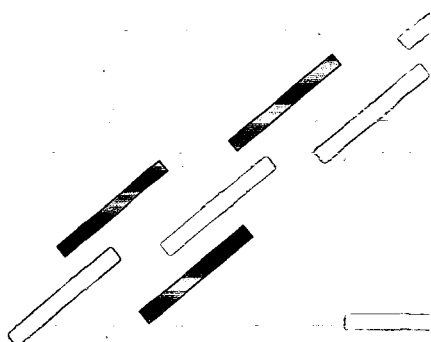


# 財政金融研究



1994년 11월 7일 登錄  
登錄番號 사-1738



金融實名制 實施以後의 附加價值稅 課稅陽性化에 관한 연구 .....	安鍾範 鄭暎憲
土地保有課稅 強化를 위한 改善方案 .....	李性旭
資本所得課稅에 대한 稅制調和의 理論的 妥當性 — 課稅制度의 效率性 比較를 中心으로 .....	韓道淑
市場價格資料를 사용한 運輸資産의 經濟的 減價償却率 測定 .....	玄鎮權
政府階層間 機能配分의 適正構造 分析 .....	朴釘洙
우리나라 實質設備投資의 長期趨勢 推定 — 베르누이·正規 混合分布와 複數의 構造變化 假說 .....	朴宗奎
輸出價格變動과 換率運用 指標 .....	金宗萬

# 財政金融研究

## *Review of Fiscal and Financial Studies*

第1卷 第1號

1994年 12月

### 目 次

金融實名制 實施 以後의 附加價值稅 課稅陽性化에 관한 分析…… 安鍾範·鄭暎憲 ……	1
土地保有課稅 強化를 위한 改善方案 …………… 李性旭 ……	37
資本所得課稅에 대한 稅制調和의 理論的 妥當性	
— 課稅制度의 效率性 比較를 中心으로 …………… 韓道淑 ……	71
市場價格資料를 사용한 運輸資産의 經濟的 減價償却率 測定 …………… 玄鎮權 ……	105
政府階層間 機能配分の 適正構造 分析 …………… 朴釘洙 ……	137
우리나라 實質設備投資의 長期趨勢 推定	
— 베르누이·正規 混合分布와 複數의 構造變化 假說 …………… 朴宗奎 ……	157
輸出價格變動과 換率運用 指標 …………… 金宗萬 ……	205
英文抄錄 ……………	237

# 金融實名制實施 以後의 附加價値稅 課標陽性化에 관한 分析

安 鍾 範\*  
鄭 暎 憲\*

## 요 약

본 논문에서는 金融實名制 實施 이후 附加價値稅 課標陽性化의 규모와 요인에 관한 이론적, 실증적 분석을 시도하였다. 1993년 하반기 부가가치세 신고실적을 보면 부가가치세 과표가 전년 동기 대비 18.1% 증가한 것으로 나타나는데 그 원인은 金融實名制의 實施, 1993년 4/4분기의 景氣回復, 1993년 10월 이후의 附加價値稅 稅務行政 強化 등의 복합적인 요인에 의한 것으로 해석되었다. 이와 같은 課標陽性化의 세가지 주요 요인을 구분하기 위해서 경기상승효과를 實名制實施 자체와 稅務行政 強化要因과 분리하여 파악하였다. 그 결과 실명제가 실시된 직후인 1993년 2기 附加價値稅 稅收의 증대는 경기회복보다는 1993년 10월 이후 실시된 稅務行政 強化가 보다 重要한 要因인 것으로 나타났다. 또한 附加價値稅 關聯 政策 시뮬레이션 결과 附價稅의 課稅特例制度를 폐지할 경우 세수증대가 상당히 커지는 것으로 나타났다. 이는 과세특례자의 경우 실명제 실시 이후 세무행정 강화에도 불구하고 세부담 증가가 크지 않았다는 것을 의미하는 것이다. 따라서, 實名制 實施의 효과를 높이기 위해서는 장기적으로 課稅特例制度의 廢止가 중요한 政策課題가 될 것이다.

### \* 本院 專門研究委員

本 論文은 1994년 6월에 실시된 金融實名制 關聯 設問調査를 통해 수집된 자료를 분석함으로써 완성되었다. 設問調査 資料가 갖고 있는 問題點과 補完 및 分析方法에 대한 아낌없는 조언을 해주신 세명의 심사자에게 깊은 감사를 드린다. 또한 資料 蒐集 및 分析에 도움을 준 本院의 李楨悅 研究員에게도 감사를 표한다. 끝으로 本 論文의 결론은 本院의 공식견해가 아님을 밝힌다.

## I. 序 論

금융거래의 정상화를 통해 경제정의를 실현하고 국민경제의 건전한 발전을 도모하고자 1993년 8월 12일을 기해 金融實名制가 실시되었다. 지난 30여년 간 우리 경제는 수출 주도형 산업화를 통해 고도성장을 이룩하였으나 개발위주의 경제정책으로 인해 잘못된 금융관행이 형성되었고, 각종 음성블로소득이 만연하는 등 地下經濟가 확산되어 왔다. 이로 인한 계층별 소득 및 세부담의 불균형은 상당한 富에 대한 신뢰를 희석시킴으로써 위화감을 조성하여 근로의욕을 저하시키는 등 우리 사회의 화합과 경제발전의 장애가 되어왔다. 金融實名制의 실시는 이러한 시대상황이 요구하는 필연적 制度改革이었다.

金融實名制의 실시로 地下經濟를 어느 정도 陽性化할 수 있을 것인가? 지하경제가 국민정서 및 국가경제에 미치는 폐해는 이루 말할 수 없이 크다. 정부에 대한 신뢰감 저하, 세부담의 공정성과 소득분배의 왜곡, 자원의 비효율적 배분, 사회비리의 조장, 통계의 정확성 저하 및 경제정책의 교란 등 지하경제로 인해 야기되는 문제는 실로 심각하다. 이러한 지하경제의 생성의 근본원인은 정부와 민간간에 상존할 수밖에 없는 情報의 非對稱(asymmetric information)에 있다. 金融實名制의 실시는 이러한 情報의 非對稱을 제도적으로 완화시킴으로써 국민경제의 효율성을 증진시키고 나아가 지하경제의 양성화를 위한 필요조건을 충족시킨 조치라 할 수 있다.

金融實名制 실시 후 1년이 경과한 현재 시점에서 課稅資料 陽性化를 통한 租稅의 衡平性 提高라는 궁극적 목적이 어느 정도 달성되었는가를 평가하는 것은 한계를 가질 수밖에 없다. 그러나 金融實名制 실시에 따라 과세자료가 어느 정도 양성화될 것인가의 문제는 단기적으로는 稅收에 영향을 미치며 중장기적으로는 세제개편의 방향정립에 중대한 영향을 미치는 사안이다. 따라서 金融實名制의 課標陽性化 효과에 대한 연구는 반드시 수행되어야 할 과제이다.

따라서 本 研究에서는 금융실명제가 실시된 후 과연 어느 정도 課標陽性化가 이루어졌고 과표양성화의 주요 요인은 어디에 있는가를 분석함으로써 향후 금융실명제의 성공적인 정착을 위한 政策樹立에 基礎資料를 제공하고자 한다. 本 研究에서는 1993년 부가가치세 신고실적을 거시적으로 분석하고 실명제가 납세자의 균형행위에 어떠한 영향을 미치는지를 이론적으로 분석한 뒤 이를 토대로 설문조사자료를 이용하여 金融實名制의 課

標陽性化 효과를 실증적으로 분석한다.

本論文의 구성을 살펴보면 第2章에서는 우리나라 地下經濟規模에 관한 기존 연구들을 종합정리하고 1993년 하반기 부가가치세 신고실적을 토대로 金融實名制의 課標陽性化 효과에 대해서 巨視的 分析을 시도한다. 金融實名制 실시에 따른 과표양성화 정도와 원인을 심층적으로 분석하는 데 있어 거시적 분석은 한계가 있으므로 第3章에서는 금융실명제의 실시가 納稅者의 均衡行爲에 어떠한 영향을 미칠지 理論的으로 分析하고, 第4章에서는 이론적 분석을 토대로 설문조사자료를 이용하여 금융실명제의 과표양성화 효과의 實證分析을 통해 과표양성화 정도와 원인을 분석한다. 第5章에서는 시뮬레이션을 통한 실명제의 과표양성화 효과를 분석하고 이에 따른 정책적 시사점을 도출하고, 第6章에서는 연구결과들을 요약 정리한다.

## II. 課標陽性化 效果의 巨視的 評價

### 1. 우리나라 地下經濟의 規模

地下經濟規模의 추정방법은 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 하나는 通貨資料에 의한 추정방법이고 다른 하나는 非通貨資料에 의한 추정방법이다. 통화자료에 의한 추정방법은 거시경제활동에 나타난 자료와 각종 지표를 개괄적으로 이용하여 지하경제의 전체 규모를 유추해 파악하는 것이고, 비통화자료에 의한 추정방법은 소득-지출격차 분석방법, 설문조사방법 등을 통해서 구한 미시자료를 이용하여 지하경제규모를 추정하는 것이다.

그동안 우리나라의 지하경제규모도 여러 가지 방식(주로 Tanzi방식과 소득-지출접근법)으로 추정되었는데, 그 결과들은 추정기관 및 방법에 따라 상당한 차이를 보이고 있으며 그 규모는 대략 경상GNP의 10~50% 정도로 추정되었다. 우리나라 지하경제 규모를 추정한 기존의 연구결과들을 정리해 보면 <表 II-1>과 같다.

이외에도 盧基星(1992)이 所得-支出接近法을 이용하여 사업소득세의 過少報告 규모를 추정한 바 있다. 연구결과에 의하면 사업소득의 過少報告率은 평균소득 수준에서 8~12% 정도로 그 상한이 11~25%에 이르는 것으로 추계되었고, 사업소득세의 과소보고

〈表 II-1〉 지하경제규모 추정(경상GNP 대비 비중)

(單位: %)

추정기관(者)	최 광	한국경제 연구원	제일경제 연구소	신한종합 연구소	현대경제사회 연구소
지하경제규모	12~57(85년)	20~30(86년)	47(88년)	20(93년)	7~11(93년)

율은 보고된 소득의 2~14% 수준으로 납부세액의 13~39%에 달하는 것으로 추정되었다. 그리고 柳一鎬(1994)는 1987년과 1988년 도시가계조사 자료를 이용하여 소득-지출접근법에 의한 탈루소득의 규모는 전체GNP의 약 15%인 것으로 추정하였다. 이렇게 추정된 탈루소득비율을 이용하여 소득세의 탈세규모를 추정한 결과 그 규모가 전체소득세에서 차지하는 비중은 10~11.3%(1987년), 8.7~9.8%(1988년)에 달하는 것으로 추정되었다. 그리고 부가가치세의 과세표준인 민간소비지출의 탈루규모는 1987, 1988년 모두 10.5%인 것으로 추정되었으며, 이에 따른 부가가치세의 탈루규모는 10.5%~16.5%에 이르는 것으로 추정되었다.

通貨資料에 의한 추정방법은 주로 現金通貨 및 要求拂預金の 動向에 주목하는 방법으로 그 문제점을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 지하경제의 절대 규모를 측정하기 위해서는 특정연도를 基準年度로 選定해야 하는데 이는 쉬운 일이 아니며, 기준연도에 따라 매우 심한 규모의 격차가 나타난다는 것이 문제이다. 둘째, 지하경제에 대한 자의적인 개념 정의가 내려지기 때문에 關聯變數間的 因果關係가 명확하지 못하다는 점이다. 셋째, 가장 근본적인 문제로 이 방법은 이미 실명제가 실시되고 있는 나라에 적합한 것이라는 점을 들 수 있다. 통화자료에 의한 지하경제규모 추정방법은 현금통화만이 유일한 지하경제의 거래수단이라는 입장에서 현금통화의 변화추이를 보고 지하경제 규모를 분석하는 방법이다. 우리나라의 경우 실명제를 실시하고 있는 다른 국가들처럼 지하경제가 독립적으로 존재하지도 않을 뿐더러 지상경제와 지하경제의 구분이 모호하다. 이로 인해 실명제 실시 전에는 지하경제에서 축적한 자금일지라도 언제나 制度金融圈으로의 유입이 가능했고 그 반대도 마찬가지이다. 따라서 실명제 실시 이전 우리나라의 지하경제규모를 단순히 현금통화만의 변동추이를 통해 분석하는 것은 적절치 못한 방법이다.

所得-支出接近法은 소득과 지출의 불일치가 일정기간 동안 어떤 경향을 갖는지 검토함으로써 지하경제규모의 증감 여부를 파악하는 것이다. 이 방법의 문제점은 지출의 규모가 과소 또는 과대 계측되지 않았다는 것을 전제로 하고 있다는 점이다. 또한 소득과 지출의 차이를 지하경제의 규모로 받아들이는 과정에서 한 가지 주의할 점은 과소보고나 누락보고된 소득에 대해 국민소득계정상 상당한 조정이 이루어지고 있다는 사실이다. 서로 다른 기관이나 서로 다른 방법에 의해 추계된 소득금액의 비교를 통해서도 지하경제의 규모를 추정할 수 있다. 國民所得計定에 나타난 소득금액과 과세자료에 나타난 소득금액을 비교함으로써 지하경제규모를 추정하는 방법이 널리 사용되고 있는데, 이처럼 간접적으로 지하경제의 규모를 추정하는 방법에는 다음과 같은 세 가지 문제점이 있다. 첫째, 국민소득계정 및 과세자료에서의 소득금액 추정 모두에 상당한 오차(errors)가 게재되어 있다는 점이다. 둘째, 개념이나 통계상의 적용범위가 서로 다르기 때문에 오차가 발생하여 이들 금액상의 차이가 큰 의미를 갖지 않을 가능성이 있다. 셋째, 국민소득계정의 소득 추정이 과세자료에 의거하는 경우가 있어 상호의존적인 두 자료에서 수치상의 차이는 본래 의도한 결과를 가져오지 못한다.

金融實名制 실시에 따른 課標陽性化 정도를 추정하기 위해 기존의 분석방법들을 인용하는데는 다소 한계가 있다. 따라서 현재 시점에서 금융실명제의 과표양성화 정도와 원인을 평가하기 위해서는 1993년 하반기 부가가치세 신고실적을 거시적으로 분석할 필요가 있다.

## 2. 附加價値稅 課標陽性化 程度와 原因의 巨視的 分析

金融實名制가 부가가치세 과표양성화에 미친 영향을 분석하기 위해서는 먼저 1993년 하반기 부가가치세 신고실적을 토대로 개략적인 부가가치세 과표양성화 정도를 거시적으로 파악해 볼 필요가 있다.

