제11권 제2호

1989 여름

# 韓國開發研究

潜在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力의 推定 - 向後 成長・投資・通貨政策의 方向-

朴 佑 奎

相續課稅의 現況 및 改善方向

金 明 淑

市場進入과 工業發展法 運用方案

朴

우리나라 經常收支黑字의 實證的 分析

元 巖

債券入札制와 아파트需要의 價格彈性値 計測

盧 基 星

經濟政策의 動態的 矛盾과 信賴性

柳潤河

單位根과 共積分의 經濟學的 意味와

崔範樹

그 檢定法에 대한 概要



韓國開發研究院

# 季刊韓國開發研究

제 11 권 제 2 호

1989 여름

潛在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力의 推定			
- 向後 成長・投資・通貨政策의 方向朴	佑	奎…	1
相續課稅의 現況 및 改善方向金	明	淑…	19
市場進入과 工業發展法 運用方案金	址	鴻…	45
우리나라 經常收支黑字의 實證的 分析…朴	元	巖…	65
債券入札制와 아파트需要의			
價格彈性値 計測盧	基	星…	89
經濟政策의 動態的 矛盾과 信賴性柳	潤	河…	99
單位根과 共積分의 經濟學的 意味와			
그 檢定法에 대한 槪要崔	範	樹⋯	119

------編 輯 陣 --

委員長 兪 正 鎬

幹事左承喜

委 員 權純源 朴埃卿

宋 大 熙 沈 相 達

編輯申東祚

編輯問議:編輯委員會(960-0084) 購讀問議:發刊資料相談室(960-3283)

#### 

本 季刊誌는 本誌에 發表된 論文과 本院에서 發刊되는 研究叢書 및 其他報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評 혹은 書評을 揭載하고 있습니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 혹은 國家政策上의 爭點을 表出시켜 向後의 研究課題와 政策方向 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 것이 그 趣旨입니다. 이를 諒知하시어 아래와 같은 要領에 의하여 虛 心坦懷한 所感과 批評을 寄稿하여 주시면 감사하겠습니다.

첫째, 길이는 200字 原稿紙 基準 30枚 內外로 限定하되 原稿紙에 淨書하여 보내주시기 바랍니다.

둘째, 論評은 該當論文에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 內容으로 하여 가급적 論文이 發刊된 후 3個月 以內로, 書評은 該當報告書의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 向後 研究課題 提示를 內容으로 하되 原則的으로 報告書가 發刊된 후 6個月 以內로 作成하여 주시기 바랍니다.

셋째, 原稿는 郵便 혹은 人便으로 『韓國開發研究』編輯委員長에게 提出하여 주시기 바랍니다.

寄稿된 論評과 書評은 本院 所定의 審查節次를 거치도록 되어 있습니다. 論評은 該當 論文 執筆者의 應答과 함께 揭載하겠습니다. 채택된 原稿는 稿料를 支給합니다.

# 潛在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力의 推定

- 向後 成長・投資・通貨政策의 方向 -

朴 佑 奎

本稿에서는 최근 美國聯邦準備銀行의 Hallman · Porter · Small이 개발한 인플레추정방법, 즉 화폐수량식에 長期均衡流通速度  $(V^*)$ , 潜在生產力  $(Q^*)$ , 長期均衡基準物價  $(P^*)$ 등의 개념을 적용하여 인플레式을 추정하는 방법을 우리나라에 적용하여 보았다. 이를위해  $V^*$ 는 인플레의 변동에 의해 構造的으로 變動될 수 있다는 점과  $Q^*$ 는 雇傭뿐아니라 투자의 함수라고 가정하고 자본스톡 및  $Q^*$ 를 내생적으로 추정하는 등으로  $V^*$ ,  $Q^*$ 의 개념을 재정립하였다.

推定結果에 의하면 87년초 이후부터 實質生產이 潜在GNP를 초과하게 되었으며 通貨供給 역시 확대되어  $P^*$ 가 P를 넘어서는 현상, 즉 物價上昇壓力이 누적되어 왔으며, 이에 따른 물가불안이 해소되기에는 정책대응여하에 따라 상당한 기간이 소요될 수도 있을 것으로 나타났다.

즉, 시뮬레이션결과를 중합해 보면 物價上昇壓力의 완화를 위해서는 투자진작을 통한 潜在生產力의 확충과 아울러 緊縮基調의 유지라는 一見 相反되는 政策基調를 동시에 추진해 나가야 할 것으로 나타났다. 현재의 경기국면에 대한 대응책으로는 通貨供給을 확대시키는 단순한 총량적 정책보다는 緊縮基調를 유지하면서도 通貨의 伸縮的인 공급 이 投資・雇傭 등의 生產部門으로 원활히 흐를 수 있도록 하는 동시에 金融構造・經濟 構造를 개선해 나가는 미시적이고도 포괄적인 정책이 요구된다 하겠다.

# I. 序

貨幣數量式(MV = PQ)은 EC方式등으로 通 貨供給目標値의 設定등에 많이 적용되어 왔

筆者:本院 研究委員

다. 그런데 최근 美國 聯邦準備銀行의 Hall-man·Porter·Small(1988)은 장기에 추세적으로 화폐수량식을 만족시키는 基準物價(P\*)의 概念을 도입하고 장기적으로 P\*와 실제물가 P는 일치한다는 가정에 의거하여 誤差修正模型(error correction model)의 형태를가지는 인플레式을 사용하여 通貨供給變動에의한 인플레의 變動을 推定한 바 있다.

이와 같은 화폐수량식의 적용은 상당히 회 기적인 것으로서 이는 成長 및 流通速度를

<sup>\*</sup> 많은 유익한 토론을 해준 院內세미나 참석자들과 좋은 論評을 해준 崔範樹‧姜文秀‧朴元巖博士에게 감사드린다. 金世鍾研究員‧姜希淑研究助員은 전산작업 및 원고정리에 크게 수고하였다.

사용함에 있어 實際値와 長期趨勢値를 구분함으로써 通貨供給目標의 基準을 용이하게 제시할 수 있게 하기 때문이다. 그러나 本稿에서는 Hallman·Porter·Small이 정의한 P\*의 의미가 우리나라에 적용될 경우에는 아래의 두가지 관점에서 재조명되어야 한다고보고 이에 따른 인플레式의 推定 및 시뮬레이션을 통하여 向後 政策對應方案을 제시하고자 한다.

첫째로 流通速度가 장기적으로 불변이라고 가정한 美國의 경우에서와는 달리, 우리나라 의 경우 流通速度(V)가 인플레 및 인플레기 대심리에 의해 구조적으로 변동될 수 있다는 점(朴佑奎(1989) 참조)이다<sup>1)</sup>. 둘째로 潛在 GNP의 계산에 있어서 Hallman등에서 Okun 의 法則을 사용한 것과는 달리 Dadkhah· Zahedi(1986)의 內生的 資本스톡 및 生產函 數의 推定方法과 Park(1986) 및 Eichenbaum · Hansen · Singleton(1988) 등에서 사용된. 어떠한 模型에서도 各時系列의 趨勢値間에 그 模型이 만족하여야 하는 제약이 존재한다 는 概念등을 사용하여 資本스톡과 生產函數 를 內生的으로 직접 推定하여 潛在生產力을 推定하였다. 이에 따라 投資가 潜在GNP의 형성에 있어 雇傭과 함께 가장 중요한 變數 로 사용되었다.

또한 模型의 推定結果에 의거한 시뮬레이션의 과정에서 Hallman등에서는 流通速度 및 潜在生產力이 장기적인 균형상태에 있을 때의 通貨供給의 변동이  $P^*$ 에 미치는 영향을 주로 분석하였으나 本稿에서는 오히려 通貨

의 供給은 流通速度와 潜在生產力에 영향을 주고 이는 物價를 변동시키고 다시 通貨에 영향을 줄 수 있다는 기본적인 경로도 고려 되어야 한다고 지적하였다.

이와 같은 관점에서 P\*를 재조명한다면 위에서 지적한 인플레 및 인플레기대심리의 流通速度에 대한 영향의 존재와 또한 投資의 潜在GNP에 대한 영향의 존재를 중요시하게됨으로써 P\*와 P의 차이로 정의되는 物價上昇壓力의 분석 및 그 해소방안을 논의함에 있어서 단순히 通貨供給政策뿐 아니라 인플레기대심리와 成長 및 投資의 역할에 대하여서도 종합적으로 向後 政策對應方向을 제시할 수 있다 하겠다.

아래의 II 章에서는 Hallman 등의 인플레式의 의미를 재조명한 후 우리나라의 長期流通速度를 추정하고, II 章에서는 潜在生產力을推定하였다. IV 章에서는 이들의 推定値를 사용하여 Hallman등의 인플레式을 우리나라의경우에 적용해 보고 物價上昇壓力이 인플레의 變動을 매우 잘 설명하고 있음을 살펴보았다. 또한 향후의 通貨供給 및 投資에 대한 몇가지 假定을 사용하여 시뮬레이션을 행함으로써 物價上昇壓力이 어떻게 변화되는가를살펴보았다. 이들 결과를 사용하여 V章에서는 物價上昇壓力을 해소하기 위한 成長・投資・通貨政策의 방향을 제시하였다.

# Ⅱ. 美聯邦準備銀行의 인플레式

최근 美聯準의 Hallman·Porter·Small (1988)은 美國에 있어서의 通貨(M2)와 인플

<sup>1)</sup> Hallman등도 앞으로 流通速度가 80년대초 以後의 金融革新등으로 構造的으로 변동될 가능성을 배제하 지는 않았다.

레간의 관계를 화폐수량식에 기반을 둔 아래 와 같은 誤差修正模型(error correction model)의 형태를 갖춘 式(1) 및 (2)를 사용하여 살펴본 바 있다.

여기에서  $P_t$ 는 GNP디플레이터의 로그値이 며,  $\pi_t$ 는 t期의 인플레값이고  $M_t$ ,  $V_t$ \*,  $Q_t$ \* 는 각각 t期의 通貨量, 長期流通速度 및 潛 在生產力(potential GNP)이다. Pt\*의 의미는 현재의 潜在生產力과 流通速度가 장기적 均 衡狀態에 있다고 상정할 때 현재의 통화량 수준이 의미하는 基準(benchmark)物價의 로 그値라고 할 수 있다.

즉 Q 및 V는 시간이 흐름에 따라 長期均 衡値인 Q\* 및 V\*에 도달한다고 想定했을 때 P\*는 결국 현재의 通貨供給水準이 의미하는 궁극적인 物價水準을 의미하는 것으로서 *P*는 시간이 흐름에 따라 P\*에 접근할 것으로 볼 수 있다. 따라서  $P^*$ 가 P를 초과할 때에는 物 價上昇壓力이 존재하여 物價가 向後에 상승

2) P와 P\*가 장기적으로 共積分關係를 가진다는 것은

할 가능성이 있다 하겠다.

(1)式은 장기적으로 P와 P\*가 일치한다고 가정한다면 P와 P\*가 共積分(cointegration) 關係를 만족하는 誤差修正模型의 형태를 갖 추었다고 할 수 있겠다. 그런데 P와 P\*가 共 積分關係를 가진다면 誤差修正模型을 만들 수 있으므로(Engle · Granger(1987) 참조) (1)式은 어떠한 物價資料를 사용하여도 만족 될 것이라는 것을 알 수 있다2)3). 또한 (2) 式 자체는 貨幣數量式이라는 定義式의 형태 를 갖추고 있어 자료를 자동적으로 만족시키 고 있다4). 결국 (1),(2)式으로 구성된 模型 은 과거의 인플레를 잘 설명할 수 있으리라 는 것을 거의 先験的으로 알 수 있다 하겠다. 특히 (1), (2)式의 장점은 例를 들어 古典學 派나 혹은 케인즈學派와 같은 어떠한 理論에 바탕을 둔 것이 아니라는 점에 있다 하겠는 데 Hallman · Porter · Small 등은 이를 사용 하여 M2의 변동이 미래의 인플레에 미치는 효과 등을 살펴보았다.

그러나 여기서 주의하여야 할 것은 비록 (1), (2)式으로 구성된 模型이 아무리 과거를 잘 설명할 수 있다 하더라도 미래의 通貨政 策變化도 잘 설명할 것이라고는 할 수 없다 는 점이다. 그 이유는 최소한 아래의 두가지 요인에 기인한다 하겠는데 우선 첫째로 (1) 式의 係數推定値가 불변이라고 하더라도 M2 의 변동은 利子率, 인플레기대심리 등의 變 動을 초래하고 이는 投資 및 雇傭의 변동과 함께 Q\* 및 V\*의 변동을 초래할 수 있으며. 이에 따라 M2의 변동이 1:1의 관계로 **P\***의 변동을 초래하지는 않을 것이기 때문이다. 즉 (2)式은 V\* 및 Q\*가 변동하지 않을 때 M이 변동하면 P\*에 영향을 미치는 형태로

거의 定義에 의한 것이며, 이럴 경우 Pt.,-Pt.,\*는 πt라고 해석할 수 있겠다. Hallman · Porter · Small 은 (1)式이 이런 해석에 의거한 오차수정모형의 형 태를 가졌다는 것을 언급하지는 않았으나, 筆者의 이런 해석은 자연스러운 것이라 생각된다.

<sup>3)</sup> 朴佑奎(1988b)는 諸通貨指標의 物價 및 實質成長등 의 變數와의 長期的 關係의 存在與否를 共積分을 사 용하여 70년대와 80년대를 구분하여 살펴보았다. 최 근의 共積分理論 및 그 檢定法에 관해서는 崔範樹 (1989) 참조.

<sup>4)</sup> 화폐수량식을 사용하여 通貨供給目標를 정하는 것은 EC方式이라 할 수 있는데 최근 McCallum(1984, 1987, 1988), Meltzer(1987) 등이 주장한 변경가능 한 通貨供給目標設定이나 Dewald(1988) 등의 論文 은 다 화폐수량식의 사용을 그 기본으로 하고 있다.

되어 M의 變動이 V\* 및 Q\*에 영향을 주어 P\*에 영향을 미치고 이는 반대로 M에 다시 영향을 미치는 경로와 같은 가장 기본적인 M. P. Q. V간의 相互作用關係는 일단 무시 하는 형태로 구성되어 있어 (2)式에서 얻어 진 P\*를 (1)式에 사용하여 미래의 M의 變動 에 따른 정책 시뮬레이션을 하는 데에는 한 계가 있다 하겠다. 두번째 이유는 Lucas(19 76)의 비평에 의한 것으로서 通貨供給政策의 基本運用方針이 변하거나 혹은 단순히 通貨 供給의 增加率이 지속적으로 변화하더라도 위에서 언급한 바와 같이 V\* 및 Q\*만 변화 되는 것이 아니라 經濟行爲主體의 반응, 즉 (1)式의 係數推定値自體가 근본적으로 변화 될 가능성도 배제할 수 없다는 점이다5)6). 이에 따라 本稿에서는 Hallman · Porter ·

Small에서와 같이 M2의 增加率의 지속적인 變動에 대하여 미래의 Q\* 및 V\*가 불변이라고 가정하고 가상적인 M의 변동이 미래의 인플레에 미치는 영향을 살펴보기보다는 (1), (2)式으로 표현되는 과거의 物價上昇壓力과 인플레간의 관계를 살펴보고 이를 사용하여 최근 2~3년간의 物價上昇壓力의 動向을 살펴보고 간단한 몇가지 시뮬레이션을 행한 후에 向後政策對應方案을 제시하고자 한다.

그런데 (2)式을 사용하려면 V\* 및 Q\*를 추정하여야 하는데 Q\*의 추정은 다음 章에서 논의하기로 하고 여기서는 V\*를 살펴보고자한다. M2의 流通速度를 살펴보면 [圖 1]과 같은데 대개 1979년 3분기까지는 流通速度가증가하는 모습을 보이다가 그후에는 급격히減少하고 있으며, 또한 1982년 3분기 이후에는 그 減少幅이 상당히 鈍化되는 모습을 나타내고 있다.

이와 같은 현상은 70년대에는 인플레의 上昇이 鈍化되지 않았던 시기이며, 1979년 하반기를 기점으로 中心通貨指標의 M2로의 변경과 함께 적극적인 總需要管理政策을 펴온이후 인플레가 급격히 감소되었다가 1982년이후로 인플레의 上昇이 안정적인 모습을 보인 것과 무관하지 않다 하겠다".

이에 따라 本 研究에서는 流通速度가 1979 년 3분기와 1982년 3분기를 기점으로 변하였 다고 가정하고 아래와 같은 式에 의해 推定 된 값을 V\*로 사용하였으며, 그 결과는 [圖 1]에 나타난 바와 같다<sup>8)9)</sup>.

log 
$$V_t = 4.4 + 0.0034 T - 0.0239 D1_t$$
  
 $(0.016) (0.0006) (0.002)$   
 $+ 0.0167 D2_t$   
 $(0.002)$ 

<sup>5)</sup> 우리나라의 경우에서도 朴佑奎(1987a)는 1986년 이후의 三低現象에 의한 경기호황은 係數가 不變인 기존의 模型으로는 설명할 수 없고 三低라는 外部與件이 변동함에 따라 이를 이용하기 위한 經濟行為主體의 行爲變化가 있었다고 가정해야만 설명될 수 있음을 보임으로써 Lucas의 비평이 실질적으로 중요함을 보였다. 또한 朴佑奎(1987b, 1988b)는 과거 中心指標의 변경 등으로 通貨와 物價 및 實物經濟變數間의 관계 역시 크게 변화해 온 것을 지적하였다.

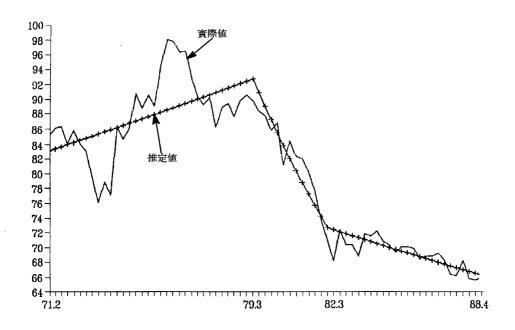
<sup>6)</sup> 이러한 V\*, Q\* 및 M간의 상호작용관계는 단순히 (1)·(2)式만을 사용하여 미래의 政策시뮬레이션을 할 경우에는 포착할 수 없으나, (1)·(2)式의 推定에 있어서는 과거의 V\*, Q\*, M간의 相互作用關係는 포착되었다고 할 수 있다.

인플레와 流通速度間의 關係에 대해서는 朴佑奎 (1989) 참조.

<sup>8)</sup> 本稿에서는 1970년 1/4분기부터 1988년 4/4분기까지 의 기간을 分析對象으로 하되 M2B를 제외하고 實質 GNP, GNP디플레이터, M2, 總就業者數, 總固定資本形成 등은 X-11方法을 사용하여 계절조정하였다.

<sup>9)</sup> 그런데 美國의 경우에는 Hallman등이 M2에 대한 V\*가 과거에 아무런 추세를 보이지 않고 안정적이었다는 이유를 들어 算術平均으로 V\*을 잡았으나 M2 보다 협의의 通貨指標일 경우에는 그 流通速度가 기간에 따라 趨勢値가 변화하는 양상을 보이고 있다. 우리나라의 경우에는 M2에서 장기저축성예금을 제외하고 第2金融圈의 短期受信을 포함하는 指標인 M2B의 유통속도는 M2의 유통속도는 달리 70년대 초반부터 어느 정도 안정적인 감소추세를 나타내고 있다. 그런데 筆者의 계산에 의하면 M2 대신에 M2B를 사용하여도 本稿의 전반적인 結論은 변하지 않는 것으로 드러났다.

〔圖 1〕 M2의 流通速度



 $R^2 = 0.898$ , D.W = 0.56,  $D1_t = T*DA_t$ D2t = T\*DBt,

 $DA_t = 0$ : 1979. 3/4까지

1: 1979, 4/4 이후

 $DB_t = 0$ : 1982. 3/4까지 1: 1982. 4/4 이후

推定期間: 1971. 2/4~1988. 4/4

註: ( ) 안은 STD ERROR

그런데 Hallman 등은 V\*의 선택에 있어서 算術平均을 사용함으로써 利子率, 換率, 인 플레기대심리 등의 V\*에 대한 영향을 배제하 였으며, 이 점이 Hallman등의 模型을 단순 화했다고 주장하였다. 美國의 경우에는 M2 에 대한 V\*가 아무런 趨勢를 가지지 않아 이 러한 주장이 어느 정도 타당하나, 우리나라 의 경우에는 V\*가 시간에 따라 趨勢를 가지 면서 변화하므로 V\*의 變動要因이 무엇인가

에 관한 研究가 있어야 할 것으로 판단되다. 本稿에서는 V\*의 가장 중요한 變動要因으로 인플레의 變動을 選定하였으며, 그 要因이 1979년 하반기를 기점으로 한 中心通貨指標 의 M2로의 변경 및 通貨政策運用方法의 변 경에 있음을 주장하고 V\*를 시간과 더미변수 의 함수로 추정하여 Hallman등에서와 같이 模型의 구성을 단순화하려 하였다.

# Ⅲ. 資本스톡 및 潛在GNP의 內生的 推定

潛在 GNP는 Hallman등에서와 같이 Okun 의 法則을 사용하여 계산할 수도 있으나10) 韓國에서의 Okun의 法則을 발견하는 것 자 체가 다분히 자의적인 요소가 개재된다고 할

<sup>10)</sup> Okun(1962), Gordon(1984) 등을 참조.

수 있다. 따라서 本 研究에서는 Dadkhah · Zahedi(1986)가 사용한 內生的인 資本스톡 推定과 이에 따른 生產函數의 推定方式을 참고하여 資本스톡 및 生產函數와 潜在GNP를 아래와 같은 式들을 사용하여 內生的으로 推定하였다".

$$Q_{t} = AK_{t}^{a} L_{t}^{1-a} U_{t} \qquad (3)$$

$$K_{t} = (1-\lambda) K_{t-1} + \sum_{t=1}^{3} \frac{1}{4} I_{t-j} \qquad (4)$$

여기에서 Qt는 t期의 實質GNP를, Kt, Lt, It는 각각 資本스톡, 總就業者數, 總固定資本形成을 나타내며, α, λ, A는 推定되어야 할係數이다. 한편 Q\*, 즉 潜在GNP는 (3)式에서 Ut가 1일 경우로 가정하였는데 이는 經濟가 生產해낼 수 있는 최대 生產能力이라기보다는 t期의 經濟가 이미 t期의 자본스톡과勞動雇傭이 결정되었음을 감안할 때 공급애로를 겪지 않고(즉 超過需要壓力없이) 生產해 낼 수 있는 최대생산능력이라고 해석될수 있겠다」20.

그런데 Qt\*에 t期에 실제로 생산에 투입된 雇傭値 대신에 經濟가 인플레 등을 초래하지 않고 수용할 수 있는 最大雇傭人數(natural employment rate)를 대입하여 넣는다면 Perloff·Wachter(1979)가 사용한 潜在GNP 의 概念이 된다. 그런데 本稿에서는 Perloff· Wachter의 最大雇傭人數概念을 사용하지 않고 實際雇傭人數를 사용하였는데 이는 t期에 이미 고용된 實際雇傭人數가 t期의 生產能力의 最大限界를 결정짓는다고 할 수 있기 때문이다.

(4)式은 Kydland · Prescott(1982), Taylor (1982, 1983), Siow(1985), Park(1985), 朴佑奎(1988a), Park · Ro(1988) 등에서 사용된 어느 한 分期의 投資가 실제생산에 사용되기까지에는 상당한 시간이 필요하다는 概念(time to build 혹은 gestation lag)을 가장 간단한 형태로 표현한 것이다. 즉 t期의總投資量의 1/4은 t期의 資本스톡에 바로 편입되나, 다른 1/4은 t+1期에, 또 다른 1/4은 t+2期에, 그리고 나머지 1/4은 t+3期에편입되는 것을 가정한 것으로 總投資完了期間을 1년으로 가정한 것이다<sup>13)</sup>.

그런데 Dadkhah·Zahedi의 방법을 다소 변형하여 不連續時系列에 대한 테일러方法 (Taylor series approximation)형태로 (3)· (4)式에 적용하면 다음 式을 얻을 수 있다.

$$\dot{Q}_{t} = \alpha \dot{K}_{t} + (1-\alpha) \dot{L}_{t} + \dot{U}_{t} + f(\dot{K}_{t}, \dot{L}_{t}, \dot{U}_{t})$$
.....(5)

여기에서  $\dot{Q}_t = \frac{Q_t - Q_{t-1}}{Q_{t-1}}$  등을 나타내며,  $f(\ )$ 는 2차식을 나타낸다.

한편 
$$\dot{K}_t = \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} = \sum_{j=0}^3 \frac{1}{4} I_{t-j} / K_{t-1} - \lambda \cdots (6)$$

따라서 (5)式은 아래와 같이 된다.

$$\dot{Q}_{t} = \alpha \left( \sum \frac{1}{4} I_{t-j} \left[ \frac{A L_{t-1}^{1-\alpha} U_{t-1}}{Q_{t-1}} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \lambda \right) 
+ (1-\alpha) \dot{L}_{t} + \dot{U}_{t} + f(\dot{K}_{t}, \dot{L}_{t}, \dot{U}_{t}) \cdots (7)$$

그런데 (5)式의 **Q**, **K**, **L**, **U**이 각각 安定 的(stationary)인 時系列이라고 가정한다면

<sup>11)</sup> 朱鶴中은 우리나라 資本스톡을 推計하는 方法으로 國富調査, 永久在庫, 基準年接續, 兩基準年接續 등 의 방법을 소개하였다.

<sup>12)</sup> Perloff·Wachter(1979), Woodham(1984) 등에 의 하면 이와 같이 潜在GNP를 經濟의 最大生產能力이 기보다는 인플레를 유발하지 않는 最大生產能力으로 정의하는 것이 보편적이라 하겠다.

<sup>13)</sup> 朴佑奎(1988b)에서는 會社債収益率과 1년만기 定期 預金金利와의 격차(利子率差)가 投資에 미치는 영향 이 2년 정도인 것으로 추정되었다. 이런 경우에는 投資의 계획단계에서부터의 기간이 감안된 것이나, 여기에서는 投資의 실제집행에 소요되는 기간만을 생각한 것이므로 2년보다는 짧을 수밖에 없을 것이다.

(8)式의 괄호안의 變數, 즉  $\sum \frac{1}{4}I_{t-j}(\frac{L_{t-1}^{1-\alpha}U_{t-1}}{Q_{t-1}})^{\frac{1}{\alpha}}$ 이 아무런 趨勢値를 가지지 않아야 한다. 결국  $g_I$ ,  $g_L$ ,  $g_0$  등을 각각  $\sum \frac{1}{4}I$ , L, Q의 成長率이라고 한다면, 이들 사이에 아래와 같은 關係式을 만족시켜야 한다.

$$(1+g_l)(\frac{(1+g_L)^{1-\alpha}}{(1+g_Q)})^{\frac{1}{\alpha}} = 1$$
 ....(8)

g<sub>1</sub>, g<sub>2</sub>, g<sub>2</sub> 등을 로그趨勢除去(log detrending)하기 위해 時系列相關을 감안한 GMM 推定方法을 사용하여<sup>14)</sup> 推定하면 g<sub>1</sub> = 0.02711 (STD ERR=0.00129), g<sub>2</sub>=0.00694(0.00042), g<sub>2</sub> = 0.01903(0.00062)이며, 이에 따라 α = 0.5994가 된다.

결국 α係數는 실제 추정작업 이전에 本 研究의 模型이 만족시킬 것을 요구하는 각 時 系列의 趨勢値간의 관계에 대한 제약에 의해 미리 결정되었다고 할 수 있다. 이와 같이 각 時系列을 趨勢値의 趨勢値 이외의 부분으로 나눈다면 잘 정의된 模型일 경우 模型에서 사용되는 각 時系列의 趨勢値들간에 어떠한 제약이 존재한다는 概念은 Park(1986), Eichenbaum·Hansen·Singleton(1988)등에서 사용된 것으로 매우 자연적이라고 할 수 있다.

그런데 (7)式은 (3),(4)式의 근사치에 불과하므로 本稿에서는 (3),(4)式을 직접 GM M方式으로 推定하였다. 이를 위해 (3)式을 ( $K_{l-1}^q L_{l-1}^{l-2}$ )로 나눈 후 로그를 취하여 다음과 같은 式을 얻었다.

$$\log \frac{Q_{t}}{K_{t-1}^{\alpha} L_{t-1}^{1-\alpha}} = \log A + \alpha \log \frac{K_{t}}{K_{t-1}} + (1-\alpha) \log \frac{L_{t}}{L_{t-1}} + \varepsilon_{t} \cdot \dots (9)$$

本稿에서는 위 式(9)를 직접 GMM推定方法으로 λ, A를 推定하되 α는 위에서 계산한 0.5994를 그대로 사용하였다. 이를 위해 ϵ t 가 Lt / Lt -1, It / It -1, It -1 / It -2 등과 直交(or-thogonal)하다고 가정하고, ϵ t 의 時系列相關은 최소 4분기를 지속한다고 가정하였다<sup>15)</sup>. 推定結果는 〈表 1〉과 같은데 A = 0.28092

推定結果는 〈表 1〉과 같은데 A=0.28092  $\lambda=0.01596$ 으로 추정되었으며, overidentifying 제약에 관한  $\chi^2$ 統計値값은 2의 自由度

(表 1) 우리나라 Cobb-Douglas 生産函數의 推定

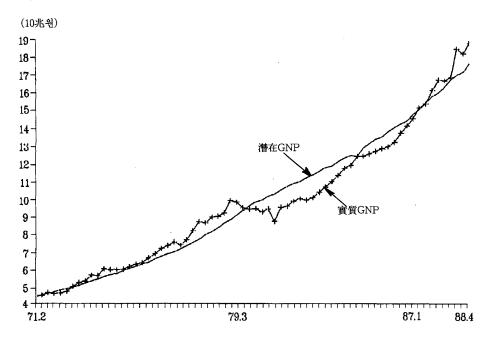
	推定值	STD ERROR	t-統計値	χ <sup>2</sup> (2)
α	0. 5994	-	-	_
<b>Α</b> λ	0. 28092 0. 01596	0. 0175 0. 0068	16. 0 2. 34	6. 0

한편 이들 숫자를 사용하여 우리나라의 潜在GNP를 推定하여 實質GNP와 대비한 것은 [圖 2]에 있으며, [圖 3]은  $\log(Q/Q^*)$ , 즉 Q가  $Q^*$ 를 벗어나는 정도를 퍼센트概念으로

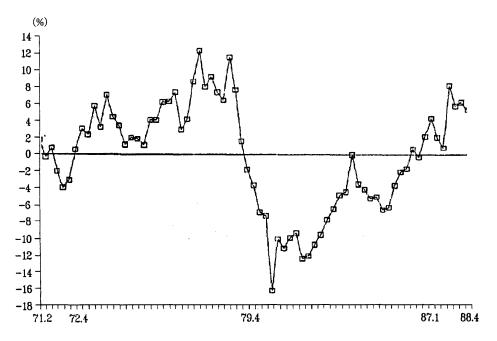
<sup>14)</sup> Hansen(1982), Hansen · Singleton(1982), Park (1986), Eichenbaum · Hansen · Singleton(1988), 차佑奎(1987b, 1988a) 등을 참조.

<sup>15)</sup> 式(9)를 推定하기 위해서는 그 推定過程에서 式(4) 를 사용하여 λ의 推定과 함께 資本스톡의 계산이 동시에 진행되어야 하는데 이를 위해 本院에서 사용 하는 자본스톡 시계열자료 중에서 1971년 1/4분기의 資本스톡을 초기값으로 잡았다.

# [圖 2] GNP 및 潜在GNP



[圖 3] Log(GNP/潜在GNP)

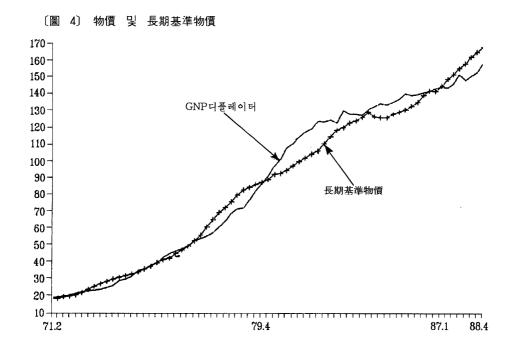


나타내었는데, 1979년 3분기 이전까지는 대 개 潛在 GNP보다 實質 GNP가 높아서 需要가 供給을 앞지르는 상황이라고 할 수 있다. 그런데 그후 1986년 3분기까지는 潛在 GNP가 實質 GNP를 앞서서 供給側面의 애로요인은 크게 없었던 것으로 보인다. 그러나 1986년의 3분기 이후 1988년말까지는 實質 GNP가 潛在 GNP를 초과, 需要側面의壓力이 높아지고 있는 것으로 드러났다. 한편 Q\*의 分期當成長率은 0.01979(t-統計值 = 120.4)로 나타나다.

# IV. 인플레式의 推定結果

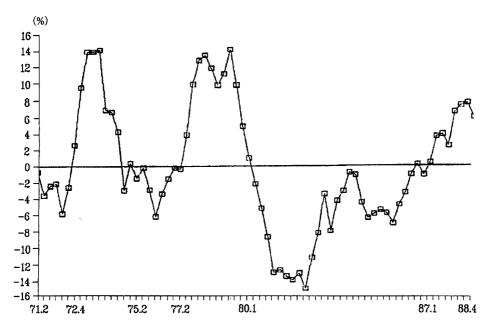
위의 II·II章에서 推定된 V\* 및 Q\*를 (2) 式에 대입하여 P\*를 계산한 후 [圖 4]에서는 P\*와 실제 P를 비교하였으며. [圖 5]에서는  $log(P^*/P)$ 를, 즉  $P^*$ 가 P를 벗어나는 정도를 퍼센트概念으로 표시하였다. 이에 의하면 70 년대에는 P\*가 P를 크게 초과하였으며, 80년 대에는 계속  $P^*$ 가 P에 미치지 못하였으나. 1987년초부터는 P\*가 P를 초과하고 있음을 나타내고 있다. 그런데 Ⅱ章에서 설명한 바 와 같이 P\*가 長期均衡流通速度, 潛在成長力 및 현재의 通貨量이 의미하는 基準物價라고 할 때 시일이 경과함에 따라 P는 P\*에 접근 하려는 성향을 가진다고 할 수 있다. 즉 長 期的으로는 P\*와 P는 일치하게 된다고 하겠 다. 결국 P가 P\*를 초과할 때에는 인플레는 점차 下落하게 되고 P\*가 P를 초과할 때에는 인플레는 점차 上昇하는 경향을 가진다 하겠 다.

(1)式에서 βο〈0라는 것은 위와 같은 해석과 일치하는 것인데 위에서 推定된 **P\***를 사용하여 (1)式을 OLS로 推定한 결과는 아래



9

[圖 5] Log(基準物價/實際物價)



《表 2》와 같은데 역시  $\beta_0$ 는 마이너스로 統計 的 有意度가 매우 높은 것으로 나타났다.

이 表의 係數推定値를 사용한 인플레의 예측치와 실제 인플레率(계절조정된 수치)은 [圖 6]에 나타나 있고, 이를 年間으로 환산한 결과는 (圖 7)에 나타나 있다. [圖 7]을 RMSE %로 계산해보면 1974년부터는 16.52%, 1976년부터는 16.22%로 나타나 상당히 정확하게 인플레를 설명하고 있는 것으로 나타나고 있다.

또한〈表 2〉의  $\beta_o$ 의 推定値를 제외한 여타의 推定値를 전부 零으로 놓고 인플레를 예측하고 이를 年間으로 환산한 결과는 [圖 8]에 나타나 있는데 74년 및 76년부터의 RMSE가 각각 10.5% 및 11.08%로 나타나 오히려 P\*와 P와의 차이만을 사용하는 것이〈表 2〉

의 모든 係數를 사용하는 것보다 年間일 경우 더 정확하게 인플레를 설명하고 있다 하겠다. 즉 인플레의 變動을 단순히  $P^*$ 와 P만의 차이로도 훌륭하게 설명할 수 있다는 것은  $P^*$ 와 P의 차이에 의한 인플레의 설명력이 뛰어나다는 것을 나타내는 것이며, 向後 인플레를 억제하기 위해서는 P와  $P^*$ 의 차이 즉物價上昇壓力을 줄이는 政策을 취해야 한다는 점을 의미한다<sup>16)</sup>. 物價上昇壓力( $P^*$ -P)을 줄이기 위해서는  $P^*$ 를 줄이는 政策을 취해야

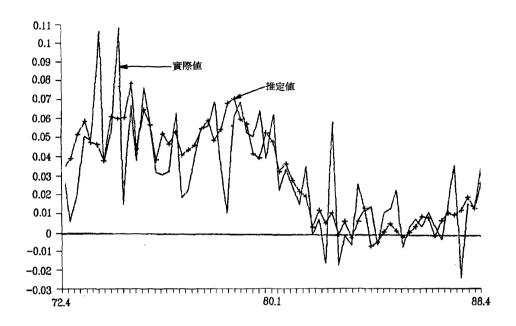
〈表 2〉 인플레式의 推定

	推定值	STD ERROR	t-統計值
$\boldsymbol{\beta}_0$	-0. 142	0. 03	-4. 3
$\boldsymbol{\beta}_1$	-0. 968	0. 11	-8.8
$\boldsymbol{\beta}_2$	-0. 739	0.14	-5. 4
$\boldsymbol{\beta}_3$	-0.608	0. 14	-4. 4
$\boldsymbol{\beta}_{4}$	-0. 342	0. 11	-3. 1
	1		

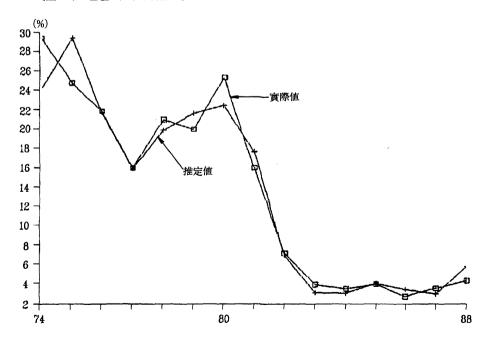
R<sup>2</sup>=0.60 D. W=2.14 기간: 72.4/4~88.4/4

<sup>16)</sup> 특기할 만한 것은 1988년의 경우〔圖 7〕및〔圖 8〕모두 다 실제보다 인플레를 높게 예측하고 있다는 사실이다. 이는 1988년에 物價上昇壓力은 매우 높았 으나 원貨價値의 급격한 切上등으로 物價가 상대적 으로 안정되었던 것에 기인한다고 생각할 수 있다.

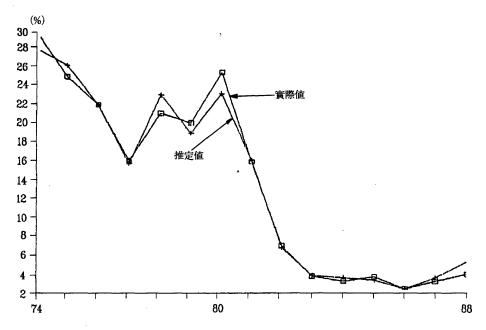
〔圖 6〕 인플레 推定結果(分期)



〔圖 7〕 인플레 推定結果(年間)



[圖 8] 인플레 推定結果(年間, 인플레上昇壓力만 使用)



하는데 *P\**를 줄인다는 것은 *M*과 *V\**를 줄이고 *Q\** 즉 潜在生產力을 확충시켜야 함을 의미한다.

아래에서는 V\*가 過去의 趨勢値에 따라 완 °만하게 감소할 것으로 가정하고 M 및 投資・雇傭의 變動(즉 Q\*의 變動)이 1989년, 1990년의 P\*에 어떠한 影響을 미치는가에 관한여러가지 시뮬레이션을 해 봄으로써 1987년이후 지속된 物價上昇壓力의 해소방안을 검토해 보고자 한다.

우선〈表 3〉에는 1983년 이후의 Q\*의 增加率과 P\*의 增加率을 實際GNP 및 GNP디플 레이터 增加率에 대비시켜 보았는데 Q\*가 최근의 經濟活况에도 불구하고 88년에는 87년 이후 계속된 投資不振으로 오히려 감소되는 양상을 보여왔으며, 그 반대로 P\*는 빠른 속도로 증가하여 왔음을 나타내고 있다.

〈表 4〉에는 1989·1990년의 投資·雇傭· 通貨供給에 관한 네가지 假想시나리오에 의 한 시뮬레이션結果가 나타나 있는데 實驗 A는 1989·1990년에 걸쳐 投資 및 雇傭이 크게 개선되지 않고 通貨政策의 기조도 크게 변화되지 않아 1989년에 18%, 1990년에 17%의 M2 增加率을 보일 것으로 가정한 경우이다. 實驗 B는 通貨政策의 기조는 實驗 A의 경우와 같으나 投資 및 雇傭이 활성화될 경우이며, 實驗 C는 投資 및 雇傭은 實驗 A와 같이 크게 개선되지 않으나 通貨政策의 기조가 긴축기조를 강력히 유지하여 1989년의 경

〈表 3〉 P, P\*, Q, Q\*의 增加率

(단위: %)

	P*	GNP 디플레이터	ତ୍ୟ	GNP
1983	9. 26	3. 85	6. 19	11. 93
1984	2. 92	3. 37	6.02	8. 89
1985	2. 53	3. 83	7. 38	5. 12
1986	7.05	2. 57	7. 23	12. 18
1987	7. 28	3. 37	8. 81	12. 33
1988	8. 41	4. 13	7. 58	12. 10

〈表 4〉 Q\*. P\*增加率의 시뮬레이션

(단위: %)

									· - · · ·
			А	В	С	D	B-A	C-A	D-A
假 定 90	89	投資増加率 雇傭増加率 通貨増加率	11. 5 2. 8 18	13. 5 3. 35 18	11. 5 2. 8 17	13. 5 3. 35 17	-	- ,	_
	90	投資増加率 雇傭増加率 通貨増加率	11. 5 2. 8 17	14 3. 5 17	11. 5 2. 8 15	14 3. 5 15	-	_	-
<b>Q*</b> 增加率		1989	7. 57	7.86	7. 57	7. 86	0. 29	0	0. 29
Tik Lak dara ata		1990 1989	7. 62 7. 76	8. 15 7. 49	7. 62 6. 91	8. 15 6. 64	0. 53 -0. 27	-0.85	0. 53 -1. 12
<b>P*</b> 増加率		1990	6.86	6. 37	5. 14	4. 65	-0. 49	-1.72	-2. 21

우 17%, 1990년 15%로 總通貨增加率을 下向 調整할 경우이다. 實驗 D는 通貨政策은 實驗 C와 같이 긴축기조를 유지하고 投資・雇傭은 實験 B와 같이 활성화되는 경우이다<sup>17)</sup>.

《表 4》에 의하면 實験 A의 경우에는 潛在成長力의 增加勢가 크게 개선되지 못하고 P\*의 增加率도 높은 수준을 유지함으로써 物價上昇壓力도 지속적으로 확대되어 物價不安이 우려된다 하겠다. 그런데 實験 B와 實験 A의 차이를 비교해 보면 投資・雇傭의 增加는 潛在成長力을 크게 增加시킴으로써 비록 1989년에는 P\*의 減少效果가 크지 않으나 시간이 흐름에 따라 그 效果가 누적됨으로써 90년에는 P\*가 0.5 정도 감소되는 것으로 나타났다.

그러나 實験 C 및 實験 D 등과 實験 A를 비교해 보면 通貨政策을 긴축기조로 유지할 경우에는 P\*의 減少幅이 현저하게 나타나 P\*의 增加率이 實験 D의 경우 5% 이내로 축소되는 등 物價上昇壓力의 減少效果가 두드러지는 것으로 나타나고 있다.

결론적으로 〈表 4〉의 시뮬레이션결과가 의미하는 바는 投資・雇傭의 확대는 장기적으로 物價上昇壓力을 완화시키는 효과를 가져오며 通貨의 供給減少는 장기적으로는 물론단기적으로도 큰 효과를 미친다 하겠다<sup>18</sup>).

## V. 結 論

本稿에서는 美國의 聯邦準備銀行의 Hallman · Porter · Small(1988)이 개발한 物價上昇壓力의 推定方法을 우리나라에 적용하여 보았다. 이를 위해 長期均衡基準物價(P\*)의 概念을 우리나라에 적용하였는데 序에서 지적한 두가지 관점에 따라 재조명하였다. 또한 潜在 GNP의 推定을 위해서는 Hallman 등과는

<sup>17)</sup> 그런데 通貨供給目標를 實験 C 및 D에서와 같이 하향조정할 수 있기 위해서는(즉 큰 부작용을 수반 하지 않고) 資金이 非生產的인 部門으로 과도히 흐 르게 되는 資金偏在現象이 언제라도 가능하게 되는 金融環境의 조속한 개선이 요구된다 하겠다.

<sup>18)</sup> 그런데 〈表 4〉의 시뮬레이션의 큰 短點은 M과 投資・雇傭間의 相互關係가 고려되지 않았다는 점이다. 즉 M의 減少는 物價上昇壓力을 완화시키는 효과뿐 아니라 投資의 萎縮과 이에 따른 雇傭減少 및 潛在生產 기의 縮가를 초래하여 오히려 物價上昇壓力을 증가시키는 효과도 있다 하겠다. 즉 〈表 2〉의 推定에서는 이러한 相互作用이 포착되었으나 〈表 4〉에서는 무시되었다 하겠다. 따라서 〈表 4〉의 해석에서는 이러한 점을 고려해야 할 것이다.

달리 Dadkhah·Zahedi(1986)이 사용한 內生的 資本스톡의 推定方法을 이용하고 Park (1986), Eichenbaum·Hansen·Singleton (1988) 등에서 사용된 잘 구성된 模型이라면 그 模型이 만족시켜야 하는 諸時系列資料의 趨勢値들간의 관계가 존재한다는 개념을 사용하여 資本스톡 및 潜在GNP를 內生的으로 추정하였다.

이와 같이 추정된 物價上昇壓力을 사용할 경우 70년대 이후의 우리나라의 인플레가 매우 잘 설명되는 것으로 나타나, 本稿에서 정의된 物價上昇壓力(通貨供給量에 長期流通速度를 곱하고 이를 潜在GNP로 나눈 것으로정의되는 長期均衡基準物價와 實際物價와의차이)의 개념이 인플레를 설명하는 데 매우중요한 개념인 것으로 나타났다. 즉 物價上昇壓力이「플러스」이면 向後 인플레가 상승할 가능성이 있으며, 그 반대이면 인플레가 진정되는 것으로 나타났다.

특히 최근에는 長期均衡基準物價가 實際物價를 상회하는 상황이 1987년초 이후 계속되어 온 것으로 나타났으며, 시뮬레이션을 해본 결과 1989~1990년의 경우에도 적절히 정책대응을 해나가지 않는 한 이런 상태가 해소되기 어려운 것으로 展望되었다. 즉 物價上昇壓力이 과거 2년간 지속되어 왔을 뿐 아니라 앞으로도 정책대응여하에 따라서는 당분간 지속될 展望이어서 인플레가 지속적으로 상승할 가능성을 배제할 수 없다 하겠다.

따라서 向後의 인플레 上昇을 억제하기 위해서는 物價上昇壓力을 해소하는 것이 當面課題인바, 이를 위해서는 總需要管理를 통해서 通貨供給(M)을 낮추고, 인플레期待心理를 불식시킴으로써 長期流通速度(V\*)의 상승을

억제하고, 마지막으로 投資의 增大와 이에 따른 雇傭의 擴大를 통하여 潜在GNP(Q\*)를 확충시켜 나가야 한다 하겠다. 그런데 이를 우리 經濟의 현실에 적용시켜 보기 위해 M, V\*, Q\*(즉 投資·雇傭)에 관한 여러가지 가상적인 시나리오에 의거 시뮬레이션을 해 본결과 投資活性化 및 이에 따른 雇傭擴大를 통한 潜在生產力의 확충의 효과는 단기적이기보다는 장기간에 걸쳐 누적적으로 物價上昇壓力을 완화시키는 것으로 나타났으며, 通貨의 緊縮基調維持는 장기적으로는 물론 단기적으로도 物價上昇壓力을 완화시키는 것으로 나타났다. 따라서 物價上昇壓力을 해소하기 위해서는 아래와 같은 네가지 基本政策方向의 추진이 요구된다.

첫째, 최근의 物價上昇壓力의 主因은 70 년대 이후 潜在GNP의 年平均成長率인 8% 를 훨씬 상회하는 年 12%의 성장을 과거 3년간 지속해 옴으로써 이에 따른 通貨供 給이 늘어난 데 있다는 해석이 가능하다. 즉 1985년말부터의 三低好况에 의해 輸出 景氣가 급속히 높아졌음에도 불구하고 19 86년 이후 投資增加率은 오히려 減少됨으 로써 物價上昇 없이 생산해 낼 수 있는 潛 在生產力의 범위를 크게 초과하는 성장이 과거 2년간 계속되었던 것이다. 따라서 우 선 實質GNP의 年間 成長率이 그간의 潜在 GNP의 成長增加率인 8%를 상회하지 않도 록 당분간 總需要管理를 해 나가는 것이 긴요하며, 總需要管理는 과도한 輸出促進 政策의 止揚과 消費增加의 억제를 통해서 달성되어야 한다 하겠다.

둘째, 이와 관련하여 短期的으로는 通貨供給管理가 가장 중요한 物價上昇壓力의

억제수단으로 판단되는바 성장이 둔화됨에 따라 總通貨供給의 目標値 역시 하향조정 해 나가야 될 것이다.

셋째, 中·長期的으로는 潜在GNP를 擴充시켜야 하는바 이를 위해서는 投資 및 雇傭의 확대가 요구된다 하겠다. 특히 80 년대에 物價가 안정되었던 기본적인 이유가 潜在GNP가 實質GNP를 상회해 왔으며이에 따른 通貨供給이 안정적으로 이뤄져왔던 데 기인한다는 점을 감안한다면 投資擴充 및 이에 따르는 雇傭增大가 向後 가장 중요한 과제라 하겠다.

넷째, V\*를 안정시키기 위해 위의 세가

지 政策의 推進을 포함하여 인플레 및 인 플레期待心理를 억제시키는 여러가지 政策을 지속적으로 추진하는 것이 요구된다 하겠다.

安定下의 적정성장을 위한 이들 네가지 政策方向은 通貨緊縮基調維持와 投資·雇傭振作이라는 一見 相互矛盾되는 政策方向을 제시하고 있는 것처럼 보인다. 이는 현재의 상황이 과거 2년간 누적되어 온 物價上昇壓力이 존재하기 때문에 通貨의 무차별적인 공급으로 투자분위기를 유도할 수 있는 상황이아니라는 판단이 本稿의 研究結果에서 드러났기 때문이다. 따라서 通貨供給을 확대시키는 단순한 總量的 政策보다는 전반적인 緊縮基調는 유지하면서 通貨의 신축적인 공급이投資 및 雇傭 등의 생산부문으로 원활히 흐를 수 있도록 하는 동시에 金融構造・經濟構造를 개선해 나갈 수 있는 미시적이고도 포괄적인 構造調整政策이 요구되다 하겠다!9).

#### ▷參考文獻◁

朴佑奎,「TVBVAR模型을 이용한 三低效果의 分析」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第1號, 韓國開發研究院, 1987a.

——,「總通貨規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立」,「韓國開發研究」, 第9卷 第4號, 韓國開發研究院, 1987b.

\_\_\_\_\_, 「現行中心通貨指標(M2) 및 그 運用

方法의 變更 必要性」, 「KDI分期別 展望」 第7卷 第3號, 韓國開發研究院, 1988b.

\_\_\_\_\_, 「인플레와 流通速度間의 關係」, Mimeo, 1989.

朴元巖,「海外與件變化와 우리나라의 國際収支」,「韓國開發研究」, 第9卷 第4號, 韓國開發研究院, 1987.

朱鶴中, 「資本스\\ 上 計 外 分析上 問題點」, 「韓國開發研究」, 第8卷 第3號, 韓國開發研究院, 1986.

<sup>19)</sup> 이와 같은 政策은 최근 시행되고 있는 임시투자세 액공제제도등을 통한 投資에 대한 이자율의 輕減 効果를 노리는 정책, 投資마인드회복을 위한 產 業平和定着을 위한 諸般政策 등과 함께 不動產投 機抑制, 證券市場의 건전육성을 통한 자금편재원 상의 시정노력 및 대기업에 대한 편중여신시정 등 金融環境의 改善에 관한 諸般政策등에 반영되 어 있다 하겠다. 또한 金利自由化推進, 業務領域 調整 등 金融政策 및 金融產業의 개편노력이 지속 적으로 추진되어야 할 것이다.

- 崔範樹,「單位根斗 共積分의 經濟學的 의미 와 그 檢定法에 대한 概要」『韓國開發研 究』, 第11卷 第2號, 韓國開發研究院, 1989.
- Dadkhah, Kamran and Fatemeh Zahedi,
  "Simultaneous Estimation of Production Functions and Capital Stocks for Developing Countries," *The Review of Economics and Statistics*, 1986, pp. 443 ~451.
- Dewald, William, "Monetarism is Dead; Long Live the Quantity Theory," *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, July/Aug. 1988.
- Eichenbaum, Martin, Lars Peter Hansen, and Kenneth Singleton, "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty,"

  Quarterly Journal of Economics, February 1988, pp. 51~78.
- Engle, Robert and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, March 1987, pp. 251~276.
- Gordon, Robert, "Unemployment and Potential Output in the 1980s," Brookings Papers on Economic Activities, 1984.
- Hallman, Jeffrey, Richard Porter, and David Small, "M2 Per Unit of Potential GNP as an Indicator of Inflation: A Reduced Form Approach," Board of Governors of the Federal Reserve System, October 1988.
- Hansen, Lars Peter, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*,

- July 1982, pp. 1029~1054.
- Hansen, Lars Peter and Kenneth Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, September 1982, pp. 1269 ~1286.
- Kydland, Finn and Edward Prescott,

  "Time to Build and Aggregate
  Fluctuations," Econometrica, November 1982, pp. 1345~1370.
- Lucus, Robert E. Jr., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1, 1976.
- McCallum, Benett, "Monetarist Rules in the Light of Recent Experience," *American Economic Review*; Papers and Proceedings, May 1984, pp. 388 ~391.
- \_\_\_\_\_\_, "The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: A Concrete Example," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, Sep/Oct. 1987.
- \_\_\_\_\_, "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Autumn 1988.
- Meltzer, Allan, "On Monetary Stability and Monetary Reform," Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, September 1987.
- Okun, "Potential GNP: It's Measurement and Significance," Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association 1962, reprinted in Economics for Policymaking: Selected Essays of Arthur M. Okun, Ed. J. A. Pechman, MIT Press, 1983.

- Park, Jong Ahn, "Gestation Lags in Investment, Empirical Study in Aggregate Fluctuations," unpublished Ph. D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1985.
- Park, Wookyu, "Two Essays on Shopping Time Technology Monetary Economies," unpublished Ph.D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1986.
- mation of the Production Function and Capital Stock for Korea, Mimeo, 1989.
- and Sung Tae Ro, "The KDI Model of the Korean Economy", Manuscript, Prepared for the Project LINK Model Comparison Conference to be held in Seoul Korea, November 1988.
- Perloff, Jeffrey and Michael Wachter, "A Production Function-Nonaccelerating Inflation Approach to Potential Output: Is Measured Potential Output

- Too High?, "Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1979.
- Siow, Aloysius, "Interest Rates and Investment Spending: Some Empirical Evidence for Postwar U.S. Producer Equipment, 1947-1980," *Journal of Business*, Oct. 1985, pp. 359~375.
- Taylor, John, "The Swedish Investment Funds System as a Stabilization Policy Rule," Brookings Papers on Economic Activity, 1982.
- ——, "Optimal Stabilization Rules in a Stochastic Model of Investment with Gestation Lags," Kalin, Amemiya, and Goodman(eds.), Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics, Academic Press, 1983.
- Woodham, Douglas, "Potential Output Growth and the Long-Term Inflation Outlook," FRBNY Quarterly Review, Federal Reserve Bank of New York, Summer 1984.

