생할 수 있을 것이다.

둘째, 一時金을 지급받아 이를 事業投資의 財源으로 사용하고자 하는 경우이다. 즉 主觀的인 投資의 機會費用이 市場利子率보다 높은 결과 年金의 현재가치가 一時金額보다 낮아질 수 있다.

셋째, 退職年金의 支給停止로 인해 年金을 전혀 받지 못하거나 1/2만을 받는 경우가 있다. 이것은 퇴직자가 國家나 地方自治團體와 연관된 기관 또는 私立學校에 재취직하여 이로부터 報酬 및 기타 給與를 받는 경우인데,[7] 이 경우에는 年金月額이 정상적인 경우의 0% 또는 50%에 불과하므로 다른 경우보다 一時金을 선호하는 경향이 클 것이다.[8]

7) 구체적으로 支給停止對象機關에는 國家나 地方自治團體의 機關, 私立學校敎員年金法의 적용을 받는 學校機關, 그리고 國家나 地方自治團體가 資本金의 1/2 이상을 출연한 機關 등이 있다.

8) 年金受給者 중 이러한 支給停止規定으로 인해 年金全額을 수급하지 못하고 있는 사람들의 數는 전체 年金受給者의 약 10%이다.

또한 公立學校 敎職員이 私立學校로 轉職하는 경우에는 다른 이유에서 一時金을 지급받고자 하는 현상이 발생하는데, 그것은 公務員年金과 私立學校敎員年金(私學年金)이 연계되어 있기 때문이다. 즉 公務員年金에서 탈퇴하면서 一時金을 지급받아 이를 私學年金에 납입하면, 私立學校에서 퇴직할 때에는 公立學校에서의 재직기간과 私立學校에서의 재직기간을 통산한 재직기간을 기준으로 年金 또는 一時金을 지급받는다. 따라서 老後에 年金을 지급받기 원하는 경우에는 私立學校로 전직할 때 公務員年金으로부터 一時金을 선택하여 지급받는다.

이처럼 時間割引率이 낮음에도 불구하고 一時金을 선택하게 되는 여러가지 경우를 생각해 볼 수 있을 것이다. 本 論文에서는 이러한 경우들을 무시하고, 給與種類의 선택이 순전히 個人의 時間割引率에 따라서 결정된다고 가정한다. 이것은 위에서 언급한 가능성들이 현실적으로 그리 중요하지 않기 때문이 아니라, 현재 이용가능한 자료의 범위내에서 이러한 가능성들을 고려할 방법이 없기 때문이다. 따라서 아래의 模型推定結果를 해석하는 데 있어서는 이러한 제한적 假定이 의미하는 바를 염두에 두어야 할 것이다.

9) 예를 들어 在職期間이 20년인 퇴직자의 경우 一時金額은 5.5년치의 年金額에 불과하다.

10) 式(8)에서는 年金所得뿐 아니라 其他所得에 대해서도 流動性의 制約이 작용한다고 가정하였다.

Ⅲ. 模　　型

1. 流動性의 制約

本 論文의 模型은 퇴직공무원의 效用函數 및 豫算制約에 관한 몇가지의 假定에 기초한다. 먼저 퇴직공무원들은 미래에 받을 年金을 담보로 대출을 받을 수 없다고 가정한다. 만일 이것이 가능하다면 누구나 年金을 선택할 것이다. 왜냐하면 市場利子率로 계산하였을 때 年金의 現在價値는 一時金額보다 훨씬 크기 때문이다.[9] 현실적으로 많은 퇴직자들이 一時金 또는 控除一時金을 선택한다는 사실은 이러한 流動性의 制約(liquidity constraint)이 작용함을 의미한다.

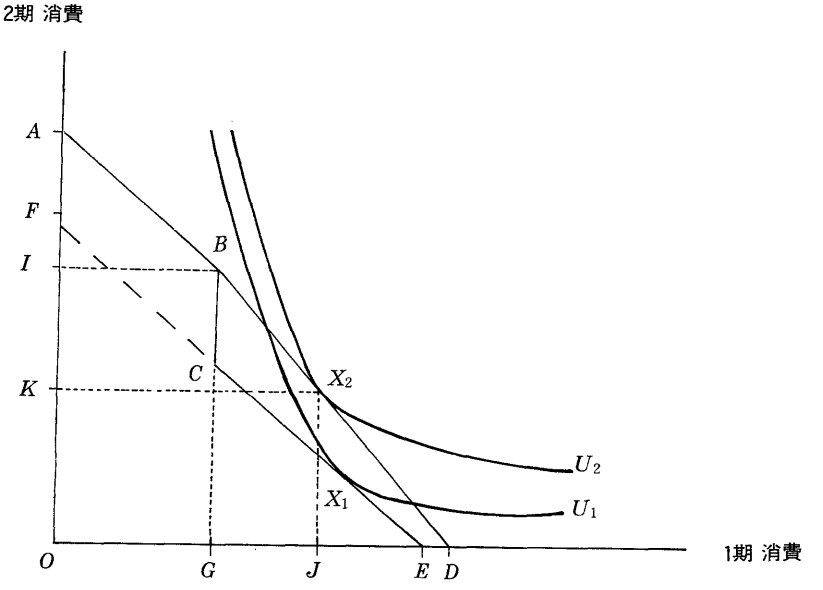
이러한 流動性의 制約下에서 퇴직자가 年金을 선택하였을 때의 豫算制約式은 다음과 같다.

$$c_t + s_t = q_t + (1+r)s_{t-1} + y_t,\ s_t \geqq 0,\quad \forall t \geqq a \quad \cdots\cdots(8)$$

여기에서 q_t는 t期의 年金額을 말하며, s_t는 t期末의 資產額을, r는 利子率을, y_t는 其他所得을, a는 現在時點을 의미한다. 위에서 언급한 流動性의 制約은 式(8)에서 $s_t \geqq 0$로 표현되었다. 즉 미래의 연금소득을 담보로 하여 대출을 받음으로써 음(−)의 資產을 갖는 일이 불가능하다.[10]

이러한 流動性의 制約은 일반적으로 年金

[圖 1] 流動性의 制約과 豫算制約式



보다는 一時金을 선택하도록 만든다. 예를 들어 퇴직후 2期만 생존하는 경우를 생각해 보자. 또한 年金과 一時金 가운데 하나만을 선택할 수 있으며, 기타소득이 0이고 退職前의 資産 역시 0이라고 가정하자. 이때 퇴직자의 豫算制約式은 [圖 1]과 같이 주어진다.

[圖 1]에서 OG와 OI는 각각 1期와 2期의 年金額이며, OE는 一時金額이다.

먼저 미래의 年金給與를 담보로 전혀 貸出을 받을 수 없는 경우에는 豫算制約式이 $ABCE$와 같이 주어진다. 이것은 年金을 선택하였을 때의 예산제약식 ABG와 一時金을 선택하였을 때의 예산제약식 FCE를 합성한 것이다. 그림에서는 等效用曲線 U_1이 點 X_1에서 예산제약식과 접하므로 이 사람은 一時金을 선택하게 된다.

그러나 미래의 年金給與를 담보로 貸出을 받을 수 있을 때에는 예산제약식이 ABD와 같이 주어진다. 여기에서 貸出利子率은 貯蓄利子率보다 높은 것으로 가정하였으며, 그 결과 BD의 기울기가 AB 또는 CE의 기울기보다 절대값이 큰 것으로 그려졌다. [圖 1]에서 等效用曲線 U_2가 點 X_2에서 예산제약식과 접하므로 이 사람은 年金을 선택하게 된다. 그리고 1期에는 2期에 받을 年金을 담보로 GJ만큼을 대출받아 OJ를 소비한다. 2期에는 OI의 年金을 받아 이중 KI만큼을 利子 및 元金으로 상환하고 OK를 소비하게 된다.

높은 利子率에서나마 이처럼 미래의 年金을 現在價値化할 수 있을 때 퇴직자들은 一時金보다 年金을 선호하는 경향이 커지게 된다. 그럼에도 불구하고 一時金을 선택한

퇴직자는 δ가 상당히 큰 퇴직자이다. 따라서 어느 특정 퇴직자가 一時金을 선택하였을 때, 이 사람이 미래 年金을 現在價値化할 능력이 있다고 가정하는 경우와 없다고 가정하는 경우에 δ의 推定値가 달라질 수 있다. 前者의 경우에는 年金을 현재가치화할 수 있음에도 불구하고 一時金을 선택하였으므로 δ가 상당히 높다는 것을 의미한다. 따라서 本 論文에서처럼 모든 퇴직자가 미래 年金을 전혀 현재가치화할 수 없다고 가정하면, δ의 推定値는 실제의 δ보다 작게 될 것이다.

2. 危險中立的 效用函數 및 其他의 假定

퇴직자는 豫算制約式 (8)하에서 式(1)로 표현되는 效用函數를 極大化한다. 그리고 이때의 效用水準과 一時金 또는 控除一時金을 선택하였을 때의 最大 效用水準을 비교한다. 이 가운데 만일 年金이 가장 높은 效用을 준다면 이 퇴직자는 年金을 선택하게 된다. 이와 같은 效用極大化의 問題는 퇴직자의 效用函數가 危險中立的이라고 가정하면 매우 간단해진다. 즉 式(1)에서 $u(c_t) = c_t$라면, 퇴직 직전의 자산액(s_{a-1}), 시장이자율(r), 기타소득(y_t)에 대한 정보가 없어도 S, a, $\{p_{a,t}\}$, β만을 알고 있으면 어떤 給與를 선택할 것인가를 결정할 수 있다. 本 論文에서 사용한 資料에는 s_{a-1}, r, y_t가 없으므로 이러한 單純化가 필수 불가결하였다.

만일 퇴직자의 效用函數가 危險忌避的이라면, 危險中立的인 경우보다 全生涯에 걸쳐 消費를 平準化(smoothing)하려는 경향이 강하고, 그 결과 一時金보다는 年金을 선호하게 된다.[11] 따라서 危險忌避的인 效用函數를 가지고 있음에도 불구하고 一時金을 선택한 퇴직자가 있다면, 이 퇴직자의 δ는 상당히 높을 것임을 추론할 수 있다. 이 경우 만일 本 論文에서처럼 危險中立性을 가정하고 δ를 추정한다면 실제의 δ는 추정치보다 높을 것이다. 즉 危險中立性은 앞의 流動性의 制約과 마찬가지로 δ를 過小推定하게 만든다.

危險中立性에 더하여 本 論文에서는 r과 y_t 사이에 다음과 같은 관계가 존재한다고 가정한다.

$$(1+r)\,\beta\,(p_{a,t}/p_{a,t-1}) < 1,\ \forall t > a \qquad \cdots\cdots(9)$$

式(9)는 r이 가질 수 있는 값에 上限線을 두기 위한 것으로서, 이것을 가정하지 않을 경우에는 今期의 年金을 모두 저축하여 다음 期에 소비하는 결과가 발생할 수 있다.

또한 本 論文에서는 年金月額이 物價上昇率에 따라 증가한다고 퇴직공무원들이 인식하고 있는 것으로 가정하였다. 그러나 실제

11) 예를 들어 式(9)에서처럼 $(1+r)\beta p < 1$의 조건이 충족되며, 퇴직자가 CRRA 效用函數(constant relative risk aversion utility function)를 가지고 있고, [圖 1]에서와 같이 2期만을 생존할 때, 相對危險忌避度가 증가할수록 1期 消費가 증가함을 증명할 수 있다.

에 있어 年金月額은 賃金上昇率에 따라 증가하며,[12] 임금상승률은 대개 물가상승률보다 높다. 그러나 실제로 年金月額이 물가상승률 이상으로 증가한다는 사실을 인식하고 있는 퇴직공무원들은 많지 않을 것이며, 대부분의 경우 年金月額의 實質價値만이 유지된다고 생각할 것이다. 이 경우에는 年金月額이 물가상승률에 따라 증가한다고 가정하는 것이 本 論文의 목적상 합당하다. 반대로 年金月額이 임금상승률에 따라 증가한다는 사실을 퇴직공무원들이 인식하고 있더라도 큰 문제는 되지 않을 것인데, 그 이유는 이 경우 本 論文에서 추정한 δ가 실제의 δ보다 작게 되기 때문이다. 즉 流動性의 制約 및 危險中立性과 마찬가지로 이 假定 역시 δ를 過小推定하도록 한다.

또한 本 論文에서는 遺族年金이 없는 것으로 가정하였다. 遺族年金은 年金을 받던 퇴직자가 사망할 때 그 遺族에게 지급되는 것으로서, 액수는 退職年金額의 70%로 정해져 있다. 퇴직자가 자신의 遺族이 받게 될 遺族年金에 대하여 效用을 느낀다면 年金을 선택할 誘引이 더 커진다. 따라서 遺族年金이 없다고 假定하는 것은 앞의 여러 假定과 마찬가지로 δ를 過小推定하게 만든다. 本 論文에서 사용한 자료에는 퇴직자들의 가족관계가 나타나 있지 않았기 때문에 遺族年金을 고려할 수 없었다.

마지막으로 本 論文에서는 퇴직자의 退職給與 選擇過程이 退職時點 決定過程에 영향을 미치지 않는다고 가정하였다. 퇴직자들은 먼저 현재 시점에서 퇴직을 할 것인가 아닌가를 결정하고, 그후에 一時金, 控除一時金, 年金 가운데 어느 것을 선택할 것인가를 결정한다. 이러한 假定은 模型을 가능한 한 單純化시키기 위하여 필요하였다.[13] 그러나 많은 경우 退職을 고려하는 公務員들은 현재 時點에서 퇴직할 때 받을 수 있는 一時金 및 年金의 수준을 고려하여 퇴직할 것인가 아닌가를 결정할 것이다.

3. 給與種類의 選擇과 尤度函數의 導出

이상과 같은 가정하에서 年金을 선택했을 때의 最大效用은

$$P(a, S) = [0.5 + (\frac{S}{12} - 20) \times 0.02] \times B(a) \times W \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

임을 알 수 있다.[14] 여기에서

$$B(a) = 1 + \beta p_{a,a+1} + \beta^2 p_{a,a+2} + \cdots \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

12) 그 이유는, 式(4)의 最終報酬月額 W는 만일 퇴직자가 퇴직 직전의 職級과 號俸을 유지한 채로 계속 근무한다면 받았을 報酬를 말하며, 따라서 W는 현직공무원의 報酬引上率과 동일한 增加率로 증가하기 때문이다.

13) 이러한 가정하에서 本 論文의 模型은 連續로짓模型(sequential logit model; Amemiya 1985, p. 310)의 한 部分으로 이해될 수 있다.

14) 이것은 충분히 큰 t에 대하여 $p_{a,t}$가 0이라고 가정한 후에, 간단한 動態最適化方法(dynamic optimization)을 사용하여 증명할 수 있다.

이며, β는 1개월 단위의 時間割引要素이다.[15]

또한 一時金을 선택했을 때의 效用은

$$M(a, S) = \frac{S}{12} \times [1.5 + (\frac{S}{12} - 5) \times 0.01] \times W \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

이다. 그리고 k개월에 대하여 控除一時金을 선택하였을 때의 效用은

$$D(a, S, k) = [0.5 + (\frac{S-k}{12} - 20) \times 0.02] \times B(a) \times W + (1.5 + \frac{k}{12} \times 0.01) \times \frac{k}{12} \times W \cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

이다.

a와 $\{p_{a,a+1}, p_{a,a+2}, \ldots\}$, 그리고 β가 주어졌을 때 각 퇴직자는 式(10), (12), (13) 가운데 가장 큰 것을 선택하게 된다. 예를 들어 $P(a, S) > M(a, S)$이고 $P(a, S) > D(a, S, k)(\forall k = 0,1,\ldots,S-240)$이라면 年金을 선택하게 된다. 마찬가지로 $M(a, S) > P(a, S)$이고 $M(a, S) > D(a, S, k)(\forall k)$이라면 一時金을 선택하게 된다. 또 어떤 K에 대하여 $D(a, S, K) > P(a, S)$, $D(a, S, K) > M(a, S)$, $D(a, S, K) > D(a, S, K)$ $(\forall k \neq K)$라면 K개월에 대한 控除一時金을 선택하게 된다. 다음 定理는 $B(a)$ 및 S의 값에 따라 이러한 선택이 결정됨을 보여준다.

定理 : 위와 같은 假定下에서 다음의 관계가 성립한다.

① $S > 240$ 일 때;

$B(a) \geqq S/24 + 65$인 퇴직자들은 年金을 선택한다.

$B(a) \leqq 7S/120 + 52$인 퇴직자들은 一時金을 선택한다.

$7S/120+52 \leqq B(a) \leqq S/24+65$인 퇴직자들은 控除一時金을 선택한다. 또한 이 경우 $k=S-240$이다.

② $S=240$ 일 때;

$B(a) \geqq 7S/120 + 52$인 퇴직자들은 年金을 선택한다.

$B(a) \leqq 7S/120 + 52$인 퇴직자들은 一時金을 선택한다.

위의 定理에 따르면 $B(a)$가 클수록 年金을 선택하게 된다. 式(11)에서 알 수 있듯이 $B(a)$는 미래의 각 月에 한 單位만큼을 소비할 때 이로부터 얻는 期待效用의 합계이다. 따라서 $B(a)$가 크다는 것은 미래 소비를 상대적으로 높이 평가한다는 것을 의미하며, 따라서 $B(a)$가 큰 퇴직자일수록 年金을 선호하게 되는 것이다.

또한 위의 定理에 의하면, 控除一時金을 선택하는 경우에는 최소기간인 20년만을 年金 부분에 배당하고 나머지에 대해서는 모두 控除一時金으로 지급받는다. 예를 들어 재직기간이 33년인 경우 控除一時金을 선택

15) 이는 매월 年金月額이 지급되기 때문이다. 그러나 다음의 Ⅳ章 이하에서는 β 및 δ를 年率(annual rate)로 환산하여 결과를 제시하였다.

하였다면 20년에 대해서만 年金을 신청하고 나머지 13년에 대해서는 控除一時金을 신청한다. 이와 같은 결과가 나타난 이유는 本論文에서 危險中立的인 效用函數를 가정하였기 때문이다. 재미있는 사실은, 本 論文에서 사용한 資料에서 실제로 控除一時金을 선택한 퇴직자의 86%가 이와 같은 행태를 보였다는 것이다. 따라서 危險中立的 效用函數의 假定이 자료와 크게 상충을 일으키지는 않는 것으로 보인다.

이제 우리가 각 개인에 대하여 $\{p_{a,a+1}, p_{a,a+2}, \ldots\}$의 값을 알고 있으며, 충분히 큰 T에 대하여 $p_{a,a+t}=0,\ \forall t > T$이라고 가정하자.[16] 그러면 定理에서 제시하는 $B(a)$의 영역에 상응하는 δ의 영역을 계산할 수 있다. 예를 들면 $B(a) \geqq S/24+65$는

$$1+\beta p_{a,a+1}+\beta^2 p_{a,a+2}+\cdots + \beta^T p_{a,a+T} \geqq S/24+65 \quad \cdots(14)$$

이며, 이것은 β에 대한 T次의 不等式이다. 또한 $\beta=1/(1+\delta)$이므로 이것은 δ에 대한 不等式이기도 하다. 이 부등식의 解를 $\delta \leqq \underline{m}$라 하자.[17]

마찬가지 방법으로 $B(a) \leqq 7S/120+52$의 해를 구했을 때 그 해를 $\delta \geqq \overline{m}$라 하자. 式(14)에서 알 수 있듯이 $\underline{m}$, $\overline{m}$는 $\{p_{a,t}\}$와 S의 값에 따라 달라지며, $\{p_{a,t}\}$는 또 연령 및 性에 따라 달라진다. 따라서 $\underline{m}$, $\overline{m}$는 연령, 性, 그리고 S에 따라 달라진다. 이제 이 세 變數를 사용하여 각 퇴직자에 대하여 $\underline{m}$, $\overline{m}$를 계산하고 난 후에, 그가 어떤 給與를 선택하였는지를 살펴보면 그의 δ가 가지는 값의 범위를 알 수 있다. 즉 年金을 선택하였다면 $\delta \leqq \underline{m}$이며, 一時金을 선택하였다면 $\delta \geqq \overline{m}$이고, 控除一時金을 선택하였다면 $\underline{m} \leqq \delta \leqq \overline{m}$이다. 이제 이와 같은 사실을 이용하여 다음과 같이 尤度函數를 구성할 수 있다.

$$L=\prod_{i\in P}\Pr(\delta_i \leqq \underline{m}_i) \times \prod_{i\in D}\Pr(\underline{m}_i \leqq \delta_i \leqq \overline{m}_i) \times \prod_{i\in M}\Pr(\delta_i \geqq \overline{m}_i) \quad \cdots(15)$$

여기에서 P는 年金을 선택한 퇴직자들의 집합, D는 控除一時金을 선택한 퇴직자들의 집합, M은 一時金을 선택한 퇴직자들의 집합을 의미한다.[18]

만일 $\log\delta_i$의 確率分布가 母數 θ와 個人的 特性 x_i에 의존하며, $F(\cdot\,;\theta, x_i)$로 표현

16) 本 論文에서는 保險會社에서 사용하는 無配當死亡率을 이용하여 $\{p_{a,a+1}, p_{a,a+2}, \ldots\}$를 계산하였다. 물론 개인에 따라 期待生殘率이 다르겠지만 그 차이는 무시해도 좋다고 생각되었다. 無配當死亡率의 資料를 제공하여 주신 吳昌洙 敎授에게 감사드린다. 統計廳에서 발표하는 生殘率을 사용하지 않은 이유는, 後者의 生殘率은 80세 이후에는 0이 되는 반면에 無配當死亡率은 男子의 경우에는 102세까지, 女子의 경우에는 108세까지 연장되기 때문이다.