1993년 하반기 附加價値稅 申告實績을 살펴보면 다음의 <表 II-2>에서 나타나는 바와 같이 課稅標準은 18.1%의 증가를 보였다. 이는 1993년 하반기의 經常經濟成長率(11.0% 추정)을 상회하는 수준이다.

限界稅額控除制度의 도입에 따른 약 1,500억원의 세수감소에도 불구하고 환급세액의 감소로 인해 실세수는 3조 7,800억원으로 전년동기대비 32.2%의 증가를 보였다. 자료

〈表 II-2〉 1993년 하반기 부가가치세 신고실적(예정+확정)

	1992년 2기	전년 동기 대비증가율	1993년 2기	전년 동기 대비증가율
과세표준	263조 9,000억	9.8%	311조 6,200억	18.1%
납부세액	4조 9,300억	13.9	5조 8,100억	17.8 (20.9)
환급세액	2조 700억	△4.5	2조 300억	△2.2
실세수	2조 8,600억	32.4	3조 7,800억	32.2 (37.4)

註: ( ) 안은 한계세액공제제도에 따른 세수감소분 제외

〈表 II-3〉 기타 거시경제지표에 의한 추정(과거 5년간 평균증가율 기준\*)

		1993. 2기	전년 동기 대비증가율
(A) 과세표준의 평균증가율에 의한 추정		309조 8,700억	17.4%
(B) 과세표준의 경상성장률에 의한 탄성치		304조 2,000억	15.3
(C) 과세표준의 소비지출증가율에 의한 탄성치		297조 5,900억	12.7
(D) 실적		311조 6,300억	18.1
차이	과세표준증가율 (D-A)	1조 7,600억	+0.7
	경상성장률에 의한 탄성치 (D-B)	7조 4,300억	+2.8
	소비지출증가율에 의한 탄성치 (D-C)	14조 200억	+5.3

註: 과거 5년간(1988~1992년)

에 따르면 부가가치세의 과표가 전년동기대비 18.1% 증가한 것으로 추정되나 이는 實名制 실시의 결과만으로 볼 수 없고 1993년 하반기의 景氣回復, 1993년 10월 부가가치세 稅務行政 努力의 強化 등 복합적인 요인에 의한 것으로 분석된다.

이를 보다 구체적으로 분석하기 위해서 각종 巨視經濟指標에 의한 課稅標準 推定置와 實績을 比較해 보면 다음의 〈表 II-3〉의 결과를 도출할 수 있다. 〈表 II-3〉에 제시된 1993년 2기의 각종 附價稅 課標推定置는 다음과 같은 방법으로 도출된다.

- (A) 과세표준의 평균증가율에 의한 추정 = 5년간 평균 과표증가율(1988~1992년) × 1992년 2기 실적과표
- (B) 과세표준의 경상성장률에 의한 탄성치 =  $\frac{\text{과세표준증가율}}{\text{경상성장률}}$  의 5년간 평균 × 1993년 2기 경상성장률 × 1992년 2기 실적과표
- (C) 과세표준의 소비지출증가율에 의한 탄성치 =  $\frac{\text{과세표준증가율}}{\text{민간소비증가율(경상)}}$  의 5년간 평균 × 1993년 2기 민간소비증가율(경상) × 1992년 2기 실적과표

신고과표가 탄성치에 의한 추정과표에 비해 7조원~14조원(3~5%) 정도 상회함을 보여주고 있는데, 이는 金融實名制 실시와 稅務行政力 強化 효과가 복합적으로 작용하여 課稅標準 陽性化에 기여한 것으로 추정할 수 있다.

이렇듯 부가가치세의 과표양성화 정도와 원인을 1993년 하반기 부가가치세 신고실적을 토대로 거시적 분석을 해본 결과 부가가치세 과표가 전년동기대비 18.1% 증가한 것으로 추정되나 그 원인은 金融實名制의 實施, 稅務行政 強化, 景氣回復 등의 복합적인 요인에 의한 것으로 분석된다. 따라서 금융실명제 실시에 따른 과표양성화 정도와 원인을 심층적으로 분석하고자 할 경우 거시적 분석만으로는 한계가 있으므로 금융실명제의 과표양성화 효과에 대한 理論的 分析 및 設問調査資料를 토대로 한 微視的 分析이 필요하다.

### III. 課標陽性化 效果의 理論的 接近

#### 1. 模型 I : General Case

地下經濟 및 脫稅에 대한 이론적 분석은 Allingham과 Sandmo(1972)에 의해서 처음 시작된 후 많은 경제학자들에 의해 연구발전되어 왔다<sup>1)</sup>.

本 研究에서는 대부분의 탈세 및 지하경제의 이론적 분석에서 사용되는 期待效用函數

1) Christiansen(1980), Cowell(1985), Kesselman(1989), Jung et al.(1994) 참조.

(expected utility function)를 이용하여 금융실명제의 실시가 과표양성화에 미치는 효과를 이론적으로 분석하고자 한다.

납세자의 문제는 그의 기대효용을 극대화하도록 申告課標(T)의 크기를 선택하는 것이다. 이는 다음의 식으로 표현된다.

$$EU = (1-p)U(E-tT) + pU(E-tT-\pi(E-T)) \dots\dots\dots (III-1)$$

위 식에서 E는 實際課標를 나타내고 p는 신고과표를 실제과표보다 작게 과세당국에 신고했을 때 적발될 確率을 나타내며 t는 (부가가치세)세율을 의미하고  $\pi$ 는 탈세가 적발되었을 때 탈세액에 대해서 부과하는 加算稅( $\pi > 1$ )를 나타낸다. U( )는 危險忌避(risk averse)적인 von Neuman-Morgenstern의 효용함수이다. 따라서  $U' > 0$ 이고  $U'' < 0$ 이다.

위 (III-1)의 목적함수를 선택변수인 신고과표(T)에 대해서 미분하여 내부해를 갖기 위한 一次條件(first-order condition)을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$(1-p)U'(E-tT) + pU'(E-tT-\pi(E-T))(1-\pi) = 0 \dots\dots\dots (III-2)$$

납세자가 危險忌避性向(risk aversion)을 갖고 있다는 가정은 2次充分條件(second-order sufficient condition)이 만족됨을 의미한다. 표기를 간략하게 하기 위해서 이후부터는  $A = E - tT$ ,  $B = E - tT - \pi(E - T)$ 로 표시하고자 한다.

金融實名制의 실시는 납세자가 탈세를 했을 경우 적발될 확률을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 실명제 실시 후에는 탈세가 적발될 확률이 커지므로 납세자들이 실명제 실시 전보다 과표를 높게 신고할 것이라 예측할 수 있다.

金融實名制가 납세자들의 행동에 어떻게 영향을 미치는가를 분석하기 전에 실제과표(E)의 변화가 납세자들의 申告課標(T)와 課標現實化率(T/E)에 어떻게 영향을 미칠지 분석해 보고자 한다.

Proposition 1. (1) 납세자의 선호(preference)가 CARA(Constant Absolute Risk Averse) 혹은 IARA(Increasing Absolute Risk Averse)일 경우 납세자의 실제과표의 증가는 신고과표(T)의 증가를 가져온다. 그러나 납세자의 선호(preference)가 DARA

(Decreasing Absolute Risk Averse)일 경우 실제과표와 신고과표의 관계는 불투명(ambiguous)하다. (2) 납세자의 선호(preference)가 CARA 혹은 IARA일 경우 납세자의 실제과표의 증가는 과표현실화율(T/E)의 증가를 가져온다. 그러나 DARA의 경우 실제과표와 과표현실화율의 관계는 불투명하다. 그리고 납세자의 실제과표의 증가는 납세자의 선호가 각각 IRRA, (CRR), (DRRA)일 경우 납세자의 課標現實化率은 각각 증가, (불변), (감소)한다(證明 : 〈부록〉 참조).

실제과표의 증가를 경기상승효과와 관련하여 해석 할 수 있다. 즉, 1993년 하반기의 경기회복이 납세자의 균형행위에 어떠한 영향을 미칠지를 분석한 것으로 위의 Proposition 1을 해석 할 수 있다. 선호체계가 DARA의 형태를 가진다는 일반적인 가정하에서 경기상승이 신고과표와 과표현실화율에 어떠한 영향을 미칠지는 불투명한 것으로 분석되었다. 따라서 이는 제Ⅳ장에서 실증분석을 통해 검증해야할 과제이다.

金融實名制의 실시는 어떠한 형태로든 납세자들의 納稅行爲에 影響을 미칠 것이다. 금융실명제의 실시는 金融去來를 透明하게 하여 납세자들이 탈세를 했을 경우 적발될 확률을 높이는 효과가 있을 것이다. 따라서 金融實名制의 실시가 납세자들의 申告課標(T)와 課標現實化率(T/E)에 어떻게 영향을 미칠지 분석해 보고자 한다.

금융실명제 실시로 인해 탈세사실이 적발될 확률이 높아짐에 따라 납세자들의 신고과표(T)와 과표현실화율(T/E)이 증가되리란 점을 예상할 수 있다. 이러한 예상을 분석하기 위해 식 (Ⅲ-2)의 일차조건식을 전미분하여 정리하면 다음의 식들을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial T}{\partial p} = -\frac{1}{D} [-U'(A) + U'(B)(1-\pi)] > 0 \dots\dots\dots (Ⅲ-3)$$

$$\frac{\partial (T/E)}{\partial p} = \frac{1}{E} \cdot \frac{\partial T}{\partial p} > 0 \dots\dots\dots (Ⅲ-4)$$

따라서 실명제 실시로 인해 탈세사실이 적발될 확률이 높아짐에 따라 납세자들의 신고과표(T) 및 과표현실화율(T/E)이 증가됨이 증명되었으며 이는 상식적인 예측과도 일치하는 것으로 나타났다.

## 2. 模型 II : Special Case

지금까지의 분석에서는 납세자의 危險忌避性向(risk aversion)이 각각의 납세자들에 있어 일정수준으로 固定된 危險忌避係數(fixed risk aversion coefficient)로 주어졌다고 가정하고 납세환경 변화에 따른 납세자들의 행동변화를 분석해 보았다. 지금부터는 위험 기피성향을 하나의 변수(variable)로 보고 금융실명제 실시에 따른 납세자들의 행동변화를 분석하고자 한다. 금융실명제의 실시는 탈세사실이 적발될 확률을 높여줄 뿐만 아니라 실시 그 자체만으로도 납세자들의 위험기피성향을 증대시켜 납세자들의 행동에 영향을 미칠 것이다<sup>2)</sup>.

여기에서는 危險忌避性向( $\gamma$ )을 반영하면서 보편적으로 사용되는 다음의 효용함수를 이용하여 금융실명제 실시에 따른 납세자들의 행동변화를 분석하고자 한다.

$$U(E) = \frac{1}{(1-\gamma)} E^{1-\gamma} \dots\dots\dots (III-5)^3$$

위의 식 (III-5)를 이용하여 납세자의 선택의 문제를 살펴보면 납세자는 다음의 期待效用을 極大化하도록 신고과표의 크기를 선택할 것이다.

$$EU = \frac{(1-p)}{(1-\gamma)} (E-tT)^{1-\gamma} + \frac{p}{(1-\gamma)} (E-tT-\pi t(E-T))^{1-\gamma} \dots\dots\dots (III-6)$$

위의 목적함수를 선택변수인 申告課標(T)에 대해서 미분하여 내부해를 갖기 위한 一次條件(first-order condition)을 구하면 다음과 같다.

$$-(1-p)(A)^{-\gamma} + p(\pi-1)(B)^{-\gamma} = 0 \dots\dots\dots (III-7)$$

2) 이와 같이 實名制 實施가 파라메타인 危險忌避性向을 변화시킨다는 假定은 다소 現實性이 缺如된다고 볼 수 있다. 또한 제IV장에서의 實證分析 대상으로 연결되지 않는 문제가 있다. 따라서 本節에서 논의되는 내용은 實證分析에서의 檢證對象이 되지는 않지만 基本理論模型의 확장의 형태로 實名制의 또다른 豫想效果를 이론적으로 살펴본다는 데 그 의의를 찾을 수 있겠다.

3) U(E)는 DARA(decreasing absolute risk averse)한 효용함수이다 :  $U'(E)=E^{-\gamma}$ 이며  $U''(E)=-\gamma E^{-\gamma-1}$ 이므로  $ARA = \frac{U''(E)}{U'(E)} = \frac{\gamma}{E}$ . 따라서 E가 증가하면 ARA가 감소되므로 U(E)는 DARA이다.

먼저 납세자의 위험기피성향( $\gamma$ )의 변화가 납세자들의 신고과표(T) 및 과표현실화율(T/E)에 어떻게 영향을 미칠지 분석해 보고자 한다. 이를 위해 위의 식 (III-7)의 一 次條件을 전미분(total differentiation)하여 정리하면 다음의 식을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial T}{\partial \gamma} = -\frac{1}{H} [(1-p)\ln(A) \cdot (A)^{-\gamma} - p(\pi-1)\ln(B) \cdot (B)^{-\gamma}] \dots\dots\dots (III-8)$$

여기서  $H = -(1-p)(\gamma)(A)^{-\gamma-1} \cdot t + p(\pi-1)(-\gamma)(B)^{-\gamma-1}(-t + \pi t) < 0$ .

식 (III-7)을 다시 쓰면 다음의 식을 구할 수 있다.

$$(1-p)(A)^{-\gamma} = p(\pi-1)(B)^{-\gamma} \dots\dots\dots (III-9)$$

식 (III-9)를 식 (III-8)에 대입하여 정리하면 다음의 식을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial T}{\partial \gamma} = -\frac{1}{H} \left[ (1-p)(A)^{-\gamma} \ln\left(\frac{A}{B}\right) \right] > 0 \dots\dots\dots (III-10)$$

따라서 납세자들의 危險忌避性向이 증가함에 따라 납세자들은 申告課標의 크기를 증가시킬 것이다.

다음으로 납세자들의 危險忌避性向의 변화가 課標現實化率에 어떠한 영향을 미칠지를 분석해 보고자 한다.

$$\frac{\partial(T/E)}{\partial \gamma} = \frac{1}{E^2} \left( \frac{\partial T}{\partial \gamma} \cdot E \right) = \frac{1}{E} \cdot \frac{\partial T}{\partial \gamma} > 0 \dots\dots\dots (III-11)$$

앞의 식 (III-11)은 납세자들의 위험기피성향이 증가함에 따라 과표현실화율이 증가됨을 보여준다.