# 相續課稅의 現況 및 改善方向

金 明 淑

本 研究는 우리나라 相續課稅의 現況과 問題點을 檢討하고 그 改善方向을 제시하는 것을 목적으로 하고 있다. 相續課稅의 機能强化를 위해 무엇보다도 중요한 것은 관련제도의 整備를 통해 相續 및 贈與財產捕捉率을 提高하고 財產評價의 公平性을 確保하는 것이다. 이와 아울러 相續稅 및 贈與稅 稅制改善의 필요성도 높다고 생각되는바 그基本方向은, 첫째로 相續稅 및 贈與稅의 課稅類型을 取得課稅型으로 통일하고 相續・贈與 및 贈與累積合算期間을 상당기간 연장하며, 둘째로 住宅控除, 農地・草地・山林地控除, 企業相續控除 등 특정형태의 財產에 대한 공제는 폐지하고 각종 人的控除는 配偶者控除, 未成年者控除, 障碍者控除의 제가지로 가지수를 줄이며, 그 수준을 현실화하되 특히 配偶者控除의 水準을 大幅 擴大하며, 셋째로 전술한 不動產評價의 現實化, 合算期間의 長期化, 각종 控除의 廢止 등으로 相續稅 및 贈與稅 課稅財產의 課標가 크게확대됨에 따라 稅率의 課標別 水準 및 累進程度를 下向調整하는 것이다.

# I. 序 論

우리 社會의 심각한 문제로 대두되고 있는 分配問題의 解決을 위해서는 무엇보다도 租稅의 再分配機能의 確立이 필요하다고 생각된다. 能力 및 教育機會의 差異, 富의 蓄積과 世代間 移轉으로 인해 자본주의사회에서

筆者:本院 研究委員

所得 및 富의 不均等이 나타나는 것은 필연 적이라고 할 수 있다. 중요한 것은 이러한 所得 및 富의 不均等을 정책적으로 얼마나 완화시킬 수 있는가 하는 것으로 이는 무엇 보다도 租稅의 再分配機能에 달려 있다고 할 수 있다.

所得과 富의 再分配를 기본목적으로 하는 租稅로는 所得稅, 財產稅, 相續稅 및 贈與稅 등을 꼽을 수 있다. 이 중 相續稅 및 贈與稅 는 稅収規模가 제한되어 있음에도 불구하고 소득세나 재산세 못지않게 그 政策的 重要性 이 크게 인정되고 있는데 그 이유는 相續課 稅가 分配正義의 實現을 위한 가장 중요한 政策手段의 하나로 인식되는 데 있다고 할 수 있다. 世代間의 財產移轉은 機會의 不均 等을 유발하는 직접적인 요인일 뿐 아니라 富의 不均等을 유발하는 주된 要因의 하나로 인식되고 있다.

이러한 상속과세의 정책적 중요성에 비추어 本 研究는 우리나라 相續課稅의 現况과問題點을 검토하고 아울러 그 개선방향을 제시하는 것을 목적으로 하고 있다. 第2章과第3章에서 相續稅 및 贈與稅 稅制의 現况과賦課狀况을 차례로 분석·검토한 다음 第4章에서 相續稅 및 贈與稅 관련제도의 정비와稅制改善의 基本方向을 제시하려고 한다.

## Ⅱ. 相續課稅制度의 現况

相續課稅는 相續稅와 이를 보완하는 贈與稅로 구성되어 있으며 그 형태는 크게 遺產課稅型과 取得課稅型으로 구분된다. 遺產課稅型은 피상속인의 遺產이나 증여자의 贈與財產에 대해 과세하는 제도이며 取得課稅型은 상속이나 증여에 의해 재산을 취득한 사람별로 取得財產에 대해 과세하는 제도이다. OECD가맹국 중 美國·英國·뉴질랜드가 유산과세형을 채택하고 있으며 그밖의 대부분의 나라들은 취득과세형을 채택하고 있다".

우리나라의 상속세는 遺產課稅型을 취하고 있다. 즉 피상속인의 遺產을 相續分에 따라 상속인별로 분할하지 아니하고 분할된 遺產 總額에 대해 累進稅率을 적용, 稅額을 산출하고 그 세액을 遺產取得比率에 따라 분할하여 각 상속인이 납부하도록 하고 있다. 그러나 贈與稅는 相續稅와 달리 取得課稅型으로 증여에 의하여 재산을 취득한 者를 납세의무자로 하고 그의 3년간 累積 受贈財產價額에 累進稅率을 적용, 과세하고 있다.

우리나라 相續課稅制度는 1934년 朝鮮相續 稅令의 공포로 실시되기 시작하였으며 정부 수립후인 1950년 3월 相續稅法이 새로 제정 공포된 이후 여러 차례의 改正을 거쳐 현재 에 이르고 있다. 이하에서는 우리나라 相續 稅 및 贈與稅制度의 주요 내용을 현행제도를 중심으로 간략히 살펴보려고 한다<sup>21</sup>.

#### 1. 相續稅

相續稅 課稅財產의 범위는 다음과 같이 간 략히 요약될 수 있다.

相續稅課稅財產 = 相續財產 + 死亡前 贈與 財產 + 擬制相續財產 - 非課稅財產

이를 항목별로 세분하여 설명하면 〈表 1〉에 제시된 바와 같다.

相續稅 課稅財產의 評價는 원칙적으로 상 속개시 당시의 時價에 의하도록 하고 시가를 산정하기 어려운 경우에 대해 相續稅法 施行 숙의 규정에 따르도록 하고 있다(相續稅法 第9, 10條, 相續稅法 施行令 第5條, 第5條의 2, 第6條, 7條)<sup>3)</sup>. 실제에 있어서는 時價算定 의 어려움으로 인해 대부분의 재산이 별도규

<sup>1)</sup> 이탈리아는 遺産課稅型 相續稅의 取得課稅型 相續稅 를 동시에 부과하고 있으며 캐나다와 오스트레일리 아는 상숙세를 부과하지 않고 있다. Sandford (1987) 참조.

상세한 내용은 崔明根(1987), 金冕圭(1987) 및 陳行 雙(1988) 참조.

<sup>3)</sup> 贈與財產의 評價도 相續財產評價規定이 준용됨(相續稅法 第34條의5, 施行令 第42條).

〈表 1〉 相續稅 課稅財産의 範圍

相續財產	(被相續人의 住所가 國內가 아닌 경우에는 國內에 있는 財産에 局限됨)
死亡前 贈與財產	<ul> <li>相續開始 3년내에 被相續人이 相續人에게 증여한 財產 (相續稅法 第4條 第1項)</li> <li>相續開始前 1년내에 相續人 아닌 사람에게 贈與한 財產 (同法 第4條 第2項)</li> </ul>
擬制相續財產	
相續財產 看做	<ul><li>・保險金 請求權(同法 第7條 第1,2項, 施行令 第3條)</li><li>・信託財産(同法 第7條 第3項)</li><li>・退職手當号(同法 第8條)</li></ul>
相續稅 課稅價額 算入	· 相續開始日前 1년이내에 被相續人이 處分한 財產이나 債務負擔金 중 用途가 불분명한 것(同法 第7條의2)
非課稅財產	
課稅價額 不算入	<ul> <li>・公益事業에 出捐を 財産 (同法 第8條의2 第1項, 施行令 第3條의2)</li> <li>・國家 또는 公共團體에 寄附を 財産号 (同法 第8條의2 第2項, 施行令 第4條)</li> </ul>
相續稅 非課稅	· 戰死등으로 死亡한 者의 相續財產 (同法 第13條, 施行令 第10條)

정에 의해 시가와 다르게 평가되고 있으며 이와 관련하여 재산종류별 相續稅 負擔의 不 公平問題가 야기되고 있다. 예컨대 상속세 과세재산의 주종인 不動產은 시가의 20~30%로 크게 저평가되고 있는 반면 非上場株式은 시가에 비해 오히려 과대평가되고 있어 문제가 제기되고 있다'.

相續稅 課稅財產 評價額에서 公課金, 피상속인의 葬禮費用, 債務를 공제한 금액을 相續稅 課稅價額이라 하고(相續稅法 第4條)57, 相續稅 課稅價額에서 다시 각종 공제를 제외한 금액이 相續稅 課稅標準인바(相續稅法 第

12條), 각종 공제의 내역은 〈表 2〉에 제시된 바와 같다. 相續稅 課稅價額控除로는 기초공제와 인적공제 외에 農地, 草地, 山林地相續控除, 山林相續控除, 住宅控除, 企業相續控除가 차례로 도입·시행되고 있다. 외국과비교할 때 우리나라 相續財產控除制度의 특징은, 첫째로 基礎控除와 人的控除, 특히 配偶者控除의 수준이 낮으며, 둘째로 其他控除의 종류가 많고 그 控除限度도 상당히 높다는 것이다. 우리나라의 경우 기초공제와 인적공제의 한도가 각각 1,000萬원과 4,000萬원인데 비해 住宅控除의 한도는 1億원에 달하고 있다. 그러나 우리나라와 같이 遺產課稅型 相續稅制度를 채택하고 있는 美國과 英國의 경우 相續稅 課稅價額控除가 기초공제

<sup>4)</sup> 崔明根(1987), pp. 22~29 및 陳行燮(1988), pp. 44~79 참조.

<sup>5)</sup> 被相續人이 國內에 住所를 두지 아니한 때에는 葬禮 費用은 공제하지 않음.

〈表 2〉 相續稅 相續財産控除의 變遷

'61. 1. 1	'68. 1. 1	'72. 1. 1	'75. 1. 1	'77. 1. 1
50萬원	150萬원	300萬원	600萬원	800萬원
5萬원	50萬원	150萬원	500萬원	800萬원
5萬원	20萬원+ (5萬원×20歲 에 달하기까 지의 年數)	左 同	30萬원+ (10萬원×20歲 에 달하기까 지의 年數)	24萬원× 20歲까지의 年數
5萬원		40萬원	60萬워	100萬원
5萬원	20萬원	40萬원	60萬원	180萬원
	,			
			租減(73.1.1) 免稅	左 同
	50萬원 5萬원 5萬원 5萬원	50萬원 150萬원 5萬원 50萬원 5萬원 20萬원+ (5萬원×20歲 에 달하기까 지의 年數) 5萬원 20萬원	50萬원     150萬원     300萬원       5萬원     50萬원     150萬원       5萬원     20萬원+ 左 同 (5萬원×20歲에 달하기까지의 年數)     5萬원       5萬원     20萬원     40萬원	50萬원     150萬원     300萬원     600萬원       5萬원     20萬원+ 左 同 (10萬원×20歲에 달하기까지의 年數)     40萬원 60萬원 60萬원 60萬원       5萬원     20萬원 40萬원 60萬원 60萬원

註: 1) 被相續人이 國內에 住所를 두지 아니한 때에는 相續稅 基礎控除만 許容됨. 資料: 財務部 稅制局.

'79. 1. 1	'80. 1. 1	'82. 1. 1	'83. 1. 1	'88. 1. 1	'89. 1. 1
	800萬원		1, 000萬원	左 同	左 同
	1,600萬원		2,000萬원 1人當 500萬원		4,000萬원 1人當 1,000萬원
左 同	24萬원×20歳	左 同	40萬원×20歳		100萬원×20歳
	까지의 年數		까지의 年數		까지의 年數
	100萬원 180萬원		300萬원 800萬원		1, 000萬원 1, 000萬원
		4,000萬원(단 ①+② 포함)	6,000萬원(단 ①+② 포함)	左 同	1億원(단 ①+② 포함)
120萬원×(21 歳부터 相續 開始時까지 農業從事年數)	左 同	削除			
	79.1.1~81.12. 31, 120萬원 ×21歲早日 農業從事年數	農地:6千평 草地:3萬평 山林地:3萬평 5千萬원 限度 <sup>1)</sup>	農地:6千평 草地:3萬평 山林地:6萬평 ①+②+③至함 7千萬兒 限度 <sup>1)</sup>	左 同	農地:9千평 草地:3萬 5千평 山林地:6萬평 ①+②+③至함 1億1千萬원限度 <sup>1</sup>
租減(78.1.1) 50%免除	左 同	5年以上 山林 全額 免稅	左 同	左 同	左 同
				5年以上 繼續한 中小自營事業을 相續받은 경우 : 財産價額의 20% 控除	左 同

〈表 3〉 相續稅稅率의 變遷

(단위: %)

						(セカ・70)
課標	'67. 11. 29	'74. 12. 21	'79. 12. 28	'81. 12. 31	'82. 12. 21	'88. 12. 26
200千원以下19	5					
200 ″ 超過	10					
500 " 以下		10				
500 " 超過	15	12				
1,000 "以下			7 (8.4)	7 (8.4)	左同	
1,000 ″ 超過		15	10(12.0)	9(10.8)		
2,000 ″ 超過	20					
3,000 "以下						5 (6)
3,000 ″超過		20	13(15.6)	11 (13. 2)		10(12)
5,000 " "	30	25	17(20.4)	13(15.6)		
7,000 " "		30	21 (25. 2)	15(18.0)		
10,000 " "	40	35	25(30.0)	17(20.4)		15(18)
13,000 " "			29(34.8)	20(24.0)		
15,000 " "		40				
19,000 " "			33 (39. 6)	25(30.0)		
20,000 " "		45				
<i>2</i> 5, 000 " "			37(44.4)	30(36.0)		
30,000 " "	50	50				20(24)
35, 000 " "			42(50.4)	35(42.0)		
50,000 " "		55	47 (56. 4)	40(48.0)		
60,000 " "						25(30)
70,000 " "		60	52(62.4)	45(54.0)		
100,000 " "	60	65	57(68.4)	50 (60. 0)		35(42)
300,000 " "		70	62(74.4)	55 (66. 0)		
500,000 "以下						45(54)
500,000 ″ 超過	70	75	67(80.4)	60 (72. 0)		55 (66)

註: 1) 課標가 課稅最低限(1974년까지는 10萬원이고 그 이후는 20萬원임) 미만인 때에는 相續稅가 賦課되지 아니함 (相續稅法 第12條).

2) ( )안의 수치는 부가세인 防衛稅(세액의 20%)를 포함한 것임.

資料: 財務部 稅制局.

와 배우자공제로 대별되는바 기초공제한도가 각각 47萬달러(韓貨 3億 7,600萬원)와 7萬 1,000파운드(韓貨 9,230萬원)로 우리나라의 경우에 비해 현저히 높을 뿐 아니라 부부의 공동소유권을 인정하여 配偶者相續分에 대해 서는 相續稅가 전액 면제되고 있다<sup>6)</sup>. 다음으로 우리나라 相續稅 稅率構造를 살펴보면〈表 3〉에 제시된 바와 같이 지난 1979년 이후 몇차례의 稅法改正으로 각 과표별세율 및 최고세율이 상당히 하향조정되고 課標階級數도 크게 줄어들어 현재 최저 5%(6%)최고 55%(66%)의 8段階 超過累進構造를 취하고 있다(相續稅法 第14條).〈表 4〉에서 알수 있는 바와 같이 외국의 경우와 비교하여

<sup>6)</sup> 崔明根(1987), pp. 73~91 및 陳行燮(1988), pp. 93~106 참조.

〈表 4〉 主要國의 相續稅 稅率構造!)

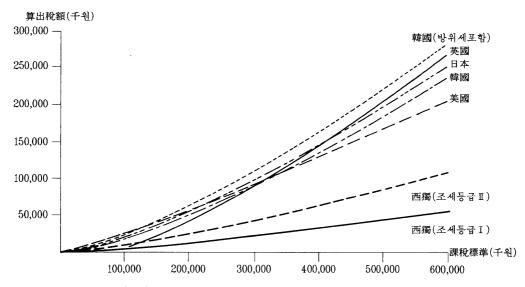
(단위: %)

		遺產課稅型			取得記	果稅型
		韓 國2)	美 國	英 國	日本	西 獨3)
名目稅率	最 低	5 (6)	18	30	10	3(20)
	最 高	55(60)	50	60	75	35 (70)
課標階級數		8	16	8	14	25

- 註: 1) 韓國과 英國을 제외하면 贈與稅率構造도 이와 동일함. 韓國의 경우 贈與稅 最低稅率과 最高稅率이 각각 5%(6%)와 60%(72%)이며 英國의 경우 贈與稅 最低稅率과 最高稅率이 각각 15%와 30%임.
  - 2) ( ) 안의 수치는 防衛稅를 포함한 것임.
  - 3) 租稅等級 I 기준이며 ( )안의 수치는 租稅等級 N 기준임. 西獨의 경우 血緣의 親疎에 따라 4개의 조세등급으로 나누어 혈연이 멀수록 높은 세율을 적용함.

資料: 崔明根(1987); 財務部 稅制局.

#### [圖 1] 主要國의 課稅標準別 相續稅 算出稅額



資料: 崔明根(1987).

우리나라 상속세의 最低稅率은 다소 낮고 最高稅率은 다소 높은 편이며 課標階級數는 적은 편이라고 할 수 있다. 또한 [圖 1]을 통해 우리나라와 主要國의 相續稅 課標別 算出稅額水準을 비교해보면 우리나라 相續稅 稅率(防衛稅 포함)은 그 課標別 水準 및 累進程度가 외국의 경우에 비해 다소 높은 편임

을 알 수 있다.

끝으로 相續稅稅額은 課稅標準에 稅率을 적용하여 계산한 산출세액에서 稅額控除를 차감하여 결정되는바 相續稅稅額控除 稅率構 造는 단기상속면제 또는 감면(相續稅法 第16 條, 相續稅法 施行令 第11條), 國外相續財產 免除(同法 第17條, 同施行令 第12條), 贈與

〈表 5〉 贈與稅 課稅財産의 範圍

贈與財產	(贈與받은 者의 住所가 國內가 아닌 경우에는 國內에 있는 財產 에 局限됨)
擬制贈與財產	<ul> <li>信託利益을 받을 權利의 贈與         (相續稅法 32條)</li> <li>第3者 名義登記(名義信託)등의 贈與擬制         (同法 第32條의2, 施行令 第40條의2)</li> </ul>
	<ul> <li>・保險金등의 贈與擬制 (同法 第33條, 施行令 第42條에 의해 施行令 第3條 準用)</li> <li>・配偶者 또는 直系尊卑屬에게 양도 (同法 第34條)</li> </ul>
	· 低價·高價讓受財產 贈與擬制 (同法 第34條의2, 施行令 41條)
	· 債務免除益의 贈與擬制 (同法 第34條의3)
	· 新株引受利益에 대한 贈與擬制 (同法 第34條의4, 施行令 41의3)
	· 公益事業出捐財産 중 目的外 使用財産 및 未使用 財産 (同法 第8條의2 第4項)
非課稅財產	
課稅價額不算人	・相續稅法 第34條의5 및 施行令 第42條에 의해 相續稅 課稅 價額 不算入規定(同法 第8條의2, 施行令 第3條의2, 第4條) 準用
贈與稅 非課稅	· 國家 또는 地方自治團體로부터 증여받은 財產 (同法 第34條의6 第1號)
	· 우리社株組合 組合員의 株式取得利益 (同法 第34條의6 第2號, 施行令 第41條의2)

税額控除(同法 第18條 第3項), 申告稅額控除 (同法 第20條의2), ユ밖에 文化財에 대한 相 續稅 徴収猶豫(同法 第8條의3)가 실시되고 있다.

#### 2. 贈與稅

贈與稅 課稅財產의 範圍는 贈與財產과 擬 制贈與財產으로 대별되는 증여세 과세대상에 서 일부 非課稅財產을 제외한 것이다. 이를 항목별로 세분하여 설명하면 〈表 5〉와 같다. 贈典稅의 課稅價額을 산출함에 있어서는 同一人으로부터 3년이내에 받은 贈與價額의 合計額이 200萬원 이상이 될 때에는, 그 중 여의 가액을 합산하도록 되어 있다(相續稅法 第31條의3, 施行令 第40條의3). 贈與累積合 算期間 및 相續・贈與合算期間은 〈表 6〉에 제시된 바와 같이 나라마다 큰 차이가 있는 데 우리나라의 경우 외국과 비교하여 상당히 단기라고 할 수 있다. 그러나 贈與累積合算

〈表 6〉 主要國의 相續課稅 合算制度

		取得課稅型			
	韓國	美 國	英 國	日本1)	西 獨
贈典・相續 合算期間	3년	평 생	7년(tapering rule을 적용함) <sup>2)</sup>	3년	10년
贈與累積 合算期間	上同	上同	上同	-	上同
合算課稅價額	合算時點의 時價	贈與時點의 時價 (贈與稅課稅價額)	左 同	左 同	左 同

註: 1) 贈與, 贈與間 3년 累積課稅를 1958년에 導入했다가 1975년에 廢止함.

2) 合算되는 贈與에 대한 稅額을 時間의 경과에 따라 체감시켜 줌.

資料: 財務部 稅制局.

이나 相續·贈與合算은 상속과 중여에 대한 세부담의 수평적·수직적 형평을 기하기 위 한 것으로 美國과 같이 평생을 합산기간으로 하는 것이 가장 이상적이라 할 수 있을 것이 다. 한편 합산되는 중여재산의 평가방법에 있어서는 美國, 英國, 日本 등이 중여시점의 시가를 기준으로 하는데 비해 우리나라는 합 산시점의 시가를 기준으로 하고 있는바 우리 나라의 경우가 相續과 贈與에 대해 보다 중 립적이라고 할 수 있다.

다음으로 贈與財產控除는 〈表 7〉에 제시된 바와 같이 親族控除, 山林贈與控除, 農地控 除로 구분되는데 지난 1972년 이후 현재까지 親族控除水準이 일정하게 유지되어, 오고 있 다. 우리나라 증여재산공제에 있어 특기할 만한 것은 贈與者와 受贈者간의 親族關係有 無에 따라 공제금액에 차등을 두되 配偶者控 除를 별도로 두지 않고 있다는 점이다. 우리 나라 相續稅 및 贈與稅에 있어 配偶者控除가 외국의 경우에 비해 크게 제한되어 있는 것 은 부부의 財產所有權을 엄격히 분리한 데 따른 것으로 결혼 후 財產形成에 대한 夫婦 共同의 有形·無形의 貢獻을 인정하지 않는 다는 점에서 문제점을 내포하고 있다고 하겠 다. 이는 특히 家庭主婦의 家事勞動에 가치 를 부여하는 문제와 관련하여 앞으로 논란의 여지가 크다고 생각된다.

우리나라 贈與稅稅率은 〈表 8〉에 제시된 바와 같이 최저 5%(6%), 최고 60%(72%)의 8段階 超過累進率로 구성되어 있는바(相續稅 法 第31條의2). [圖 2]를 통해 우리나라와 主要國의 贈與稅 課標別 算出稅額水準을 비 교하여 보면 우리나라 贈與稅稅率의 과표별 수준 및 누진정도가 외국의 경우에 비해 상 당히 높음을 알 수 있다. 贈與稅稅率은 전술 한 상속세 세율과 비교할 때 稅率構造 자체 는 비슷하나 각 세율이 적용하는 課稅階級金 額이 1/2 수준에 불과하여 상속세세율에 비 해 課標別 水準이 현격히 높고 累進程度 또 한 훨씬 급격하다. 이와 같이 상속세에 비해 증여세의 세율수준 및 그 누진도가 높은 것 은 日本과 우리나라 상속과세의 공통된 특징 으로 相續・贈與 및 贈與累積合算期間이 짧 음에 따라 증여가 相續稅 累進負擔을 회피하

〈表 7〉 贈與財産 控除制度의 變遷

	1961. 1. 1	1968. 1. 1	1972. 1. 1	1982. 1. 1	1987. 1. 1	1989. 1. 1
① 親族控除" (相續稅法 第31條. 施行令 第39條의 2, 第40條의4) 가. 配偶者·直系 尊卑屬으로부터 受贈時 다. 其他親族으로 부터 受贈時	50萬원	50萬원	150萬원 100萬원	左 同	左 同	左 同
② 山林贈與控除 (相續稅法 第11條의4)	-	_	_	5年以上 山林全額 免除		左 同
<ul><li>③ 自耕農民 の 贈與 や</li></ul>	-	-	_	_	農地 : 6千坪 草地 : 3萬坪 山林地: 6萬坪 (91.12.31까지 贈與分에 한함)	農地: 9千坪 草地:4萬5千坪 山林地: 9萬坪
<ul><li>④ 營農 1子女小 贈典 単는 農地 등 免除(租減法 第67條의7)</li></ul>	-	_	_	_	上同	-

註: 1) 贈與받은 者가 國內에 住所를 둔 경우에 한함. 2) 親族控除金額은 3년간에 공제받을 수 있는 金額을 뜻함(相續稅法 第31條).

資料: 財務部 稅制局.

〈表 8〉 贈與稅稅率의 變遷

(타의 · %)

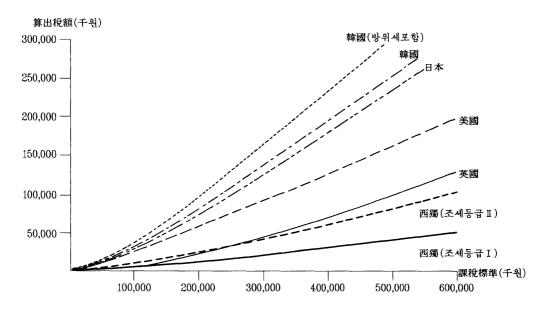
				(단위: %)
課標	1967. 11. 29	1974. 12. 21	1979. 12. 28	1988. 12. 26
300千원以下"	10	10		
300 7 超過	15	15		
500 "以下			7 (8.4)	
500 7 超過		20	11(13.2)	
1,000 " "	20	25	15(18.0)	
1,500 "以下				5 (6)
1,500 " 超過				10(12)
3, 000 "	30	30	19(22.8)	
5, 000		35	23(27.6)	15(18)
7, 000	40	40	27(32.4)	
10,000 "		45	32 (38. 4)	20(24)
13, 000			37(44.4)	
15, 000		50		
19, 000			42(50.4)	
20, 000	50	55		
25, 000			47 (56. 4)	
30, 000 "		60		30(36)
35, 000			52(62.4)	
50, 000 "	60	65	57(68.4)	
60, 000 "				40(48)
100, 000		70	62(74.4)	50(60)
200, 000 "	70	75	67(80.4)	60(72)

註: 1) 課標가 課稅最低限(10萬원) 미만인 때에는 贈與稅가 부과되지 아니함(相續稅法 第31條).

2) ( )안의 수치는 부가세인 防衛稅(세액의 20%)를 포함한 것임.

資料: 財務部 稅制局.

#### 〔圖 2〕 主要國의 課稅標準別 贈與稅 算出稅額



註: 美國과 西獨의 경우 相續과 贈與에 대한 稅率이 同一함.

資料: 崔明根(1987).

는 수단으로 활용되는 것을 방지하기 위한 것으로 보인다. 이와는 대조적으로 英國의 경우 증여세세율이 상속세세율의 1/2 수준으로 낮고 거기에 증여에 대한 세액은 時間의 經過에 따라 체감시키는 tapering rule이 적용되고 있는바 증여를 오히려 유도하는 정책을 펴고 있다고 할 수 있다. 그러나 租稅의 中立性이라는 측면에서 볼 때 상속세와 증여세세율에 큰 차이를 두는 것은 바람직하지 않다고 생각된다. 美國과 西獨 등 많은 나라에서 상속과 증여에 同一稅率이 적용되는 것은 이러한 데 연유한다고 할 수 있으며 이경우 전술한 相續・贈與 및 贈與累積合算期間의 長短이 바로 相續稅에 대한 贈與稅의補完程度를 좌우한다고 할 수 있다.

끝으로, 贈與稅稅額控除로는 相續稅稅額 控除規定인 국외재산세액공제와 신고세액공 제가 준용(相續稅法 第34條의5, 施行令 第 42條)되는 외에 合算課稅 贈與稅額控除(相續 稅法 施行令 第40條의3)가 실시되고 있다.

## Ⅲ. 相續稅 및 贈與稅 賦課狀况

1987년도 우리나라 相續稅 및 贈與稅 徵収稅額은 각각 327億원과 370億원으로 그 합계가 總租稅収入對比 0.38%, GDP 對比 0.07%에 불과하며 課稅人員도 각각 1,140명과 3萬305명에 불과하여 死亡者數對比 相續稅課稅件數比率이 1.5%에 그치고 있는 것으로 나타나고 있다. 〈表 9〉를 통해 각국의 相續課稅徵収實績을 비교하여 보면 西獨, 이탈리아의경우에는 總租稅 및 GNP 對比 稅額比率이

〈表 9〉 各國의 相續課稅 徵收實績

(단위: %)

	相續課稅/總租稅	相續課稅/GDP	相續課稅件數/死亡者數
<del></del> 韓 國	0. 38(1987)	0. 07 (1987)	1. 5(1987)
日 本	1. 45(1986)	0. 42 (1986)	6. 4 (1985)
美 國	0.79(1986)	0. 23 (1986)	7. 3 (1980)
英國	0.65(1986)	0. 25 (1986)	7. 2(1978)
西 獨	0. 26(1986)	0. 10 (1986)	5. 5(1978)
프 랑 소	0.68(1986)	0.30(1986)	15. 5(1979)
台 湾	1. 0 (1987) <sup>1)</sup>	0. 14(1987) <sup>2)</sup>	_
이탈리아	0. 24(1986)	0.09(1986)	-

註: 1) 國稅基準임. 2) GNP基準임.

資料: 財務部,『財產稅制 主要統計資料集』, 1988.

韓國銀行, 『新國民計定』, 1988. 3.

OECD, Revenue Statistics of OECD Member Countries 1965-87, Paris, 1988.

\_, National Accounts 1960-87, Paris, 1989.

Republic of China, Taiwan Statistical Data Book, 1988.

우리나라의 경우와 큰 차이가 없다고 할 수 있으나 日本을 위시하여 美國, 英國, 프랑스, 台湾 등은 總租稅 및 GDP 對比 稅額比率이 나 死亡者數對比 課稅件數比率이 우리나라의 경우에 비해 현저히 높은 수준이다. 相續稅 및 贈與稅 稅額의 GDP 對比 比率은 다음과 같이 여러가지 요인으로 세분될 수 있다.

 $\frac{\mathcal{R}}{GDP} = \frac{\text{相續 및 贈與財產}}{GDP} \times 財產捕捉率$ 

× 財產評價率 × 課稅比率 × (1 - 控除比率) × 稅率

이들 要因中 課稅比率·控除比率·稅率은 상 속과세제도 자체에 의해 크기가 결정되고 財 產捕捉率·財產評價率은 稅制關聯制度 및 稅 務行政要因에 좌우되며 GDP 對比 相續 및 贈與財產 比率은 國民所得水準, 國富의 크기, 富의 階層間分布 등 주로 稅制外的要因에 의 해 영향을 받는다고 할 수 있다. 전술한 바와 같이 우리나라 相續稅 및 贈與稅의 名目稅率水準은 외국의 경우에 비해 상당히 높은 것이 사실이다. 따라서 우리나라 상속세 및 중여세 세액의 GDP 對比 比率이 상대적으로 낮은 것은 그 課稅標準의 GDP 對比 比率이상대적으로 낮은 것을 의미하며 이는 흔히 金融資產 實名制의 未實施로 인해 金融資產相續 및 贈與가 제대로 포착되지 않고 不動產이 時價에 비해 크게 저평가되는 데 기인하는 것으로 풀이되고 있다".

이와 같이 우리나라 相續稅 및 贈與稅 徵 収實績이 외국의 경우에 비해 크게 미흡한 것은 사실이나 그 實質稅率水準 역시 相對的 으로 낮은가 하는 것은 資料의 制約으로 분 명히 알 수 없다. 우리나라 相續 및 贈與財 產 評價率이 외국에 비해 낮다는 이유로 相 續稅 및 贈與稅 實質稅率도 외국에 비해 낮 다고 인식하는 경우가 많이 있다. 그러나 상

 <sup>7)</sup> 課稅標準
 日
 目1續
 以 贈與財產
 X 財產捕捉率

 GDP
 X 財產評價率
 X 財產評價率
 X 財產評價率
 X 財產

〈表 10〉 相續稅 및 贈與稅 課稅資料 處理狀况

(단위: 件, %)

	相 續 稅			贈 與 稅		
	1985	1986	1987	1985	1986	1987
總死亡者數(A)	231, 771	213, 940	235, 632			
40세이상男子 死亡者 <b>數</b> (B)	107, 035	107, 763	108, 849			
調査人員數(C)	131, 902	153, 494	149, 411			
調査件數1	148, 311	194, 454	178, 495	390, 170	320, 257	291, 133
課稅人員數(D)	1, 110	1, 324	1, 140	27, 849	26, 165	30, 305
課稅件數	1, 846	2, 888	3, 542	29, 522	32, 101	33, 365
$C/A^{2}$	56. 91	71.75	63. 41			
C/B	123. 23	142. 44	137. 26			
D/C	0.84	0.86	0. 76	$(7.57)^{3}$	(10.02)	(11. 46)

註: 1) 總蒐集件數 중 處理件數. 여기서 件數는 資料件數를 의미하는 것으로 人員數를 초과함.

資料: 國稅廳, 『國稅統計年報』, 各年度.

經濟企劃院,『人口動態統計』, 各年度.

財務部 稅制局.

속세 및 증여세 실질세율은 다음과 같이 財 產評價率뿐 아니라 非課稅 및 控除規定 그리 고 名目稅率에 좌우된다.

# 實質稅率 = 財產評價率 × 課稅比率 × (1-控除比率) × 稅率

특히 相續稅 및 贈與稅의 경우에는 財産稅의 경우와 달리 우리나라가 외국에 비해 名目稅 率水準이 상당히 높은 편이므로 實質稅率의 상대적 수준에 대한 평가는 보다 엄밀한 자료의 검토를 필요로 한다.

이하에서는 우리나라 相續稅 및 贈與稅 賦 課狀况을 1987년 課標階級別 課稅資料를 중 심으로 보다 상세히 살펴보려고 한다<sup>8)</sup>. 이에 앞서서 우리나라 相續稅 및 贈與稅 課稅資料 上의 問題點을 간략히 지적하면 다음과 같다.

첫째, 相續稅 및 贈與稅 課稅資料에는 과 세당국에 의해 蒐集, 處理된 자료 중에서도 과세처리된 자료만이 포함되어 있다. 따라서 이들 課稅資料上에 나타나는 財產價額에는 課稅未達 處理된 財產은 물론 公益法人에 출 연한 財產, 國家등에 기부한 財產등이 포함 되어 있지 않다. 相續稅 및 贈與稅 課稅資料 처리상황을 살펴보면 〈表 10〉에 제시된 바와 같다. 1987년 死亡者數 對比 相續稅 調査人 員數 比率이 63.4%, 相續稅 調査人員數 對比 課稅人員數比率이 0.7%로 나타나고 있으며 贈與稅 調査件數 對比 課稅件數의 比率은 11.5%로 나타나고 있다. 물론 이러한 인원수 비율이나 건수비율에 비해 財產價值比率이 더 중요하다고 하겠으나 資料의 制約으로 이 에 대한 현황파악은 불가능하다.

둘째, 課稅財產의 주종을 이루고 있는 不

<sup>2)</sup> 연도별 調査人員數나 課稅人員數는 相續 및 贈與 發生年度가 아닌 課稅資料 處理年度를 기준으로 하고 있으므로 엄밀한 의미에서 정확한 수치라고 할 수는 없음.

<sup>3) ( )</sup> 안은 調査件數對比 課稅件數의 比率임.

<sup>8)</sup> 相續稅 및 贈與稅 賦課의 時系列 變化狀况에 대해서 는 〈附表 1〉과〈附表 2〉참조.

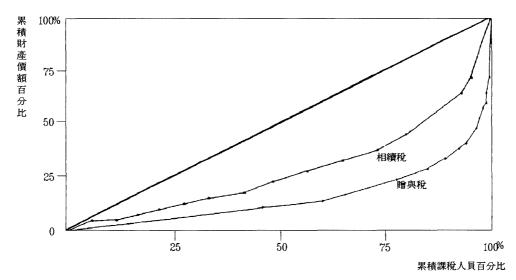
〈表 11〉 相續財産價額의 財産種類別 構成

/ T.L O		0/. ۱
(단위	•	%)

						`	
	土地	築造物	有價證券 및 出資의 價額	通貨의 預金	債券	기타	計
1967	50. 74	17. 48	20. 91	2. 03	0. 75	8. 09	100
1972	61. 72	15.06	6. 22	5. 81	1.54	9.65	100
1977	49. 16	16. 96	20. 32	2. 56	1.04	9. 96	100
1982	59. 16	24. 21	8. 54	1.87	1. 17	5. 05	100
1983	57. 04	26. 56	9. 73	1. 51	0. 92	4. 24	100
1984	65. 57	20. 58	8. 97	1.51	0.65	2. 72	100
1985	59. 57	27. 71	4. 38	1. 57	1.83	4. 94	100
1986	59. 47	26. 36	4. 37	2. 55	2. 33	4. 92	100
1987	59. 90	25. 52	6.85	2. 83	0.60	4. 30	100
	1	i	F .	I	I	I	I

註: 合算된 贈與價額은 제외됨. 資料: 國稅廳,「國稅統計年報」, 各年度.

[圖 3] 相續 및 贈與 財産價額分布(1987년)



資料:〈表 22〉

動產이 時價의 20~30%로 저평가됨에 따라 相續稅 및 贈與稅 財產價額이 실제가치에 크 게 미달하고 있다. 〈表 11〉은 相續財產價額 의 재산종류별 구성이다. 不動產이 큰 비중 을 차지하고 있으며 이러한 경향은 80년대

이후 더욱 강하게 나타나서 1987년 相續財產 價額 중 不動產의 比重이 85.4%에 달하고 있 다.

먼저 〈表 12〉와 〔圖 3〕을 통해 相續稅 및 贈與稅 財產價額에 대해 살펴보면 상속세에

〈表 12〉 相續 및 贈與 財産價額(1987년)

(단위: 百萬원, %)

	相 續	稅	3.016.716
課標階級	課稅人員	財產價額	納稅者 1人當 財產價額
	1, 140	246, 699	216. 40
1,000千원 以下	71	3, 534	49. 77
1,000千원 超過	65(11.9)1)	4,548 (3.2)	69. 96
3,000 "	58(17.0)	4, 920 (5. 2)	84. 83
5 <b>,</b> 000 "	51 (21. 5)	4, 439 (7.0)	87. 04
7,000 "	70(27.6)	6, 139 (9. 5)	87. 70
10,000 "	66(33.4)	5, 496(11.7)	83. 27
13, 000	91 (41. 4)	9, 495 (15. 5)	103. 34
19, 000 "	78(48.2)	7, 955 (18. 7)	101. 99
25, 000	98 (56. 8)	13, 071 (24. 0)	133. 38
35,000 "	94 (65. 0)	14, 023 (29. 7)	149. 18
50,000 "	91 (73. 0)	15, 843 (36. 1)	174. 10
70,000 "	78(79.8)	14, 881 (42. 1)	190. 78
100,000 "	150 (93. 0)	50, 416 (62. 5)	336. 11
300,000 "	31 (95. 7)	20, 279 (70. 7)	654. 16
500,000 "	48 (100)	71,660 (100)	1492. 92

	贈 與	· 稅	
課標階級	課稅人員	財產價額2)	納稅者 1人當 財產價額2)
計	30, 305	164, 686	5. 43
500千원 以下	13, 918	12, 673	0. 91
500千원 超過	4, 352 (60. 3)	7,505(10.8)	1.72
1,000千원 超過	5, 205 (77. 5)	15, 210 (19. 0)	2. 92
3, 000	2, 258 (85. 0)	11, 283 (25. 1)	5. 00
5, 000	1, 259 (89. 2)	8, 901 (29. 9)	7.07
7,000 "	962 (92. 4)	9, 041 (34. 8)	9.40
10,000 "	559(94.2)	7, 139(38. 7)	12.77
13, 000	644 (96. 3)	12, 089 (45. 2)	18.87
19,000 "	352 (97. 5)	7, 767 (49. 5)	22.07
25, 000	280 (98. 4)	8, 224 (54. 0)	29. 37
35,000 "	154 (98. 9)	5,882(57.3)	38. 19
50,000 "	160 (99. 4)	10,006(63.3)	62.54
100,000 "	96(99.7)	10, 648 (70. 1)	110.92
200, 000	106(100)	38, 318 (100)	361.49

註: 1)( )안의 숫자는 누적비율(%)임. 2)3年以內 동일인으로부터 받은 증여가액은 제외됨. 資料:財務部 稅制局.

비해 贈與稅 財產價額의 분포가 훨씬 不均等한 것으로 나타나고 있다. 贈與稅 課稅人員의 89.2%가 課標 500萬원이하의 少額贈與者로 나머지 10.8%의 贈與財產價額이 전체 중여재산가액의 70.1%를 차지하고 있다. 納稅者 1人當 財產價額은 과포계급별로 相續稅가최저 4,977萬원 최고 14億 9,292萬원, 贈與稅가 최저 91萬원 최고 3億 6,149萬원으로나타나고 있다.

다음으로 〈表 13〉에 제시되어 있는 바화 같이 財產價額對比 稅額比率(부과세액기준) 은 相續稅가 0.08~41.4%, 贈與稅가 3.2~70. 9%의 累進構造를 이루고 있는 것으로 나타나 고 있다. 財產價額對比 稅額比率은 명목세율 에 비해 전반적으로 수준이 낮을 뿐 아니라 構造가 보다 累進的이라고 할 수 있는데 이 는 물론 과표계급이 높을수록 財產價額對比 控除金額比率이 작은 데 기인한 것이라고 하 겠다.

相續稅 및 贈與稅 財產價額 控除內譯을 살펴보면 相續稅의 경우 납세자 1인당 평균공제금액이 富裕階層일수록 높음을 알 수 있다. 즉 납세자 1인당 평균공제금액이 課標 100萬원이하의 경우 4,900萬원이나 과표계급이 높아질수록 커져서 課標 5億원 초과의 경우 2億 8,454萬원에 달하고 있다. 그러나 相續稅 財產價額 對比 控除金額比率은 최저 19.1%에서 최고 98.8%로 課標階級이 높아질수록 작아지는 것으로 나타나고 있다. 이와 같이相續稅 課稅價額控除가 큰 것과 관련하여 그주요공제내역을 살펴보면 〈表 14〉에 제시된 바와 같다. 〈表 14〉에 나타나는 한가지 중요한 사실은 주요공제금액 일곱가지의 합계가전체 공제금액의 40~50%에 불과하다는 것이

다. 이는 相續稅 課稅價額控除에 있어 債務 控除가 차지하는 비율이 상당히 크다는 사실 을 간접적으로 말해주고 있다고 할 수 있을 것이다. 한편 贈與稅의 경우에는 최저과표계 급과 최고과표계급을 제외하면 納稅者 1人當 평균공제금액이 모든 課標階級에 있어 비슷 한 수준으로 대략 100萬원을 조금 초과하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 贈與稅 財產 價額對比 控除金額比率이 과표계급이 높아질 수록 작아지는 것은 당연하며 과표계급별로 최저 1.1%에서 최고 56.3%의 분포를 이루고 있다.

지금까지의 論議는 財產評價問題에 대하 고려없이 課稅資料 그대로를 검토하는 데 그 치고 있다. 그러나 전술한 바와 같이 不動產 의 低評價로 인해서 相續稅 및 贈與稅 財產 價額이 實際財產價值에 크게 못미치고 있다. 이 점에 유의해서 不動產評價額이 時價의 30 %라는 가정하에서 과표계급별로 納稅者 1人 當 平均相續財產 및 控除의 實際價値와 實質 稅率(相續財產價值 對比 稅額比率)을 산출하 면 〈表 15〉에 제시된 바와 같다. 이와 관련 하여 한가지 유의해야 할 점은 資料의 制約 으로 상속재산 중 부동산의 비중을 모든 과 표계급에 동일하게 85.4%로 가정하고 있다는 점이다. 따라서 보다 정확한 산출결과를 얻 기 위해서는 時價對比 不動產評價額比率뿐 아니라 과표계급별 상속재산구성에 관한 보 다 상세한 資料가 필요하다고 하겠다. 〈表 15〉에 의하면 1987년 최저과표계급의 경우 실제가치기준 納稅者 1人當 相續財產이 대략 1億 4,900萬원, 납세자 1인당 控除金額이 대 략 1億 4,700萬원으로 대략 0.03%의 實質稅 率을 부담하고 있으며 최고과표계급의 경우

〈表 13〉 相續稅 및 贈與稅 賦課狀况(1987년)

(단위: 百萬원, %)

			(七寸・口内で, /0)
	相	賣 稅	
課標階級	稅額1)/財產價額	納稅者 1人當 控除金額	控除/財產價額
計	20. 49	111.66	51. 60
1,000千원 以下	0.08	49. 20	98. 84
1,000千원 超過	0. 20	68. 18	97. 45
3,000 "	0. 43	80. 86	95. 33
5,000 "	0. 41	81. 22	93. 31
7, 000 "	1.09	79. 20	90. 31
10,000 "	1.67	71. 91	86. 35
13, 000 "	2.07	88. 52	84. 83
19,000 "	3. 58	79. 74	78. 19
25, 000 "	4. 10	103. 87	77.87
35, 000 "	6. 30	107. 54	72.09
50, 000 "	8. 89	116. 24	66.77
70,000 "	13. 18	106. 78	55. 97
100,000 "	20. 13	164. 11	48. 83
300,000 "	26. 03	276. 29	42. 24
500,000 "	41. 37	284. 54	19.06

	贈	與 稅	
課標階級	稅額1)/財產價額2)	納稅者 1人當 控除金額	控除/財產價額20
計	32. 97	0. 86	15. 75
500千원 以下	3. 21	0. 49	54. 22
500千원 超過	3. 77	0. 97	56. 31
1,000 "	7. 14	1. 14	38.86
3,000 "	10. 49	1. 26	25. 13
5, 000 "	13. 58	1. 27	17.92
7,000 "	16. 43	1. 25	13.33
10,000 "	19.65	1. 20	9.43
13, 000 "	24. 78	1. 25	6.66
19,000 "	27.63	1.08	4.89
25, 000 "	31. 27	1. 12	3.81
35, 000 "	35. 68	1. 31	3.42
50,000 "	45. 32	1. 19	1.91
100, 000 "	53. 91	1. 18	1.06
200, 000 "	70. 85	5, 92	1.64

註: 1) 賦課稅額 기준임.

2) 3年以內 동일인으로부터 받은 증여가액은 제외됨. 資料: 財務部 稅制局.

〈表 14〉 相續稅 主要控除內譯

(단위: 百萬원)

37
00
71
32
60
20
62
98
(38. 8)
87

註: ( )안은 全體控除에 대한 比率(%)임.

資料: 財務部 稅制局.

〈表 15〉 實際價值換算例(1987년)

(단위: 100萬원, %)

			(한기 : 100점 현, 70)
SH 500 (7H-47)	1人當	平均	<b>运</b> 所45.本
課標階級	相續財產	控除	實質稅率
1,000千원 이하	149	147	0. 03
1,000千원 초과	209	204	0. 07
3,000 "	253	242	0. 14
5, 000 "	261	243	0. 14
7,000 "	263	237	0. 36
10,000 "	250	215	0. 56
13,000 "	312	265	0. 69
19,000 "	305	238	1. 19
25, 000 "	399	311	1. 37
35, 000 "	447	322	2. 10
50,000 "	521	348	2. 97
70,000 "	571	320	4. 40
100, 000 "	1,006	491	6. 73
300, 000 "	1, 958	827	8. 70
500,000 "	4, 468	852	13. 82

註: 實際價值 相續財產(控除) = {相續財產價額(控除金額) × 0.854 ÷ 0.3} + {相續財產價額(控除金額) × 0.146}

資料: 財務部 稅制局.

44億 6,800萬원, 납세자 1인당 공제금액이

실제가치기준 납세자 1인당 상속재산이 대략 8億 5,200萬원으로 대략 13.82%의 實質稅率 을 부담하고 있는 것으로 추산되고 있다<sup>9)</sup>.

<sup>9)</sup> 課稅未達 및 非課稅財產이 제외된 課稅財產에 대한 수치임.

## Ⅳ. 相續課稅의 改善方向

### 1. 相續課稅의 意義

우리나라에서 相續稅 및 贈與稅가 全體租 稅에서 차지하는 비율은 1987년에 0.4%에 불 과하다. 이는 외국과 비교할 때 상당히 낮은 수준으로 우리나라 상속세 및 증여세의 名目 稅率水準이 상대적으로 높은 것과는 대조적 이라고 할 수 있다. 그러나 외국의 경우를 보더라도 相續課稅는 所得稅나 消費稅 등과 는 비교할 수 없을 만큼 규모가 작다. OECD 諸國 중 總租稅對比 相續課稅의 比重 이 가장 높은 것으로 알려진 日本의 경우에 도 〈表 9〉에서 이미 제시한 바와 같이 그 비율이 1.45%(1986년)에 지나지 않는다. 이 와 같이 相續課稅의 規模가 제한되어 있는 것은 世代間의 財產移轉에 부과되는 相續課 稅 자체의 하계점이라고 할 수 있다. 왜냐하 면 세대간의 재산이전은 소득의 발생이나 소 비지출에 비해 빈도 및 규모가 제한되어 있 기 때문이다.

그러나 相續課稅의 稅収規模가 이와 같이

제한되고 있음에도 불구하고 상속과세는 어느 나라에서나 할것 없이 分配正義의 實現을 위한 정책수단으로서 그 정책적 중요성이 크

게 인정되고 있다. 世代間의 財産移轉은 富의 世襲을 통해 機會의 不均等을 유발한다는 점에서 분배정의에 어긋난다고 할 수 있으며

이런 의미에서 資本主義社會의 必要惡이라고 할 수 있을 것이다. 또한 세대간의 재산이전

은 富의 不均等을 유발하는 주된 요인의 하

나라고 할 수 있다!0). 따라서 分配正義의 實

現을 위해서는 相續 및 贈與에 대한 課稅가 필수적이라고 할 수 있다. 또한 死亡後의 相

續稅는 생존시의 소득세에 비해 저축 및 투

자에 미치는 富의 效果가 상대적으로 작다는

것이 經濟學者의 通說이다". 우리나라의 경

다수가 富의 不均衡을 어느 정도까지 그리고

얼마나 빠르게 줄여나가기를 원하느냐에 따

우 최근 들어 分配正義에 대한 관심이 폭발 적으로 증대됨에 따라 富의 世襲을 억제하는 제도적 장치로서 相續課稅의 機能이 대폭 강 화되어야 한다는 주장이 폭넓게 제기되고 있 다. 그러나 相續課稅가 실제로 分配正義의 實 現에 얼마나 기여하느냐 하는 것은 相續稅 및 贈與稅 稅制의 구체적인 內容과 관련제도 의 整備與否에 달려 있다. 따라서 상속과세 의 機能强化를 위해서는 稅制의 改善 및 관 련제도의 정비가 필수적이라고 할 수 있으며 이를 전제로 稅収規模의 擴大調整이 이루어 져야 할 것이다. 상속과세의 세수규모를 결 정하는 문제는 이론적으로 또는 논리적으로 접근하는 데는 한계가 있으며 결국 가치판단 에 크게 좌우될 수밖에 없다고 할 수 있다. 다시 말해서 나라마다 또는 시기별로 국민

<sup>10)</sup> Tait(1983), Kay & King(1983), 劉鍾九(1988) 등 참조. 그러나 富의 不均等이 얼마나 世代間의 財產 移轉에 기인하는지에 대한 구체적인 結論의 提示는 자료의 제약으로 불가능하다. 또한 세대간의 재산이 전이 富의 分布에 미치는 영향은 教育機會의 配分과 教育의 費用 및 便益, 자녀간의 財產配分 및 결혼패턴, 자녀수 등 여러가지 요인에 따라 달라지는 바이에 대해서는 Atkinson(1981), Becker et al. (1979) 등 참조.

<sup>11)</sup> Stiglitz(1978)는 몇가지 가정을 전제로 相續課稅가 資本蓄積을 저해하며 資本・勞動比率을 떨어뜨림으로써 所得 및 富의 不均等을 오히려 악화시킬 가능성도 있음을 보여 준 바 있다.

라 相續課稅의 稅収規模가 결정될 수밖에 없 다는 것이다. 이렇게 볼 때 分配의 지나친 不均衡을 하루빨리 시정해야 한다는 요구가 비등하고 있는 우리 사회의 현실에 비추어 우리나라의 相續課稅 稅収規模는 앞으로 상 당한 정도로 제고되어야 할 것이라고 생각된 다. 相續課稅 稅収規模의 提高와 관련하여 우려되는 것은 富裕層의 租稅抵抗이다. 어떠 한 稅負擔의 증가도 피하고 싶은 것이 人之 常情일 것이다. 그러나 이는 우리 사회가 직 면하고 있는 分配問題의 심각성을 인식하지 못한 短見에 불과하다고 할 수 있다. 資本主 義의 成敗가 分配問題의 극복여부에 달려 있 다고 할 때 相續課稅의 機能强化는 부유층 스스로를 위해 필요한 일이기도 하기 때문이 다.

이러한 관점에서 이하에서는 相續課稅 關聯制度 및 稅制의 改善方向을 차례로 제시하려고 한다.

### 2. 關聯制度의 整備

### 가. 相續 및 贈與財産 捕捉率의 提高

相續 및 贈與財產의 捕捉程度에 대해서는 資料의 制約으로 정확한 實狀을 파악하기란 지극히 어려운 일이다<sup>12)</sup>. 그럼에도 불구하고 金融去來實名制의 未實施등 稅制外的 關聯制度의 未備로 상속 및 증여재산의 捕捉率이상당히 낮은 것은 주지의 사실이라 하겠으며특히 金融資產相續의 포착이 제대로 안되고

있는 것은 相續財產價額 중 金融資產의 比率 이 지극히 낮다는 사실에서(表 11 참조) 간접적으로 확인되고 있다고 할 수 있다. 금융자산의 실명거래가 확립되지 못하고 있는 日本의 경우에도 相續財產의 財產種類別 構成이 우리나라의 경우와 대체로 비슷하여 不動產이 상속재산의 70% 이상을 차지하고 있으나 美國과 英國의 경우에는 金融資產이 相續財產의 주종을 이루고 있다<sup>13</sup>.

相續 및 贈與財産 捕捉率의 提高는 相續課 稅의 機能强化를 위한 가장 기본적이고 중요 한 전제조건이라고 할 수 있다. 지금과 같이 相續 및 贈與財產의 捕捉率이 낮은 경우 相 續課稅가 제 기능을 제대로 발휘하지 못함은 물론이겠으며 그러한 상태에서 일부 포착된 재산에 대해 高率의 累進課稅를 실시하는 것 은 租稅回避心理를 더욱 부추기고 資源配分 의 效率性을 저해할 뿐 아니라 租稅負擔의 衡平의 原則에도 어긋나는 결과를 초래할 가 능성이 높다. 반면에 相續 및 贈與財產의 捕 捉이 잘 이루어질 경우 보다 낮은 세율하에 서도 세수규모를 큰 폭으로 확대시킬 수 있 어 衡平性과 效率性을 동시에 제고시킬 수 있을 것이다. 이러한 관점에서 相續 및 贈與 財產의 捕捉率 提高를 위한 관련제도의 정비 방향을 간략히 제시하면 다음과 같다.

첫째, 경제발전에 따라 金融資產規模가 크 게 확대되고 있는바, 金融資產 捕捉率의 提 高를 위해 金融資產實名制가 전면적으로 시 행되어야 할 것이다.

둘째, 不動產去來에 있어 官認契約書의 사용을 확대해 나가고 不動產登記書類의 人別 電算化를 추진한다.

셋째, 稅源捕捉의 自動性 提高를 위해 死

<sup>12)</sup> 金完淳(1976)은 1973년에 相續財產價額의 약 반이, 그리고 贈與財產價額의 1/3이 課標에서 탈락되었다고 주장한 바 있다.

<sup>13)</sup> 崔明根(1987) 및 Kay & King(1983) 참조.

亡診斷書 및 埋·火葬許可書는 작성 즉시 그 부본을 관할세무당국에 제출하도록 제도화한 다.

끝으로, 公益法人에 대한 財產出捐이 脱稅 手段으로 악용되는 것을 막기 위해 公益法人 과 特殊關係者의 범위를 확대하고 공익법인 과 그 특수관계자의 우선적 거래를 규제함과 아울러 공익법인에 대한 稅務監督을 영리법 인 수준으로 크게 강화한다<sup>14)</sup>.

### 나. 不動産評價의 現實化

相續 및 贈與財產評價의 문제는 그 포착의 문제와 아울러 相續課稅의 公平性을 좌우하 는 매우 중요한 문제의 하나라고 할 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 현행 相續 및 贈與財 產 評價方法은 여러가지 점에서 개선이 이루 어져야 할 것으로 생각되는바. 무엇보다도 相續 및 贈與財產價額의 80% 이상을 차지하 는 不動產 評價의 現實化가 필요하다고 생각 된다. 부동산과 같은 實物資產은 지속적인 가격변동으로 평가의 현실화를 기하기가 무 척 어려우며 이런 이유로 어느 나라를 막론 하고 不動產이 時價에 비해 상당히 低評價되 고 있는 것이 사실이다150. 또한 流動性의 측 면에서 不動產이 금융자산에 비해 어느 정도 는 低評價되는 것이 바람직하다는 견해도 성 립될 수 있을 것이다. 그러나 이런 점을 감 안하더라도 우리나라의 경우 不動產이 時價 에 비해 지나치게 낮게 평가되고 있다고 할

수 있으며, 이는 부동산 보유자와 금융자산 보유자간의 租稅負擔의 衡平性을 크게 저해 하고 있을 뿐 아니라 不動產選好度를 높여 不動產投機를 자극하는 요인의 하나로 작용 하고 있다고 할 수 있다. 특히 이러한 不動 產의 相對的 低評價에 따른 문제점은 金融資 產實名制 實施와 더불어 더욱더 심각하게 나 타날 것으로 우려되는바 地價公示制의 導入 과 함께 不動產評價를 現實化하는 일이 서둘 러 추진되어야 할 것이다.