17) 이 不等式에 대해서는 제시된 바와 같은 형태의 유일한 解가 존재한다. 解를 구하는 데 있어서는 LOTUS의 IRR函數를 이용하였다. 또한 年金이 퇴직후 6개월이 지난 다음부터 6개월마다 한번씩 지급되는 것으로 假定하였는데, 실제로는 퇴직 직후부터 每月 지급되기 때문에 이 假定 역시 δ를 과소추정하도록 만든다.

18) $S=240$이면서 年金을 선택한 경우에는 $\delta_i \leqq \underline{m}_i$ 대신 $\delta_i \leqq \overline{m}_i$를 式(15)의 右邊에 대입한다.

되는 累積分布函數를 갖는다면, 式(15)의 尤度函數 L은 다음과 같이 표현될 수 있다.[19]

$$\log L = \sum_{i \in P} \log F(\log(\underline{m}_i); \theta, x_i) + \sum_{i \in D} \log[F(\log(\overline{m}_i); \theta, x_i) - F(\log(\underline{m}_i); \theta, x_i)] + \sum_{i \in M} \log[1 - F(\log(\overline{m}_i); \theta, x_i)] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (16)$$

本 論文에서는 $\log \delta$가 평균이 $x'\gamma$이고 분산이 $\sigma^2 \pi^2 / 3$인 로지스틱(logistic)分布를 갖는다고 가정하였다. 즉

$$F(z;\ \theta, x) = \Pr(\log \delta \leqq z) = [1 + \exp(-\frac{z - x'\gamma}{\sigma})]^{-1},$$
$$\theta = [\begin{matrix} \gamma \\ \sigma \end{matrix}] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (17)$$

이다.[20]

式(17)을 式(16)에 대입한 후 式(16)을 γ와 σ에 대하여 極大化함으로써 母數들을 추정할 수 있다.[21] 다음 章에서는 推定에 사용한 資料에 대하여 설명하기로 한다.

19) 本 模型은 整列로짓模型(ordered logit model)의 계열에 속한다(Amemiya [1985], pp. 292~295).

20) 실제의 分布가 로지스틱分布를 따르지 않을 경우에 대비하기 위하여 母數推定値의 標準偏差는 White(1982)의 misspecification-robust covariance matrix를 사용하여 계산하였다.

21) 실제에 있어서는 式(16)을 γ, σ에 대하여 극대화하지 않고 γ/σ, $1/\sigma$에 대하여 극대화한 후, 이로부터 γ, σ의 推定値 및 分散行列을 계산하였다. 극대화에는 GAUSS의 MAX LIK 루틴을 사용하였다.

Ⅳ. 資　　料

本 論文에서 사용한 資料는 公務員年金管理公團에서 제공한 1993년의 退職者 파일과 公務員年金寄與金照見表에서 추출하였다. 추출된 標本의 數는 9,982개이며 이중 31.6%는 年金을, 27.2%는 控除一時金을, 41.2%는 一時金을 선택하였다.

이들 資料에서 추출한 變數들은 다음과 같다.

SEX = 男子는 1, 女子는 2
AGE = 退職者의 年齡
S = 在職月數
W = 最終報酬月額
SEOUL = 退職前 勤務地가 서울이면 1, 기타 0
CITY = 退職前 勤務地가 5大都市(부산, 대구, 인천, 광주, 대전)이면 1, 기타 0
EDU = 教育職 公務員은 1, 기타 0
POL = 警察職 公務員(警察, 消防公務員, 請願警察, 公安職公務員)은 1, 기타 0
BLU = 技能職 公務員(技能職 및 雇傭職 公務員)은 1, 기타 0

각 變數의 평균, 표준편차, 최소값, 최대값은 〈表 1〉과 같다. 전체 퇴직자 중 教育公務員들의 비중은 33.6%이며, 教育公務員, 警察公務員, 技能職公務員 들을 모두

〈表 1〉 統計値

變 數	平 均	標準偏差	最小값	最大값
SEX	1.067	0.249	1.000	2.000
AGE	57.588	6.191	37.400	72.400
S	356.763	48.342	240.000	396.000
W	1,708,934.281	352,644.618	796,233.000	4,054,466.000
SEOUL	0.251	0.434	0.000	1.000
CITY	0.202	0.401	0.000	1.000
EDU	0.336	0.472	0.000	1.000
POL	0.131	0.337	0.000	1.000
BLU	0.098	0.297	0.000	1.000

〈表 2〉 相關係數

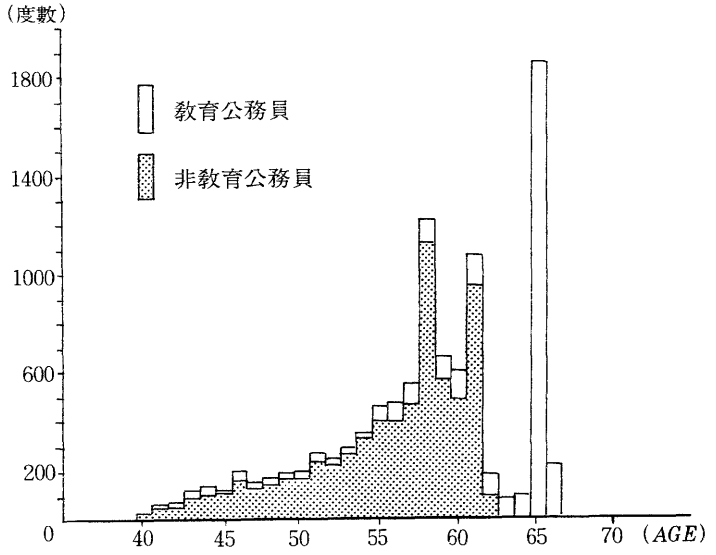
變 數	*SEX*	*AGE*	*S*	*W*	*SEOUL*	*CITY*	*EDU*	*POL*	*BLU*
SEX	1.000	−0.133	−0.077	0.017	0.074	0.008	0.291	−0.099	−0.042
AGE	−0.133	1.000	0.692	0.594	−0.170	0.005	0.478	−0.245	−0.105
S	−0.077	0.692	1.000	0.583	−0.078	−0.010	0.297	−0.095	−0.234
W	0.017	0.594	0.583	1.000	−0.029	−0.034	0.564	−0.304	−0.486
SEOUL	0.074	−0.170	−0.078	−0.029	1.000	−0.291	−0.154	0.075	0.016
CITY	0.008	0.005	−0.010	−0.034	−0.291	1.000	0.012	0.077	0.042
EDU	0.291	0.478	0.297	0.564	−0.154	0.012	1.000	−0.276	−0.234
POL	−0.099	−0.245	−0.095	−0.304	0.075	0.077	−0.276	1.000	−0.128
BLU	−0.042	−0.105	−0.234	−0.486	0.016	0.042	−0.234	−0.128	1.000

〈表 3〉 log *W*의 回歸分析 結果

說明變數	全體標本		*AGE* < 57.5		*AGE* ≧ 57.5	
常數項	10.616	[176.432]	10.525	[120.986]	9.400	[42.548]
SEX	−0.047	[−13.119]	−0.034	[−7.065]	−0.033	[−6.406]
log*AGE*	0.320	[17.783]	0.288	[8.979]	0.677	[12.822]
log *S*	0.420	[29.688]	0.455	[20.907]	0.376	[20.124]
SEOUL	0.045	[12.987]	0.047	[9.154]	0.043	[9.759]
CITY	0.012	[4.227]	0.013	[2.300]	0.011	[3.508]
EDU	0.122	[46.986]	0.091	[20.304]	0.102	[22.095]
POL	−0.149	[−31.321]	−0.145	[−24.472]	−0.151	[−18.289]
BLU	−0.310	[−61.867]	−0.250	[−39.289]	−0.369	[−51.949]
R^2	0.708		0.525		0.753	
標本數	9,982		4,025		5,957	

註 : [ ] 안의 數는 White(1980)의 heteroskedasticity-robust *t*-값.

[圖 2] *AGE*의 分布



합하였을 때 이들의 비중은 56.5%이다. 나머지는 대개 一般職公務員들이다.

〈表 2〉는 變數들간의 相關係數를 보여준다.

一般職公務員들의 正規退職年齡은 58세이며, 61세까지 퇴직을 연기하는 것이 가능하다. 教育公務員들의 正規退職年齡은 65세이다. [圖 2]는 퇴직자들의 연령분포를 보여준다. [圖 2]에 따르면 많은 非教育職公務員들이 정규퇴직연령인 58세에 퇴직하며, 61세를 전후하여 이들의 퇴직이 대부분 종료된다. 반면 教育公務員들은 상당수가 65세에 퇴직하는 것으로 나타나 있다.

〈表 3〉은 $\log W$를 여타 變數에 대하여 回歸分析해 본 결과를 제시한다. 〈表 3〉에 따르면 女子는 男子보다 임금수준이 낮다. 또한 임금은 在職期間과 年齡에 따라 증가하고, 서울 및 5大都市의 임금수준은 여타 지역에 비하여 높다. 또한 教育公務員의 임금수준은 여타 公務員의 임금수준에 비하여 높으며, 반대로 警察公務員과 技能職公務員들의 임금수준은 상대적으로 낮다. 이러한 결과는 57.5세를 前後하여 全體標本을 두 部分標本으로 분할하여 각각에 대해서 回歸分析을 실시하였을 때에도 나타난다.

V. 推定結果

이제 式(17)에서 $x'\gamma$를 다음과 같이 정의하기로 한다.

$$E(\log \delta) = x'\gamma$$
$$= \gamma_1 + \gamma_2 SEX + \gamma_3 AGE + \gamma_4 \log W$$
$$+ \gamma_{10} SEOUL + \gamma_{11} CITY$$

〈表 4〉 式(18)의 推定結果

係數	全體標本		$AGE < 57.5$		$AGE \geqq 57.5$	
γ_1	4.315	[20.781]	7.784	[12.818]	4.094	[13.391]
γ_2	0.057	[7.009]	−0.092	[−3.586]	0.133	[15.151]
γ_3	−0.183	[−7.678]	−0.066	[−0.882]	−0.475	[−7.779]
γ_4	−0.390	[−23.393]	−0.658	[−13.436]	−0.296	[−17.877]
γ_{10}	−0.063	[−13,538]	−0.090	[−6.576]	−0.053	[−12.203]
γ_{11}	−0.010	[−2.218]	0.003	[0.193]	−0.013	[−3.262]
γ_{12}	0.164	[29.461]	0.344	[13.595]	0.134	[21.967]
γ_{13}	−0.008	[−1.327]	0.029	[1.831]	−0.041	[−5.847]
γ_{14}	0.025	[2.965]	0.051	[2.362]	0.028	[3.085]
σ	0.093	[58.108]	0.186	[26.235]	0.062	[51.259]
$\log L$	−10,131.69		−3,829.77		−5,795.29	
標本數	9,982		4,025		5,957	

註 : [ ] 안의 數는 White(1982)의 misspecification-robust t-값.

$$+\gamma_{12}\,EDU+\gamma_{13}\,POL+\gamma_{14}\,BLU \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(18)$$

式(18)의 母數들을 추정한 결과는 〈表 4〉와 같다.

〈表 4〉에서 먼저 全體標本에 대한 결과를 보면, SEX의 係數인 γ_2의 推定値는 양(+)으로서 유의하다. 즉 여자의 δ는 남자의 δ보다 높다. 또한 $\log AGE$와 $\log W$의 係數(γ_3, γ_4)가 유의한 음(−)의 推定値를 갖는다는 사실은 나이가 많을수록[22] 또 報酬月額이 많을수록 δ가 감소한다는 것을 의미한다. 또한 서울에서 근무하였던 사람, 5大都市에서 근무하였던 사람, 여타 지방에서 근무하였던 사람들을 비교하였을 때 서울에서 근무하였던 사람들의 δ가 가장 낮으며 그 다음이 5大都市이고 맨 마지막이 여타 지방임을 알 수 있다. 또한 敎育公務員과 技能職公務員의 δ는 一般職公務員의 δ에 비하여 상대적으로 높다.

여기에서 주목할 만한 점은 〈表 4〉의 係數推定値들이 갖는 符號는 〈表 3〉의 係數推定値가 갖는 符號와 반대인 경우가 대부분이라는 것이다. 예를 들어 〈表 3〉에서는 음(−)의 係數를 갖는 SEX와 BLU가 〈表 4〉에서는 양(+)의 係數를 가지며, 〈表 3〉에서는 양(+)의 係數를 갖는 $\log AGE$, $SEOUL$, $CITY$가 〈表 4〉에서는 음(−)의 係數를 가진다. $\log W$ 자체는 〈表 4〉에서 음(−)의 係數를 가진다. 즉 賃金水準을 높게 하는 각 要因은 時間割引率과 음(−)의

22) 나이가 많을수록 δ가 높다는 것은 각 個人의 생애에 있어 δ는 변하지 않지만 年齡集團(age cohort)간에 δ가 차이를 보인다는 것을 의미한다.

상관관계가 있으며, 賃金水準 자체 역시 時間割引率과 음(－)의 상관관계가 있다.

그러나 이에 대한 例外가 있는데, 그것은 敎育公務員들의 경우이다. *EDU*의 係數는 〈表 3〉에서 양(＋)이며 〈表 4〉에서도 양(＋)이다. 즉 敎育公務員들은 賃金水準도 높지만 時間割引率도 높다. 時間割引率이 높다는 것은 바꾸어 말하면 一時金을 많이 선택하였다는 것인데, 이것은 앞의 Ⅱ章에서 설명한 것처럼 敎育公務員들이 私立學校로 轉職하면서 一時金을 지급받아 이를 私學年金에 납입하기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 만일 이것이 사실이라면 高年齡層일수록 年金을 선택하는 경향이 커야 한다. 高年齡層은 私立學校로 轉職하는 경우가 상대적으로 적고 대개 완전 은퇴한다고 생각되기 때문이다.

〈表 4〉의 두번째 列과 세번째 列은 全體標本을 57.5세를 기준으로 분리하여 각각의 경우에 式(18)을 추정한 결과를 보여준다. 이 두 列에서 *EDU*의 係數를 비교해 보면, 57.5세 미만의 경우 그 推定値가 57.5세 이상의 경우에 비하여 2.5배에 달함을 알 수 있다. 즉 젊은 퇴직자들은 나이많은 퇴직자에 비하여 時間割引率이 높은 것으로 나타나며, 이는 앞에서 설명한 대로 轉職으로 인해 一時金을 선택하는 경우가 많기 때문인 것으로 보인다.

그러나 57.5세 이상의 경우에도 *EDU*는 통계적으로 매우 유의한 양(＋)의 係數推定値를 갖는다. 즉 이들의 경우에도 一般職公務員들에 비해 一時金을 선택하는 경향이 강하다. 따라서 敎育公務員들은 轉職의 경우가 아니더라도 유난히 一時金을 선호하는 것으로 보인다.

〈表 4〉에서 또 주의해야 할 점은 *SEX*의 係數推定値가 두 部分標本에서 반대의 符號를 갖는다는 점이다. 즉 57.5세 미만의 계층에서는 推定値가 음(－)인 데 반하여 57.5세 이상의 계층에서는 양(＋)이다. 또한 $\log AGE$와 $\log W$의 係數推定値도 符號는 동일하지만 그 絶對값이 많이 변하였다. 이와 같은 결과는 年齡에 따라 係數값들이 변한다는 것을 보여준다. 또한 여기에는 보고하지 않았으나 最終報酬에 따라서도 係數값이 변하는 것으로 밝혀졌다. 즉 W의 평균값을 기준으로 全體標本을 두 개의 部分標本으로 분할하여 模型을 추정하였을 때에도 두 部分標本간에 係數推定値가 차이를 보였다. 이와 같은 점을 고려하여 이번에는 *SEX*, $\log AGE$, $\log W$의 自乘項과 交叉項(cross product terms)을 식에 포함시켜 다음의 式을 추정하였다.

$$\begin{aligned} E(\log\delta) = {} & \gamma_1 + \gamma_2 SEX + \gamma_3 \log AGE \\ & + \gamma_4 \log W + \gamma_5 (\log AGE)^2 \\ & + \gamma_6 (\log W)^2 + \gamma_7 (SEX \cdot \log AGE) \\ & + \gamma_8 (SEX \cdot \log W) + \gamma_{10} SEOUL \\ & + \gamma_{11} CITY + \gamma_{12} EDU + \gamma_{13} POL \\ & + \gamma_{14} BLU \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (19) \end{aligned}$$

이와 같이 하였을 때 ε_{SEX}, ε_{AGE}, ε_W를 다음과 같이 정의하자.

〈表 5〉 式(19)의 推定結果

係 數	全體標本		非教育公務員		教育公務員	
γ_1	−14.555	[−1.461]	18.657	[1.333]	−86.703	[−1.918]
γ_2	−4.368	[−6.250]	−6.862	[−4.407]	−2.380	[−1.986]
γ_3	−5.640	[−3.596]	−18.171	[−6.732]	−0.050	[−0.009]
γ_4	4.132	[3.022]	3.167	[1.774]	12.491	[1.780]
γ_5	−0.008	[−0.038]	0.817	[2.902]	−1.123	[−2.305]
γ_6	−0.209	[−4.212]	−0.243	[−3.885]	−0.529	[−1.849]
γ_7	0.694	[8.393]	0.733	[3.777]	0.576	[5.635]
γ_8	0.114	[1.820]	0.280	[2.121]	0.008	[0.078]
γ_9	0.331	[2.271]	0.757	[3.806]	0.571	[0.955]
γ_{10}	−0.065	[−14.152]	−0.068	[−10.634]	−0.052	[−8.730]
γ_{11}	−0.011	[−2.302]	−0.001	[−0.191]	−0.018	[−3.487]
γ_{12}	0.170	[25.516]	−	−	−	−
γ_{13}	−0.011	[−1.819]	−0.008	[−1.039]	−	−
γ_{14}	0.043	[4.672]	0.053	[4.796]	−	−
σ	0.090	[57.993]	0.109	[44.567]	0.058	[35.919]
$\log L$	−10,008.89		−6,761.20		−3,068.44	
標本數	9,982		6,633		3,349	
$\bar{\varepsilon}_{SEX}$	0.093	[9.159]	0.089	[2.954]	0.145	[14.469]
$\bar{\varepsilon}_{AGE}$	−0.207	[−5.605]	−0.038	[−0.676]	−0.439	[−5.812]
$\bar{\varepsilon}_{W}$	−0.403	[−21.618]	−0.402	[−19.003]	−0.514	[−8.909]

註 : [ ] 안의 수는 White(1982)의 misspecification-robust t-값.
$\bar{\varepsilon}_{SEX}$, $\bar{\varepsilon}_{AGE}$, $\bar{\varepsilon}_{W}$는 SEX의 算術平均값과 AGE, W의 中位數에서 계산한 ε_{SEX}, ε_{AGE}, ε_{W}의 값임.

$$\varepsilon_{SEX} \equiv \frac{\partial E(\log \delta)}{\partial SEX} = \gamma_2 + \gamma_7 \log AGE + \gamma_8 \log W,$$

$$\varepsilon_{AGE} \equiv \frac{\partial E(\log \delta)}{\partial \log AGE} = \gamma_3 + 2\gamma_5 \log AGE + \gamma_7 SEX + \gamma_9 \log W,$$

$$\varepsilon_{W} \equiv \frac{\partial E(\log \delta)}{\partial \log W} = \gamma_4 + 2\gamma_6 \log W + \gamma_8 SEX + \gamma_9 \log AGE \quad \cdots(20)$$

ε_{SEX}, ε_{AGE}, ε_{W}는 각각 SEX, AGE, W가 δ에 미치는 영향을 표시한다.