金融實名制의 실시는 납세자들의 균형행위에 두 가지 방향으로 영향을 미친다고 볼 수 있다. 하나는 직접적인 영향으로서 금융실명제의 실시로 인해 탈세사실이 과세당국에 적발될 확률자체가 높아짐에 따라 (政策制約條件의 변화,  $p \uparrow$ ) 탈세를 줄이려 할 것이라는 점이고, 다른 하나는 금융실명제의 실시로 인해 납세자의 選好體系가 변함에 따라

(금융실명제의 실시로 인해 탈세가 적발될 확률이 높아짐에 따라 납세자들의 위험기피성향이 증가할 수 있다. 즉, 납세자의 효용함수의 계수가 변한다는 의미이다:  $\gamma \uparrow$ , 認識效果(recognition effect)) 納稅者의 均衡行爲에 영향을 미칠 것이라는 점이다.

Proposition 2. 금융실명제가 실시됨에 따라 탈세사실의 적발확률이 높아진다고 볼 수 있다. 이때 적발확률( $p$ )이 높아지는 것이 납세자의 선호체계(위험기피성향:  $\gamma$ )를 변화시키지 못할 경우( $\gamma \neq f(p)$ )와 적발확률( $p$ )이 높아지는 것이 납세자의 선호체계를 변화(위험기피성향의 증가:  $\gamma \uparrow$ )시킬 경우( $\gamma = f(p)$ )를 비교해 보면, 후자( $\gamma = f(p)$ )의 경우가 전자( $\gamma \neq f(p)$ )의 경우보다 상대적으로 납세자로 하여금 신고과표( $T$ )와 과표현실화율( $T/E$ )의 크기를 증가시키도록 한다(證明: <부록> 참조).

즉  $\gamma = f(p)$ 의 경우가  $\gamma \neq f(p)$ 의 경우보다 상대적으로 신고과표( $T$ )와 과표현실화율( $T/E$ )의 크기가 더 크게 나타난다. 이는 금융실명제의 과표양성화 효과를 증진시키기 위해서는 정책당국은 인식효과를 유발하는 다각적인 정책방법을 모색할 필요가 있음을 시사하고 있다.

### 3. 政策示唆點

금융실명제의 궁극적 목적이 租稅衡平性의 確立에 있다는 것은 보편적으로 공감하고 있는 사실이다. 조세형평성의 확립을 위해 필수적으로 요구되는 것이 바로 課標의 양성화인데, 金融實名制가 課標陽性化에 긍정적 영향을 주리라는 것은 일반적으로 예상되고 있으며 이는 이론적 분석을 통해서도 증명되었다. 금융실명제 실시에 따른 과표양성화의 효과를 보다 증대시키기 위해서는 Proposition 2의 의미를 음미해 볼 필요가 있다. 金融實名制가 실시됨에 따라 脫稅事實의 摘發確率이 높아지는 것이 납세자의 선호체계를 변화시키지 못하고 政策的 制約(policy constraint)만 변화시킬 경우와 정책적 제약뿐만 아니라 認識效果(recognition effect)를 통해 납세자의 선호체계까지도 변화(위험기피성향의 증가( $\gamma \uparrow$ ))를 통한 효용함수 자체의 변화)시킬 경우를 비교해 보면 後者의 과표양성화 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 정책당국은 새로운 稅務調查技法의 開發, 實

名制의 實施가 脫稅事實의 적발 확률을 증대시킨다는 점의 홍보 등을 통해서 인식효과를 높이도록 유도함으로써 金融實名制의 課標陽性化 效果를 증대시켜야 할 것이다

## Ⅳ. 課標陽性化 效果의 實證分析

本章에서는 第Ⅲ章에서 소개한 실명제 실시의 효과에 관한 몇가지 결론을 設問調查 자료를 이용하여 검증함으로써 실명제 실시가 과표양성화에 미친 영향에 관한 實證分析을 시도하고자 한다. 설문조사는 실명제 실시 이후 거의 1년이 되는 시점인 1994년 6월 한 달 동안 서울소재의 개인사업체와 자본금 1억원 미만의 법인사업체를 대상(표본수 664)으로 실시되었다. 설문조사는 課標陽性化 程度, 無資料去來 慣行, 稅負擔 變化 등의 내용을 포함하고 있어서 본 연구에서 핵심적인 변수인 課標現實化率과 부가가치세 세부담증가율에 대한 자료를 제공하고 있다<sup>4)</sup>.

### 1. 設問調查의 內容과 課標現實化率 및 稅負擔增加率의 測定

설문조사는 韓國標準產業分類 舊分類基準으로 <表 IV-1>에 나타나는 업종별 모집단의 규모를 기초로 실시하였다. 표본추출규모는 업종구분별로 모집단의 규모를 반영하여 결정했다. 제조업의 경우 업종분류를 중분류 단계까지 하였는데 이는 업종별 업체의 특성을 조사결과에 고루 반영하기 위한 것이다.

본 조사에서 이용할 표본추출틀은 통계청의 「總事業體 實態調查」(1991년 7월 1일 기준)자료인데, 적절한 표본을 확보하기 위하여 目標標本 크기의 5배 정도인 3,000개 업체를 確率標本抽出(random sampling)하였다.

실명제 실시 이후 附加價值稅 負擔의 變化를 살펴보기 위해서는 업종에 따라 그동안

4) 설문조사에 관한 상세한 내용은 安鍾範의 3인, 『금융실명제 실시 1년의 평가와 정책과제』, 연구 보고서 94-11, 한국조세연구원, 1994.12. 참조.

〈表 IV-1〉 母集團 規模 및 標本抽出 規模

(單位: 개)

업종구분	모집단 규모		표본추출 규모		완성된 설문수	
	개인	법인	개인	법인	개인	법인
제조업	81,679	5,179	680	190	105	22
도매업	58,389	2,000	300	30	55	11
소매업	169,751	6,065	500	80	175	16
음식 및 숙박업	85,482	2,329	300	40	63	9
건설업	11,227	245	100	20	14	3
운수창고업	3,470	1,429	60	20	6	6
부동산업	19,147	494	100	20	33	8
사회 및 개인서비스업	80,771	1,460	460	100	123	15
합계	509,916	19,201	2,500	500	574	90

課標漏落의 정도가 차이가 난다는 점을 고려하여야 한다. 설문을 통해 조사한 月平均 賣出額과 1993년 2기 附加價値稅 納付額 및 業種別 平均 附加價値率을 이용하여 業種別 附加價値稅 課標現實化率을 추정할 수 있다<sup>5)</sup>. 즉, 설문을 통해 응답자가 스스로 밝힌 월 평균 매출액을 기초로 업종별 평균부가가치율을 감안한 附加價値稅 납부세액을 추정하여 1993년 2기 附加價値稅 실제납부액과 비교함으로써 과표누락의 정도를 간접적으로 추정할 수 있다. 이와 같이 업종별 附加價値稅 課標現實化率을 추정하는 것은 업종별로 과표누락이 평상시에 어느 정도 이루어지고 있는가를 파악하는 데 도움이 될 것이고 나아가 課標陽性化를 위한 業種別 對策樹立에도 도움이 될 것이다.

附加價値稅 課標現實化率은 다음과 같은 과정으로 계산된다.

$$\text{부가가치세 과표현실화율(\%)} = \frac{\text{납부세액}}{\text{업종별 평균부가가치율에 의한 추정세액}} \times 100$$

5) 업종별 평균부가가치율은 (매출액-매입액)/매출액×100의 의미를 갖는 것으로서 1990년~1992년 국세청 통계자료(국세통계연보)를 이용하였다.

$$\text{추정세액(법인 및 일반과세)} = \text{업종별 평균부가율} \times \text{월평균매출액} \\ \times 6\text{개월} \times 10\%$$

$$\text{추정세액(과특자)} = \text{월평균매출액} \times 6\text{개월} \times (0.2 \text{ 혹은 } 0.35)^*$$

(\* 부동산 임대업의 경우 0.35 적용 그 외에는 0.2 적용)

〈表 IV-2〉에 나타난 課標現實化率의 추정결과에 따르면 자본금 1억원 미만의 법인사  
업체와 개인사업체로 구성된 중소기업의 平均課標現實化率은 52.2%로 저조함을  
알 수 있다<sup>6)</sup>. 이처럼 附加價值稅의 平均課標現實化率이 저조한 원인은 架空買入, 賣出漏  
落, 無資料去來 등과 같은 附加價值稅 脫漏現象이 만연되고 있는 데 기인하는 것으로 관  
단된다. 업종별 과표현실화율을 살펴보면 제조업이 80.5%로 가장 높게 나타났고 건설업  
(45.6%), 음식 및 숙박업(30.0%)은 낮게 나타났다<sup>7)</sup>.

實名制 實施에 따른 附價稅 稅負擔(1993년 1기 對比 2기 확정신고 실적)은 〈表 IV-  
3〉에 나타나듯이 약 11.1% 증가된 것으로 나타났다. 이를 업종별로 분석해 보면, 實名  
制 실시에 따른 附價稅 稅負擔 變化는 建設業(37.6%), 飲食 및 宿泊業(18.8%)의 순으  
로 높은 증가율을 보였다. 이 결과를 〈表 IV-2〉의 課標現實化率과 비교해 보면 아주  
흥미로운 결과를 도출할 수 있다. 건설업과 음식 및 숙박업의 課標現實化率은 각각 45.6%,  
30.0%로 최저의 수준으로 추정되었다. 다시 말하면, 평상시 課標漏落 程度가 큰 업종일  
수록 실명제 실시후 稅負擔 增大의 폭이 크다고 느끼는 것으로 나타났다.

그러나 〈表 IV-3〉에서 나타난 附價稅 稅負擔 增加率만의 단순수치로는 실명제 실시

6) 設問調査를 이용하여 추정한 課標現實化率은 다음과 같은 문제점이 있다. 우선 자본금 1억원 미  
만의 法人體와 個人事業者를 대상으로 함으로써 전체 사업자를 대표하는 것이 아니라는 점이다.  
규모가 큰 사업체의 경우 課標現實化의 정도가 크다고 할 수 있으므로 본 設問調査의 課標現實  
化率은 現實의 課標現實化率을 過小評價할 가능성이 있다. 반면, 課標現實化率은 過大評價될  
가능성이 있다. 즉, 課標現實化率 計算에서 분모가 되는 推定稅額은 賣出額과 업종별 평균부가율이  
주요변수가 되는데 스스로 밝힌 賣出額이 과소하게 응답되었을 경우 推定稅額이 과소평가되고  
따라서 課標現實化率이 과대평가될 수 있기 때문이다. 또한 업종별 평균부가율이 해당 업종을  
정확히 반영하지 않기 때문에 생기는 오차도 발생할 수 있다. 이러한 課標現實化率 推定의 한계  
를 근본적으로 극복하는 것은 設問調査를 기초로 한 本 論文에서는 가능하지 않다. 다만 課標現  
實化率의 回歸分析方程式을 설정하여 최대한 측정오차를 줄이는 노력을 시도할 수는 있다.(〈表  
IV-6〉 참조)

7) 附價稅 納稅形態別로는 법인 92.3%, 일반과세자 67.1%, 과세특례자 35.2% 순으로 나타났다.

〈表 IV-2〉附價稅 課標現實化率

(單位：개, %)

구 분	사 례 수	50% 미만	50~70% 미만	70~100% 미만	100% 이상	과표현실화율평균
전 체	(393)	67.2	14.5	7.3	11.0	52.2
제 조 업	(60)	52.0	9.2	12.7	26.1	80.5
도 매 업	(55)	58.3	22.8	10.0	8.9	54.9
소 매 업	(118)	59.6	18.3	10.1	12.1	54.5
음 식 및 숙 박 업	(43)	94.7	5.2	0.1	0.1	30.0
건 설 업	(11)	54.5	36.4	9.1	0.0	45.6
운 수 창 고 통 신 업	(7)	79.7	0.0	10.1	10.1	42.1
부 동 산 임 대 및 증 개 업	(24)	61.4	31.8	0.0	6.8	42.4
사 회 및 개 인 서 비 스 업	(77)	76.4	9.2	6.1	8.4	50.1

註：평균치는 모집단에서의 추출률을 감안한 업종별·업체별 가중평균치임.

이후 業種別 課稅資料 陽性化 정도의 測定指標로 삼기에는 문제가 있다. 왜냐하면 평상시 과표현실화율이 높은 업종의 부가세 세부담 증가율과 평상시 과표현실화율이 낮은 업종의 附價稅 稅負擔 增加率을 단순비교하여 業種別 課稅資料 陽性化 程度의 측정지표로 삼아서는 안된다는 것이다. 이러한 점에서 본연구에서 시도하는 실증분석을 통한 실명제 실시의 효과를 분석하는 의의를 찾을 수 있다.

설문조사에서는 附加價値稅 稅負擔의 增加原因을 파악하고자 하였다. 그 결과 景氣變化에 따른 賣出變化, 稅務行政 強化, 實名制로 인한 稅源露出, 一般課稅者로의 轉換의 순으로 나타났다<sup>8)</sup>. 課標現實化率이 낮고 實名制 실시로 인해 부가세 부담에 큰 증가를 보인 건설업의 경우 稅務行政의 強化를 1순위로 꼽았고 음식 및 숙박업의 경우 경기회복(47.1%)을 1순위로 꼽았다. 한편으로 附價稅 課標現實化率이 가장 높은 제조업의 경우 경기회복에 따른 賣出增加를 부가세 부담변화의 주원인으로 들고 있으며 도매업 및 소매업의 경우도 마찬가지인 것으로 나타났다. 課標現實化率이 낮은 운수, 창고, 통신업의 경우 세무행정 강화를 주원인으로 들고 있는 반면, 부동산 임대 및 증개업의 경우

8) 보다 상세한 것은 安鍾範의 3인, 前掲書 참조.

〈表 N-3〉 業種別 附價稅 稅負擔의 平均 變化率

(單位: 개, %)

구	분	사 례 수	평균 변화율
전	체	(535)	11.1
제조업		(106)	5.8
도매업		(59)	5.7
소매업		(145)	11.9
음식 및 숙박업		(60)	18.8
건설업		(14)	37.6
운수 창고 통신업		(12)	1.3
부동산 임대 및 중개업		(36)	4.3
사회 및 개인 서비스업		(101)	9.1

註: 평균치는 모집단에서의 추출률을 감안한 업종별·업체별 가중평균치임.

附價稅 稅負擔의 변화요인으로 73.1%가 實名制로 인한 稅源露出을 1순위로 들고 있어 實名制로 인해 附價稅 부담에 가장 큰 영향을 받은 업종으로 나타났다.