### 3. 相續課稅制度의 改善

### 가. 課稅方式

相續課稅는 전술한 바와 같이 遺產課稅型 과 取得課稅型의 두가지 유형으로 대별되는 바16), 우리나라의 경우 相續稅는 유산과세형 을 취하고 있으나 그 보완세인 贈與稅는 취 득과세형을 취하고 있어 相續課稅의 일관된 원칙이 결여되어 있다. 이에 따라 상속과세 의 기본목표인 衡平의 追求가 제대로 안되고 있다고 할 수 있다. 상속과세의 두가지 유형 중 取得課稅型은 유산과세형에 비해 富의 集 中을 抑制하는 데 보다 효과적일 뿐 아니라 應能課稅原則에 충실하다는 점에서 바람직한 유형임은 이미 많은 연구에서 지적된 바 있 다. 특히 取得課稅型의 가장 발전된 형태라 고 할 수 있는 承繼稅(accessions tax)는 相 續稅와 贈與稅를 완전통합하여 모든 사람으 로부터 받은 상속 및 증여재산을 평생 누적 과세하는 제도로 수평적·수직적 형평의 관 점에서 볼 때 相續課稅의 가장 이상적인 형 태라고 할 수 있다. 그러나 취득과세형 상속

<sup>14) 1988</sup>년말 현재 등록된 公益法人數는 教育事業 1,021 개, 社會福祉事業 714개, 獎學事業 547개, 宗教事業 254개, 醫療事業 123개 등 총 3,713개인 것으로 밝혀 졌다. 「毎日經濟新聞」(1989. 3. 28) 참조. 그러나 이들 公益法人에 出捐한 재산의 규모와 내역은 밝혀 지지 않고 있다.

<sup>15)</sup> Tait(1983) 참조.

<sup>16)</sup> 比例稅일 경우 두 類型의 차이가 없어짐.

과세는 유산의 분할을 전제로 하기 때문에 稅務行政이 복잡하고 어려울 뿐 아니라 相續 人의 稅額總額이 遺產分割方法에 따라 좌우되기 때문에 遺產의 偽裝分散을 통한 租稅回避問題가 야기될 가능성이 크다는 문제점을 내포하고 있다<sup>17)</sup>.

이하에서는 이상의 論議를 바탕으로 相續 稅 및 贈與稅의 課稅方式改善의 기본방향을 간략히 제시하려고 한다.

첫째, 현행 遺產課稅型 相續稅를 取得課稅型 相續稅로 전환하여 日本의 경우와 같이相續稅 및 贈與稅의 課稅類型을 取得課稅型으로 통일하되 상속인의 稅額總額이 유산의분할방법에 따라 큰 변화가 없도록 하는 制度的 裝置를 삽입하도록 한다. 日本의 相續稅制度는 遺產의 分割方法이 상속세 세액총액을 좌우하는 데 따른 폐해를 방지하기 위해 相續稅 稅額總額을 法定相續人의 法定相續分을 기준으로 결정하고 있다. 이러한 의미에서 日本의 相續稅는 取得課稅型이면서동시에 遺產課稅型의 要素를 포함하고 있다고 할 수 있다!8).

둘째, 相續·贈與 및 贈與累積 合算期間을 상당기간 연장함으로써 상속세에 대한 贈與稅의 補完機能을 강화함과 동시에 租稅의 中立性原則을 살려나가도록 한다. 합산기간이짧은 상태에서는 증여가 상속세 회피수단으로 활용되는 것을 막기 위해 贈與稅稅率을 相續稅稅率에 비해 높게 책정하는 것이 불가 피하다고 판단되는바, 이는 조세의 중립성원

셋째, 장기적인 관점에서 相續稅와 贈與稅를 하나의 承繼稅 形態로 통합 발전시키는 방안을 검토하도록 한다. 이와 관련하여 Simons(1970) 이래 相續 및 受贈財產을 소득의 일부로 보아 相續課稅를 所得稅에 포함시켜야 한다는 견해에 대해서도 충분한 검토가 이루어져야 할 것이다.

### 나. 控 除

相續 및 贈與財產控除의 改編方向은 다음 의 두가지로 요약될 수 있다.

첫째, 住宅控除, 農地·草地·山林地控除, 企業相續控除 등 특정형태의 재산에 대한 控除는 폐지한다. 재산형태별로 상속과세에 차등을 두는 것은 租稅負擔의 水平的 衡平에어긋날 뿐 아니라 稅負擔이 상대적으로 작은 재산으로의 偽裝 및 그에 대한 투기적 수요를 유발함으로써 資源配分의 效率性을 저해한다고 할 수 있다. 또한 장기적으로는 재산형태별 세부담의 차이가 市場機能을 통해 財產價格에 반영된다고 볼 때 특정형태재산에대한 稅負擔輕減政策의 支援效果는 短期에그친다고 할 수 있다.

둘째, 각종 人的控除는 配偶者控除, 未成年者控除, 障碍者控除의 세가지로 가지수를 줄여 그 수준을 현실화하되 특히 配偶者控除의 수준을 대폭 확대한다. 결혼기간동안 부부가 재산을 모으는 데는 서로가 有形·無形의 貢獻을 했다고 볼 수 있으므로 이를 감안하여 配偶者控除水準을 結婚期間別로 차등을 확대하고 더 나아가서는 결혼기간동안 모은 재산에 대한 부부의 共同所有權을 인정하여配偶者相續 및 贈與를 전액 공제하는 방안을

칙에 어긋난다고 할 수 있다.

<sup>17)</sup> 課稅類型에 관한 자세한 논의는 崔明根(1987), 陳行 燮(1988) 및 Sandford(1987) 참조.

<sup>18)</sup> 各國의 相續稅 및 贈與稅 制度를 비교해 볼 때 현행 우리나라 제도는 課稅類型이나 그밖의 여러가지 면 에서 日本의 制度와 가장 유사하다고 할 수 있다.

아울러 검토해야 할 것이다. 한편 相續稅 基 문화시키는 효과가 있을 뿐 아니라 租稅回避 礎控除 및 子女控除. 贈與稅 親族控除 등은 累進課稅體系下에서 그 稅負擔輕減效果가 부 유층에 보다 유리하게 나타나므로 폐지하여 相續課稅의 普遍化를 기하고 그에 따른 중산 충 이하 세부담의 증대는 다음에서 다룰 세 율로서 조정하도록 한다.

### 다. 稅 率

稅率調整의 基本方向을 간략히 제시하면 다음과 같다.

첫째, 전술한 부동산 평가의 현실화, 합산 기간의 장기화, 각종 공제의 폐지 등으로 相 續稅 및 贈與稅 課稅財產의 課標가 크게 확 대됨에 따라 稅率의 課標別 水準 및 累進程 度를 하향조정한다. 相續課稅는 分配正義의 實現을 위해 필수불가결한 요소라고 할 수 있으나 그 세율이 높은 것이 반드시 좋은 것 만은 아니다. 왜냐하면 지나치게 높은 세율 은 저축 및 투자의욕을 위축시켜 경제성장을 心理를 만연시켜 상속과세가 제 기능을 수행 하는 데 오히려 障礙要因이 될 가능성도 없 지 않기 때문이다. 適正稅率의 문제는 價值 判斷을 필요로 하는 문제로 결론을 내리기가 결코 용이하지 않다. 다만 우리나라 相續稅 및 贈與稅 稅率水準이 외국과 비교하여 상당 히 높다는 사실에 비추어 相續稅 및 贈與稅 課標擴大에 따라 그 稅率水準을 다소 낮추어 주는 것이 바람직한 결과를 가져올 것으로 생각하다.

둘째, 어떠한 稅負擔의 增加도 점진적으로 이루어지도록 한다. 급격한 세부담의 증가는 租稅抵抗의 문제를 떠나서 납세자간의 衡平 의 問題를 야기하고 經濟의 安定을 크게 해 친다는 점에서 바람직하지 않기 때문이다.

셋째, 相續稅와 贈與稅의 稅率段階를 단일 화함과 아울러 각 단계의 세율이 적용되는 課稅階級金額의 差異를 전술하 合算期間의 長期化程度에 따라 축소조정한다.

## ▷參考文獻◁

國稅廳, 『國稅廳 20年史』, 1986, 3, 第2編. ——, 『國稅統計年報』, 各年度.

金冕圭, 『財産稅稅法』, 稅法學講義(Ⅳ), 조 세통람사. 1987.

金完淳,「相續稅負擔의 國際比較와 改善方向」. 『韓國經濟』, 1976. 2.

稅制發展審議委員會, 『稅制發展研究報告書』, 1985、12、第4編、

劉鍾九, 「우리나라 都市家口의 階層別 所得 및 厚生不平等度의 推計와 分析!. 『韓國

開發研究』, 1988 석름.

財務部, 『財產稅制 主要統計資料集』, 1988. 陳行燮. 『相續・贈與稅制度의 改善方案에 關 한 研究』, 國立稅務大學 租稅問題研究所, 1988. 11.

崔明根. 『우리나라 相續課稅制度의 改編方案 研究』,韓國經濟研究院,1987.

Atkinson. A.B., "Inheritance and the Redistribution of Wealth". Public Policy and the Tax System, 1981.

- Becker, G.S. & N. Tomes, "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, December 1979.
- IMF, Government Finance Statistics Year-book, 1987.
- Kay, J. A. & M. A. King, The British Tax System, Oxford University Press, 1983.
- OECD, The Taxation of Net Wealth, Capital Transfers and Capital Gains of Individuals, 1979.
- Republic of China, Taiwan Statistical Data Book, 1988.

- Sandford, C., "Death Duties: Taxing Estates or Inheritances," *Fiscal Studies*, November, 1987.
- Simons, H.C., *Personal Income Taxation*, The University of Chicago Press, 1970.
- Stiglitz, J. E., "Notes on Estate Taxes, Redistribution, and the Concept of Balanced Growth Path Incidence", Journal of Political Economy, April 1978.
- Tait, A. A., "Net Wealth, Gift, and Transfer Taxes", Comparative Tax Studies, 1983.

〈附表 1〉 相續稅 諸比率

(단위: %)

	課稅人員/ 死亡者	税 額/ GNP	財産價額/ GNP	課標/財產價額	稅 額/ 課 標	稅 額/ 財產價額
1967	_	0.02	0. 16	61.07	28. 51	13. 75
1968	_	0. 02	0. 16	52. 11	21. 99	11. 46
1969	-	0.02	0. 18	46. 76	27. 85	13. 02
1970	0. 27	0.05	0. 25	62. 49	32. 93	20. 57
1971	0. 34	0. 05	0. 25	60. 43	30. 23	18. 27
1972	0. 39	0. 03	0. 19	46. 20	28. 44	13. 14
1973	0. 32	0.02	0. 13	50. 17	35. 01	17. 50
1974	0. 14	0.02	0. 12	46. 90	39. 95	18. 74
1975	0. 10	0. 10	0. 17	70. 53	78. 29	55. 22
1976	0. 11	0. 04	0. 19	38. 93	53. 97	21. 01
1977	0. 13	0. 02	0.10	45. 40	48. 99	22. 24
1978	0. 12	0. 01	0.06	45. 92	44. 94	20. 64
1979	0. 13	0. 01	0.05	34. 12	36. 53	12. 47
1980	0. 13	0. 01	0. 07	35. 65	44. 21	15. 77
1981	0. 39	0. 05	0. 21	56. 02	43. 65	21. 45
1982	0. 35	0. 04	0. 18	48. 44	45. 87	22. 22
1983	0. 44	0. 04	0. 19	45. 16	43. 28	19. 37
1984	0. 50	0.06	0. 25	50. 96	47. 47	24. 19
1985	0. 48	0. 04	0. 21	45. 57	40. 98	18. 68
1986	0. 62	0.06	0. 27	48. 07	44. 58	21. 43
1987	0. 48	0. 05	0. 25	47. 53	44. 16	20. 91

註:1) 税額은 賦課稅額 기준임. 2) 合算된 贈與價額은 제외됨. 資料:國稅廳,『國稅統計年報』,各年度. 經濟企劃院,『主要統計指標』,1988. \_\_\_\_\_,『人口動態統計』,各年度.

〈附表 2〉 贈與稅 諸比率

(단위: %)

	(단기· 70)					
	稅 額/ G N P	財產價額/ G N P	課標/財產價額	稅 額/ 課 標	稅 額/ 財產價額	
1967	0. 04	0. 27	90. 78	15. 37	13. 95	
1968	0.04	0. 27	86.70	16. 71	14. 48	
1969	0.03	0. 19	75. 79	19. 94	15. 11	
1970	0.04	0. 21	73. 67	23. 05	17. 00	
1971	0.04	0. 23	75. 77	23. 05	17. 46	
1972	0.02	0. 16	68. 36	20. 48	14. 00	
1973	0. 02	0. 13	66. 93	27. 36	18. 33	
1974	0. 02	0. 11	65. 01	26. 71	17. 36	
1975	0. 10	0. 35	81.63	35. 69	29. 14	
1976	0.02	0. 12	59. 58	26. 67	15. 90	
1977	0.04	0. 17	66.06	36. 90	24. 37	
1978	0.02	0. 13	62. 78	30.00	18. 25	
1979	0. 01	0. 12	46. 16	25. 35	11. 70	
1980	0.02	0. 10	73. 61	28. 49	20. 97	
1981	0.04	0. 17	78. 07	32. 92	25. 70	
1982	0.04	0. 19	76. 34	28. 08	21. 44	
1983	0.05	0. 25	70. 76	30. 75	21. 17	
1984	0.05	0. 21	78. 68	33. 64	26. 47	
1985	0.06	0. 21	80. 90	34. 77	28. 13	
1986	0.05	0. 18	82.66	35. 32	29. 20	
1987	0.06	0. 17	84. 25	39. 14	32. 97	

註: 1) 稅額은 賦課稅額 기준임.

2) 3년이내 同一人으로부터 받은 贈與價額은 제외됨.

資料: 國稅廳,「國稅統計年報」,各年度. 經濟企劃院,「主要統計指標」,1988.

# 市場進入과 工業發展法 運用方案

金 址 鴻

本稿에서는 市場進入에 대해 市場機能에 맡기기를 주장하는 自由經濟主義(laissaire faire)와 政府介入을 주장하는 產業政策主義(industrial policy)간의 論難에 대해서 일반적인 理論을 비교설명하고 石油化學產業의 例를 듦으로써 工業發展法 運用方案에 대한 몇가지 基準을 제시하려 하였다. 1986년에 發效된 工業發展法은 合理化指定을 통한 市場進入을 制限함에 있어서 구체적인 기준의 제시없이 2개의 協議會에 위임하고 있어 一貫性 및 公平性의 결여로 社會的 費用이 발생될 우려가 있으며, 本稿의 分析結果를 토대로 合理化產業指定에 대한 몇가지 基準을 제시하였다.

# I. 序 論

政府는 어떤 市場에 새로운 進入을 원하는 企業이 있을 경우, 또는 同種의 企業끼리 合併을 할 경우 法的 또는 行政的인 規制를 하는 경우가 있다. 產業에 대한 認許可制度는 근본적으로는 市場進入(entry)을 制限하는 기능을 갖게 되며, 이러한 政府의 市場進入制限의 經濟學的 근거로는 規模의 經濟(economies of scale) 또는 市場失敗(market

筆者: 本院 研究委員

failure) 등이 흔히 거론되고 있다. 그러나이에 대해서는 經濟學者와 政府官僚 사이에 많은 논란이 있으며, 市場進入의 制限에 대한 政府의 介入은 그 經濟的 妥當性에 대한 충분한 설명 없이 관습적으로, 또는 行政의便利性 위주로 행하여지는 경우가 흔히 있었다.

최근 經濟民主化 趨勢에 따라 政府規制 改善 함에 대한 요구가 증대되고 經濟運用에 대한 政府의 직접통제에 대한 반발이 심해지고 있어, 政府介入의 理論的 根據를 제시할 필요성이 증대되었다. 또한 產業이 다양하여지고 環境이 계속 變化하고 있기 때문에 價格이나 物量供給을 통제하는 行動的介入(behavioral control)11을 통한 직접통제에 대해서 政府

<sup>1)</sup> 일반적으로 市場機能(market mechanism)을 보완 하기 위한 政府介人에는 크게 두가지 方法이 있다.

스스로도 限界를 느끼고 있어 變化된 環境에 적응할 수 있는 새로운 接近方法을 필요로 하게 되었다.

이에 따라 60년대와 70년대에 만든 7개의 產業別 育成法(機械(1967년), 造船(1967년), 電子(1969, 1981년), 繊維(1967, 1979년), 石油化學(1970년), 鐵鋼(1970년), 非鐵金屬 (1971년)]이 폐지되고, 1986년에 工業發展法 이 발효되게 되었다. 따라서 產業別로 통제 하던 政策手段(表 1 참조)의 法的根據가 없 어지게 되었으며, 工業發展法에 의거한 合理 化產業指定(成長產業과 斜陽產業)을 통해서 政府介入을 할 수 있게 되었다.

工業發展法에 따른 合理化產業指定은 두가지 종류에 국한되어 있다: 競争力補完이 必要한 產業(法 第5條 第1項 1號)과 構造調整 必要產業(同項 2號) (表 2 참조). 그러나 工業發展法에서는 그 指定과 政策手段에 대한구체적 기준의 제시없이 그 決定을 工業發展審議會와 產業政策審議會<sup>2)</sup>에 위임하고 있어 융통성 있는 法 運用을 할 수 있는 반면,임의적이고 일관성이 결여된 결과를 가져올

위험성이 있다<sup>3)</sup>. 工業發展法의 성공적인 운용을 위해서는, 첫째 合理化 產業指定이 일관성있고 신중하게 이루어져야 하고, 둘째 政策手段(租稅金融上의 支援, 新規進入制限, 輸入制限)의 선택이 效率的이며 合理的이어야 할 것이다.

本稿에서는 여러 政策手段 중에서도 進入制限에 초점을 맞추어 新規進入制限(合理化產業指定)이 短期的 또는 長期的으로 社會的效用을 증대시키느냐는 문제와 工業發展法의바람직한 運用方案에 대해 논의하고자 한다. 製造業 중에서 특히 成長產業(競争力 補完이必要한 產業: 第1項 1號)의 경우 市場進入制限 問題에 대한 經濟學界의 논란을 요약하고, 市場進入에 대한 政府介入(合理化 指定)의 몇가지 기준을 제시하여 政府介入이 正當化되는 경우와 그렇지 않은 경우에 대해 說明하고자 한다. 不完全하나마 몇가지 기준을 제시하려는 이유는 아무런 기준없이 工業發展法上의 合理化產業指定을 運用하는 것보다는 이것이 더 바람직하다고 생각되기 때문이다.

그런데 政府의 進入制限(예, 認許可)에 대해서 크게 두가지 국단적인 논란이 있는 것같다. 첫째는 많은 經濟學者들이 믿는 것처럼, 進入을 自由化함으로써 經濟의 效率이 增大하고 價格이 下落하여 사회전체의 效用이 增大한다는 의견이다. 둘째는, 주로 政府官僚들의 주장처럼, 進入制限이 없을 경우過當競爭에 의해 倒產企業이 나타나고 規模의 經濟가 실현될 수가 없으므로 進入企業數를 適正水準으로 제한하기 위해 市場進入制限을 해야 한다는 논리이다. 물론 過當競爭 (excess competition) 또는 進入의 適正水準에 대한 건해가 각기 다르며, 그 개념도 任

첫째, 行動的介入(behavioral control)으로서 企業의 目標에 직접 통제하는 것으로, 예를 들면 獨寡占產業의 價格 또는 資本受益率을 통제하는 경우이다. 둘째, 構造的介入(structural control)으로서 企業이처한 市場構造에 介入하는 간접통제로, 獨寡占產業의 경우 企業體의 數나 進入을 조절하는 경우이다 (Perry, 1984 참조).

<sup>2)</sup> 工業發展審議會는 民間部門(업계, 교수, 연구소)의 전문가로 구성되어 있으며, 產業政策審議會는 관계 정부부처의 혐의체로 구성되어 있다.

<sup>3)</sup> 工業發展法에는 合理化產業指定對象을 "한시적인 合理化努力으로 競争力 確保가 가능하나 산업의 특 성상 民間의 자율적인 競争力强化 努力이 어려운 분 야"와 "經濟與件變化로 生產過剰狀態가 장기간 지속 될 우려가 있으나 民間自律로 과잉시설의 처리 및 業種轉換 등을 기대하기 어려운 분야"라고 지정하여 임의적인 해석의 여지가 많다. 또한 工業發展法의 주요 政策手段으로는 生產專門化 및 新規參與制限, 生產設備의 減縮, 老朽施設의 廢棄·改替, 技術開發 促進 등이 구체적인 설명 없이 포괄되어 있다.

〈表 1〉 産業別 育成法의 競争制限 規定

	法 律	內容
事業者	機械	・事業者 登録
	造 船	· 事業者 登錄, 計劃造船事業命令
(	鐵 鋼	・事業者指定 및 一定期間 事業開始 義務
	非鐵金屬	・事業者 登録
	電子	·事業者 登錄 및 登錄事業의 變更, 事業의 休止 및 休止事業의 再開始 申告義務
	石油化學	事業者 登錄
施設	機械	<ul> <li>・新設 및 増設時 事前 妥當性 檢討</li> <li>・輸送機器의 製作 및 組立時에 製作・組立計劃, 投資計劃, 原資材 調達計劃等 妥當性 檢討</li> <li>・特定機械工業 育成: 施設基準, 製品檢查基準 設定</li> <li>・施設・名義의 貸與禁止</li> </ul>
	強 鋼	・施設規模의 變更 承認 및 生産・供給 價格
	繊維	・施設의 調整, 登錄, 登錄事項變更申告 ・施設承繼者의 申告義務 ・施設의 供給制限: 施設供給者의 供給事項 申告
製造 工程等	造 船鐵 鋼非鐵金屬	<ul><li>・工程管理命令</li><li>・原料輸入承認 및 研究・技術訓練機關 設置 義務</li><li>・鑛物買収時 買鑛約款 活用義務, 買鑛約款 許可</li></ul>

資料: 商工部.

〈表 2〉 合理化指定産業

	產業	合理化 指定	合理化 期間
競争力 補完分野 (1 號)	1) 自動車 2) 重電機器 3) 船上用口젤엔진 4) 建設重裝備	86. 7.16	86. 7~89. 6(3년)
構造調整 必要分野 (2 號)	5) 織物 6) 合金鐵 7) 染色加工業 8) 肥料	86. 7.16 87. 1. 5 87. 12.31	86. 7~89. 6(3년) 87. 1~88.12(2년) 87. 12~90.11(3년)

註: 1989년 6월에 織物을 제외한 업종은 合理化 期間이 만료되었고 織物에 대해서는 3년간 연장이 되었음. 資料: 商工部.

意的인 경우가 대부분이다.

角은, 產業(특히 製造業)에 固定費用 때문에 려운 선택의 문제로 귀착이 된다. 만약 完全 規模의 經濟가 존재할 경우, 產業構造를 평

가함에 있어 規模의 經濟의 追求나 또는 完 이런 두가지 극단적인 논리에 대한 基本視 全競争(perfect competition)의 追求냐의 어 競爭만을 추구하여 모든 認許可制度를 폐지

하고 進入을 自由化할 경우 規模의 經濟를 희생할 수 있는 것이다<sup>4)</sup>. 반대로 規模의 經 濟를 추구하기 위해 進入制限을 하여 적은 숫자의 企業만이 市場에 참여하게 되면 獨寡 占의 弊害가 나타날 수 있다. 따라서 競爭促 進과 社會的效用(social welfare)과의 관계를 一般化하여 하마디로 말하기는 어렵다.

만약 두가지 경우가 모두 만족스럽지 않다면, 政府의 價格統制下에 있는 善意의 獨占企業(benevolent monopolist)인 產業構造를생각할 수 있다. 그러나 실제에 있어 관료주의의 弊害등의 이유로 獨占企業의 規制는 非效果的(ineffective)일 뿐 아니라 非效率的(inefficient)인 경우가 많은 것을 보아 왔으며, 產業의 環境이 자주 변화하는 경우에는 社會的效用의 極大化를 달성하기 위해 獨占企業을 관리하고 評價하는 費用(administrative and monitoring costs)이 많이 드는 弊端이 지적되어 왔다.

그러면 어떤 상황에서 두가지 극단적인 주장 중 어떤 接近이 바람직한가? 이 問題는어떤 경우(또는 어떤 產業)에 工業發展法의合理化產業指定에 따른 政府의 市場進入制限(또는 產業政策)이 정당화될 수 있느냐 하는문제와 관련이 있을 뿐만 아니라, 公正去來法上의 企業集中의 타당성 여부와도 관련이 있으며<sup>57</sup>, 길게는 計劃經濟(planned economy)와 市場經濟(market economy)간의 體制의 優越性 論争과도 관련이 있다.

다음의 『章에서는 製造業을 중심으로 規

模의 經濟와 完全競争이라는 두가지 效率性 사이의 相衝關係를, Ⅲ章에서는 韓國의 상황에서 静態的 모델과 動態的 모델을 통해 이에 따른 政策的 意味에 대하여 논의하고, Ⅳ章에서 최근의 石油化學產業의 例를 들어 說明하고, Ⅴ章에서는 結論으로 政府의 進入制限이 正當化될 수 있는 몇가지 기준을 제시하여 工業發展法의 合理化產業指定 運用方案에 대한 논의를 하기로 한다.

# II. 適正産業構造에 대한 理論的 論議(entry bias에 대한 논란)

製造業에서 固定費用이 크다면, 自由進入 企業數(市場進入에 制限이 없을 경우 產業內 企業數: free entry number of firms)는 社 會的 適正企業數(welfaremaximizing number of firms)와 다를 수 있다는 점이 지적되어 왔으며, 經濟學界에는 이 문제에 대해 크게 두가지의 의견이 있다(entry bias에 대한 논 란).

Spence(1976)와 Dixit & Stiglitz(1977)는 不完全競爭 市場構造下에서, 自由進入(free entry)을 허용하면 社會的 適正(social optimum)水準보다 적은 숫자의 企業이 進入한다고 주장하였다. 반면에 Weizsacker(1980)와 Perry(1984)는 同質性商品(homogeneous product)의 獨寡占市場 構造에서 自由進入의 경우 社會的 適正水準보다 많은 숫자의 企業이進入한다고 주장하였다.

두 의견은 企業進入에 대한 政府의 役割에 대하여 정반대의 結論을 유도하게 된다. 즉

<sup>4)</sup> 이에 대해 Bain은 市場進入이 自由化되더라도, 規模의 經濟 자체가 進入障壁이 되어서 독과점시장구조를 초래할 수 있다고 주장하였음.

<sup>5)</sup> 公正去來法上의 企業集中이 정당화될 경우와 그렇지 않을 경우에 관해서는 Williamson의 Antitrust Defense에 대한 논문에 설명되어 있음.

첫번째 의견은 政府가 企業의 進入數를 적극확대하여야 한다. 따라서 不公正去來法(antitrust law)등을 통해 企業結合을 막아야 하고 既存企業의 거대화보다는 新規企業의 進入을 촉진해야 한다. 두번째 의견에 따르면 政府가 企業의 進入數를 억제시켜야 한다. 따라서 同種企業의 結合을 촉진시키고 新規進入企業을 억제시켜 既存企業의 大型化를 유도해야 한다.

상반되는 의견에 대해 최근에 Mankiw & Whinston (1986)은 市場争奪效果(business stealing effect)<sup>61</sup> 와 商品差別化效果(product differentiation effect)로 설명하고 있다. 즉 同 質性商品의 경우 市場均衡價格이 하계비용보 다 높고 市場争奪效果가 있다면, 自由進入을 허용할 경우 社會的 適正水準보다 많은 企業 이 市場進入하여 社會的 非效率性이 발생한 다. 다만 進入에 따른 固定費用이 적을 때는 그렇지 아니하다. 반면에 同質性商品이 아닌 商品差別化(differentiation)가 가능한 경우엔. 商品의 多樣性에 의한 社會的效用이 增大될 수 있으므로 自由進入의 경우 社會的 適正水 準보다 적은 숫자의 企業이 進入을 할 것이 다. 즉 市場争奪效果와 商品差別化效果의 優 劣에 따라 엔트리 바이어스(entry bias)의 方 向이 결정된다.

다음엔 Mankiw & Whinston의 모델을 韓國狀況에 맞도록 변형하여 静態的 모델에서 소개하고, 動態的 모델에서는 市場規模가 변함에 따라 適正產業構造와 政府의 役割이 어떻게 바뀌는가에 대해 논의하고. 최근의 石

油化學產業의 例를 통해 설명하기로 한다.

# Ⅲ. 모 델

### 1. 靜態的 모델

### 가. 靜態的 同質商品모델

同質性 商品(homogeneous products)에 대한 需要函數를 P(Q)라고 포시하고 Q는 시장전체 供給量이라고 포시한다(P'(Q) < 0).

각 企業은 C(q)라는 一般型의 總生產費用函數로 나타나는 技術을 갖고 있다. 이때 q는 각 企業의 供給量을 나타낸다. 生產費用에는 固定費 부분이 있으므로 C(0) > 0,  $C'(q) \ge 0$ ,  $C''(q) \ge 0$ 라고 가정한다. 이 技術은 短期間 變化가 없고, 모든 기업에 알려져 있어 進入障碍要素(entry barrier)가 아니다.

우선 각 企業의 費用效果와 市場構造效果의 구별을 위해, 각 企業은 同一한 費用構造와 技術을 갖고 있는 同一한(symmetric) 企業이라고 假定을 한다. 따라서  $q_N$ 은 N개기업이 市場에 進入하였을 경우의 각 企業의生產量,  $\pi_N$ 은 N기업이 市場에 進入하였을 경우의 각 企業의보產量,  $\pi_N$ 은 N기업이 市場에 進入하였을 경우의 각 企業의이익이다. N개의 企業은 市場에서 談合(collusion)이 불가능하고 經濟의 外部效果(externalities)는 없다고 假定한다.  $(Q=\sum_{n=1}^{N}q_n=q_N\cdot N)$ 

 $N > \hat{N}$ 에 대해  $q_N < q_{\hat{N}}$ 이고,  $N \cdot q_N > \hat{N} \cdot q_{\hat{N}}$ 으로 假定한다. 즉 同一한 技術을 가진 企業을 가정하였으므로, 企業數가 늘어나면 市場争奪效果 때문에 각 企業의 生產量은 줄어들지만, 產業全體로서 生產量은 증가한다 $(q_N / q_N)$ 

<sup>6)</sup> 市場争奪效果는 새로운 企業(entrants)이 市場進入 하여 企業의 숫자가 늘어남에 따라 각각 旣存企業 (incumbents)의 生產量이 줄어드는 效果를 뜻한다.

 $\partial N(0)$ .

이해를 돕기 위해 二段階模型(進入以前, 進入以後)으로 설명한다. 우선 1段階에는 잠 재적 進入企業(entrants)이 여럿이 있을 때, N개의 企業이 進入을 결정한다. 新規進入 企 業들은 進入時 K(K≥0)라는 進入固定費用을 투자하여야 한다. K는 처음 進入할 때 드는 費用으로 일단 投資되면 回収價値(residual value)가 매우 작으므로 埋没費用(sunk cost) 이라 가정한다.

2段階에서는 N개의 企業이 生產에 참여하여 Cournot-Nash競争을 한다.이때 市場價格은 P(Q) 또는  $P(q_N \cdot N)$ 으로 표시된다. 다시말하면 각 企業은 生產量을 결정함으로써 市場價格(market clearing price)에 영향을 미칠 수 있으므로 價格이 外生的(price-taker)이 아니며, 따라서 完全競爭狀態가 아니다. N개의 企業이 進入하였을 경우 각 企業의이익은 다음 式(1)과 같다.

$$\pi_N = P(q_N \cdot N) \cdot q_N - C(q_N) - K \cdots (1)$$

모든 企業은 價格이 限界費用(marginal cost)보다 낮으면 生產을 중단한다(individual rationality 假定). 즉 항상  $P(\cdot) \ge C'(\cdot)$ 이 성립된다. 따라서 進入希望者 중에서 自由進入이 보장될 경우 균형상태의 企業數 $(\bar{N})$ 의 필요충분조건은,

(i)  $\pi_{\bar{N}} \ge 0$  (ii)  $\pi_{\bar{N}+1} < 0$ 이다. [즉  $\pi_{\bar{N}} \to 0$  이며  $\bar{N}$ 은 整數(integer)이다).

반면에 政府가 企業進入數(N)를 제한한다고 할 때(예를 들어 進入에 대한 認許可制度), 社會的效用(social welfare: W)을 極大化시키는 企業의 數를 N\*라고 정의한다〔즉 W'(N\*)=0〕. 따라서 N\*는 다음 式을 만족시켜야 한다.

위의 假定下에 式(2)를 N에 대해 미분하여, 式(1)을 이용하여 정리하면,

$$W'(N) = \pi_N + N\{P(N \cdot q_N) - C'(q_N)\} \frac{\partial q_N}{\partial_N}$$
....(3)

(限界進入企業의 社會的效用增加) = (限 界進入企業의 個別的效用) + (市場争奪效果)

앞의 假定에 따라  $P(\cdot) > C'(\cdot)$ ,  $\partial q_N / \partial N < 0$ 이므로 社會全體의 입장에서 볼 때 限界進入企業에 따른 社會的效用增加(W'(N))는 企業立場의 個別的效用  $[\pi_N]$ 에 비해 既存企業의 生產量 減少 $[N\cdot \{P-C'\}\ \frac{\partial q_N}{\partial N}\ ]$ 로 포시되는 市場争奪效果만큼 작다.

그러므로 政府는 社會的 效用을 증대시키 도록 進入企業數를 N\*[단 W'(N\*)=0]으로 制限(structural control)하거나, 價格統制를 통해 {P-C'}를 낮출(behavioral control) 것 이다. 첫째, **N\***로 進入企業數를 制限할 경우 社會的效用은 市場機能에 맡길 경우와 비교 하여  $W(N^*)-W(\bar{N})$ 만큼 증가하며, 式 (3)에 서  $N^*$   $\langle \bar{N}$ 임을 증명할 수 있다. 즉 不完全競 争下에서 同質性商品일 경우 自由進入을 허 용하면, 社會的 適正水準보다 많은 數의 企 業이 市場進入하게 되며  $(W'(\bar{N}) < 0)$ , 앞의 假定에 의해  $q_{\overline{N}}\langle q_N*$ 일 것이다. 進入制限 (認許可制度)의 경우 영업권(또는 進入權)에 프리미엄이 붙을 수 있는 것은 限界進入企業 의 個別的效用과 社會的效用의 차이에서 기 인하는 것이다.

둘째, 價格統制를 통해 P를 C'에 접근시킬 경우, 限界進入企業의 個別的效用과 社會 的效用의 차이는 줄어든다. 完全競争下에서

〈表 3〉 靜態的 同質商品모델의 例

	例 I	例 Ⅱ
需要函數 生產費用函數 限界生產費用	$P = \alpha - \beta Q$ $C(q) = F + aq^{1/2}$ $C'(q) = a$	$P = \alpha - \beta Q$ $C(q) = F + aq + b/2q^{2}$ $C'(q) = a + bq$
Cournot-Nash 均衡	$q = \frac{\alpha - \mathbf{a}}{\beta  (N+1)}$	$q = \frac{\alpha - a}{\beta N + \beta + b}$
	$Q = \frac{N(\alpha - a)}{\beta (N+1)}$	$Q = \frac{N(\alpha - a)}{\beta N + \beta + b}$
	$P = \frac{\alpha + aN}{N+1}$	$P = \frac{\alpha (\beta + b) + \beta aN}{\beta N + \beta + b}$
	$\pi_{N} = \frac{(\alpha - a)^{2}}{\beta (N+1)^{2}} - F$	$\pi_{N} = \frac{(\alpha - \alpha)^{2} (2\beta + b)}{2(\beta N + \beta + b)^{2}} - F$
自由進入時 企業數(N)	$(\overline{N}+1)^2 = \frac{(\alpha-\alpha)^2}{\beta F}$	$(\beta \overline{N} + \beta + b)^2 = \frac{(\alpha - \alpha)^2 (2\beta + b)}{2F}$
社會的 適正企業數(N*)	$(N^*+1)^3 = \frac{(\alpha-a)^2}{\beta F}$	$(\beta N^* + \beta + b)^3 = \frac{(\alpha - a)^2}{2F} [b(\beta N^* + \beta + b) + 2\beta(\beta + b)]$

註: 埋没費用(sunk cost)과 固定費用(fixed cost)과의 혼돈을 막기 위해 埋没費用(K)=0라고 假定하였다.

 $P(\cdot) = C'(\cdot)$ 이라면 個別的效用과 社會的效用이 일치하며, 결국 自由進入企業數와 社會的 適正企業數도 일치할 것이다[ $W'(\bar{N}) = \pi_{\bar{N}}, \ \bar{N} = N^*$ ]. 따라서 政府는 進入制限을 할필요가 없고 進入에 관한 한 市場機能에 맡기면 될 것이다.

이런 결론의 政策上 의미는, 前述한 不完全競争의 假定이 成立되는 同質性商品市場에서는 自由進入이 항상 資源의 社會的 適正配分을 가져오지는 않으며, 政府가 進入企業數를 억제(structural control)하거나 價格統制(behavioral control)를 통해 社會的效用을

늘릴 경우가 있을 수 있다는 것이다. 즉 產業의 需要·供給과 價格構造에 많은 情報를 갖고 있으며 관료주의의 폐해를 最小化할 수 있는 善意의 理想的인 政府가 있다면 產業構造調整과 認許可制度를 통해 資源의 配分을 社會的 適正狀態로 유도할 수가 있을 것이다".

静態的 同質商品모델에 대해 좀더 현실적 인 설명을 하기 위해, 2개의 단순한 例를 들 면 〈表 3〉과 같다.

い.静態的 多樣性商品(differentiableproduct)

앞에서는 同質性商品을 假定하였다. 그러

<sup>1)</sup> Mankiw와 Whinston의 例 참조.

<sup>2)</sup> Weizsacker의 例 참조.

<sup>7)</sup> 善意의 理想的인 政府의 存在와 政府失敗(government failure)에 대해서는 추후 설명함.

나 差別化 可能(differentiable) 또는 多樣性 商品의 경우는, 商品의 多樣化에 따르는 消 費者 剩餘增大가 발생하게 된다. N개의 企業 이 進入하여 多樣한 商品을 供給하는 獨占的 競争市場(monopolistic competition)을 이룬 다고 假定한다.

Spence(1976)와 Mankiw & Whinston(1986)을 따라서 多樣性商品으로부터 消費者剩餘를  $G[\sum_{i=1}^N U_i(q_N)]$ 로 표시한다 (단, U(0)=0,  $U'(\cdot) > 0$ ,  $U''(\cdot) \le 0$ ,  $G'(\cdot) > 0$ ,  $G''(\cdot) > 0$ , 오에서 同一한 企業의 경우를 가정하였으므로, 市場均衡價格은  $P=G'[N\cdot U(q_N)]\cdot U'(q_N)$ 으로 표시될 수 있고, 社會的 效用은 式(4)로 표시될 수 있다.

$$\label{eq:max_weight} \begin{split} \max & \ W(N) = \ G(N \cdot U(q_N)) \\ & - C(q_N) \cdot N - NK \quad \cdots \cdots \quad (4) \end{split}$$

式(4)를 N에 대하여 1차미분하여 정리하면,

 $W'(N) = \pi_N + N \cdot [G' \cdot U' - C'] \cdot \frac{\partial q_N}{\partial_N}$   $+ G' \cdot [U - U' \cdot q_N]$   $= \pi_N + q_N [Eq_{NN}(G' \ U' - C')$   $+ G' (U/q_N - U')] \cdots (5)$ 

단, 
$$Eq_{N-N} = \frac{N}{q_N} \cdot \frac{\partial q_N}{\partial N} = \frac{d(\ln q_N)}{d(\ln N)}$$

(限界進入企業의 社會的效用增加) = (限 界企業의 個別的效用)+(市場争奪 效果)+(商品多様化效果)

式(5)에서 限界進入 企業에 따르는 社會的 效用增大 (W'(N))와 企業의 個別的效用 $(\pi_N)$ 과의 차이는 두가지 요소로 설명된다. 앞의 項은 同質性商品의 경우와 마찬가지로 市場 争奪效果(business stealing effect)를 나타내고 뒤의 項은 商品多樣化效果(product differentiation effect)에 의한 剰餘增大를 나타낸다. 이때 첫째項은  $\frac{a \, q_N}{a \, N} \langle 0$ 이고  $P \rangle C'$ 이

므로 負 (negative) 이고, 둘째項은  $U > U' \cdot q_N$ 이므로 E (positive) 이다. 즉 多様性商品의 경우 限界企業進入에 따른 市場争奪效果와 商品多様化效果가 반대방향으로 작용하다.

결국 市場争奪效果가 商品多樣化效果보다 클 경우는 過當市場進入이 나타나고(excessive entry), 社會的으로 바람직하지 않은 過當競爭이 발생하게 된다. 반대로 商品多樣化效果가 市場争奪效果보다 큰 경우는 市場進入이부족(insufficient entry)하게 된다. 그런데市場争奪效果는 商品의 마진(G'U'-C')이 크고, 企業別 生產量의 進入企業數에 대한 彈力性( $Eq_{N-N}$ )의 절대값이 클수록 커진다. 반면 商品多樣化效果는 G'가 크고, 平均效用과限界效用의 차이( $U'q_N-U'$ )가 클수록 커진다.

同質性 또는 多様性 商品모델에서 進入企業數의 증가 $(N \to \infty)$ 에 따라 完全競争에 접근할 경우 價格이 限界費用에 접근한다 $(P(\cdot) \to C'(\cdot))$ 는 假定下에서는, 埋没費用(K)이 작아질수록 社會的效用과 個別的效用은 일치하게 $(W'_N = \pi_N)$ 된다. 즉 埋没費用이 작을수록 進入企業數는 늘어나게 되고, 價格은 점차 한계비용에 접근하게 될 것이다. 이때 超過市場進入에 따르는 社會的效用 감소도 줄어들게 된다(Mankiw & Whinston의 證明 참조). 따라서 埋没費用(K)이 작을수록 市場進入에 대한 政府介入은 正當化되기 어렵다.

静態的 多様性商品 모델의 政策上 의미는 進入時 埋没費用이 작거나, 商品의 多樣化效 果가 큰 產業(예를 들면 限界企業進入으로 消費가 크게 느는 경우)에서는 市場進入에 대한 政府介入이 合理化되기 어려운 반면, 市場争奪效果가 큰 산업(예를 들어 最小經濟 的 生產規模가 큰 경우)에는 市場進入에 대한 政府介入이 合理化될 경우가 있을 수 있다. 그러나 이 경우에도 進入制限에 따르는 여러 問題點(추후설명)을 충분히 고려할 필요가 있다.

### 2. 動態的 모델

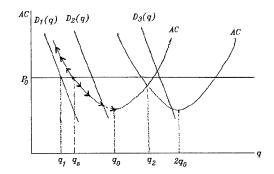
前述한 모델은 市場規模가 固定되어 있다는 假定으로 출발하였는데, 動態的 모델에서는 市場規模와 構造가 변화하여 감에 따라 社會的 適正產業構造가 어떻게 변화하고 이에 따라 政府의 介入方式이 어떻게 바뀌어야하는가에 초점을 두겠다.

단순화를 위해 市場規模가 시간에 따라 일정한 속도로 增大된다고 하자. 앞에서와 같이 生產의 平均費用(AC)은 U字形을 갖고 있으며 經濟的 生產規模(cost minimizing size of plant)는  $q_0$ 라고 假定한다. 이때  $q_0$ 는 주어진 技術下에서는 모든 企業에 동일하게 적용된다.

일반적으로 經濟發展初期의 적은 量의 需要는 輸入에 의해 供給되다가 어떤 시점에 이르러 輸入代替 國內生產(import substitution)이 시작되는 需要量을  $q_s$ 라 하고, 技術 的인 이유로 $^{8)}$  生產能力(capacity)은  $q_0$ 씩 step-function으로 増加한다(圖 1 참조).

初期의 國際輸入價格이  $P_0$ 이고 이때 國內 需要가  $D_1(q)$ 라고 하면 國內需要  $q_1$ 는 모두 輸入에 의해 供給될 것이며 이때는 政府의

[圖 1] 動態的 모델



역할이 없는 한 民間企業의 자발적 進入은 기대하기 어려울 것이다(1960년대의 韓國의石油化學工業의 상태였다고 생각된다). 輸入價格(P<sub>0</sub>)의 變化가 없으며 需要가  $D_1(q)$ 에서  $D_2(q)$ 로 增大된다면, P<sub>0</sub>와 平均費用曲線(AC)이 만나는 점에서 企業進入이 나타나고 輸入代替 國內生產이 일어날 것이다. [圖 1]의화살표가 나타내듯이, P<sub>0</sub>보다 위의 AC부분에서는 國內企業의 進入이 어렵고 P<sub>0</sub>보다 아랫부분의 AC부분에서는 國內生產이 시작될 것이며, 生產量 增大에 따라 平均費用도 AC선을 따라 下向方向으로 움직이게 된다.

需要가  $D_{c}(q)$ 일 경우는  $q_{o}$ 의 生產能力을 가진 기존 進入企業의 自然的 獨占(natural monopoly)은 유지가능(sustainable)하며 獨占에 따른 폐혜가 나타날 수 있다. 따라서 市場機能에 맡기기보다는 政府가 進入을 억제하고 價格을 統制하는 公認獨占이 經濟的인 관점에서 설득력을 가질 수도 있다(이 경우가 70년대의 韓國의 精油 또는 石油化學產業政策에 해당되었다고 생각된다). 또는 반대로 進入希望民間企業이 없어서 政府主導로 公企業化할 경우도 있을 것이다.

外部的 環境變化(景氣變動, 油價變化) 로

<sup>8)</sup> 平均費用曲線이 U字形이어서 一定規模이상(q<sub>0</sub>)의 生產能力을 가질 경우는 수요가 늘어나지 않는 한 평균비용이 오히려 높아지기 때문에 기존회사의 內 部成長은 平均價格面에서 新規進入企業에 비해 불리 해질 것이다.

需要가 계속 増加하여 수요가  $D_3(q)$ 로 移動 하였다 하자.  $q_0 \langle q \langle q_2 m$ 지의 需要는 기존 獨占企業의 最小生産費用보다는 平均費用이 높아지나. 新規進入企業의 平均費用보다는 낮은 경우로서, 1개의 獨占企業이 生產하는 것이 短期的으로는 平均費用을 낮출 수 있다 (단 新規進入企業의 규모의 경제를 이루기 위한 전략적 早期進入 가능성은 간과하였다). 그러나  $q 
angle q_2$  경우엔 最小生產費用이 되기 위해서는 두번째 企業이 시설을 갖추고 生產 을 하여야 한다. 단순화를 위해 두번째 企業 도 첫번째 企業과 같은 平均費用曲線을 갖고 있다고 假定한다. 즉 需要가  $D_3(q)$ 로 증대될 경우 新規企業의 進入이 바람직하다. 同一한 費用構造를 가진 기존기업의 입장에서는 市 場規模増大에 따라 新規進入前까지는 稼動率 과 수익이 증대되다가, 新規進入이 일어나 供給이 증대되면 價格이 떨어지며 企業의 稼 動率과 수익도 낮아지게 될 것이다. 단 市場 規模가 일정속도로 증대되지 않고 빠른 속도 로 증대될 경우엔 平均稼動率低下에 따르는 非效率은 적어질 것이다.

만약 1개 獨占企業이 市場에 供給하고 있을 경우 높은 가동률과 수익에 따라 新規進入希望企業이 여럿이 있을 수 있다. 예를 들어 2개의 新規企業이 동시에 進入하여 3개 工場이 供給을 한다고 하자. U字形의 平均費用曲線의 경우 먼저 進入하여 生產量을 늘리는 工場이 稼動率을 높여 原價를 먼저 낮출수 있으므로 新規工場끼리 進入을 競爭的으로 할 것이다. 먼저 進入함으로써 規模의 經濟를 일찍 달성하여 後發工場에 비해 유리한原價를 갖게 되고 進入障壁(entry barrier)을 형성하게 될 것이다(Rao and Rutenberg,

1979 참조). 이를 初期進入의 利益(first entrant's advantage)이라 한다.

競争的으로 進入할 경우엔 技術이 같은 3 개 공장의 平均稼動率이 낮아져(市場争奪效果) 3개 공장의 平均原價는 높아지게 되고,海外競争力은 낮아지게 된다. 이런 현상은市場規模가 3克가 될 때까지 계속될 것이다. 결국 企業間의 進入을 先占하려는 競争은 平均稼動率을 떨어뜨리고 平均原價를 높이는결과에 따라 社會的 非效率性을 가져올 경우가 있다. 이에 대해 최근(1988년말)에 문제가 되었던 石油化學產業의 주요 부분인 나프타分解產業(Naptha cracking)에 대한 產業構造調整의 例가 적용될 수 있다.

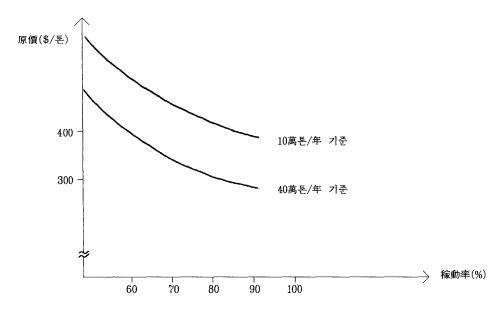
# Ⅳ. 石油化學產業의 例

앞서의 모델에 대해 좀더 現實的인 說明을 위해 나프타分解工場 增設의 例를 중심으로 市場進入에 대한 政府介入問題에 대해 설명 하기로 한다. 우선 石油化學產業의 일반적인 특징에 따라 모형을 단순화하여 설명하고, 에틸렌을 중심으로 나프타分解產業의 현황과 新規進入希望企業들과 政府의 역할에 대해 설명하기로 한다.

# 1. 石油化學産業의 특징과 모델

첫째, 資本集約的 裝置產業으로서, 固定投 資費 比重이 크기 때문에 規模의 經濟效果가 크고 稼動率이 原價決定에 중요하다(예를 들

### [圖 2] 稼動率變化에 따른 에틸렌生産原價의 變化例



資料: D. Gilbourne, "Small Ethylene Plants Can Be Economical," ECN, 1978. 12; 具本英,『石油化學工業의 現況과 展望』, 研究叢書 33, 韓國開發研究院, 1980.

면 100%와 50%의 稼動時는 30% 이상의 原價上昇이 예상된다)"(圖 2 참조). 또한 工場을 설치하는 데 3~4년이 소요되어 需要增大에 대응하는 時間差가 존재하며, 에틸렌 35萬론/年 기준 NCC 建設費가 약 3,500億~4,000億원으로 추정된다.

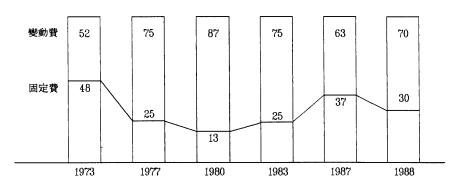
製造技術은 世界的으로 平準化되어 있어 각 企業은 동일한 生產函數을 갖고 있다고 가정한다. 또한 나프타分解는 主原料인 나프 타原價變動에 민감한 영향을 받으며 나프타 分解工場의 生產原價構成比 推移는 [圖 3]과 같다. 固定費의 비중이 크므로 需要減縮 또 는 不况時 덤핑 등 價格競爭의 激化 가능성 이 크다. 따라서 나프타分解施設의 稼動率 유지는 生產原價를 떨어뜨리고 後方關聯產業 의 國際競爭力을 유지시키는 데 중요한 역할 을 한다.

둘째, 콤비나트型 產業으로서 원료와 基礎 溜分(나프타나 에틸렌)이 液狀이나 氣狀이므로 運搬과 貯藏이 매우 어려워 근접한 계열 공장에서 바로 安定된 상태의 반제품이나 최종제품으로 만들 수 있도록, 한 지역에 나프타분해센터(NCC)를 중심으로 集結되는 것이 유리하다(chain industry). 따라서 콤비나트 內의 個個工場들의 生產能力, 稼動, 出荷 등이 연관관계를 갖는다.

連續生產(continuous process)에 의해 生產이 되며, 만일 稼動이 중단되면 在工品排出에 의한 損失뿐만 아니라, 再稼動된다 해도 正常稼動에 이르기까지 큰 손실을 감수하

<sup>9)</sup> 固定費가 30%를 점하는 1988년을 기준으로, 100% 稼動時 原價를 1.00이라 할 때, 90% 稼動時는 1.03((30+70×0.9)/90), 80% 稼動時는 1.08, 70% 稼動時는 1.13, 60% 稼動時는 1.20((37+63×0.6)/60), 50% 稼動時는 1.30으로 稼動率低下에 따른原價上昇壓迫은 빠르게 増加한다.

〔圖 3〕 나프타分解産業 平均原價 構成比



資料: 石油化學工業協會,「石油化學工業現況」, 1989.

여야 한다. 따라서 원료의 安定的 供給은 무 엇보다도 우선적으로 고려하여야 할 과제이 다. 또한 전형적인 公害產業의 하나이다.

셋째, 基礎素材產業으로서 石油化學產業은 거의 모든 產業에 연관된 基礎素材를 供給하고, 商品差別化하기가 어렵다(commodity chemical). 따라서 製品의 質보다는 價格이 競爭力을 좌우하고 需要의 價格彈力性이 커서 國際需給與件에 따라 약간의 需給不均衡에도價格은 큰 폭으로 등락을 하며, 基礎素材商品의 價格은 後方聯關產業(downstream)의原價要素이므로, 素材產業의 價格競爭力은後方聯關產業의 경쟁력에도 많은 영향을 미치다.

石油化學工業의 生產體系는 原油精製部門, 나프타分解部門, 中間物生產部門, 最終加工 部門 등 4個部門으로 구성된다. 특히 나프타 分解部門의 主生產物인 에틸렌은 合成樹脂, 合織原料, 合成고무의 원료로서 石油化學產 業의 시발점이다.

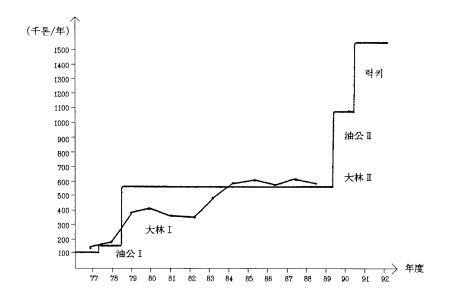
基幹產業이며 消費地產業이므로 各國마다 어느 정도 自給度를 유지하려 하므로, 전세 계 교역량은 全體 生產量의 1~2% 내외에 불과하다(1987년 世界生產量 49,210千톤 중 交易量은 552千톤).

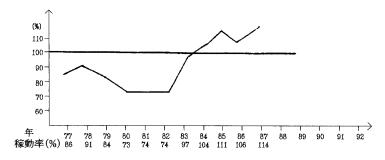
# 2. 韓國 나프타分解産業(Naptha Cracking Center: NCC)의 現况

1960년대에는 國際競争力을 갖출 만한 經濟規模의 NCC를 지을 만큼 國內需要가 크지 않았고 또한 資金도 부족하여, 1972년 蔚山에 완공된 油公의 첫 NCC는 15.5萬MT의 작은 규모였다. 그후 國內需要가 70년대 후반의 輸出增大와 高度成長에 따라 基礎溜分의需要가 중가하자 70년대 후반에는 稼動率이 90% 이상으로 올라가게 되었다(圖 4 참조).

70년대 중반의 重化學工業政策에 따라 麗水化學團地에 경제규모인 35萬톤의 NCC가착공되고(湖南에틸렌) 1978년에 완공되게 되었다(총생산능력 15.5萬톤 → 50.5萬톤). 이로 인해 우선 生產能力이 1978~1979년 사이에 3.3배가 늘었으나, 需要가 그렇게 빨리늘어날 수는 없었을 뿐만 아니라, 80년대초

〔圖 4〕 에틸렌 生産能力과 稼動率 推移





資料: 韓國石油化學工業協會, 『石油化學工業統計』, 1986, 1987, 1988.