〈表 5〉는 式(19)의 係數推定値를 보여주고 있다. 또한 '평균적인' 경우에, 즉 SEX, AGE, W의 '평균값'을 대입하였을 때 式(20)의 값도 보여준다. 여기에서 SEX의 '평균값'으로는 算術平均을 사용하였으나 AGE와 W의 '평균값'으로는 中位數(median)를 사용하였다.[23] 〈表 5〉에서는 또한 教育公務員과 非教育公務員을 구분하여 각각에 대하여 式(19)를 추정하였다.

23) 전체표본의 경우에 SEX, AGE, W의 '평균값'은 각각 1.067, 58.3, 1,707,683이고, 非教育公務員의 경우에는 각각 1.015, 57.2, 1,535,866이며, 教育公務員의 경우에는 각각 1.168, 58.3, 2,080,800이다.

〈表 5〉에서 非教育公務員과 教育公務員의 係數推定値를 비교해 보면, 양자간에 상당히 많은 차이가 있음을 발견할 수 있다. 또한 尤度比檢定(likelihood ratio test)을 사용하여 $\gamma_2 \sim \gamma_{11}$와 δ가 양자간에 同一하다는 假說을 검증해 보면, 尤度比값은 358.5로서 p-값이 10^{-10}이하이다. 따라서 非教育公務員과 教育公務員의 標本을 통합하여 模型을 추정하는 것(表 5의 첫째 列)은 큰 의미가 없다고 생각되며, 아래에서는 〈表 5〉의 둘째 列과 셋째 列을 중심으로 推定結果를 설명하기로 한다.

〈表 5〉의 둘째 列에 있는 非教育公務員의 경우를 보면, $\bar{\varepsilon}_{SEX}$는 양(+)으로서 유의하다. 즉 '평균적인' 경우에 女子들은 男子보다 時間割引率이 높다. 또한 $\bar{\varepsilon}_{AGE}$의 t-값은 −0.676에 불과하므로 평균적인 경우에 年齡은 時間割引率에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다. 또한 $\bar{\varepsilon}_{W}$은 음(−)으로서 유의하므로 평균적인 경우에 報酬月額이 많을수록 時間割引率은 감소하는 것으로 나타났다.

報酬月額이 時間割引率에 음(−)의 영향을 미친다는 사실은 〈表 4〉 및 〈表 5〉에서 공통적으로 나타나는 현상이다. 또한 여기에 보고되지는 않았으나 標本을 더 細分하여 模型을 추정한 경우에도 이러한 현상이 나타났다. 따라서 이 결과는 상당히 신뢰할 만한 것으로 보인다.

24) 앞에서 언급한 바와 같이 $\hat{\delta}$는 年率(anuual rate)로 표시되었다.

다음으로 *SEOUL*, *CITY*, *POL*, *BLU*의 係數推定値를 살펴보면, 이들의 符號 및 絶對값은 〈表 4〉의 결과와 대체적으로 일치함을 알 수 있다. 즉 *SEOUL*은 음(−)의 係數推定値를 가지며, *BLU*는 양(+)의 係數推定値를 갖는다. *CITY*와 *POL*의 係數推定値는 통계적으로 유의하지 않다.

〈表 5〉의 셋째 列에 나타나 있는 教育公務員들에 대한 추정결과는 非教育公務員들의 추정결과와 符號에 있어서는 유사하다. 그러나 絶對값에 있어서는 큰 차이를 보인다.

다음에는 〈表 5〉의 둘째 列과 셋째 列의 係數推定値를 사용하여 $E(\delta)$를 추정하였다. 앞에서 가정한 것처럼 $\log\delta$가 평균이 $x'\gamma$이고 분산이 $\sigma^2\pi^2/3$인 로지스틱分布를 가졌을 때, $E(\delta)$는 다음과 같다(Mood, Graybill, and Boes[1982], p. 543).

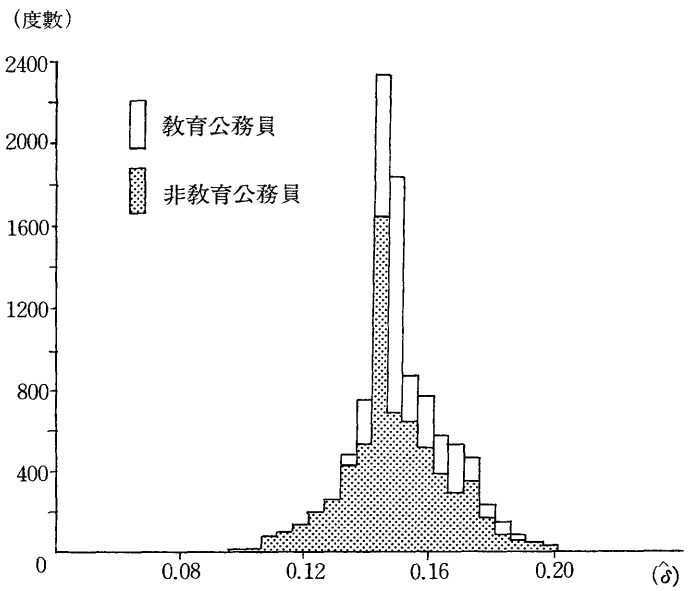
$$E(\delta) = \exp(x'\gamma)\ \pi\sigma\ \csc(\pi\sigma) \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(21)$$

따라서 $E(\delta)$의 추정치 $\hat{\delta}$는 式(21)에 〈表 5〉의 母數推定値를 대입함으로써 구할 수 있다. [圖 3]은 이렇게 계산된 $\hat{\delta}$의 度數分布를 보여준다.[24] [圖 3]에서 보면 全體標本에서 $\hat{\delta}$의 最頻區間(mode)은 0.140~0.145이다. 이 區間은 또한 非教育公務員 집단에서 $\hat{\delta}$의 最頻區間이기도 하다. 반면 教育公務員에서 $\hat{\delta}$의 最頻區間은 0.145~0.150이다. 〈表 6〉은 $\hat{\delta}$의 統計値를 보여준다.

〈表 6〉 $\hat{\delta}$의 統計値

	平 均	標準偏差	最小값	最大값
非教育公務員	0.148	0.017	0.077	0.226
教育公務員	0.151	0.011	0.122	0.192

[圖 3] $\hat{\delta}$의 分布



Ⅵ. 結果에 대한 論議

1. 時間割引率의 絶對水準

[圖 3]에 따르면 時間割引率은 평균적으로 0.140~0.145에 이른다. 非教育公務員의 경우에 $\hat{\delta}$의 中位數는 0.144이며, 이를 時間割引要素(β)로 계산하면 0.874이다. 이를 기준으로 n년후의 1단위 소비에 대한 期待效用을 계산하면 그 결과는 〈表 7〉과 같다.

〈表 7〉에 따르면 40세 남성의 경우 20년 후인 60세에 1단위를 소비함으로써 얻는 期待效用은 현재 1단위를 소비할 때 얻는 效用의 5.4%에 불과하다. 또한 현재 연령이 65세인 경우에는 85세에 1단위를 소비할 때의 期待效用이 현재 1단위를 소비할 때 얻는 效用의 0.8%에 불과하다.[25]

이와 같은 결과는 상당히 保守的인 假定

25) 이처럼 현재 연령이 높을수록 기대효용이 감소하는 것은 미래의 生存確率이 줄어들기 때문이다.

〈表 7〉 $\beta = 0.874$일 때 n年後의 1單位 消費가 주는 期待效用

n	β^n	現在年齡		
		40세	55세	65세
0	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.874	0.871	0.859	0.839
2	0.764	0.759	0.737	0.701
5	0.510	0.500	0.460	0.398
10	0.260	0.245	0.200	0.139
15	0.133	0.117	0.080	0.040
20	0.068	0.054	0.028	0.008
25	0.035	0.023	0.008	0.001
30	0.018	0.009	0.002	0.000
35	0.009	0.003	0.000	0.000

註 : 오른쪽의 세 列은 β^n에 生殘率을 곱하여 구하였음. 生殘率은 男性의 生殘率을 사용하였음.

〈表 8〉 相對危險忌避度와 $\bar{m}$

相對危險忌避度	0.0	0.5	1.0	2.0	4.0
$\bar{m}$	0.203	0.446	0.652	1.091	2.217

註 : 재직기간이 20년인 40세 남자의 경우임. 퇴직전 資產과 기타소득이 모두 0이고, 實質利子率은 5%임.

下에서 얻어진 것이다. 즉 本 論文에서는 流動性의 制約과 線型(危險中立的)效用函數의 假定下에서 時間割引率을 추정하였다. 이러한 假定을 완화하면 時間割引率은 더욱 높게 추정된다. 예를 들어 效用函數가 線型이 아니라 CRRA(constant relative risk aversion)形態를 가졌으며, 퇴직전의 資產이 0이고 기타소득도 0이며, 實質利子率이 5%라고 가정하자. 이 경우 재직기간이 20년인 40세 남자의 $\bar{m}$는 相對危險忌避度가 변함에 따라 〈表 8〉과 같이 변한다.

相對危險忌避度가 0이라는 것은 效用函數가 線型임을 의미한다. 이때에 $\bar{m}$는 0.203이며, 相對危險忌避度가 증가할수록 $\bar{m}$는 기하급수적으로 커져서 相對危險忌避度가 2.0일 때는 약 다섯배인 1.091이 된다. 따라서 만일 相對危險忌避度가 2라고 가정하고 時間割引率을 추정하였다면 그 推定値는 本 論文에서 추정한 결과보다 약 다섯 배 정도 클 수 있음을 짐작할 수 있다.

2. 最終俸給과 時間割引率

앞의 추정결과는 最終俸給이 높을수록 時間割引率이 감소함을 보여준다. 이러한 결과는 여러가지 요인에 기인할 수 있다. 예

를 들어 效用函數가 非線型이며 最終俸給이 퇴직전의 資產額과 양(+)의 상관관계에 있다면, 실제에 있어 最終俸給이 時間割引率과 전혀 무관함에도 불구하고 이러한 현상이 나타날 수 있다. [圖 1]에 예시되어 있는 2期模型의 경우에 資產이 0이 아니라면 點 G와 E는 資產額만큼 오른쪽으로 이동하며 그 결과 AB 부분의 크기가 커진다.[26] 따라서 等效用曲線과 豫算制約線이 AB線上에서 만날 가능성이 커지며, 이는 年金을 선택할 가능성이 커짐을 의미한다.[27] 즉 동일한 時間割引率을 가지더라도 資產額이 많으면 年金을 선택할 가능성이 더 크며, 이러한 차이를 무시하고 時間割引率을 추정하면 時間割引率이 貯蓄額 및 最終俸給에 따라 감소하는 것으로 나타날 수 있다.

이외에도 여러가지 가능성을 상정할 수 있다. 특히 앞에서 언급한 非分割財의 문제 및 流動性의 문제는 最終俸給이 클수록 그 중요성이 감소할 수 있으며, 그 결과 最終俸給이 클수록 時間割引率과는 무관하게 一時金보다 年金을 선호하는 경향이 나타날 수 있다. 이 경우 역시 時間割引率은 最終俸給에 따라 감소하는 것으로 추정될 것이다.

26) 기타소득에 변화가 없다면 OI는 변하지 않는다.

27) 특히 효용함수가 CRRA함수와 같이 homothetic하다면 資產額이 충분히 클 때 等效用曲線이 예산제약선과 AB線上에서 접하게 됨을 보일 수 있다.

Ⅶ. 結　　論

本 論文에서는 몇가지의 단순한 假定下에 퇴직공무원들의 時間割引率을 추정해 보았다. 그 결과 평균적으로 時間割引率이 0.14~0.15임을 발견하였는데, 이는 대부분의 硏究에서 발견한 것보다 매우 높은 수준이다. 예를 들어 個人別로 추정된 時間割引率의 中位數인 0.144를 적용했을 때 20년후의 消費는 현재 소비에 비해 6.8% 이하의 效用을 주게 된다.

만일 效用函數가 CRRA函數의 형태를 가졌거나 미래의 年金所得을 담보로 貸出을 받을 수 있다면 실제의 時間割引率은 本 論文의 推定値보다 클 것으로 예상된다. 반면 非分割財의 존재로 인해 一時金을 선택할 수밖에 없는 퇴직자들이 많거나 또는 一時金을 투자하여 年金所得보다 더 높은 現金流入을 실현할 수 있다고 믿는 퇴직자들이 많다면 실제의 時間割引率은 本 論文의 推定値보다 작을 것으로 예상된다. 이러한 퇴직자들이 얼마나 많은가는 개별적인 설문조사를 통해서만 파악될 수 있다.

그러나 이러한 가능성을 고려하더라도 本 論文의 결과는 時間割引率이 기존의 硏究에서 추정한 수준보다 훨씬 높을 수 있음을 보여준다. 실제로 時間割引率의 수준이 本 論文에서 제시하는 바와 같다면, 미래의 소비보다는 현재의 소비에 치중하게 되므로 長期貯蓄에 힘쓰지 않게 된다. 일례로 지난

6월부터 실시되고 있는 個人年金制度의 中途解約이 크게 증가하고 있는 것(『每日經濟新聞』, 1994. 9. 30.)은 자발적인 長期貯蓄이 뿌리내리기 힘든 현실을 반영한다고 하겠다.[28] 이러한 상황에서는 개인의 老後生活安定을 자발적인 貯蓄에 의존하기보다 公的年金制度 또는 企業年金制度를 도입하여 강제적인 老後對備 貯蓄手段을 제공하는 것이 바람직할 것이다. 이러한 年金制度는 老人들이 경제적인 이유 때문에 社會의 疏外階層으로 전락하는 것을 방지하는 데 큰 역할을 할 것으로 기대된다.

우리나라의 퇴직공무원들에 관한 자료를 사용하여 추정한 本 論文의 결과가 다른 階層의 경우에 또는 外國의 경우에 그대로 적용되지는 않을 것이다. 공무원들의 경우에 국한하더라도 시간이 지남에 따라 평균적인 時間割引率은 감소하는 것으로 판단되는데, 이는 年金選擇率이 점차 증가하고 있기 때문이다. 예를 들어 10년전에는 年金과 控除一時金 선택자의 비율이 30% 정도였으나 이제는 50%를 넘어서고 있다(公務員年金管理公團, 1993). 이러한 年金選擇率의 증가는 한편으로 實質賃金이 상승함에 따라 나타나는 현상이기도 하겠으나,[29] 老後生活의 중요성에 대한 인식이 점차 확산되어 老後消費에 대한 時間割引率이 감소하는 것에도 기인할 것이다. 앞으로 時間割引率의 推移를 살펴보는 것은 매우 흥미로운 일이 될 것임에 틀림없다.

28) 물론 개인연금의 中途解約이 증가하고 있는 것은 實施 初期에 개인연금 취급기관들이 무조건 팔고보자는 식으로 거의 강매하다시피 年金商品을 팔았기 때문일 수 있다. 또 역사적으로 物價上昇率이 높았기 때문에 장기적 금융상품에 대한 一般人들의 신뢰도가 낮은 것도 개인연금에 대한 수요를 억제하는 요인일 수 있다.

29) 本 論文이 발견한 報酬月額과 時間割引率 사이의 부(－)의 상관관계라는 관점에서.

▷ 參 考 文 獻 ◁

公務員年金管理公團, 『年報』, 1993.

Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics,* Harvard University Press: Cambridge, Mass., 1985.

Epstein, Larry G. and Stanley E. Zin, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica,* 57, 1989, pp. 937～969.

———, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis," *Journal of Po-*

litical Economy, 99, 1991, pp. 263~286.

Hansen, Lars Peter and Kenneth J. Singleton, "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy,* 91, 1983, pp. 249~265.

Mood, Alexander, Franklin A. Graybill, and Duane C. Boes, *Introduction to the Theory of Statistics,* 3rd edition, McGraw-Hill: London, 1974.

White, Halbert, "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models," *Econometrica,* 50, 1982, pp. 1~25.

———, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica,* 48, 1980, pp. 817~838.

韓國經濟의 成長要因分析(1963~92)

洪 性 德

우리나라 經濟는 1960년대초 이후 거의 持續的인 高度成長을 이룩하여 왔다. 이와 같은 高度成長이 가능하였던 原因으로서는 1960년대초 이후 輸出主導型 工業化政策의 계속적이고 성공적인 추진을 들 수 있으며, 또한 政治的, 社會·經濟的 여건과 요인들도 高度成長에 寄與했을 것이다. 本稿는 人的 및 物的 賦存資源條件과 그에 따른 資源의 配分 및 生産性變化 등과 관련된 우리나라 經濟成長要因別 寄與度를 Edward F. Denison의 접근방법에 의해서 추정했으며 1963~92년간을 분석대상으로 하였다. 이 접근방법으로 추정한 1963~82년간에 대한 Kim and Park(1985)의 측정결과를 수정발표된 國民計定資料에 의해서 1972년부터 수정하고 1992년까지 연장추정하였다. 추정결과는, 과거 우리나라의 高度成長要因이 구체적으로 무엇이었던가 하는 문제에 대한 해답과, 先進國家의 成長要因과의 비교분석을 통하여 一般的인 經濟成長過程의 보다 확실한 이해를 위한 자료로서, 또는 우리나라의 將來 成長潛在力을 展望하는 데 유용한 자료로서 이용될 수 있을 것으로 기대한다.

I. 序 論

우리나라 經濟는 1960년대초 이후부터 1970년대 말까지 高度成長을 지속하여 1963~79년간 實質國民總生産 成長率은 연평균 9.3%를 달성하였다. 이에 대해서 1979~92년간에는 연평균 8.0%로 成長勢가 鈍化되었으나 全期間(1963~92)의 우리 경제는 연평균 8.7%의 高度成長을 이룩하였다. 人口增加를 감안한 1人當 國民總生産增加는 전기간에 걸쳐 7%를 상회하여 1985년 불변가격 기준으로 1992년의 1人當 國民總生産額은 340萬원 수준이며, 美國 달러로는 3,905달러로 1963년의 254달러보다 15倍 이상 증가한 것이다.

1960년대초 이후 우리나라 경제가 예외적인 몇년을 제외하면 持續的인 高度成長을

筆者 : 本院 專門硏究員

* 本 硏究를 위해서 연구진행과정에서 조언과 비판을 해준 本院의 朴埈卿 博士와, 草稿의 처음부터 끝까지 成長要因 推定方法과 分析에 대한 세부적인 내용을 諮問해 주신 慶熙大學校의 金光錫 敎授께 깊은 감사를 드린다.

달성할 수 있었던 主要要因들은 1960년대 전반 이후 輸出主導型 工業化戰略을 채택하고 계속적으로 同 戰略을 성공적으로 추진한 데 원인이 있으며, 또한 社會構成員의 價値觀, 社會慣習, 國內政治情勢 등 많은 경제외적 요인과 國際經濟環境, 우리의 경제적 여건과 요인도 高度成長을 지속시키는데 크게 도움이 되었을 것이다.