## 2. 實證分析模型

第Ⅲ章에서는 實名制 實施의 효과에 관한 理論的 分析을 시도하였다. 그런데 이론적 분석결과인 Proposition들을 실증적으로 검증하기 위해서는 모형을 回歸方程式 形態로 재구성할 필요가 있다. Proposition 1에서는 부가세납부세액(T)과 과표현실화율(T/E)의 부가세실제세액(E)에 대한 편미분값의 부호가 危險忌避性向(risk-aversion)에 따라 달라진다는 것을 보여주고 있다. 이들의 부호가 본연구에서의 설문조사를 통해 구축된 데이터에서 어떻게 검증되는가를 보이기 위해서 부가세납부세액(T)과 과표현실화율(T/E) 각각을 부가세실제세액(E)에 대해 回歸分析하는 다음과 같은 회귀방정식( $G_1$ ,  $G_2$ )을 구축한다.

$$T_i = G_1(E_i, \Omega_i) + e_i \quad \dots\dots\dots (IV-1)$$

$$(T/E)_i = G_2(E_i, \Omega_i) + e_i \quad \dots\dots\dots (IV-2)$$

( $\Omega$ 는 E 이외의 나머지 변수들을 나타냄)

일반적으로 多重回歸分析에서는 한 독립변수의 추정계수가 종속변수의 해당 독립변수에 대한 편미분값을 나타낸다. 따라서, E의 推定係數의 부호를 통해 Proposition 1에서의 결과를 검증할 수 있다. 즉, Proposition 1에서 위험에 대한 선호체계 중 CARA와 IARA의 경우는 부호가 정(+)이 되고 DARA의 경우에는 부호가 불확실하다는 결과로 과연 설문조사자료에서는 어떻게 나타나는가를 검증한다는 것이다. 다만 本 研究에서는 課標現實化率을 단순히 부가세 납부세액을 추정세액으로 나누어 측정했기 때문에 이론모형에서와 같이 부가세 납부세액이 실제세액의 함수가 될 수 없다. 따라서 식 (IV-2)를 통한 검증은 시도할 수 없다.

實名制 實施에 따른 課標陽性化 효과를 實證分析하기 위해서는 실명제 실시 이후 부가치세 세부담증가율을 주요변수로 사용하여야 한다. 第II章에서는 1993년 2기 부가치세 납부실적자료를 이용하여 부가치세 세수가 전년동기 대비 18% 정도 상승한 것으로 나타났음을 지적했다. 그러나 이러한 부가세 세수증가가 實名制만의 效果인지 아니면 1993년 하반기 이후의 景氣上昇에 의한 것인지 혹은 1993년 10월 이후 대폭 강화된 稅務行政 強化가 그 원인이 되었는지는 집계된 실적치를 통해서 구분할 수가 없다. 따라서 이러한 부가치세 세부담증가의 원인은 설문조사를 통해 얻은 미시자료를 이용하여 분석가능할 것이다.

本 研究에서는 실명제 실시 효과의 實證分析模型을 다음과 같이 설정한다.

$$Y_i = X_i \beta + u_i \dots\dots\dots (IV-3)$$

식 (IV-3)에서의  $Y_i$ 는 설문조사에서 조사된 실명제 이후 1993년 2기의 부가세 세부담증가율을 나타내는 것으로서 변화가 없거나 감소했을 경우는 0으로 측정된다. 따라서  $Y_i$ 는 0을 하한점으로 측정되기 때문에 일반적인 最小自乘法을 사용할 경우 不一致推定 (inconsistent estimation) 결과를 초래하게 된다. 따라서 식 (IV-3)을 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$Y_i = X_i \beta + u_i \quad \text{if } X_i \beta + u_i > 0 \dots\dots\dots (IV-4)$$

$$Y_i = 0 \quad \text{otherwise}$$

즉,  $Y_i$ 는 0에서 단절(censored)되기 때문에  $u_i$ 의 분포가 대칭이라는 가정하에서 다음과 같은 우도함수(likelihood function)를 사용하는 Tobit 推定方法을 이용한다.

$$L = \prod_{Y_i=0} \text{prob}(Y_i=0) \prod_{Y_i>0} \text{prob}(Y_i>0) f(Y_i|Y_i>0) \dots\dots\dots (IV-5)$$

$$\begin{aligned} \text{여기서 } \text{prob}(Y_i=0) &= \text{prob}(u_i < -X_i\beta) = 1 - F_i \\ \text{prob}(Y_i>0) f(Y_i|Y_i>0) &= F_i \frac{f(Y_i - X_i\beta, \sigma^2)}{F_i} \end{aligned}$$

식 (IV-5)에서 F와 f에 대해서 標準正規分布를 도입하면 우도함수는 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$L = \prod_{Y_i=0} (1 - F_i) \prod_{Y_i>0} \frac{1}{(\sigma(2\pi)^{1/2})^{1/2}} e^{-(1/2\sigma^2)(Y_i - X_i\beta)^2} \dots\dots\dots (IV-6)$$

$$\begin{aligned} \text{여기서 } F_i &= F(X_i\beta, \sigma^2) = \int_{-\infty}^{X_i\beta} \frac{1}{\sigma(2\pi)^{1/2}} e^{-t^2/\sigma^2} dt \\ f &= f(X_i\beta, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma(2\pi)^{1/2}} e^{-(1/2\sigma^2)(X_i\beta)^2} \end{aligned}$$

### 3. 標本 및 變數

本 研究에서는 設問調査에서 구축된 664개의 법인사업체 및 개인사업체 중에서 실증 분석에 적합하도록 標本을 再構成하였다. 먼저, 본 실증분석의 목적상 부가가치세 면세 업체이거나 영세율 적용업체(96개 업체)는 표본에서 제거하고 아울러 부가세 납부세액과 추정세액산출의 기본이 되는 매출액 등의 문항에 답변을 하지 않거나 답변의 일관성이 없는 업체(257개)를 제거하여 최종적으로 311개 업체를 實證分析對象 標本으로 선정하였다<sup>9)</sup>. 따라서 본 실증분석의 기본이 되는 표본은 면세사업자나 영세율적용사업체

9) 257개 업체 중에서 59개 업체는 과표현실화율이 100%가 넘는 것으로 나타나 표본에서 제거하였다. 즉, 매출액과 해당업종별 평균부가율을 이용하여 산출된 부가세 추정세액이 실제 납부세액보다 커서 과표현실화율이 100%보다 크게 나타나는 경우는 설문조사시 답변의 신뢰성이 없는 것으로 판단하여 실증분석표본에서 제외시켰다.

가 아닌 법인과 개인사업체 중에서 실명제 이후 세부담의 증가와 통상 매출액을 파악하고 있는 사업체로 구성된다. 이와 같은 표본을 기초로 從屬變數와 獨立變數로 사용할 변수를 산출한 것이 <表 IV-4>이다.

<表 IV-4>는 311개 표본 전체에 대한 기초통계치뿐 아니라 부가세 세부담증가율이 0보다 큰 110개 업체의 基礎統計值를 수록하고 있다. <表 IV-4>에서 나타나듯이, 課標現實化率의 평균은 40% 정도로서 <表 IV-2>의 과표현실화율 평균인 52%보다 낮다. 이는 실증분석을 위한 최종표본에서는 설문조사 결과 課標現實化率이 100%를 초과하는 경우를 제거했기 때문이다. 반면 과표현실화율은 부가가치세 세부담이 실명제 이후 증가했다고 답변한 업체만으로 구성된 110개 표본에서는 37.5% 정도로 전체 표본보다 낮게 나타난다. 이는 평상시 課標漏落 程度가 큰 업체일수록, 즉 과표현실화율이 낮은 업체일수록 실명제 실시후 부가세 稅負擔 增大의 폭이 크다고 느낀다는 점을 고려할 때, 세부담이 증가했다고 답변한 업체만으로 구성된 110개 표본에서는 과표현실화율의 평균이 낮게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

標本은 附加價値稅 납세형태에 따라 법인, 일반납세자, 그리고 과세특례자로 나누어진다. <表 IV-4>에서 볼 수 있듯이 全體 標本에서는 課稅特例者의 비중이 49% 정도로 가장 크게 나타나지만 부가세 세부담이 증가한 표본의 경우 一般課稅者의 비중이 49% 정도로 과세특례자의 비중 44%보다 크게 나타난다. 이는 과세특례자 중에는 실명제 이후 세부담이 증대하지 않았다고 답변한 사례가 많다는 것을 시사한다.

業種別區分은 본 실증분석에서는 5개 정도로 單純化시켰다. 즉, 제조업, 도소매업, 음식 숙박업, 건설업 그리고 기타 서비스업으로 구분하였다. 기타 서비스업에는 <表 IV-2>에서 포함되어 있는 운수·창고·통신업, 부동산 임대 및 중개업, 그리고 사회 및 개인 서비스업을 포함하는 것으로서, 이들 업종은 여타 업종에 비해 특성상 큰 차이를 나타내지 않을 뿐만 아니라 과표현실화에 있어서도 특이한 점을 찾을 수 없기 때문에 통합하여 분석하고자 하였다.

附價稅 稅負擔 增大 原因에 대한 답변을 기초로 구성된 TB1-TB4 중에서 우리가 관심을 갖는 것은 實名制 實施 自體가 원인인 TB2와 稅務行政 強化가 원인인 TB3에 있다고 보여진다. 이들 두 요인을 함께 나타낸 것이 바로 TB5이다. <表 IV-4>에서는, 부가세 세부담이 증대된 업체의 표본의 경우 TB5의 비중이 53%로 景氣上昇에 인한 원인보다 큰 것으로 나타난다.

〈表 IV-4〉 分析變數의 基礎統計值

변수	변수 설명	전 체(311 표본)		VTI>0(110 표본)	
		평균	표준편차	평균	표준편차
TBR	과표현실화율	0.3983	0.2371	0.3752	0.2138
VTI	부가세 세부담 증가율	0.1019	0.4167	0.2882	0.6630
TAX	부가세 신고납부세액(만원)	345.77	1420.3	110.06	433.90
EST	부가세 추정세액(만원)	934.92	5211.7	244.06	607.27
ITI	소득세 증가율	0.0464	0.1967	0.1228	0.2924
MTC	한계세액공제 신청유무	0.0547	0.2277	0.0818	0.2753
NOM	무자료거래경험	0.3762	0.4852	0.4727	0.5015
VCO	일반과세자(법인)	0.1222	0.3280	0.0727	0.2609
VIN	일반과세자(개인)	0.3923	0.4891	0.4909	0.5022
VSP	과특자	0.4855	0.5006	0.4364	0.4982
TB1	경기변화에 따른 매출변화	0.1254	0.3317	0.3546	0.4806
TB2	실명제로 인한 세원노출	0.0482	0.2146	0.1364	0.3447
TB3	세무행정강화	0.1383	0.3457	0.3909	0.4902
TB4	일반과세자로의 전환	0.0418	0.2005	0.1182	0.3243
TB5	(TB2=1 or TB3=1)	0.1865	0.3901	0.5273	0.5015
IN1	제조업	0.1769	0.3822	0.1364	0.3447
IN2	도소매업	0.4180	0.4940	0.4909	0.5022
IN3	음식 및 숙박업	0.1190	0.3243	0.1182	0.3243
IN4	건설업	0.0322	0.1767	0.0455	0.2093
IN5	기타서비스업	0.2540	0.4360	0.2091	0.4085

지금까지 基礎統計值를 통해 나타난 결과는 앞으로 진행되는 회귀분석을 통한 實證分析結果와 比較하여 一貫性이 있는지를 살펴볼 필요가 있을 것이다.

#### 4. 推定結果

우선 제Ⅲ장에서서의 理論分析에서 도출된 Proposition 1의 검증을 위해 식 (IV-1)을 추정한 결과가 〈表 IV-5〉에 나타난다. Proposition 1에서는 납세자의 선호가 CARA

혹은 IARA일 경우 實際課標의 增加는 申告課標의 增加를 가져오고 DARA의 경우는 실제과표와 신고과표의 관계가 불확정적이라는 것을 밝힌 바 있다. 즉, CARA 혹은 IARA의 경우는 식 (IV-1)에서 실제과표인 E의 推定係數의 부호가 陽(+)이 되고 DARA의 경우는 불확정적이라는 것이다. <表 IV-5>에서 볼 수 있듯이 實際課標를 나타내는 EST의 推定係數가 유의수준 1%로 유의성이 크면서 陽(+)의 부호를 갖는다. 유의성이 크면서 양(+)의 부호를 갖는다는 것은 선호가 CARA 혹은 IARA 이라는 것을 의미할 수도 있다. 그러나 보다 흥미로운 것은 Arrow(1965), Pratt(1964), Cowell (1985) 등에서 밝혀진 바와 같이 DARA의 選好體系가 일반적이라는 데 있다. Proposition 1에서는 DARA의 경우 부호가 불확정적이라는 것을 이론적으로 밝히고 있는데, 이를 本研究에서 데이터를 통해 實證的으로 分析한 결과 陽(+)의 부호가 나타났다는 점을 주목할 필요가 있다. 즉, 일반적인 선호체제로 인정되고 있는 DARA의 경우 이론적으로는 申告課標와 實際課標間의 관계가 확실하지 않게 나타나지만 적어도 實證的으로 陽(+)의 因果關係가 성립하는 것으로 밝혀졌다는 데 의의가 있다.

일반적인 선호체제인 DARA의 경우 第三章에서 논의되었듯이 景氣上昇으로 인한 실제과표(EST)의 증가가 발생할 경우 신고과표(TAX)가 증가한다는 것이 實證分析 결과 밝혀졌다는 것은 적어도 景氣上昇으로 인한 課標陽性化 效果가 존재한다는 것이 증명된 셈이 된다.

<表 IV-5>에서 사용한 나머지 변수들은 앞으로 논의하게 되는 課標現實化率 回歸方程式에서 사용하는 변수와 동일하다. 附價稅 納稅者形態를 나타내는 법인(VCO)과 과특자(VSP)의 경우 일반과세자보다 법인은 납부세액이 상대적으로 크고 과특자의 경우 작다는 것이 推定係數의 부호가 陽(+)과 陰(-)이 된다는 것으로 추론 가능하다. 다만 과특자의 경우는 유의성이 낮은 것으로 나타났다. 또한 제조업(IN1)의 경우는 여타 업종보다 부가세세부담이 크다는 결과를 알 수 있다. 그외 변수들, 즉 한계세액공제신청 유무(MTC), 무차료거래 경험(NOM), 그리고 실명제와 세무행정강화 요인(TB5) 등은 유의성이 없는 것으로 나타났다.