의 불경기와 2차 石油波動에 따라 平均稼動率이 1979~1982년에는 70%대로 낮아졌다. 한편 油價波動에 따라 平均原價가 국제가격에 비해 높아져 國內價格을 높였기 때문에 後方產業의 國際競争力에 악영향을 주었으며, 각 企業은 많은 赤字를 보았다. 動態的 모델에서 설명한 바와 같이 新規進入에 따른 増設後에 平均稼動率이 떨어지는 경험을 하였다(圖 4 참조). 즉「稼動率下落→平均原價上昇→固定費用 負擔加重→製品價格 上昇

→國際競争力 弱化 → 稼動率 再下落」의 惡循環(vicious cycle)에 빠지게 되어, 石油化學工業뿐만 아니라 後方關聯產業에도 波及效果가 나타나게 되었다. 이에 대응하여 정부는國際競争力 유지를 위해 輸出用 原資材를 輸入價格에 연동하고 內需用은 原價基準으로결정하는 二重價格構造라는 단기처방으로 대응하여 政策的으로 NCC의 稼動率을 유지시켰었다.

1980년 중반에 들어 경기회복에 따라 需要

〈表 4〉 NCC 增設現况

나프타	解工場	現	在	新	増設推進中	完工年度	(예정연도)
蔚	Щ	油公I	155千톤/年 (72)	油公Ⅱ	400千톤/年 (2, 966億원)	1989.	8 예정
麗	Ш	大林Ⅰ	350千톤/年 (79)	大林Ⅱ	250千톤/年 (3, 098億원)	1989.	7 예정
				럭키	350千톤/年 (3,000億원)	1991.	6 예정
合	計	505	5千톤/年	1,0	000千톤/年		

註: 1) ( ) 안은 本格稼動年度 또는 投資豫算.

가 증대되어 稼動率도 빠른 속도로 개선되어 왔다. 현재 蔚山과 麗川에는 에틸렌 生產能 力基準 年產 50.5萬톤 規模의 나프타分解施 設이 있으며(2社 2工場 體制), 既存業體(油 公, 大林)와 럭키의 新增設에 따라 建設中인 시설이 완공되면(1991년) 약 150.5萬톤 규모 의 시설을 갖추게 된다(3社 5工場 體制).

현재 건설중인 NCC의 施設容量 增加로 〈表 4〉의 完工年度에 計劃대로 된다면, 1990 ~91년 사이에 NCC의 용량은 에틸렌 기준 50萬톤에서 150萬톤으로 3배가 늘어난다. 더욱이 1989년 들어 신규신청업체들의 신설이추진되고 있어 生產施設 增加速度는 1991년 이후 더욱 빨라질 전망이다.

需要面에서 에틸렌市場의 規模는 80년대 중반 이후 油價의 安定, 經濟成長의 持續, 輸出好調 등에 힘입어 예상보다 높은 成長을 示顯한 반면, 대부분의 工場이 높은 稼動率 維持에도 불구 生產能力限定,原資材(나프타) 確保難 등으로 自給度는 점차 下落하여 최근 들어 輸入依存度가 높아지고 있다<sup>10</sup>(表 5 참 조).

〈表 5〉 輸入依存度

(단위: %)

					707
	82	85	86	87	88
에 틸 렌	0	1	13	18	34
프로필렌	10	23	26	37	60

資料: 韓國石油化學工業協會, 『石油化學工業』, 1988.

이렇게 國內의 에틸렌 품귀현상이 계속되고 原料인 나프타價格의 下落과 製品인 에틸렌價格의 上昇에 따라 利益率이 급격히 改善될 뿐만 아니라, 韓國石油化學工業協會의 수요예측에 따르면 1989~95년 사이에 빠른 성장이 기대되자, 국내 여러 기업들의 나프타分解工場에 대한 관심이 고조되어 왔다.

이러한 환경의 변화에 따라 에틸렌 등의 石油化學製品이 부족하게 되자 後方聯關(downstream)회사들은 原料自給化를 위해 나프 타分解事業에 進出하려 하고(한양화학, 대한 유화 등), 前方聯關(upstream)회사는 市場確

<sup>2)</sup> 증설후 1,505千톤/年(1991).

<sup>\*</sup>油公I은 공장시설이 노후하여 폐기시킬 것을 고려중임.

<sup>10)</sup> 韓國은 1987년에 133.9千톤을 輸入하여, 세계 에팅 렌貿易量의 24%(133.9/552), 아시아태평양지역 수입량의 54%(133.9/248)를 차지하였다. 세계 에틸렌市場價格이 완전경쟁이라는 假定은 非現實的이고 韓國이 自給을 이루는 1992년부터는 세계의 主要輸入國이던 韓國이 輸入을 중단하거나 輸出을 시작할 경우 世界 에틸렌總輸入量은 급속도로 떨어질 가능성이 있다.

### (表 6) 에틸렌 需要豫測

(단위: 千MT)

		1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
需	시나리오 1	1, 400	1, 530	1,650	1, 780	1, 920	2, 060	2, 220
	시나리오 2	1, 179	1, 276	1,368	1, 464	1,566	1, 674	1, 792
要	시나리오 3	943	1,021	1,094	1, 171	1, 253	1, 339	1, 433

·시나리오 1: 모든 국내 에틸렌유도품 需要全量을 국내자급자족하는 경우다. 즉 下流의 모든 石油化學製品의 전량을 國內生產한다는 가정이다.

·시나리오 2: 시나리오 1에서 EG, EDC는 現施設能力內에서만 生產하고 기타 需要는 전량 自給하는 경우이다.

・시나리오 3: 시나리오 2 중 80%의 自給度維持를 假定한 경우이다.

資料: 韓國石油化學工業協會.

〈表 7〉 新規進入申請

(1988년 8월말 기준)

그룹(業體名)	施設規模 (千MT/年)		所要資金	完工時期	地域	事業名		
一百(未昭石)	에틸렌	프로필렌	(億원)	)C_T.4()()		1. 24. 41		
대한유화	250	148	2, 300	90. 12	온산	나프타분해		
한국화약 (한양화학)	350	150	3, 500	92. 1	여천	나프타분해 -		
동양나이론	-	150	655	90. 8	울산	프로필렌, 폴리프로필렌		
이수화학		250	990	90. 12	온산	프로필렌, 폴리프로필렌		
삼성종합화학	350	175	9, 100	91. 12	서산	나프타분해와 계열제품		
호남석유화학	350	190	3, 500	92. 6	여천	<u>나프타분해</u>		
서통석유화학	_	100	490	90. 8	여천	프로필렌, 폴리프로필렌		
현대석유화학	358	175	7, 300	91. 12	서산	나프타분해와 계열제품		
금 호 (금호석유화학)	350	190	4, 930	93. 9	대불	나프타분해와 계열제품		
동부석유화학	250	125	5, 600	92. 7	울산	나프타분해와 계열제품		

註: 1) 新規進入希望企業의 총규모는 에틸렌 기준 226萬MT임.

2) NCC는 世界的으로 35萬톤/年 규모가 기준이 됨.

保와 安定操業을 위해 垂直進出(vertical integration)을 기도하고 있다(유공, 대림 등). 그 밖에 石油化學事業에 新規進入을 원하는 企業들도 있다(현대, 삼성 등). 이에 따라 에틸렌은 7個業體(生產量 226萬론/年), 프로 필렌은 10個業體(生產量 165.3萬론/年)가 자가소비원료의 안정확보 및 수직계열화를 통한 產業構造改善의 명분으로 施設擴張計劃을

신청하였다(表 7 참조).

단지별로는 蔚山에는 大韓油化가 實需要者 로서 東部石油化學은 新規事業參與로서 부지 의 접근성을 내세우고, 麗川에는 韓洋化學과 湖南石油化學이 에틸렌實需要業體로서, 錦湖 石油化學은 프로필렌系列의 實需要者로서 事 業計劃을 하고 있다. 또한 서해안에는 現代 와 三星이 매립지에 일관된 石油化學團地를 建設할 계획을 하고 있다.

### 3. 自由進入 對 進入制限

나프타分解工場을 짓겠다는 신청에 대해 1986년 7월 이전에는 石油化學工業育成法에 근거하여 政府가 特定企業에 増設權을 주어 왔으나, 工業發展法의 발효에 따라 石油化學 工業育成法은 폐기되었을 뿐 아니라 經濟民 主化에 따라 政府의 合理的 근거가 없는 市 場進入에 대한 직접통제가 점차 어려워졌다. 더구나 NCC增設問題가 工業發展法의 발효 이후 進入問題에 처음 발생하는 경우로서 추 후 工業發展法 운영에 대한 政府意圖와 태도 에 대한 試金石이 될 가능성이 있었다. 이런 상황하에서 政府는 우선 進入을 自由化할 것 인지 制限할 것인지에 대한 決定을 하게 되 었다. 이에 대해 Ⅲ章의 모델에 따라 市場進 入에 대한 政府介入에 대해 논의하고자 한다. 前述한 바와 같은 石油化學產業의 특징에 따라 静態的 同質商品의 경우 〈表 3〉의 例를 응용하여 需要와 生產函數에 대한 몇가지 假 定下에서 自由進入時 企業數와 社會的 適正 企業數를 추정하여 보면 〈表 8〉과 같다.

1988년의 市場規模(國內需要 年 85萬톤)가 유지된다는 가정과 몇가지 單純化 假定과 需 要 및 生產函數에 대한 推定下에서 自由進入 을 허용한 경우 에틸렌 기준 35萬톤 규모의 NCC가 4개 이상은 進入하지 않을 것이며, 이때 社會的 適正 NCC數는 2개 정도로 추정 된다.

같은 요령으로 需要函數에 대한 假定을 몇 가지로 바꾸어 위의 例에 대한 감응도(sensitivity)를 檢討하여 보면 〈表 9〉와 같다.

《表 9》의 感應度分析과 韓國石油化學工業協會의 推定에 따라 1993년 國內需要가 192萬론/年에 이른다는 假定(α = 700, β = 0.2)을 받아들인다면 自由進入時 7~8개 企業이進入을 하며 이때 社會的 適正企業數는 3~4개일 것으로 추정된다. 工場建設期間이 3~4년 소요되므로 1989년에 1993년을 대비한다할 때 自由進入 許容時 4~5개 企業의 新規

〈表 8〉 石油化學産業의 例

假定	需要函數* P = 490 - 0.2Q	(단 <b>q, Q</b> 는 1,000MT 단위 <b>P</b> 는 ₩1,000 단위)
	生產函數** C(q) = 23,500 +	156×q (NCC는 에틸렌 35萬톤을 기준함)
自由進入時 企業 <b>數</b>	$(\overline{N} + 1)^2 = \frac{(490 - 156)^2}{0.2 \times 23,500} = 2$	$\bar{N} = 3.9$
社會的 適正 企業數	$(N^* + 1)^3 = \frac{(490 - 156)^2}{0.2 \times 23,500} =$	$N^* = 1.9$

<sup>\*</sup> 需要函數는 최근 4년간의 가격동향과 수요변화 자료를 기초로 추정하였음.

<sup>\*\*</sup> 生產函數는 原價資料의 미비로 인하여 大林과 油公의 전문가와의 면담을 통해 추정하였음.

참고 1: Ⅲ章에서의 모델에서와 같이 石油化學產業에서 N〉N\*임을 보여 주고 있다.

참고 2: 이는 여러 가능한 推定의 한 例이며, 需要函數와 生產函數에 대한 좀더 세밀한 推定이 必要함.

〈表 9〉 感應度分析

需要函數:  $P = \alpha - \beta Q$ 

	$\alpha = 400$	$\alpha = 490$	· α =600*	$\alpha = 700*$
$\beta = 0.1$	$\overline{N} = 4.0$ $N^* = 1.9$	$\bar{N} = 5.9$ $N^* = 2.6$	$\bar{N} = 8.2$ $N^* = 3.4$	$\bar{N} = 10.2$ $N^* = 4.0$
$\beta = 0.2$	$\overline{N} = 2.6$ $N^* = 1.3$	$ \bar{N} = 3.9 $ $ N^* = 1.9 $	$\overline{N} = 5.5$ $N^* = 2.5$	$\bar{N} = 6.9$ $N^* = 3.0$
$\beta = 0.3$	$\overline{N} = 1.9$ $N^* = 1.0$	$\overline{N} = 3.0$ $N^* = 1.5$	$\overline{N} = 4.3$ $N^* = 2.0$	$\bar{N} = 5.5$ $N^* = 2.5$

<sup>\*</sup> 만약 1988년말 수준 價格안 320,000원/MT 수준이 유지되고, β = 0.2라고 假定을 할 때 α = 490, 600, 700의 경우는 需要規模가 85萬, 140萬, 190萬톤/年에 해당된다.

進入이 예상되며, 社會的 適正水準은 이보다 훨씬 적을 것으로 예상된다<sup>11)</sup>.

또한 NCC 增設에 대해 생각하기 위해 豫 想稼動率을 推定하여 본다. 韓國石油化學協會의 需要에 대한 세가지 시나리오下에서 現增設分이 1991년까지 完工되고 35萬톤/年 規模의 NCC를 (1) 1基 (2) 2基 (3) 3基 (4) 4基를 추가 건설하여 1992년에 완공하였을 경우의 豫想需要/生產能力 比率은 〈表 10〉과 같다.

일반적으로 NCC의 稼動率 90~100%가 적정수준이라 생각되고, 現原價構造下에서 70% 미만으로 내려갈 때는 價格競争力이 없어진다고 보고 있다. 〈表 10〉에 따르면 NCC 4基(140萬론/年)가 1992년에 完工된다면 平均稼動率이 60% 수준으로 떨어질 가능성이 있다.물론 이는 여러 假定의 現實性 정도에 따라달라질 것이다.

또한 고려하여야 할 주요사항은 原料인 나

프타의 安定需給問題이다. 精油施設 增設計劃에 따르면 1992년도 國內最大 나프타 生產可能量은 50萬Bbl/年 미만인 반면 에틸렌 生產能力 增設에 따라 필요한 나프타需要는 급속히 增加할 것이다. 따라서 1992년도 海外나프타市場이 어떨지 불확실한 상황에서 나프타의 安定需給이 문제가 될 수 있다.

이러한 예상되는 문제점 때문에 1989년초에 政府는 蔚山地域에는 大韓油化를, 麗川地域에는 湖南石油化學을 NCC事業體로 선정하였으며, 麗川地域의 漢陽化學, 三星, 現代는油化投資가 自由化되는 90년대에 進入할 준비를 하고 있다. 만약 기존설비 및 건설중인 工場과 進入準備를 하는 5개 企業의 시설이 완공·가동되는 1992년에는 超過供給이 예상된다. 더구나 油化國際景氣는 둔화조짐을 보이는 반면, 세계적으로 나프타分解設備의 新 增設이 활발하여 業界는 過剰設備와, 原料인나프타의 安定需給問題를 우려하고 있다.

그러나 모든 企業은 初期進入을 원하며 他 企業의 양보를 요구할 뿐 자신의 투자양보는 고려하지 않고 있는 현실이기 때문에 油化民 間協議會의 投資調整도 아무런 實效를 거두

<sup>11)</sup> 위의 推定(N 및 N\*)은 모델을 설명하기 위한 한 例이며, 變數의 값에 따라 推定값이 달라진다. 또한 工場의 정기점검, 고장가능성, 노사분규 등에 의한 稼動停止 등의 현실적인 문제는 고려대상에서 제외 하였으므로 推定値를 현실문제에 그대로 응용하기에 는 限界가 있다.

〈表 10〉 豫想稼動率

(단위: %)

生產能力	需要1)	1990	1991	19922)	1993	1994	1995
	시나리오 1	132. 5	109.6	118.3	127.6	136. 9	147.5
現 水準	시나리오 2	110.5	90. 9	97.3	104. 1	111. 2	119.0
	시나리오 3	88. 4	72.7	77.8	83. 2	90.0	95. 2
NCC 1基 追加 (35萬돈)	시나리오 1 시나리오 2 시나리오 3	132. 5 110. 5 88. 4	109. 6 90. 9 72. 7	95. 9 78. 9 63. 1	103. 5 84. 4 67. 5	111. 0 90. 2 72. 2	119. 7 96. 6 77. 2
NCC 2基 追加 (70萬돈)	시나리오 1 시나리오 2 시나리오 3	132. 5 110. 5 88. 4	109. 6 90. 9 72. 7	80. 7 66. 4 53. 1	87. 1 71. 0 56. 8	93. 4 75. 9 60. 7	100. 7 81. 3 65. 0
NCC 3基 追加 (105萬돈)	시나리오 1 시나리오 2 시나리오 3	132. 5 110. 5 88. 4	109. 6 90. 9 72. 7	69. 7 57. 3 45. 8	75. 1 61. 3 49. 0	80. 6 65. 5 52. 4	86. 9 70. 1 56. 1
NCC 4基 追加 (140萬돈)	시나리오 1 시나리오 2 시나리오 3	132. 5 110. 5 88. 4	109. 6 90. 9 72. 7	61. 3 50. 4 40. 3	66. 1 53. 9 43. 1	70. 9 57. 6 46. 1	76. 4 61. 7 49. 3

註: 1)需要는 韓國石油化學協會의 예측을 기준으로 하였음.

2)이때 完工初期에 시험가동, 판매망미비 등으로 生産能力보다 生產量이 적을 수 있다는 점은 看過하였음.

지 못하고 있다. 이와 같이 특성을 갖는 몇 개의 산업에서는 市場機能에 의해 결정되는 產業構造가 社會的 適正產業構造와 다를 수 있으며, 이 경우 政府의 市場進入制限은 合理化될 여지가 있다.

# V. 要約斗 結論: 合理化產業 指定의 基準

本稿에서는 固定費用 부분이 큰 製造業의 경우 市場進入에 대해 市場機能에 맡기기를 주장하는 自由經濟主義(laissaire faire)와 政府介入을 주장하는 產業政策主義(industrial policy)간의 논란에 대해서, 각 주장이 正當 化되는 경우와 그렇지 않은 경우에 대해 일

반적인 이론을 설명함으로써, 工業發展法運 用方案에 대해 몇가지 기준을 제시하려 하였 다.

工業發展法의 중요한 특징 중의 하나는 合理化指定의 구체적 기준의 제시없이 2개의協議會에 위임하고 있다는 점이다. 이는 工業發展法의 弱點이자 强點으로 융통성있는 운영을 통해 產業의 發展에 공헌할 수도 있는 반면, 그 반대의 경우에는 많은 社會的費用과 不公平性을 발생시킬 수도 있다.

원칙적으로 合理化產業指定은 매우 제한적 인 運用을 하여야 하며, 앞의 모델에 따르는 政策的 의미로부터, 合理化產業指定(市場進 入에 대한 政府介入) 對象이 되기 위해서는 다음과 같은 테스트(test)를 우선 거쳐야 한 다고 생각된다.

첫째, 상품의 多様化가 어렵다. 즉 同質性

商品일수록 規模의 經濟效果와 市場争奪效果 가 크며, 商品差別化가 가능할수록 商品多樣 化效果가 커서 市場進入制限이 正當化되기 어렵다.

둘째, 埋没費用 또는 固定費用이 市場規模에 비하여 상당히 크다. 즉 K(또는 F)가 커질수록 社會的 效用과 企業個別的 效用의 不一致가 나타나고, 市場機能에 맡길 경우 資源의 社會的 適正配分이 일어나지 않을 가능성이 높다.

셋째, 政府失敗(government failure) 가능성이 적다. 예를 들면 市場進入制限에 따른 剩餘(rent)가 存在할 때 이를 적절히 分配하여 公平性問題가 최소화되도록 하여야 한다. 市場進入에 대한 초과수요가 있어 프리미엄이 存在할 때 이의 公平한 분배를 위해 價格統制 등을 통해 一部가 進入制限에 따르는 剩餘를 獨占하는 것을 방지할 수 있어야 한다.

물론 위에 제시한 기준들은 일반적인 기준이며 각 경우마다 產業性格, 成熟段階, 技術變革 등을 검토하여 合理化指定을 신중히 하여야 할 것이다.

이와 같은 원칙적인 結論에 따르는 問題點은 產業與件變化가 계속됨에 따라 政府의 市場進入制限이 合理化되던 경우가 그렇지 못한 상황으로 바뀌기도 하고, 逆으로 되는 경우가 있다는 데에 있다. 따라서 工業發展法運用도 변화하여야 하지만, 여기에는 여러制約이 따른다.

첫째, 產業이 처한 環境(市場規模, 原價構造, 需要量과 需要構造)이 계속 변화하는 상황에서, 政府가 많은 情報를 흡수하고 대응할 수 있는 능력이 있느냐는 문제이다. 또한

이에 관련된 附帶管理·評價費用이 얼마나 드느냐는 문제가 있다.

둘째, 政府가 情報處理能力이 있더라도 構造的介入 또는 行動的介入 등을 통해 市場에 介入할 수 있는 效率的인 政策手段(instruments)이 있느냐는 문제 외에도, 얼마만한 時差(time lag)를 두고 政策手段이 쓰일 수 있느냐는 문제도 있다. 企業數와 商品數가늘어나고 產業이 복잡해질수록 政策手段의 效果는 점차 낮아지는 것이 일반적이다.

셋째, 政府가 進入制限을 할 경우 企業과 政府立場의 차이에서 오는 프리미엄을 누구 에게 公正하게 귀속시키느냐는 문제이다. 進 入에 대한 剰餘가 存在할 때 이를 어떻게 政 府나 社會가 흡수하고, 어떻게 分配하느냐는 公平性(equity)의 문제가 대두될 수 있다.

넷째, 動態的 모델에서는 市場規模가 일정 속도로 증대된다고 하였으나, 미래의 市場規模는 불확실하다. 따라서 市場規模成長의 속도가 最小費用生產量(q<sub>0</sub>)에 비하여 매우 빠르거나 느릴 경우에 政策上의 의미는 각각다를 수 있다. 같은 產業이라도 市場規模가增加함에 따라 產業構造가 바뀌고, 따라서政府의 介入方式도 바뀌어야 한다는 점을 시사한다. 그런데 어려운 문제는 政府介入方式이 바뀌어야 하는 시점이 언제인가 하는 점이다. 예를 들면 政府가 進入制限 또는 價格統制를 하다가 政府介入을 없애는 시점을 언제로 잡느냐 하는 문제이다. 한번 정해진 規制는 기존 企業들의 이익을 보호하는 경우無期限的으로 계속되는 경우가 많았었다.

앞에서 지적한 바와 같은 問題點 때문에 政府介入의 폐단을 最小化하도록 工業發展法 運用은 合理化產業 指定期間을 2~3년 미만 으로 제한하며, 연속적인 再指定을 原則的으로 禁止함으로써 일정기간 후에는 合理化指定이 자동적으로 해제되도록 하여. 企業의

지속적인 政府依存態度를 버리게 함이 合理 化指定에 따른 過保護와 非效率을 최소화시 킬 수 있는 현실적인 代案으로 생각된다.

### ▷參考文獻◁

- 具本英, 「石油化學工業의 現况과 展望」, 研究叢書 33, 韓國開發研究院, 1980.
- 大韓石油協會, 『石油年報』, 各年度.
- 韓國石油化學工業協會,『石油化學工業統計』, 各年度.
- 韓國石油化學工業協會,『石油化學工業現况』, 1988.
- Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimal Product Diversity", *American Economic Review*, Vol. 67, 1977, pp. 297~308.
- Mankiw, N. G. and M. D. Whinston, "Free Entry and Social Inefficiency", *Rand Journal of Economics*, Vol. 17, No. 1, 1986, pp. 48~58.
- Perry, M. K., "Scale Economies, Imperfect Competition, and Public Poli-

- cy", Journal of Industrial Economics, Vol. 32, 1984, pp. 313~330.
- Rao, R.C. and D.P. Rutenberg, "Preempting and Alert Rival", *Bell Journal of Economics*, Vol. 10, No. 2, 19 79, pp. 412~428.
- Spence, A.M., "Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition", *Review of Economic Studies*, Vol. 43. 1976. pp. 217~236.
- Van Weizsacker, C.C., "A Welfare Analysis of Barriers to Entry", *Bell Journal of Economics*, Vol. 11, 1980, pp. 399~420.
- Williamson, Oliver E., "Economies as an Antitrust Defense: The Welfare Tradeoffs", American Economic Review.

# 우리나라 經常收支黑字의 實證的 分析

朴 元 巖

本稿는 1986년 이후 우리나라의 經常収支黑字 및 輸出入行態를 實證的으로 分析하고 그 原因을 살펴보고자 하는 데 목적이 있다.

1986년의 海外與件好轉으로 經常収支가 黑字로 반전하게 되자 1987년 이후에는 원貨를 상당히 切上하였음에도 불구하고 經常収支黑字減少의 효과가 1988년까지는 뚜렷이나타나지 않았는데, 이는 換率의 변화를 輸出價格에 100% 轉嫁하지 않으려는 企業의價格決定政策으로 輸出物量減少가 지연되고 원貨切上의 J-커브效果가 발생했기 때문이다. 한편 1986년 이후 經常収支黑字基調下에서 輸出入行態의 構造的 安定性을 計量的 方法으로 검증한 결과 檢證方法에 따라 構造的 安定性의 假說이 기각되기도 하였는데특히 輸出單價 및 輸入物量決定行態의 경우 1985년 이전에 비하여 構造的으로 상당한變化가 있었던 것으로 나타났다.

# I. 序

1985년에 우리나라의 貿易収支가 均衡에 접근한 이후 그 다음해에는 海外與件이 크게 好轉됨에 따라 1986년부터 작년까지 貿易収支 및 經常収支의 黑字規模가 매년 확대되었다. 1986년 이후 經常収支黑字가 3低效果에 기인한 바가 크다는 점은 이미 주지된 사실

이거니와 1986년 3/4분기 이후 원貨의 實質 的 切上에도 불구하고 經常収支黑字는 계속 확대되었으며 黑字規模가 커짐에 따라 이에 수반되는 物價上昇 및 通商摩擦의 副作用을 줄이기 위하여 원貨를 切上시키고 貿易自由 化 및 多邊化를 추진함으로써 構造的 適應의 努力을 경주하였다.

本稿는 1986년 이후 우리나라의 經常収支 黑字 및 輸出入行態를 實證的으로 분석하고 그 原因을 살펴보고자 함에 목적이 있다. 第 『章에서는 3低與件으로 대표되는 海外與件 의 變化推移를 살펴보았다. 第『章에서는 國際収支變化를 살펴보았는데 특히 원貨切上

筆者: 本院 研究委員

<sup>\*</sup> 本稿를 읽고 論評해 준 本院의 左承喜 硏究委員과 成 均館大學校의 金慶洙 教授에게 깊은 감사를 드린다.

및 賃金上昇이 價格에 미치는 영향을 중시하여 輸出入의 名目變化를 單價變化와 物量變化로 兩分하여 살펴보았다. 第Ⅳ章에서는 購買力平價說의 타당성 및 J-커브效果를 살펴보기 위하여 換率變化가 價格 및 物量에 미치는 영향을 따로 분석하였다. 第Ⅴ章에서는 1986년 이후 經常収支黑字期의 輸出入行態가고 이전과 비교하여 構造的으로 어떻게 달라졌는가를 計量的으로 檢證하였다.

## Ⅱ. 海外與件變化

### 1. 換率 및 對外競争力

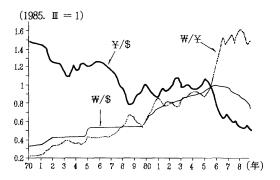
### 가. 엔貨, 달러貨 및 원貨의 價值變動

1985년 9월의 主要先進國間 換率調整合意이후 1988년말까지 엔貨는 美달러貨에 대하여 72% 切上되었으며 이에 상응하여 원貨도美달러貨에 대하여 30% 切上되었다. 美國과日本에 대한 우리나라의 貿易規模는 總貿易規模의 절반 이상을 차지하고 있으므로 主要先進國 중에서도 엔貨의 美달러貨에 대한 換率變動은 우리나라의 貿易에 큰 영향을 미친다. 雙務的(bilateral) 立場에서 보면 우리나라의 對美貿易은 원貨의 對달러貨 換率에 크게 영향을 받으나 美國市場에서 우리나라와日本의 輸出品이 서로 價格競爭關係에 있을때에는 엔貨의 對달러貨 換率이 바로 우리나라의 對美貿易에 영향을 미치게 된다. 특히日本으로부터 資本財 및 部品을 輸入하여 完

製品으로 美國에 輸出하는 경우 엔貨의 對달 러貨切上과 이에 따른 원貨의 對엔貨切下는 對日収支를 개선시키는 것이 아니라 오히려 對日収支를 惡化시키고 對美収支를 改善시킨 다. 그러나 우리나라와 日本의 輸出品이 서 로 競爭關係에 있지 아니할 때에는 엔貨의 對달러貨切上은 對美収支에는 별로 영향을 미치지 못하고 對日収支만을 개선시키게 된 다. 한편 원貨의 對달러貨切上은 長期的으로 對美収支 및 對日収支를 모두 惡化시키다. 이상과 같이 엔貨, 달러貨 및 원貨의 換率變 化가 對美・對日収支에 미치는 영향은 우리 나라의 產業·生產構造 및 3國製品의 價格競 争度에 따라 달라지게 된다". 그러나 總體的 으로 보면 엔貨의 對달러貨切上은 對日輸入 依存度 및 日本製品과의 價格競争度에 관계 없이 對美収支 혹은 對日収支의 改善을 통해 서 長期的으로 總體的 貿易収支를 改善시킨 다. 換率效果를 산출하기 위한 輸出入 推定 時 對美・對日貿易을 구분하지 않는 것은 이 와 같은 이유에서이다.

[圖 1]은 主要先進國이 固定換率制에서 이탈하여 變動換率制를 채택하였던 1971년 이후 엔貨, 달러貨 및 원貨의 換率變動推移를

### [圖 1] 달러貨 및 엔貨에 대한 원貨의 換率變動推移



<sup>1)</sup> 左承喜(1987) 참조.

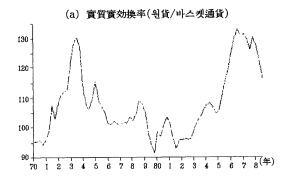
보여주고 있다. 變動換率制導入으로 1971년 2/4분기 이후 1973년 2/4분기까지 엔貨는 美 달러貨에 대하여 급격히 切上되었다가 제1차 오잌쇼크를 맞아 완만하게 切下되기 시작하 였다. 1975년 4/4분기부터 제2차 오일쇼크 이전까지 엔貨는 다시 급격하게 切上되었으 나 제2차 오일쇼크 이후 1985년 1/4분기까지 엔貨는 美달러貨에 대하여 대체로 切下되는 추세를 보였다. 1985년 1/4분기 이후 1986년 3/4분기까지 엔貨는 다시 급격하게 切上되었 으며 1986년 3/4분기 이후에도 切上되고 있 기는 하나 切上速度가 둔화되었고 1988년 3/4분기에는 오히려 切下되었다. 즉 엔貨는 1988년에 들어서는 切上速度가 매우 완만해 지거나 오히려 切下되고 있어서 과연 1985년 1/4분기 이후 1988년말까지 엔貨의 대폭 切 上이 美國의 貿易収支를 改善시키기에 充分 한 水準인가에 대하여 활발한 논의가 이루어 지고 있다2).

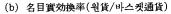
한편 1986년 2/4분기 들어 원貨는 美달러 貨에 대하여 지속적으로 切上되기 시작하였으며 1988년에는 더욱 가속화되었다. 그러나 원貨는 엔貨에 대해서 대체로 切下되는 추세를 보였으므로 對日赤字의 누적은 換率面에서 불리하였기 때문이 아니라 우리나라 產業生產의 對日輸入依存度가 높기 때문이라고하겠다.

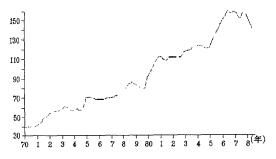
### 나. 對外價格競爭力

對外競爭力의 指標로 가장 널리 사용되는 것은 實質實效換率이다. (圖 2)는 美國, 日

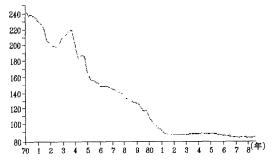
### [圖 2] 實質實効換率 推移(1980=100)1)







### (c) 相對價格(海外價格/國內價格)<sup>2)</sup>



註: 1) 7大交易國 貿易加重値 사용. 2) 都賣物價 사용.

本을 비롯한 主要 7大交易國 貿易加重値를 이용한 實質實效換率의 推移를 보여주고 있는데 1980년대에 들어 通貨바스켓換率制度의 導入으로 원貨는 實質實效換率面에서 切下되는 추세를 보였으며 특히 1985년 1/4분기 이후에는 엔貨의 급격한 切上으로 1986년 3/4분기까지 빠른 속도로 切下되었다. 그러나

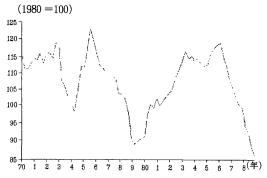
<sup>2)</sup> 대부분의 學者들은 國際經濟均衡을 회복하기 위하여 美國의 財政緊縮, 日本·西獨의 緊縮緩和 및 달러貨 의 추가적 切下가 필요하다는 데 동의하고 있다. 이 에 관한 最近의 實證的 研究로는 Cline(1989) 참조.

1986년 3/4분기 이후 원貨는 切上趨勢로 반전하였는데 특히 1987년 4/4분기 이후에는 원貨가 美달러貨에 대하여 빠르게 切上됨에따라 實質實效換率面에서도 빠르게 切上되는 모습을 보였다.

實質實效換率의 변화를 名目實效換率과 相對價格變化로 兩分하여 보면 名目實效換率面에서는 대체로 1986년까지 원貨가 平價切下된 반면 海外價格에 대한 國內相對價格은 대체로 상승하는 추세를 보였으며, 名目實效換率과 相對價格變化의 緩急에 따라 實質實效換率이 變動하였다. 1986년 이후에는 名目實效換率이 平價切上되는 가운데 國內相對價格도 완만하게 상승하여 實質實效換率이 引下되었다.

實質實效換率이 對外競爭力, 특히 輸出의價格競爭力을 나타내는 적절한 지표가 될 수 있는가는 매우 의문시된다. 앞으로 보이려는 바와 같이 購買力平價가 유지되지 않을 때에는 自國의 國內物價 대신 輸出價格을 사용하여 對外競爭力을 추정하는 것이 바람직하다. [圖 3]은 對外競爭力의 또 다른 指標인 7大交易國의 달러表示加重都賣物價(1980년 輸出加重値 사용)의 달러表示輸出單價에 대한 比率의 推移를 보여주고 있다. 同 指標가 實質實效換率과 다른 점은 우리나라의 달러表示都賣物價 대신 輸出單價를 사용하고 있다는 것인데 (9)式에서 보이려는 바와 같이 同 指標야말로 輸出物量의 變化를 설명할 수 있는 相對價格變數가 되고 있다.

[圖 3] 우리나라 輸出單價에 대한 海外都賣物價(달러表示)<sup>1)</sup>



註: 1) 7大交易國 달러表示 加重都賣物價(1980년 輸出加重値)/달러表示輸出單價

새로운 競爭力指數를 사용하 [圖 3]도 대 체로 [圖 2]와 비슷한 추세를 보이고 있다. 그러나 달러表示都賣物價 대신 달러表示輸出 單價를 사용하면 1985년중의 輸出競爭力上昇 이 實質實效換率로 측정한 것보다 훨씬 낮으 며 1985년 4/4분기부터 輸出競爭力이 급격하 게 떨어지는 것으로 나타난다. 第Ⅳ章에서 後述하려는 바와 같이 이와 같은 현상은 換 率變化의 낮은 價格轉嫁, 최근의 높은 賃金 引上 및 利潤率調整으로 설명할 수 있다. (9) 式과 같이 우리나라의 輸出物量變化는 相對 價格變數로 前者(實質實效換率)를 사용하였 을 경우보다는 後者를 사용하였을 경우에 더 잘 설명되므로 단순히 實質實效換率의 변화 에만 치중하지 말고 最近의 輸出單價上昇에 따른 輸出競爭力의 급격한 鈍化가 분석의 초 점이 되어야 한다3).

이상을 종합하면 1985년 1/4분기 이후 1986년 3/4분기까지 원貨는 主要先進國通貨에 대해 대폭 절하되었으며 이러한 원貨의 대폭절하가 1986년 이후 貿易収支黑字의 要因이 되었던 것도 사실이다. 그러나 1986년

<sup>3)</sup> 예를 들어 美國은 우리나라가 1980년 바스켓換率制度를 도입하면서 원貨를 인위적으로 切下시켰으므로 1980년 實質實效換率을 均衡水準으로 보아야 한다고 주장하고 있는데 새로운 競争力指數를 사용하면 對外競争力이 1988년에 이미 1980년보다 낮아진 것으로 나타난다.

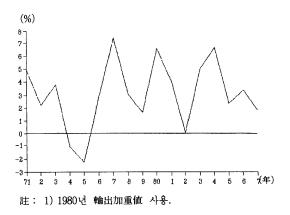
중반 이후 원貨는 美달러貨에 대하여 切上되기 시작하였고 엔貨强勢도 退潮하여 對外競争力이 다시 低下되었으며 특히 1988년 들어서는 원貨의 對美달러切上을 중심으로 對外競争力이 크게 低下되었다. 특히 輸出單價를 사용하면 對外競争力이 1985년 4/4분기부터 급격하게 떨어진 것으로 나타나므로 輸出單價上昇의 名目輸出增大效果 및 더딘 物量變化로 인한 J-커브效果가 1986년 이후 작년까지의 貿易収支黑字를 상당부분 설명하고 있다고 하겠다. 이 점에 관해서는 第Ⅳ章에서 더 자세하게 논의하기로 하겠다.

### 2. 海外需要

輸出은 價格뿐만 아니라 所得의 變化에도 민감하게 반응한다. 우리나라의 경우 輸出物 量의 海外需要에 대한 彈力性은 매우 높게 나타나고 價格競爭力變化에 비하여 時差없이 바로 輸出에 영향을 미치게 되므로 主要先進 國의 景氣變化에 따른 海外需要의 變化는 매우 중요하다고 하겠다.

[圖 4]는 7大交易國의 加重된 달러表示 實質GNP의 成長率을 보이고 있는데 3~4년간의 週期로 순환변동하고 있다. 加重GNP의成長率은 1985년에 크게 떨어져 우리나라 輸出不振의 원인이 되었으며 1986년에는 다소상 등하였으나 1987년에는 다시 하락함으로써 1987년은 海外需要나 價格競爭力面에서 모두 1986년에 비해 불리하였다고 하겠다. 작년에는 1987년 10월 범세계적인 證市波動의 영향으로 경기가 급속히 둔화될 것이라는 當初의豫想과는 달리 世界經濟는 1984년 이래 가장 높은 經濟成長을 기록하였다. 이와 같은 海

[圖 4] 7大交易國의 加重GNP成長率 (달러表示)<sup>1)</sup>



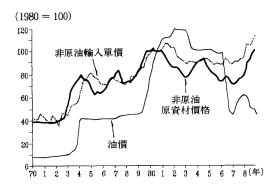
外需要의 好調가 작년중 輸出의 價格競争力 鈍化를 어느 정도 상쇄하였다.

올해에는 國際収支不均衡을 시정하기 위한 主要先進國間 政策協調로 단순히 과거의 景 氣循環패턴에 따라 主要先進國의 GNP成長率 이 다시 하락할 것이라고 말할 수는 없지만 世界의 主要豫測機關들은 인플레 방지를 위 한 금융긴축등으로 國際金利가 상승하고 美 國이 財政・貿易赤字를 減縮함에 따라 올해 에는 世界經濟成長이 다시 鈍化될 것으로 전 망하고 있다.

## 3. 原資材價格

우리나라의 原資材輸入은 總輸入의 50% 이상을 차지하고 있고 이 중 原油는 總輸入의 10%를 다소 밑도는 수준이므로 原油 및 原資材價格의 變化는 바로 名目輸入額에 영향을 미친다. 世界市場에서의 原油價格과 非原油原資材價格은 대체로 같은 방향으로 움직여 왔으나 1980년대초에는 油價가 上昇하는 가운데 非原油原資材價格이 下落하기도 하였다.

### [圖 5] 原資材價格 推移(달러表示)



(圖 5)는 1983년 들어 油價가 下落하기 시작하였으며 1985년 4/4분기부터 1986년 3/4분기까지 油價는 무려 55%나 下落하였음을 보여주고 있다. 同 期間中 油價의 急落이 1986년중 貿易収支黑字의 또 다른 要因이 되었다. 이후 油價는 다소 上昇하였다가 다시下落하였다.

1986년 3/4분기 이후에는 油價上昇과 더불어 非原油原資材價格도 상승하여 1988년 2/4분기까지 24% 上昇하였으나 작년 3/4분기 이후 상승세가 鈍化되고 있다.

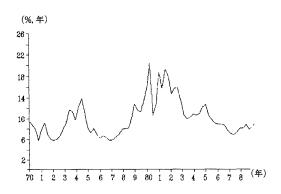
한편 總輸入의 35% 이상을 차지하는 資本 財輸入을 포함하여 우리나라의 非原油輸入單價의 推移를 살펴보면 1970년대에는 世界市 場의 非原油原資材價格과 資本財輸入을 포괄 하는 우리나라의 非原油輸入單價가 거의 같 은 比率로 움직였으나 1980년대에 들어서는 兩者가 상당한 隔差를 보이고 있다. 특히 1985년 이후 엔貨切上期에는 달러表示 對日 資本財輸入價格이 상승하고 있으므로 兩者間 의 隔差가 좁혀지지 않고 있는 것으로 보인 다.

## 4. 海外金利變化와 國內外金利差

海外金利變化는 先進國의 景氣動向 및 財政・金融政策의 强度를 나타내는 지표가 되기도 하지만 우리나라의 경우에는 外債利子負擔을 변화시켜 貿易外収支를 직접적으로 변화시키는 要因이 된다. (圖 6)은 3個月物 유로달러金利가 1970년 이후 어떻게 變化하였는가를 도시하였는데 1980년대초에 급상승하였다가 1982년 이후 대체로 下落하는 추세를 보였다. 특히 1986년에는 海外金利가 빠르게 하락하여 外債利子負擔을 경감시켰으나 1987년 들어 海外金利가 다시 상승하고 있다.

海外金利變化와 관련하여 또 다른 관심사항은 國內外金利差가 어떻게 國內經濟에 영향을 미치는가 하는 점이다. 종래에는 海外金利變化를 우리나라 外債利子負擔에만 연결지어 생각하여 왔는데 앞으로는 원貨切上 및資本市場開放과 관련지어 國內外金利差와換率變化에 더 많은 정책적 관심을 두어야한다. 美國을 비롯한 主要先進國의 경우 자유로운 資本流出入으로 國內外金利差에 의해換率이 움직이게 되며 資本収支와 經常収支

[圖 6] 유로달러숲利(3個月物)



가 상호 밀접한 관련하에 움직이게 된다. 즉 海外金利에 비해 상대적으로 國內金利가 상 승할 경우 資本이 流入되며 資本의 流入으로 自國通貨가 實質切上되어 經常収支를 惡化시 킨다. 이상과 같은 換率決定過程을 長期實質 利子率平價(long-run real interest parity) 原理에 따라 설명하면 다음과 같다.

基本的으로 서로 다른 通貨로 表示된 資產間에 完全한 代替關係가 존재하고 外換危險이 없으며 長期的 期待實質實效換率은 변하지 않는다고 가정하면 처음의 두 假定으로부터 開放經濟下의 名目利子率平價式을 導出할수 있다.

$$s_t^e - s_t = \alpha (i_t^* - i_t) \cdots (1)$$

단, &: 期의 自國貨로 表示한 外貨의 名目現物換率(對數值)

 $st^e$ : α期後의 st期待値

iε: 滿期 α期의 自國貨表示債券利子率\*는 外國을 表示, e는 期待值를 表示

 $\alpha$ 期後의  $\Re$ 期待値는  $\alpha$ 期後의 實質實效換率의 期待値( $q_t^e$ )가 일정하다고 할 때 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$s_t^e = p_t^{*e} - p_t^e + q_t^e \quad \cdots \qquad (2)$$

단,  $p_t^e$ :  $\alpha$ 期後의 國內物價期待值(對數值)  $p_t^{*e}$ :  $\alpha$ 期後의 外國物價期待值(對數值)  $q_t^e$ :  $\alpha$ 期後의 實質實效換率期待值(對數值)

自國과 外國의 毎期 인플레期待値를 각각  $\pi t^e$ . $\pi t^{*e}$ 라고 할 때

$$p_t^e = p_t + \alpha \pi t^e$$

$$p_t^{*e} = p_t^* + \alpha \pi t^{*e} \dots (3)$$

이므로 (2), (3)式을 (1)式에 대입하면 다음과 같은 長期的 實質利子率平價式을 얻는다.

$$s_t - p_t^* + p_t = q_t^e + \alpha (i_t - \pi_t^e - i_t^* + \pi_t^{*e}) \cdots (4)$$

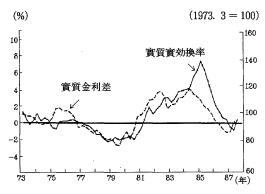
(4)式의 의미는 위에서 언급한 基本假定이 成立할 때 滿期  $\alpha$ 期의 債券에 대한 國內外金 利差가 1%포인트 增大하면 實質換率이  $\alpha$ %포 인트 平價切上된다는 것이며 이후에는 毎期 1%포인트씩 平價切下되어 長期的 均衡水準 ( $q_t^e$ )을 회복하게 된다. 國內外金利差가 감 소할 경우에는 그 反對이다.

[圖 7]은 美國의 경우 이러한 長期的 實質 利子率平價式이 成立하며 實質換率은 國內外 金利差에 따른 資本移動에 따라 변화하였음 을 보여주고 있다. 즉 美國과 主要先進國의 金融·財政政策 등 巨視經濟政策의 運用으로 各國의 實質利子率間 隔差가 발생함에 따라 資本이 移動하고 換率이 변화하게 되었다는 것이다".

우리나라의 경우에는 資本의 流出入에 대한 통제가 비교적 심하고 國內經濟의 급격한變化로 實質實效換率이 長期的으로 안정적일수 없기 때문에 實質換率이 이와 같은 長期實質利子率平價原理에 따라 움직이고 있다고기대하기 어렵다. 우리나라의 換率은 經常収支狀態,輸出競爭力,成長,雇傭 등 제반 여건을 고려하여 資本収支와는 관계없이 決定되어 왔다고 볼 수 있는데 [圖 8]은 이러한

<sup>4)</sup> 종래에는 名目換率의 變化를 硬直的 價格下 資產模型(sticky-price asset model)으로 설명하려 하였으나 貨幣需要攪亂으로 同 模型이 名目換率變化를 만족스럽게 설명하지 못함에 따라 實質換率決定模型으로 이행하게 되었다(Hacche and Townsend, 1981; Frankel, 1982; Meese and Rogoff, 1983). 그러나 Shafer and Loopesko(1983)와 Hooper and Mann (1987)은 實質換率模型이 경험적으로 타당함을 보이는 데 반해, Meese and Rogoff (1988)는 경험적으로 타당하지 않음을 보이고 있다.

## 〔圖 7〕 달러貨의 實質實効換率<sup>1)</sup>과 國內外 實質金利差<sup>2)</sup>

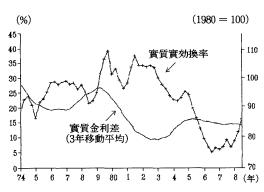


註: 1) CPI 및 1978~83년의 貿易加重値 사용 (G-10通貨/美달러貨).

> 2) 美國의 長期實質金利 - G-10의 長期國債 實質金利.

資料: Hooper and Mann, 1987, p. 51a.

# [圖 8] 우리나라의 實質實効換率<sup>1)</sup> 과 國內外 實質金利差<sup>2)</sup>

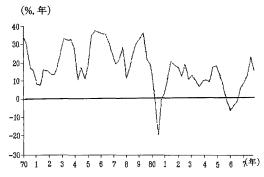


註: 1) [圖 2]의 實質實効換率의 逆數(바스켓通貨/워貨).

2) 實質金利差 = (私債金利 - 國內都賣物價上 昇率) - (3個月物 유로달러金利 - 7大交易國 都賣物價上昇率)

점을 단적으로 보여주고 있다. 3년 移動平均 實質私債金利와 3년 移動平均 3個月物유로달 러實質金利의 差로 측정된 國內外實質金利差 는 1970년대 후반에 늘어나다가 1980년대초 에 줄어들기 시작하였으며 1983~85년간에는 다시 늘어나다가 1985년 이후에는 완만하나 마 줄어들고 있다. 그러나 (圖 7)과 비교하

## [圖 9] 國內外 名目金利差(원貨表示)1)



註: 1)私債金利-3個月物 유로달러金利-원貨의 名目實効換率切下率

여 볼 때 우리나라의 實質實效換率은 金利差가 늘어날 때 上昇(平價切下)하고 金利差가 좁혀들 때 下落(平價切上)되는 추세를 보이고 있어서 長期實質利子率平價式 또는 資本 収支變化에 의해서 換率을 설명하기 어려움을 분명히 알 수 있다.

國內外金利差와 換率間의 이와 같은 움직임은 원貨表示 國內外金利差의 급격한 변동을 막아 資本의 활발한 流出入을 억제하기도한다. (圖 9)는 원貨表示 國內外 名目金利差의 變化를 나타내고 있는데 短期間에 걸쳐큰 폭으로 變化하고 있기는 하나 換率이 (4) 式과 같이 實質利子率平價式에 따라 움직여서 國內外金利差가 正・負의 부호를 가지며이에 따라 資本의 流出入이 일어날 경우에비하면 그렇게 변화폭이 크다고 할 수 없다. (圖 9)에서는 國內金利가 원貨價值變動을 고려한 海外金利보다 높게 유지되고 있어서 항상 資本流入壓力이 존재하여 왔다고 하겠다.

앞으로 資本市場을 開放한다는 것은 國內 外金利差로 당분간 資本이 유입되고 원貨가 절상되어 國內經濟에 심각한 영향을 미칠 것 임을 의미하고 또한 國內巨視經濟政策의 집

〈表 1〉 國際收支 推移

(단위: 億달러)

	1983	1984	1985	1986	1987	1988
經 常 収 支	-16. 1	-13. 7	-8. 9	46. 2	98. 5	141.6
貿易収支	-17.6	-10. 4	-0.2	42. 1	76. 6	114. 4
貿易外収支	-4. 4	-8.8	-14. 5	-6. 3	9.8	12. 7
移 轉 収 支	5. 9	5. 4	5.8	10. 4	12. 2	14.5
長期資本収支	12. 7	20. 7	11.0	-19.8	-58. 4	-27.3
短期資本収支	8. 9	-7. 6	-5. 9	-3. 9	-0.1	13. 4
誤差 및 漏落	-9. 4	-8. 9	-8.8	-5. 4	11. 9	-5. 9
綜 合 収 支	-3.8	-9.6	-12.6	17. 0	52. 0	121.8

### 〈表 2〉 貿易外收支 變化(增加額)

(단위: 億달러)

	1983	1984	1985	1986	1987	1988
貿易外収支	1. 2	-4. 4	-5. 7	8. 2	16. 0	3. 0
投資 収益	3. 1	-3. 9	-0.5	0. 2	4.2	7.4
非投資収益	-1. 9	-0. 5	-5. 2	8. 0	11.8	-4.4

행이 國內利子率을 변화시켜 資本移動 및 換率變化를 유발함으로써 財政·金融·換率政策運用上의 追加的인 制約要因이 될 것임을 의미하므로 이 점에 유의하여 신중한 資本市場開放이 요구된다.

## Ⅲ. 國際収支 變化

## 1. 國際收支推移

1986년 이후 經常収支黑字는 海外與件의 好轉에 기인하는 바가 크다는 점은 周知의 事實이다. 1986년 이후 貿易収支 및 經常収 支의 黑字幅이 해마다 늘어나서 작년에는 각 각 114億달러 및 142億달러를 기록하게 되었 다(表 1 참조). 經常収支黑字로 外債를 상환하여감에 따라 長期資本収支는 1986년 이후出超로 反轉하였으나 작년의 出超幅은 外債償還不振 등으로 1987년에 비해 오히려 줄어들었다. 한편 短期資本流入을 중심으로 短期資本収支가 작년에는 入超로 바뀌었으며 이에 따라 작년의 綜合収支黑字는 122億달러에이르게 되었다.

貿易外収支가 1986년 이후 改善된 것은 金 利下落과 外債償還으로 利子負擔이 경감된 것에 부분적으로 기인하고 있다고 보아 貿易 外収支改善分을 純投資収益과 非純投資収益 으로 나누어보면 〈表 2〉와 같다. 1986~87년 간에 貿易外収支가 크게 改善된 것은 純投資 収益의 改善에 바탕을 둔 것이 아니고 海外 建設・旅行 등 非投資収益의 改善에 따른 것 으로 나타났다. 작년의 貿易外収支改善幅 鈍 化도 純投資収益의 증가폭이 줄어들었다기보다는 海外建設受入不振 등에 역유하고 있다.

## 2. 品目別 輸出入

〈表 3〉은 品目別 輸出의 構成比와 増加率 을 보여주고 있는데 價格競爭力上昇으로 섬 유류·신발 등 輕工業製品의 輸出이 1986~ 87년간에 크게 늘었다가 작년에는 원貨切上・ 賃金引上 등으로 다시 增加勢가 鈍化됨으로 써 작년에는 輕工業製品輸出比重이 다시 낮 아지고 重化學工業製品比重이 다시 높아지는 모습을 보였다. 이와 같은 추세는 앞으로도 지속될 것으로 보이는데 1985년 이전까지는 輕工業製品輸出比重이 지속적으로 낮아지는 추세를 보였으므로 이는 향후 우리나라의 輸 出이 1986~87년간의 輸出好況에서 벗어나 과거의 추세를 회복할 것임을 의미한다. 한 편 〈表 4〉에 나타난 品目別 輸入은 品目別 輸出의 變化推移만큼 분명한 趨勢를 보이고 있지 않은데 이는 주로 原油를 포함한 原資 材價格變動에 따라 總輸入 중 原資材比重이 변화하기 때문이다. 작년에는 資本財輸入과 內需用輸入이 크게 상승하였다.

## 3. 地域別 輸出入

〈表 5〉에 나타난 地域別 貿易収支의 가장 큰 특징은 작년중 對美黑字가 1987년에 비해서 9億달러 줄어들고 對日赤字도 13億달러줄어들었다는 점에 있다. 즉 작년에는 輸出・輸入市場을 다변화하여 對美輸出 및 對日輸入이 鈍化되었으며 地域別 貿易収支不均衡이改善되었으나 總體的으로는 貿易収支黑字縮

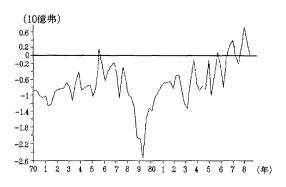
小에 크게 기여하지 못했다고 하겠다. 우리 나라 輸出의 對日輸入依存度가 매우 높은 점 을 감안한다면 작년중 對美黑字·對日赤字의 改善은 對美輸出鈍化에 따른 對日輸入鈍化에 기인하는 것이라고 단순히 해석할 수도 있다.

地域別 貿易収支不均衡 改善이 總體的 貿 易収支不均衡 縮小와 같이 이루어지려면 輸 出增加勢를 鈍化시키는 동시에 對美輸入을 중심으로 輸入을 확대하여야 할 것이다.

## 4. 單價・物量別 輸出入變化

우리나라의 國際収支基準 輸出入變化를 單價變化와 物量變化로 兩分하여 보면 다음과 같다. [圖 10]에서와 같이 實質純輸出은 1980년대 들어 증가하기 시작하였는데 1980년기준 商品의 實質純輸出이 黑字로 반전한 것은 1986년 이후이다. 한편 [圖 11]에서 輸出單價와 輸入單價의 相對比率로 정의된 交易條件도 1980년대 들어 改善되는 추세를 보임으로써 單價變化와 物量變化는 모두 貿易収支를 개선시키는 방향으로 작용하였다.