本稿는 우리나라 經濟의 成長要因을 要素投入增加와 生産性增加要因으로 구분하여 각 요인별 성장기여도의 추정을 통하여 지난 30년간 高度成長을 지속시킨 주요요인들을 규명하고, 요인별 성장기여도의 변동을 추정·분석하고자 한다. 넓은 의미에서 경제성장에는 經濟外的인 요인들도 중요한 영향을 줄 것으로 생각되나 본 연구에서는 그런 요인을 무시하고 經濟內的 成長要因만을 분석코자 한다. 또한 본 연구에서는 1972~92년간의 우리나라 經濟成長要因을 추정하고 과거의 추정 분석자료(Kim and Park, 1985)를 인용하여 1963~72년간을 연결함으로써 1963~92년간의 장기적인 경제성장 요인의 분석이 가능하도록 하였다.[1] 그러나 勞動投入의 경우 就業勞動力의 年齡基準이 14세에서 15세로의 변경과 부문별 要素所得과 所得配分率 등 기타 부문 추정자료를 감안할 때, 1972~92년간의 추정결과와 과거 1963~72년간에 대한 추정결과를 직접 연결시켜 비교하는 데는 일부 이용자료의 一貫性 문제가 있음을 밝혀 둔다.

生産側面에서 經濟成長要因을 추정·분석하는 데는 여러가지 접근방법이 있으나 그중에서 Edward F. Denison의 접근방법을 이용하였다.[2] Denison의 접근방법에서도 生産函數가 가정된다. 그러나 특정생산함수가 計量的으로 추정되는 것은 아니며 일반적인 線型同次(linear homogeneous) 生産函數가 諸要因의 生産增加에 대한 寄與率을 추정하기 위한 分析體系 또는 會計樣式으로서 사용되고 있다.[3] 線型同次 生産函數와 完全競爭 要素市場의 가정 아래서 투입요소의 상대가격은 투입요소의 限界生産性을 반영하며, 따라서 투입요소에 배분된

1) Kim and Park(1985)에서는 1975년 不變價格 기준의 國民所得成長에 대한 1963~82년간의 요인별 成長寄與度를 추정하였으며, 1963~72년간의 추정결과를 그대로 인용하여 새로이 추정한 1972~92년간의 成長要因別 寄與度와 全期間(1963~92)의 成長要因別 寄與度를 연장하였다.

2) 先進國의 경제성장요인을 추정·분석한 著書 Denison(1967), Denison(1974), Denison and Chung(1976)과 Denison(1979)에 자세히 기술되어 있다. 우리나라 經濟의 成長要因을 추정·분석한 저서로 『韓國經濟의 高度成長要因』(金光錫·朴埈卿, 1979)과 *Sources of Economic Growth in Korea* (Kim and Park, 1985) 및 『韓國經濟의 要素生産性 成長要因推定』(洪性德, 1991) 등이 있으며, 본 연구는 이들 저서의 추정방법과 기초자료 및 成長要因分類方式에 의해서 成長要因을 분석하였다.

3) 生産函數의 計量的 推定에 의한 성장요인분석은 測定生産函數의 설정, 標本期間, 推定方法에 따라 生産函數 母數의 推定値가 큰 변동을 보이므로 國家간 또는 時系列상의 성장요인비교에 적합하지 않다. 성장요인 또는 생산성증가요인 추정을 위한 여러 접근방법에 대하여는 Nadiri(1970) 참조.

소득의 합은 生産物價値와 일치하게 된다. 그러므로 生産增加率은 所得配分率로 加重한 생산요소의 投入量增加率의 평균과 生産性增加率의 합으로 나타낼 수 있다. 따라서 이와 같은 증가율간의 등식으로부터 각 生産要素의 所得配分率과 投入量增加率의 곱이 해당 생산요소의 성장기여도로 정의되고, 이들의 합이 總要素投入增加의 성장기여도가 된다. 한편 國民總生産成長率 중에서 총요소투입 성장기여도로 설명되지 않는 殘餘分을 總要素生産性增加, 즉 總投入要素單位當 産出量增加의 성장기여도로 정의된다. Denison 접근방법에서는 성장요인을 5개 생산요소의 투입증가와 10여개의 생산성 증가요인으로 분류하고 있다.[4] 생산성 증가요인 중에서 勞動의 質的 變化는 勞動投入增加要因으로 분류하며, 資本의 質的 變化는 직접 추정되지는 않으나 「技術進步 및 기타 要因」항목에 분류된 것으로 이해할 수 있다. 성장요인의 추정방법과 기초자료의 출처 등과 要素別 所得配分率(income share), 각 要素投入量의 추계방법 등에 관한 구체적 내용은 본문에서 제시하고자 한다.

4) 生産性變化의 추정과 관련하여 Denison의 성장요인분석에 대한 批判은 D. Jorgenson, Z. Griliches and E. Denison, *The Measurement of Productivity,* The Brookings Institution, Washington, D. C., 1972 참조. 生産函數를 하나의 分析的 體系로만 사용한다는 점에서는 Jorgenson-Griliches(1967)의 방법과 비슷하나 실제 내용상에 있어서 상당한 차이가 있다. Jorgenson-Griliches는 投入要素, 특히 資本의 集計와 價格測定상의 차이를 적절히 調整함으로써 모든 技術變化要因을 要素投入變化로 설명코자 하고 있다.

Ⅱ. 部門別 國民所得의 槪念

國民經濟가 일정 기간중에 생산한 生産物의 가치는 國民計定統計에서 固定資本消耗의 공제여부, 海外純受取要素所得의 포함여부, 가격평가기준 등의 여러가지 평가기준에 따라서 國民總生産(gross national product), 國內總生産(gross domestic product), 國民純生産(net national product), 國內純生産(net domestic product), 國民所得(national income) 등 여러가지 개념으로 측정할 수 있다. 國民所得은 生産費用의 측면에서 일정기간 居住者가 제공한 勞動, 資本 및 土地 등 여러가지 生産要素에 대한 諸支給을 要素費用으로 평가된 國民純生産物의 價値(net national product at factor cost)로서, 여러 總量指標 중에서 국민경제의 실질생산의 장기적 변동을 파악하는 데 가장 적절한 지표라고 할 수 있다.

우리나라 國民計定統計에서는 國民所得이 經常要素費用으로만 추계되고 있으므로 1971~92년까지의 不變要素費用에 의한 국민소득의 時系列은 다음과 같이 추계하였다. 우선 경제활동별 국내총생산과 요소소득자료에서 경상가격 고정자본소모를 고정자본형성의 환가지수(deflator)를 이용하여 불변가격시계열로 환가하고, 國內總生産에

서 「간접세－보조금」을 공제한 요소비용 국내총생산의 환가지수를 구하여 경상요소비용 국내총생산을 不變要素費用 國內總生産으로 환가한다. 끝으로, 불변요소비용 국내총생산에서 불변고정자본소모를 감하여 요소비용에 의한 국내소득을 구했으며, 여기에 不變要素費用 海外純受取要素所得을 가산하여 不變要素費用 國民所得 時系列을 추정했다.

國民所得 중 일부 小部門에서 발생한 所得은 각기 그 實質價値가 한가지 생산요소의 투입증가만으로 설명된다. 이러한 小部門의 국민소득은 한가지 생산요소에 대한 支給만으로 구성되며 生産性變化와는 무관하거나 중요하지 않으므로 불변가격 시계열의 추계에서 生産性不變이 가정된다. 따라서 이들 小部門은 국민소득의 成長要因分析에서 별도로 분리하여 취급해야 한다. 산업별 요소소득추정에서 政府서비스生産者, 民間非營利서비스生産者, 住宅所有, 海外部門과 産業部門의 일부 사회서비스의 소득들이 이러한 특성을 갖는다.

政府서비스生産者部門의 요소소득은 公共行政 및 國防, 敎育, 醫療衞生, 社會福祉, 文化서비스 및 기타부문의 피용자보수만으로 구성되며, 民間非營利서비스生産者部門도 피용자보수만 계상된다. 한편 新國民所得計定에서는 산업부문으로 구분된 敎育, 醫療, 企業 및 專門團體, 팁부문의 요소소득도 피용자보수만으로 계상된다. 따라서 海外部門의 純受取 被傭者報酬를 포함하여 「政府·民間非營利團體 및 海外部門」으로 구분할 때 경상요소비용 國民所得은 단순히 피용자보수의 집계액을 의미하게 된다.

한편 불변가격에 의한 추계는 公共行政 및 國防部門에 있어서는 1인당 給與額의 指數를 환가지수로 사용하며, 社會서비스부문에서는 대체로 敎員數, 醫師數 등 취업자수의 증가율을 물량증가율로 사용하여 기준년 附加價値를 연장하는 방법이 이용된다. 따라서 이런 항목의 國民所得의 實質增加는 취업자수의 증가에 따라서 결정된다고 할 수 있다.

住宅所有部門과 海外純投資收益部門은 資本所得(capital income)만으로 구성된다. 住宅所有部門에는 不動産 賃貸業에서 발생한 實際支拂賃料와 住宅所有主의 자가주택 사용에서 발생하는 歸屬賃料(imputed rent)가 계상된다. 住宅所有主 자신이 사용하는 住宅用役(housing service)은 시장에서 거래되지는 않지만 國內生産에 기여한다는 관점에서 주택소유로부터 임료소득이 발생하고, 이 소득은 임료지불에 사용된 것으로 간주하여 歸屬計算한다. 國民所得에는 總賃料收入에서 經費, 減價償却 및 諸稅가 공제된 純賃料가 계상된다. 불변가격에 의한 附加價値는 각년의 住宅棟數(housing stock)의 증가로만 설명된다. 한편 海外部門의 投資收益은 해외순자산액에 따라서 결정된다.

지금까지 설명한 각 小部門의 소득항목들은 勞動, 住宅과 海外資産 등 세가지 相違한 사용요소별로 묶어서 각각의 成長率과

成長寄與度를 측정하고 세 부문의 成長率과 그 寄與度는 각기 사용생산요소의 투입증가 요인에 의해서 설명된다. 이 세 부문의 국민소득이 분리된 나머지 대부분의 國民所得은 企業의 生産販賣活動에서 創出된다. 政府의 企業的 活動도 여기에 포함되며 주택소유부문에 포함된 부동산 임대업을 제외한 모든 企業活動이 포함된다. Denison은 이 부문을 「非住宅企業部門」(nonresidential business sector)으로 정의하고 있다.

企業의 生産販賣活動은 시장가격에 의한 거래를 통하여 영위되므로 이 非住宅企業部門의 附加價値는 시장거래액으로부터 추계될 수 있다. 이 부문은 여러 생산요소를 결합하여 사용하고 있으며 生産性變化는 중요한 成長要因이 된다. 成長要因分析의 主課題는 이 부문의 국민소득성장을 결정하는 諸要因의 변동을 파악 측정하고 이들 성장요인의 성장기여도를 측정·분석하는 데 있다.

이와 같이 國民所得은 ①政府·民間非營利서비스生産者와 산업부문 일부 사회서비스, 海外部門의 被傭者報酬額, ②住宅所有로 인한 賃料所得, ③海外純投資收益 등의 세 小部門과 國民所得에서 이들 小部門의 勞動所得(被傭者報酬額)과 資産所得(賃料所得과 投資收益)을 공제한 나머지, ④非住宅企業部門 등 4개 부문으로 분류하여 1985년 불변요소비용에 의한 시계열과 1963~92년간의 연평균성장률을 〈表 1〉에서 보여주고 있다.

〈表 1〉에 의하면 1963~92년간중 實質國民所得은 연평균 8.26%의 성장을 지속하였으며, 이 기간중 非住宅企業部門은 연평균 9.21%의 급신장을 기록하여 國民所得에서 점하는 비중이 1992년에는 88% 수준으로 확대되었다. 기간별로는 1963~72년간에 實質國民所得은 연평균 8.22%로 성장을 지속하였으며, 1972~82년간은 연평균 7.09%로 1.13%포인트 낮은 성장을 달성하였다. 그러나 1982~92년간에는 前期(1972~82)보다 2.40%포인트가 높은 9.49%의 성장률을 달성하였다. 이는 前期중의 1972~78년간에는 연평균 9.66%의 높은 성장을 지속하였으나 內外與件이 불리하였던 1979~82년간에는 연평균 3.36%의 낮은 성장률을 기록한 데 비하여, 後期(1982~92)중 1982~88년간의 연평균 10.74%에 달하는 높은 成長으로 成長率이 상대적으로 높아졌기 때문이다. 동 기간중 非住宅企業部門의 成長率은 實質國民所得과 같은 變化趨勢를 보여주었다. 즉 1963~72년간에는 9.07%의 급신장을 기록하였으며, 1972~82년간에는 8.81%로 前期보다 낮은 成長率을 보였으나 1982~92년간에는 9.75%의 높은 성장을 보였다.

한편 海外純投資收益은 外資導入이 본격적으로 확대되기 시작한 1960년대 중반 이후 元利金償還 및 果實送金이 증가함에 따라 支給超過額이 크게 늘어나 1982년에는 국민소득의 −5.77% 규모에 달하였으나 점차 감소하여 1992년에는 그 비중이 −1.35% 수준으로 낮아지고 있다. 政府·民間非營利

〈表 1〉 部門別 不變要素費用에 의한 國民所得

(단위 : 10億원)

	國民所得 (1)		政府·民間非營利團體및海外部門 (2)		住宅所有 (3)		海外純投資 (4)		非住宅企業部門 (5)=(1−2−3−4)		海外純投資제외 國民所得 (6) = (1−4)	
	금액	구성비	금액	구성비	금액	구성비	금액	구성비	금액	구성비	금액	구성비
1971	22590.97	100.00	4987.53	22.08	1481.21	6.56	−207.90	−0.92	16330.13	72.29	22798.87	100.92
1972	23693.90	100.00	5121.04	21.61	1510.06	6.37	−304.00	−1.28	17366.80	73.30	23997.90	101.28
1973	26699.60	100.00	5154.14	19.30	1553.82	5.82	−307.20	−1.15	20298.84	76.03	27006.80	101.15
1974	28910.74	100.00	5264.84	18.21	1608.21	5.56	−332.70	−1.15	22370.39	77.38	29243.44	101.15
1975	30712.00	100.00	5447.50	17.74	1646.13	5.36	−559.30	−1.95	24217.67	78.85	31311.30	101.95
1976	34368.98	100.00	5604.24	16.31	1697.36	4.94	−603.40	−1.76	27670.78	80.51	34972.38	101.76
1977	37515.56	100.00	5810.58	15.49	1721.43	4.59	−753.10	−2.01	30736.65	81.93	38268.66	102.01
1978	41194.89	100.00	6116.51	14.85	1807.27	4.39	−819.70	−1.99	34090.81	82.75	42014.59	101.99
1979	43873.36	100.00	6417.05	14.63	1886.12	4.30	−1115.40	−2.54	36685.59	83.62	44988.76	102.54
1980	42141.76	100.00	6573.28	15.60	1951.09	4.63	−1846.00	−4.38	35463.39	84.15	43987.76	104.38
1981	44323.62	100.00	6893.01	15.55	2009.83	4.53	−2411.20	−5.44	37831.98	85.35	46734.82	105.44
1982	47020.64	100.00	7269.70	15.46	2060.35	4.38	−2715.10	−5.77	40405.69	85.93	49735.74	105.77
1983	52669.88	100.00	7643.55	14.51	2127.25	4.04	−2574.30	−4.89	45473.38	86.34	55244.18	104.89
1984	57104.17	100.00	7931.43	13.89	2207.03	3.86	−2901.80	−5.08	49867.51	87.33	60005.97	105.08
1985	60755.00	100.00	8381.46	13.80	2259.80	3.72	−3092.00	−5.09	53205.74	87.57	63847.00	105.09
1986	68730.03	100.00	8886.83	12.93	2322.82	3.38	−3131.00	−4.56	60651.38	88.25	71861.03	104.56
1987	77193.24	100.00	9221.41	11.95	2433.56	3.15	−2576.90	−3.34	68115.17	88.24	79770.14	103.34
1988	86728.02	100.00	9789.00	11.29	2556.84	2.95	−1895.40	−2.19	76277.58	87.95	88623.42	102.19
1989	92645.96	100.00	10432.46	11.26	2730.12	2.95	−1334.60	−1.44	80817.98	87.23	93980.56	101.44
1990	102076.58	100.00	10991.20	10.77	2953.40	2.89	−1225.00	−1.20	89356.98	87.54	103301.58	101.20
1991	111184.92	100.00	11424.30	10.28	3521.77	3.17	−1372.30	−1.23	97611.15	87.79	112557.22	101.23
1992	116419.41	100.00	11960.68	10.27	3556.56	3.05	−1573.90	−1.35	102476.07	88.02	117993.31	101.35
年平均 成長率 및 構成比(%)												
63~72	8.22	100.00	6.14	15.12	3.21	3.11	.	−0.29	9.07	82.06	8.44	100.29
72~82	7.09	100.00	3.57	16.40	3.16	4.86	.	−2.95	8.81	81.69	7.56	102.95
82~92	9.49	100.00	5.11	11.91	5.61	3.29	.	−2.80	9.75	87.59	9.02	102.80
72~92	8.29	100.00	4.33	13.24	4.38	3.76	.	−2.73	9.28	85.73	8.29	102.73
63~92	8.26	100.00	4.89	13.34	4.01	3.63	.	−2.45	9.21	85.48	8.33	102.45

註 : 1963~72년간의 기간중 年平均 構成比와 成長率은 Kim and Park(1985)의 1975년 不變價格基準이며, 1963~92년간의 年平均 構成比와 成長率은 각 구간의 成長率로 延長한 것임.

資料 : 한국은행, 『국민계정』 資料와 KDI. DB 참조.

團體 및 海外部門의 被傭者報酬는 1963~92년간 연평균 4.89%씩 신장하였으나 그 상대적 비중은 10.3% 수준으로 감소하였으며, 연평균 4.01%의 신장을 보인 住宅所有部門도 國民所得에서 차지하는 비중이 점차 감소하여 3.1% 수준으로 낮아지고 있다.

Ⅲ. 要素別 所得配分率

國民所得의 4개 部門別 분류 중 非住宅企業部門을 제외한 다른 部門의 所得은 規模가 상대적으로 작고 또한 대체로 한가지 生産要素에 대한 支給만으로 구성되며, 生産性 變化와는 무관하거나 중요하지 않은 것이 보통이다. 그러나 非住宅企業部門만은 그 소득의 상대적 규모가 클 뿐만 아니라 여러 生産要素를 결합하여 사용하고 있으며 生産性變化도 중요한 成長要因이 된다. 따라서 成長要因推計를 위해서는 먼저 이 非住宅企業部門의 要素別 所得配分率(income share)부터 추계해야 한다.

〈表 2〉에서는 1963~92년간의 우리나라 非住宅企業部門 國民所得의 生産要素別 所得配分率의 추정결과를 보여주고 있다. 즉 이 부문의 國民所得은 勞動, 構造物 및 裝備(有形固定資産)와 在庫資産을 포함하는 再生産可能資本, 그리고 土地 등 생산요소별로 배분되고 있다. 그런데 이 표의 所得配分率은 年度別, 要因別로 추정결과를 5個年 移動平均하여 異例的인 연도의 특성을 평준화시킨 것이다.