本研究의 중심이 되는 附價稅稅負擔增加率(VTI)의 Tobit 추정결과를 논의하기 전에 독립변수에 포함되는 課標現實化率(TBR)이 측정오차(measurement error)의 문제가 있다는 점을 지적해야 한다. 즉, 앞서서도 설명한 바와 같이 과표현실화율의 경우 부가세

〈表 IV-5〉 OLS에 의한 附價稅納付稅額(TAX) 回歸式 推定結果

변 수	Coefficient	Std. Error	T-ratio	P-Value
상수항	61.1980	130.213	0.470	0.6387
VCO	1302.11	211.640	6.152	0.0000
VSP	-105.795	136.038	-0.778	0.4374
INI	666.268	156.019	4.270	0.0000
MTC	-104.125	275.666	-0.378	0.7059
NOM	-81.4246	126.772	-0.642	0.5212
EST	0.1242	0.0122	10.151	0.0000
TB5	-111.351	152.553	-0.730	0.4660
R <sup>2</sup> : 0.4725				

추정세액을 기초로 측정되었기 때문에 측정오차가 내포되어 있을 가능성이 크다. 따라서 과표현실화율을 측정할 당시 고려하지 않았던 몇가지 요인이 오차항에 포함되어 있다고 보고 이를 설명할 수 있는 변수를 도입함으로써 과표현실화율의 회귀방정식을 도출할 수 있다. 따라서 課標現實化率을 별도의 회귀방정식으로 추정하고 여기서의 推定值(fitted value)를 부가세 세부담증가를 회귀방정식에 도구변수로 사용하면 課標現實化率을 보다 잘 설명할 수 있다<sup>10)</sup>.

課標現實化率 回歸方程式을 最小自乘法으로 추정한 결과는 〈表 IV-6〉에 나타난다. 과표현실화율을 설명하는 변수로서는 부가세납부세액 회귀방정식에서와 마찬가지로 부가세납부형태, 제조업, 한계세액공제신청 유무, 무자료거래 경험, 부가세추정세액, 그리고 실명제 혹은 세무행정요인 등을 포함한다. 여기서 중심이 되는 변수는 附價稅 推定稅額(EST)이 된다. 이는 과표현실화의 측정에 있어서 분모로 사용되는 것이다. 추정결과에는 예상한대로 附價稅 推定稅額의 추정계수는 상당히 유의성이 높고 부호는 음(-)으로 나

10) 또한, 과표현실화율은 多重共線性(multicollinearity)의 문제도 포함할 수 있다. 이는 課標現實化率을 산출할 때 業種別 平均附加率을 사용하였다는 점 때문에 나머지 獨立變數와 相關關係가 커짐으로 해서 발생하는 문제인 것이다. 따라서 다른 독립변수와 상관관계가 없으면서 과표현실화를 적절히 설명할 수 있는 道具變數(instrumental variable)를 도입해야 한다. 이러한 도구변수로서 별도의 回歸方程式에 의한 推定值의 사용이 필요할 것이다.

타났다. VCO의 추정계수는 1%의 유의수준으로 유의성이 크면서 양(+)으로 나타남으로써 법인사업자의 경우는 일반사업자보다 課標現實化率이 높다는 점을 시사하고 있다. 반면, VSP의 추정계수 또한 1%의 유의수준으로 유의성이 크면서 陰(-)으로 나타났다는 것은 과특자의 경우 일반사업자보다 과표현실화율이 낮다는 것을 시사하는 것이다.

EST의 산출과정에서도 고려가 되었지만 課標現實化率 方程式에서 제조업변수를 따로 포함한 것은 제조업이 가지는 특이성이 여타 업종에 비해 크다고 판단했기 때문이다. 즉, 제조업의 특성이 EST의 산출과정에 감안되고 남은 나머지 설명력으로도 과표현실화율을 상당히 잘 설정할 수 있다는 것이 유의수준이 1%로 높게 나타났다는 점에서 판단할 수 있는 것이다. 또한 陽(+)의 부호는 製造業의 경우 여타 업종과는 달리 근본적으로 課標現實化率이 높다는 점을 시사하는 것이다<sup>11)</sup>.

實名制 實施와 稅務行政 強化가 세부담증가 요인이 되었다는 것을 나타내는 TB5를 포함한 결과 유의성이 없지만 陰(-)의 부호를 갖는다는 것은 실명제 실시와 세무행정강화가 세부담증대요인이 되었다고 느낀 업체일수록 課標現實化率이 낮았음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

〈表 IV-6〉 OLS에 의한 課標現實化率(TBR) 回歸式 推定結果

변 수	Coefficient	Std. Error	T-ratio	P-Value
상수항	0.4077	0.0277	14.739	0.0000
VCO	0.1323	0.0450	2.943	0.0035
VSP	-0.0967	0.0289	-3.347	0.0009
INI	0.0968	0.0331	2.921	0.0038
MTC	0.0460	0.0586	0.785	0.4331
NOM	0.0410	0.0269	1.524	0.1286
EST	0.0000	0.0000	-2.227	0.0267
TB5	-0.0447	0.0324	-1.380	0.1687
R <sup>2</sup> : 0.1456				

11) 〈表 IV-2〉에서 나타나듯이 製造業의 課標現實化率의 평균은 80% 정도로 전체 업종 평균인 52%보다 월등히 높다는 사실도 이를 뒷받침하고 있다.

〈表 4-7〉 TOBIT에 의한 附價稅 增加率(VTI)回歸式 推定結果

변 수	Coefficient	Std. Error	T-ratio	P-Value
상수항	0.9389	0.5294	1.774	0.0761
TBR	-3.2557	1.2663	-2.571	0.0101
ITI	1.0410	0.2222	4.686	0.0000
VCO	-0.0959	0.2117	-0.453	0.6504
VSP	-0.5434	0.1793	-3.031	0.0024
IN1	0.2750	0.2193	1.254	0.2099
IN2	0.1062	0.1471	0.722	0.4702
IN3	0.3895	0.1806	2.157	0.0310
IN4	0.7147	0.2775	2.576	0.0100
$\sigma$	0.7152	0.0507	14.106	0.0000
Log-Likelihood			-204.29	

본 실증분석에서의 핵심이 되는 附價稅 稅負擔增加의 Tobit 추정결과는 〈表 IV-7〉에 나타나 있다. 〈表 IV-7〉에서 나타나듯이 실명제 실시 이후 부가세 증가를 설명하는 대부분의 변수들의 推定係數가 상당히 유의수준이 높다. 먼저 도구변수로서 추정치를 사용한 課標現實化率의 경우 1%의 유의수준으로 유의성이 크며 부호는 陰(-)인 것으로 나타나고 있다. 陰(-)의 부호는 과표현실화율이 높을수록 실명제 이후 부가세세부담의 증가가 작다는 것을 의미하는 것이다. 이 결과는 〈表 IV-2〉에서 課標現實化率이 높은 업종일수록 〈表 IV-3〉에서 附價稅 稅負擔의 增加가 작게 나타난 결과와 일치하는 것이다. 소득세부담의 증가(ITI)의 경우 陽(+)의 부호를 가지면서 1%의 유의수준으로 유의성이 큰 것으로 나타나는데 이는 附價稅 稅負擔과 所得稅 稅負擔이 밀접히 연관되어 있다는 것을 의미하는 것이다. 부가세 납부형태를 나타내는 법인(VCO)과 과특자(VSP)의 경우 법인은 유의성이 없는 것으로 나타났지만 課特者의 경우 陰(-)의 부호를 가지면서 1%의 유의수준으로 상당히 유의수준이 높은 것으로 나타났다. 이는 과특자의 경우 일반과세자보다 실명제 실시 이후 부가세세부담의 증가가 상대적으로 작다는 것을 의미한다. 즉, 과특자의 경우 실명제 실시 이후에도 세부담에 있어서 일반과세자보다 영향을

작게 받았는데 이는 실명제 실시 이후 도입된 限界稅額控除制度의 영향도 다소 있는 것으로 판단된다. 업종별 특성을 나타내는 IN1~IN4의 경우 음식 및 숙박업(IN3)과 건설업(IN4)의 경우는 陽(+ )의 부호를 가지면서 5%의 유의수준으로 유의성이 큰 것으로 나타난다. 이는 이들 두 업종의 경우 실명제 실시 이후 景氣上昇 혹은 稅務行政強化에 의해 附價稅 稅負擔의 增加가 상대적으로 크다는 것을 의미한다.

## V. 實名制 實施의 效果分析과 政策示唆點

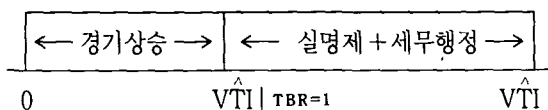
### 1. 實名制 實施의 課標陽性化 效果에 관한 시뮬레이션

1993년 8월 12일 金融實名制가 실시된 후 과연 課標陽性化가 어느 정도 이루어졌고 과표양성화의 주요 요인은 어디에 있는가를 분석하는 것이 본 논문의 최종 목적이라 할 수 있다. 앞서도 논의되었듯이 1993년 하반기 附加價值稅 申告實績을 보면 課稅標準이 전년동기 대비 18.1% 증가한 것으로 나타난다. 이는 1993년 하반기 經常經濟成長率(11.0% 추정)을 상회하는 수준으로 1992년 하반기와 비교할 때 1993년 하반기의 과표 증가율은 상당히 높아졌다고 할 수 있다. 그러나 이는 實名制 實施의 결과만으로 볼 수 없고 1993년 하반기의 景氣 恢復, 1993년 10월 附加價值稅 稅務行政 努力의 強化 등의 복합적인 요인에 의한 것으로 분석된다. 이와 같은 과표양성화의 세 가지 주요 요인을 구분하기 위해서 本 論文에서는 景氣上昇效果를 實名制實施自體와 稅務行政強化要因과 분리하고자 한다. 이는 실명제가 실시되고 난 뒤 자발적인 과표양성화 효과와 세무행정 강화에 의한 비자발적 과표양성화는 구분하는 것이 힘들지만 실명제 실시 자체와 세무행정 강화를 경기상승효과에 의한 과표증대와 구분하는 것은 Tobit 추정결과를 이용한 시뮬레이션을 통해 가능하다.

Tobit 추정에 의한 附價稅 稅負擔增加(VTI)의 추정치(fitted value)는 각 업체별로 세가지 요인의 효과를 모두 포함하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 여기서 課標現實化率(TBR)이 전 업체가 100%라는 시뮬레이션을 시도하여 여기서 산출된 VTI의 추정치는 실명제 실시 자체와 세무행정 강화 요인이 제거된 순수한 경기상승 효과만을 포함하는

것이 된다. 왜냐하면, 課標現實化率이 100%가 될 경우 실명제 실시나 세무행정 강화에 의한 영향이 전혀 없을 것이라는 점을 고려하여 이때의 부가세 세부담의 증가는 결국 景氣上昇에 의한 효과만을 나타내게 되기 때문이다(〔圖 V-1〕 참조).

〔圖 V-1〕



Tobit 추정에 있어서의 從屬變數의 推定値는 最小自乘法에 의한 것과는 달리 주의를 요한다. Tobit 추정에 있어서의 從屬變數의 期待値는 다음과 같이 세 가지로 구분된다.

$$E(VTI_i | VTI_i > 0) = X_i \beta + E(u_i | u_i > -X_i \beta) = X_i \beta + \sigma \frac{\phi_i}{\Phi_i} \dots\dots\dots (V-1)$$

$$\begin{aligned} E(VTI_i) &= P(VTI_i > 0) \cdot E(VTI_i | VTI_i > 0) + P(VTI_i = 0) \cdot E(VTI_i | VTI_i = 0) \\ &= \Phi_i (X_i \beta + \sigma \frac{\phi_i}{\Phi_i}) + (1 - \Phi_i) \cdot 0 \\ &= \Phi_i X_i \beta + \sigma_i \phi_i \dots\dots\dots (V-2) \end{aligned}$$

$$E^*(VTI_i) = X_i \beta \quad (E(u_i) = 0) \dots\dots\dots (V-3)$$

여기서  $\phi_i$ 와  $\Phi_i$ 는  $X_i \beta / \sigma$ 에서 평가된 標準正規分布의 확률밀도함수와 누적분포함수를 나타낸다. 식 (V-1)에서의  $E(VTI_i | VTI_i > 0)$ 는 陽(+ )의 VTI의 평균이 되고 식 (V-2)에서의  $E(VTI_i)$ 는 陽(+ )의 VTI와 0의 VTI를 모두 포함한 평균이 된다. 또한, 식 (V-3)에서의  $E^*(VTI_i)$ 는 陰(- )의 VTI 가능성까지 포함한 잠재적(potential) VTI의 평균이 된다.

〈表 V-1〉에서는 시뮬레이션 결과를 보여주고 있다. 식 (V-1)에서의 陽(+ )의 VTI 평균인 45.6%가 과표현실화율이 모두 100%가 될 경우는 19%로 떨어진다. 즉, 부가세 세부담증가폭인 45.6%(B) 중에서 景氣上昇效果에 의한 부분이 19%(A) 정도를

차지하고 있다. 이는 경기상승효과가 실명제 이후 부가세 세부담 증가의 약 42.6% 정도 (B/A)를 설명하고 그 나머지는 實名制 實施 自體와 稅務行政 強化가 설명하는 것으로 해석할 수 있다. 다시말하면, 실명제 실시 이후 부가가치세 세부담이 집계치 기준으로 약 18% 증가한 것에는 경기상승으로 인한 증가효과보다 실명제 실시에 의한 자발적인 효과와 세무행정 강화의 효과가 상대적으로 더 큰 역할을 했다는 것이다. 본 시뮬레이션은 稅負擔이 증가했을 경우 要因分析을 하고자 고안되었기 때문에 式(V-1)을 기초로 한 陽(+ ) VTI의 조건부 기대치가 기초가 된다. 따라서 式(V-2)와 式(V-3)의 非條件期待値는 시뮬레이션에서 큰 의미를 갖는 것은 아니므로 <表 V-1>에서 생략하였다.

금융실명제 실시에 다른 과표양성화 효과를 시뮬레이션한 결과를 통해서 파악되듯이 실명제가 실시된 직후인 1993년 2기 附價稅稅收의 增大는 일단은 경기상승보다는 1993년 10월 이후 실시된 稅務行政 強化가 보다 重要的 原因으로 작용하였다<sup>12)</sup>. 이는 금융실명제 실시로 인한 과표양성화를 꾸준히 추진하는 것이 보다 중요한 과제가 될 것이라는 점을 시사하는 것이다. 또한 실명제 실시 자체에 따른 자발적인 課標陽性化를 유도하기 위해서는 지속적인 稅務行政의 改善 努力이 필요하다. 즉, 현재 부가가치세 행정은 인정 과세의 형태로 세무당국의 신고기준에 크게 의존함으로써 자발적인 課標陽性化는 기대하기 힘들다. 따라서 보다 장기적으로는 납세자의 자진신고납부체제를 구축하고 세무조사의 과학화를 추진하는 것이 자발적인 課標陽性化를 유도하는 데 핵심적인 과제가 될 것이다. 바로 이 점에서 金融實名制의 實施는 큰 역할을 할 수 있을 것이다.