[圖 10] 實質純輸出(1980년 基準)"



註: 1)商品輸出物量(名目輸出/輸出單價) - 商品輸入 物量(名目輸入/輸入單價)

〈表 3〉品目別 輸出

	}	27	ص ا	0	4	<ol> <li>N</li> </ol>	ပ္	2	6	6	83		6	10
(단위: %)	1988	構成比	4.3	2.0	39.	22.	5	1.7	53.	∞	œ	14.	5.9	100.0
곱	19	增加率	19.6	-7.9	21.9	22. 4	24.8	-7.3	36.8	35.0	51.4	33.2	20.5	28.4
	37	構成比	4.6	3.2	41.5	23. 2	5.7	2.3	50.6	8.4	6.8	13.5	0.9	100.0
	1987	增加率	30.0	27.0	35.8	33.6	33.6	48.2	37.7	18.7	67.0	54.0	106.6	36.1
	36	構成比	4.8	3.4	41.6	23.7	5.8	2.1	50.0	9.6	5.5	12.0		100.0
	1986	增加率	33.7	-12.7	29.3	24. 1	34.0	57.0	5.4	0.8	40.3	43.4		14.6
	35	構成比	4.1	4.5	36.8	21.8	5.0	1.5	54.4	10.9	4.5	9.5		100.0
	1985	增加率	-1.8	6.8	0.5	-1.1	13.4	-0.1	5.8	ران 9	28.8	-9.9		3.5
	30	構成比	7.1	2.0	49.4	28.7	5.0	1.9	41.5	14.4	19.7			100.0
	1980	增加率	6.6	-2.3	11.7	.3 .3	20.0	9.0	25.4	43.3	11.1			16.3
	75	構成比	13.2	4.4	57.4	36.2	3.8	1.4	25.0	7.2	13.8			100.0
	1975	增加率	92.9	-10.4	20.8	20.9	6.5	3.3	-12.3	-37.5	4.4			13.9
	02	構成比	9.6	8.0	69.6	40.8	2.1	0.3	12.8	3.8	7.4			100.0
	1970	增加率	22.5	30.2	37.8	34.5	64.8	129.5	27.4	61.1	15.5			34.2
			費財	燃料	機品品	舞	뉴	芦	<b>紫製</b> 品				ı	111111
			品統	司人					州				働	
			() 有数	原料	草	餓	ᅐ	况	重化學工業	斔	獭		Ш	緞

〈表 4〉品目別 및 用途別 輸入增加率

1988	構成比	2.7	53.8	7.1	36.7	6.7	40.7	59.3	100
19	增加率	37.4	23.7	-0.4	30.8	20.6	18.4	32.4	6 26
37	構成比	2.4	54.9	9.0	35.4	7.0	43.4	56.6	100
1987	增加率	9.2	31.3	10.7	28.4	34.4	40.0	23.0	0 00
36	構成比	2.9	54.3	10.6	35.8	6.8	40.3	59.7	100
1986	增加率	-4.9	-1.3	-40.0	2.2	32.3	-5.7	6.9	-
35	構成比	3.0	55.8	17.9	35.5	5.4	43.3	56.7	100
1985	增加率	-10.9	-I.0	-3.4	9.6	-8.9	7.1	-2.2	1 2
30	構成比	5.8	65.0	25.3	23.0	6.3	23.1	76.9	100
1980	增加率	33.5	23.8	81.7	-18.9	2.7	12.7	8.7	90
1975	構成比	8.2	57.2	17.5	26.5	8.0			100 0
19	增加率	10.3	5.4	31.6	4.4	15.1			6 9
70	構成比	13.7	50.6	6.3	29. 1	6.6			100.0
19	增加率	3.6	18.2	16.2	0.2	-3.6			α
		黎	44	共	对	五	田	田	11111
			汽	迪	₩	曹	丑	鄙	
		談	旗		河	织	讏	Æ	教

〈表 5〉 地域別 貿易收支

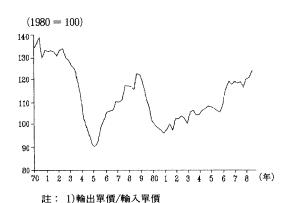
(단위: 億달러, 增加率 %)

			1983	1984	1985
美	國	輸   出     前   入	82. 5 (32. 1) 62. 7 (5. 3)	104. 8 (27. 1) 68. 8 (9. 6)	107. 5 (2. 6) 64. 9 (9. 6)
		収支(億弗)	19. 7	36. 0	42. 7
日	本	輸   出     輸   入	34. 0 (0. 5) 62. 4 (17. 6)	46. 0 (35. 2) 76. 4 (22. 5)	45. 4 (-1. 3) 75. 6 (-1. 0)
		収支(億弗)	-28. 3	-30. 4	-30. 2
EC	諸國	輸   出     輸   入	33. 1 (6. 9) 15. 0 (42. 8)	32. 2 (5. 9) 19. 2 (27. 7)	32. 2 (5. 9) 19. 2 (27. 7)
		収支(億弗)	18. 1	13. 0	13. 0

			1986	1987	1988
美		輸     出       輸     入	138. 8 (29. 1) 65. 5 (0. 9)	183. 1 (31. 9) 87. 6 (33. 8)	214. 0 (16. 9) 127. 6 (45. 7)
<b>X</b>		収支(億弗)	73. 4	95. 5	86. 5
日 2	<b>*</b>	<b>輸</b> 出	54. 3 (19. 4) 108. 7 (43. 8)	84. 4 (55. 5) 136. 6 (25. 6)	120. 0 (42. 3) 159. 3 (16. 6)
		収支(億弗)	-54. 4	-52. 2	-39. 3
EC諸国	或	輸   出     前   入	41. 3 (30. 7) 31. 5 (56. 4)	66. 0 (59. 7) 46. 1 (46. 6)	81. 3 (23. 3) 60. 4 (31. 0)
		収支(億弗)	9.8	19. 8	20. 9

註: ( ) 안은 前年同期對比 增加率(%).

〔圖 11〕 交易條件<sup>1)</sup>

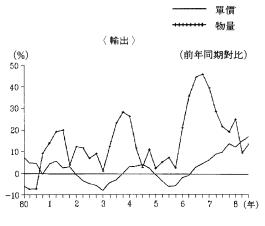


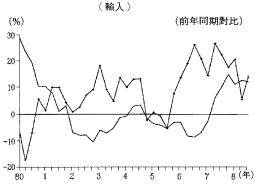
그러나 일반적으로 지속적인 交易條件의

개선(특히 지속적인 輸出單價의 上昇)은 輸出物量增加를 鈍化시키고 輸入增加를 유발함으로써 實質純輸出을 감소시키는데 이와 같은 現象이 나타나지 않은 것은 1980년대 들어 油價가 하락되고 원貨가 平價切下되어 交易條件이 개선되는 가운데 對外競爭力을 提高할 수 있었기 때문이다.

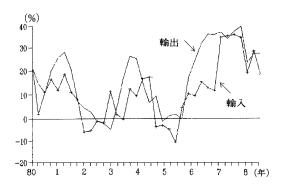
[圖 12]에서는 單價와 物量의 增加率을 도시하였는데 1986년 이후 輸出單價의 지속적 상승으로 輸出物量增加率이 1987년 이후 낮아지기 시작하였다. 輸入面에서는 1987년 이후 輸入單價上昇 및 輸出物量增加鈍化에 따

## 〔圖 12〕 單價 및 物量의 增加率





[圖 13] 名目輸出入의 增加率



른 輸入不振으로 작년까지 輸入物量增加勢가 뚜렷하게 확대되었다고는 할 수 없으나 앞으로 市場開放 및 輸入擴大施策에 힘입어 輸入 物量增加勢도 확대될 것으로 보인다. 單價變化의 物量變化에 대한 時差效果를 감안할 때 輸出入의 名目變化는 短期間에는 單價變化와 같은 방향으로 움직이게 되는데 이를 J-커브效果라고도 한다. 이와 같은 측면을 살펴보기 위하여 (圖 13)에서는 輸出入의 名目增加率을 圖示하였는데 1986년에는 輸出單價 및 物量의 同時上昇으로 名目輸出이 크게 增加하였으며 1987년에는 높은 輸出單價上昇에 따른 輸出物量增加勢鈍化로 名目輸出增加勢가 정체되고 1988년에는 鈍化되는모습을 보였다.

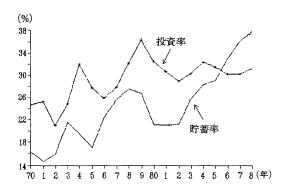
한편 名目輸入은 1987년 들어 그 增加率이 크게 높아졌는데 이는 同年中 油價 및 原油 材價格上昇에 힘입어 輸入單價가 다시 상승 하였기 때문이다. 그러나 名目輸入增加率은 아직도 名目輸出增加率을 밑돌고 있으므로 貿易収支를 축소시키는 방향으로 작용하지는 못하였다.

우리나라의 輸出入單價決定에 관해서는 다음 章에서 보다 자세히 다루기로 한다.

## 5. 貯蓄・投資와 内需擴大

國民所得의 恒等的 關係에 의해서 經常収支는 貯蓄에서 投資를 차감한 금액과 일치하게 된다. 經常収支變化를 輸出과 輸入에 의해서 설명하느냐 또는 貯蓄과 投資에 의해서 설명하느냐에 따라서 彈力性接近方法(elasticity approach)과 國內吸収接近方法(absorption approach)이 대립되고 있다. 彈力性接近方法은 輸出과 輸入의 所得 및 價格彈力性을 중시하며, 本稿의 第Ⅳ章에서도 이 方法을 따르고 있다. 반면 國內吸収接近方法論者들은 貯蓄과 投資行態로 경상수지를 설명하

#### 〔圖 14〕 貯蓄率과 投資率



려 하며, 經常収支調整에 있어서의 換率變化의 역할을 부정하고 있다(Mundell, 1987; McKinnon and Ohno, 1986).

[圖 14]는 우리나라의 貯蓄率과 投資率의 變化를 보이고 있다. 1986년 이후 海外與件의 好轉에 힘입어 貯蓄率은 급상승하고 있는 반면, 投資率은 30% 안팎의 수준을 유지하고 있다. 이와 같은 貯蓄率의 급격한 상승이 經常収支黑字를 초래하였는데 經常収支黑字를 적정수준에서 관리하기 위한 원貨切上이나內需擴大는 貯蓄率의 下落이나 投資率의 上昇을 통하여 經常収支黑字를 줄이게 된다.지난 2~3년간 消費 및 投資가 堅實한 增加勢를 보이고 있으나 貯蓄率下落(消費率增加) 또는 投資率上昇으로 經常収支黑字를 줄이기에는 부족한 수준이었으며 앞으로 과도한 원貨切上이나 賃金引上 없이 經常収支黑字를 줄이기 위해서는 輸入을 개방하거나 投資를

活性化함으로써 輸出產業의 지나친 위축 없이 內需擴大로 貯蓄 및 投資를 조절하는 제반정책방안을 강구하여야 할 것이다<sup>5)</sup>.

## Ⅳ. 換率變化의 價格決定 및 物量變化

앞에서는 巨視經濟變數의 움직임을 중심으로 우리나라 經常収支黑字를 설명하려 하였다. 그러나 우리나라의 경우 (圖 8)에 나타난 바와 같이 國內巨視政策의 變化에 따라 利子率이 變化하고 利子率의 변화에 따라 實質換率이 변화한다고 보기 어렵기 때문에 財政・金融政策混合(monetary and fiscal mix)은 利子率보다는 國內物價 및 GNP成長에 영향을 미침으로써 輸出入을 변화시킨다고 보아야 하며, 換率은 實質實效換率, 貿易収支,雇傭 등 여러가지 指標(indicator)를 고려하여 政策的으로 決定된다고 하겠다.

따라서 換率의 變化에 따라 企業이 어떻게 價格을 결정하는가를 微視的 側面에서 살펴 보려는 것이 최근의 이론적 경향이다. 이하 에서는 이와 같은 입장을 취하여 換率變化의 效果를 살펴보려고 하였다.

#### 理論的 說明

換率의 變化는 國內企業과 外國企業의 輸出價格을 변동시켜 國內企業의 外國市場에서의 輸出競争力 및 外國企業의 國內市場에서의 輸出競争力을 변화시킨다. 各國의 賃金, 生產性 및 原資材 輸入費用이 일단 決定되었

<sup>5)</sup> 內需擴大는 總體的으로 貯蓄率을 낮추고 投資率을 높여서 經常収支黑字를 줄이게 되나 需要側面에서 消費와 投資의 輸入依存度가 輸出의 輸入依存度에 비해 낮고 供給側面에서는 製造業에 비해 서비스產業의 輸入依存度가 낮으므로 단순한 支出轉換(expenditure switching)은 오히려 經常収支를 개선시킬 수 있다. 이러한 점은 經常収支와 貯蓄・投資의恒等的 關係에 의해서는 포착되지 않으므로 주의를 요한다. Dornbusch and Park(1986) 참조.

다고 할 때 輸出企業은 換率의 變化를 100% 輸出價格에 轉嫁시킴으로써 결국 購買力平價 (purchasing power parity)가 유지되는가? 國際収支의 通貨的 接近方法은 購買力平價說 을 基本假定으로 삼고 있으나 輸出企業의 轉 嫁率이 100%를 넘거나 미달한다면 購買力平 價說은 더 이상 國際収支模型의 理論的 基礎 가 되지 못한다.

換率變化에 따른 價格決定過程 및 이에 따른 物量變化는 1985년 9월의 「플라자」合意이후 관심의 대상이 되고 있으나 이에 관한論議는 후술하는 바와 같이 1970년대초에도이미 이루어진 바 있다. 1971년에 美國의 貿易収支가 크게 악화되자 그해 12월에는 「스미소니언」協定을 체결하여 主要通貨間의 새로운 換率을 결정하였고 그 變動幅(band)을 넓게 함으로써 變動換率制로 이행하는 전기를 마련하였다. 그러나 1972년까지의 換率調整으로도 先進國間 國際収支의 均衡을 회복하지는 못하였다.

換率變化의 효과를 살펴보려면 우선 輸出入價格이 自國通貨와 外國通貨中 어느 것으로 계약되는가를 살펴보아야 하는데 이는 契約通貨가 어떻게 決定되는가에 따라 資本利得의 發生與否가 달라지기 때문이다(Magee, 1973). 다음으로 換率變化에 따라 價格이 어떻게 決定되는가를 살펴보아야 하는데 최근에는 產業組織論을 원용하여 價格決定過程을보다 자세히 밝히고 있다(Krugman, 1986; Dornbusch, 1987; Baldwin, 1988). 換率變化가 所得變化와 相對價格變化로 輸出入에

영향을 미치기 이전에 輸出價格變化로 轉嫁되는 過程을 計量的으로 推定함으로써 '一物一價의 法則'成立與否를 검증할 수 있다(Branson, 1972). 마지막으로는 價格變化에따라 物量이 어떻게 變化하는가를 살펴보아야 한다. 일반적으로 物量은 價格變化에 더디게 반응하는 것으로 나타나고 있는데 이는換率變化의 認知, 物量變更의 決定, 配達,在庫 및 原資材의 代替, 生產의 諸經路에서時差가 발생하기 때문이다(Junz and Rhomberg, 1973).

市場이 獨寡占的이라면 企業은 限界費用이 限界収益과 같아지는 점에서 價格을 決定한 다<sup>6)</sup>.

$$ep(1-1/\epsilon) = mc \quad \cdots \qquad (5)$$

단, e: 外國通貨當 名目換率

p: 外貨表示 輸出價格

←: 需要의 價格彈力性

mc: 限界費用

(5)式에서 원貨表示 輸出價格의 限界費用에 대한 마진率(ep/mc) 또는 企業의 利潤率은 需要의 價格彈力性에 따라 달라지게 된다.

$$\frac{ep}{mc} = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \quad \dots \quad (6)$$

만약 海外市場의 價格彈力性이 가격변화에도 불구하고 항상 일정하다면 企業의 利潤率을 일정하게 유지함으로써 換率의 變化나 限界費用의 變化를 外貨表示 輸出價格의 變化로 완전히 轉嫁할 수 있게 된다. 그러나 需要曲線이 一定彈力性需要曲線보다 덜 볼록하다면 價格의 上昇은 需要의 價格彈力性을 높이고 價格의 下落은 價格彈力性을 낮추기 때문에 (6)式에 의해서 價格上昇은 價格과 限

<sup>6)</sup> 市場이 不完全競争的인 것은 生產物이 完全代替的이 아니며, 生產規模에 따른 収益率이 일정하지 않고, 產業內 企業數가 제한되어 있으며, 賃金 및 販賣가 契約에 의해 이루어지기 때문이다.

界費用間의 마진을 줄이고 價格下落은 마진을 높이게 된다. 즉 換率變化나 限界費用變化가 완전하게 價格變化로 轉嫁되지 않게 된다.

한편 需要曲線이 一定彈力性需要曲線보다 더 볼록하다면 價格變化와 需要彈力性間의 逆의 관계가 나타나 價格轉嫁率은 1보다 커 지게 된다.

## 2. 輸出入價格式 推定

換率變化에 따른 이와 같은 價格決定過程을 중시하여 우리나라의 輸出入價格式을 2次PDL, 遠制約方法으로 추정하면 다음과 같다. 國內價格은 企業의 限界費用을 반영한다고 가정하였고 誤差項의 1次時系列相關은 Cochrane-Orcutt方法에 의해 보정되었다"). 또 우리나라의 輸出企業은 美달러貨로 契約을 하고 外國의 輸出企業은 원貨表示價格을 중시한다고 가정하였다.

$$\log(PXGS) = 1.47 + 0.34 \log(WPI/E)$$

$$+0.33 \log(WPI_{x}^{*} \cdot EERX_{x}^{*}) \cdots (7)$$

$$(1.56)$$

$$R^{2} = 0.99 \quad D.W. = 1.19 \quad \rho = 0.84$$

$$\log(PMGSNO \cdot E) = -4.50 + 0.59 \log(WPI_{m}^{*})$$

$$(-4.55) \quad (2.47)$$

 $+ 0.73 \log(EERM)$  (6.38)

 $+ 0.04 \log(PC) + 0.09 \log(PC_{-1})$ (0.61) (1.97)

 $+0.12 \log(PC_{-2}) + 0.13 \log(PC_{-3})$ (3.19) (3.54)

 $+ 0.13 \log(PC_{-4}) + 0.10 \log(PC_{-5})$ (3.46)

$$+0.06 \log (PC_{-6})$$
 .....(8)

 $R^2 = 0.99$  D. W. = 1.86  $\rho = 0.82$ 

推定期間: 1973. I - 1985. №

PXGS: 달러表示 輸出單價

PMGSNO: 달러表示 非原油輸入單價

E: 對美名目換率 WPI: 都賣物價

 $WPI_x^*$ ,  $WPI_m^*$ : 7大交易國의 加重都賣物價

(각각 輸出 및 輸入加重値 사용)

EERX\$: 7大交易國通貨에 대한 달러貨의 名 目實效換率(輸出加重値 사용)

EERM: 7大交易國通貨에 대한 원貨의 名目 實效換率(輸入加重直 사용)

 PC:
 非原油原資材價格(呈刊表示, 資料:

 IMF, IFS)

계절 「더미」는 포함되지 않음

- (7)式에서 7大交易國의 輸出加重都賣物價 가 포함된 것은 우리 輸出品의 7大交易國商 品과의 競争關係를 고려하기 위해서인데 상 당히 有意하게 나타났다.
- (7)式에서 달러表示輸出單價의 달러表示都 賣物價에 대한 彈力性은 0.34로 추정되어 우 리나라 輸出企業은 費用上昇과 換率變動의 34%를 海外輸出價格에 轉嫁하고 있는 것으로 나타났다.
- (8)式에서는 非原油輸入의 상당부분이 原資材인 점을 감안하여 非原油原資材價格을 설명변수로 포함하였다. (8)式에서 원貨表示輸入單價의 7大交易國 加重都賣物價와 名目實效換率에 대한 탄성치는 각각 0.59와 0.73으로 추정되어 海外輸出企業은 費用上昇의약 60%와 換率變動의 약 75%를 對韓輸出價格에 전가하는 것으로 나타났다. 한편 原油를 제외한 原資材價格의 變動은 時差를 두고

<sup>7)</sup> 輸出入式의 說明變數는 대부분 外生變數이나 國內物 價나 GNP는 內生變數이므로 聯立方程式偏倚를 없애기 위하여 手段變數(instrumental variable)를 추가하는 것이 통상적 方法이다. 그러나 적절한 수단 변수를 추가하여도 결과가 크게 달라지지 않았으므로 이하에서는 수단변수를 고려하지 아니하였다.

우리나라 輸入單價에 영향을 미치는 것으로 推定되었는데 原資材備蓄, 導入契約 및 先物 換市場利用 등으로 時差가 발생하는 것으로 보이다.

(7)式과 (8)式에서 海外對韓輸出企業의 換 率變動에 대한 價格轉嫁率은 75%인데 비해 우리나라 輸出企業의 轉嫁率은 34%에 지나지 않는 것으로 나타났다. 앞서 설명한 바와 같 이 換率變動의 轉嫁率이 높다는 것은 價格變 化에도 불구하고 需要의 價格彈力性이 크게 변화하지 않아 企業이 利潤率을 조정하는 대 신 換率變動을 바로 外貨表示輸出價格의 變 動으로 연결시킴을 의미하고 轉嫁率이 낮다 는 것은 企業間의 競争으로 價格과 彈力性이 같은 방향으로 변화하므로 企業이 換率變動 에 따른 需要變動을 줄이기 위하여 利潤率을 조정함으로써 外貨表示輸出價格의 變動을 줄 이려 함을 의미한다. 즉 主要交易國의 輸出 企業은 우리나라 市場에서의 낮은 경쟁관계 로 수요의 가격탄력성이 크게 변화하지 않는 점을 감안하여 큰 폭의 利潤率調整없이 원貨 切下時에는 바로 원貨表示輸出價格을 높이고 원貨切上時에는 바로 원貨表示輸出價格을 낮 춘다. 반대로 우리나라의 輸出企業은 海外獨 寡占市場에서의 競争으로 利潤率調整에 크게 의존하여 원貨切下時 利潤率을 높여서 外貨 表示輸出價格을 소폭으로 낮추고 위貨切上時 에는 利潤率을 낮추어 外貨表示輸出價格을 크게 올리지 않는 것으로 나타났다.

이와 같은 우리나라 輸出企業의 價格決定 行態는 主要交易國의 價格決定行態와 무관하 지 않다. 최근 日本을 비롯한 世界主要交易 國의 對美輸出分析에 의하면 主要交易國의

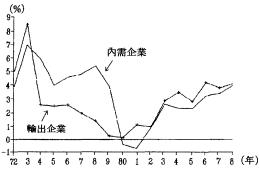
輸出企業은 美國의 獨寡占的 市場構造의 巨 視經濟與件을 감안하여 換率變化時 利潤率調 整에 치중함으로써 달러表示輸出價格이 크게 변화하지 않는 것으로 나타났다8). 1980년대 前半의 달러强勢期間에는 美國의 달러表示輸 入價格이 달러强勢幅만큼 떨어지지 않았으며 따라서 1980년대 前半을 통하여 主要交易國 의 輸出企業은 상당한 利潤을 축적하였던 것 으로 나타났다. 1985년 9월 이후 달러弱勢期 에는 美國의 달러表示輸入價格이 달러弱勢幅 만큼 올라가지 않음으로써 여전히 美國의 輸 入이 늘어나고 있으며 主要交易國의 輸出企 業은 그동안 축적된 利潤을 바탕으로 利潤率 을 하향조정함으로써 市場確保에 주력하고 있는 것으로 보인다. 이와 같은 價格調整으 로 換率變化의 效果가 더디게 物量變化로 나 타나게 된다.

이렇게 主要交易國이 換率變動에도 불구하고 달러表示對美輸出價格의 變動을 줄이려고할 때 價格面에서 이들과 경쟁하여야 하는 우리나라로서는 利潤率을 조정함으로써 換率變動의 輸出價格에의 轉嫁率을 낮출 수밖에 없는 것이다. 우리나라 輸出企業의 낮은 轉嫁率로 원貨切上時 利潤率이 낮아지며 원貨切下時 利潤率이 높아지게 되는데 이와 같은企業의 價格決定過程이 [圖 15] 및 [圖 16]으로 確認되고 있다.

[圖 15]는 韓國銀行의『企業經營分析』資料에 나타난 우리나라 輸出企業과 內需企業의賣出額 經常収益率推移를 보여주고 있는데 1973~79년간의 平價切上期에는 輸出企業의 利潤率이 낮아지다가 1980년 이후 원貨가 平價切下됨에 따라서 다시 利潤率이 높아지고 있다.

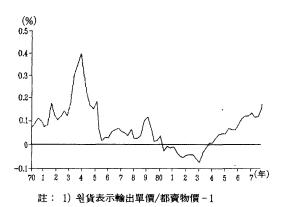
<sup>8)</sup> Hooper and Mann(1987) 참조.

## 〔圖 15〕 賣出額 經常利益率



資料: 韓國銀行,「企業經營分析」, 各號.

[圖 16] 輸出單價의 都賣物價에 대한 마진率 推移<sup>1)</sup>



한편 우리나라의 輸出單價, 都賣物價 및 對美名目換率의 時系列資料를 이용하여 (6) 式에 의거하여 원貨表示輸出單價의 都賣物價 에 대한 마진率을 계산한 결과, [圖 16]에서 와 같이 平價切上期에는 輸出企業의 마진率 이 낮아지고 平價切下期에는 높아지는 추세 를 보였다. 즉『企業經營分析』資料를 이용하 거나 단순히 원貨表示輸出單價의 都賣物價에 대한 마진率을 이용하거나 비슷한 추세를 보 이고 있다.

## 3. 輸出入物量變化

이상과 같이 輸出入價格이 決定되었을 때輸出入物量의 所得 및 價格에 관한 反應度를 추정하여 보자. 1973~85년간의 分期資料를 이용하여 2次 PDL, 遠制約方法으로 輸出入物量式을 추가로 추정하면 다음과 같다. 단, 誤差項의 時系別相關을 제거하기 위하여 輸出物量式의 경우 Cochrane-Orcutt方法을 응용하였다".

$$\begin{split} \log(XGS) &= -21.08 + 2.77 & \log(FGNP) \\ &(-4.70) & (4.27) \\ \\ &+ 0.33 & \log\left(\frac{FWPI}{PXGS}\right) + 0.34 & \log\left(\frac{FWPI}{PXGS}\right)_{-1} \\ &+ 0.34 & \log\left(\frac{FWPI}{PXGS}\right)_{-2} + 0.32 & \log\left(\frac{FWPI}{PXGS}\right)_{-3} \\ &+ 0.29 & \log\left(\frac{FWPI}{PXGS}\right)_{-4} + 0.24 & \log\left(\frac{FWPI}{PXGS}\right)_{-5} \\ &+ 0.17 & \log\left(\frac{FWPI}{PXGS}\right)_{-6} + 0.09 & \log\left(\frac{FWPI}{PXGS}\right)_{-7} \\ &+ 0.14 & D2 + 0.14 & D3 + 0.16 & D4 & \cdots (9) \\ & (11.07) & (9.95) & (13.12) \\ &R^2 &= 0.99 & D.W. &= 1.93 & \rho &= 0.88 \\ \log(MGSNO) &= -4.24 & + 0.97 & \log(GNPN) \\ &(2.81) & (11.84) \\ &- 0.21 & \log\left(\frac{PMGSNO \cdot E}{WPI}\right) \\ &- 0.22 & \log\left(\frac{PMGSNO \cdot E}{WPI}\right)_{-1} \\ &- 0.20 & \log\left(\frac{PMGSNO \cdot E}{WPI}\right)_{-2} \\ &- 0.17 & \log\left(\frac{PMGSNO \cdot E}{WPI}\right)_{-3} \\ &- 0.13 & \log\left(\frac{PMGSNO \cdot E}{WPI}\right)_{-4} \\ &- 0.07 & \log\left(\frac{PMGSNO \cdot E}{WPI}\right)_{-4} \\ &- 0.07 & \log\left(\frac{PMGSNO \cdot E}{WPI}\right)_{-5} \end{split}$$

<sup>9)</sup> 所得變數로 GNP와 國內支出 중 어느 것을 채택해야 하는가 하는 문제는 매우 중요하다. 왜냐하면 선택에 따라 推定係數가 달라져서 國際収支를 조절하기 위한 所得成長率의 目標가 달라지기 때문이다 (Hooper and Mann, 1987; Krugman and Baldwin, 1987). 그러나 우리나라와 같이 中間財輸入이總輸入의 상당 부분을 차지하는 경우에는 國內支出보다 最終需要가 보다 적절한 설명변수라고 하겠다.

$$+ 0.05 D2 - 0.02 D3 + 0.01 D4 \cdots (10)$$
  
 $(1.61) (-0.71) (0.29)$   
 $R^2 = 0.97$   $D.W. = 1.67$ 

XGS: 輸出物量

MGSNO: 非原油輸入物量

FGNP: 7大交易國 加重GNP

(1980년 輸出加重値 사용)

FWPI: 7大交易國의 달러表示加重都賣物價

(1980년 輸出加重値 사용)

GNPN: 非農林漁業 實質GNP

(9)式과 (10)式에서 輸出物量의 所得彈力性 및 長期價格彈力性은 2.8 및 2.1로 추정되었으며 輸入物量의 소득탄력성 및 장기가격탄력성은 모두 1에 가까운 것으로 추정되었다. 그러나 輸出入의 短期價格彈力性은 輸出의 경우 0.3, 輸入의 경우 0.2에 지나지않는 것으로 추정되어 輸出入物量이 價格變化에 매우 느리게 반응하는 것으로 나타나고있다.

(7)~(10)式을 종합하면 원貨가 切上될 때輸出企業은 원貨切上分 중 약 35%만을 달러表示輸出價格의 引上으로 轉嫁하며 輸出의短期價格彈力性이 낮은 점을 감안하면 輸出物量은 더욱 적게 減少하게 된다. (9)式에서輸出의 價格彈力性의 合은 4분기가 지나서야 1을 넘게 되므로 원貨切上後 2~3분기까지는 달러表示名目輸出額이 오히려 늘어나게 된다. 한편 원貨表示輸入價格은 약 75% 下落하여輸入을 促進하나 國內都賣物價의 원貨表示輸入單價에 대한 彈力性이 短期的으로 0.4, 長期的으로는 0.6에 달하는 것으로 추정되고 있어서 輸出商品의 國內商品에 대한 相對價格은 短期的으로 약 35%밖에 떨어지지 않게된다. 따라서 輸入의 價格彈力性이 원래 낮

은 것까지 감안하면 달러表示名目輸入額은 크게 늘어나지 않게 된다.

즉 輸出入物量이 價格變化에 더디게 반응함으로써 우리나라의 경우 원貨切上後 4분기가 지나서야 貿易収支가 확실하게 惡化되기시작하며 初期에는 오히려 貿易収支가 改善되는 J-커브效果가 나타나게 된다. 그러나價格轉嫁率이 낮을수록 J-커브效果가 더 심하게 나타난다고 말할 수는 없다. J-커브效果가 나타나는 初期段階에는 換率變化의 價格轉嫁率이 낮을수록 원貨切上에 따른 名目輸出增加幅이 작아져서 J-커브效果가 완화될수 있다.

## 4. 貿易收支黑字의 原因

(圖 3), (圖 4) 및 (7)~(10)式을 종합하여 1986년 이후 貿易収支黑字의 원인을 살펴보자.

(圖 3)과 (圖 4)에서 1986년의 貿易収支黑字는 同年의 海外需要增大와 1985년중의 輸出競争力向上에 기인하고 있음을 알 수 있다. 1987년에는 海外需要가 둔화되었으나 원貨切上의 J-커브效果로 貿易収支가 확대되었다고하겠다. 작년에는 輸出競争力이 꾸준히 低下되었으나 海外需要가 다시 증대하고 輸出單價가 지속적으로 상승하여 貿易黑字가 다시확대되었다.

(7)~(10)式을 이용하여 貿易収支黑字擴大가 所得과 價格要因 중 어느 것에 더 크게 기인하고 있는지를 조사하는 것은 매우 중요한 일이나 이를 분간하기는 매우 어렵다. 輸出의 海外需要에 대한 높은 彈力性으로 海外需要變化에 따라 輸出物量의 증가세가 크게

변동하는 가운데 輸出競爭力變化, J-커브效果, 油價下落이 혼합되어 1986년 이후 貿易収支 黑字를 확대시켰다고 하겠다. 즉 1986년의 海外與件好轉으로 일단 經常収支黑字가 나타나자 1987년 이후 원貨는 빠르게 절상되었으나 換率變化에 따른 企業의 낮은 轉嫁率과 物量의 느린 反應으로 貿易収支黑字가 확대되고 있는 것이다. 그러나 貿易収支黑字擴大를 所得과 價格要因으로 분리하려면 所得과價格變化의 과거추세치를 추정하여야만 하는데 이를 어떻게 추정하느냐에 따라 貿易収支 黑字에 대한 所得과 價格變化의 寄與度가 달라지게 되므로 本稿에서는 이를 생략하였다.

# V. 輸出入의 構造的 安定性 検證

1986년의 經常収支黑字를 계기로 그해 5월 부터는 원貨의 對美名目換率이 지속적으로 引下되기 시작하였으며 持續되는 經常黑字로 輸入自由化가 加速化되고 通商壓力이 加重되 며 賃金引上과 더불어 物價가 다시 上昇하는 趨勢를 보이고 있다. 이와 같이 1986년 이후 의 經常収支黑字期間은 1985년 이전의 經常 収支赤字期間에 비하여 크게 다른데 그렇다 면 輸出入行態에도 構造的으로 뚜렷한 變化 가 있었는지를 計量的으로 檢證해 보기로 하 자.

構造的 安定性을 檢證하기 위하여 가장 널

리 쓰이는 方法은 Chow檢證方法이다. Chow 檢證方法은 F-檢證方法인데 이 檢證方法이 有效하려면 무엇보다도 誤差項의 分散이 일 정하며 共分散은 좋이어야 한다. 誤差項의 分散이 일정하지 않다면 構造的 安定性을 檢 證하는 兩期間間의 誤差項 分散差異를 고려 하여야 하는데 이를 고려하는 檢證方法이 바 로 尤度比率檢證(likelihood ratio test)이다.

〈表 6〉은 이러한 두가지 方法으로 1973: 1~1985:4期間과 1986:1~1988:3期間의輸出入單價 및輸出入物量의 構造的 安定性을檢證한 결과를 보여주고 있다. Chow檢證은 두가지 形態로 實施하였는데 Chow檢證 A는 원래의 方法을 따라 兩期間에 걸쳐 추정된 係數의 安定性을檢證하였다. 그러나 두번째 期間은 첫번째 期間에 비해 매우 짧아서 推定을 할만큼 충분히 긴 標本이 되지 않으므로 이 경우 원래의 Chow檢證方法을 변경하여 두번째 표본이 첫번째 표본과 같은模型으로 설명될 수 있는가를檢證할 수 있다. Chow檢證 B는 이러한檢證結果를 나타내고 있다.

〈表 6〉에 의하면 兩期間의 誤差項 分散의 차이를 고려하지 않는 Chow檢證은 構造的 安定性의 假說을 대체로 기각하지 않는데 반 해 兩期間 誤差項分散의 차이를 고려한 尤度 比率檢證은 歸無假說을 기각하여 兩期間의 輸出入形態가 構造的으로 變化하였음을 나타 내고 있다.

우리나라와 같이 經濟成長의 速度가 빠르고 높은 輸出入依存으로 國內經濟가 海外經濟與件의 變化에 민감하게 반응하는 경우 構造的 安定性의 假說이 기각되기 쉬운데 이와 같은 構造的 不安定性에도 불구하고 經濟構

<sup>10)</sup> Feenstra (1987)는 Chow檢證方法을, Baldwin (1988) 은 尤度比率檢證方法을 채택하여 美國의 輸入價格의 構造的 安定性을 검증하였다.

〈表 6〉 輸出入의 構造的 安定性檢證

	輸出單價	非原油輸入單價	輸出物量	非原油輸入物量
Chow 檢證				
檢 證 A <sup>1)</sup>	3. 87*	0. 98	0.88	2. 20*
	(3, 57)	(6, 51)	(8, 47)	(8, 47)
檢證 B2)	1. 08	0. 68	0.66	1. 78
	(11, 49)	(11, 46)	(11, 44)	(11, 44)
尤度比率檢證				
尤度此3)	22. 27**	13. 10*	27. 70**	26. 78**

註: \* 95% 水準에서 有意함. \*\* 99% 水準에서 有意함.

나머지는 90% 水準에서 有意하지 않음.

1) F = ((RRSS - URSS)/k)/(URSS/63 - 2k)

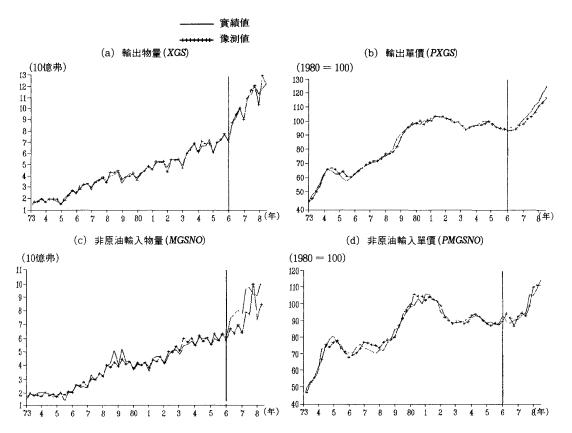
RRSS: 全期間에 걸쳐 推定된 誤差項의 自乘合 URSS: 兩期間에 걸쳐 推定된 誤差項의 自乘合의 合k: 說明變數의 數 ( )안은 F-分布의 自由度

2) F= [(RRSS-RRSS,)/11]/(RRSS,/52-k) RRSS,: 1973:1~1985:4에 걸쳐 推定된 誤差項의 自乘合

3)  $x_{k^2} = -2 \log(L_R - L_M)$ 

 $L_{\rm R}$ : 全期間에 걸쳐 推定된 誤差項의 尤度  $L_{\rm L}$ : 兩期間에 걸쳐 推定된 誤差項의 尤度의 乘

## [圖 17] 輸出入의 事後的 豫測(静態的 시뮬레이션)



造가 1986년 이후에도 變化하지 않았다고 假定하고 1973~1985년간에 걸쳐 추정된 輸出入方程式을 이용하여 1986년 이후 輸出入을事後的으로 豫測하여 보면 [圖 17]과 같다. 《表 6》에서 특히 輸出單價式과 非原油輸入物量式이 構造的으로 불안정적인 것으로 나타났는데 이 점은 [圖 17]에도 나타나 있다. 輸出單價의 非原油輸入物量을 静態的인 方法으로 시뮬레이션하여 보면 1986년 이후 事後的 豫測値는 실적치를 다소 하회하는 것으로나타났다. 그러나 非原油輸入單價의 輸出物量式의 경우 事後的 豫測値가 實績値에 매우근접하는 것으로 나타났다.

輸出入行態의 構造的 安定性은 計量經濟學的 檢證方法에 따라 기각될 수 있다. 그러나이 경우에도 과거 자료를 이용하여 推定된 方程式을 이용하여 앞으로 단기간내의 輸出入을 豫測하여 보면 그 豫測度가 매우 높아서 推定方程式을 이용하여 앞으로의 輸出入을 전망하여도 큰 무리는 없다고 하겠다. 그러나 輸出單價와 輸入物量을 展望함에 있어서는 經常収支黑字基調下에서 일어나고 있는構造的 變化를 감안하여야 하겠다.

# Ⅵ. 맺음말

本稿에서는 1986년 이후 經常収支黑字의 擴大를 巨視的 要因과 微視的 要因으로 나누 어 實證的으로 분석하였다. 1986년에 經常収 支가 黑字로 반전하게 된 것은 무엇보다도 달러弱勢, 油價下落, 低金利의 3低效果로 설 명할 수 있다. 그러나 1987년 이후 黑字幅을 줄이기 위하여 원貨를 主要先進國通貨에 대해 상당한 크기로 切上시켰음에도 불구하고 經常収支黑字가 줄어들지 않은 것은 美國이 달러貨를 切下시켰음에도 自國의 經常収支赤字를 줄이지 못한 것과 마찬가지 이유에서이다. 換率의 變化만으로 經常収支를 改善시키려 하는 경우 換率의 變化를 輸出價格에 100% 轉嫁하지 않으려는 企業의 價格決定政策으로 實物面에서의 輸出入調整이 더욱 느리게 나타나게 된다. 이와 같은 微視的 要因外에도 달러切下와 더불어 여타 요인으로 美國・日本 및 主要先進國의 景氣가 回復되면이는 바로 우리나라의 輸出을 늘리게 된다.

1986년 이후 經常収支黑字基調下에서 1985년 이전과 비교하여 볼 때 計量的 檢證方法에 따라서는 輸出入行態의 構造的 安定性假說이 기각되기도 하였다. 특히 輸出單價를 높여 高單價品目의 輸出에 주력하였으며 輸入自由化를 가속화하여 輸入이 所得 및 價格要因으로 說明될 수 있는 것 이상으로 늘어나고 있다. 향후 우리나라의 經常収支를 展望함에 있어서는 이와 같은 構造的 變化를 감안하여야 하겠다.

올해에는 主要先進國의 景氣가 鈍化되고 원貨强勢가 지속되며 賃金引上 및 不動產價 格의 급격한 상승으로 經常収支黑字가 크게 축소되고 있다. 원貨切上 및 賃金引上에 따 른 輸出單價上昇으로 오히려 經常収支가 改 善되는 J-커브效果를 기대할 수도 있으나 과 거 2~3년간 지속적인 輸出競争力低下의 本 格的인 效果가 나타나기 시작하여 올해에는 경상수지확대를 기대하기 어렵다. 아울러 美 國은 財政緊縮・金融緩和・달러切下의 方法 을 綜合的으로 구사하여 經常収支赤字를 줄 이려 하고 있으므로 主要先進國間의 政策協 調如何에 따라서는 우리나라의 黑字基調自體 가 흔들릴 수 있다. 이 경우 黑字基調를 지 켜 나가려면 원貨의 급격한 절상을 방지하고. 金融·財政의 緊縮基調를 유지하여 物價安定을 이루는 가운데 成長鈍化를 감내하여야만함 것이다.

## ▷參考文獻◁

- 左承喜,「韓國·日本·台湾의 對美輸出市場 占有率 競争斗 換率效果」,『韓國開發研 究』, 1987 여름, pp.3~24.
- Baldwin, Richard, "Some Empirical Evidence on Hysteresis in Aggregate US Import Prices," NBER Working Paper No. 2483, 1988.
- Branson, William H., "The Trade Effects of the 1971 Currency Realignments", Brookings Papers on Economic Activity, 1:1972, pp.15~58.
- Cline, William R., "External Adjustment by the United States, Japan and the East Asian NICs: Macro-and Micro-Economic Aspects", Institute for International Economics, January 1989.
- Dornbusch, Rudiger, "Exchange Rates and Prices," *American Economic Review*, March 1987.
- Feenstra, Robert C., "Symmetric Passthrough of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test," NBER Working Paper No. 2453, December 1987.
- Frankel, Jeffrey A., "Test of Monetary and Balance of Payments Models of Exchange Rates," University of California, Berkeley, 1982.
- Hacche, G. and J. Townsend, "Exchange

- Rates and Monetary Policy: Modeling Sterling's Effective Exchange Rate, 1972-80, Oxford Economic Papers, Vol. 33, July 1981.
- Hooper, Peter and Catherine Mann, "The U.S. External Deficit: Its Causes and Persistence," International Finance Discussion Papers No. 316, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C., 1987.
- Junz, Helen B., and Rudolf R. Rhomberg, "Price Competitiveness in Export Trade among Industrial Countries," *American Economic Review*, Papers and Proceedings, May 1973, pp. 412~418.
- Krugman, Paul, "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes," NBER Working Paper No. 1926, May 1986.
- Krugman, Paul and Richard Baldwin, "The Persistence of the U.S. Trade Deficit", Brookings Papers on Economic Activity, 1:1987.
- Magee, Stephen P., "Currency Contracts, Pass-through and Devaluation," Brookings Papers on Economic Activity, 1:1973, pp.303~323.
- McKinnon, Ronald I. and Kenichi Ohno, "Getting the Exchange Rate Right:

- Insular versus Open Economies,
  Paper presented at the American
  Economic Association, December
  1986.
- Meese, Richard A. and Kenneth Rogoff,
  "Empirical Exchange Rate Models of
  the Seventies: Do They Fit out of
  Sample?" Journal of International
  Economics, February 1983.
- Meese, Richard, A. and Kenneth Rogoff, "Was It Real? The Exchange Rate— Interest Differential Relation over the

- Modern Floating-Rate Period, " Journal of Finance, September 1988.
- Mundell, Robert A., "A New Deal on Exchange Rates," Paper presented at Japan - United States Symposium on Exchange Rates and Macroeconomics, Tokyo, Japan, January 1987.
- Shafer, Jeffrey R. and Bonnie E. Loopesko, "Floating Exchange Rates after Ten Years," Brookings Papers on Economic Activity, 1983.

# 债券入札制와 아파트需要의 價格彈性値 計測

盧 基 星

本稿의 目的은 현재 우리나라 新規아파트分讓市場에서 실시되고 있는 價格統制, 특히 最高價格制와 債券入札制 아래서 需要의 價格彈性值를 計測해 보는 데 있다. 計測結果 중 흥미로운 것은, 첫째 분양가를 기준으로 계측한 坪型別 價格彈性值가 대부분 2.5~3.5 사이의 數值를 일관성있게 보여 신규아파트 분양수요가 가격에 대단히 탄력적이고, 둘째 坪型別 群別 新規아파트 需要의 價格彈性值는 2群이 1群보다 절대값에서 작은 수치를 보여주었으며, 셋째 아파트 가격이 상승함에 따라 절대값으로 표시한 價格彈性值가 처음에는 커지다가 점점 작아지는 것으로 보아 수요곡선이 완만한 L형을 나타 낼 것이라는 점이다.

## I. 序 論

本稿의 目的은 현재 우리나라 新規아파트 分讓市場에서 실시되고 있는 價格統制, 특히 最高價格制와 債券入札制 아래서 需要의 價 格彈性值를 計測해 보는 데 있다.

어떤 財貨의 價格에 대한 需要의 彈性値는

可是 对其气 阴阳 计 可是 间文气 开压器

最高價格制와 같은 政府의 市場介入으로 말미암아 그 計測이 어렵게 되는 것이 일반적이다. 이는 통제된 최고가격 수준에서는 초과수요가 있게 마련이고, 이 초과수요의 크기는 시장에서 나타나지 않고 그 정보를 얻기가 어렵기 때문이다. 물론 暗市場에서의 價格을 알고 있다면 그 價格에서의 초과수요의 크기를 짐작할 수는 있지만 彈性値計測은 대단히 어렵다. 最高價格水準에서의 價格彈性值 計測은 만약 政府가 이 價格을 점진적으로 上向調整하여 價格決定을 市場에 맡기고자 할 때 需要의 變化를 예측하기 쉽게 하고 政策的인 對應을 가능케 한다는 점에서 중요하다.

筆者: 本院 研究委員

<sup>\*</sup> 筆者는 홍익대학교의 黃斗鉉 教授, 本院의 金仲秀, 金寬永, 劉承旻 博士의 有益한 助言에 感謝를 드린다. 그리고 여러 번의 원고 수정을 도와준 朴恩姫씨에게 도 감사한다.

本稿는 二部料金制와 "끼워팔기"의 性格을 지닌 債券入札制로부터 얻을 수 있는 자료를 이용하여 最高價格水準(分讓價)에서의 新規 아파트需要의 價格彈性値를 계측해 본다. 최근 아파트 債券約定額의 最高, 最低額과 申請者數에 관한 資料가 紙上에 발표되었다<sup>1)</sup>. 그러나 全體 申請者의 請約額 또는 請約額分布에 관한 통계는 발표되지 않았으므로, 본연구는 回歸分析에서와 같은 價格彈性值推定을 정확하게는 할 수 없었고 參考值로서의 價格彈性值를 제공하였다.

計測結果 중 흥미로운 것은, 첫째 분양가를 기준으로 계측한 坪型別 價格彈性値가 대부분 2.5~3.5 사이의 數値를 일관성있게 보여 신규아파트 분양수요가 가격에 대단히 탄력적이고<sup>2)</sup>, 둘째 坪型別 群別新規아파트 需要의 價格彈性値는 2群이 1群보다 절대값에서 작은 수치를 보여주었으며, 셋째 아파트가격이 상승함에 따라 절대값으로 표시한 價格彈性値가 처음에는 커지다가 점점 작아지는 것으로 보아, 수요곡선이 완만한 L형을나타낼 것이라는 점이다.

다음 Ⅱ章에서는 아파트 分讓制度를 最高 價格制와 債券入札制를 중심으로 살펴본 후 新規아파트 需要曲線을 도출한다. 그리고 Ⅲ 章에서는 債券約定額에 관한 資料를 이용해 價格彈性値를 계측해 보고 간단한 結論을 N 章에서 맺기로 한다.

# Ⅱ.債券入札制 아래에서의 新規아파트 需要曲線의 導出

新規아파트 需要曲線의 導出은 價格彈性値計測을 위해서 필요하다. 일반적으로 초과수요가 있는 어느 特定아파트의 分讓時 割當의 必要性이 대두되게 된다. 아파트分讓價格이 最高價格으로 묶여 있는 경우에는 더욱 그러하다. 우리나라에서는 割當의 方法으로서 價格割當(price rationing)의 一種이라 할 수 있는 債券入札制를 채택하고 있다. 이 제도는 債券을 보다 많이 구입하기로 約定한 사람順으로 한 채씩 分讓하는 方法이다. 따라서 이러한 割當方式은 價格理論에서 말하는 그部料金制(two-part tariff)와 "끼워팔기"의 복합형태이다3).

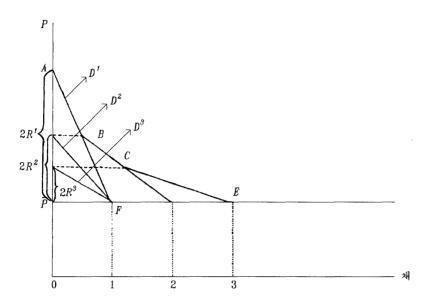
二部料金制는 單位當 價格과 定額價格(fixed fee)의 두 부분으로 나누어진다. 아파트分讓에서는 分讓價가 單位當 價格에, 債券約定額이 定額價格에 해당된다. 만약, 價格決定者가 개별 수요곡선에 관한 완전한 情報를 가지고 있다면 정액가격을 각 需要者의 消費者剩餘만큼 정하여 그것을 완전히 추출할 수 있다. 그렇지 않은 경우에는 "끼워팔기"의한 형태인 債券入札制를 이용함으로써 消費者의 需要의 强度에 관한 정보를 간접적으로 획득할 수 있고 債券을 이 需要의 强度에 따라 約定하게끔 유도함으로써 消費者剩餘를

 <sup>「</sup>朝鮮日報」, 1989년 4월 7일자. 옥수동 現代아파트의 분양시 坪型別, 群別, 債券請約額, 申請者數 등에 관한 資料가 발표됨.

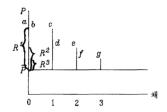
<sup>2)</sup> 지금까지의 住宅需要函數 推定과 같은 實證分析에 서는 스톡으로서의 住宅과, 플로우로서의 住宅需要函數 推定은 시도되었지만 아파트 需要에서 新規아파트市場만을 分離推定 또는 坪型別 群別 아파트需要의 彈性値의 推定은 이루어지지 않았다. 住宅需要函數의 推定에 관해서는 金仲秀(1983), 金寬永(1988), Song-Struyk(1976), Mills-Song(1979), Follain et al. (1980) 참조.

<sup>3)</sup> 二部料金制에 관해서는 Oi(1979), Murphy(1977), "끼워팔기"에 관해서는 Ferguson(1965) 참조.

## [圖 1] 新規아파트 需要曲線\*(어느 特定坪數의 아파트 경우)



\* 엄격하게는 階段式 需要曲線이 된다. 즉 아래 그림에서 abcdef ... 형태가 됨. 그러나 많은 需要者가 있을 때는 부드럽게 右下向하는 수요곡선이 될 것임.



모두 추출할 수 있는 것이다. 단지 특이한 점은 아파트分讓에서는 數量도(한채) 동시에 제하되다는 것이다4).

[圖 1]은 어느 特定規模(坪)의 新規아파트 需要曲線을 導出한 것이다. [圖 1]에 나타난

4) 數量도 동시에 통제되므로 우리나라 아파트 분양제 을 것이다5). 도는 엄밀한 의미에서 二部料金制라 할 수 없으나, 그 성격은 이와 같다고 할 수 있을 것임.

따라서 債券請約額의 크기 순으로 垂直軸 에 표시하면 [圖 1]에서와 같이 R'만큼의 債 券을 청약한 사람은 需要曲線이 D'으로 그려 질 수 있고 차례대로 두번째, 세번째 사람의

을 구입하기로 約定을 하고 이를 신청하는데 高額 順序로 분양받을 것이므로 그들이 이 아파트 한 채로부터 얻을 수 있는 效用에서  $ar{P}$ 를 차감한 것보다는 초과하여 請約하지 않

것과 같이  $\bar{P}$ 를 最高價格으로서 政府에 의해

결정된 分讓價라 하자. 分讓申請者들은 債券

<sup>5)</sup> 실수요자인 경우 이것이 가장 합리적인 의사결정일 것임. 그러나 실제로 債券約定額, 특히 最高債券約 定額이 향후 아파트가격의 상승정도를 반영한다는 점을 이용하여 터무니없이 높게 채권구입을 약정하 여 단기간의 資本利得을 노리는 戰略的 行態(strategic behavior)는 論外로 함.

需要曲線도  $D^{o}$ ,  $D^{o}$ 로서 그릴 수 있다<sup>6)</sup>. 여기서 각 需要曲線의 수직축의 절편이  $\bar{P}+R^{o}$ 가 아니고  $\bar{P}+2R^{o}$ (i는 분양신청자를 나타내는 添字)인 것은 請約額( $R^{o}$ )이 수직축의 절편과만나 이루는 삼각형(예, △ $A\bar{P}F$ : 첫번째 사람의 경우)의 넓이로 나타나는 消費者剰餘와같아야 하기 때문이다. 그러므로 각 分讓申請者는  $\bar{P}$ 에서 1채의 아파트를 구입하려 하고그들의 消費者剰餘를 모두 債券購入으로써지불하게 되는 것이다.

[圖 1]에서 申請者가 3명인 경우 市場 아파트需要曲線을 그려보면 ABCE와 같이 나타나게 된다. 따라서 같은 方法으로 申請者의 숫자가 많아지면 需要曲線은 원점에 대해서 볼록하게 되고, 점점 그 기울기는 완만하게된다. 개별수요곡선들을 수평으로 합하면 시장수요곡선이 도출되므로, 일반적인 價格彈性值를 구하는 公式은 잘 알려진 바와 같이

이다. 여기서 P는 價格水準을, Q는 市場需要 를 나타내며 個別需要 $(q_i)$ 의 습으로 나타난다 $(Q = \sum_{i=1}^{n} q_i)$ . n은 시장에 참가한 수요자 숫자를 나타낸다.

$$\frac{dq_i}{dP} = \frac{1}{2R^i}$$
 이므로,

$$N = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{2R^{i}} \cdot \frac{P}{Q}$$

$$= \frac{P}{2Q} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{R^{i}} \dots (2)$$

으로 된다.

이것은 신규아파트 수요의 價格彈性値가 가격수준과 그리고 개별수요자의 債券請約額 의 크기에 의존하다는 것을 막해준다. 즉. P 가 주어진 수요곡선을 따라 높아질수록, 그 리고 請約額이 작을수록 신규아파트는 더 價 格彈力的이 되는 것이다. 그러나, P의 引上 으로 인한 限界需要者의 排除効果가 彈性値 增大効果를 압도하면 오히려 彈力의 정도가 약해진다 $^{7}$ . 그런데, 이와는 달리  $\overline{P}$ 가 변동할 때는 더 복잡하다.  $\overline{P}$ 와  $R^{\prime}$  그리고 Q는 서로 독립적인 것이 아니라  $\bar{P}$ 가 인상되면 限界需 要者는 배제될 것이므로 Q가 작아지고, R'는  $(Ui-\bar{P})$ 로서 결정될 것이므로 또한 감소한다 (Ui는 아파트 1채로부터 누릴 수 있는 效用 水準). 따라서  $\frac{\delta N}{\delta \overline{P}} > 0$  이다. 이것은  $\overline{P}$ 의 引上으로 [圖 1]에서 수요곡선의 P축 절편이 아래로 Q축절편이 우측으로 이동하여 수요곡 선이 더 완만하게 되기 때문이다8).