우리나라 非住宅企業部門 勞動所得配分率이 1963~92년간에 평균 62.70%로 기간중 다른 要素別 所得配分率보다 가장 높은 수준을 보여주고 있다. 노동소득배분율을 期間別로 구분하여 보면 1963~72년간에는 60.69%이던 것이 중간기간(1972~82)에는 61.68%로, 후기(1982~92)에는 65.40%로 증대되고 있다. 이를 연대별로 變化를 보면 1960년대는 61% 수준이고, 1970년대는 1% 포인트 증가한 62%이며, 1980년대는 65% 수준으로 1970년대보다 3%포인트나 높아진 것이다. 1990년대초는 前年代보다 3~5%포인트 정도 높은 수준의 所得配分率을 나타내는데, 이는 1960년대의 日本의 노동소득배분율보다는 낮으나 상당히 접근된 수준을 보이고 있는 것이다(表 3 참조). 그런데 이러한 노동소득배분율에는 非住宅企業部門의 被傭者에 대한 모든 報酬뿐만 아니라 農業部門과 非農業非法人企業의 自營業主 및 無給家族從事者의 勞動所得 해당분도 추계하여 포함되고 있다. 사실 우리나라에서 農業部門은 거의 전부가 非法人企業에 의해서 생산활동이 이루어진다고 할 수 있고, 또한 非農業部門에서도 商業部門, 個人서비스業部門 및 일부 製造業部門에서도 零細企業에 의해서 영위되고 있는 경우가 많기 때문에 이러한 노동소득배분율의 추계는 이들 非法人企業의 自營業主 및 無給家族從事者의 노동소득 해당분의 정확한 추계 없

〈表 2〉 非住宅企業部門 要素別 所得配分率

(단위 : %)

	勞 動 (1)	構造物·裝備 (2)	在庫資產 (3)	土 地 (4)	國民所得 (5) = (1+~+4)
1971	61.98	14.60	10.86	12.56	100.00
1972	62.20	14.78	10.90	12.12	100.00
1973	62.16	14.90	10.66	12.28	100.00
1974	61.50	15.34	10.52	12.64	100.00
1975	61.34	15.62	10.16	12.88	100.00
1976	61.06	16.06	10.02	12.86	100.00
1977	61.14	16.46	9.68	12.72	100.00
1978	61.34	17.26	9.56	11.84	100.00
1979	61.68	17.84	9.40	11.08	100.00
1980	61.74	18.68	9.50	10.08	100.00
1981	62.42	18.70	9.18	9.70	100.00
1982	62.38	19.16	9.10	9.36	100.00
1983	62.38	19.26	8.70	9.66	100.00
1984	62.22	19.74	8.26	9.78	100.00
1985	62.65	19.80	7.85	9.70	100.00
1986	62.54	20.12	7.32	10.02	100.00
1987	63.54	19.62	6.70	10.14	100.00
1988	65.00	18.18	6.66	10.16	100.00
1989	66.94	16.62	6.52	9.92	100.00
1990	68.62	16.58	4.94	9.86	100.00
1991	69.80	15.96	4.66	8.58	100.00
1992	70.34	15.76	4.52	9.38	100.00
年平均 配分率(%)					
63~72	60.69	14.11	9.97	15.23	100.00
72~82	61.68	17.00	9.97	11.54	100.00
82~92	65.40	18.34	6.45	9.81	100.00
72~92	63.54	17.67	8.11	10.68	100.00
63~92	62.70	16.67	8.60	12.03	100.00

註 : 1963~72년간의 기간중 年平均 配分率은 Kim and Park(1985)의 자료이며, 이 구간의 要素所得을 要素別 增加率로 延長한 후 1963~92년간의 要素別 年平均 所得配分率을 구하였음.

資料 : KDI. DB 참조.

이는 불가능하다 하겠다. 따라서 추계된 노동소득배분율의 信賴性도 결국 旣存 統計資料에서는 명시되고 있지 않은 非法人企業의 自營業主 및 家族從事者의 勞動所得 해당분이 여하히 정확하게 추계되고 있느냐 하는데 따라서 결정된다고 하겠다.

非住宅企業部門의 非勞動所得은 農林水産業部門, 非農林水産業部門 등의 財産所得에 해당되는데, 그러한 所得은 構造物 및 裝備, 在庫資産과 土地 등 세가지 형태의 資産價値에 따라서 각각 配分되고 있다. 그러한 非勞動所得의 配分節次는 각 부문별 資産金額에 대한 所得比率이 資産形態別로 차이가 없을 것이라는 가정에 입각하고 있다. 資産形態別 所得配分結果를 期間別 平均基準으로 보면 構造物 및 裝備에 대한 所得配分率은 1963~72년간의 14.11%에서 1972~82년간에는 17.00%, 1982~92년간에는 18.34%로 증대되고 있으며, 반대로 在庫資産과 土地에 대한 所得配分率은 1963~72년간의 9.97%와 15.23%에서 1982~92년간에는 각각 6.45%와 9.81%로 낮아지고 있다.

그런데 〈表 2〉에 제시된 바와 같이 景氣變動의 영향을 줄이기 위해서 5個年 移動平均된 要素別 所得分配率은 勞動, 두가지 형태의 資本과 土地를 통합하여 非住宅企業部門 總要素投入의 시계열을 구하는 데 있어 加重値로서 사용된다. 이러한 所得配分率을 要素投入을 집계하는 데 있어서 加重値로 사용하는 것은 다음과 같은 前提에 입각하고 있다. 즉 모든 要素單位數의 적은 비율의 증가가 生産을 x만큼 높인다고 하면 어떤 특정요소단위수의 같은 비율의 증가는 生産을 x곱하기 同 要素 所得分配率만큼 높일 것이라는 것이다. 다시 말해서 각 要素의 限界生産物(marginal product)은 다른 요소의 투입량이 불변일 때 同 要素 1單位 추가로 인해서 附加되는 추가적 생산물을 의미하며, 각 요소의 總所得(total earnings)은 동 요소단위수와 단위당 가격 또는 소득을 곱한 것과 같다. 그런데 이러한 前提는 費用의 最小化를 기하는 企業으로서는 여러 生産要素의 單位當 限界生産物이 同要素單位當 價格 또는 所得에 比例하도록 하는 比率로 요소를 결합시킬 것이라는 가정에 입각하고 있다.

〈表 3〉에서는 우리나라 非住宅企業部門의 要素別 所得配分率을 1960~68년간의 日本과 美國의 경우와 비교하고 있다. 同表에 의하면 우리나라의 노동소득배분율은 日本이나 美國에 비해서 훨씬 낮은 반면에, 非住宅用土地에 대한 소득분배율이 이들 두 나라보다 월등히 높게 나타나고 있다. 우리나라의 構造物 및 裝備에 대한 소득배분율은 1963~72년간에는 美國의 수준을 상회하였고 日本과는 거의 비슷한 수준이었다. 그러나 1972년 이후의 기간에는 18% 수준으로 증가하여 日本과 美國 수준을 훨씬 초과하고 있다. 在庫資産에 대한 배분율도 日本과 美國에 비해 상당히 높은 수준이다.

勞動所得配分率의 크기는 資本所得에 대

〈表 3〉 非住宅企業部門 要素別 所得配分率의 國際比較

(단위 : %)

	韓 國				日 本	美 國
	1963~72	1972~82	1982~92	1963~92	1960~68	1960~68
勞動	60.7	61.7	65.4	62.7	73.7	80.2
構造物・裝備	14.1	17.0	18.3	16.7	14.3	11.9
在庫資產	10.0	9.8	6.5	8.6	7.4	4.0
非住宅用土地	15.2	11.5	9.8	12.0	4.6	3.9
國民所得	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

資料 : 〈表 2〉와 Denison and Chung(1976), p. 29.

한 勞動所得의 相對的 比重을 나타낸다는 의미에서 經濟의 發展段階를 나타내는 指標라고 할 수 있다. 1982~92년간 우리나라 勞動所得配分率은 平均 65% 수준으로 아직 美國이나 日本 수준에 비해 상당히 낮은 편이다. Denison and Chung(1976)에서 다른 先進國家의 1960년대 勞動所得配分率을 보면 대체로 72~79% 수준이었음을 알 수 있다. 즉 日本을 제외하면 1960~62년간의 이탈리아의 노동소득배분율이 72% 수준으로 가장 낮고, 캐나다・프랑스・노르웨이・영국 등이 78~79% 수준으로 높은 편에 속했다.

Ⅳ. 非住宅企業部門의 要素投入

非住宅企業部門의 生產活動을 위한 要素投入은 勞動, 再生產可能資本(構築物 및 裝備) 및 土地의 세가지 형태로 구분된다. 〈表 4〉에 제시한 바와 같이 非住宅企業部門 總勞動投入指數는 1963~72년간 연평균 5.06% 증가에 이어 1972~82년간에는 연평균 4.55%로, 그리고 1982~92년간에는 연평균 2.95%로 勞動投入增加率이 계속해서 낮아지고 있다. 그런데 이 勞動投入指數는 단순한 취업자의 증가와 그 취업자의 週當平均勞動時間의 증가와 같은 노동투입의 量的 변화뿐만 아니라 總就業時間의 性・年齡別 構成變化, 就業者의 敎育水準別 構成變化, 그리고 平均勞動時間變化에 따른 能率變化와 같은 노동투입의 質的 변화요인도 모두 포함하고 있다.

勞動投入指數에 따른 量的 변화를 나타내는 취업자수의 投入指數는 우리나라의 總就業者數에서 政府 및 民間非營利서비스生產者部門의 취업자수를 감하여 구한 非住宅企業部門의 취업자수를 이용하여 추정하고, 非住宅企業部門의 취업자의 平均勞動時間의 증가를 나타내는 指數는 總就業者의 週當平均 就業時間과, 政府 및 民間非營利서비스生產者部門의 就業者는 週當平均 44시간 취업하는 것으로 가정하여 산출한 非住

〈表 4〉 非住宅企業部門의 勞動投入指數

(1972＝100)

	就業者數 (1)	平均就業時間 (2)	性・年齡別 構成變化 (3)	教育水準別 構成變化 (4)	平均勞動時間 變化에 따른 能率變化 (5)	勞動投入 指數 (6)＝ (1×2. .×5)
1971	95.73	99.81	101.32	99.12	101.30	97.20
1972	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1973	105.52	99.81	99.29	100.88	99.80	105.28
1974	110.15	101.72	100.36	101.77	100.64	115.17
1975	112.61	102.68	100.66	102.66	100.13	119.64
1976	119.69	105.94	99.42	103.14	99.23	129.02
1977	123.45	104.60	100.10	103.62	99.47	133.23
1978	128.97	105.94	100.51	104.10	99.93	142.86
1979	130.48	104.21	101.16	104.59	100.08	143.98
1980	131.19	104.41	101.52	105.09	101.42	148.21
1981	133.59	104.02	102.04	104.58	101.31	150.23
1982	137.21	107.47	101.25	104.97	99.60	156.10
1983	137.96	107.09	101.72	105.11	99.68	157.46
1984	136.63	106.70	102.50	106.44	100.21	159.39
1985	141.42	106.70	102.51	107.06	100.51	166.45
1986	146.11	104.98	102.18	107.47	101.08	170.26
1987	153.81	105.17	101.99	107.84	100.07	178.04
1988	157.93	105.94	102.87	108.51	100.35	187.41
1989	163.28	105.36	102.68	108.89	100.71	193,71
1990	167.18	104.21	103.01	109.26	101.74	199.49
1991	171.90	103.83	103.30	109.83	102.02	206.59
1992	174.37	101.92	103.68	110.71	102.39	208.87
年平均 增加率(%)						
63～72	3.49	0.77	−0.01	0.74	0.03	5.06
72～82	3.21	0.72	0.12	0.49	−0.04	4.55
82～92	2.43	−0.53	0.24	0.53	0.28	2.95
72～92	2.82	0.10	0.18	0.51	0.12	3.75
63～92	3.03	0.30	0.12	0.58	0.09	4.16

註 : 1963～72년간의 기간중 年平均 增加率은 Kim and Park(1985)의 자료이며, 1963～92년간의 年平均 增加率은 각 구간의 增加率로 延長한 것임.

資料 : KDI. DB 참조.

宅企業部門의 總就業時間과 취업자수를 이용하여 비교적 쉽게 指數化할 수 있다. 그러나 質的 변동을 나타내는 要因들의 指數들은 보다 복잡한 과정을 거쳐 추정되었다. 勞動時間의 性·年齡別 構成變化指數는 性·年齡別로 취업시간당 勞動生産性이 平均賃金水準에 비례한다고 가정하여 性·年齡別 賃金指數로 就業者構成比를 加重平均하여 구하였다. 敎育水準別 就業時間의 構成變化指數도 敎育水準別로 취업시간당 勞動生産性이 平均賃金水準에 비례한다고 가정하고 敎育水準別 賃金指數로 敎育水準別 就業者構成比를 가중평균하여 구하였다. 平均勞動時間變化에 따른 能率變化指數는 週當平均就業時間이 일정한 한도를 초과하면 勞動時間의 延長에 따른 産出量增加幅이 상대적으로 점차 감소하고, 다시 일정시간을 초과하면 勞動時間延長이 生産量增加에 전혀 寄與하지 않게 되는 효과를 측정하고자 한 것이다. 실제 추정에서는 週當 平均就業時間이 44시간이 될 때까지는 노동시간연장에 비례하여 産出量이 증가하며, 44~70시간 사이에서는 産出量增加效果가 遞減하고, 70시간을 초과하는 경우는 노동시간증가에도 불구하고 생산량이 증가하지 않을 것으로 가정하였다.[5)]

〈表 5〉에서는 非住宅企業部門의 勞動投入指數와 함께 再生産可能資本과 土地投入指數 및 總要素投入指數는 물론 投入要素單位當 産出量指數를 보여주고 있다. 再生産可能資本指數는 構造物 및 裝備投入指數와 在庫指數로 구분된다. 여기의 구조물 및 장비(有形固定資産)의 투입지수는 粗資産貯量(gross capital stock)과 純資産貯量(net capital stock)의 投入指數에 각각 3대 1의 加重値를 두어 加重平均하여 추정하였다.

非住宅企業部門의 1968~77년간의 불변가격기준 純資本貯量과 粗資本貯量은 1968년과 1977년의 國富調査의 所有資産基準의 不變價格基準 純 및 粗有形固定資産(構築物 및 裝備)과 1968~77년간의 국민계정의 非住宅企業部門의 불변가격기준 고정자본형성 및 고정자본소모를 이용하여 多項式 基準指方法(polynomial-benchmark method)에 의해서 시계열을 추정하였다. 1977년 이후 純資本貯量은 1977년 國富調査의 純有形固定資産에 연도별 고정자본형성을 합하고 고정자본소모를 감하여 貯量을 추정하였다. 또한 1977년 이후의 粗資本貯量은 1977년 國富調査의 粗有形固定資産에 연도별 고정자본형성을 합하고 여기에 廢棄資産額을 감하고 建設假計定의 有形固定資産이 제외된 시계열로 調整·推定한 후 全期間 純資

5) 週當 44~70시간을 勞動投入에 따른 産出量遞減區間으로 가정한 이유는, 우리나라 취업자 중 週當 54시간 이상을 취업하는 취업자의 연도별 週當 平均就業時間이 별도분석에 의하면 65~70시간으로 나타났기 때문이다. 年平均으로 70시간 가까이 勞動하는 취업자들이 상당수 있다는 것은 이 시간까지 계속 勞動時間延長에 따른 産出量增加效果가 있기 때문이라는 것으로밖에는 설명될 수 없기 때문이다(Kim and Park, 1985 참조).

〈表 5〉 非住宅企業部門의 國民所得, 要素投入 및 要素單位當 産出量指數

(1972＝100)

	國民所得 指數 (1)	要素別 投入指數						要素單位 當産出量 指數 (8)=(1/7)
		勞動 (2)	構造物·裝備 (3)	在庫資産 (4)	總再生産 可能資本 (5)	土地 (6)	總要素 投入 (7)	
1971	94.03	97.20	89.76	95.49	85.05	100.00	91.13	93.54
1972	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1973	116.88	105.28	111.90	103.65	108.51	100.00	105.47	110.83
1974	128.81	115.17	125.99	111.73	120.19	100.00	114.55	112.45
1975	139.45	119.64	140.33	120.89	132.67	100.00	120.47	115.75
1976	159.33	129.02	157.46	126.98	145.75	100.00	129.65	122.89
1977	176.99	133.23	181.19	132.78	163.26	100.00	136.85	129.33
1978	196.30	142.86	210.56	138.46	184.86	100.00	149.05	131.70
1979	211.24	143.98	244.07	147.59	210.78	100.00	157.30	134.29
1980	204.20	148.21	276.91	154.43	235.62	100.00	167.98	121.56
1981	217.84	150.23	307.28	158.13	258.17	100.00	175.45	124.16
1982	232.66	156.10	336.74	163.76	281.04	100.00	186.16	124.98
1983	261.84	157.46	358.81	166.24	298.89	100.00	191.45	136.77
1984	287.14	159.39	376.56	168.58	315.21	100.00	197.21	145.60
1985	306.36	166.45	396.25	172.11	332.62	100.00	205.95	148.75
1986	349.24	170.26	420.61	174.68	355.00	100.00	213.91	163.26
1987	392.21	178.04	453.20	177.88	383.11	100.00	224.10	175.02
1988	439.21	187.41	493.22	183.62	410.21	100.00	233.87	187.80
1989	465.36	193.71	538.48	194.51	441.56	100.00	241.77	192.48
1990	514.53	199.49	583.15	206.01	496.58	100.00	253.61	202.88
1991	562.06	206.59	626.92	219.41	534.83	100.00	264.06	212.85
1992	590.07	208.87	669.67	233.07	572.36	100.00	272.37	216.64
年平均 增加率(%)								
63~72	9.07	5.06	11.17	2.91	6.21	0.00	4.07	4.80
72~82	8.81	4.55	12.91	5.06	10.89	0.00	6.41	2.25
82~92	9.75	2.95	7.12	3.59	7.37	0.00	3.88	5.65
72~92	9.28	3.75	9.97	4.32	9.11	0.00	5.14	3.94
63~92	9.21	4.16	10.34	3.88	8.20	0.00	4.81	4.21

註 : 1963~72년간의 기간중 年平均 增加率은 Kim and Park(1985)의 자료이며, 1963~92년간의 年平均 增加率은 각 구간의 增加率로 延長한 것임.

資料 : KDI. DB 참조.

本貯量과 粗資本貯量을 추정하였다.

在庫資産貯量은 1977년 國富調査의 在庫資産貯量에서 산출한 불변가격기준 貯量과 국민계정의 非住宅企業部門의 불변가격기준 연도별 재고증가액을 합산하여 時系列을 추정하였다. 時系列로 구한 연말기준의 粗資本貯量과 純資本貯量, 在庫資産貯量 들을 1972년 기준으로 指數化하고 前年末 貯量指數와 該當年末 貯量指數를 單純平均하여 연간의 平均指數를 산출하였다. 土地投入의 規模에는 그간에 변화가 없는 것으로 가정하였다.

總要素投入指數는 勞動, 再生産可能資本과 土地의 投入指數時系列을 각 요소별 소득배분율로 가중치를 주어 집계한 것이고, 投入要素單位當 産出量指數는 實質國民所得의 增加 중에서 要素投入增加로 설명되지 않는 殘餘分으로서 要素單位當 生産性向上을 나타내는 것이다. 投入要素單位當 産出量指數는 실제로 實質國民指數를 總要素投入指數로 나누어 구하였다.

V. 要素單位當 産出量增加 要因別 投入

Denison의 成長要因分析에서는 要素單位當 産出量을 결정하는 여러가지 要因을 크게 ①資源配分改善, ②法律的 및 人的 環境變化, ③規模의 經濟利益, ④不規則要因, ⑤技術進步 및 기타 要因 등 다섯 가지로 분류하였다. 資源配分改善效果에는 農業部門의 취업자가 近代的인 非農業部門으로 이동하는 경우와 非農業部門의 自營業主 및 無給家族從事者가 근대적 부문의 被傭者로 이동하는 데 따른 두 부문의 生産性差異에 의한 效果를 측정하고, 또 貿易障壁緩和에 따른 자원배분개선효과도 측정된다. 法律的 및 人的 環境變化效果에는 物理的 環境保護를 위한 公害防止效果, 從業員의 就業安全과 健康을 위한 安全 및 健康保護效果, 그리고 부정과 범죄발생을 방지하기 위한 環境變化效果 등으로 구분 추정된다. 規模의 經濟利益效果는 경제규모의 확대에 따른 전반적 經濟利益과 消費構造變化에 따른 經濟利益 등으로 나누어 생산성증가효과를 추정한다. 不規則要因에는 농업생산에 대한 氣候影響效果, 勞動爭議에 의한 근로시간감소에 따른 生産減少效果, 景氣變動으로 인한 有效需要變動效果 등이 측정된다. 이상의 여러가지 요인들은 개별적으로 직접 추정되며, 有效需要變動效果와 技術進步 및 기타 要因은 要素單位當 産出量增加指數를 개별적으로 추정한 요인들의 指數로 나누어 얻어지는 殘餘指數의 變動要素와 趨勢要素로 추정된다.

우리나라의 成長要因을 추정·분석한 旣存의 硏究에서는 큰 문제가 되지 않았던 公害防止 등 環境變化效果와 勞動爭議로 인한 生産減少效果 등은 投入要素當 産出量增加에 주요한 영향을 주는 要因으로 이 項目效

果는 최근의 여건변화를 반영하는 추가적 要因으로 중요시되고 있다. 이러한 요인 중에서 法律的 및 人的 環境變化效果는 이를 數量化할 수 있는 推定資料의 未備로 측정하지 못하였으나 勞動爭議에 의한 근로시간 감소의 生産減少效果는 勞使紛糾에 따른 勤勞損失日數나 生産額蹉跌額 등의 자료수집이 가능하였다. 특히 1987년 이후 勞使紛糾의 증가로 勤勞損失日數나 生産額蹉跌額이 큰 폭으로 증가하였기 때문에 본 연구에서 要素單位當 産出量增加要因에 영향을 주는 要因으로 추가하였다.