## 2. 政策시뮬레이션과 政策示唆點

부가가치세제와 관련된 정책 중에서 가장 중요한 문제로 지적되고 있는 것은 課稅特例 制度의 改善이라 할 수 있다. 이는 소득세제의 推計調查制度의 근거가 되는 標準所得率 制度와도 밀접히 관련되어 있는 것으로서 장기적으로는 마땅히 기장유도를 통해 폐지되어야 하는 것이다. 1994년 세계개혁에서도 소액부징수금액을 장기적으로 상향조정하여

12) 금융실명제 실시에 의한 자발적 과표양성화 효과는 미진하다고 본 이유는 실명제실시 직후라는 시점에서 아직까지는 각종 금융자료가 세무조사 자료로 사용되지 않고 있다는 인식이 납세자에게 보편화되어 있기 때문이다.

과특자를 없애고자하는 방안을 제시하고 있다. 따라서 本 實證分析에서도 課稅特例制度를 廢止했을 경우의 변화를 시뮬레이션하고자 하였다.

課稅特例制度의 시뮬레이션은 회귀방정식에서의 과특자변수를 모두 0으로 조정한 뒤 부가세 세부담 증가의 추정치의 변화를 살펴보는 것이 될 것이다. <表 V-1>에서 나타내듯이 부가세 세부담 증가가 0보다 큰 업체만의 평균치는 45.6%에서 과특자를 없앨 경우 53.7%로 증가하여 약 18.8%증가하는 것으로 나타난다. 즉, 課稅特例制度를 廢止할 경우 약 18.9%정도의 부가세 세수 증대가 예측된다는 것이다. 반면 부가세 세부담의 증가가 없는 업체를 포함한 전체 업체의 평균 세부담 증가는 14.9%에서 24.9%로 약 99% 증가하는 것으로 나타난다. 이는 세부담이 증가하지 않았다고 답변한 업체 중에는 과세특례자가 상대적으로 많이 포함되어 있다는 것을 시사하는 것이다<sup>13)</sup>. 이는 과특자의 경우 실명제 실시 이후의 세무행정 강화에도 불구하고 세부담의 증가가 크지 않았다는 것을 반증하는 것이다. 이러한 사실은 실명제 실시의 효과를 높이기 위해서는 課稅特例制度의 廢止가 상당히 중요한 課題라는 점을 다시한번 인식하게 하는 것이다. 課稅特例制度를 장기적으로 폐지하기 위해서는 우선 현행 附加價值稅 행정의 기준이 되는 각종 申告基準의 운용을 점진적으로 축소시켜나가야 할 것이다<sup>14)</sup>.

<表 V-1> 시뮬레이션 결과

	$E(VTI_i   VTI_i > 0)$	$E(VTI_i)$
기대치(A)	0.4557	0.1485
기대치 <sub>TBR=1</sub> (B)	0.1899	-
기대치 <sub>VSP=0</sub> (C)	0.5370	0.2493
B/A	0.4262	-
C/A	1.1882	1.9925

13) 式(V-3)에서의 潛在的 VTI의 평균은 本 시뮬레이션 결과의 해석상 혼돈을 피하기 위해서 사용하지 않는다.

14) 현재 課稅特例者에 적용되는 申告基準인 業種別 標準申告率과 이와 함께 所得稅의 標準所得率 등이 그 축소 운용 대상이 되어야 할 것이다.

## VI. 要約 및 結論

본 논문에서는 金融實名制가 附加價値稅 課標陽性化에 미친 영향에 초점을 두고 분석하였다. 1993년 하반기 부가가치세 신고실적을 토대로 분석해 본 결과 부가가치세 과표가 전년동기대비 18.1% 증가한 것으로 추정되나 그 원인은 金融實名制의 實施, 1993년 4/4분기의 景氣恢復(GNP 성장률 6.5%), 1993년 10월 附加價値稅 稅務行政 努力의 強化 등의 복합적인 요인에 의한 것으로 분석되었다.

·금융실명제가 납세자들의 행동에 어떻게 영향을 미치는가를 분석하기 위해 먼저 實際 課標의 변화가 납세자들의 申告課標와 課標現實化率에 어떻게 영향을 미칠지 분석해 본 결과, 납세자의 선호(preference)가 CARA(constant absolute risk averse) 혹은 IARA(increasing absolute risk averse)일 경우 납세자의 실제과표의 증가는 신고과표의 증가를 가져오나 납세자의 선호가 DARA (decreasing absolute risk averse)일 경우 실제과표와 신고과표의 관계는 불투명(ambiguous)한 것으로 분석되었다. 그리고 납세자의 선호가 CARA 혹은 IARA일 경우 납세자의 실제과표의 증가는 과표현실화율의 증가를 가져온다. 그러나 DARA의 경우 실제과표와 과표현실화율의 관계는 불투명한 것으로 드러났다. 그리고 납세자의 실제과표의 증가는 납세자의 선호가 각각 IRRA, (CRRA), (DRRA)일 경우 납세자의 과표현실화율은 각각 증가, (불변), (감소)하는 것으로 분석되었다.

금융실명제의 실시는 어떠한 형태로든 납세자들의 납세행위에 영향을 미칠 것이다. 金融實名制의 실시는 金融去來를 透明하게 하여 납세자들이 탈세를 했을 경우 적발될 확률을 높이는 효과가 있을 것이다. 따라서 금융실명제의 실시가 납세자들의 신고과표와 과표현실화율에 어떻게 영향을 미칠지 분석해본 결과, 금융실명제 실시로 인해 탈세사실이 적발될 확률이 높아짐에 따라 납세자들의 申告課標와 課標現實化率이 增加되는 것으로 分析되었다.

金融實名制가 課標陽性化에 肯定的 影響을 주리라는 것은 일반적으로 예상되고 있으며 이는 이론적 분석을 통해서 증명되었다. 금융실명제 실시에 따른 과표양성화의 효과를 보다 증대시키기 위해서는 Proposition 2의 의미를 생각해 볼 필요가 있다. 금융실명제가 실시됨에 따라 탈세사실의 적발확률이 높아지는 것이 납세자의 선호체계를 변화시키

지 못하고 政策的 制約(policy constraint)만 변화시킬 경우와 정책적 제약뿐만 아니라 認識效果(recognition effect)를 통해 납세자의 선호체계까지도 변화(위험기피성향의 증가를 통한 효용함수 계수의 변화)시킬 경우를 비교해 보면 후자의 課標陽性化 效果가 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 政策當局은 새로운 稅務調査技法의 開發, 실명제의 실시가 脫稅事實의 摘發確率을 증대시킨다는 점의 적극적인 홍보 등을 통해서 인식효과를 높이고 유도함으로써 金融實名制의 課標陽性化 효과를 증대시켜야 할 것이다.

課標陽性化의 세 가지 주요 요인을 구분하기 위해서 本 論文에서는 경기상승효과를 실명제 실시 자체와 세무행정 강화요인과 분리하여 파악하였다. 실명제가 실시되고 난 뒤 자발적인 과표양성화 효과와 세무행정 강화에 의한 비자발적인 과표양성화는 구분하는 것이 힘들지만 금융실명제 실시 자체와 세무행정 강화를 경기회복 효과에 의한 과표증대와 구분하는 것은 Tobit 추정결과를 이용한 시뮬레이션을 통해 가능하였다. 실증분석을 통한 시뮬레이션 결과, 실명제가 실시된 직후인 1993년 2기 부가가치세 세수의 증대는 경기회복으로 인한 원인보다는 1993년 10월 이후 실시된 稅務行政 強化가 보다 重要한 原因인 것으로 나타났다. 이는 金融實名制 實施로 인한 課標陽性化를 꾸준히 추진하는 것이 보다 중요한 과제가 될 것이라는 점을 시사하는 것이다. 또한 실명제 실시 자체에 따른 자발적인 과표양성화를 유도하기 위해서도 지속적인 稅務行政 強化 努力이 필요하다는 점을 시사하고 있다.

附加價值稅制와 관련된 정책 중에서 가장 중요한 문제로 지적되고 있는 것은 課稅特例 制度의 改善이라 할 수 있다. 課稅特例者의 경우 실명제 실시 이후에의 세무행정 강화에도 불구하고 세부담의 증가가 크지 않았던 것으로 나타났다. 이는 세부담이 증가하지 않았다고 답변한 업체 중에는 과세특례자가 상대적으로 많이 포함되어 있다는 것을 시사하는 것이다. 이러한 사실은 실명제 실시의 효과를 높이기 위해서는 課稅特例 制度의 廢止가 상당히 중요한 課題라는 점을 다시 한번 인식하게 하는 것이다.

本 研究에서 시도한 실증분석은 실명제 실시 1년이 된 시점에서 실시한 設問調査를 토대로 구축된 데이터를 이용하였는데 여기서 도출된 結論은 앞으로 보다 풍부한 자료를 이용한 실증분석을 통해 비교되고 보완되어야 할 것이다.

## 參考文獻

- 盧基星, 「事業所得稅 課稅報告規模의 推計」, 『韓國開發研究』, 제14권 제4호, 1992 겨울, pp. 56~61.
- 新韓綜合研究所, 「金融實名制의 意義 및 影響」, 『金融經濟情報』, 1993. 8, pp. 9~14.
- 安鍾範·鄭嘆憲·朴元巖·金相逵, 『金融實名制 實施 1年의 評價와 政策課題』, 研究報告書 94-11, 韓國租稅研究院, 1994. 12.
- 柳一鎬, 『우리나라의 脫稅規模推定: 所得稅와 附加價值稅』, 한국재정학회 1994년도 정기학술대회 논문집, 1994. 3.
- 崔 洸, 『韓國의 地下經濟에 관한 研究』, 韓國經濟研究院, 1987. 4.
- 現代經濟社會研究院, 『新經濟下의 地下經濟規模와 검은 돈의 흐름』, 1993. 10.
- Allingham, M. G. and A. Sandmo, "Income Tax Evasion; A Theoretical Analysis," *Journal of Public Economics*, 1, 1972, pp. 323~338.
- Arrow, K. J., "Aspects of the Theory of Risk-Bearing," Helsinki, 1965.
- Christiansen, V., "Two Comments on Tax Evasion," *Journal of Public Economics*, 14, 1980, pp. 389~401.
- Cowell, Frank A., "The Economic Analysis of Tax Evasion," *Bulletin of Economic Research*, 37, 1985, pp. 163~193.
- Jung, Young Heon, Arthur Snow and Gregory A. Trandel, "Tax Evasion and the Size of the Underground Economy," *Journal of Public Economics*, 54, 1994, pp. 391~402.
- Kesselman, Jonathan R., "Income Tax Evasion: An Intersectoral Analysis," *Journal of Public Economics*, 38, 1989, pp. 137~182.
- Maddala, G. S., "Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics," *Econometric Society Monographs*, No. 3, Cambridge University Press, 1983.
- Pratt, J. W., "Risk Aversion in the Small and in the Large," *Econometrica*, 32, 1964, pp. 122~136.

## 〈附 錄〉

1. Proposition 1의 증명 : (1) 먼저 납세자의 실제과표(E)의 변화가 신고과표(T)에 어떻게 영향을 미칠지 분석하기 위해서 식 (III-2)의 一次條件式을 전미분(total differentiation)하여 정리하면 다음의 식을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial T}{\partial E} = -\frac{1}{D}[(1-p)U''(A) + pU''(B)(1-\pi) \cdot (1-\pi t)] \dots\dots\dots (A-1)$$

여기서  $D = (1-p)U''(A)(-t) + pU''(B)(1-\pi)(-t + \pi) > 0$

식 (A-1)을 다시 쓰면 다음의 식을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial T}{\partial E} = -\frac{U'(A)}{D} \left[ (1-p) \frac{U''(A)}{U'(A)} + p \frac{U''(B)}{U'(A)} (1-\pi)(1-\pi t) \right] \dots\dots\dots (A-2)$$

식 (A-2)를  $U'(A)$ 에 대해서 풀고 이를 식 (A-2)에 대입하여 정리하면 다음의 식을 도출할 수 있다.

$$\frac{\partial T}{\partial E} = -\frac{U'(A)}{D} \left[ (1-p) \frac{U''(A)}{U'(A)} - (1-p) \frac{U''(B)}{U'(B)} (1-\pi t) \right] \dots\dots\dots (A-3)$$

여기에서 Pratt(1964)과 Arrow(1965)가 정의한 절대적 危險忌避性向(ARA, absolute risk averse)과 상대적 危險忌避性向(RRA, relative risk averse)을 정의해 보면 다음과 같다.

$$ARA = -\frac{U''(K)}{U'(K)}, \quad RRA = -\frac{U''(K) \cdot K}{U'(K)}$$

위의 식 (A-3)을 ARA(:RA)의 개념을 이용하여 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial T}{\partial E} = \frac{U'(A)(1-p)}{D} [R_A(A) - R_A(B)] + \frac{1}{D} [U'(A)(1-p)\pi t R_A(B)] \quad (A-4)$$

$A = E - tT > B = E - tT - \pi(E - T)$ 이므로 Pratt(1964)과 Arrow(1965)의 정의에 의하면 납세자의 선호가 DARA일 경우  $[R_A(A) - R_A(B)] < 0$  이고 CARA일

경우  $[R_A(A) - R_A(B)] = 0$  이며 IARA일 경우  $[R_A(A) - R_A(B)] > 0$  이다. 따라서 납세자의 선호가 CARA 혹은 IARA일 경우  $\frac{\partial T}{\partial E} > 0$ 이고 DARA일 경우  $\frac{\partial T}{\partial E}$ 의 부호는 불투명하다.