# Ⅲ. 新規아파트 需要의 價格彈性値 計測

앞에서 도출한 彈性値 公式을 이용하기 위해서는 기준이 되는 價格水準과 需要量, 그리고 分讓申請者의 債券請約額을 알아야 한다. 그러나 발표된 자료는 坪型別申請者數(n<sub>1</sub>), 家口數(n<sub>2</sub>), 最高債券約定額(Rmax) 그리고 당첨자 중 最低債券約定額(Rmin)뿐

<sup>6)</sup> 여기서 R는 債券請約額을 그대로 나타내는 것이 아니고 즉시 現金化할 경우 그 금액을 차감한 비용을 나타냄. 즉 채권청약액의 30% 정도는 현금화할 수 있다고 할 때 債券約定에 따른 비용은 請約額의 70% 가 되

<sup>7)</sup> 이때  $\overline{P}$ 를 포함한 다른 與件이 不變임. 또한 P가 높아질수록 限界需要者가 배제되므로  $\Sigma \frac{1}{R'}$ 도 감소하는 효과가 있고 이것이  $(\frac{P}{2Q})$ 의 증대효과를 압도하면 P의 상승은 오히려 價格彈性値의 정도를 약화시킨.

P가 변동할 때는 R' 자체는 변하지 않으나 P가 변동 하면 R'가 변동함.

이었다. 이것은  $(\bar{P}, n_1)$ 과  $(\bar{P}+Rmin, n_2)$ 의 (價格, 需要量) 觀測値를 제공한다. 결과적으로  $(\bar{P}, n_1)$ 과 부족으로 구할 수 없는 부분이  $\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{R^i}$ 이다. 그런데 우리는 最高約定額을 알고 있으므로 이것을 개략적으로 계산할 수 있다. 즉, 신청자들의 債券請約額이 최고청약액에서부터 零까지 고르게(uniform) 분포되어 있다면

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{R^{i}} = \frac{n}{R max} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{i} \dots (3)$$

로 계산할 수 있을 것이다9).

(3)式을 (2)式에 대입하면

$$N = \frac{P}{Rmax} \cdot (\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{i}) \cdot \dots (4)$$

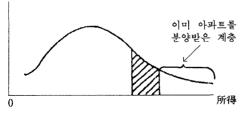
으로 변형된다. 또한  $\overline{P}$ 와  $(\overline{P}+Rmin)$ 에서의

9) 
$$\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{R^{i}} = \frac{1}{Rmax} + \frac{1}{Rmax \cdot \frac{n-1}{n}} + \dots + \frac{1}{Rmax \cdot \frac{1}{n}}$$

$$= \frac{n}{Rmax} (\frac{1}{n} + \frac{1}{n-1} + \dots + 1)$$

$$= \frac{n}{Rmax} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{i}, \quad n = Q$$

그리고 아파트 분양신청자는 그 지역 전체주민의 所得分布에서 고소득층에 속할 것으로 사료되므로 債券請約額의 분포가 균일하다기보다는 실제로는 청약액이 작은 쪽으로 편재될 가능성이 높음. 따라서實際彈性値는 計測値보다 약간 더 클 것임. 아래그림에서 빗금친 부분이 아파트 분양 신청자들의 소득수준에 따른 분포일 것이고 채권청약액은 소득이 많을 수록 클 것임.



- 10) 〈附表 1〉 참조.
- 11) 2群과 큰 평수일수록 期待資本利得이 높기 때문인 것으로 보임.
- 12) 여기서 기존 주택연구의 價格彈性値와 비교하는 것 은 직접적인 비교를 통해서 새로운 推定値를 제시한 다기보다는 분석대상이 되는 市場이 다른만큼(기존 연구는 아파트를 포함한 스톡과 플로우로서의 주택

價格彈性値  $N_1$ ,  $N_2$ 는 (4)式의 P에 각각  $\overline{P}$ ,  $(\overline{P}+Rmin)$  그리고 n에  $n_1$ ,  $n_2$ 를 대입하면 구할 수 있다.

《表 1〉은 (4)式을 이용하여 1989년 3월 27일 옥수동 현대아파트 분양시 발표된 자료를 근거로 分讓價(P)와 (P+Rmin)에서의 坪型別 群別 新規아파트 價格彈性值를 計測한 결과이다<sup>10)</sup>. 먼저 P에서의 價格彈性值(N<sub>1</sub>)는 26坪 1群을 제외하고는 모두 2.5에서 3.5 사이의 수치를 보여주고 있다. 그러므로 新規아파트의 수요는 대체로 價格彈力的이라는 것을 보여준다. 그러나 1群이 2群보다 彈力的이고 坪數가 작을수록 더 彈力的이라는 結果를 나타냈다. 이것은 2群이 1群보다, 그리고 큰 坪數의 아파트가 작은 坪數의 아파트보다 더 선호된다는 점에서 일반적으로 기대되고 있는 結果와 부합한다고 하겠다<sup>11)</sup>.

다음으로 ( $\bar{P}+Rmin$ )에서의 價格彈性値( $N_2$ )는 29평 1群은 평당 238萬원 수준에서 3.7, 2群은 평당 257萬원 수준에서 3.6으로 나타났다. 이를 같은 型의 분양가에서의 價格彈性値 3.6, 3.2와 비교하면 그 수치가 약간높은 편이다. 여타 평형의 경우,  $N_2$ 는 1.4 ~2.6 사이의 수치를 나타내  $N_1$ 보다 오히려작은 수치를 나타냈다. 따라서 이 결과는 아파트수요곡선이 완만한 L型이어서 수요곡선의 수평선 부분에서는 가격상승으로 더 탄력적이 되고, 수직선 부분에서는 탄력의 정도가 약해진다는 Ⅱ章에서의 比較静學分析을지지한다 하겠다.

이 計測結果를 기존의 住宅需要函數推定에서 얻을 수 있었던 價格彈性値의 推定値와 비교해 보면 〈表 2〉와 같다<sup>12</sup>. Song-Struyk (1976)와 金寬永(1988)을 제외하고는 모두

〈表 1〉 坪型別 群別 新規아파트 需要의 價格彈性値

———— 坪 數	群別	Rmax	$\overline{P} + Rmin$	$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{i}$	$N_1(N_2)$
, 22				$n_{_{\mathrm{l}}}(n_{_{\mathrm{2}}})$	
24	1	117	219	3. 2(1. 0)	3.5(1.9)
	2	125	232	3. 4(1. 4)	3. 4(2. 6)
26	1	71	-	2. 5(0. 5)	4.4 -
	2	128	224	2.8(1.0)	2.8(1.8)
29	1	135	238	3. 9(2. 1)	3.6(3.7)
	2	165	257	4. 1(2. 3)	3. 2(3. 6)
31	1	131	235	3. 0(1. 3)	2.9(2.3)
	2	158	268	3. 5(1. 4)	2.8(2.4)
31. 4	1	139	254	3.7(1.4)	3. 3(2. 6)
37. 7	1	186	285	3. 5(0. 9)	2.5(1.4)

註: 1群은 1, 2, 3, 15층, 2群은 4~14층

 $\overline{P} = 134$ 萬/坪(37.7坪),127萬/坪(24~31.4坪)

Rmax와 Rmin는 債券約定額을 割引할 경우 30%는 現金化할 수 있다는 가정 아래 最高債券約定額에다 0.7을 곱하여 구한 것임. 뿐만 아니라 P의 단위와 통일하기 위하여 평당 약정액으로 나타냄. 여기서 債券은 2種住宅債券으로 利子率이 3%, 償還期間이 20년임(참고로 1種住宅債券은 利子率이 5%, 償還期間이 5년으로 70% 정도 現金化할 수 있음). 盧基星(1988) 참조.

資料:〈附表 1〉

〈表 2〉 住宅需要의 價格彈性値(既存研究)

	價格彈性値의 推定値
Song-Struyk (1976)	2. 42**
Mills-Song(1979)	0. 134*
Follain et al. (1980)	0.2~0.3**
金 仲 秀(1983)	0.24~0.32*
	0.46~0.76**
金 寛 永(1988)	1.52**

<sup>\*</sup> 스톡개념의 주택수요임.

절대값에서 1보다 작은 수치를 보여 住宅需要가 가격에 대해 非彈力的이라는 것을 보여

주고 있고. 스톡으로서의 住宅需要가 플로우 로서의 그것보다 훨씬 價格非彈力的이라는 것을 나타내고 있다. 따라서 아파트분양시장 만을 분리해서 價格彈性値를 계측한 본 연구 에서의 결과는 아파트를 포함한 전체 주택시 장을 대상으로 한 기존의 硏究結果와 비교해 볼 때 상당한 정도의 차이를 보였다고 할 수 있다. 이러한 차이는 아파트分讓市場이 플로 우개념의 아파트 또는 주택시장과 그 성격을 달리하고 있다는 데 그 큰 원인이 있는 것으 로 보인다. 아파트분양시장에는 分讓價로서 가격이 통제될 뿐 아니라 수량도 1家口 1住 宅으로 제한되고 있다. 따라서 市場價格보다 낮은 분양가에서는 超過需要가 존재하고 이 超過需要가 價格上昇에 따라 민감하게 반응 하는 것이다.

<sup>\*\*</sup> 新規住宅需要(플로우개념)의 것임. (절대값으로 표시한 것임)

시장인 반면 이 글에서는 통제된 아파트시장, 즉 아파트 분양시장임), 參考値로서 얼마나 그 수치가 다른가를 보이는 데 있음.

## Ⅳ. 結 論

本稿에서는 債券入札制를 실시하는 과정에 서 얻을 수 있었던 정보를 이용하여 신규아 파트 분양의 경우 價格彈性値를 계측하여 보 았다. 그 결과 가격탄성치가 대체로 2.5 ~3.5 사이의 수치를 나타내 아파트分讓需要 는 대단히 價格彈力的이라는 것을 나타냈고. 큰 규모의 아파트와 2群이 보다 작은 수치를 보였다. 그리고 아파트 需要曲線은 완만한 L 형을 나타낸다는 것도 추측케 하였다. 신규 아파트 분양수요가 대단히 價格彈力的이라는 결과는 아파트 分讓價의 相對價格이 계속 下 向하는(분양가의 변동은 없고, 아파트 시장 가격과 일반적인 물가수준의 상승이 있는 경 우) 경우 분양수요의 계속적인 증대를 예상 할 수 있고, 따라서 아파트 割當의 필요성이 상존하게 된다는 것을 뜻한다. 따라서 분양 가를 급격하게 上向調整하지 않거나 공급을 대폭 증대시키지 않는 한 현재의 債券入札制 와 같은 割當方式은 계속 실시되어야 할 것 이다.

그러나, 여기서 아파트需要의 價格彈性値 를 해석하는 데는 주의를 요하는 점이 하나 있다. 그것은 이 計測値가 어느 特定地域의 特定아파트에 대한 것이라는 것이다. 따라서 이 아파트와 같은 여건의 것에만 이 計測値 가 의미를 지닌다는 것이다. 그리고 新規아 파트의 分讓이 불규칙적으로 일어나므로 보 다 정확한 예측을 위해서는 보다 많은 자료 를 이용해야 할 것이다. 그럼에도 불구하고 坪型別 群別 價格彈性値의 一貫性, 그리고 2 群의 아파트가 탄력의 정도가 약할 것이라는 결과는 크게 영향을 받지 않을 것이다.

本 研究는 債券請約額資料를 이용한 아파 트市場研究의 첫 시도로서, 계속적인 연구가 이루어지기를 기대해 본다. 이제까지 축적된 債券請約額資料는 아파트수요에 관한 한 많 은 情報를 담고 있는 것임에 틀림없다. 향후 의 研究課題로서 債券請約額과 아파트市場價 格과의 因果關係, 그리고 債券請約額의 決定 要因 등을 들 수 있을 것이다. 이러한 연구 는 債券入札制가 아파트 투기의 한 원인이라 는 항간의 주장을 檢證하기 위해서도 필요하 다. 뿐만 아니라 아파트 坪型別. 位置別. 規 模別. 個人別 請約額의 微視資料는 아파트 시장연구를 活性化시킬 수 있을 것이다. 이 러한 연구들은 기본적인 아파트투기의 원인 분석을 가능케 하고 대책마련에 도움을 줄 것이다. 즉, 과연 財產稅나 讓渡所得稅의 調 和를 통한 租稅手段으로 아파트투기가 억제 될 것인지 그렇지 않으면 보다 강력한 수단 이 동원되어야 하는지에 관해서 실마리를 찾 을 수 있으리라고 생각된다.

## ▷參考文獻◁

- 金寬永,「住宅金融斗 住宅供給決定要因의 時 系列分析」, 『韓國開發研究』, 1988 봄.
- 金仲秀,「우리나라 住宅需給決定要因의 時系 列分析」, 『韓國開發研究』, 1983 겨울.
- 盧基星, 「우리나라 地方債活用의 方向」, 『신 평저널』, 1988 겨울.
- 鄭基俊,「價格彈力性의 바람직한 定義」,『經濟論集』, 1981. 12, pp. 383~393.
- Ferguson, J., "Tying Arrangements and Reciprocity: An Economic Analysis", Law and Contemporary Problems, Vol. 30. No. 3. 1965.
- Follain, J., G. C. Lim, and B. Renaud, "The Demand for Housing in Developing Countries: the Case of Ko-

- rea". JUE. 1980.
- Mills, E. S. and B. N. Song, *Urbanization*and *Urban Problems*, Cambridge,
  Mass.: Harvard University Press,
  1979.
- Murphy, M. M., "Price Discrimination, Market Separation and the Multi-Part Tariff", *Economic Inquiry*, October 1977.
- Oi, W.Y., "A Disneyland Dilemma: Two -Part Tariffs for a Mickey Mouse Monopoly", *QJE*, February 1971.
- Song, B. N. and R. J. Struyk, "Korean Housing: Economic Appraisal and Policy Alternatives", KDI Working Paper 7603, 1976.

〈附表 1〉 옥수동 現代아파트 債券入札額

	群別	家口數	申請者(名)	債券買入約定額(千萬원)		
中 数	1 <del>11 / / / / / / / / / / / / / / / / / /</del>	<b>冰口奴</b>	中明省(石)	最 高	最 低	
24	1	4	333	4, 000	3, 157	
	2	8	477	4, 260	3, 605	
26	1	1	75	2, 650	-	
	2	4	148	4, 755	3, 590	
29	1	39	1, 289	5, 590	4, 592	
	2	58	2, 070	6, 850	5, 366	
31	1	7	224	5, 812	4, 765	
	2	9	645	7, 000	6, 229	
31. 4	1	9	830	6, 218	5, 700	
37. 7	1	3	599	10, 001	8, 510	
計		142	6,690			

註: 1群은 1, 2, 3, 15층, 2群은 4~14층. 資料:「朝鮮日報」, 1989년 4월 7일자.

# 經濟政策의 動態的 矛盾과 信賴性

柳潤河

合理的 經濟主體는 예상되는 政策變化에 대처할 뿐만 아니라 政府政策을 일정한 방향으로 誘導하기도 한다. 이 경우 주어진 與件下에서 때 순간 最善의 行爲를 택해 나가는 政策은 社會的 最適을 이루지 못할 可能性이 많다. 個別經濟主體가 政策立案者의 行動方式을 미리 예견하고 자기에게 유리하도록 政策環境을 인위적으로 조성할 가능성이 있기 때문이다. 따라서 社會的 最適의 達成을 위해서는 短期的으로 最善이 못되고 또動態的으로 矛盾된 政策의 執行이 요구되기도 한다. 그러나 動態的으로 矛盾된 政策은 民間의 信賴를 얻지 못하며 따라서 實效를 거두지 못한다. 즉 政策의 最適性과 信賴性사이에 對立이 發生한다.

本稿에서는 豫見的 行爲를 하는 經濟主體와 政策立案者 사이에 介在하기 쉬운 이같은 動態矛盾問題 그리고 그 部分的 해결책으로 事前擔保와 政策當局의 聲價메커니즘을 살펴 보았다.

# I. 序

어느 한 政策의 效果는 그 정책에 대한 個 別經濟主體들의 信賴가 클수록 커진다. 不動 產投機를 근절하겠다는 政策當局의 의지표명 은 그것이 믿어질 때 더 큰 효과를 발휘하고, 교통위반을 강력히 단속하겠다는 발표도 사 람들이 그것을 심각하게 받아들일 때 더 좋은 결과를 낳는다. 인플레収束을 위한 安定 化政策에 있어서 시장참여자들의 신뢰가 갖는 효과는 보다 직접적이다. 앞으로의 通貨 增加率이나 財政支出을 어느 수준에 維持하겠다는 政府政策發表가 企業家나 勞動者의 인플레기대심리에 영향을 주고 이 인플레기대심리가 다시 그들의 價格이나 賃金決定에 직접적인 영향을 미치기 때문이다. 이 경우 政策의 信賴性이 높으면, 즉 정부가 상기 정책을 다소간의 어려움이 있더라도 일관되게 추진해 나가리라는 共通의 기대가 社會內에 널리 퍼져 있으면 安定化政策이 失業의 增加

筆者:本院 研究委員

<sup>\*</sup> 本稿를 읽고 유익한 조언을 해준 左承喜, 沈相達 博士 와 原稿整理에 수고한 呉尙勲, 朴洋來 研究員과 柳男 禮 研究助員에게 감사드린다. 많은 분들의 도움에도 불구하고 남아 있는 설명의 어색함이나 誤謬는 전적 으로 필자의 책임이다.

나 實物經濟의 큰 위축없이 실효를 거두겠지만, 政策에 대한 信賴度가 낮은 경우엔 당초 목적했던 物價安定이 無爲로 돌아가거나 설 사 이루어지더라도 고통스러운 景氣沈滯를 동반할 가능성이 높아진다.

80년대 이전까지 두 자리 숫자의 높은 인 플레에 시달려오던 우리 경제는 지난 수년간 政府의 적극적인 安定化施策에 힘입어 開發 計劃推進 이후 보기드문 물가안정을 이룩하 였다. 그러나 최근 政治民主化의 進展과 함 께 급속한 經濟・社會的 變化가 이루어지는 가운데 경제의 安定基調가 흔들리는 듯한 조 짐이 곳곳에 나타나고 있으며 이로 인해 우 리 경제가 80년대 이전의 지속적 物價昻騰의 惡循環過程으로 회귀하는 것이 아닌가 하는 불안이 대두되고 있다. 지난 수년간의 상대 적 물가안정이 80년대 초반의 특수한 정치ㆍ 경제적 상황하에서나 가능했던 일시적인 행 운으로 끝날 것인지, 아니면 단기간의 조정 기간을 거쳐 다시 다져 세울 수 있는 우리 경제의 발판이 될 것인지에 대해서 걱정이 일고 있는 것이다.

최근 歐美의 一部學者들은 資本主義 市場 經濟體制에 있어서 장기적으로 低인플레政策을 유지하는 일이 매우 어려운 일임을 지적한다. 物價安定을 위해서는 政府政策에 대한 信賴가 절대적이나, 物價安定과 아울러 雇傭 增大를 동시에 이룩하려는 대부분의 安定化

政策은 소위 動態的 矛盾—計劃을 세울 때는 低인플레政策이 최선이었으나 시간이 지나고 나면 이것이 더 이상 최선이 아닌 것으로 판명되는—에 빠져들 가능성이 많고 따라서 애당초부터 個別經濟主體들의 信賴를 얻기 어렵다는 것이다. 따라서 物價安定을 실질적으로 이룩하기 위해서는 安定政策이 갖기 쉬운動態的 矛盾의 要素를 미리 제거하거나 아니면 短期的으로는 矛盾(inconsistent)되고 따라서 最適이 아닌(suboptimal) 政策이지만 그것을 長期的 持續的으로 推進함으로써 政策에 대한 聲價(reputation)를 높여야만 한다고 주장한다.

本稿에서는 몇 가지 實際的인 例를 통하여 最適政策의 動態的 矛盾에 대하여 살펴보고 이같은 動態矛盾問題가 安定化政策의 執行에 示唆하는 바를 整理해 보기로 한다.

## Ⅱ. 最適計劃의 動態的 矛盾

## 1. 動態矛盾의 例

「最適計劃의 動態矛盾」(time inconsistency of optimal plans)이라는 用語"는 사실 많은 사람에게 生硬한 것이지만, 이 용어가 代辯하고 있는 狀况이나 問題는 우리 生活問邊에서 흔히 발견될 수 있는 것들이다. 즉부모와 자식간의 관계, 정부와 국민간의 관계, 또는 한 개인과 개인의 관계에서 어느한쪽이 다른 한쪽의 行動이나 意思決定에 영향을 미치려 할 경우 쉽게 발생할 수 있는요소인 것이다. 생활주변에 가장 가까운 例

<sup>1)</sup> 最適計劃의 時間的 矛盾(time inconsistency) 또는 「動態的 矛盾」(dynamic inconsistency) 이라는 말은 Kydland and Prescott(1977)에 의해 처음 사용되었 다. 그후 巨視經濟學에서 Fischer(1980), Barro and Gordon(1983a, b), Barro(1983, 1985), Taylor (1982) 등에 의해 논의되면서 하나의 學術用語로 굳 어지게 되었다. 최근의 關聯文獻에 대한 광범한 서 베이論文으로는 Fischer(1986), Rogoff(1987), Blackburn and Christenson(1989) 등이 있다.

를 들어 보기로 한다2).

어느 家庭에 대학생 아들이 하나 있다. 벌 이가 시원치 않은 부모는 아들이 틈틈이 아 르바이트를 해서 學資金의 一部라도 보탰으 면 하는 바램을 가지고 있다. 굳이 經濟的인 이유가 아니더라도 실제 생활전선에 나가서 스스로 서보려고 노력하는 것이 후일 아들의 장래를 위해서 좋을 것으로 판단되는 것이다. 여름방학을 얼마 앞둔 어느 날 父母는 아들 을 불러 아래와 같이 엄하게 訓示한다. 즉 이번 여름방학엔 어디에 일자리를 얻어 돈을 벌고 그 돈을 貯蓄해라. 버는 돈의 많고 적 음은 문제삼지 않겠다. 일단 열심히 해서 돈 을 저축하면 다음 學期 登錄金에 부족한 만 큼은 얼마가 되든 父母가 메꾸어 주겠다. 그 러나 만일 이번 방학에도 내내 놀러만 다닌 다면 다음 學期 學資金은 한 푼도 대어 주지 않을 것이다.

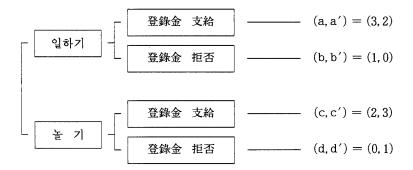
여름이 가고 가을學期가 되었다. 그동안의 經過를 보자면 우선 아들은 放學中에 일을 하지 않았다. 일자리를 구해보려 노력조차하지 않았을 뿐 아니라, 여름방학 내내 남녀친구들과 어울려 海水浴場만을 찾아다녔을 뿐이다. 그럼에도 불구하고 아들은 현재 어엿이 學校에 다닌다. 결국 이번에도 새 學期登錄金 全額을 父母가 떠맡아 대주어야만 했던 것이다.

왜 이런 결과가 빚어졌는가? 일의 經過가 지금의 狀況에 이르게 된 간단한 理由는, 첫 째 放學中의 休暇로 인해 설마 學校를 中斷 시키기까지 하라는 생각에서 아들은 일을 하 지 않았고, 둘째 父母는 아들이 짐작했던 대 로 그들의 當初 宣言--아들이 일을 하지 않 으면 登錄金 支給을 中斷하겠다는 約束--을 執行해야 할 時點에 이르렀을 때 마음이 약 해져서 計劃했던 대로 登錄金 支給을 거절할 수 없었다는 데 있다. 이 경우 아들의 行爲 는 父母가 어떻게 행동하리라는 것을 豫見하 고 그 豫想에 기초하여 合理的으로 對應한 것에 불과한만큼 낭패스러운 結果의 原因이 아들에 있다고 보기는 어렵다. 반면, 父母의 當初計劃은 動態的으로 矛盾(dynamically inconsistent) — 정작 父母가 行動해야 될 차례 가 되었을 때 當初 宣言했던 行爲를 그대로 執行하는 것이 바람직하지 않도록--되어 있 었다. 즉 문제의 근원적인 원인은, 實踐에 옮기는 것이 결코 유리하지 않은 行爲를 실 천하겠다고 한 當初計劃의 矛盾性에 있었던 것이고 아들은 단지 이같은 矛盾性을 미리 알고 對應했을 뿐인 것이다.

이와 같은 例는 이외에도 아주 많다. 뿐만 아니라 동일한 例가 여러 번 反復되면서 번 번이 같은 結果를 낳기도 한다. 비슷한 狀况 에서 비슷한 結果가 反復的으로 되풀이된다 함은 위의 結果가 소위 均衡現象(equilibrium phenomenon) 중의 하나임을 의미한다. 結 果를 豫測하는 데 도움이 되는 생각의 틀을 흔히 模型 또는 理論이라고 하거니와 위에 든 例의 어떠한 構造的 特性이 하나의 均衡 現象으로서 위와 같은 結果를 자아내는지를 알아보기 위해서는 간단한 模型化 作業이 필 요하다. 이를 위해 앞에 든 例話를 父母와 아들간의 게임으로 파악해 보는 것이 도움이 된다.

이 게임의 構造는 다음과 같다. 먼저 게임

<sup>2)</sup> 이 例는 動態矛盾問題를 쉽게 풀어 쓴 Taylor(1983) 로부터 飜案해 따온 것이다.



이 시작되면 일차적으로 아들이 放學中 아르바이트를 하는 것과 하지 않는 것 중 어느하나를 선택한다. 다음으로 가을이 오면 父母가 登錄金을 지급하는 것과 지급하지 않는 것 중에서 하나를 택하는 것으로 게임이 끝나게 되는데 아들과 父母가 각각 어느 길을 택하느냐에 따라 네 가지의 可能한 結果가생기게 된다.

또한 게임이 끝나게 되면 게임參加者들에게 돌아가는 報償(payoff)이 있게 되는데 이들을 괄호 안에 표시하였다. 괄호 안의 첫번째 숫자가 父母에게 돌아가는 報償이며 두번째 숫자가 아들에게 돌아가는 보상이다. 여기에서 報償이라 함은 게임參加者가 각각의 結果에 부여하는 主觀的 價值를 의미할 뿐반드시 貨幣的 報償을 의미하지는 않는다. 또한 主觀的 價值도 그 絶對額이 아닌 相對的 크기만이 문제가 될 뿐이다".

상상할 수 있는 가장 現實的인 시나리오에 근거하여 報償體系를 아래와 같이 가정한다. 우선 父母의 경우에는

- 1) a〉b: 아들이 일을 했을 경우 登錄金을 지급하는 것이 지급하지 않는 것보다 낫다.
- 2) c〉d: 아들이 放學中 아르바이트를 해주는 것이 最善이지만 放學中의 아르바이트 자체가 大學教育과 맞바꿀 정도로 중요한 것은 아니다. 또한 이미 아들이일을 하지 않은 狀況인만큼 登錄金支給을 中斷한다고 해서 더 나아질 것은 없다.

다음 아들의 경우에는 c'〉a'〉d'〉b'가 成立 한다고 假定한다. 각 不等號가 의미하는 바 를 차례로 보면

- c'〉a': 할 수만 있다면 放學中에 休暇 도 가고 다녀와서 學校도 가는 것이 좋다.
- a'>d': 放學中에 놀 경우 다음 學期에
   學校를 그만 두어야 한다면 放學中 일
   을 하더라도 學校는 다녀야 한다.
- d'>b': 아무래도 學校를 못 다닐 바에 야 차라리 실컷 놀고 안다니는 편이 낫다.

앞 그림에서 等號로 연결된 괄호 안의 숫자는 위와 같은 不等號關係를 만족시키는 報

<sup>3)</sup> 게임에 따라서는 報償單位를 게임參加者(이를 혼히 競技者(player)라고도 함)가 얻는 效用單位로 하느 냐 貨幣單位로 하느냐에 따라 解釋上 差異가 있을 수 있으나 여기에서는 아무런 差異가 없으므로 無視 하기로 한다.

償體系의 한 例를 구체적인 숫자로 표시한 것이다.

이 게임에서 만일 放學中 일을 하면 登錄 金을 支給하고, 그렇지 않으면 支給을 中斷 하겠다는 父母의 宣言은 게임의 가지(game tree) 중 맨 윗가지와 아랫가지를 선택하겠다 는 것이 된다. 만일 이 條件이 주어진 것이 라고 假定한다면, 아들이 할 수 있는 것은 일을 함으로써 a'=2를 취하거나 일을 하지 않음으로써 d'=1을 택하는 것 중의 하나가 된다. 이 경우 a'>d'이므로 아들은 결국 윗 가지를 택하게 될 것이다. 즉 當初 計劃이 그대로 執行된다면 아들은 放學中 일을 하는 것이 有利하고 일을 한 狀態下에서 父母는 登錄金을 支給하는 것이 有利(a>b 즉 3>1)하 므로 最終的인 結果는 아들은 일을 하고 父 母는 登錄金을 支給하는 最適의 組合이 된 다4).

그러나 일이 當初計劃대로 實現되지 않은이유는 일을 하지 않을 경우 登錄金支給을 中斷하겠다는 宣言이 믿을 만한(credible) 것이 못 되었다는 데 있다. 부모가 어떤 가지를 택하리라고 宣言한 것과는 관계없이 아들

存在한다고 假定하고 政策立案者가 ユ 目的函數를

極大化시키는 데 合當한 行爲를 할 때 이를 最適이라

고 定義하다.

은 父母가 정작 움직여야 할 時點에서 어떤 措置를 취할 것인가를 事前에 헤아려 볼 수 있다<sup>5)</sup>. 즉 아들로서는

"만일 일을 했을 경우 父母는 물론 登錄金을 支給할 것이다. 다음 일을 안했을 경우엔, 이미 일을 하지 않은 것은 지난 일이고 그 狀況에서 父母가 택할 수 있는 일이란 大學教育을 繼續시키는 일일 것이다. 그리하면 父母는 責任感 있는 아들은 못 만들었어도 최소한 教育받은 아들은 만들 수 있다고 생각할 것이므로 이 경우에도 역시 父母는 登錄金을 지급할 것이다."

라고 推論해 볼 수 있다. 그리고 父母의 報 價函數가 a〉b, c〉d로 되어 있는 한, 아들의 이같은 推論은 타당하다. 이 경우 아들로서 는 일을 하든 안하든 다음 學期의 登錄金은 이미 얻어 놓은 것이나 다름없으므로 결국 選擇이란 다음 學期가 시작되기 전 休暇를 즐기는 것과 즐기지 않는 것 사이의 選擇이 되며 따라서 結果는 자연히 여름休暇가 된다. 그리고 아들이 이같은 推論에 기초하여 休暇 를 다녀오게 되면, 이미 아들의 行爲가 이루 어진 狀况下에서 父母는 어쩔 수 없이 登錄 金을 지급하지 않을 수 없게 된다.

이제 비슷한 構造의 게임이 다시 한번 아들과 父母 사이에 展開된다고 하자. 게임의構造나 報償體系(특히 不等號의 方向)에 變化가 없는 한 아들은 똑같은 推論을 할 것이고, 이리하여 아들의 休暇決定이 이루어지면父母는 다시 登錄金支給決定을 내리게 될 것이다. 즉 위의 게임에서는 아들은 놀고, 父母는 登錄金을 지급하는 行動組合이 하나의均衡解가 되며 따라서 이와 비슷한 狀况下에서는 똑같은 結果가 反復的으로 나타날 可能

<sup>4)</sup> 여기에서 最適 (optimal)이라 함은 물론 父母의 입장에서 最適이라는 말이다. 그러나 父母를 그들의 個人的 利害關係뿐만 아니라 子女들의 安危까지를 걱정하는 主體로 파악한다면 父母의 目的函數가 곧 家庭全體의 目的函數라고 할 수 있을 것이다. 이하의 모든 論議에서는 計會的으로 잘 定義된 目的函數가

<sup>5)</sup> 經濟主體가 未來에 發生할 與件이나 政策變化를 미리 헤아려 본다는 것이 合理的 期待假說(Rational Expectations Hypothesis)의 핵심이라고 할 것이다. 그러나 종래의 合理的 期待에 관한 論議가 주로 外生的으로 주어진 政策反應函數(policy reaction function)를 假定하고 있음에 반하여 最近의 動態的 矛盾에 관한 論議는 政策反應의 內生的 決定에 注目한다는 점에서 差異를 보이고 있다.

性을 지니고 있다6).

## 2. 「내쉬」均衡과 動態矛盾解

동일한 狀况下에서 反復的으로 나타나리라고 豫想되는 行爲의 組合 또는 그러한 行爲의 結果를 均衡이라고 할 때 아들은 놀고 父母는 登錄金을 支給하는 위의 結果가 앞에든 게임의 유일한 均衡解는 아니다. 곧이어설명하겠지만 사실상 이 게임의 純粹戰略均衡(pure strategy equilibrium)<sup>7)</sup>

- i) 父母는 아들이 일을 하거나 놀거나 관계 없이 항상 登錄金을 지급하고 아들은 노는 戰略의 한 쌍(이것이 바로 위에서 살펴본 均 衡解이다)<sup>8)</sup>
  - ii) 父母가, 아들이 일을 하면 登錄金을 지

6) 엄밀한 의미에서 이 結論에는 약간의 留保가 필요하다. 즉 동일한 게임이 反復해서 展開되는 경우(이를 보통 슈퍼게임이라고 한다)에는 現在의 行爲가 未來의 結果에 미칠 影響까지를 고려해야 하므로 게임이단 한번만 전개될 경우와는 다른 行動이 均衡解 속에나타나기도 한다. 이에 관해서는 長期反復的 게임에 있어서의 聲價(reputation)問題를 論하는 第V章에서 좀더 詳述하기로 한다.

급하고 놀면 지급하지 않는 條件附戰略을 택할 때 아들은 일을 하는 戰略의 한 쌍(이것이 당초 父母의 最適計劃이다)

iii) 父母가, 일을 하면 登錄金支給을 중단하고 놀면 지급하는 非常識的인 戰略을 택하고 아들은 노는 戰略 한 쌍 등 모두 3개가 있다. 그러나 이들 중 첫번째 解만이 유일한「動態的 矛盾이 없는 均衡解」(consistent equilibrium solution)이고 나머지 2개는 矛盾解(inconsistent equilibrium solution)가 된다<sup>9)</sup>. 그리고 이러한 動態的 矛盾性으로 인하여 뒤의 두 가지 均衡은 현실적으로 實現되지 못하는 均衡이 된다. 이하에서는 우선 위에 든 세 가지 戰略쌍(strategy pairs)이 모두 均衡임을 확인한 다음, 이어이 중 i)만이 合理性公準에 合當한 따라서 현실적으로 實現되는 유일한 균형임을 보이기로 한다.

이를 위해 위의 세 均衡을 그림으로 그려 보면 아래와 같다.

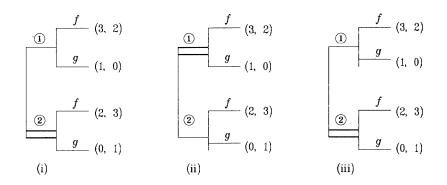
아래 그림에서 ①과 ②는 각각 아들의 일하기와 놀기를 의미하고, f와 g는 각각 父母의 登錄金支給과 中斷을 의미한다. 또한 아들의 均衡戰略은 굵은 선으로 표시하였고 父母의 均衡戰略은 점선으로 표시하였다. 一例로 (i)에서 ②의 굵은 선은 아들이 放學中노는 戰略을 택하는 것을 의미하고, 이어 위아래 두 곳 모두 f에 점선이 그어진 것은 父母가 아들이 일을 할 때에도 登錄金을 지급하고 놀 때에도 登錄金을 지급하고 늘 때에도 登錄金을 지급하다는 것을 의미하다.

이제 아래에 표시된 굵은 선과 점선이 세 가지 경우에 모두 均衡임을 보기로 하자. 앞 에서 均衡을 동일한 狀况下에서 反復的으로

<sup>7)</sup> 競技者(player)가 선택할 수 있는 움직임(move)의 각종 組合을 戰略(strategy)이라 하고, 이 중 어느 戰略 하나를 確率 1로 선택하거나 선택하지 않는 것을 純粹戰略(pure strategy), 두개 이상의 戰略을 確率的으로 結合하여 택하는 것을 複合戰略(mixed strategy)라고 한다. 數學的으로 複合戰略均衡이 存在하더라도 現實的 實現可能性에 의문이 있고 또 해석상 어려움이 있을 경우에는 이를 無視하는 것이보통이므로 여기에서는 複合戰略均衡을 論議에서 제외키로 한다. Shubik(1982), pp. 250~252 참조.

<sup>8)</sup> 父母가 일을 하거나 놀거나 항상 登錄金을 지급하겠다는 宣言을 하지는 않았지만 父母의 心中에 이러한 성향이 있었음을 앞의 報償體系는 보여 주고 있다. 사실상 게임에서 重要한 것은 아무런 拘束力이 없는 宣言이 아니라 競技者로 하여금 特定行為를 選擇하도록 유도하는 報償體系이다. 宣言에 拘束力을 부여하는 戰略에 대해서는 第V章에서 詳述한다.

<sup>9)</sup> 즉, 均衡解 ii)와 iii)은 게임의 모든 마디(node)에서 그 이전까지 이미 이루어진 相對方 및 本人의모든 決定을 주어진 것으로 하고 순간순간마다 最善의 行爲를 택한다는 動態的 一貫性(dynamic consistency)을 缺如하고 있다.



(①, ②는 일하기와 놀기, f, g는 登錄金支給과 中斷임)

나타나리라고 期待되는 結果라고 定義하였다. 그런데 어떤 結果가 反復的으로 나타난다 함은, 어느 한 均衡點에서 시작된 움직임이 결국 원래의 均衡點으로 돌아오는 것을 의미한다. 즉, 어떤 결과가 均衡이 되기 위해서는 그 均衡點으로부터 벗어나려는 內在的 傾向이 없어야 한다!<sup>(1)</sup>.

게임理論에서 가장 흔히 쓰이고 있는 「내 쉬」均衡(Nash-equilibrium)도 이러한 概念에 基礎를 두고 있다. 즉 어느 한 쌍을 이루는 戰略이「내쉬」均衡이라 함은, 어떤 理由에서 건 한 競技者가 주어진 한 쌍의 戰略中 한

의 어느 한 內生變數값이 다음 期의 값과 같아야

한다는 것으로 均衡이 정의되므로(예를 들면 pt=

짝을 취할 때 나머지 競技者도 같은 戰略짝에서 벗어나지 않는 것이 最善임을 의미한다. 따라서 위의 세 가지 戰略組合이 均衡임을 보이기 위해서는 父母의 주어진 戰略에 대한 아들의 對應戰略이 最善이고 逆으로 아들의 그러한 戰略에 대하여 父母의 戰略이 最善임을 보이기만 하면 된다!!).

세가지 均衡中 가장 있을 수 없는 (iii)을 먼저 보기로 한다. (iii)에는 위쪽의 g와 아래 쪽의 f가 점선으로 표시되어 있다. 이는 아들이 일을 했을 때 登錄金支給을 中 斷하고 놀았을 때 登錄金을 支給하겠다는 것 을 의미한다. 이 경우 아들이 취할 수 있는 행동은 0과 3의 報償中 어느 하나를 택해야 하며 따라서 당연히 3을 택할 것이다. 즉. 놀 때 登錄金을 지급하고, 일을 하면 지급하 지 않겠다고 한다면 노는 쪽을 택하는 것이 단연 유리하다. 따라서 父母의 점선에 대하 여 아들의 굵은 선은 最適對應이 된다. 로 아들이 논다는 與件이 주어진 경우 父母 는 2와 0 중에 하나를 택해야 하고 따라서 2를 택한다. 즉 아들의 노는 戰略에 대한 父 母의 支給戰略도 最善이 된다. 결과적으로 父母의 點線戰略에 대하여 아들의 굵은 선

전 한 競技者가 주어진 한 쌍의 戰略中 한

10) 한 商品市場에서의 均衡은 需要와 供給이 일치되는 價格(p\*)과 數量(q\*)으로 定義된다. 이렇게 하여 얻어진 均衡價格 p\*를 원래의 需要函數와 供給函數에 대입하면 均衡量 q\*가 얻어지고 q\*를 대입하면 p\*가 얻어진다. 즉, 일단 (p\*, q\*)에서 출발하면 이 需要供給의 方程式體系는 영원히 (p\*, q\*)에서 벗어나지 않고 되풀이된다. 動態分析에 있어서도 한 時點에서

pt...) 結果는 마찬가지이다.

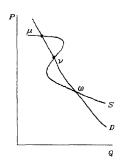
11) 數學的으로 S를 아들이 취할 수 있는 戰略 & (i=1,2,...,n)의 集合이라고 하고 R을 父母가 취할 수 있는 戰略 r,(j=1,2,...,m)의 集合이라고 할 때 어떤 戰略생 〈&, r,〉이「내쉬」均衡이라 함은 아들이 사용가능한 n개의 戰略中 &은 S를 택할 때 父母가 사용가능한 m개의 戰略中 r,은 R을 택하는 것이 父母에게 最善이고, 반대로 父母가 r,을 택할 때 아들이 &를 택하는 것이 아들에게 최선이 됨을 의미한다. 따라서 均衡點〈&, r,〉에서 出發하면 아들과 父母 어느 쪽도이 均衡으로부터 離脫해 나갈 誘因이 없게 된다.

戰略이 최선이며 아들의 굵은 선 戰略에 대하여 父母의 點線戰略이 最善이다. 따라서 그림에 表示된 굵은 선과 점선은 均衡이 된다. 다만 이 경우 父母의 戰略中 일을 했을때 登錄金支給을 中斷한다는 戰略(즉 위쪽의 g)이 남아 있으나 이미 아들이 일을 하지 않기로 作定한만큼 이 戰略은 該當事項이 없게된다<sup>12)</sup>.

다음으로 父母의 當初計劃이었던 (ii)를 보기로 한다. 앞에서 (ii)가 均衡解임을 明示的으로 밝히지는 않았지만 均衡解가 될 수 있음을 示唆하는 分析은 이미 행한 바 있다. 즉, 일을 하면 登錄金을 지급하고 놀면 登錄金支給을 중단한다는 父母의 點線戰略이 주어진 경우 2와 1의 報償中 2를 택하는 아들의 굵은 선(일을 하는) 戰略은 最善이다. 逆으로 아들의 일하는 戰略이 주어진 경우 3과1의 報償中 3을 택하는 父母의 登錄金支給戰略도 역시 最善이다. 따라서 (ii)도 역시 均

12) 均衡解를 이루는 戰略中에 실제적으로는 到達되지 않는(該當事項이 없게 되는) 게임의 마디(node)가 포함되는 이 같은 경우가 뒤에 말하는 「내쉬」均衡精 緻化(refinement of Nash equilibrium)의 주된 對象 이 된다. 3개의 均衡 모두가 이같이 到達되지 않는 마디를 포함하고 있음은 쉽게 確認해 볼 수 있다.

<sup>13)</sup> 하나의 模型에 이같이 「多數의 均衡」(multiple equilibria) 이 存在하는 것은 게임理論에 흔히 있는 일이다. 그러나 이같은 多數均衡問題는 게임理論의 特殊性 때문이라기보다는 게임의 構造나 報償函數에 충분한 制約을 가하지 못한 데에 기인한다고 봐야 할



것이다. 一例로 單一商 供 는 一例로 單 어 供 의 유 는 하지 한 의 그림  $\mu$ ,  $\nu$ , 여 시 의 多數均衡이 역 시 발생한다. 많은 하 나의 습관적으로 하 나의 습관적으로 하 나의 하늘 想定 右 下 向 이 이 라 는 한 등 한 등 한 등 인 이 이 라 는 假定하고 있기 때문 일 것이다. 衡解가 된다.

같은 方法으로 (i) 이 均衡임도 쉽게 確認해볼 수 있다. 父母의 놀거나 일하거나 登錄金은 支給한다는 戰略에 대해 아들의 노는 戰 - 略이 最善임은 自明하며 이는 이미 앞서 설명하였다. 또한 아들이 논 狀况下에서 父母가 2와 0 중 2의 報償을 택하는 登錄金支給 戰略도 역시 最善임이 분명하다.

이상에서 父母의 希望에 反하여 아들이 여름休暇를 즐기는 i)의 解와 當初 父母가 計劃하였던 ii)의 解, 그리고 先験的으로 무의미해 보이는 iii)의 解가 모두 均衡解임을 보았다<sup>13)</sup>. 따라서 이들 세 均衡은 다른 外生的힘에 의해 교란되지 않는 한 일단 실현되면無限이 反復될 可能性을 모두 지니고 있다. 그러나 解 ii)와 iii)은 動態的으로 矛盾되어 있어 現實的으로 實現 可能性이 희박하며 유일한 一貫解인 i)만이 實現될 可能性이 높다.

먼저 이들 3개의 均衡中 첫번째 均衡만이 動態的으로 一貫되어 있음을 살피기로 한다. 앞에서 動態的 一貫性을 그때까지 이루어진 모든 일을 過去之事로 돌리고 毎瞬間마다의 最善을 택하는 것이라고 定義하였다. 이는 때 게임마디에서의 選擇이 어떻게 해서 그마디에 이르게 되었는지의 競技來歷으로부터 獨立的이어야 하고 또 最善이어야 함을 의미한다. 그리고 이 두 조건은 게임의 맨 끝가지로부터 첫가지 쪽으로 거꾸로 옮아가면서 최선이 못되는 가지를 除去해 내고 남는 解를 一貫解로 취하면 충족된다.

이제 이같은 方法으로 이 게임의 一貫解를 구해보면 우선 父母의 立場에서 위쪽 f와 g중 3〉1이므로 f가 유리하고 아래쪽 f, g 중에 서도 2〉0으로 f가 g보다 유리하다. 따라서 아래 위의 g를 모두 지워버리면 (3, 2)와 (2,3)의 報償函數만이 남게 된다. 이제 남아 있는 두 f 중 아들의 立場에서 2〈3이므로 위쪽의 f를 지우면 최종적으로 아래쪽의 f만 남게 된다. 즉 아들은 놀고 父母는 登錄· 숲을 支給하는 均衡解 i)만이 唯一한 一貫解로 살아 남게 된다.

이와 같은 方法에 의할 때 均衡解 ii)와 iii)이 왜 一貫解가 되지 못하는지 또한 쉽게 확인된다. 먼저 均衡解 ii)에서는 아래쪽의 f, g에서 2와 0 중 2를 택하지 않고 0을 택한다는 g의 戰略이 矛盾되어 있으며 均衡解 iii)에서는 위쪽 f, g에서 3과 1 중 1을 택한다는 g의 戰略이 矛盾되어 있다.

均衡解 ii) 와 iii) 이 動態的으로 矛盾되어 있다 함은 이들 두 均衡이 현실적으로 實現될 可能性이 희박함을 의미한다. 즉 動態的으로 矛盾되어 있는 均衡은 不安定하며 따라서 實現될 可能性이 적다.

多數의 均衡이 存在할 때 그 중 經濟的으로 의미있는 均衡을 골라내는 方法中 흔히 쓰이는 것이 均衡에 外生的인 攪亂을 가한다음 그 均衡의 原狀回復力(homeostasis)을 보는 것이다<sup>14)</sup>. 「내쉬」均衡을 약간 攪亂시킨

후 復原力이 있는 均衡만을 골라내는 방법으로「떨리는 손 均衡」(trembling hand equilibrium)<sup>15)</sup>이 있다. 기본적인 아이디어는 競技者가 취할 수 있는 갖가지 選擇可能한 行為中 어느 하나를 택하는 것을, 競技者 앞에놓여 있는 計器板의 많은 作動단추(button)중 어느 하나를 누르는 것으로 비유하고, 실수로 곁에 있는 단추를 약간씩 건드리더라도이에 관계없이 최종적으로 實現될 수 있는 均衡을 보자는 것이다.

競技者의 選擇에 약간의 攪亂을 가한다 함 은 均衡解가 요구하는 行爲를 반드시 執行하 지 않을 可能性이 약간씩은 있다는 것을 의 미한다. 즉 아들이 어떻게 할 때 父母가 어 찌 하겠다는 戰略이, 실수로 인해서이든, 애 당초 그럴 마음은 사실상 없었기 때문이든. 원래대로 執行되지 않을 수도 있다고 假定하 는 것과 같다. 그런데 아주 작은 可能性일지 라도 일단 이같은 可能性을 認定하면 均衡解 ii)와 iii)은 均衡으로 살아 남지 못하고 i)의 均衡만이 남게 된다!6). 바꾸어 말하면 均衡 解 i)은 戰略執行에 대한 약간의 의심이 있을 경우에도 살아 남지만 ii)와 iii)은 천명된 戰 略이 틀림없이 執行될 것이라는 믿음에 의해 서만 유지되고 戰略의 執行에 대한 極微(infinitesimal)한 의심에 의해서도 와해되고 만 다17).

父母의 當初計劃이었던 均衡解 ii)가 (解 iii) 도 마찬가지이지만) 이같이 극미한 疑心에 의해 와해되고 살아 남지 못하는 이유는 均 衡解를 이루는 戰略中 앞서 말한「動態的으 로 矛盾된 戰略」이 순전히 脅迫用으로 쓰이 고 있다는 것과 直結되어 있다. 즉 놀면 登 錄金支給을 中斷하겠다는 戰略은 실제로 그

<sup>14)</sup> 특히 均衡의 多數性問題가 심각한 게임理論에서는 이 밖에도 여러가지 多樣한 方法과 基準이 제시되고 있다. 「내쉬」均衡에 追加的 制約을 가함으로써 均衡 의 多數性問題를 해결하려는 일련의 이같은 노력을 보통 「내쉬」均衡의 精緻化(refinement of Nash equilibrium)라고 부른다.

<sup>15)</sup> Selten(1975) 참조. 이 方法은 따라서 앞의 脚註에서 본 μ, ν, ω의 多數均衡中 유일한 安定均衡 ν를 찾아내는 것과 概念上 매우 흡사하다.

<sup>16)</sup> 實際證明에서는 다소 技術的인 計算을 要하므로 여 기서는 그 結果만 要約하여 설명키로 한다.

<sup>17)</sup> 일을 하지 않으면 登錄金支給을 中斷하겠다는 戰略 이 집행될 確率을 p=1로 하면 ii)의 均衡이 成立하 지만 確率을 p=1-t으로 하고 t를 0에 아무리 가깝 게 접근시키더라도 均衡 ii)는 와해되고 만다.

것을 선택하는 것이 行爲者인 父母에게 有利하지 않고 따라서 정작 움직여야 할 時點에서는 선택하지 않을 戰略이다. 그럼에도 불구하고 아들이 그 戰略이 틀림없이 執行될 것으로 100% 믿어주면 最適計劃인 均衡 ii)가成立할 수 있다. 그러나 모든 不合理한 脅迫또는 엄포(incredible threat)에는 「설마」의느낌이 끼어들게 마련인바 만일 이같이 추호라도「설마」의 느낌이 加味된다면 이 均衡은成立하지 않는다는 것이「떨리는 손 均衡」이示唆하는 의미인 것이다.

# Ⅲ. 非矛盾計劃의 非最適性(suboptimality of consistent plans)

악의 例에서는 父母의 當初計劃이 動態的 으로 矛盾되어 있었기 때문에 아들이 放學中 일을 하도록 하는 데 실패하였다. 그러나 이 러한 動態矛盾問題는 未來를 미리 예견하고 대응하는 經濟主體들의 相互關係 속에 일일 이 열거할 수 없을 만큼 흔하다. 政府는 金 融制度의 安定性 保障과 投資環境의 健全化 를 도모하기 위해 銀行으로 하여금 貸出審査 機能을 强化토록 지시하고, 企業에게는 너무 위험스러운 投資는 삼가도록 종용한다. 그러 나 銀行빚을 많이 지고 있는 企業이 破產直 前에 도달하게 되면 政府는 企業倒產은 물론 銀行의 連鎖破產을 막기 위해 결국은 介入하 여 救濟를 하게 되며, 이같이 政府가 결국은 介入하지 않을 수 없으리라는 期待가 銀行의 貸出審查나 企業의 投資選別機能을 社會的 最適水準에 못미치게 한다.

그린벨트內의 新規建築은 法으로 禁止되어 있지만 일단 지어논 집을 헐어버리는 것보다는 그대로 유지하고 더 이상은 짓지 못하도록 하는 것이 經濟的으로 合理的이다. 그러나 일단 지어논 집을 헐어내지는 못하리라는 期待가 그린벨트의 蠶食現象을 常例化시킨다. 즉 個個의 狀況이 어찌 되었던간에 當初計劃에 動態矛盾이 있는 한 결과는 항상 똑같은 패턴을 보이도록 되어 있다.

그렇다면 政策의 動態矛盾을 낳는 行動慣行은 무엇인가. 政策立案者가 國民經濟를 위해 어떠한 計劃을 立案한다고 하자. 많은 경우 政府計劃이 소기의 成果를 맺는 데는 個別經濟主體들의 協調가 필요하다. 이 경우民間經濟主體들의 行動은, 政府가 民間이 취할 수 있는 行動 각각에 대하여 어떠한 措置를 취하느냐에 따라 달라지므로 政策立案者는 가능한 한 이들의 豫想되는 行動에 대한對應的 反應의 準則(rule)을 미리 밝혀 놓게된다. 즉 앞의 例에서 아들이 여름放學을 어떻게 보낼 것인가는 父母가 어떤 條件下에서登錄金을 지급할 것인가에 따라 달라지므로만일 일을 하지 않으면 登錄金支給을 중단하겠다는 宣言을 하는 것이다.

그러나 問題는 政策當局者가 정작 行動을 취하여야 할 時點에 왔을 때 원래 宣言한 대 로의 行動을 취하는 것이 最善인가의 與否에 있다. 政策立案者로서는 當初 計劃했던 때와 비교하여 狀况이 바뀌어 있으면 그 상황을 종합적으로 再檢討하고 判斷을 다시 하는 것 이 보통이다. 그리고 일단 상황이 바뀐 狀態 下에서 當初計劃에 매달리는 것이 그 時點에 서의 最善策은 못되는 것이 一般的이다. 즉 이미 이루어진 일은 過去事이고, 政策當局이 어떤 措置를 취하든 이 時點에서는 돌이킬수 없는 일인 경우가 많은 것이며 따라서 政策立案者에게는 새로운 與件下에서 當初의目標에 가장 근접해 갈 수 있는 次善政策을 講究하는 것이 그 時點에서 취할 수 있는 最善의 길로 보이기 쉽다.

政策立案者에게는 안된 일이지만, 그러나 個別經濟主體들은 애당초부터 政府가 그때그때 狀况의 變化에 適應하여 行為가 이루어지는 時點에서의 最善策을 택하리라는 것을 알며 따라서 게임이 시작되자마자 當初政策立案者가 期待했던 것과는 다른 行動을 취하게된다.

毎時點에서 最善을 다한다는 外見上 그럴듯해 보이는 行動原則이 이같이 바람직하지 않은(suboptimal) 結果를 낳는 이유는 個別經濟主體가 無生物이나 下等動植物과는 달리「未來를 豫見하고 이에 對應하는 行爲」(anticipatory behavior)를 한다는 데 있다.

갑자기 故障이 나는 경우 그것을 급히 代替하는 데 費用이 많이 드는 機械가 있다 하자. 企業家는 이같은 사태를 미연에 防止하기 위해 機械의 事前點檢을 강화하는 한편, 고장이 나기 전에 몇 개씩 機械를 새 것으로 代替시키는 最適代替計劃을 세워 執行할 수가 있다. 이 경우 企業家가 어떤 最適代替計劃을 세우든 이 計劃이 機械의 故障率에 영향을 미치지는 않는다. 그러나 만일 이와 유사한 代替計劃을 勞動者에게 적용하는 경우企業家의 새로운 人事管理政策에 의해 언제解雇될지 모르는 勞動者는 미리 다른 공장으

로의 移職을 고려하게 되고 따라서 종전까지의 自然離職率에 큰 變化가 생기게 된다<sup>18</sup>.

$$x_t = X_t (x_1, \dots, x_{t-1}, y_1, \dots, y_T) \dots (1)$$

모든 사람이 동의하는 社會的 目的函數는 政策變數와 아울러 民間의 意思決定에 의해 영향을 받으므로

$$V = V(y_1, \dots, y_T, x_1, \dots, x_T) \dots (2)$$

라고 쓸 수 있다. 이 경우 最適政策(optimal policy)이란 (1)의 制約下에서 目的函數 V를 極大化시키는 Y라고 定義될 수 있다. 또한 「狀况마다에서의 最善의 政策」또는「動態的 矛盾이 없는 政策」(consistent policy)은 한 時點 t에서, 그 이전까지 이미 이루어진 決定 $(x_1, \cdots, x_{t-1})$ 을 주어진 것으로 하고 目的函數 (2)를 極大化시키는 政策이 된다.

單純化시켜 T=2라고 하고  $x_1=X_1(y_1, y_2)$  와  $x_2=X_2(x_1, y_1, y_2)$ 의 制約下에서  $V=V(x_1, y_2, y_1, y_2)$ 를 極大化하도록  $y_2$ 를 택하는 경우를 보기로 한다. 非矛盾解(consistent solution)의 必要條件은

$$\frac{\partial V}{\partial x_2} \cdot \frac{\partial X_2}{\partial y_2} + \frac{\partial V}{\partial y_2} = 0$$

<sup>18)</sup> Lucas(1976)는 이같은 論據에서 計量經濟學的 政策 評價方法의 誤謬性을 주장한다.