이렇게 추정된 要素單位當 産出量增加要因別 指數는 〈表 6〉에 요약되어 있는데, 同表에 제시된 각 要因의 개념적인 이해를 돕기 위해 간단한 설명을 하기로 한다. 農業勞動의 상대적 감소에 따른 生産性增加效果는 農業部門과 非農業部門의 생산성차이로 인하여, 농업노동의 상대적 감소 또는 비농업노동의 상대적 증가는 다른 조건이 동일하다면 全體投入勞動의 單位當 生産性을 향상시킨다는 전제에 입각하고 있다. 自營業主의 상대적 감소에 따른 효과도 유사한 論理로서 설명할 수 있다. 즉 非農業部門의 自營業主와 無給家族從事者는 대부분의 경우 生産性이 상대적으로 낮은 中小商工業(個人서비스業 포함)에 從事하는 것이 일반적이기 때문에 비농업부문 노동투입 중 이러한 자영업주 및 무급가족종사자비중의 감소는 投入勞動 單位當 生産性을 증가시킨다는 것이다. 經濟規模增大에 따른 規模의 經濟利益은 그 추정방법은 간단하지 않으나 그 개념은 쉽게 이해할 수 있다. 그것은 經濟規模擴大에 따른 규모의 經濟利益이 없었을 경우의 동일한 要素投入으로 얻을 수 있는 生産增加와 대비한 生産增加效果를 나타낸다. 消費構造變化에 따른 利益은 所得彈力性이 크고 生産過程上 規模經濟의 효과가 큰 소비품목이 전체소비구성에서 차지하는 비중이 확대됨에 따라 실현되는 추가적 규모의 경제이익효과이다. 노동쟁의가 발생하고 爭議行爲에 의해서 참가인원과 勞動損失日數가 증가하게 되면 企業의 生産活動이 저해되어 生産減少額(차질액) 등이 발생하게 된다. 勞動爭議로 인한 勤勞時間減少效果는 노동쟁의 결과 生産減少에 따른 實質所得減少效果를 측정하는 것이다. 끝으로, 技術進步 및 기타 要因은 要素單位當 産出量 중 지금까지 설명한 여러 生産性增加要因에 의해서 설명할 수 없는 殘餘分을 나타낸다. Denison은 이 殘餘分을 「知識의 向上 및 기타」(advances in knowledge and n.e.c)라고 부르고 있다.

그런데 〈表 6〉에서 要素單位當 産出量增加要因別 각 指數는 모두 동 지수의 1% 변화가 非住宅企業部門 國民所得의 같은 1% 변화를 나타낼 수 있는 단위로 계측되었음을 부언한다.

〈表 6〉 要素單位當 産出量增加要因別 指數

(1972＝100)

	要素單位當産出量增加 (1)	資源의 再配分		規模의 經濟利益		農業生産에 대한 氣候影響 (6)	勞動爭議로 인한 勤勞時間減少效果 (7)	綜合的效果 (2×3.....7) (8)	(1/8) (9)	技術進步 및 기타要因 (10)	需要變動 (9/10) (11)
		農業勞動減少 (2)	自營業主減少 (3)	經濟規模擴大 (4)	消費構造變化 (5)						
1971	97.66	101.34	99.58	99.18	100.35	101.27	100.00	101.71	96.02	99.33	96.67
1972	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1973	110.83	100.42	99.85	101.94	100.92	99.99	100.00	103.14	107.46	100.67	106.74
1974	112.45	100.42	100.34	102.96	102.87	100.58	100.00	107.34	104.76	101.34	103.37
1975	115.75	101.71	100.84	103.94	103.40	99.34	100.00	109.50	105.71	102.02	103.62
1976	122.89	101.73	101.20	105.69	103.96	102.02	100.00	115.40	106.49	102.70	103.69
1977	129.33	102.57	102.05	107.11	104.12	101.15	100.00	118.08	109.53	103.39	105.94
1978	131.70	103.74	102.18	108.41	105.14	98.74	100.00	119.30	110.39	104.08	106.06
1979	134.29	104.66	102.25	109.07	106.35	100.51	100.00	124.77	107.63	104.78	102.72
1980	121.56	106.98	101.72	110.01	106.29	95.46	100.00	121.47	100.07	105.86	94.53
1981	124.16	107.19	101.82	110.66	107.03	98.21	100.00	126.95	97.80	106.95	91.44
1982	124.98	107.29	101.35	111.26	108.16	99.32	100.00	129.96	96.17	108.05	89.01
1983	136.77	109.66	101.44	111.91	108.98	100.25	100.00	136.01	100.56	109.16	92.12
1984	145.60	110.82	102.80	113.17	109.47	99.73	100.00	140.75	103.45	110.28	93.81
1985	148.75	111.77	102.86	114.06	109.77	100.31	100.00	144.39	103.02	111.42	92.46
1986	163.26	112.26	102.65	115.90	110.67	100.33	100.00	148.30	110.09	112.57	97.80
1987	175.02	112.62	103.15	117.49	111.84	99.00	99.85	150.89	115.99	113.73	101.99
1988	187.80	113.01	103.34	119.04	113.10	100.43	99.88	157.72	119.07	114.90	103.63
1989	192.48	113.35	104.45	119.65	115.07	100.04	99.87	162.86	118.19	116.08	101.82
1990	202.88	114.28	104.65	120.95	116.90	99.77	99.91	168.55	120.37	117.28	102.63
1991	212.85	115.13	104.38	122.07	118.74	99.68	99.93	173.51	122.67	118.49	103.53
1992	216.64	115.30	103.71	122.70	119.61	100.32	99.91	175.90	123.16	119.71	102.88
年平均 增加率(%)											
63～72	4.80	0.62	0.12	1.02	0.76	0.04	0.00	2.59	2.16	2.21	−0.05
72～82	2.25	0.71	0.13	1.07	0.79	−0.07	0.00	2.66	−0.39	0.78	−1.16
82～92	5.65	0.72	0.23	0.98	1.01	0.10	−0.01	3.07	2.50	1.03	1.46
72～92	3.94	0.71	0.18	1.03	0.90	0.02	−0.00	2.86	1.05	0.90	0.14
63～92	4.21	0.69	0.16	1.03	0.86	0.02	0.00	2.78	1.39	1.31	0.08

註 : 1963～72년간의 기간중 年平均 增加率은 Kim and Park(1985)의 자료이며, 1963～92년간의 年平均 增加率은 각 구간의 增加率로 延長한 것임.

資料 : KDI. DB 참조.

Ⅵ. 全體國民所得成長의 要因別 成長寄與度

우리나라의 實質國民所得 成長要因의 추정결과는 〈表 7-1〉과 〈表 7-2〉에 제시되어 있다. 이 表에서는 우리나라의 非住宅企業部門 國民所得과 全體國民所得의 成長要因의 추정결과를 동시에 보여주고 있다. 實質國民所得 成長率은 기간별 연평균 기준으로 추정되어 있으며, 각 要因別 國民所得成長寄與度는「퍼센티지 포인트」單位로 제시되어 있다. 따라서 각 要因別 成長寄與度는 다른 要因들이 모두 과거 실적대로 변화하고 特定要因만이 변화가 없었더라면 所得成長率이 얼마만큼 낮아졌을 것인가 하는 것을 나타낼 수 있도록 測定되어 있다. 全體國民所得의 각 요인별 所得成長寄與度는 2段階로 나누어 추정되었다.

첫째단계는 部門別 所得成長寄與度로서 〈表 1〉에 의해서 政府·民間非營利團體 및 海外非投資所得部門, 住宅所有部門, 海外投資所得部門, 非住宅企業部門의 成長寄與度를 추정한다.

둘째단계는 非住宅企業部門의 각 要因別 所得成長寄與度를 추정한 후 이를 이용하여 全體經濟의 국민소득 成長要因別 寄與度를 추정하게 된다. 즉 첫째단계에서 구한 非住宅企業部門 所得成長寄與度를 둘째단계의 非住宅企業部門 實質國民所得成長率의 크기에 비례해서 요인별로 분할함으로써 全體經濟의 所得成長要因別 寄與度가 추정된다. 첫째단계의 部門別 所得成長寄與度의 추정방법은 비교적 쉽게 추정되기 때문에 이를 생략하고 복잡한 과정을 거쳐서 추정되는 非住宅企業部門의 要因別 成長寄與度 推定方法를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 非住宅企業部門의 國民所得成長率을 總要素投入과 要素單位當 產出量增加의 연평균증가율에 비례하도록 總要素投入 寄與度와 要素單位當 產出量增加寄與度로 분할한다.

둘째, 非住宅企業部門의 總要素投入寄與度를 勞動, 非住宅 構造物 및 裝備, 在庫資產과 土地 등의 투입요소별로 각각의 投入增加率과 所得配分率을 곱하여 구한 寄與度에 비례하도록 분할한다.

셋째, 要素單位當 產出量增加에 대한 成長寄與度를 生產性增加 要因別 諸指數의 增加率에 비례하도록 여러가지 要因의 寄與度로 분할한다.

끝으로, 總勞動投入에 의한 成長寄與度도 勞動投入要因別 投入增加率에 비례하도록 要因別로 분할한다.

이와 같이 추정된 要因別 成長寄與度의 결과를 보면 非住宅企業部門의 경우 1963~92년간의 國民所得은 연평균 9.2%씩 성장했는데, 그중 53.3%에 해당하는 4.9%포인트는 總要素投入增加에 기인하고 나머지 4.3%포인트(46.7%)는 要素單位當 產出量增加의 寄與度임을 나타내고 있다. 동 기간중 總要素投入增加에 의한 成長寄與度 중

〈表 7－1〉 非住宅企業部門의 實質國民所得成長에 대한 要因別 成長寄與度

(단위 : %포인트)

	1963～72[1]	1972～82	1982～92	1972～92	1963～92[2]
實質國民所得 成長率	9.07	8.81	9.75	9.28	9.21
總 要 素 投 入	4.16	6.52	3.97	5.25	4.91
(勞 動)	2.59	3.33	2.21	2.78	2.74
就業者數	1.80	2.38	1.82	2.11	2.01
平均勞動時間	0.40	0.53	－0.04	0.07	0.20
性・年齡別 構成變化	－0.01	0.09	0.18	0.13	0.08
教育水準別 構成變化	0.38	0.36	0.40	0.38	0.39
平均勞動時間變化에 따른 能率變化	0.02	－0.03	0.21	0.09	0.06
政府 및 民間非營利團體의 就業者數	.	.	.	.	.
(資 本)	1.57	3.19	1.76	2.47	2.17
構造物 및 裝備	1.33	2.60	1.50	2.06	1.81
在庫資產	0.24	0.59	0.26	0.41	0.36
海外投資	.	.	.	.	.
住宅	.	.	.	.	.
(土 地)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
要素單位當 產出量	4.91	2.29	5.78	4.03	4.30
(資源配分 改善)	0.77	0.85	0.99	0.92	0.88
農業勞動의 相對的 減少	0.65	0.72	0.75	0.74	0.71
自營業主의 相對的 減少	0.12	0.13	0.24	0.18	0.17
(規模經濟의 利益)	1.85	1.89	2.08	2.00	1.96
經濟規模 擴大	1.06	1.09	1.03	1.07	1.07
消費構造 擴大	0.79	0.80	1.05	0.93	0.89
(不規則要因)	－0.01	－1.25	1.62	0.17	0.10
農業生產에 대한 氣候의 影響	0.04	－0.07	0.10	0.02	0.02
勞動爭議로 인한 勤勞時間減少	0.00	0.00	－0.01	－0.00	0.00
需要變動	－0.05	－1.18	1.53	0.15	0.08
(技術進步 및 기타 要因)	2.30	0.80	1.09	0.94	1.36

註 : 1) 1963～72년간의 각 要因의 寄與度는 Kim and Park(1985)의 推定値임.

2) Kim and Park(1985)의 1963～72년간의 수치를 이용하여 延長한 것임.

資料 : 〈表 2〉, 〈表 4〉, 〈表 5〉, 〈表 6〉과 KDI. DB 참조.

〈表 7－2〉 全體經濟의 實質國民所得成長에 대한 要因別 成長寄與度

(단위 : %포인트)

	1963～72[1]	1972～82	1982～92	1972～92	1963～92[2]
實質國民所得 成長率	8.22	7.09	9.47	8.29	8.26
總 要 素 投 入	4.19	5.26	4.46	4.90	4.65
(勞 動)	3.05	3.24	2.53	2.90	2.94
就業者數	2.36	2.47	2.17	2.31	2.29
平均勞動時間	0.32	0.42	−0.35	0.06	0.17
性・年齡別 構成變化	−0.01	0.07	0.16	0.11	0.07
教育水準別 構成變化	0.31	0.29	0.35	0.32	0.33
平均勞動時間變化에 따른 能率變化	0.01	−0.02	0.18	0.08	0.05
政府 및 民間非營利團體의 就業者數	0.06	0.01	0.02	0.02	0.03
(資 本)	1.14	2.02	1.93	2.00	1.71
構造物 및 裝備	1.09	2.08	1.31	1.73	1.52
在庫資產	0.20	0.47	0.23	0.34	0.31
海外投資	−0.25	−0.68	0.21	−0.23	−0.27
住宅	0.10	0.15	0.18	0.16	0.15
(土 地)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
要素單位當 產出量	4.03	1.83	5.03	3.39	3.61
(資源配分 改善)	0.63	0.68	0.86	0.77	0.74
農業勞動의 相對的 減少	0.53	0.58	0.65	0.62	0.60
自營業主의 相對的 減少	0.10	0.10	0.21	0.15	0.14
(規模經濟의 利益)	1.52	1.51	1.81	1.68	1.65
經濟規模 擴大	0.87	0.87	0.90	0.90	0.90
消費構造 擴大	0.65	0.64	0.91	0.78	0.75
(不規則要因)	−0.01	−1.00	1.41	0.15	0.08
農業生產에 대한 氣候의 影響	0.03	−0.06	0.09	0.02	0.02
勞動爭議로 인한 勤勞時間減少	0.00	0.00	−0.01	−0.00	0.00
需要變動	−0.04	−0.94	1.33	0.13	0.06
(技術進步 및 기타 要因)	1.89	0.64	0.95	0.79	1.14

註 : 1) 1963～72년간의 각 要因의 寄與度는 Kim and Park(1985)의 推定値임.

2) Kim and Park(1985)의 1963～72년간의 수치를 이용하여 延長한 것임.

資料 : 〈表 1〉과 〈表 7－1〉 및 KDI. DB 참조.

勞動投入의 寄與度는 약 2.7%포인트(55.1%)로서 資本投入增加에 의한 기여도 2.2%포인트(44.9%)를 상회하고 있다. 勞動投入寄與度 중에서는 대체로 就業者數增加要因의 기여도가 다른 勞動投入要因의 기여도에 비해서 상당히 높은 2.0%포인트를 나타내고 있다. 그리고 1963~92년간 要素單位當 產出量增加要因 중에서는 規模經濟利益의 기여도가 2.0%포인트로서 가장 높고 그 다음은 技術進步 및 기타 要因의 기여도 1.4%포인트, 資源配分改善의 기여도 0.9%포인트 순으로 추정되고 있다.

한편 1963~92년간의 非住宅企業部門의 成長要因 추정결과를 初期(1963~72), 中期(1972~82)와 後期(1982~92)로 구분하여 보면, 1963~72년간에는 총요소투입증가에 의한 기여도는 4.2%포인트이며, 요소단위당 산출량투입증가에 의한 기여도는 4.9%포인트로서, 비주택기업부문 국민소득성장률의 46.2%는 前者에 의해서 53.8%는 後者에 의해서 설명되므로, 요소단위당 생산성향상에 의한 성장기여율이 생산요소투입보다 약간 높은 기여를 하였다고 할 수 있다. 반면에 1972~82년간에는 總要素投入增加에 의한 寄與度가 6.5%포인트이며, 요소단위당 산출량증가에 의한 寄與度는 2.3%포인트로서 非住宅企業部門 國民所得成長率의 73.9%는 前者에 의해서 26.1%는 後者에 의해 설명되고 있다. 한편 1982~92년간에는 總要素投入增加에 의한 기여도가 4.0%포인트로서 非住宅企業部門 國民所得成長率의 40.8%를 설명하며, 요소단위당 산출량증가에 의한 寄與度는 5.8%포인트로 59.2%를 기여하는 것으로 추정되었다. 이와 같이 期間別로 要素投入增加에 의한 寄與度와 요소단위당 산출량증가에 의한 寄與度간에 큰 변화를 보였는데, 그러한 이유는 中期에는 勞動投入과 資本投入이 가속화된 반면에 1980년의 農作物生產減少와 景氣不況(1979~80)으로 인한 不規則要因이 負의 寄與度를 보인 것과, 後期에 와서 技術進步 등 生產性增加 要因들의 寄與度가 前期보다 높아졌기 때문이라고 생각된다. 따라서 기술진보 및 기타 요인의 성장기여도는 初期의 2.3%포인트에서 中期에는 0.8%포인트로 크게 저하되었다가 後期에는 다시 1.1%포인트로 그 前期보다는 약간 높아졌다. 이는 대체로 70년대의 政府主導 아래 重化學工業建設과 관련된 投資資源의 非效率的 배분과 80년대 초의 全世界的 不況으로 인한 자본시설의 낮은 稼動率 때문이라고 생각된다. 1980년대초 이후에는 自律化 및 開放化推進에 따라 產業生產性이 다시 향상된 것으로 생각된다.

1963~92년간의 全體經濟에 대한 國民所得成長要因의 成長寄與度를 〈表 7-2〉에서 보면 국민소득은 연평균 8.3% 성장했는데, 總要素投入增加가 4.7%포인트의 성장기여도를 보였으며 이는 전체국민소득성장률의 56.6%를 설명하는 것이고, 要素單位當 生產性增加에 의한 기여도는 3.6%포인트로서 같은 소득성장률의 43.4%를 설명하는 것이

다. 앞에서 살펴본 같은 기간의 非住宅企業部門의 要素投入과 要素單位當 產出量增加要因의 국민소득성장기여도보다 낮다는 점에 유의하여야 한다. 이는 전체국민소득부문에는 非住宅企業部門에 포함되지 않는 3개의 小部門, 즉 政府·民間非營利서비스生產者 및 해외부문, 주택소유부문과 해외투자소득부문이 포함됐으며, 이들의 所得成長率이 非住宅企業部門의 所得成長率보다 낮았다는 사실에 기인된다. 그러나 전체국민소득의 주요한 성장요인의 상대적 寄與度는 대체로 非住宅企業部門의 경우와 비슷하다.

Ⅶ. 就業者 1人當 國民所得 成長의 要因別 成長寄與度

지금까지는 非住宅企業部門과 全體經濟의 總量的 국민소득의 成長要因에 관해서 논의했는데, 이제부터는 就業者 1人當 國民所得 成長要因의 추정결과를 살펴보기로 한다.

먼저 〈表 8-1〉과 〈表 8-2〉에서는 就業者 1人當 國民所得成長의 요인별 기여도를 보여주고 있다. 就業者 1人當 國民所得成長要因의 추정방법은 대체로 總量的 國民所得成長要因의 추정방법과 같다. 즉 취업자 1인당 국민소득의 非住宅企業部門의 成長寄與度를 측정한 후 全體經濟의 就業者 1人當 成長要因別 寄與度를 추정한다. 다만 취업자 1인당 기준으로 평가되지 않은 모든 요소투입항목을 취업자 1인당 기준으로 해서 성장기여율을 계산하는 것이 다른 점이다. 그러므로 總量的 成長要因 추정결과에 나타나고 있는 就業者數增加에 의한 寄與度는 취업자 1인당 성장요인 추정결과에는 배제되게 되며, 資本投入增加의 寄與度도 취업자 1인당 자본스톡증가율 기준으로 환산되므로 자연히 總量的 成長要因別 寄與度의 경우보다 낮아지게 된다.