(2) 납세자의 實際課標(E)의 변화가 課標現實化率(T/E)에 어떻게 영향을 미칠 것인가를 분석하기 위해 다음의 식을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial(T/E)}{\partial E} = \frac{1}{E^2} \left( \frac{\partial T}{\partial E} \cdot E - T \right) \dots\dots\dots (A-5)$$

식 (A-1)을 식 (A-5)에 대입하여 정리하면 다음의 식을 도출할 수 있다.

$$\frac{\partial(T/E)}{\partial E} = \frac{-1}{E^2 \cdot D} [ (1-p)U''(A) \cdot (A) + pU''(B)(1-\pi)(B) ] \dots\dots\dots (A-6)$$

식 (A-6)을 다시 쓰면

$$\frac{\partial(T/E)}{\partial E} = -\frac{U'(A)}{E^2 \cdot D} \left[ (1-p)\frac{U''(A)}{U'(A)}(A) + p\frac{U''(B)}{U'(A)}(1-\pi)(B) \right] \dots\dots\dots (A-7)$$

식 (III-2)를  $U'(A)$ 에 대해서 풀고 이를 식(A-7)에 대입하여 정리하면 다음의 식을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial(T/E)}{\partial E} = \frac{U'(A)}{E^2 \cdot D} (1-p)(A)[R_A(A) - R_A(B)] + \Omega \dots\dots\dots (A-8)$$

여기서  $\Omega = \frac{-1}{E^2 \cdot D} (1-p) \frac{U''(B)}{U'(B)} (-\pi t E + \pi t T) > 0$

따라서 납세자의 선호가 CARA 혹은 IARA일 경우  $\frac{\partial(T/E)}{\partial E} > 0$ 이고 DARA의 경우  $\frac{\partial(T/E)}{\partial E}$ 의 부호는 불투명하다.

그리고 식 (III-2)를  $U'(A)$ 에 대해서 풀고 이를 식 (A-7)에 대입하여 다시 정리하면 다음의 식을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial(T/E)}{\partial E} = \frac{-U'(A)}{E^2 \cdot D} \left[ (1-p) \frac{U''(A)}{U'(A)} \cdot (A) - (1-p) \frac{U''(B)}{U'(B)} \cdot (B) \right] \dots (A-9)$$

위에서 정의한 相對的 危險忌避性向(RRA :  $R_R$ )을 이용하여 식 (A-9)를 정리하면 다음의 식을 구할 수 있다.

$$\frac{\partial(T/E)}{\partial E} = \frac{U'(A)}{E^2 \cdot D} (1-p) [R_R(A) - R_R(B)] \dots\dots\dots (A-10)$$

$A = E - tT > B = E - tT - \pi(E - T)$ 이므로 Pratt과 Arrow의 정의에 의하면 납세자의 선호가 IRRA(increasing relative risk averse)일 경우  $[R_R(A) - R_R(B)] > 0$ 이고 따라서  $\frac{\partial(T/E)}{\partial E} > 0$ 이며 CRRA(constant relative risk averse)일 경우  $[R_R(A) - R_R(B)] = 0$ 이고 따라서  $\frac{\partial(T/E)}{\partial E} = 0$ 이다. 그리고 DRRA(decreasing relative risk averse)일 경우  $[R_R(A) - R_R(B)] < 0$ 이고 따라서  $\frac{\partial(T/E)}{\partial E} < 0$ 이다.

Q.E.D.

2. Proposition 2의 증명 : 식 (III-7)의 一次條件式을 전미분하여 정리하면 다음의 식들을 구할 수 있다.

$$\left. \frac{\partial T}{\partial p} \right|_{\gamma \neq f(p)} = -\frac{1}{H} [(A)^{-\gamma} + (\pi-1)(B)^{-\gamma}] > 0 \dots\dots\dots (A-11)$$

$$\left. \frac{\partial T}{\partial p} \right|_{\gamma = f(p)} = -\frac{1}{H} [(A)^{-\gamma} + (\pi-1)(B)^{-\gamma} + \Sigma] > 0 \dots\dots\dots (A-12)$$

여기에서  $\Sigma = (1-p)(A)^{-\gamma} \ln(A/B) > 0$ . 따라서 식 (A-11)과 식 (A-12)를 비교해 보면 다음의 사실을 알 수 있다.

$$\left. \frac{\partial T}{\partial p} \right|_{\gamma \neq f(p)} < \left. \frac{\partial T}{\partial p} \right|_{\gamma = f(p)} \dots\dots\dots (A-13)$$

이와 마찬가지로 금융실명제가 課標現實化率(T/E)에 미치는 영향을 분석해 보면

$$\left. \frac{\partial(T/E)}{\partial p} \right|_{\gamma \neq f(p)} = \frac{1}{E} \cdot \left. \frac{\partial T}{\partial p} \right|_{\gamma \neq f(p)} > 0 \dots\dots\dots (A-14)$$

$$\left. \frac{\partial(T/E)}{\partial p} \right|_{\gamma = f(p)} = \frac{1}{E} \cdot \left. \frac{\partial T}{\partial p} \right|_{\gamma = f(p)} > 0 \dots\dots\dots (A-15)$$

위의 식 (III-25)와 식 (III-26)을 비교해 보면 다음의 사실을 알 수 있다.

$$\left. \frac{\partial(T/E)}{\partial p} \right|_{\gamma \neq f(p)} < \left. \frac{\partial(T/E)}{\partial p} \right|_{\gamma = f(p)} \dots\dots\dots (A-16)$$

Q.E.D.

# 土地保有課稅 強化를 위한 改善方案

李 性 旭\*

## 요 약

土地關聯稅制은 토지보유에 대한 세부담은 매우 낮은 반면 토지이전에 대한 取得稅 및 登錄稅의 세부담은 매우 높은 편에서 地價安定, 土地의 效率的 利用, 土地過多保有의 抑制에 영향을 미치지 못하고 있다. 토지가 금융자산보다 수익성에서 유리하지 않도록 하기 위한 適正 稅負擔率을 0.4~0.5% 수준으로 제시하였다. 토지보유에 대한 세부담을 높이기 위해 新경제 5個年計劃에서는 1996년에 토지과표를 공시지가로 전환하면서 토지보유에 대한 세부담을 1993년의 2~3배 수준으로 강화하기로 되어 있는데, 이에 따라 3가지 대안(平均 實効稅負擔은 공시지가총액의 0.3~0.4% 수준)을 제시하였다. 또한, 조세저항을 완화하면서 세부담의 충분한 강화를 위해 단계적 과표현실화에 의해 토지보유에 대한 세부담을 공시지가총액의 0.5% 수준까지 단계적으로 높이는 제4안도 제시하였다.

## I. 序 論

우리나라의 土地問題는 급속한 지가상승 및 토지소유 편중으로 인한 막대한 자본이득(不勞所得)의 발생, 국민 대다수에게 보편화되어 있는 土地選好 風潮, 국민총생산에 비

\* 本院 招請研究委員, 水原大學校 經濟學科 助教授

本 研究의 草稿는 本人이 韓國租稅研究院에 재직시 작성한 것이며, 귀중한 논평을 주신 本院의 研究위원 및 논문심사자, 그리고 1993년 12월 本院에서 개최한 『土地·住宅關聯地方稅制의 改編方向』 公聽會에 참석한 토론자들에게 감사드리며, 자료협조를 해준 內務部 地方稅制局과 자료처리를 해준 本院의 백미영 연구원과 성주석 연구원에게 감사드린다. 本 論文의 연구결과는 筆者 個人意見이며, 韓國租稅研究院의 公式見解가 아님을 밝혀둔다.

해 상대적으로 높은 토지가격(공장용지, 주택 등)으로 인한 기업의 경쟁력 하락과 국민의 안락한 주거생활 위협 등으로 요약할 수 있다.

可用土地 供給이 절대적으로 부족한 상태에서 급속한 경제성장에 의해 産業化·都市化가 급속히 진전됨에 따라 택지, 상업용지 및 공장용지 등의 都市用 土地의 實需要가 증가하게 되었고, 농경지 및 산림지가 도시 및 공장용지 등의 도시적 용도로 대폭 전환되면서 토지가격이 급상승하였다. 지가의 급상승과 토지보유 및 양도에 대한 과세의 취약으로 인해 토지가 금융자산에 비해 자산축적수단으로 유리하였기 때문에 지가상승 차익을 노린 投機的 需要가 함께 가세하여 토지의 가격이 급상승하는 악순환이 계속되면서 土地選好의 風潮가 보편화되었으며, 土地所有도 편중되었다.

급속한 地價上昇과 금융기관의 不動產爲主 擔保慣行으로 인해 기업도 생산 및 영업활동을 위한 필수요건인 공장용지 및 상업용지의 事前確保에 몰두하게 되었으며, 여유토지를 확보하지 못한 기업은 토지구입에 필요한 투자비용이 높아져 기존설비의 확장 또는 신규사업으로의 진입이 어렵게 되었으며, 기술개발 및 설비확장을 위한 투자에 투입되어야 할 자금을 토지구입에 사용하게 됨으로써 경쟁력도 하락하게 되었다. 또한, 都市用 土地의 가격상승과 宅地開發의 부진으로 인해 주택공급이 주택수요에 비해 절대적으로 부족하여 주택가격이 상승함으로써 서민층의 주택구입 희망을 좌절시키고 중산층의 주택구입마저도 어렵게 되었다.

이러한 토지문제를 해결하기 위해서는 먼저 保全·規制 爲主의 土地制度를 利用·開發 爲主의 土地制度로 전환함으로써 準農林地의 일부를 可用土地로 개발하여 可用土地의 공급을 확대하고 巨視經濟의 안정적인 기초를 계속해서 유지하는 한편, 土地保有에 대한 稅負擔을 높이고 지가상승으로 발생한 양도차익을 적정수준에서 환수함으로써 토지에 대한 投機的·資產의 需要를 위축시켜야 할 것이다.

본 논문에서는 제2장에서 우리나라 土地保有에 대한 稅負擔을 주요 국가와 비교분석하여 土地保有課稅 및 土地移轉課稅의 改善方向을 제시하고, 제3장에서 土地에 대한 투자가 金融資産에 대한 투자보다 유리하지 않도록 하는 측면에서 土地保有에 따른 適正 稅負擔率을 도출하며, 제4장에서 현행 綜合土地稅 및 取得·登錄稅의 문제점을 지적하고 토지의 투기억제 및 효율적 이용을 도모하기 위한 綜合土地稅 및 取得·登錄稅의 改善方案을 제시하고자 한다.

## II. 不動產課稅의 稅負擔 比較

1992년 국세가 35조 2천억원이고 지방세가 9조 5천억원으로 총세수가 44조 8,810억원으로서 경상GNP(238조 7천억원)의 18.8%에 달한다. 不動產保有에 대한 稅負擔은 2조 1,510억원으로서 총세수의 4.8%(지방세수의 22.8%)를 차지한다. 土地保有에 대한 稅負擔은 9,550억원(교육세를 포함하면 1조 1,454억원)으로 총세수의 2.1%(지방세수의 10.1%)를 차지하며, 土地公概念課稅(토지초과이득세, 개발부담금, 택지초과소유부담금)를 포함해도 총세수의 2.9%에 불과하다. 건축물분 재산세(도시계획세 및 소방공동 시설세

〈表 II-1〉 不動產關聯 稅負擔의 比重

(單位 : 10億원, %)

	1989	1990	1991	1992
총 세 수	26,195	33,215	38,355	44,681
지 방 세	4,961(18.9)	6,367(19.2)	8,035(20.9)	9,462(21.2)
국 세	21,234(81.1)	26,847(80.8)	30,320(79.1)	35,218(78.8)
토 지 보 유 과 세	299( 1.1)	583( 1.8)	713( 1.9)	955( 2.1)
건 축 물 보 유 과 세	365( 1.4)	420( 1.3)	507( 1.3)	638( 1.4)
교 육 세	73	112( 0.3)	150( 0.4)	212( 0.5)
토 지 공 개 념 과 세	-	23	571( 1.5)	346( 0.8)
부 동 산 보 유 세 부 담	757( 2.7)	1,138( 3.4)	1,941( 5.1)	2,152( 4.8)
취 득 · 등 록 세 (부 동 산)	1,418( 5.4)	1,909( 5.8)	2,580( 6.7)	3,157( 7.1)
자 본 이 득 과 세 (부 동 산)	1,068( 4.1)	1,773( 5.3)	2,374( 6.2)	2,182( 4.9)
부 동 산 관 련 세 부 담	3,151(12.0)	4,820(14.5)	6,895(18.0)	7,491(16.8)

註 : 1. 토지보유과세는 종합토지세와 도시계획세가 포함되며, 건축물 보유과세는 건물분 재산세, 도시계획세, 소방공동시설세가 포함되며, 토지공개념과세에는 개발부담금, 토지초과이득세, 택지초과소유부담금이 포함됨.

2. 부동산 자본이득에 대한 과세는 양도소득세, 특별부가세, 자산재평가세, 그리고 특별부가세 과세표준에 34%의 법인세율을 적용하여 추정된 법인세액의 합계임. 부동산 양도에 따른 실제 법인세액은 양도익(양도가액 - 장부가액)에 법인세율을 적용한 것이므로 부동산 자본이득에 대한 실제 과세액보다 약간 과대계상되었을 것임.

3. ( ) 안은 총세수 대비 비율임.

資料 : 국세청, 『국세연감』, 내무부, 『지방세정연감』.

포함)는 8,380억원으로 총세수의 1.4%(지방세수의 6.7%)를 차지하여 不動産保有에 대한 지방세부담은 1조 5,930억원으로 총세수의 3.6%(지방세수의 16.8%)를 차지한다. 그러나 不動産移轉과 관련된 稅負擔은 3조 1,565억원(등록세에 부과되는 교육세를 제외하면 2조 8,734억원)으로 총세수의 7.1%(지방세수의 30.4%)에 달한다. 不動産에 대한 資本利得 課稅는 2조 1,822억원으로 총세수의 4.9%(국세의 6.2%)를 차지하기 때문에 不動産과 관련된 總稅負擔은 약 7조 6,550억원으로서 총세수의 17.1%, 경상 GNP의 3.2%에 달한다.

1992년 국유지를 제외한 課稅對象土地 2,440만필지(전국토의 74.4%)의 개별공시지가총액은 1,072조 5,944억원으로 토지보유과세의 공시지가총액에 대한 實效稅率은 0.11%였으며, 1993년에는 공시지가총액이 1,068조 988억원이고 土地保有에 대한 총세부담은 1조 3,579억원으로서 實效稅率은 0.13%에 불과하다.

일본의 경우, 固定資產稅는 1991년에 6조 5,144억엔(土地分: 2조 6,028억엔, 家屋分: 2조 5,293억엔)로 총세수 98조 2,837억엔(국세: 63조 2,110억엔, 지방세: 35조 727억엔)의 6.6%(지방세의 18.6%)를 차지하고 있다. 도시계획세 및 특별토지보유세를 포함한 不動産保有에 대한 稅負擔은 총세수의 7.8%에 달하였으나, 1992년에 地價稅가 도입되어 不動産保有에 대한 稅負擔은 8조 9,140억엔으로 총세수의 9.7%로 상승하였다. 반면에 不動産 取得稅는 8,700억원으로 총세수의 0.7%에 불과하다.