<sup>19)</sup> 이 例는 Kydland and Prescott(1977)에 의함.

인 반면 最適解(optimal solution)의 必要條件은

$$\frac{\partial V}{\partial x_2} \cdot \frac{\partial X_2}{\partial y_2} + \frac{\partial V}{\partial y_2} + \frac{\partial X_1}{\partial y_2} \left[ \frac{\partial V}{\partial x_1} + \frac{\partial V}{\partial x_2} \cdot \frac{\partial X_2}{\partial x_1} \right] = 0$$

가 된다. 즉  $y_2$ 의  $x_1$ 에 대한 影響이 없거나  $(\frac{\partial X_1}{\partial y_2}=0)$ ,  $x_1$ 의 V에 대한 直間接效果의 合이 零  $(\frac{\partial V}{\partial x_1}+\frac{\partial V}{\partial x_2}\cdot\frac{\partial X_2}{\partial x_1}=0)$ 인 경우에만 非矛盾解가 最適解가 된다.

1½의 조에 대한 영향이 없다는 것은 民間經 濟主體들이 政府의 未來政策에 대하여 전혀 關心을 가지지 않거나 對應하지 않음을 의미 한다. 그러나 개인의 利害關係에 直間接으로 큰 영향을 미치는 政府政策의 向方에 民間經 濟主體가 초연하다는 이 假定은 많은 경우 現實性이 없다고 할 것이다. 다음으로 x의 V에 대한 直間接效果의 合이 0이라 함도 1期 에 취해진 行爲의 效果가 2期에 취해진 行爲 에 의해 정확히 相殺되는 경우를 말하므로 이 또한 현실적으로 期待하기 힘든 극단적으 로 특수한 경우라고 할 것이다. 따라서 最適 計劃의 動態矛盾問題는 未來를 예견하고 이 에 대응하는 經濟主體들의 모든 相互關係內 에 內在하며 따라서 政策立案者가 항상 당면 해야 하는 一般的인 課題라고 할 수 있을 것 이다. 이하에서는 이같은 動態矛盾問題가 中 央銀行의 인플레収束努力을 어떻게 無力化시 킬 수 있는가를 살피기로 한다.

## IV. 安定化政策의 動態矛盾

物價安定을 도모하는 일차적인 責任이 通 貨當局에 있지만 通貨當局이 단지 物價安定 만을 一義的으로 추구하는 것은 아니다. 즉 雇傭水準이나 成長率 등 實物經濟活動에도 관심을 두고 通貨政策을 運用하게 된다.

通貨當局이 物價와 實物經濟의 움직임에 관심을 두는 것은 通貨量이나 金利 등 通貨 當局이 調整할 수 있는 主要 政策變數가 物價나 實物經濟活動水準의 決定에 직간접으로 영향을 미친다는 믿음에 기초한다.

通貨金融政策이 物價나 成長 등에 미치는 效果에 대한 저간의 論議를 보면 과거 1970 년대까지는 인플레와 失業率 사이에는 安定 的인 代替關係(trade-off)가 있어서 通貨를 늘이면 失業은 줄지만 대신 物價가 오르고 通貨를 줄이면 인플레는 낮아지지만 失業이 는다는 것이 定說로 받아들여졌다. 그러나 그후 많은 나라들에 있어서 物價上昇과 失業 率이 동시에 오르는 様相이 나타나면서 學者 들의 經濟를 보는 눈에 一端의 變化가 오기 시작하였다. 이 중 가장 대표적인 것이 소위 「自然失業率 假說」(natural rate hypothesis) 과「合理的 期待假說」(rational expectations hypothesis)이라고 할 수 있는바, 이 두 假 說이 의미하는 바는 通貨增加率이 物價上昇 率에는 直接的인 影響을 주지만 失業率이나 成長率 등 實物面에는 지속적이고 體系的인 影響을 미치지는 못한다는 것이다. 즉 이들 假說에 의하면 通貨政策이 어떠한가에 관계 없이 實物經濟는 자연 失業率 쪽으로 回歸하 는 경향을 가지고 있다. 물론 短期的으로 實 際失業率이 自然率에서 乖離되어 있도록 함 수는 있지만 이는 國民이 期待하고 있던 인 플레를 초과하는 기습적인 인플레의 創出을 통해서만 가능하다. 그리고 이러한 기습적 인플레에 의한 實物經濟活動의 擴大效果는

短期에 그치는 반면 經濟內의 不確實性을 増 大시켜 長期的 安定基盤을 해친다.

安定政策의 動態的 矛盾問題에 주목하는 學者들은 여기에서 한 걸음 더 나가 通貨當局의 短期的 雇傭擴大政策이 전혀 無力할 뿐만 아니라 오히려 인플레만을 加速化시킬 위험이 있다고 警告한다. 즉 通貨當局이 雇傭擴大를 도모하려고 할지도 모른다는 可能性이 安定政策의 動態的 矛盾을 낳고 이로 인해 失業은 줄이지 못한 채 物價만을 올리는 最惡의 結果를 낳을 可能性이 있다는 것이다. 이를 좀더 상세히 考察하기 위해 간단한 模型을 보기로 하다<sup>20)</sup>.

企業家와 勞動者가 年間賃金契約을 맺으려는 상황에 있다 하자. 이때 이들이 고려해야할 중요한 變數中의 하나는 앞으로의 物價上昇率이 얼마나 될 것인가 하는 점이다. 만일 앞으로 物價가 安定될 것임에도 불과하고 賃金을 過度하게 올리게 되면 販賣不振으로 企業家가 어려움을 겪게 되고 반대로 物價는 많이 오르는데 賃金이 적게 오르면 勞動者의實質所得이 내려가기 때문이다. 따라서 이들은 豫想인플레率이 낮으면 低賃을 택한다고 가정하다.

즉  $W_t$ 를 名目賃金上昇率,  $P_t$ 를 인플레率, 그리고  $P^c t$ 를 豫想인플레率이라고 할 때 企業家와 勞動者는 實質賃金上昇率( $W_t - P_t$ )을 一定水準에 유지하려 하며 따라서  $P^c t$ 를 정확히 예측하는 데 관심이 있다. 이같은 이들의 選好體系를 다음과 같은 報償函數 또는

效用函數로 나타낼 수 있다.

$$\mathbf{Z} = -(\mathbf{P}_t - \mathbf{P}_t)^2$$

한편 通貨增加率의 選擇을 통하여 인플레 率을 정할 수 있는 通貨當局은 아래와 같은 報償函數를 가지고 있다고 假定한다.

$$U = -\frac{1}{2}a P_t^2 + b (y_t - y_n)$$

윗式에서 y+는 實際成長率, yn은 自然成長率인데 이 式이 의미하는 바는 通貨當局이 인플레를 싫어하고 成長을 좋아한다는 것, 즉 成長과 安定을 동시에 추구하려 한다는 것이다.

마지막으로 自然成長率을 초과하는 實際成 長은 실현된 인플레率이 民間의 豫想인플레 를 초과할 때 가능하다고 가정한다.

$$y_t = y_n + (P_t - P^e_t)$$

政策當局者와 民間이 동시에 각각의 最適 戰略을 택한다고 가정하고 위의 게임의 (내 쉬)均衡을 구하면

$$P_t = \frac{b}{a}, \quad P_t^e = \frac{b}{a}$$

가 된다. 이제  $\alpha = b = 2$ 라 하고 均衡인플레率을 구해보면  $P_t = P^e_t = 1$ 이 되고 그 결과 각각에게 돌아가는 報償은 U = -1, Z = 0가된다.

이 均衡解의 問題點은 通貨當局에게 돌아가는 報償이 제로·인플레解( $P_t = P^e_t = 0$ )에 비해 못하다는 데 있다. 즉 만일 通貨當局이 제로·인플레를 약속하고, 이 약속이民間에 의해 믿어지면 0의 報償을 얻을 수있음에 비하여 이 均衡解에서는 -1밖에 얻지못한다. 그러나 제로·인플레政策은 動態的으로 矛盾되어 있으며 따라서 民間으로부터

<sup>20)</sup> 이는 Barro and Gordon(1983a), Backus and Driffill(1985), Canzoneri(1985), Rogoff(1985) 등 이 하나의 基準模型(benchmark model)로 사용한 것을 單純化시킨 것이다.

信賴를 얻을 수 없다. 動態矛盾이 어떻게 發生하는지를 보기 위해 0과 1의 두가지 인플 레쬭을 택할 경우 어떤 상황이 벌어지는가를 그림을 통하여 살펴보기로 한다<sup>21)</sup>.

아래 그림에서 첫번째 가지는 民間의 豫想 인플레率을 나타내고 그곳으로부터 뻗어나간 다음 가지들은 政策當局에 의해 택해지는 實際인플레率을 나타낸다. 또 括號 안의 첫번째 숫자는 政策當局에게, 그리고 두번째 숫자는 民間에게 돌아가는 報償額인데 이들 報償은 원래의 報償函數 Z와 U에 Pet와 Pt를 1과 0으로 각각 대입하여 구한 것이다.

$$P_{t} = 0$$

$$P_{t} = 0$$

$$P_{t} = 1$$

$$P_{t} = 1$$

$$P_{t} = 0$$

$$P_{t} = 0$$

$$P_{t} = 0$$

$$P_{t} = 1$$

$$P_{t} = 0$$

$$P_{t} = 1$$

먼저 民間이 제로·인플레를 期待한다고하자. 이 경우 通貨當局은 P=1의 기습인플레를 創出함으로써 1의 인플레費用을 支拂하지만 대신 成長率을 올려 2의 報償을 얻으므로 純報償이 1이 된다. 따라서 通貨當局은당초선언인 제로·인플레보다는 기습인플레쪽을 택할 공산이 크다. 다음으로 이미 民間

이 높은 인플레를 期待하고 있는 경우( $P^{e}_{t}$ = 1)를 보자. 이때 만일 通貨當局이 物價安定 을 고집하면 -2의 成長減少效果를 감내해야 하는 반면, 약간의 인플레를 허용하면 物價 上昇으로 1의 費用을 감내하는 대신 成長減 少를 피함으로써 전체적으로는 費用을 -1로 줄일 수가 있다. 따라서 이 경우에도 通貨當 局은 高인플레政策을 택할 可能性이 많다. 즉 民間의 인플레期待心理가 낮은 경우에는 政策當局이 기습인플레를 통하여 成長率을 높이려 할 可能性이 있고 반대로 民間의 인 플레心理가 높은 경우에는 이를 受答(accommodate) 함으로써 높은 인플레心理가 雇 傭에 미칠 惡影響을 最小化하려 할 可能性이 있기 때문에 政府의 低인플레政策은 民間으 로부터 信賴를 얻지 못한다. 그리고 民間이 일단 政府政策을 不信하고  $P^t=1$ 을 택한 상 황에서 當局은 P=1을 택하지 않을 수 없고 그 결과는 成長面에서 아무런 實益을 얻지 못한 채 高인플레의 害만을 얻는 (-1, 0)가 되고 만다22).

현실적으로 모든 安定化政策이 失敗로 끝나는 것은 아니므로 低인플레政策의 動態的 矛盾이 高失業과 高인플레라는 最惡의 結果를 가져온다는 위의 結論은 좀 극단적이다. 理論的 模型의 豫測과 經驗的으로 觀測되는 結果間의 이같은 乖離는 일차적으로 模型의 非現實性에 기인한다고 할 수 있다. 설명에 사용된 報償函數나 기타의 게임構造가 너무 단순화되어 있을 뿐 아니라 恣意的이다. 그러나 模型을 어떻게 바꾸더라도 當初의 計劃에 動態的 矛盾이 있을 경우 安定化施策이原來計劃대로 실현되지 않을 수 있다는 廣義의 結論이 바뀌지 않는다는 것은 분명하다.

<sup>21)</sup> 通貨當局과 民間이 동시에 움직인다(simultaneous move)는 가정을 하는 경우 通貨當局은 民間의 期待 인플레촉이 얼마인지를 모르는 상태에서 實際인플레 촉을 決定하게 되므로 엄밀하게 따지자면 그림을 약 간 다르게 그려야 한다. 그러나 주된 結論에는 큰 차가 없으므로 이를 무시하였다.

<sup>22)</sup> 사실상 政策當局이 제로・인플레를 약속하고 民間이 이를 믿는 解는「내쉬」均衡이 되지도 못한다. 當局의 Pt=0에 대해 民間의 Pt=0는 最適이지만 民間의 Pt=0에 대한 政府의 Pt=0는 最適이 아니고 따라서 解로부터의 離脫이 發生할 것이기 때문이다.

乖離가 발생하는 두번째 理由는 지금까지의 설명에서는 제외되었지만 動態矛盾問題를解決하거나 緩和하는 힘이 現實 속에 존재하고 또 부분적으로 作動하고 있기 때문인데이제 이 같은 힘이나 制度가 어떻게 작용하는 것인지를 보기로 한다.

## V. 可能む 解決策

- 事前擔保와 聲價의 構築

### 1. 事前擔保(pre-commitment)의 設定

지금까지의 論議中 한 가지 큰 弱點은 民間經濟主體들은 政策當局의 未來行動을 豫見하고 이에 대응하지만 政策當局은 그렇지 못하다는 假定이다. 왜 아들은 父母의 當初計劃이 動態的으로 矛盾되어 있다는 것을 알고이를 利用하는데 父母는 이를 모르는가. 企業家와 勞動者가 緊縮政策의 實現可能性에 疑懼心을 품을 때 그런 政策을 발표하는 政策立案者는 왜 이러한 의구심에 미리 對處하지 않는가. 그리고 만일 對處한다면 무슨 方法이 있겠는가?

앞의 論議에서 분명해진 것은 어떤 計劃이나 政策이 그 소망하는 바 成果를 거두려면 그 計劃全體가 動態的으로 矛盾되어 있지 않아야 한다는 점이다. 즉 당초에 계획된 戰略的 選擇의 時間表(schedule)를 따르는 것이毎 時點에서 當事者가 취할 수 있는 行動中最善의 것이어야 하며 이것이 競技者 모두에게 명백히 이해되어야 한다.

당초의 時間表가 毎 時點에서 취할 수 있

는 行動中 最善의 것이라는 것을 확인시키는 간단한 方法中의 하나는, 당초 宣言된 行為 로부터의 離脱이 발생할 경우 상당한 정도의 損害가 當事者에게 돌아가도록 하는 罰則構 造률 게임內에 挿入하는 것이다. 이를 보통 「믿을 만한 事前擔保」(credible pre-commitment)라고 하는데 예를 들면 다음과 같다.

아들과 父母가 여름放學中의 아르바이트에 대하여 논의할 때 父母는 다음 學期 登錄金에 상당하는 金額의 돈을 銀行의 信託口座에 入金하고 아들이 放學中 일을 했다는 證明書를 첨부할 때에만 돈의 引出이 가능하도록하는 契約을 맺는다. 이 경우에는 만일 일을하지 않으면 登錄金支給을 中斷하겠다는 宣言이 단순히 엄포(incredible threat)가 아니라 현실성있는 制約으로 작용하고 따라서 最終解는 아들은 일을 하고 父母는 登錄金을 支給하는 最適의 것이 된다.

민을 만한 事前擔保의 또 다른 형태로서는 法律的 制約을 들 수 있다. 그 대표적인 例가 特許權이라고 하겠는데, 이미 發明되어 있는 新技術은 되도록 많은 사람이 모방하거나 배워서 사용할 수 있도록 許容하는 것이 最適이다. 그러나 이 같은 政策은 技術開發로부터 기대되는 未來収益을 낮추고 따라서 新技術開發의 意欲을 해친다. 이 같은 動態矛盾을 해결하기 위해 法律로 일정기간동안排他的 使用權을 保障하는 特許制度를 設定하는 것이다.

安定化政策 遂行上 발생할 수 있는 動態矛盾의 解決方法도 같은 脈絡에서 찾아 볼 수 있다. 즉 한 가지 方法은 政策當局者의 報償 函數에서 인플레가 발생할 때마다 一定額  $(-bP_t)$ 의 罰則金을 지급하도록 하는 것이다.

$$U = -\frac{1}{2}a P_t^2 + b (y_t - y_n) - b P_t$$

社會通念上 受容하기 힘들 것이나 이것은 通貨增加率이 一定水準을 넘을 경우 政策責 任者의 個人的 財產의 일부를 擔保의 형태로 押留하거나 政策責任者를 現職보다 열등한 職位로 轉職시키는 등의 방법으로 이루어질 수 있다<sup>23)</sup>.

또 하나의 方法은 制度의 變更을 통하여 通貨當局으로 하여금 오직 物價安定에만 전념토록 하는 것이다(이는 報價函數의 係數 b를 0에 固定시킴을 의미한다). 어떤 의미에서 Friedman의 定率法(k-percent rule)이나최근 논의되고 있는 實物本位制度로의 復歸主張 등은 이와 軌를 같이하는 것이라고 볼수 있을 것이다.

그러나 父母의 登錄金 信託과는 달리 通貨 增加率 決定에 있어서의 伸縮性을 制約하는 擔保의 設定이나 制度의 變更은 지금까지 논 의해 온 것과는 다른 측면에서 問題點을 지 니고 있다.

앞에서 그때그때의 상황에서 最善을 택하 는 것이 最適이 아님을 살폈지만 이 命題의 主要假定은 民間經濟主體들이 豫見的 行爲를 한다는 것이었다. 즉 未來의 政策對應方式을 豫見하는 經濟主體들이 政策環境을 人爲的으로 造成할 可能性이 있기 때문에 이미 조성 되어 있는 모든 狀況을 단순한 與件으로 간 주하는 政策은 最適이 못된다는 것이다.

그러나 政策環境은 이와 같이 經濟主體들의 人為的이고 積極的인 選擇에 의해서만 영향을 받는 것은 아니다. 한 經濟組織內 構成員의 意思決定과는 無關하게 外生的으로 到來하는 與件變化도 있으며(오일쇼크 등) 이러한 外生的 要因의 變化에 대해서는 每時點에서의 最善의 政策을 택하는 것이 타당하고필요할 수도 있다.

따라서 與件의 變化가 經濟主體들의 戰略的 選擇에 의해 內生的으로 助長된 것인지 外生的으로 주어진 것인지를 구분하는 일이 필요하게 되나 이 구분이 現實的으로 쉬운일은 아니다<sup>24)</sup>. 동시에 政策變更이 外生的 要因에 대한 不可避한 對應의 必要에서 초래된 것일 뿐 當初計劃의 後退를 의미하는 것은 아니라는 것을 說得하는 것도 또한 쉬운일은 아니다. 政策에 伸縮性을 허용하게 되면 政策立案者가 당장 短期的으로 편한 政策을 택하고 그 責任을 外生的 與件變化에 轉嫁할 우려가 있기 때문이다.

### 2. 聲價(reputation)의 利用

動態矛盾問題를 解決하는 또 하나의 方法 으로 政策當局의 聲價(reputation)를 利用하는 것이 있다<sup>25)</sup>. 지금까지의 例에서는 政策 立案者와 立案者가 영향을 미치려 하는 經濟 主體들 사이에 一回的인 相互作用만이 있는

<sup>23)</sup> 앞의 論議에서 명백해진 바와 같이 宣言된 政策으로 부터의 離脫時 没収할 수 있는 擔保(forfeitable collateral)를 설정하는 것이 반드시 等價의 實質費 用을 초래하는 것은 아니다. 즉 通貨增加率이 一定水準을 넘으면 政策當局者의 個人口座에서 一定額의財產을 没収할 수 있도록 한다고 해서 그 個人이그만한 額數의 財產을 실제로 잃어버리는 것은 아닌것이다. 앞의 構造를 가진 게임에서 그 均衡解는제로・인플레가 되므로 個人財產이 没収되는 경우는결코 발생하지 않으며, 擔保는 단지 政策의 信賴性을 높이는 手段으로서만 작용할 뿐이다.

<sup>24)</sup> 經濟에 外生的인 衝擊이 가해질 때 政策의 動態矛盾 解消와 硬直性 사이의 均衡(trade-off)에 대한 研究 는 Rogoff(1985) 참조.

<sup>25)</sup> 安定化政策 遂行에 있어서 政策當局者의 聲價效果 에 관한 論議는 Backus & Driffill(1985), Barro and Gordon(1983a.b), Barro(1985) 참조.

것처럼 가정하였다. 그러나 父母가 그들 자녀의 行動에 영향을 미치려 하고 通貨當局者 가 經濟運用에 영향을 미치려 하는 것은 간단없이 지속적으로 이루어지는 일이다.

政策立案者와 民間經濟主體와의 遭遇가 이 같은 長期連續的 相互作用의 한 고리에 불과 할 때, 政策立案者는 現在의 遭遇에서 일어 나는 結果가 그의 聲價(reputation) -- 그의 未 來行動에 대한 民間經濟主體들의 期待—에 어떤 영향을 미칠 것인가를 고려하지 않으면 안된다. 當期의 損益만을 생각한다면 現在의 遭遇에서 最適政策을 固守하는 것이 분명히 損害나는(costly) 일이지만 政策當局者는 이 같은 短期費用을 떠맡음으로써 그에 대한 聲 價를 높일 수 있다. 그리고 높아진 聲價는 未來政策의 信賴性을 높여줌으로써 政策遂行 費用을 낮춘다. 반대로 현재의 最適政策으로 부터의 離脫은 그의 聲價를 해치고 未來에 그가 추구하고자 하는 政策의 信賴性을 낮춘 다. 따라서 聲價를 構築하는 것은 最適計劃 에 明示的인 事前擔保를 設定하는 것과 같은 역할을 한다. 즉 現在에 있어서 最適計劃으 로부터의 離脫에 따르는 長期的 費用을 높이 고 計劃固守로부터의 長期的인 収益을 높이 는 것이다. 그리고 民間經濟主體들도 이를 깨닫고 政策立案者가 最適計劃을 따르리라고 기대하며 따라서 게임의 시작에서부터 最適 計劃에 合當한 行爲를 하게 된다.

예를 들어 父母가 원래 선언한 대로 登錄 金支給을 拒絶하면 아들의 한 學期 休學은 불가피하겠으나, 아들의 남아 있는 大學生活 동안은 물론 그후 여타의 다른 日常事에서도 父母의 信賴性을 높이는 데 기여할 것이다. 반대로 아들의 여름휴가에도 불구하고 계속

해서 登錄金을 支給하는 것은 위와 같은 聲價構築의 效果를 송두리째 포기하는 것이 된다. 만일 當初計劃을 고수함으로써 얻을 수있는 長期収益이 아들의 한 학기 休學을 막는 短期的 収益에 비해 크다면 父母는 當初計劃대로 支給을 中止할 것이고, 아들 또한이를 인지하고 방학중에 休暇를 포기하게 될것이다.

같은 理由에서 政府의 通貨政策에 있어서 도 당초의 最適安定政策을 固守하는 것이 앞으로도 政府發表는 믿을 만한 것이다라는 期待를 높인다. 그리고 政府가 이같이 未來収益을 위해 短期的인 費用을 감내하리라는 期待가 民間經濟主體들에게 전달되면 결과는 低인플레와 自然率成長의 最適組合이 될 수가 있다.

### Ⅵ. 結 語

社會的으로 特定目標를 達成하려는 政策立案者들은 종종 그들의 最適計劃이 動態的으로 矛盾되는 경우에 직면한다. 이 경우 政策이 影響을 미치려고 하는 集團의 經濟主體들은 計劃의 矛盾性을 미리 感知하고 當初 計劃立案者들이 期待했던 것과는 다른 行動을 취할 가능성이 있다. 미래를 내다보는 經濟主體는 物理的 粒子처럼 언제 어디서나 普遍妥當한 運動法則에 따라 움직이는 것이 아니고 그들이 예상하는 未來의 政策에 따라 그들의 行為를 對應的으로 變更시켜 나가기 때문이다.

최근 일부의 學者들은 인플레収束을 위한

安定化政策이 이 같은 動態矛盾에 의해 挫折 될 수 있음을 지적한다. 本稿에서는 通貨政 策을 통하여 雇傭增大와 物價安定을 동시에 도모하려는 政策이 雇傭增大는 이루지 못한 채 高인플레만을 초래하는 한 例를 살펴보았 다.

물론 動態矛盾問題가 모든 安定化政策을 불가피하게 歪曲시키는 것은 아니다. 政策當 局者가 民間의 信賴를 얻는 데 도움이 될 수 있는 확실한 言質이나 擔保를 設定함으로써 政策의 動態矛盾을 解消할 수도 있다. 또한 오늘의 政策的 對應이 내일의 期待를 決定한 다는 것을 認知하는 當局이 마치 明示的 擔 保가 設定되어 있는 것처럼 行動함으로써 그 들의 聲價를 높여갈 수도 있다.

최근 우리 經濟는 不動產價格의 暴騰, 賃 金의 持續的 上昇 등을 포함한 相對價格體系 의 급격하고 광범한 改編을 경험하고 있다. 이들 價格體系改編中 일부는 政府規制의 緩 和나 需給構造의 變動에 對應하여 일어나는 자연스럽고 바람직한 것도 있으나 또 한편으 로는 一部經濟主體들이 社會的 變革期를 이 용하여 자기의 獨占的 렌트의 몫을 키우려고 경쟁적으로 努力하는 데 기인하는 것도 있는 것으로 판단된다.

이러한 와중에 과거 수년간 成長과 物價 兩面에 걸쳐 비교적 만족스러운 成果를 이룩 해왔던 우리 經濟가 최근 成長의 급격한 鈍 化와 物價不安의 加重이라는 二重苦에 시달 리고 있어 이러한 스태그플레이션的인 難局 으로부터 經濟를 끌어올리는 일이 하나의 중 요한 政策課題로 대두되고 있다.

經濟의 成長基盤을 해치지 않으면서 동시 에 安定化를 圖謀하기 위해서는 民間經濟主 體들의 政府政策에 대한 信賴를 획득하는 일 이 우선 긴요하다. 그리고 이러한 신뢰는 政 策當局의 分明하고 一貫性있는 政策意思表明 과 政策의 흔들림없는 執行을 통해서만 얻을 수 있다는 것을 인식하는 것이 필요하다. 특 히 變革期에 있어서 경쟁적으로 자기 몫을 키우려는 努力의 强度는 政府가 그 중 얼마 만큼을 受容하리라는 期待에 正比例하며 이 경우 이들 期待에 영향을 미치는 政策立案者 의 政策意志는 단순한 엄포성 宣言이 아니라 特定結果를 이룩하기 위해 기꺼이 감내하려 는 費用의 크기를 분명히 밝히는 것에 의해 서만 전달될 수 있다는 것을 인식하는 일이 매우 중요하다고 할 것이다.

#### ▷參考文獻◁

Backus, D. and J. Driffill, "Inflation and Reputation. \* American Economic Review, September 1985, pp. 530~538. Blackburn, K. and M. Christenson, "Monetary Policy and Policy Credibility: Theories and Evidence," Journal of \_\_\_\_\_\_, "Reputation in a Model of Mon-

Economic Literature, March 1989, pp.  $1 \sim 45$ .

Barro, R., "Inflationary Finance Under Discretion and Rules. " Canadian Journal of Economics, January 1983.

- etary Policy with Incomplete Information, Journal of Monetary Economics. 1985.
- Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model, "Journal of Political Economy, August 1983a.
- \_\_\_\_\_\_, "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy,"

  Journal of Monetary Economics, July 1983b.
- Canzoneri, M., "Monetary Policy Games and the Role of Private Information," *American Economic Review*, 1985, pp. 1056~1070.
- Fischer, S., "Dynamic Inconsistency, Cooperation and the Benevolent Dissembling Government," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1980, pp. 93~107.
- ——, "Time Consistent Monetary and Fiscal Policy: A Survey," Mimeo., MIT, 1986.
- Kydland, F. E. and E. C. Prescott, "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans," *Journal of Political Economy*, 1977, pp. 473~492.
- Lucas, R.E., Jr., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," K. Brunner

- and A. H. Meltzer (eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam: North-Holland, 1976.
- Rogoff, Kenneth, "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target," *Quarterly Journal of Economics*, 1985, pp. 1169~1189.
- etary Policy, "Carnegie Rochester Conf. Ser. Public Policy, Spring 1987, pp. 141~182.
- Selten, R., "Reexamination of Perfectness Concept for Equilibrium Points in Extensive Games," *International Journal of Game Theory*, 1975.
- Shubik, M., Game Theory in the Social Sciences, MIT Press, 1982.
- Stein, H., "Achieving Credibility," W. Fellner (ed.), Contemporary Economic Issues, 1980.
- Taylor, H., "Time Inconsistency: A Potential Problem for Policymakers," Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia, March/April 1983.
- Taylor, J., "Establishing Credibility: A Rational Expectations Viewpoint," American Economic Review, May 1982.

# 單位根과 共積分의 經濟學的 意味와 ユ 檢定法에 대한 概要

崔範樹

최근에 巨視計量經濟學의 實證分析은 不安定的 時系列(non-stationary time series)에 대한 인식과 그 統計的 處理技法에 있어서 현저한 진전을 보였다. 주요한 巨視經濟變數들이 單位根(unit root)을 가지기 때문에 정통 計量經濟學의 方法論을 단순적용할 수 없다는 주장이 대두되고 있는 한편 이러한 문제점을 극복하는 동시에 변수 상호간長期均衡關係를 설명할 수 있는 共積分(cointegration)理論이 개발되어 經濟學의 여러분야에서 응용되고 있다.

本 研究에서는 單位根과 共積分의 개념과 그 統計學的 및 經濟學的 의미를 설명하고 여태까지 개발된 檢定統計量 중 비교적 우수하다고 평가되는 몇가지의 檢定力을 比較評 價함으로써 이들을 이용한 實證分析의 지침을 제공하고자 하였다.

## I. 序 論

어떤 時系列變數가 短期的 衝擊에 의해 그 趨勢値에서 이탈하더라도 종국에는 그 趨勢 値로 돌아가려는 傾向을 安定性(stationarity) 이라 부른다. 回歸分析에 의존하는 정통 計 量經濟學의 方法論은 使用變數들의 安定性을 전제하고 있는데 Nelson and Plosser(1982)

筆者: 本院 專門研究員

는 대부분의 주요한 巨視經濟變數가 不安定 的이라는 硏究結果를 발표함으로써 기존 방 법론의 타당성에 대해 심각한 문제가 있음을 제기하였다.

Granger and Newbold(1974)에 의해서 實證的으로 보여지고 Phillips(1986)에 의해서理論的으로 증명된 바에 의하면 두 變數 사이에 아무런 상관관계가 없다고 할지라도 變數가 不安定的이라면 회귀계수의 t-값이 표본수가 커짐에 따라 증가하여 回歸分析結果를오도하는 이른바 假性回歸分析(spurious regression)의 문제가 초래된다. 실제로 이 假性回歸分析의 문제는 많은 경우에 있어서 두

變數가 相互 獨立的이라는 歸無假說을 잘못 기각하게 되는 원인이 되었으며 第6章에서 설명할 共積分(cointegration)理論이 발달하 게 되는 계기를 제공하였다.

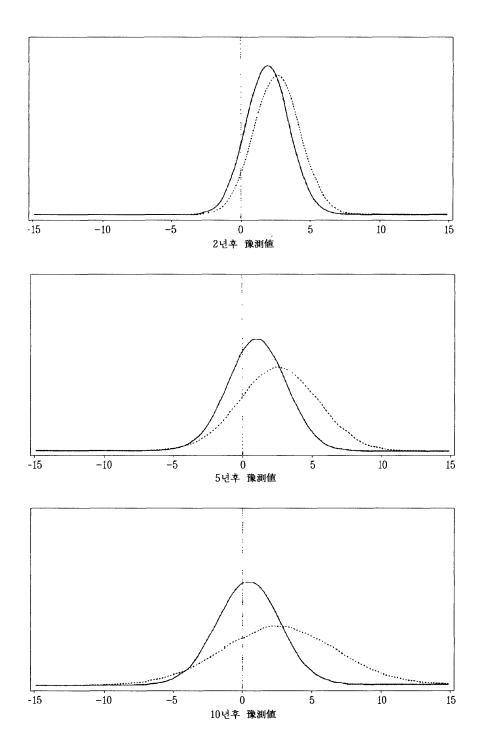
時系列이 安定的인 경우 그 時系列에 주어지는 無作為的 衝擊(random shock)은 오직 잠정적인 효과만을 초래하는 반면 時系列이불안정적인 경우에는 무작위적 충격이 累積되고 미래치에 대해 영속적인 影響을 미친다.이 때문에 不安定時系列(non-stationary process)을 다른 말로 積分時系列(integrated process)이라고도 부르며 自己回歸模型(autoregressive model)으로 표시했을 때 그 特性根이 1이기 때문에 單位根(unit root)을 갖는다고도 말한다.이와 같은 不安定性은 직관적으로도 알 수 있는 바와 같이 景氣循環의 分析이나 時系列의 豫測에 있어서 根本的인 문제를 招來한다.

어떤 時系列의 安定性 여부에 대한 식별상 의 문제가 그 豫測値에 어느 정도의 영향을 미치는가를 알아보기 위해서 실험을 해보기 로 하자. 먼저 Nelson and Plosser의 자료 중에서 1人當 實質國民所得에 로그를 취한 후 그 데이터生成過程(data generating process)을 ARMA(autoregressive moving average)와 ARIMA(autoregressive integrated moving average)의 技法을 각각 적용해서 추정한 다음 현재 충격(current shock)의 크 기가 측정된 표준편차의 2배라고 가정할 때 각각 2년후, 5년후, 10년후의 豫測値가 安定 性(ARMA) 과 不安定性(ARIMA) 의 假定下에 서 어떻게 분포되는가를 (圖 1)에 보였다. 비교의 퍾의를 위해서 통상 있을 수 있는 것보다 큰 충격이 있는 경우를 보였으며 Nelson and Plosser의 로그 1人當 國民所得 을 例로 든 것은 그 데이터의 安定性 여부를 둘러싸고 학계의 논란이 있었기 때문이다. [圖 1]에서 우리는 두가지 豫想했던 결과를 확인할 수 있다. 첫째 時系列이 安定的인 것 으로 파악했을 경우에는 豫測値의 平均이 장 기로 갈수록 그 추세치에 수렴하지만 不安定 的인 경우에는 現在値가 長期豫測値의 平均 이 되며, 둘째 不安定的인 경우에는 안정적 인 경우에 비해 그 分散이 長期로 갈수록 더 욱더 커진다. [圖 1]에서 보는 바와 같은 정 도의 차이가 결정적인 의미가 있는 것인지에 대해서는 각각의 硏究目的에 따라 달라질 수 있겠지만 여기서는 단지 單位根이 존재함으 로써 야기되는 예측상의 문제를 視覺的으로 보여주는 데서 그치고자 한다.

本 研究에서는 주로 美國에서 최근에 개발된 單位根에 대한 研究結果와 그 檢定統計量 (test statistics)을 비교 설명하고 실제 적용에 있어서 유의해야 할 점들을 논의하였다. 單位根을 갖는 變數를 이용해서 回歸分析을할 경우 필수불가결하게 제기되는 共積分 (cointegration)에 대해서도 그 經濟學的 및計量經濟學的 의미를 說明하였다. 연구의 목적이 實證分析의 지침을 제공하는 데 있는만큼 증명 등 수학적인 技法에 대한 설명은 參考文獻을 참조토록 하고 되도록이면 직관에의존하여 전체적인 윤곽을 파악하는 데 주력하였다.

第2章에서는 최근에 개발된 單位根의 존재 억부에 대한 檢定統計量을 소개하고, 第3章 에서 趨勢値(time trend)의 중요성과 그 檢 定方法을 설명한 다음 第4章에서는 第2章에 서 소개한 檢定統計量의 檢定力(power)과

# [圖 1] Nelson & Plosser의 1人當 實質GNP 豫測値의 分布 [安定性(---)과 不安定性(·---)의 假定下에서]



유의수준 크기의 歪曲度(size distortion of significance level)를 여러가지 데이터 生成 過程(data generating process)에 대해 시물 레이션(simulation)을 통해 비교한 결과를 정리했으며, 第5章에서는 부츠트랩(bootstrap) 技法을 이용해서 單位根 檢定統計量을 실제 자료에 적용했을 때 檢定力과 有意水準 歪曲의 문제가 檢定結果에 어떤 영향을 미치는가에 대해 알아보았다. 第6章에서는 共積 分(cointegration)의 經濟學的 意味와 그 檢定方法에 대해서 설명하였다.

# II. 單位根(unit root) 平 檢定統計量(test statistics)

時系列(time series) {x<sub>t</sub>}가 다음과 같이 주어져 있다고 하자.

$$x_t = \sum_{i=0}^{p} \alpha_k t^k + x_t^* \cdots (1)$$

(1)式에서 우변의 첫째항은 時間에 따라 變動하는 趨勢値를 표시하며 確率的으로 變動하는 {xx\*}는 다음 두 式 중 하나에 의해 서 생성(generate)된다고 가정하면 單位根을 가지는 (2)式과 安定的(stationary)인 (3)式 중 어느 것을 선택하느냐의 問題로 압축된다.

$$x_t^* = x_{t-1}^* + u_t \qquad (2)$$

$$x_t^* = v_t \qquad (3)$$

(2)式과 (3)式에서 랜덤시퀀스 {w}와 {w} 는 不變定理(invariance principle 또는 다른 말로 functional limit theorem)를 만족한다고 가정한다. 최근 不安定 變數의 分析에 있어서 不變定理를 자주 이용하고 있는데 그適用範圍는 매우 넓어서 安定的(stationary)이고 可逆的(invertible)인 ARMA 모형에도 적용할 수 있다」.

單位根이 존재할 경우의 統計的 分析의 난해함에 대해서는 일찌기 1940년대 후반에 Rubin(1950)과 Hurwicz(1950)에 의해서 지적된 바 있으며 1960년대에 들어서 株價등 金融變數나 換率 등이 랜덤워크(random walk)를 한다는 研究結果가 많이 발표되었다. Fama(1970)와 Mussa(1979)가 이 주제에 관한 研究成果를 잘 요약하였다. 많은 巨視經濟變數들이 單位根을 가지고 있다고 주장하는 研究結果가 속속 발표됨에 따라 單位根의 존재를 理論的 模型을 통해 지지하였던 과거연구에 대한 재평가가 이루어지게 되었다<sup>21</sup>.

#### 1. SD(Said and Dickey)檢定法

Nelson and Plosser(1982)가 사용한 檢定統計量은 기본적으로 Fuller(1976), Dickey and Fuller(1979, 1981)의 硏究業績을 토대로 Said and Dickey(1984)에 의해서 확립된 것으로서 현재 가장 널리 보급된 기법이다. SD檢定法은 單位根의 有無를 檢定하고자 하는 時系列을 그 時差變數(lagged variable)와

<sup>1)</sup> 不變定理에 관한 상세한 내용은 Billingsley(1968), Herrndorf(1984), 그리고 Phillips(1987)를 참조하 기 바라며 여기서는 다만 다음에 논의되는 각종 檢定 統計量의 漸近的 一致性(asymptotic consistency) 의 증명에 있어 不變定理의 적용여부가 그 필요충분 조건이 됨을 밝혀둔다.

<sup>2)</sup> 이와 같은 연구로는 消費에 관한 Hall(1978), 貨幣의 流通速度에 관한 Gould and Nelson(1974), 株價에 관한 Samuelson(1973), 그리고 雇傭에 관한 Branchard and Summers(1986) 등을 들 수 있으며 單位 根과 共積分을 利用한 최근의 연구로는 Enders (1989), Hakkio and Rush(1989) 등이 있다.

〈表 1〉 單位根 檢定統計量의 臨界값

<b>p</b> .	size	J(p,q)	$\mathbf{Z}_{p}\left( \hat{lpha} ight)$	$Z_{p}(t(\hat{\alpha}))$ , SD
0	. 010	. 1118	-20. 655	-3. 433
(q=3)	. 025	. 2072	-16. 868	-3. 120
	. 050	. 3385	-14. 097	-2. 855
	. 100	. 5773	-11. 249	-2. 566
	. 200	. 9243	- 8. 322	-2. 208
1	. 010	. 1228	-28. 758	-3. 943
(q=5)	. 025	. 1977	-24. 817	-3. 643
	. 050	. 2950	-21. 617	-3. 402
	. 100	. 4520	-18. 121	-3. 118
	. 200	. 7326	-14. 491	-2. 778
2	. 010	. 0886	-33. 558	-4. 321
(q=6)	. 025	. 1409	-31. 310	-4. 045
	. 050	. 2050	-27. 803	-3. 812
	. 100	. 3101	-23. 918	-3. 534
	. 200	. 4968	-19. 818	-3. 200
3	. 010	. 1093	-42. 348	-4. 693
(q=8)	. 025	. 1684	-37. 204	-4. 390
	. 050	. 2394	-33. 378	-4. 152
	. 100	. 3425	-29. 279	-3. 880
	. 200	. 5157	-24. 682	−3. 554
4	. 010	. 1348	-48. 231	-4. 986
(q=10)	. 025	. 1974	-43. 060	-4. 701
	. 050	. 2660	-38. 869	-4. 453
	. 100	. 3642	-34. 366	-4. 183
	. 200	. 5335	-29. 446	-3. 865
5	. 010	. 1157	-54. 400	-5. 282
(q=11)	. 025	. 1652	-48. 687	-4. 988
-	. 050	. 2210	-44. 322	-4. 741
	. 100	. 3076	-39. 543	-4. 475
	. 200	. 4470	-34. 220	-4. 151

註: 臨界値는 標本數 500개로 50,000번 반복하여 구헸으며 確率變數는 標準 定規分布에서 얻은 것이다. p는 趨勢値의 最高次數를 표시함.

몇개의 時差差分變數(lagged differenced variables)에 회귀시킨 다음 時差變數에 대한 계수의 最小自乘推定値가 單位根(unit root,  $\alpha=1$ )과 有意하게(significantly) 다른지를 t- 값을 이용해서 檢定하는 方法이다.

$$x_{t} = \hat{\alpha}^{*} x_{t-1} + \sum_{1}^{m} \hat{\alpha}_{k}^{*} \triangle x_{t-k} + \sum_{0}^{p} \hat{\beta}_{k} t^{k} + \hat{e}_{t}$$
.....(4)

계산상의 편의를 위해서 통상 (4)式 대신 (4)'式을 이용하여  $(\hat{\alpha}^*-1)$ 의 t-값을 通常最

小自乘法(OLS)으로 계산한 다음 臨界값(critical value)과 비교한다.

$$x_{t} - x_{t-1} = (\hat{a}^{*} - 1)x_{t-1} + \sum_{1}^{m} \hat{a}_{k}^{*} \Delta x_{t-k} + \sum_{0}^{p} \hat{\beta}_{k} t^{k} + \hat{e}_{t} \qquad (4)'$$

이때  $\hat{\alpha}^*$ 의 t-값은 통상의 t-分布를 하지 않기 때문에 따로이 시뮬레이션에 의해 그 分布를 구해야 하는데 Fuller(1976, p. 371, 373)에 보고되어 있는 表를 趨勢値가 있는 경우에까지 확장하여 〈表 1〉에 기록하였다. 이

SD檢定法의 가장 큰 난점은 時差差分變數를 몇개 채용하느냐에 따라서, 다시 말해서 (4) 式의 m의 크기에 따라 檢定結果가 달라지는 경우가 더러 있다는 것이다. 표본수가 커짐에 따라 m도 증가해야 한다는 것 외에는 구체적인 데이터 생성과정에 대해 어느 정도 크기의 m이 최적인지에 대해서 알려진 바가 없다. m에 따른 檢定結果의 變動에 대해서는 第4章에서 자세히 다루기로 하겠다. 漸近的으로는(asymptotically) 데이터 생성과정과는 무관하게 일정한 극한분포(limiting distribution)를 가지며 〈表 1〉에 나와 있는 臨界 값은 시뮬레이션에 의해 구해진 극한분포에의한 것이다.

### 2. GP(Generalized Phillips)檢定法

GP檢定法은 Phillips(1987)에 의해서 開發 되고 Ouliaris, Park and Phillips(1988)에 의해서 趨勢値를 수용할 수 있도록 확장된 것으로 다음의 (5)式에 기반을 두고 있다.

$$x_t = \hat{a} x_{t-1} + \sum_{0}^{p} \hat{\beta}_k t^k + \hat{e}_t$$
 ....(5)

GP에서도 SD의 경우와 같이 歸無假說(null hypothesis)은  $\alpha=1$ 이다. 귀무가설하에서는  $\beta_P=0$ 인데도 불구하고 (5)式이  $t^P$ 를 포함하고 있는 데 유의할 필요가 있다. 만약  $t^P$ 를 제외하고  $t^{P^{-1}}$ 까지만 趨勢値에 포함시키게 되면  $2\alpha_{-1}$ 이 다른 모든 부분을 압도하는  $t^P$ 의 설명력을 담고 있기 때문에 歸無假說인 (2) 式과 對立假說인 (3)式을 유효하게 구별할수가 없다. 따라서 (5)式에 바탕을 두고 單

純假說인  $\alpha=1$ 과 結合假說(joint hypothesis) 인  $\alpha=1$ ,  $\beta_p=0$ 를 함께 생각할 수 있다. 또 한 GP檢定法은 SD檢定法과는 달리 t-값뿐 아니라  $\hat{\alpha}$  자체를 이용해서도 檢定할 수 있어 다음 세가지 檢定統計量이 GP檢定法으로 이 용가능하다.

$$z_{p}(\hat{a}) = n(\hat{a} - 1) - \frac{n^{2}(\hat{w}^{2} - \hat{\sigma}^{2})}{2 RSS_{p}} \cdots (6)$$

$$Z_{p}(t(\hat{a})) = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{w}} t_{p}(\hat{a}) - \frac{n(\hat{w}^{2} - \hat{\sigma}^{2})}{2 \hat{w} \sqrt{RSS_{p}}} \cdots (7)$$

$$Z_{p}(\hat{a}, \hat{\beta}_{p}) = \frac{\hat{\sigma}^{2}}{\hat{w}^{2}} F_{p}(\hat{a}, \hat{\beta}_{p}) - \frac{n(\hat{a} - 1)(\hat{w}^{2} - \hat{\sigma}^{2})}{\hat{w}^{2}} + \frac{n^{2}(\hat{w}^{2} - \hat{\sigma}^{2})^{2}}{4 \hat{w}^{2} RSS_{p}} \cdots (8)$$

 $t^p$ 와  $F_p$ 는 각각 (5)式에서 歸無假說  $\alpha=1$ 과  $\beta_p=0$ 에 대한 t와 Wald統計量을 표시하며  $RSS_p$ 는  $\alpha_{-1}$ 을 1, …,  $t^p$ 에 회귀하여 구한 잔차제곱합(residual sum of squares)이다.  $\delta^2$ 은  $\alpha$ 를 1, … $t^p$ 에 회귀해서 그 殘差(residual)를 이용해 구한 通常的인 分散推定量 (variance estimator)이며  $\omega^2$ 는 時系列의 생성과정에 기인한 自己相關(autocorrelation)을 고려한 漸近的 分散(asymptotic variance)  $\omega^2$ 의 一致推定量(consistent estimator)으로 다음과 같이 구해진다.

랜덤시퀀스(random sequence)  $\{\alpha\}$ 가 약 형안정적(weakly stationary)일 때 다음 (9) 式에 의해  $\hat{\omega}^2$ 을 구할 수 있다.

$$w_{l}^{2} = \frac{1}{n} \sum_{1}^{n} e_{t}^{2} + \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{l} c_{l}(k) \sum_{t=k+1}^{n} e_{t} e_{t-k} \cdots (9)$$

(9)式은 不變定理(invariance principle)에 의존하고 있으며 $^{31}$  時差數(lag truncation number)  $\ell$ 은  $\ell = o_p(n^\delta)$ ,  $0 \le \delta \le \frac{1}{2}$ 이어야 하

<sup>3)</sup> 자세한 것은 Hannan(1970)을 참조하기 바란다.

고 가중치는  $|c_\ell(k)| \le 1$ 로 각각 주어진다 $^4$ ).
加重値  $\{c_\ell(k)\}$ 에 대해서도 여러가지 논의 가 있을 수 있는데 본 연구에서는 다음 式으로 포시되는 Parzen window를 사용하였다.

$$c_{l}(k) = \begin{bmatrix} 1 - 6(k/l)^{2} + 6|k/l|^{3}, \\ k = \pm 1, \dots \pm l/2 의 경우 \\ 2(1 - |k/l|)^{3}, \\ k = \pm (l/2 + 1), \dots, l 의 경우 \\ 0, \qquad \qquad \qquad \qquad 그외의 경우.$$

SD에서는 時差差分變數(lagged differenced variable)를 회귀방정식의 右項에 넣어 데이 터생성과정에 따른 不一致性(inconsistency)의 問題를 점근적으로 해소시켰는데 반해 GP는  $\delta^2$ 와  $\delta^2$ 의 차이 또는 비율에 기반을 둔 矯正項(correction term)을 통상의 t 또는 F 통계량에 추가함으로써 일치성을 확보하려하였다.

第4章에서 자세히 밝혀지겠지만 GP檢定法의 최대 난점은  $\omega^2$ 의 推定量이 標本의 數가 아주 많지 않으면 상당한 정도로 부정확하다는 것이다.

#### 3. J(p,q)와 G(p,q)檢定法

SD나 GP가 自己回歸係數(autoregressive coefficient)의 推定値에 기반을 둔 반면 Park and Choi(1988)에 의해서 개발된 J(p,q)와 G(p,q)는 불안정적 변수간의 회귀분석은 假性的(spurious)이라는 사실을 직접 이용하고 있다. J(p,q)는 SD나 GP와 마찬가지로 不安定性(non-stationarity or integration: (2)式)을 歸無假說로 하지만 G(p,q)

는 安定性(stationarity: (3)식)을 거무가설로 하는 현재까지 발표된 것 중 유일한 檢定統計量이다.

먼저 다음 두가지의 回歸方程式에 의해 각 각 분산추정치를 구한다.

$$x_{t} = \sum_{0}^{p} \hat{\alpha}_{k} t^{k} + \hat{e}_{t}$$
 (10)  

$$x_{t} = \sum_{0}^{q} \hat{\alpha}_{k} t^{k} + \tilde{e}_{t}$$
 (11)  

$$\hat{\sigma}^{2} = \frac{1}{n} \sum_{1}^{n} \hat{e}_{t}^{2}$$
 
$$\hat{\sigma}^{2} = \frac{1}{n} \sum_{1}^{n} \tilde{e}_{t}^{2}$$
 (12)

이를 이용해서 J(p,q)와 G(p,q)를 정의하면 다음과 같다.

$$J(p,q) = \frac{\hat{\sigma}^2 - \tilde{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^2} = \frac{1}{n} F(\tilde{\alpha}_{p,q}) \cdots \cdots (13)$$

$$G(p,q) = \frac{n(\hat{\sigma}^2 - \tilde{\sigma}^2)}{\widehat{w}^2}$$

$$= (\hat{\sigma}^2/\hat{w}^2) F(\tilde{\alpha}_{p,q}) \cdots \cdots \cdots (14)$$

 $\hat{\omega}^2$ 는 앞에서 설명한 바와 같으며  $F(\alpha_{p,q})$ 는 歸無假說  $\alpha_k=0$ , k=p+1, …, q에 대한 Wald統計量이다.

式 (1)에서 알 수 있는 바와 같이 p次의 多項趨勢値(polynomial time trend)는 존재한다고 전제하고 있는 것이며 (11)式에 포함되어 있는 p+1부터 q次까지의 다항추세치는 필요없는 것으로 마땅히 그 係數가 0과 다름이 없어야 할 것이나  $\{x_k\}$ 가 不安定的이라면이들 係數가 假性的(spuriously)으로 有意하게(significant) 나타날 것이다.

Park and Choi(1988)에서 증명된 바에 의하면  $\{x^*\}$ 가 (2)式에 의해서 생성되었다면 (單位根을 가지면) J(p,q)는 漸近的으로 데이터생성과정에 기인한 障碍母數(nuisance parameter)에 의존하지 않는 極限分布(limiting distribution)를 가지며,  $\{x^*\}$ 가 (3)式에 의해서 생성되었다면(안정적이라면) J(p,q)는 0에 수렴한다. 따라서 J(p,q)는 單位根 (unit root)의 존재를 歸無假說로 하며 계산

<sup>4)</sup> ℓ의 決定方法과 (9)式에 바탕을 둔 여러 推定量의 성능비교에 관해서는 Andrews(1988)에 잘 나와 있다

된 값이 〈表 1〉에 나와 있는 臨界값(critical value)보다 작다면  $\{x_t^*\}$ 가 불안정하다는 가설을 기각한다. 한편 G(p,q)는  $\{x_t^*\}$ 가 (3) 式에 의해서 생성된 경우 그 限界分布가 자유도가  $q^*p$ 인 카이스케어( $\chi^2_{q_-p}$ ) 분포이며  $\{x_t^*\}$ 가 (2)式에 의해 생성된 경우에는 G(p,q)가 확률적으로 무한대에 수렴한다. 따라서 G(p,q)의 측정된 값이  $\chi^2_{q_-p}$ 의 임계치보다 크다면  $\{x_t^*\}$ 가 안정적이라는 歸無假說을 기 각한다.

(13)式과 (14)式에서 직관적으로 추측할수 있는 바와 같이 障碍母數에 의존하는 項들은 분자분모간에 약분되어 상쇄되므로 J(p,q)와 G(p,q)는 일정한 極限分布를 갖게 되는 것이다. 이론적으로 볼 때 q가 p보다 크기만 하면 언제든지 漸近的 一致性(asymptotic consistency)를 얻을 수 있다. 그러나標本數가 유한할 때 檢定推定量의 성능은 q에 의존한다. 사용자들의 편의를 도모하고 有限標本에서의 성능을 고려해서 Park and Choi(1988)는 p=0, 1, 2, 3, 4, 5일 때 각각 q=3, 5, 6, 8, 10, 11로 할 것을 권고하였다.

# Ⅲ. 趨勢値(time trend)의 検定法

(1)式에서 알 수 있는 바와 같이 우리는 여태까지 {xx}가 p次의 趨勢値를 가지고 있 음을 전제하고 論議를 전개하였다. 그러나 실제에 있어서 趨勢値의 次數는 알려져 있지 않으므로 測定되어야 한다. 趨勢値의 測定은 시계열의 安定性與否에 관한 檢定에 先行되어야 하므로 해당 時系列의 데이터 生成過程 과는 무관하게 有效한 檢定結果를 보여야 한다는 점이 첫째로 강조되어야 한다. Stock and Watson(1987)에서 사용된 差分變數에 대한 自己回歸의 방법((15)式)은 해당 時系列이 單位根을 가질 때는 문제가 없으나 安定的일 때는 過多差分(over-differencing)을 하게 되어 移動平均에서의 單位根(unit root in moving average)을 發生시켜 差分系列 (differenced series)이 가역적(invertible)이지 않아 檢定結果를 현저히 歪曲시킨다.

$$\Delta x_{t} = \sum_{o}^{q-1} \bar{\mu}_{k} t^{k} + \sum_{i=1}^{m} \bar{\rho}_{i} \Delta x_{t-i} + \bar{e}_{t} \cdots (15)$$

Park and Choi(1988)는 이 問題를 극복하고 데이터 生成過程과 관계없이 適用할 수 있는 檢定推定量  $G_{\triangle}(p,q)$ 를 發見하였다. 먼저 差分變數를 趨勢多項式에 회귀시킨다.

$$\Delta x_t = \sum_{o}^{q-1} \tilde{\mu}_k t^k + \tilde{e}_t^* \quad \cdots \qquad (16)$$

여기서  $H_o$ :  $\mu_P=\cdots=\mu_{q_{-1}}=0$ 이며 원래의 母數로 달리 표시하면

$$H_o: \alpha_{p+1} = \cdot \cdot \cdot = \alpha_q = 0 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot (17)$$

(16)式에서의 잔차항 et\*는 時系列 {x<sub>k</sub>}가 (2)式과 (3)式의 어느 式에 의해서 生成되느냐에 따라 각각 et\* = u<sub>k</sub>와 et\* = v<sub>t</sub> - v<sub>t-1</sub>로 표시된다. (16)式의 μ<sub>k</sub>는 원래의 母數(parameter)인 α<sub>k</sub>로 쉽게 표시될 수 있다<sup>6)</sup>.

檢定推定量  $G_{\triangle}(p,q)$ 는 다음과 같이 정의된다.

<sup>5)</sup> Plosser and Schwert(1977)과 Sargan and Bhargava(1983) 참조.