土地投入의 경우에도 총량적 성장요인별 기여율에서는 변화가 없는 것으로 나타나고 있으나 취업자 1인당기준으로는 土地投入의 減少를 나타내기 때문에 負의 成長寄與度를 나타내게 된다. 그 외에 勞動時間增加 및 기타 勞動特性變化에 관한 증가율이나 要素單位當 產出量增加를 가져오는 여러 요인의 증가율은 처음부터 취업자 1인당 평균기준으로 계산된 것이기 때문에 취업자 1인당 成長寄與度推計에서도 별 차이가 없다.

〈表 8-2〉에서 보면 就業者 1人當 全體國民所得은 1963~92년간에는 연평균 4.9%, 그리고 1972~92년간에도 연평균 5.1%씩 成長한 것으로 추정되고 있다. 앞에서 總量的 國民所得成長率은 같은 기간에 8.3%로 별차 없는 것과 비교할 때 0.2%포인트의 변화를 보이고 있다. 그러나 1972~92년간을 1972~82년간과 1982~92년간으로 구분하여 就業者 1人當 要素投入 成長寄與度를 總量的 國民所得成長寄與度와 비교할 때 두 기간중에 要素投入成長寄與度의 변화가 상

〈表 8－1〉 非住宅企業部門의 就業者 1人當 實質國民所得成長에 대한 要因別 成長寄與度

(단위 : %포인트)

	1963～72[1]	1972～82	1982～92	1972～92	1963～92[2]
實質國民所得 成長率	5.39	5.42	7.15	6.28	6.01
總 要 素 投 入	0.56	3.14	1.44	2.29	1.75
(勞 動)	0.79	1.14	0.48	0.81	0.76
平均勞動時間	0.40	0.64	－0.49	0.09	0.21
性・年齡別 構成變化	－0.01	0.11	0.22	0.16	0.08
教育水準別 構成變化	0.38	0.43	0.49	0.45	0.40
平均勞動時間變化에 따른 能率變化	0.02	－0.04	0.26	0.11	0.07
政府 및 民間非營利團體의 就業者數	.	.	.	.	.
(資 本)	0.39	2.51	1.29	1.89	1.38
構造物 및 裝備	0.47	2.26	1.18	1.72	1.30
在庫資產	－0.08	0.25	0.11	0.17	0.08
海外投資	.	.	.	.	.
住宅	.	.	.	.	.
(土 地)	－0.62	－0.51	－0.33	－0.41	－0.39
要素單位當 產出量	4.83	2.28	5.71	3.99	4.26
(資源配分 改善)	0.76	0.85	0.98	0.92	0.87
農業勞動의 相對的 減少	0.64	0.72	0.74	0.73	0.71
自營業主의 相對的 減少	0.12	0.13	0.24	0.19	0.16
(規模經濟의 利益)	1.82	1.88	2.06	1.98	1.94
經濟規模 擴大	1.04	1.08	1.01	1.06	1.06
消費構造 擴大	0.78	0.80	1.05	0.92	0.88
(不規則要因)	－0.01	－1.25	1.60	0.16	0.10
農業生產에 대한 氣候의 影響	0.04	－0.07	0.10	0.02	0.02
勞動爭議로 인한 勤勞時間減少	0.00	0.00	－0.01	－0.00	0.00
需要變動	－0.05	－1.18	1.51	0.14	0.08
(技術進步 및 기타 要因)	2.26	0.80	1.07	0.93	1.35

註 : 1) 1963～72년간은 Kim and Park(1985)의 1975년 不變價格基準 成長率임.

2) Kim and Park(1985)의 1963～72년간의 수치를 이용하여 延長한 것임.

資料 : 〈表 2〉, 〈表 4〉, 〈表 5〉, 〈表 6〉과 KDI. DB 참조.

〈表 8－2〉 全體經濟의 就業者 1人當 實質國民所得成長에 대한 要因別 成長寄與度

(단위 : %포인트)

	1963～72[1]	1972～82	1982～92	1972～92	1963～92[2]
實質國民所得 成長率	4.59	3.66	6.53	5.08	4.92
總 要 素 投 入	0.56	1.89	1.64	1.82	1.34
(勞 動)	0.69	0.89	0.43	0.68	0.67
平均勞動時間	0.32	0.50	－0.42	0.07	0.18
性・年齡別 構成變化	－0.01	0.09	0.19	0.13	0.07
教育水準別 構成變化	0.31	0.33	0.42	0.37	0.34
平均勞動時間變化에 따른 能率變化	0.01	－0.04	0.22	0.09	0.05
政府 및 民間非營利團體의 就業者數	0.06	0.01	0.02	0.02	0.03
(資 本)	0.32	1.40	1.49	1.47	1.00
構造物 및 裝備	0.59	1.75	1.01	1.41	1.09
在庫資產	－0.02	0.20	0.10	0.14	0.07
海外投資	－0.24	－0.54	0.29	－0.13	－0.19
住宅	－0.01	－0.01	0.09	0.05	0.03
(土 地)	－0.45	－0.40	－0.28	－0.33	－0.33
要素單位當 產出量	4.03	1.77	4.89	3.26	3.58
(資源配分 改善)	0.63	0.66	0.84	0.75	0.73
農業勞動의 相對的 減少	0.53	0.56	0.64	0.60	0.60
自營業主의 相對的 減少	0.10	0.10	0.20	0.15	0.13
(規模經濟의 利益)	1.52	1.46	1.77	1.62	1.63
經濟規模 擴大	0.87	0.84	0.87	0.87	0.89
消費構造 擴大	0.65	0.62	0.90	0.75	0.74
(不規則要因)	－0.01	－0.97	1.36	0.13	0.09
農業生產에 대한 氣候의 影響	0.03	－0.05	0.09	0.02	0.02
勞動爭議로 인한 勤勞時間減少	0.00	0.00	－0.01	－0.00	0.00
需要變動	－0.04	－0.92	1.28	0.11	0.07
(技術進步 및 기타 要因)	1.89	0.62	0.92	0.76	1.13

註 : 1) 1963～72년간의 각 要因의 寄與度는 Kim and Park(1985)의 推定値임.

2) Kim and Park(1985)의 1963～72년간의 수치를 이용하여 延長한 것임.

資料 : 〈表 1〉과 〈表 8－1〉 및 KDI. DB 참조.

당한 차이를 나타내고 있다. 즉 총량적 국민소득성장에 대한 勞動과 資本의 寄與度는 後期(1982~92)가 前期(1972~82)보다 모두 낮은 수준을 보이고 있으나, 취업자 1인당 성장기여도에서는 勞動의 성장기여도는 같은 변화구조를 보였으나 資本投入의 성장기여도는 後期가 1.5%로서 前期 1.4%보다 높은 성장기여도를 보여주었다. 그 이유는 주로 海外投資部門의 성장기여도가 다른 요인보다 상대적으로 後期에 높은 기여를 하였기 때문인 것 같다.

前期의 취업자 1인당 全體國民所得成長의 要因別 寄與度 추정결과에 의하면 規模經濟의 利益效果가 1.5%포인트의 높은 성장기여도를 나타냈으며, 다음으로는 1.4%포인트의 資本投資의 성장기여도였다. 後期(1982~92)에는 前期에 가장 높은 성장기여도를 보였던 規模經濟의 利益效果가 여전히 높은 1.8%포인트로 자본투입기여도 1.5%포인트보다 월등히 높은 기여를 함으로써 취업자 1인당 전체성장률의 약 27% 수준을 설명하는 寄與率을 기록하였다.

前期에 資源配分改善의 寄與度와 비슷한 寄與를 보였던 技術進步 및 기타 要因은 前期에 0.6%포인트에서 後期에는 1.0%포인트로서 資本投入, 規模經濟의 利益效果 다음으로 높은 성장기여도를 보였다. 그 다음이 資源配分改善效果로 전후기 0.7~0.8%포인트 수준이고 勞動部門의 합계 성장기여도는 0.9%포인트에서 취업자의 平均勞動時間減少要因에 의해서 0.4%포인트로 낮아졌다. 그러나 이 두 기간을 통합한 全期間(1972~92)의 취업자 1인당 소득성장요인별 기여율은 대체로 勞動投入과 資本投入에 의한 要素投入成長寄與率이 36%인 데 비해서 생산성변화요인들이 64%였다. 전체경제 소득성장률의 59%가 要素投入增加에 의해서 설명되고 41%가 生產性變化要因들에 의해서 설명되고 있는 것과 비교하면, 우리나라 成長이 雇傭投入增加에 의해서 설명되는 바가 컸음을 나타내고 있다.

Ⅷ. 成長要因의 國際比較

1985년 不變要素費用으로 평가한 우리나라의 實質國民所得은 1963~92년간 年平均 8.26%의 成長率을 보였으며, 不規則要因을 제외한 國民所得의 標準成長率은 8.18%를 기록했다. 이와 같은 成長率을 가능하게 한 要因은 무엇이며 이러한 要因들은 어떻게 변화하여 왔는가? 本稿의 주요목적은 이에 대한 해답을 구하는 일이며, 이 目的을 위하여 Denison의 접근방법을 따라 1963~92년간의 우리나라 經濟成長要因을 推定한 결과를 다른 나라의 成長要因의 成長寄與度와 寄與率을 비교·분석하였다.

〈表 9-1〉은 우리나라와 日本, 그리고 美國의 國民所得의 標準成長率을 설명하는 要因들을 7個項으로 묶고 成長寄與度의 크기

〈表 9－1〉 國民所得 成長要因別 寄與率의 國際比較

(단위 : % 포인트)

	實質國民所得成長에 대한 寄與度						標準國民所得成長에 대한 寄與率(%)					
	韓國				日本	美國	韓國				日本	美國
	1963~72	1972~82	1982~92	1963~92	1953~71	1948~73	1963~72	1972~82	1982~92	1963~92	1953~71	1948~73
實質國民所得 成長率	8.22	7.09	9.49	8.26	8.77	3.70						
不規則要因(－)	－0.01	－1.00	1.41	0.08	－0.04	－0.12						
標準國民所得 成長率	8.23	8.09	8.08	8.18	8.81	3.82	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(1) 勞動投入(敎育제외)	2.74	2.95	2.18	2.61	1.51	1.00	33.3	36.4	27.0	31.9	17.1	26.2
(2) 總資本投入	1.14	2.02	1.93	1.71	2.10	0.77	13.8	25.0	23.9	20.9	23.8	20.1
(3) 規模經濟利益效果	1.52	1.51	1.81	1.65	1.94	0.32	18.5	18.7	22.4	20.2	22.0	8.4
(4) 技術進步・기타要因	1.89	0.64	0.95	1.14	1.97	1.04	23.0	7.9	11.8	13.9	22.4	27.2
(5) 資源配分改善效果	0.63	0.68	0.86	0.74	0.94	0.29	7.6	8.4	10.6	9.1	10.7	7.6
(6) 敎育水準向上效果	0.31	0.29	0.35	0.33	0.34	0.40	3.8	3.6	4.3	4.0	3.9	10.5
(7) 貿易障壁緩和效果	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0

資料 : 〈表 7－2〉와 Denison(1985) 및 Denison and Chung(1976) 참조.

에 따라 순서대로 배열한 것이다.[6] 우리나라의 경우 1963~92년간의 成長寄與度가 가장 높은 要因은 교육을 제외한 모든 勞動投入要素들의 합이다. 교육을 제외한 勞動投入의 增加는 2.6%포인트 이상의 寄與를 함으로써 우리나라 국민소득 標準成長率의 31.9%를 설명하고 있다. 두번째로 成長寄與度가 높은 要因은 資本投入의 增加로서 1.7%포인트, 즉 표준성장률의 20.9%를 설명해 주고 있다. 세번째는 國民經濟의 급속한 성장과 관련된 規模의 經濟利益으로서 이 要因은 1.6%포인트로 標準成長率의 20.2%만큼을 기여했다. 技術進步 및 기타 要因은 標準成長의 1.1%포인트로 13.9%의

6) Denison(1985)은 美國의 經濟成長要因分析(*Trends in American Economic Growth, 1929－1982*)에서 1973~82년간을 延長推定하였는데, 이 기간중 美國經濟에 있어 資源配分改善效果와 技術進步 및 기타 要因의 成長寄與度는 負의 效果로 추정되고 있다. 本稿에서 美國의 1973~82년간의 성장요인을 비교하지 않은 것은, 就業者 1人當 標準國民所得成長의 요인을 보면 資本投入, 規模利益과 敎育水準向上效果를 제외한 모든 요인의 成長寄與度가 기간중 負의 기여를 한 것으로 추정되었으므로 통계수치상의 직접비교는 의미가 없기 때문이었다.

기여율을 나타냄으로써 네번째의 요인이 되었다. 農業勞動과 非農業部門의 自營業主(無給家族從事者 포함)의 상대적 감소에 따른 資源配分改善效果는 0.7%포인트, 즉 9.1%의 成長寄與率을 나타내어 다섯번째를 차지하였다. 끝으로, 취업자의 敎育水準向上效果는 0.3%포인트로 표준성장률의 4.0%를 설명하고 있다.

1963~92년간을 初期(1963~72), 中期(1972~82) 및 後期(1982~92)로 구분하여 主要要因別 寄與度를 비교하여 보아도 敎育을 제외한 勞動投入要因이 初期에 2.7%포인트, 中期에 3.0%포인트, 後期에 2.2%포인트로서 우리나라의 국민소득 표준성장률에 대한 상대적 寄與率이 初期 33.3%, 中期 36.4%에서 後期에는 27.0%로 감소는 하나 全期間에 걸쳐 가장 큰 기여를 했다. 이는 지난 30여년간 우리나라의 成長이 대체로 雇傭 및 平均勞動時間의 增加에 기인했다는 사실을 반영한다. 資本增加에 의한 寄與度는 初期의 1.1%포인트에서 中期에 2.0%포인트로 높아졌으나 後期에 1.9%포인트로 0.1%포인트 감소하였으며, 국민소득 표준성장률에 대한 資本投入의 상대적 寄與率도 初期의 13.8%, 中期에는 25.0%로 증가한 후 後期는 23.9%로 다시 감소했다. 이에 비해서 規模經濟利益效果, 財源配分改善效果와 就業者의 敎育水準向上效果 등은 모두 기여도가 증가되고 있다. 한편 기술진보 및 기타 요인의 기여도는 初期에 1.9%포인트로 국민소득 표준성장률의 23.0%를 설명함으로써 美國과 日本의 경우와 거의 비슷한 기여도를 나타냈으나 中期에는 7.9%, 後期에는 11.8% 수준으로 美日 수준보다 크게 낮아지고 있다.

위의 설명에서 알 수 있는 바와 같이, 우리나라의 1963~92년간에 걸친 國民所得標準成長率의 53%가 교육을 제외한 勞動 및 資本 등 要素投入의 증가에 기인했다. 初期에 47%에서 中期에 61%로, 後期에 52%로 要素投入의 成長寄與率의 상대적 수준은 다른 國家들의 推定値와 비교해 볼 때 매우 높은 편이다. 戰後 급속한 국민소득성장을 달성한 1953~71년간의 日本과 비교해 보아도 우리나라의 요소투입의 성장에 대한 상대적 기여율이 〈表 9-1〉에서와 같이 12%포인트 정도가 높았으며, 1948~73년간의 美國의 경우보다는 7%포인트가 높았다. 이것은 다른 한편으로 성장에 대한 다른 요소들의 상대적 기여도가 日本·美國보다 우리나라의 경우 매우 낮았음을 의미하는 것이다. 그러나 우리나라의 경우 要素投入(교육제외) 이외의 요인 중 技術進步 및 기타 要因을 제외한 다른 모든 요인은 그 상대적 寄與率이 日本(1953~71)과 美國(1948~73)의 수치보다 크게 뒤지는 것은 아니다.

〈表 9-2〉에서 日本과 美國의 就業者 1人當 國民所得의 요인별 표준성장기여율과 우리나라 就業者 1人當 국민소득의 표준성장기여율에 대한 각 요인별 기여율를 비교하고 있다. 1963~92년간의 우리나라 취업자 1인당 국민소득의 표준성장률은 4.8%로서

〈表 9－2〉 就業者 1人當 國民所得成長要因別 寄與率의 國際比較

(단위 : %포인트)

	實質國民所得成長에 대한 寄與度						標準國民所得成長에 대한 寄與率(%)					
	韓國				日本	美國	韓國				日本	美國
	1963~72	1972~82	1982~92	1963~92	1953~71	1948~73	1963~72	1972~82	1982~92	1963~92	1953~71	1948~73
實質國民所得 成長率	4.59	3.66	6.53	4.92	8.45	2.16						
不規則要因(－)	−0.01	−0.97	1.36	0.09	−0.05	−0.12						
標準國民所得 成長率	4.60	4.63	5.17	4.83	8.50	2.28	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(1) 規模經濟利益效果	1.52	1.46	1.77	1.63	2.35	0.32	33.0	31.5	34.2	33.8	27.7	14.0
(2) 技術進步・기타要因	1.89	0.62	0.92	1.13	2.37	1.04	41.1	13.4	17.8	23.4	27.9	45.6
(3) 總資本投入	0.32	1.40	1.49	1.00	1.85	0.50	7.0	30.2	28.8	20.7	21.8	21.9
(4) 資源配分改善效果	0.63	0.66	0.84	0.73	1.14	0.29	13.7	14.3	16.3	15.1	13.4	12.7
(5) 教育水準向上效果	0.31	0.33	0.42	0.34	0.41	0.40	6.7	7.1	8.1	7.0	4.8	17.6
(6) 勞動投入(教育제외)	0.38	0.56	0.01	0.33	0.44	−0.22	8.3	12.1	0.2	6.8	5.2	−9.6
(7) 土地投入	−0.45	−0.40	−0.28	−0.33	−0.07	−0.05	−9.8	−8.6	−5.4	−6.8	−0.8	−2.2
(8) 貿易障壁緩和效果	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0

資料 : 〈表 8－2〉와 Denison(1985) 및 Denison and Chung(1976) 참조.

日本의 1953~71년간의 8.5%보다 훨씬 낮았다. 우리나라와 日本의 이 기간 동안 전체국민소득의 표준성장률은 각각 8.2%와 8.8%로서 0.6%포인트 差異밖에 없었다. 그런데 이와 같은 취업자 1인당 국민소득의 표준성장률의 差異는 就業者增加에 의한 기여도가 日本에 비해 우리나라가 훨씬 높았기 때문이다. 이에 비해서 美國과의 비교는 전체국민소득 표준성장률과 취업자 1인당 국민소득의 표준성장률은 우리나라가 美國보다 높은 편에 속하였다.

우리나라의 취업자 1인당 국민소득의 主要要因別 成長寄與度와 期間別 상대적 표준성장기여율을 日本 및 美國의 경우와 비교해 보면, 1963~92년간 우리나라의 規模의 經濟利益의 성장기여율이 33.8%로 日本 27.7%, 그리고 美國의 14.0%에 비해 매우 높았음을 알 수 있다. 둘째, 전체국민소득에

대한 성장기여율의 경우와 마찬가지로, 技術進步 및 기타 要因이 우리나라에서는 두 先進國에서보다 훨씬 낮은 기여를 하였다. 1972~92년간 우리나라에서의 技術進步 및 기타 要因의 상대적 성장기여율은 13.4~17.8%였음에 비해 日本(1953~71)과 美國(1948~73)의 경우에는 각각 27.9%와 45.6%를 나타내고 있다. 셋째, 우리나라의 資本投入 증가는 日本과 美國의 성장기여율과 비슷한 수준의 기여를 하였다. 넷째, 資源再配分의 改善效果도 日本·美國의 경우와 대체로 비슷한 성장기여율을 나타냈다. 다섯째, 우리나라의 취업자 1인당 敎育增大의 상대적 성장기여도는 7%로서 日本에서의 기여율에 비해서는 크지만 美國의 경우보다는 상당히 낮았다. 여섯째, 就業時間의 증가와 교육을 제외한 勞動의 特性變化效果인 노동투입의 상대적 성장기여율은 우리나라의 경우 다른 두 국가에서보다 높았다. 그러나 1982~92년간은 기간중 평균취업시간의 급격한 감소로 인하여 취업자증가요인과 교육증대효과를 제외한 나머지 勞動投入要素의 성장기여율은 日本보다 낮았으나 美國보다는 높았다. 마지막으로, 土地의 상대적 기여도는 −6.8%로서 두 국가보다 상당히 낮았으며, 이는 우리나라의 경우 雇傭增大가 더욱 급속했다는 사실을 반영하는 것이다.

7) Denison(1979)은 1973~76년간의 美國經濟에 있어서도 技術進步 및 기타 要因의 成長寄與率이 상당히 감소했다는 사실을 알아냈다. 그는 美國에서 殘餘要因의 寄與率이 급격히 감소한 것은 한 두가지 주요한 이유로써 설명되는 것이 아니라 產業生產性에 영향을 미치는 많은 要因들에 의해 야기된 것이라고 설명하고 있다.

Ⅸ. 結　　論

우리나라와 日本 및 美國의 標準國民所得成長要因의 비교에서, 우리나라의 全體國民所得과 就業者 1人當 國民所得의 成長이 日本이나 美國에 비해서 주로 勞動과 資本 등 生產要素의 投入增加에 의해서 설명되는 바가 컸던 반면에, 技術進步 및 기타 要因은 상대적으로 낮은 수준을 나타냈다. 初期인 1963~72년간은 이들 나라와 크게 떨어지는 수준은 아니었으나 1972~92년간의 寄與度가 급격히 減少하였기 때문에 全期間 우리나라 技術進步 및 기타 要因의 成長寄與度 및 寄與率이 상대적으로 낮아지게 되었다. 우리나라의 1970년대초 이후부터의 技術進步 및 기타 要因의 成長寄與度가 급속히 감소한 이유는 무엇인가?[7]

技術進步 및 기타 要因의 성장기여도는 直接的으로 추정하지 않고 다른 모든 成長要因의 합으로 설명되지 않는 「殘餘」要因으로 나타낸 것으로, 產業生產性에 영향을 주는 많은 要因들 중에서 한 두가지 주요한 이유로 설명되는 것은 아니다. 또한 技術進步 및 기타 要因 寄與度의 감소원인을 직접 統計的으로 檢證하는 것은 방대한 작업을

요하므로 다음과 같은 假說만을 結論으로 제시해 본다.

첫째, 우리나라는 60년대 초반기에 輸入代替中心工業化戰略에서 輸出主導型戰略으로의 전환에 따라 對外開放을 향한 각종 政策的 改革을 단행한 바 있고, 그 결과로 Kim and Park(1985, p. 173)에서 지적한 바와 같이 전반적인 產業效率性의 向上을 기할 수 있었으나, 그러한 改革效果는 70년대 중반경에 와서는 거의 消盡되었을 것이라는 것이다. 특히 1973~80년간에는 政府의 의욕적인 重化學工場建設計劃으로 인해서 輸出主導型戰略을 위한 對外開放政策이 후퇴하는 경향마저 보였기 때문이다.

둘째, 70년대 초반까지는 우리나라와 先進工業國간에 技術隔差가 크고, 우리나라는 아직 거의 모든 部門에서 世界的 技術水準에는 近接하지 못하고 있었으며, 따라서 이때까지는 先進工業國家의 技術과 經營慣行을 뒤쫓아가려는(catch-up) 模倣努力만으로도 우리나라 產業은 높은 生產性向上을 기할 수 있었다고 보겠다. 그러나 70년대 중반 이후 우리와 先進國간 技術隔差의 축소로 模倣努力만으로는 쉽게 生產性向上을 기할 수 없게 되고 독자적인 技術開發과 革新努力을 통해서만 生產性向上을 이룩할 수 있는 어려운 工業發展段階에 도달한 것이다(金光錫·洪性德, 1992, pp. 132~133). 따라서 中期(1972~82)부터 나타나는 技術進步 및 기타 要因의 寄與度의 급격한 하락은 이를 반영한다고 보겠다.

셋째, 1973~80년간의 政府主導의 의욕적인 重化學工業建設計劃의 추진으로 特定產業에 대한 過剩投資를 초래하는 등 非效率的인 資源再配分問題를 야기했으며, 그 결과로 1979년 이후 80년대 초반에는 重化學工業投資調整問題를 야기하고, 또한 낮은 稼動率로 經營이 어려운 완공된 重化學工業에 대한 救濟金融事例도 많았던 것이다. 그 후 重化學工業이 1985년의 「플라자」合意 이후 三低好機의 도래로 輸出增大를 이룩함으로써 새로운 成長產業으로 발전되어 온 것이 사실이다. 그러나 과도기적으로 1972~82년간에는 重化學工業에 대한 集中的 投資에도 불구하고 生產增加는 크지 못했으므로 결과적으로 生產性增加率의 急減을 가져왔다고 보겠다. 非住宅企業部門의 경우 1972~82년간에 資本投入增加에 의한 成長寄與度가 다른 기간보다 월등이 높아지고 그 대신 要素單位當 產出量增加 寄與度는 급감하고 있는 것이 이를 반영한다고 보겠다(表 7-1 참조). 그리고 1982~92년간의 技術進步 및 기타 要因의 成長寄與度는 그 전기간보다 0.3%포인트 정도 높아지고 있는데, 이는 80년대 후반 이후 重化學工業의 稼動率이 높아지고 새로운 成長產業으로 轉換될 수 있었던 것과 無關하지 않을 것이다.

끝으로, 1972~82년간의 技術進步 및 기타 要因 寄與度의 급감은 동 기간중의 높은 國際原油價格에도 영향을 받았다고 할 수 있다. 두번에 걸친 世界的 石油波動의 발생

이 모두 이 기간에 포함되었기 때문에 이 기간에는 國內產業의 에너지投入費用의 급상승을 초래함으로써 石油價格이 오르지 않은 그 전기간에 비해서 상당한 生產性低下 현상을 초래했을 것으로 판단된다. 또한 당시의 高石油價格時代에는 石油를 代替燃料로 바꾸거나 또는 旣存施設의 熱效率을 높이기 위한 資本支出도 많이 이루어졌는데, 이러한 資本支出도 長期的으로는 有益했을지 모르나 短期的으로는 低油價時代에는 不必要했을 추가적인 費用이었으며, 「殘餘」要因의 成長寄與率에 否定的 영향을 주었을 것이다.

결론적으로 한가지 지적할 것은, 지금까지 우리나라 經濟成長의 중요한 要因으로 작용했던 勞動投入의 증가율이 80년대 초반 이후 계속 鈍化되고 있는데, 앞으로 그 鈍化速度가 加速될 것이라는 점이다. 이러한 勞動投入 증가율의 鈍化는 그만큼 勞動投入 이외의 다른 成長要因의 伸張으로 勞動投入 증가율의 鈍化에 따르는 成長寄與度의 감소를 相殺할 수 없는 한, 國內經濟成長率을 계속 鈍化시켜 갈 것이다. 그러면 勞動投入 증가율 둔화를 상쇄할 수 있는 代案은 무엇인가? 결국은 資本投入增大와 技術進步 및 기타 要因의 寄與度向上 이외에는 효과적인 對應策이 없다고 보겠다. 왜냐하면 要素單位當 產出量增加를 설명하는 資源配分改善과 規模經濟利益 등의 효과는 高度成長에 따르는 부수적인 寄與度에 불과하다고 보기 때문이다.

높은 資本投入의 증가와 技術進步要因의 확대는 모두 技術革新이나 새로운 技術獲得없이는 달성될 수 없다고 보겠다. 그런 의미에서 外國人投資 등의 확대를 통해서 尖端技術의 導入을 촉진하는 한편, 自體技術開發努力의 일환으로서의 R&D投資를 증대시키기 위한 對策이 앞으로의 持續的 成長을 좌우하는 관건이 될 것으로 판단된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『建設業統計調査報告書』, 1973, 1976, 1979, 1981, 1984, 1988, 1991.

_____, 『경제활동인구연보』, 각년도.

_____, 『鑛工業센서스報告書』, 각 센서스 연도.

_____, 『鑛工業統計調査報告書』, 각년도.

_____, 『國富統計調査報告』, 1968, 1977, 1987.

_____, 『都小賣業센서스報告書』, 1971, 1976, 1979, 1982,

_____, 『都小賣業統計調査報告書』, 1988, 1990, 1992.

_____, 『運輸業統計調査報告書』, 1976, 1978, 1980, 1981, 1986, 1988, 1991.
_____, 『인구주택총조사보고서』, 1990.
_____, 『主要經濟指標』, 1992.
_____, 『총사업체통계조사보고서』, 1986.
_____, 『총인구 및 주택조사보고』, 1970, 1975.
_____, 『韓國統計年鑑』, 각년도.
勞動部, 『노동통계연감』, 각년도.
_____, 『직종별임금실태조사보고서』, 각년도.
農水產部, 『農家經濟, 農產物生產費, 糧穀消費量 調査結果報告』, 1971, 1983, 1986, 1987, 1989, 1992.
_____, 『農林水產統計年報』, 각년도,
_____, 『農林統計年報』, 각년도.
敎育部, 『文敎統計年報』, 각년도.
韓國開發硏究院, 「KDI DB資料」.
韓國銀行, 『國民所得計定』, 1984.
_____, 『新國民計定』, 1986.
_____, 『국민계정』, 1990.
_____, 『1991年 國民計定(確定)』, 1993.
_____, 『1992年 國民計定(暫定)』, 1993.
_____, 『韓國의 國民所得』, 1982.
_____, 『기업경영분석』, 각년도.
_____, 『產業聯關表』, 각 작성연도.
_____, 『경제통계연보』, 각년도.
U. S. Department of Commerce, "Survey of Current Business," June 1990.
金光錫, 「產業聯關表의 1968年 不變價格으로의 換價」, 『韓國開發硏究』, 1979 여름.
_____· 朴埈卿, 『韓國經濟의 高度成長要因』, 韓國開發硏究院 硏究叢書 25, 1979.
_____· 洪性德, 『名目 및 實效保護率構造의 長期的 變化』, 韓國開發硏究院 硏究·調査報告 82-02, 1982.
_____· 洪性德, 『製造業의 總要素生產性動向과 그 決定要因』, 韓國開發硏究院 硏究報告書, 92-06, 1992.
_____· L. E. 웨스트팔, 『韓國의 外換·貿易政策』, 韓國開發硏究院 硏究叢書 9, 1979.
朴埈卿, 「成長潛在力과 經濟運用」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 1990 여름, 韓國開發硏究院.
_____· 金政鎬, 『構造變化와 雇傭問題』, 韓國開發硏究院 硏究報告書 92-05, 1992.
洪性德, 『韓國經濟의 要素生產性 成長要因推定』, 韓國開發硏究院 政策硏究資料 91-02, 1991.
_____, 『名目 및 實效保護率의 構造變化(1975~1990)』, 韓國開發硏究院 政策硏究資料 92-01, 1992.
Denison, Edward F., *Accounting for the United State Economic Growth, 1929-69,* Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1974.
_____, *Accounting for Slower Economic*

Growth : The United States in the 1970s, Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1979.

_____, *Why Growth Rate Differ: Postwar Experience in Nine Western Countries,* Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1967.

_____, *Trends in American Economic Growth, 1929–1982,* Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1985.

_____ and William K. Chung, *How Japan's Economy Grew So Fast,* Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1976.

Kim, Kwangsuk and Joonkyung Park, *Sources of Economic Growth in Korea: 1963–1982,* KDI, 1985.

Kravis, Irving B., and Associates, *World Product Income, International Comparison of Real Gross Product,* Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1982.

Nadiri, M. Ishag, "Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey," *Journal of Economic Literature,* Vol. 84, 1970.

Pyo, Hak-kil, *A Synthetic Estimate of the National Wealth of Korea,* KDI Working Paper No. 9212, 1992.

研究叢書案內

1 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
金光錫 著 A 5 新/ 122쪽 半 洋 裝/ 3,000원

2 穀價政策의 計劃化－次善의 糧穀政策
文八龍 著 A 5 新/ 158쪽 半 洋 裝/ 3,600원

3 韓國農業의 成長(1918～1971)
潘性紈 著 A 5 新/ 250쪽 半 洋 裝/ 5,600원

4 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 A 5 新/ 146쪽 半 洋 裝/ 3,000원

5 農産物價格分析論－理論과 政策
文八龍 柳炳瑞 共著 A 5 新/ 318쪽 半 洋 裝/ 7,000원

6 *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
洪元卓 A.O. 크루거 編 A 5 新/ 254쪽 半 洋 裝/ 6,000원

7 *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗淇 著 A 5 新/ 198쪽 半 洋 裝/ 4,600원

8 *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 A 5 新/ 294쪽 半 洋 裝/ 6,600원

9 韓國의 外換·貿易政策
金光錫 L.E. 웨스트팔 共著 A 5 新/ 336쪽 半 洋 裝/ 7,600원

10 *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 A 5 新/ 236쪽 半 洋 裝/ 5,000원

11 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 A 5 新/ 202쪽 半 洋 裝/ 4,600원

12 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙秊 著 A 5 新/ 250쪽 半 洋 裝/ 5,600원

13 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 A 5 新/ 508쪽 半 洋 裝/ 11,000원

14 *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
金迪教 編 A 5 新/ 492쪽 半 洋 裝/ 11,000원

15 *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
金迪教 編 A 5 新/ 342쪽 半 洋 裝/ 7,600원

16 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 A 5 新/ 532쪽 半 洋 裝/ 11,600원

17 韓國電力需要 및 價格의 分析
張榮植 著 A 5 新/ 252쪽 半 洋 裝/ 5,600원

18 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 A 5 新/ 370쪽 半 洋 裝/ 8,000원

19 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 A 5 新/ 244쪽 半 洋 裝/ 5,600원

20 韓國의 人口와 人口政策
洪思媛 著 A 5 新/ 214쪽 半 洋 裝/ 4,600원

21 *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
洪元卓 著 A 5 新/ 410쪽 半 洋 裝/ 9,000원

22 成長과 構造轉換
金光錫 M. 로머 共著 A 5 新/ 194쪽 半 洋 裝/ 4,000원

23 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 A 5 新/ 306쪽 半 洋 裝/ 7,000원

24 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 A 5 新/ 204쪽 半 洋 裝/ 4,600원

25 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴埈卿 共著 A 5 新/ 166쪽 半 洋 裝/ 3,600원

26 *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 A 5 新/ 198쪽 半 洋 裝/ 4,600원

27 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 A 5 新/ 250쪽 半 洋 裝/ 5,600원

28 纖維·電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 A 5 新/ 180쪽 半 洋 裝/ 4,000원

29 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 A 5 新/ 192쪽 半 洋 裝/ 4,600원

30 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 A 5 新/ 470쪽 半 洋 裝/ 10,600원

31 韓國의 國土·都市·環境
宋丙洛 編 A 5 新/ 410쪽 半 洋 裝/ 9,000원

32 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/ 6,000원

33 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 A 5 新/ 236쪽 半 洋 裝/ 5,000원

34 成長과 都市化問題
宋丙洛 M.S. 밀즈 共著 A 5 新/ 270쪽 半 洋 裝/ 6,000원

35 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 A 5 新/ 308쪽 半 洋 裝/ 7,000원

36 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/ 6,000원

37 保健醫療資源과 診療生活圈
延河清 金學泳 共著 A 5 新/ 336쪽 半 洋 裝/ 7,600원

38 韓國의 教育과 經濟發展
金榮奉 N.F. 맥긴 外 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/ 6,000원

39 貿易·外援과 經濟開發
A.O. 크루거 著 田英鶴 譯 A 5 新/ 256쪽 半 洋 裝/ 5,600원

40 *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 A 5 新/ 414쪽 半 洋 裝/ 9,000원

41 *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 A 5 新/ 384쪽 半 洋 裝/ 8,600원

42 *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME:1910~75*
A. Keidel 著 A 5 新/ 268쪽 半 洋 裝/ 6,000원

43 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. 퍼킨스 共著 A 5 新/ 396쪽 半 洋 裝/ 9,000원

44 需給構造와 物價政策
李 烘 著 A 5 新/ 288쪽 半 洋 裝/ 6,600원

45 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. 존스 共著 A 5 新/ 410쪽 半 洋 裝/ 9,000원

46 *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 A 5 新/ 214쪽 半 洋 裝/ 4,600원

47 韓國 經濟·社會의 近代化
金滿堤 E.S. 메이슨 外 A 5 新/ 530쪽 半 洋 裝/ 11,600원

48 輸出主導型 成長經濟의 外換政策
李天杓 著 A 5 新/ 228쪽 半 洋 裝/ 5,000원

49 韓國의 所得分配와 決定要因(下)
朱鶴中 著 A 5 新/ 432쪽 半 洋 裝/ 9,600원

50 國民經濟와 福祉年金制度
延河清 閔載成 共著 A 5 新/ 428쪽 半 洋 裝/ 9,600원

51 技術革新의 過程과 政策
金仁秀 李軫周 共著 A 5 新/ 402쪽 半 洋 裝/ 9,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策
R. 레페토 金善雄 外 A 5 新/ 328쪽 半 洋 裝/ 7,000원

53 韓國의 金融發展：1945～80
D.C. 콜 朴英哲 共著 A 5 新/ 334쪽 半 洋 裝/ 7,600원

54 韓國의 賃金構造
朴恒求 朴世逸 共著 A 5 新/ 440쪽 半 洋 裝/ 10,000원

55 *SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA*
金光錫 朴埈卿 共著 A 5 新/ 238쪽 半 洋 裝/ 5,400원

56 轉換期의 韓國經濟와 金融政策
金重雄 南相祐 共著 A 5 新/ 354쪽 半 洋 裝/ 8,000원

57 北韓의 經濟政策과 運用
延河清 著 A 5 新/ 348쪽 半 洋 裝/ 8,000원

58 地方財政調整制度와 財源配分
李啓植 著 A 5 新/ 280쪽 半 洋 裝/ 6,000원

59 벤처캐피탈의 役割과 課題
姜文秀 著 A 5 新/ 236쪽 半 洋 裝/ 5,000원

60 家計貯蓄과 租稅政策
李啓植 著 A 5 新/ 366쪽 半 洋 裝/ 8,000원

61 韓國의 公企業管理政策
宋大熙 著 A 5 新/ 310쪽 半 洋 裝/ 8,400원

62 韓國經濟의 歷史的 照明
具本湖 編 A 5 新/ 368쪽 半 洋 裝/ 11,000원

63 分配不均等의 實態와 主要政策課題
權純源 高日東 外 A 5 新/ 462쪽 半 洋 裝/ 12,000원

64 韓國 財閥部門의 經濟分析
丁炳烋 梁英植 共著 A 5 新/ 324쪽 半 洋 裝/ 9,200원

65 市場去來의 規制와 競爭政策
申光湜 著 A 5 新/ 426쪽 半 洋 裝/ 12,000원

66 企業結合－經濟的 效果와 規制
李奎億 朴炳亨 共著 A 5 新/ 506쪽 半 洋 裝/ 11,000원

新 刊 案 內

證券先物市場의 開設方案 金 聖 眞 著
半洋裝 / A5新 / 76쪽 / 定價 2,400원

韓國의 老齡化 推移와 老人福祉對策 閔 載 成 外
半洋裝 / A5新 / 222쪽 / 定價 7,000원

地域金融의 活性化와 새마을금고의 發展 李 德 勳 外
半洋裝 / A5新 / 404쪽 / 定價 12,000원

產業成長 및 構造變化에 대한 要因別 寄與度分析 洪 性 德 著
半洋裝 / A5新 / 154쪽 / 定價 4,000원

產災保險 財政運營方式 開發에 관한 硏究 閔 載 成 外
半洋裝 / A5新 / 360쪽 / 定價 11,000원

北韓財政의 現況과 推移 朴 進 著
半洋裝 / A5新 / 110쪽 / 定價 3,000원

環境改善負擔金制度의 改善方案에 관한 硏究 柳 鐘 權 著
半洋裝 / A5新 / 102쪽 / 定價 3,000원

國際化時代의 韓國經濟運營 左 承 喜 著
半洋裝 / A5新 / 136쪽 / 定價 5,200원

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 發刊하는 一切의 刊行物을 郵送함.
  (단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)

會 費 : 100,000원

加入方法

- 직접 本院 發刊資料相談室에 拂入하거나,
- 가까운 郵遞局에서 本院 郵便對替計座(計座番號 : 010983 – 31 – 0514919)에 拂入하면 됨.

問 議 處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41 우편번호 : 130 – 012
KDI발간자료상담실(Tel. 960/3283, 960/4811(交) 305)