<sup>6)</sup> Anderson(1971, p. 62) 참조.

$$G_{\Delta}(p,q) = \frac{\tilde{\sigma}^{2*}}{\tilde{\nu}^{2}} F(\tilde{\mu}_{p,q-1}) \cdots (18)$$

여기서  $F(\widetilde{\mu}_{P},q_{-1})$ 은 歸無假說  $H_0$ :  $\mu_P=\cdots=\mu_{q_{-1}}=0$ 에 대한 Wald統計量이다.  $\widetilde{\sigma}^2$ \*는 통상의 分散推定量이며  $\widetilde{\omega}^2$ 는 다음 (19)式의 잔차  $\{\widetilde{e}_\ell\}$ 를 이용해서 (9)式의 方式으로 推定한 漸近的 分散推定量이다.  $\widetilde{\omega}^2$ 가 (16)에 의해서 推定되지 아니하고 다음 (19)式에 基盤을 두고 있는 데 유의할 필요가 있다. 이는 앞에서 설명한 바와 같이  $\{x_\ell\}$ 가 安定的인 경우에도 有效한 檢定이 되게 하기 위함이다.

$$x_t = \tilde{\alpha} x_{t-1} + \sum_{o}^{q} \tilde{\beta}_k t^k + \tilde{e}_t \cdots \cdots \cdots (19)$$

Park and Choi(1988)는  $\{x_t\}$ 가 (1)式과 (2)式에 의해서 生成될 경우  $G_{\triangle}(p,q)$  D  $\chi^2_{q-p}$ 이며,  $\{x_t\}$ 가 (1)式과 (3)式에 의해 生成된다면  $G_{\triangle}(p,q)=o_p(\frac{1}{n})$ 임을 證明하였다.  $G_{\triangle}(p,q)$ 를 실제 사용함에 있어서는 p=1에서 시작해서 次數를 하나씩 높여가면서檢定하되 유의하지 못한 結果가 나오면 그때의 p값이 趨勢値의 次數인 것으로 推定하면된다.

 $G_{\Delta}$ 檢定法의 性能을 시뮬레이션을 통해 評價하는 데 있어서 問題가 되는 것은 單位根의 檢定統計量과는 달리  $G_{\Delta}$ 의 행태가 데이터 生成過程뿐 아니라 趨勢値의 係數인  $\alpha$ 에도 依存하는 점이다 $^{7}$ ).

GNP 등 많은 經濟變數들은 시간에 따라 그 값이 增加하는 趨勢値를 보이고 있다. 더

리는 景氣變動에 기인해서 2次 이상의 高次趨勢値가 유의한 것으로 推定되기도 한다. 趨勢値의 經濟學的 說明은 本 硏究의 目的이아니므로 생략하고 여기서는 다만 趨勢値를 어느 정도 許容하느냐가 檢定結果에 決定的인 영향을 미친다는 점을 강조하고자 한다.한 例로 Nelson and Plosser의 實質GNP의 趨勢値를  $G_{\triangle}$ 檢定法으로 推定해보면  $\hat{p}=2$ 인 것으로 나오며 測定된 標準偏差의 값으로 標準化한 趨勢値 係數의 推定値는  $\hat{\alpha}_1=-.11$ 과  $\hat{\alpha}_2=.01$ 이다.이 경우 單位根 檢定推定量의檢定力을 評價하기 위해 安定性의 전제하에 Nelson and Plosser 實質GNP의 데이터生成過程을 推定하면 다음과 같다.

(20)式을 이용해서 趨勢値 推定이 單位根檢定結果에 미치는 영향을 알아보기 위해 實際 趨勢値의 最高次數 p는 2이지만 p를 0,1,2,3,4,5에 각각 두고 檢定力을 評價한 결과나타난 두드러진 사실은 實際 p보다 낮게 評價한 경우에는 單位根 檢定統計量의 檢定力이 전무하며 實際 p보다 높게 評價한 경우에는 檢定力이 점차로 弱化되는 것으로 나왔다.이 結果는 p를 低評價하면 檢定統計量이 不一致(inconsistent)하여 單位根의 存在를 받아들이는 쪽으로 극히 偏向되며 p를 高評價할 경우에는 檢定統計量의 漸近的一致性(asymptotic consistency)은 계속 保障되지만檢定力(power)이 떨어지게 된다는 理論的사실과 符合된다.

p低評價時의 問題點을 간단한 例를 통해 알아보자. 어떤 時系列 $\{y_t\}$ 가 線型趨勢值를

<sup>7)</sup> Choi(1989, 제2장)에서는 效果的인 檢定力分析을 위해 실제 巨視經濟變數에서 흔히 發見되는 여러가지  $\alpha_k$ 를 이용해서  $G_\Delta$ 檢定法의 檢定力을 종래 흔히 사용되던 方法인 (15)式과 比較分析하였는데 대체로  $G_\Delta$ 檢定法이 優越한 것으로 나타났다.

갖고 安定的이어서 다음 (21)式으로 주어진 다고 하자.

$$y_t = \alpha_o + \alpha_1 t + v_t$$
 (21)

만약 (21)式의 線型趨勢値를 옳게 認知하지 못하고 趨勢値가 없는 것으로 잘못 파악한다면 다음 (22)式으로 나타나 單位根이 있는 것으로 보인다.

$$y_t = \alpha_1 + y_{t-1} + v_t - v_{t-1} \quad \cdots \quad (22)$$

이론적으로 생각할 때 趨勢値의 次數를 무 한히 늘려가면 趨勢値와 관측치가 서로 거의 흡사하게 변동하게 되어 추세치로부터의 평 차가 正과 負의 符號를 교대로 갖게 되므로 時系列이 안정적인 것으로 보이게 되는데 실 제검정에서는 趨勢値의 次數(p)가 커짐에 따 라 檢定力이 떨어져서 單位根이 존재하다는 歸無假說을 棄却하지 못하는 경우가 대부분 이다. Perron(1986)은 (1)式과 같이 多項式 으로 趨勢値를 推定하는 통상의 방법과는 달 리 大恐慌과 오일쇼크의 시점에서 구조적 변 환이 있었던 것으로 상정하여 꺾은선으로 趨 勢値를 추정해서 Nelson and Plosser의 巨 視經濟 資料에 대해 安定性을 검정해 본 결 과 종래의 검정결과와는 달리 대체로 안정적 이라는 결론에 도달하였다.

이상의 例들은 그동안 큰 주목을 받지 못하던 趨勢値의 정확한 推定에 관한 문제가 變數의 安定性에 대한 檢定과 밀접히 聯關되어 있음을 단적으로 보여 준다.

# IV. 單位根 檢定統計量의 比較評價

本章에서는 第2章에서 설명한 SD, GP, J (p,q)와 G(p,q) 등의 單位根 檢定統計量의 性能을 비교하기 위해 다양한 데이터生成過 程에 대해서 각각의 檢定力(power)과 臨界 領域의 歪曲정도(distortion of rejection size) 를 알아보기로 한다. 이상적인 檢定統計量이 되기 위해서는 유사한 對立假說에 대해서도 檢定力이 우수해야 하며 표본수를 늘려감에 따라 빠른 속도로 極限分布(limiting distribution)에 수렴하여, 歸無假說 $(\alpha=1)$ 하에서는 데이터生成過程에 관계없이 極限分布에 基盤 을 두고 5% 혹은 10% 등으로 設定되는 名目 臨界領域(nominal critical region)의 크기와 유한표본에서 데이터生成過程에 따라 달리 나타나는 實質臨界領域의 크기가 서로 비슷 해야 하다.

시뮬레이션을 위해 (23)式으로 표시되는 데이터生成過程을 생각해 보자.

$$x_t^* = \alpha x^*_{t-1} + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1}, \quad \cdots \qquad (23)$$

確率變數인  $\{\epsilon t\}$ 는 정규분포에서 無作爲로 抽出하였으며 有限標本(finite sample)에서의 性能을 알아보기 위해 n=100인 경우를 다음에 설명하는 각각에 대해서 5,000번 반복 實験하였다. 유한표본에서의 棄却領域의 실제크기가 어떻게 변화하는지 알기 위해 歸無假 없인  $\alpha=1$  하에서  $\theta$ 의 값을  $0.0,\ 0.5,\ 0.8,\ -0.5,\ -0.8로 變動시켰으며 檢定力을 測定할$ 

〈表 2〉 有限標本에서 名目 5% 臨界領域의 실제크기(%)

θ	J(p, q)	$\mathbf{Z}_{p}(\hat{\alpha},\hat{\beta}_{p})$	$\mathbf{Z}_{\!\!P}(\hat{lpha})$	$Z_{p}(t(\hat{\alpha}))$	G(p, q)
			p=0(q=3)		1,1,1,1
. 0	4.4 (4.9)	-	4.7 (5.4)	6. 3 (5. 9)	32. 6(19. 3)
. 5	4.1 (4.9)	-	2.3 (4.2)	4.0 (4.7)	34. 0(18. 3)
.8	4.0 (4.8)	_	2.1 (4.1)	3.8 (4.6)	32. 5(18. 1)
5	8. 5 (5. 6)	_	42. 2(28. 0)	44.7(27.4)	24. 6(16. 5)
8	42. 4(14. 1)	_	98. 4 (95. 0)	98. 4 (94. 7)	8. 2 (7. 0)
	ī	,	p=1(q=5)	'	'
. 0	4.9 (4.5)	7.2 (5.8)	4.5 (5.5)	7.1 (6.3)	35. 5(20. 9)
. 5	4.4 (4.4)	1.8 (1.7)	1.5 (3.5)	2.6 (4.0)	37. 2(20. 3)
. 8	4.3 (4.4)	1.7 (1.6)	1.3 (3.4)	2.3 (3.9)	37. 6(20. 1)
5	13.1 (6.4)	87. 5 (99. 2)	63.7(48.2)	71. 1 (50. 2)	27. 7(18. 8)
8	68. 5 (24. 7)	100.0 (100)	100.0 (100)	100.0 (100)	5. 7 (8. 2)
			p=2(q=6)	'	•
. 0	5.1 (4.9)	8.3 (5.6)	5. 1 (5. 7)	8.6 (6.1)	38. 7(21. 6)
. 5	4.1 (4.8)	1.7 (1.2)	1.2 (3.3)	2.4 (3.7)	40.0(21.5)
. 8	4.0 (4.8)	1.3 (1.0)	0.9 (2.8)	2.0 (3.4)	39. 4(20. 3)
5	14. 4 (6. 7)	94. 4 (99. 9)	76. 9 (65. 5)	85. 0 (68. 9)	29. 0(18. 8)
8	72. 3 (28. 6)	100.0 (100)	100.0 (100)	100.0 (100)	5. 5 (8. 6)

註: 標本數는 100이며 5,000번 반복하였다. ( )속의 값은 標本數가 500인 경우이다. G檢定法에 대한 값은 α=0.8일 때의 歸無假說 棄却率이다. 漸近的 分散을 측정하기 위해 Parzen window를 사용하였으며 標本數가 100, 500일 때 각각 ℓ=4, 8로 두었다.

때는 편의상 對立假說을  $\alpha=0.8$ 로 두고 같은  $\theta$  값들에 대해 알아보았다. 이상은 單位根의存在를 歸無假說로 하는 GP, SD, J檢定法의 경우이며 安定性을 歸無假說로 하는 G檢定法에 대해서는 檢定力과 임계영역에 대한고려가 서로 바뀌어야 한다. 한가지 주목해야 할 사실은 本 硏究에서 고려된 모든 檢定統計量은 趨勢値의 係數((1)式에서의  $\alpha_k$ )에 대해서는 不變(invariant)이라는 것이다. 마치 통상적인 F檢定을 행할 때 그 값이 檢定에 포함되지 않는 係數의 數値에 의존하지않는 것과 마찬가지이다. 따라서 즉  $\alpha = \alpha^*$ 로 두고 추세치가 있는 경우의 검정과정을 적용해서 實験을 해도 結果에 영향이 없다.

 $\alpha=1$ 이면  $\theta=-1$ 이 아닌 한  $\{x_t\}$ 는 不安定的이다. 하지만  $\alpha=1$ 이고  $\theta=-1$ 이면  $\{x_t\}$ 는 백색오차(white noise)가 되기 때문에 GP, SD, J 檢定에 있어서  $\theta \to -1$ 이 되면 실질임계영역이 極限分布에 따른 名目値를 上廻하리라는 것을 짐작할 수 있다(Phillips and Perron(1988)과 Schwert(1987) 참조). 한편  $\alpha=0.8$ 인 時系列은 安定的이지만  $\theta\to1$ 에 따라 檢定力이 弱化될 것도 생각할 수 있다.  $\langle \mathbf{表} \ 2 \rangle \sim \langle \mathbf{表} \ 5 \rangle$ 에 (23)式에 따른 시뮬레이션의 結果를 要約하였다.

《表 3》을 보면 趨勢値가 없는 경우(p=0) 檢定力面에서 GP가 J보다 약간 優勢하다. SD의 경우에는 그 행태가 차분변수의 수(m)

〈表 3〉 名目臨界값을 사용한 有限標本에서의 檢定力(%)

θ	J(p,q)	$\mathbf{Z}_{p}(\hat{\alpha},\hat{\beta}_{p})$	$\mathbf{Z}_{\!\scriptscriptstyle\mathcal{D}}(\hat{lpha})$	$Z_{\!\scriptscriptstyle \mathcal{D}}(t(\hat{lpha}))$	G(p,q)
			p=0(q=3)		
.0	67. 2	_	94. 7	90. 7	94. 0
. 5	67. 2	_	77. 9	65. 7	93. 9
.8	61. 3	_	75. 3	61.8	93. 9
5	92. 6	-	100.0	100.0	93. 0
8	100. 0	_	100. 0	100. 0	81.9
	'	'	p=1(q=5)	•	'
. 0	64. 7	71. 9	74. 2	88. 3	46. 0
. 5	38. 5	9. 4	36. 6	34. 4	89. 0
. 8	37.6	6. 0	33. 1	30. 0	88. 6
5	84. 3	100. 0	100.0	100.0	85. 6
8	100. 0	100. 0	100. 0	100. 0	59. 4
	1	1	p=2(q=6)	1	1
. 0	30. 5	53. 3	52. 1	62. 8	81. 4
. 5	38. 5	4. 3	17.5	20. 7	82. 3
. 8	37.6	2. 2	15. 0	17. 1	82. 2
5	84. 3	100. 0	100. 0	100.0	76. 1
8	100.0	100. 0	100. 0	100.0	45. 0

註: 標本數는 100일 때, α=0.8인 경우에 대한 檢定力을 보고하였으며 5,000번 반복하였다. 標本數가 500인 경우는 보고하지 않았지만 항상 거의 100%에 가까운 것으로 나타났다. G檢定法에 대한 값은 α=0.1일 때의 歸無假說 棄却率이다.

에 크게 依存해서 m이 增加함에 따라 檢定 力이 弱化됨을 〈表 5〉에서 알 수 있다. 보다 심각한 문제는 m을 달리함에 따라 SD의 結果가 상충되게 나올 수 있다는 것이다. GP의 경우에도 l에 依存하지만 그 정도는 SD만큼 심각하지 않다. GP, SD, J 공히 높은 次數의 趨勢値를 許容함에 따라 유한표본에서의 檢定力이 현저히 減少하게 된다. 趨勢値가 있는 경우 특히 移動平均係數 ft가 양의 값을 가져서 일반적으로 檢定力이 떨어질 때 J는 SD나 GP에 비해서 보다 나은 檢定力을 보인다.

〈表 3〉과 〈表 5〉의 결과는 自己回歸係數 (autoregressive coefficient)의 값이 0.8인

ARMA(1, 1)유형의 데이터生成過程에 대한 標本數 100일 때의 檢定力이다. 검정력은 표본수에 비례하기 때문에 표본수를 500개로 늘리면 검정통계량에 관계없이 거의 완벽한 검정력을 보인다. 표본수가 100일 경우에도  $\alpha$ =0인 경우에 대한 검정력은 1에 가깝다. 하지만  $\alpha$ 의 값이 1에 가까워지면 검정력은 현저히 감소된다.

이상적인 檢定統計量이 되기 위해서는 有限標本에서의 實質臨界領域이 名目臨界領域과 항상 비슷해야 한다. J의 장점은 SD나 GP에 비해 그 실질임계영역이 〈表 2〉와〈表 4〉에서 알 수 있는 바와 같이 데이터生成過程에 대해 安定的인 데 있다. 이는 특히 표

〈表 4〉 有限標本에서 SD檢定法에 의한 名目 5% 臨界領域의 실제크기(%)

θ	m = 2	m=4	m=8	m = 12
		<i>p</i> =	= 0	
0.0	5. 4 (5. 6)	6.2 (5.3)	6.4 (5.7)	6. 7 (5. 2)
0.5	4.5 (4.5)	6.1 (5.0)	6.3 (5.7)	6. 7 (5. 5)
0.8	3.4 (3.6)	5.2 (4.0)	5. 7 (5. 2)	6.6 (5.1)
-0. 5	11. 9 (12. 1)	7.2 (6.5)	6.0 (5.9)	6.6 (5.3)
-0.8	67. 1 (75. 3)	33. 0 (41. 3)	11. 5 (13. 6)	7.9 (8.0)
!	'	<b>p</b> =	= 1	·
0.0	7.5 (5.4)	8.3 (5.5)	10.4 (5.8)	13. 9 (6. 4)
0.5	4.9 (3.3)	7.6 (4.9)	10.7 (5.8)	14.4 (6.3)
0.8	3. 2 (2. 0)	5.4 (3.4)	9.5 (5.1)	13.8 (5.8)
-0.5	16. 9 (16. 5)	10.0 (7.7)	10.2 (5.8)	13. 3 (6. 3)
-0.8	85. 2 (94. 6)	46. 7 (62. 2)	19. 2 (20. 2)	15. 5 (10. 5)
	•	<b>p</b> =	= 2	'
0.0	7.6 (6.1)	8.0 (5.3)	8.4 (6.0)	9. 4 (6. 3)
0.5	4.4 (3.5)	7.2 (4.8)	8.4 (5.9)	9. 5 (6. 2)
0.8	2.5 (1.9)	4.7 (2.9)	7.0 (4.8)	8. 9 (5. 8)
-0.5	19. 8 (20. 5)	10.1 (7.7)	8. 2 (6. 0)	9. 1 (6. 1)
-0.8	89. 4 (98. 5)	46. 7 (73. 4)	17.6 (23.6)	11. 2 (10. 4)

註: 標本數는 100이며 5,000번 반복하였다. ( )속의 값은 標本數가 500인 경우이다.  $\theta$ 와 m에 대해서는 本文에서 (23)式과 (6)式을 각각 참조.

〈表 5〉 5% 名目臨界값을 사용한 有限標本에서의 SD檢定法의 檢定力(%)

θ	l=2	l=4	l = 8	l = 12
		<b>p</b> =	= 0	
0.0	71.3	58. 4	40. 0	30.0
0.5	53. 5	50. 6	33. 2	26. 7
0.8	38. 7	38. 9	33. 6	26. 0
-0.5	93. 2	76. 0	48. 2	34. 1
-0.8	100. 0	99. 7	86. 5	61. 7
	•	<b>p</b> =	= 1	
0.0	50. 4	39. 4	27. 6	23. 8
0.5	34. 0	33. 1	27. 1	22. 7
0.8	20. 3	22. 5	22. 7	22. 0
-0. 5	84. 2	57. 1	34. 2	27. 1
-0.8	100.0	97. 8	70. 0	48. 0
		<i>p</i> =	= 2	•
0.0	40.0	30. 9	19. 9	17.5
0. 5	23. 5	25. 7	18.8	17. 0
0.8	13. 6	16. 8	16.0	16. 2
-0.5	76. 4	46. 0	23. 2	18. 3
-0.8	100. 0	93. 3	55. 1	32. 8

註: 標本數 100일 때  $\alpha=0.8$ 인 경우에 대한 SD檢定法의 檢定力을 보고하였으며 標本數가 500인 경우는 보고하지 않았지만 항상 100%에 가까운 것으로 나타났다.

본수가 커질수록 두드러지는데 GP의 경우 θ =-0.8일 때에는 표본수를 500까지 增加시켜 도 5%에 가까워져야 할 임계영역이 100% 가 까이 나타나고 있어 極限分布에 수렴하는 속 도가 극히 느리다는 것을 단적으로 보여준다. m을 크게 하면 SD의 임계영역도 비교적 安 定的인 것으로 나타나지만(表 4) 그 대가로 상당한 檢定力弱化를 감수해야 한다(表 5). 여기서 한가지 명시적으로 언급되어야 할 것 은 실제임계영역의 크기가 명목임계영역의 크기를 현저히 超過하는 경우에는 檢定力이 아무리 월등하게 나오더라도 意味가 없다는 것이다. 우리는 檢定을 행할 시점에서 데이 터生成過程에 대한 情報를 충분히 가지고 있 지 못하다. 이러한 점에서 볼 때 그 生成過 程과는 비교적 무관하게 安定的인 結果를 보 여주는 [檢定法이 돋보인다 하겠다.

# V. 부츠트랩技法(bootstrap method)을 이용한 檢定力 分析

Nelson and Plosser(1982) 이래로 주요한 巨視經濟變數들이 單位根(unit root)을 가지고 있다는 實證分析結果가 수없이 나왔음에도 불구하고 그 결과에 대한 본질적인 회의를 버리지 않고 있는 經濟學者들이 많이 있다. 그들이 單位根의 存在에 대해 의심을 품고 있는 이유는 크게 다음 두가지로 요약될수 있다. 첫째, 많은 巨視經濟變數들이 不安定的이라면 확률적으로 종국에는 그 값이 폭

발적으로(explosively) 커지거나 작아져야 하는데 경험적으로 볼 때 經濟變數는 비교적 좁은 범위내에서 장기적으로 움직여 왔다. 둘째, 單位根의 存在與否에 대한 檢定統計量은 無限標本에 입각한 極限分布를 기반으로하고 있는데 실제로 적용되는 有限標本에서의 성능은 그 결과를 확신할 수 있는 정도가되지 못한다. 第4章에서 살펴본 바와 같이유한표본에서의 검정통계량의 분포는 그 極限分布와 동떨어져 있으며 그 검정력 또한유보없이 신뢰할 수 있을 정도로 높은 것이아니다.

本章에서는 單位根의 存在에 대한 검정결과를 부츠트랩技法(bootstrap method)을 통해 평가해 보기로 한다. 부츠트랩技法은 컴퓨터기술이 발달함에 따라 최근에 널리 이용되기 시작한 것으로 Hartigan(1986)은 다음과 같이 그 概念을 규정하였다. 어떤 관측가능한 確率變數 y가 알지 못하는 어떤 分布 F를 할 때 y의 函數 h(y)의 분포에 대해서알고 싶다면, y에 의해서 추정된  $\hat{F}$ 로부터 수많은 샘플  $y^*$ 를 추출하여  $h(y^*)$ 의 분포를 추정함으로써 소기의 목적을 이룰 수 있다<sup>8)</sup>.

부츠트랩技法을 Nelson and Plosser의 로그1人當 GNP에 적용해 보기로 하자. 동일한 자료에 대해서 Stock and Watson(1986)과 Perron and Phillips(1987)는 線型趨勢値를 허용하고 單位根의 存在를 검증한 결과 有意 水準(significance level) 10%에서 不安定性의 歸無假說을 기각하지 못했다.  $\hat{F}$ 를 추정하기 위해 선형추세치를 감안한 (1)식에서의  $x_t^*$ 의 분포를 ARMA(a, b)와 ARIMA(a, b)로 각각 추정하여  $\hat{F}_s$ 와  $\hat{F}_t$ 로 부른다. 本稿에서는 적정한 a, b를 결정하기 위해 다음 (24)

<sup>8)</sup> 부츠트랩技法의 理論과 그 適用에 대해서는 먼저 Efron and Tibshirani(1986)를 참조하기 바란다.

〈表 6〉 Nelson and Plosser의 1人當 實質GNP  $[1909 \sim 70](n=62)$ 

	J(p,q)	$\mathbf{Z}_{\!\scriptscriptstyle\mathcal{D}}(\hat{lpha})$	$\mathbf{Z}_{\!\scriptscriptstyle\mathcal{D}}(t(\hat{\alpha}))$	SD	G(p,q)
		( Lev	el )		
$\hat{p} = 1$	1. 334	-8. 52	-2. 086	-2. 100	13. 38
	Power: $x_t =$	$.22t + x_t^*$ , $x_t^*$	$\epsilon = 1.31 x^* t_{-1}44$	$4x^*_{t-2} + \epsilon_t$	
.05 test	. 186	. 021	. 025	. 166	. 544
.10 test	. 318	. 088	. 082	. 279	. 676
<b>p</b> -power	. 788	. 846	. 799	. 821	. 228
	Size: $x_t$	$= .22t + x_t^*,$	$\triangle x_t^* = .37 \triangle x_t^*$	1 + f t	
.05 test	. 030	. 004	. 017	. 059	. 888
.10 test	. 062	. 016	. 039	. 106	. 934
<i>p</i> -value	. 288	. 345	. 382	. 523	. 716
		( Lo	g ) ———		
$\hat{p} = 1$	0. 632	-11. 92	-2. 522	-2. 555	9. 25
	Power: $x_t =$	$.25t + x_t^*,  x_t^*$	$t = .81x^*t_{-1} + .35$	$5\epsilon^*t_{-1}+\epsilon t$	
.05 test	. 173	. 083	. 092	. 121	. 602
.10 test	. 301	. 204	. 200	. 211	719
<i>p</i> -power	. 434	. 660	. 600	. 488	. 618
	Size: xt	$= .25t + x_t^*,  .$	$\triangle x_t^* = .31 \triangle x_t^* t$	1 + e t	
.05 test	. 040	. 012	. 028	. 057	. 872
.10 test	. 083	. 039	. 060	. 105	. 921
<b>p</b> -value	. 133	. 220	. 238	. 282	. 880

式으로 표시되는 Hannan-Rissanen의 기준 (criterion)을 이용하였다.

$$Min(\log \ \partial_{a,b}^2 + (a+b)\frac{\log n}{n})$$
 .....(24)

(24)式에서  $\hat{\sigma}^2$ a,b는 最大尤度分散推定量 (maximum likelihood estimate of variance) 이다. 이렇게 해서 구한 Nelson and Plosser 의 로그1人當 GNP의  $\hat{\mathbf{F}}$ 와  $\hat{\mathbf{F}}$ s는 ARI(1,1)와 ARMA(1,1)으로 식별되었으며 각각 다음과 같다.

$$\hat{F}_{i} : x_{t} = .25 + x_{t}^{*},$$

$$\triangle x_{t}^{*} = .31 \triangle x_{t-1}^{*} + \epsilon_{t}, \dots (25)$$

$$\hat{F}_s : x_t = .25t + x_t^*, x_t^* = .81x^* t_{-1} + .35\epsilon t_{-1} + \epsilon t \cdots (26)$$

(25)式과 (26)式에 보이는 趨勢値의 係數는 측정된 標準偏差推定値로 표준화된 값이다.  $\hat{R}$ 와  $\hat{F}_8$ 는 다 같이 원래의 時系列을 추정한 것들이지만 그 經濟學的 意味나 적용되어야 할 計量經濟學的 技法은 판이하게 다르다.  $\hat{F}_8$ 가 옳다면 통상의 計量技法이 사용될 수있으나  $\hat{R}$ 가 옳다면 다음 章에서 설명하는 共積分(cointegration)의 개념을 이용하거나아니면 差分을 해야 한다.  $\hat{R}$ 와  $\hat{F}_8$ 의 어느

〈表 7〉 Nelson and Plosser의 名目GNP [1909~70] (n=62)

	J(p,q)	$\mathbf{Z}_{p}(\hat{\alpha})$	$Z_{\wp}(t(\hat{lpha}))$	SD	G(p,q)
		( Lev	el )		
$\hat{p}=3$	3. 616	-10. 60	-2. 176	-2. 700	18. 85
Power	$x_t = .56t + .$	$03t^2 + .003t^3 +$	$x_{\ell}^*$ , $x_{\ell}^* = 1.18$	$x^* t_{-1}35 x^* t_{-2}$	+ <b>{</b> t
. 05 test	. 093	. 004	. 016	. 117	. 541
.10 test	. 173	. 020	. 047	. 197	. 691
<b>p</b> -power	. 984	. 956	. 958	. 784	. 022
S	Size: $x_t = .54t$	$-0.3t^2 + .003t^3$	$+ x_t^*$ , $\triangle x_t^* =$	$25\epsilon_{t-1}+\epsilon_t$	•
. 05 test	. 038	. 004	. 021	. 061	. 775
.10 test	. 075	. 017	. 049	. 107	. 863
<i>p</i> -value	. 899	. 804	. 834	. 618	. 124
		( Lo.	g ) ———		:
$\hat{p}=1$	1. 208	-6. 97	-1.809	-1. 527	12. <b>2</b> 5
	Power: $x_t =$	$.57t + x_t^*,  x_t^*$	$x = 1.39x^*t_{-1}4$	$49x^*_{t-2} + \epsilon_t$	
.05 test	. 136	. 008	. 010	. 142	. 630
.10 test	. 242	. 036	. 039	. 244	. 741
<i>p</i> -power	. 651	. 845	. 838	. 947	. 411
	Size: xt	$=.57t+x_t^*,$	$\triangle x_t^* = .44 \triangle x^*t$	t-1 + ( t	•
.05 test	. 026	. 002	. 014	. 059	. 896
.10 test	. 055	. 010	. 033	. 107	. 941
<b>p</b> -value	. 230	. 437	. 506	. 779	. 797

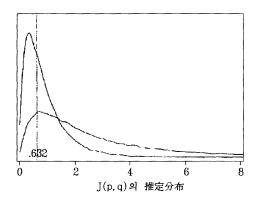
것이 올바른 추정이냐에 따라서 豫測技法이나 豫測値의 分布가 달라질 수 있는데 이에 대해서는 第1章의 설명과 [圖 1]을 참조하기바란다.

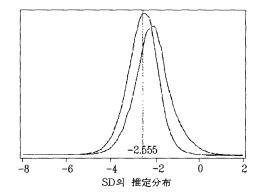
單位根의 存在를 歸無假說로 하는 SD, GP, J를 사용할 때를 기준으로 〈表 6〉및 [圖 2]를 설명한다. 〈表 6〉의 하단부에는 로그1人當 實質GNP에 대해 구한 檢定統計量의 값과, p-값, 對立假說을 fs로 했을 때의 檢定力; 그 歸無假說이 ft 일 때의 實質臨界領域의 크기 등이 표시되어 있다. 표본수는 원래의 자료와 같이 62개로 했다. Stock and

Watson(1986)이나 Perron and Phillips(1987)의 연구결과와 마찬가지로 4개의 檢定統計量은 10%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못한다. Îc를 바탕으로 측정된 p 값은 J (1,5), Zp(îc), Zp(t(a))와 SD에 대해서 각각 .133, .220, .238과 .282로 나왔다. 당연히 제기되는 의문은 이같은 검정과정에 있어서 그 檢定力이 유보없이 결과를 신뢰할 수 있을 정도로 우수한가 하는 것이다. Îc를 對立假說로 했을 때 5% 名目臨界값에 의한 검정 력은 각각 .173, .083, .092 그리고 .121인 것으로 나타났다. 10% 名目臨界값을 사용하

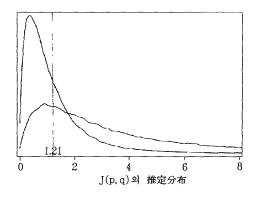
[圖 2] Nelson and Plosser의 로그1人當 實質GNP

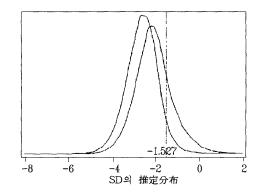
[ 왼쪽: 安定性의 假定下에서 오른쪽: 不安定性의 假定下에서





[圖 3] Nelson and Plosser의 名目GNP 인쪽: 安定性의 假定下에서 오른쪽: 不安定性의 假定下에서





더라도 檢定力은 현저하게 높아지지 않고 .301, .204, .200 그리고 .211에 각각 머물러 있음을 알 수 있다. 이같이 열등한 검정력은 비록 측정된 檢定統計量의 값이 신뢰구간 안에 있어 歸無假說을 기각할 수 없다 할지라도 對立假說인  $\hat{F}_s$ 가 올바른 것인지도 모른다는 추측을 낳게 한다. 설명의 편의를 위해 p-검정력의 개념을 새로 도입해서 측정된檢定統計量의 값을 臨界값(critical value)으로 했을 때 對立假說  $\hat{F}_s$ 에 대한 檢定力으로

정의한다. 이는 달리 정의하면 p-값을 臨界領域의 크기로 했을 때의 檢定力이다. 만약이 p-檢定力의 크기가 0.5 전후로 나온다면그 檢定統計量의 값은  $\hat{F}_s$ 로부터 나온 것일가능성이 크다는 결론이 된다. Nelson and Plosser의 로그1人當 實質GNP에 대한 J(1,5),  $Zp(\hat{\alpha})$ ,  $Zp(t(\hat{\alpha}))$ , 그리고 SD의 p-檢定力은 각각 . 434, . 660, . 600, 그리고 . 488로 나타나 . 5에 상당히 가깝다.

보다 시각적으로 이해하기 위해  $\widehat{R}$ 와  $\widehat{F}_s$ 에

작각 입각한 檢定統計量의 確率密度函數를 각각 100,000번씩의 反復實験을 통해 구해서 [圖 2]에 보였다. 標本數(n=62)가 작기 때문에 ft와 ft와 ft와 ft와 ft와 ft와 ft와 ft와 다른 보포는 상당부분 서로 중첩되어 있다. 따라서 결정적인 결론을 내릴 수는 없으나 대체로 다음과 같이 말할 수 있겠다. 비록 單位根의 存在를 부인할수 있는 확실한 증거는 포착하지 못하였지만, 安定性의 가정하에서 추정한 데이터生成過程이 Nelson and Plosser의 로그1人當 實質 GNP와 부합하는 것으로 받아들이는 쪽이 보다 안전하다.

이상에서 든 예는 標本數가 충분하지 못할 경우 單位根 檢定統計量의 값과 名目臨界값을 단순 비교하여 결론을 도출하는 것은 상당히 위험하다는 것을 강력히 시사하고 있다. 같은 실험을 Nelson and Plosser의 1人當實質GNP의 水準變數와 實質GNP에도 적용한결과 앞서와 비슷한 결론에 이르렀다. 하지만 名目GNP(表 7과 圖 3 참조), GNP 디플레이터, 消費者物價指數(CPI)에 적용하였을때는 實質GNP의 경우와는 달리 대체로 單位根의 存在를 지지하는 경향을 보였다. 이와같은 결과는 Nelson and Plosser의 자료에국한된 것이 아니고 분기별 NIPA(national income and production account)자료를 이용하였을 때도 마찬가지였다".

安定的 時系列에 不安定的 時系列을 곱하 거나 더하면 불안정적 시계열이 된다는 사실 을 고려할 때 현재까지의 연구를 통해 도달 할 수 있는 暫定的인 結論은 實質變數는 대 체로 안정적이지만 물가지수 등 價格變數가 불안정적이어서 名目變數들이 不安定的으로 나타나는 것이 아닌가 하는 것이다.

# VI. 共積分(cointegration) 의 概念과 檢定法

單位根의 검정결과 時系列이 불안정한 것으로 판명되면 전통적인 計量經濟學的 技法을 이용해서 분석할 수 없다. 單一時系列만을 다룰 경우에는 Box and Jenkins(1976)의 技法을 이용해서 差分(difference)를 통해 불안정성의 문제를 극복할 수 있지만 복수의 時系列간의 상관관계를 살펴보고자 할 경우에는 假性回歸分析(spurious regression)의문제가 발생하여 實證分析結果에 대한 해석이 매우 어렵게 된다. Engle and Granger (1987)에 의해 도입된 共積分의 개념은 不安定時系列 상호간의 回歸分析에 새로운 활로를 열어주었을 뿐 아니라 경제학적으로도 유용한 의미를 지니고 있다.

개별적인 時系列은 累積的(integrated)이어서 單位根을 갖지만 그들 사이에 안정적인 時系列을 생성하는 線型結合(linear combination)이 존재하면 이들 時系列이 共積分關係에 있다고 정의한다. 計量經濟學的 意味와經濟學的 意味로 크게 나누어서 共積分의 有用性에 대해 살펴보자. 일반적으로 볼 때 不安定時系列의 線型結合도 역시 불안정적이어서 안정성을 전제로 하는 통상적인 계량경제학적 기법을 이용할 수 없다. 그러나 이들사이에 共積分이 존재하는 경우에는 전통적인 回歸分析의 결과가 의미를 지니게 된다.

<sup>9)</sup> 자세한 것은 Choi(1988) ch.3 참조.

共積分벡터(cointegrating vector)라고 불리 는 不安定時系列간의 線型結合關係에 대한 假說檢定은 Park and Phillips(1986, 1987)에 소개된 H-統計量을 이용해서 할 수 있다. Stock(1984)은 共積分벡터의 分散推定量이  $O(n^{-2})$ 이어서 통상의 안정적인 경우  $O(n^{-1})$ 보다 더욱 정확하게 그 값을 추정할 수 있음 을 처음 보였으며, Andrews(1987)는 통상의 회귀분석에서 문제를 일으킬 수 있는 여러가 지 誤差(aberrant errors)들이 共積分이 있는 경우에는 回歸分析의 一致性(consistency)을 손상하지 못한다는 것을 발견하였다. Phillips and Park(1986)은 共積分벡터를 추정함 에 있어서 OLS나 GLS의 어느 技法을 사용 하더라도 漸近的으로(asymptotically) 같은 결론에 이른다는 사실을 증명하였다.

共積分의 보다 중요한 意義는 그 經濟學的 意味에 있다. 시계열상호간에 共積分이 있으 면 그들 사이의 선형결합후 남는 잔차항이 안정적이어서 종국에는 그 均衡値인 0에 이 른다는 결론이 되어 共積分의 존재는 누적적 時系列 사이에 안정적 상관관계가 있다는 사 실(co-movement)을 강하게 지지한다. 한 예 로 금융시장이 발달하면 유사한 利子率 사이 에 共積分이 존재하기 마련이다. Choi(1989) 는 1979년 10월에서 1982년 10월 사이의 기 간동안에는 예외적으로 만기를 달리하는 美 國財政證券割引率 사이에 共積分이 존재하지 않음을 발견하였는데 이는 그 당시에 현저히 증가하였던 不確實性과 일반에 익숙하지 못 한 通貨管理政策으로 인하여 금융시장이 일 시적이나마 不均衡狀態에 있었기 때문이라고 설명하였다. 또한 Engle and Granger(1987) 는 誤差修正模型(error correction model)과 共積分의 개념이 밀접히 연관되어 있음을 주 장하였다.

第2章에서 설명한 單位根 檢定統計量의 技法은 공적분검정의 방법으로도 이용될 수 있다. Engle and Granger(1987)에 의해서 도입된 ADF(augmented Dickey-Fuller)檢定法은 기본적으로 不安定的 時系列(integrated series)의 線型結合 후 남는 잔차항(다음 (27)式의 육)에 單位根이 존재하느냐를 자기회귀계수의 추정을 통해 검정하는 방법으로 후반부는 SD檢定法과 동일하다. 不安定的 時系列 {æ}와 {yt}간에 共積分 여부를 ADF나Phillips Z統計量으로 검정하고자 한다면 먼저 다음 (27)式으로 回歸해서 잔차항을 구한다.

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t + \hat{e}_t \quad \cdots \qquad (27)$$

(27)式에서 구한 殘差時系列  $\{\hat{\alpha}\}$ 가 單位根을 갖는다면  $\{x_t\}$ 와  $\{y_t\}$  사이에 共積分이 존재하지 않는 것이다.

다만 이 경우에는 그 極限分布(limiting distribution)가 틀리기 때문에 따로이 구한 임계값을 이용해야 한다(表 8). Phillips의 Z 檢定法도 잔차계열에서 單位根을 검정한다는 의미에서 본질적으로 동일하며 ADF와 같은 극한분포를 갖는다. 不安定的時系列간의 假性的結果(spurious result)를 직접 이용하여 Park, Ouliaris and Choi(1988)는 單位根檢定法을 연장시켜 共積分 檢定을 위한 J(p,q)를 소개하였다. ADF, Z, J 공히 共積分의 不在를 歸無假說로 한다.

時系列 {x²}와 {yt}간에 共積分與否를 J(p, q)를 이용해 검정할 때에는 회귀방정식 (28)에 의해 第2章에서와 같이 RSS₂와 RSS₂를

〈表 8〉 公積分 檢定統計量의 臨界값

回歸變數의 數	Size	J(0, 3)	<b>J</b> (1, 5)	ADF	Ζα
1	0. 01	. 06864	. 10269	-3. 935	-27. 90
	0. 05	. 23286	. 25064	-3. 345	-20. 22
	0. 10	. 39897	. 38367	-3. 046	-16. 95
	0. 15	. 56638	. 49845	-2. 940	-15. 74
	0. 20	. 72613	. 61403		
2.	0. 01	. 05520	. 00819	-4. 351	-34. 83
	0.05	. 17539	. 21040	-3. 770	-26. 39
	0. 10	. 29622	. 32251	-3. 468	-22. 37
	0. 15	. 41245	. 42530	-3. 362	-21. 13
	0. 20	. 53295	. 51925		
3	0. 01	. 04418	, . 00759	-4. 671	-40. 71
	0.05	. 13811	. 18262	-4. 138	-32. 23
	0. 10	. 23909	. 27942	-3. 840	-27. 83
	0. 15	. 33511	. 36983	-3. 731	-26. 37
	0. 20	. 42912	. 45672		
4	0. 01	. 03752	. 67493	-5. 034	-46. 74
	0. 05	. 11734	. 16195	-4. 466	-37. 45
	0. 10	. 19901	. 24991	-4. 179	-32. 92
	0. 15	. 27582	. 32775	-4. 067	-31. 34
	0. 20	. 34575	. 39942		

註: 標本數 500으로 25,000번 반복하여 구했으며 確率變數는 정규분포에서 얻었다. ADF와 Zr에 대한 臨界값은 趨勢値가 없는 경우(p=o)에 대한 것이며 Phillips and Ouliaris(1987)에서 옮겼다. Zt의 臨界값은 ADF와 같다.

이용해서 J(p,q)를 구한 다음 〈表 8〉에 있는 임계값과 비교한다.

$$y_{t} = \sum_{i} \hat{a}_{i} t^{i} + \hat{\beta}' x_{t} + \hat{e}_{t}$$

$$y_{t} = \sum_{i} \hat{a}_{i} t^{i} + \tilde{\beta}' x_{t} + \tilde{e}_{t} \quad q > p,$$

$$J(p, q) = \frac{RSS_{p} - RSS_{q}}{RSS_{q}} \dots (28)$$

이들 共積分 檢定統計量을 이용해서 實證 分析을 할 경우 유의해야 할 점을 간단히 열 거하면 다음과 같다. ADF의 경우에는 時差 差分變數를 右邊에 몇개나 허용하느냐에 따라서 검정결과가 달라진다는 문제가 있으며, Phillips統計量의 경우에는 漸近的 分散推定量  $\hat{\omega}^2$ 가 有限標本에서 비교적 부정확하다는 것이 문제이고 J의 경우에는 回歸分析의 방향

에 따라 다시 말해서 右邊에  $\{x_\ell\}$ 와  $\{y_\ell\}$ 의 어느 것을 두느냐에 따라 그 추정치가 달라 진다는 문제가 각각 있다.

이상에서 설명한 세가지 共積分 檢定統計量은 모두 데이터生成過程에 따른 障碍母數 (nuisance parameter)에 의존하지 않는 極限分布(limiting distribution)를 가지고 있음이 증명되었기 때문에 분석결과의 漸近的 一致性(asymptotic consistency)을 기대할 수 있다. Durbin-Watson 統計量의 값은 共積分이 없는 경우 0에 수렴하기 때문에 흔히들 共積分 檢定統計量으로 사용하고 있으나 이경우에는 그 국한분포도 장애모수에 의존하여 데이터 생성과정을 알지 못하는 경우 객

〈表 9〉 5% 名目臨界값을 사용했을 때 實質棄却率(데이터 生成過程: (29)式)

標本數	$\alpha_2$	<b>J</b> (0, 3)	ADF	<b>Z</b> α	棄却率(%) <b>Z</b>
200	0.0	4. 4	4.3	4.8	5. 0
	0.5	4. 7	4.6	8. 1	8. 5
:	1.0	5. 6	6. 5	19.6	19. 3
	1.5	7.8	10. 4	38. 7	38. 6
	2. 0	10.0	17. 1	57.3	57. 3
	2. 5	13. 2	25. 4	72. 8	73. 0
	3. 0	17.5	34. 1	82. 7	82.6
500	0.0	<b>5.</b> 0	5. 0	5. 0	4.8
	0.5	5. 1	5. 3	7. 7	7.5
	1.0	5.6	7. 3	17. 1	16. 5
	1.5	6. 4	12. 5	35. 1	33. 7
	2.0	7. 7	21. 0	54. 3	53. 3
	2. 5	8.8	32. 4	69. 4	68. 3
	3. 0	10. 7	45. 3	80.0	79. 0

註: 5,000번 반복하여 구했으며 ADF에서 m=4, Parzen window에서  $\ell=8$ 을 사용했다.

관적인 검정의 척도를 알지 못해 과학적인 분석이 될 수 없다. 共積分檢定의 경우에도 單位根檢定과 마찬가지로 有限標本에서의 성능이 문제가 된다. 여기서 성능이라 함은 檢定力과 臨界領域의 安定性을 말하는데 單一時系列을 다루는 單位根檢定의 경우와는 달리 共積分의 경우에는 복수시계열의 연관관계를 다루므로 그 歸無假說이나 對立假說에 입각한 데이터生成過程에 따라 체계적인 비교를 하기 어렵다.

Park, Ouliaris and Choi(1988)는 다음 (29) 式의 데이터生成過程을 이용해서 共積分檢定 의 實質臨界領域 變動程度를 알아 보았다.

$$\begin{vmatrix} x_t \\ y_t \end{vmatrix} = W_t = A W_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$A = \begin{vmatrix} \alpha_1 & 0 \\ \alpha_2 & 0 \end{vmatrix}, \quad \varepsilon_t \sim i, \ i, \ d. \quad N(0, 1) \cdots (29)$$

Park, Ouliaris and Choi(1988)는 또한 共

積分相關係數  $\rho^2$ 를 도입하였는데 이들에 의해 증명된 바에 의하면  $\rho^2$ 과 1과의 차이가 回歸分析의 假性程度를 효과적으로 측정한다. 다시 말해서  $\rho^2$ =1이면 해당 時系列들은 共積分의 관계에 있다.  $\rho^2$ 에 대한 더 이상의 설명은 지나치게 기술적이기 때문에 여기서는 약하기로 하고 다만 (29)式의  $\rho^2$ 를 계산하면 다음과 같다.

$$\rho^2 = \frac{\alpha_2^2}{(1-\alpha_1)^2 + \alpha_2^2} \quad \dots \tag{30}$$

(30)式에서 보는 바와 같이  $\alpha_1$ =1이 아니라면  $\alpha_2$ 의 값에 관계없이  $\rho^2 \neq 1$ 이어서  $\{x_2\}$ 와  $\{y_2\}$  사이에 共積分이 존재하지 않는다.  $\alpha_1$ =0.5로 두고  $\alpha_2$ 의 값을 0.0, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0으로 바꿔가면서 有限標本에서 측정된 棄却領域의 크기가 名目臨界領域 5%와 어떻게 달라지는지를 〈表 9〉에 기록하였다. 〈表 9〉에서  $\alpha_2$ 가 커짐에 따라  $\rho^2$ 

가 1에 가까워져 5%에 머물러야 할 實質臨界 領域이 점차 증가함을 알 수 있는데 ADF나 Z에 비해 J는 그 정도가 훨씬 안정적이다.

共積分의 檢定은 해당 時系列이 모두 單位 根을 가지고 있음을 확인한 후 행해져야 한다. 第4章과 第5章에서 살펴본 바에 의하면 有限標本에서의 單位根 檢定結果는 유보없이 신임하기 어려운 경우가 허다하다. 이와 같은 난점은 單位根檢定의 연장선에 있는 共積 分檢定에서도 그대로 나타나 그 檢定統計量의 측정된 값을 名目臨界값과 단순비교하는 것은 誤謬를 초래할 가능성이 크다. 특히 國 民所得,物價,貨幣量 등의 변수들은 시간에 따른 趨勢値를 가지고 있어서 데이터生成過程간의 식별능력을 더욱 떨어뜨린다.

自己回歸係數  $\alpha$ 가 1이냐 아니면 1과 가까운 값이냐(單位根의 存在有無) 또는 共積分相關係數  $\rho^2$ 가 1이냐 아니면 1과 가까운 값이냐(共積分 存在有無)에 대한 정확한 검정을 위해서는 標本數가 아주 커야 한다. 利子率이나 換率 등에 대해서 單位根이나 共積分을 이용한 연구가 활발한 것은 이들 변수들이 單位根을 가진다는 이론적 근거가 있고 趨勢値가 없을 뿐 아니라 자료가 풍부하여비교적 有意한 結論을 얻을 수 있기 때문이다.

#### ▷參考文獻◁

- Anderson, T. W., The Statistical Analysis of Time Series, New York, Wiley, 1971.
- Andrews, D. W. K., "Least Squares Regression with Integrated or Dynamic Regressors under Weak Error Assumption," *Econometric Theory*, Vol. 3, No. 1, 1987, pp. 98~116.
- tion Consistent Covariance Matrix
  Estimation, Cowles Foundation Discussion Paper, Yale University, 1988.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden day, San Francisco, 1976.
- Branchard, O. J. and L. H. Summers, "Hysteresis and the European Unem-

- ployment Problem, "S. Fisher (ed.), NBER Macroeconomics Annual, 1986, M. I. T. Press, Cambridge, 1986, pp. 15~77.
- Choi, B., Three Essays on the Federal Funds Market and Development and Evaluation of Testing Procedures for Unit Roots, Ph. D Dissertation, Yale University, 1988.
- Regime Changes on Stability of the Financial Market-Lessons from the U.S. Experience-, "KDI Working Paper, 1989.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller,
  "Distribution of the Estimators for
  Autoregressive Time Series with a
  Unit Root," Journal of the American

- Statistical Association, 74, 1979, pp. 427~431.
- Dickey, D. A., W. R. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 1981, pp. 1057~1072.
- Efron, B. and R. Tibshirani, "Boostrap Methods for Standard Errors, Confidence Intervals, and Other Measures of Statistical Accuracy," *Statistical Science*, Vol. 1, 1986, pp. 54~77.
- Enders, W., "Unit Roots and the Real Exchange Rate before World War I: the Case of Britain and the U.S.A.,"

  Journal of International Money and Finance, Vol. 8, No. 1, 1989, pp. 59

  ~74.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251~276.
- Fama, E. E., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Emprical Work," *Journal of Finance*, 25, 1970, pp. 383~417.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons,
  1976.
- Gould, J. and C. R. Nelson, "The Stochastic Structure of the Velocity of Money," *American Economic Review*, Vol. 64, 1974, pp. 404~418.
- Granger, C. W. J. and W. K. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, pp. 111~120.
- Hakkio, C.S. and M. Rush, "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets," *Journal*

- of International Money and Finance, Vol. 8, No. 1, 1989, pp. 75~88.
- Hall, R. E., "Stochastic Implication of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," Journal of Political Economy, Vol. 86, 1978, pp. 971~987.
- Hannan, E. J., Multiple Time Series, Wiley, New York, 1970.
- Hannan, E. J. and J. Rissanen, "Recursive Estimation of Mixed Autoregressive-moving Average Order,"

  Biometrika, Vol. 69, 1982, pp. 81~94.
- Hartigan, J. A., "Contribution to discussion of Efron and Tibshirani (19 86)", Statistical Science, Vol. 1, 1986, pp. 75~77.
- Herrndorf, N., "A Functional Central Limit Theorem for Weakly Dependent Sequences of Random Variables," *Annals of Probability*, Vol. 12, 1984, pp. 141~153.
- Hurwicz. L., "Least-squares Bias in the Time Series," T. C. Koopmans(ed.), Statistical Inference in Dynamic Economic Models, Cowles Commission for Research in Economics, John Wiley & Sons, New York, 1950, pp. 365~383.
- Mussa, M., "Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market," K. Brunner and A. H. Meltze(ed.), Policies for Employment, Prices and Exchange Rates, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. II, 1979.
- Nelson, C. R. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 139~192.

[23] 韓國의 綜合輸送體系

林浩奎 著 18 切 判/ 306쪽 高級洋裝/5,000원 35 韓國의 流通經濟構造

林浩奎 著 18 切 判/ 306쪽 高級洋裝/5,000원

24 韓國企業의 財務行態

**南相祐 著** 18 切 判/ 204쪽 高級洋裝/3,500원 36 韓國工業化패턴과 ユ 要因

金光錫 著 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/4,000원

25 韓國經濟의 高度成長要因

金光錫 朴埈卿 共著 18 切 判/ 166쪽 高級洋裝/3,500원 37 保健醫療資源과 診療生活圈

延河淸 金學泳 共著 高級洋裝/5,500원

COMMUNITY DEVELOPMENT

[26] AND HUMAN REPRODUCTIVE
BEHAVIOR

**洪思媛 著** 18 切 判/ 198쪽 高級洋裝/4,000원 ③ 韓國의 教育과 經濟發展

**金榮奉** 外 18 切 判/ 272쪽 N.F. McGinn 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/4,500원

27 農業投資分析論

文八龍 林栽煥 共著 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/4,000원 39 貿易·外援과 經濟開發

A.O. Krueger 著 18 切 判/ 256쪽 田英鶴 譯 高級洋裝/4,000원

28 繊維・電子工業의 特性과 需給構造

金榮奉 著 18 切 判/ 180쪽 高級洋裝/3,500원 MACROECONOMIC AND
INDUSTRIAL DEVELOPMENT
IN KOREA

**朴宗淇 編** 18 切 判/ 414쪽 高級洋裝/6,000원

29 鐵鋼工業의 特性과 需給構造

**南宗鉉 著** 18 切 判/ 192쪽 高級洋裝/4,000원 41 HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA

朴宗淇 編 18 切 判/ 384쪽 高級洋裝/5,000원

30 韓國의 所得分配의 決定要因(上)

**朱鶴中 編** 18 切 判/ 470쪽 高級洋裝/6,400원

KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME: 1910~75

A. Keidel 著 18 切 判/ 268쪽 高級洋裝/4,500원

③1 韓國의 國土・都市・環境

宋**內洛 編** 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/6,000원

43 韓國의 農村開發

文八龍 潘性紈 共著 18 切 判/ 396쪽 D.H. Perkins

32 韓國의 保健財政과 醫療保險

朴宗淇 著 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/4,500원

44 需給構造와 物價政策

李 **烍 著** 18 切 判/ 288쪽 高級洋裝/5,000원

③ 石油化學工業의 現況과 展望

具本英 著 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/4,000원

45 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割

司空 壹 L.P. Jones 共著 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/6,000원

34 成長斗 都市化問題

宋丙洛 共著 18 切 判/ 270쪽 E.S. Mills 共著 高級洋裝/4,500원

# PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA

**延河淸 著** 18 切 判/ 214쪽 高級洋裝/4,000원

47 韓國 經濟·社會의 近代化

金滿堤 外 18 切 判/ 530쪽 E.S. 메이슨 外 高級洋裝/6,800원

48 輸出主導型 成長經濟의 外換政策

李天杓 著 18 切 判/ 228쪽 高級洋裝/4,000원

49 韓國의 所得分配와 決定要因(下)

朱鶴中 著 18 切 判/ 432쪽 高級洋裝/7,000원

50 國民經濟斗 福祉年金制度

**延河淸** 共著 18 切 判/ 428쪽 **閔載成** 5級洋裝/7,000원

51 技術革新의 過程과 政策

金仁秀 李軫周 共著 18 切 判/ 402쪽 高級洋裝/7,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策

R. 레페토 外 18 切 判/ 328쪽 金善雄 外 高級洋裝/5,000원

53 韓國의 金融發展:1945~80

D.C. 콜 朴英哲 共著 18 切 判/ 334쪽 高級洋裝/5,600원 54 韓國의 賃金構造

55 SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA

金光錫 共著 18 切 判/ 238쪽 朴埈卿 共著 高級洋裝/5,400원

56 轉換期의 韓國經濟와 金融政策

57 北韓의 經濟政策과 運用

**延河淸 著** 18 切 判/ 348쪽 高級洋裝/4,200원

58 地方財政調整制度斗 財源配分

李啓植 著 18 切 判/ 280쪽 高級洋裝/5, 200원

59 벤쳐캐피탈의 役割과 課題

**姜文秀 著** 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/4,400원

60 家計貯蓄과 租稅政策

李**啓植 著** 18 切 判/ 366쪽 高級洋裝/8,000원