1989년도의 土地分 固定資產稅는 2조 3,210억엔으로서 1988년 일본의 토지자산총액 1,842조엔의 0.13% 수준이며, 도시계획세 및 특별토지보유세를 포함하면 3조 3천억엔으로 토지자산총액의 0.18%에 이른다. 1990년 이후 일본의 지가는 크게 하락하였고 지가세 도입으로 土地保有에 대한 稅負擔은 늘어 토지자산총액에 대한 實效稅率은 0.3~0.4%에 달한다.

대만은 不動産保有에 대한 稅負擔이 총세수의 7.5%에 달한다. 토지보유과세인 地價稅는 1991년에 273억NT\$로서 총세수의 3.6%를 차지하고 있으며, 건축물보유과세인 家屋稅는 292억NT\$로서 총세수의 3.9%를 차지하고 있다. 不動産移轉課稅인 契稅는 총세수의 1.3%(지방세의 3.1%)를 차지하고 있으며, 土地增值稅는 1991년에 943억NT\$로 지방세수의 30.8%, 총세수의 12.6%를 차지하고 있어서 不動産關聯 總稅負擔은 총세수의 20.1%에 달하고 있다.

不動產保有에 대한 稅負擔의 國別 비교는 國家에 따라 租稅負擔率이 다르고, 토지현황 및 토지제도가 다르기 때문에 그 해석에 있어서 신중을 기해야 한다. 우리나라의 不動產保有에 대한 稅負擔은 총세수의 4.0%, 경상GDP의 0.7%로 비교대상국에 비하면 매우 낮은 편이나, 不動產移轉에 따른 稅負擔은 총세액의 7.1%, 경상GDP의 1.3%로 매우 높은 편이다. 이렇듯 우리나라 不動產保有에 대한 稅負擔은 주요국에 비하여 매우 낮은 편이고 不動產移轉에 대한 稅負擔은 매우 높은 편으로서 비정상적인 세부담 구조를 보여 주고 있다.

不動產保有에 대한 稅負擔은 토지를 보유하는 기간 동안에 매년 부과되기 때문에 토지를 보유하는 데 드는 비용으로 작용하게 되어 지가를 하락시키거나 토지를 장기간 방치하지 않고 효율적 이용하도록 하는 유인으로 작용하나, 取得稅·登錄稅 등의 不動產移轉에 대한 과세는 소수 부동산 투기업자의 빈번한 토지거래는 차단할 수는 있으나 지가 하락이나 토지의 효율적 이용을 도모하지 못하고 오히려 정상적인 토지거래를 위축시킨다. 따라서 不動產保有에 대한 稅負擔이 1990년에 경상GDP의 0.6%에서 1992년에는 0.8% 수준으로 상승하였지만 아직도 비교대상국에 비해 낮은 수준이므로 적어도 1.4% 이상으로 높여 대만(경상GDP의 1.4%) 및 일본(경상GDP의 1.7%) 수준에는 도달해야 할 것이며, 不動產移轉에 대한 稅負擔은 완화하여 정상적인 토지거래를 유도해야 할 것이다. 독일(경상GDP의 0.2%)과 프랑스(경상GDP의 0.4%)도 不動產保有에 대한 稅負擔이 비교적 낮지만 富裕稅(net wealth tax)를 포함하면 우리나라보다 높은 편이며 不動產移轉에 대한 稅負擔은 매우 낮은 편이다. 미국(경상GDP의 3.0%)과 영국(경상GDP의 2.4%)은 不動產保有에 대한 稅負擔이 매우 높은 편이나 不動產移轉에 대한 과세는 없다. 따라서 우리나라 不動產關聯稅制의 改善方向으로는 종합토지세 및 건물분 재산세의 不動產 保有課稅는 강화하는 반면, 취득세 및 등록세의 不動產 移轉課稅는 완화해야 할 것이다.

〈表 II-2〉 不動産關聯 稅負擔의 國際比較

(1992년 總稅額 對比)

(單位：%, 10億 자국통화)

	한 국	대 만	일 본	미 국	영 국	독 일	프랑스
부동산보유세부담	4.0	7.5	9.7	14.7	8.1	1.4	3.9
부동산이전세부담	7.1	1.3	0.7	-	-	0.7	1.6
상속 및 증여세	0.5	0.9	2.9	1.2	0.7	0.4	1.6
기 타	0.8	-	-	-	-	1.7	1.1
재 산 과 세	12.4	9.7	13.4	16.1	8.8	4.3	8.3
총 조 세 액	44,681	748.5	91,965	1,207.2	172.5	738.2	1,692.0
조 세 부 담 륜	18.6	19.0	19.8	20.6	28.9	24.4	24.2

(1992년 經常GDP 對比)

(單位：%, 10億 자국통화)

	한 국	대 만	일 본	미 국	영 국	독 일	프랑스
부동산보유세부담	0.8	1.4	1.9	3.0	2.4	0.4	0.9
부동산이전세부담	1.3	0.2	0.1	-	-	0.2	0.4
상속 및 증여세	0.1	0.2	0.6	0.3	0.2	0.1	0.4
기 타	0.1	-	-	-	-	0.5	0.3
재 산 과 세	2.3	1.8	2.7	3.2	2.6	1.1	2.0
경 상 GDP	240,392	5,307	463,850	6,039	595.3	2,794	6,999

- 註：1. 부동산 보유에 대한 세부담은 부동산에 대해 반복적으로 부과되는 조세(recurrent taxes on immovable property)로서 토지 및 건축물에 대한 재산세를 의미하며, 총세액 대비 비율임.
2. 부동산 이전에 대한 세부담은 부동산 거래시 부과되는 취득세, 등록세 등을 의미함.
3. 기타에는 한국은 토지공개념과세, 일본은 지가세, 독일 및 프랑스는 부유세(net wealth tax), 영국은 개발세(development tax)가 포함됨.
4. 조세부담률은 사회보장금을 제외한 총세수의 경상GDP에 대한 비율임.
5. 환율(당해연도 달러당 자국통화)：한국(760.80원), 대만(26.82NT\$), 일본(144.79엔), 영국(0.56파운드), 독일(1.62DM), 프랑스(5.45프랑).

資料：OECD, *Revenue Statistics of OECD Member Countries*, 1994.

IMF, *International Financial Statistics*, 1994.

재무부, 『주요국의 조세관련통계』, 1992.

### III. 土地保有에 대한 適正 稅負擔率 分析

土地保有에 대한 適正 稅負擔率 分析에는 여러 가지 분석방법이 있을 수 있으나, 그 어느 방법도 適正 稅負擔率에 대한 정확한 해답을 줄 수는 없다. 孫光洛(1993)<sup>1)</sup>은 소득 과세가 귀속임료에 대한 非課稅 문제와 자본이득에 대한 租稅移延의 문제를 해결하지 못하는 단점을 재산세로 해결하는 방안으로서 토지보유과세를 소득세의 보완적인 과세로 간주하고 適正 土地保有稅率을 0.38% (자가소비용 토지는 0.52%, 기타토지는 0.34%) 로 대략적인 추정을 하였다.

本稿에서는 실물자산으로서의 토지와 금융자산간의 稅後收益率이 균형을 유지하는 수준에서 土地保有에 대한 適正 稅負擔率을 구하고자 한다. 토지에 대한 稅後收益率이 금융자산에 대한 稅後收益率보다 낮은 수준에서 유지되도록 土地保有에 대한 稅負擔率을 결정하게 되면 적어도 자산으로서의 토지에 대한 비교우위는 줄어들 것으로 판단된다. 토지로부터의 수익률은 보유단계에서의 임대소득과 양도단계에서 발생하는 자본이득으로 구성된다. 부동산 임대소득은 일반적으로 부동산가치에 비하여 매우 낮은 수준(약 3~4% 수준)<sup>2)</sup>에서 결정되고 있으므로 부동산 임대소득은 건축물에 대한 소득으로 간주하고 토지에 대해서는 지가상승에 따른 자본이득만 발생한다고 가정한다. 임대소득은 부동산 소득으로서 종합소득에 포함하여 과세하고 있으며, 지가상승으로 인한 자본이득은 양도 소득세로 과세하고 있다. 향후 전국 平均地價上昇率에 대한 예측이 어렵고 토지의 지목, 용도, 위치에 따라 지가상승률의 편차가 매우 크기 때문에 토지에 대한 자본이득을 정확하게 파악하는 것은 어렵다. 그러나 과거 전국 平均地價上昇率의 추세는 經常GNP成長率의 추세와 유사한 형태를 보였기 때문에 향후 지가상승률도 향후 經常GNP成長率 수

- 1) 현행 소득세가 포괄적 소득세를 이상으로 하고 있으나 소득증정의 어려움으로 귀속임료 및 미실현자본이득에 대해서 비과세되고 있다. 孫光洛(1993)은 재산세가 소득세의 과세범위에서 제외되는 소득을 간접적으로 과세함으로써 소득세의 보완세 역할을 해야 한다고 주장하고, 미실현자본이득의 과세이연에 따른 감면액과 자가 소비용 토지에서 발생하는 귀속임료를 추정하여 토지의 용도에 따라 적정 세부담률을 구하였으나, 과세이연에 따른 감면액과 귀속임료의 계산에 있어서 많은 가정을 설정함으로써 토지보유자에 따른 정확한 계산이 불가능하며, 자가 소비용 토지의 세율이 영업용토지의 세율보다 높은 것으로 나타났다.
- 2) 조재민(1991)에 의하면, 상가를 제외한 일반영업용건축물의 임대보증금 및 임대료를 정기에금이 자율로 환산한 임대소득은 평균적으로 부동산가액의 3~4%에 불과한 것으로 나타났다. 일본 대도시의 영업용건축물 임대소득은 부동산가액의 1~2%에 불과하다.

준에 이를 것으로 예측할 수밖에 없다.

토지에 대한 과세는 취득단계에서 取得稅(2%) 및 登錄稅(3.6%), 보유단계에서 綜合土地稅 및 都市計劃稅, 양도단계에서 讓渡所得稅(43~64.5%) 또는 法人稅 및 特別附加稅(63.4%)가 과세된다. 금융자산에 대한 수익률은 정기예금 이자율과 국공채 수익률을 고려하며, 금융소득에 대해서는 이자소득세(21.5%)가 과세된다. 따라서 토지와 금융자산의 세후수익률이 같기 위해서는 다음의 조건을 만족해야 한다.

$$(1+g)^n - t_c[(1+g)^n - (1+t_p)] - (1+r)^n \cdot t_p - \sum_0^{n-1} (1+r)^{n-s} (1+g)^s \cdot t_1$$

$$= (1+r)^n - t_y[(1+r)^n - 1]$$

$$t_1 = - \frac{1}{\sum (1+r)^{n-s} (1+g)^s} [(1-t_c)(1+g)^n + t_c(1+t_p) - (1+r)^n(1-t_y+t_p) - t_y]$$

$t_p$  = 취득세 및 등록세를 포함한 세율로 공시지가의 5%로 가정함<sup>3)</sup>.

$n$  = 토지보유연수로 5년 또는 10년으로 가정함.

$t_1$  = 토지보유과세의 적정 세부담률

$t_c$  = 양도소득세율은 43~64.5%이나 최고세율인 64.5%를 적용함.

$g$  = 연평균 지가상승률로 1981~85년은 10.3%, 1986~90년은 20.4%, 1981~90년은 15.4%이며, 향후 지가상승률은 경상 GNP성장률 예측치인 12%로 가정하였음<sup>4)</sup>.

$t_y$  = 이자소득 원천과세율인 21.5% 또는 종합소득세율의 최고세율인 53.75%를 적용함<sup>5)</sup>.

$r$  = 정기예금이자율 10% 또는 국공채 평균 수익률 12%를 적용함.

- 
- 3) 취득세 및 등록세는 실제거래가액이 원칙이고 예외적으로 과세시가표준액을 기준으로 2% 및 3%를 부과하나, 법인은 실제거래가액을 기준으로 취득세 및 등록세를 납부하고 있다.
  - 4) 1981~85년 동안의 연평균 경상GNP성장률은 16.3%, 1986~90년 동안의 연평균 경상GNP성장률은 17.0%로 1981~90년 동안의 연평균 경상GNP성장률은 16.6%로 나타나고 있다.
  - 5) 현재 금융소득에 대해서는 21.5%로 분리과세하고 있으나, 향후 금융소득이 종합합산 누진과세될 경우에는 토지를 비교적 많이 보유하고 있는 계층의 종합소득도 높을 것으로 판단되므로 종합소득세의 최고세율인 43%(주민세 포함)를 적용하는 것이 합리적이다.

土地保有에 대한 稅負擔率은 지가상승률, 보유연수, 양도소득세율, 이자소득세율 및 土地移轉에 대한 稅率에 의해서 영향을 받는다. 지가상승률이 높을수록, 양도소득세율이 낮을수록, 이자소득세율이 높을수록, 이전과세세율이 낮을수록 土地保有에 대한 稅負擔率은 높아져야 한다. 지가상승률과 이자율간의 격차가 클 경우에는 보유기간이 土地保有에 대한 稅負擔率에 미치는 영향도 커진다. 토지에 따라서 지가상승률 및 보유기간이 다르기 때문에 평균 지가상승률 및 평균 보유기간을 고려하여 土地保有에 대한 適正 稅負擔率을 결정한다고 하더라도 모든 토지에 일률적으로 적용하기 어렵다. 즉, 지가상승률이 전국 平均地價上昇率보다 낮은 토지는 금융자산보다 불리한 반면, 지가상승률이 전국 平均地價上昇率보다 높은 토지는 금융자산보다 유리하게 된다.

〈表 Ⅲ-1〉 土地保有에 대한 適正 稅負擔率

(單位 : %)

금융소득세율 취득·등록세율 보유연수	21.5(r=10%)				43.0(r=10%)						
	5.6		1.2		5.6		3.2		1.2		
	5	10	5	10	5	10	5	10	5	10	
지가상승률											
11	-2.4	-1.6	-2.0	-1.4	-1.1	-0.6	-0.8	-0.4	-0.5	-0.3	
12	-2.0	-1.2	-1.6	-0.9	-0.7	-0.2	-0.3	0.0	-0.1	0.1	
12.5	-1.8	-1.0	-1.4	-0.7	-0.4	<u>0.1</u>	-0.1	<u>0.2</u>	<u>0.1</u>	<u>0.4</u>	
13	-1.6	-0.7	-1.2	-0.5	-0.2	<u>0.3</u>	<u>0.1</u>	<u>0.5</u>	<u>0.3</u>	<u>0.6</u>	
13.5	-1.4	-0.5	-1.0	-0.3	<u>0.0</u>	<u>0.5</u>	<u>0.3</u>	<u>0.7</u>	<u>0.6</u>	<u>0.8</u>	
14	-1.2	-0.3	-0.7	-0.1	<u>0.2</u>	<u>0.7</u>	<u>0.5</u>	<u>0.9</u>	<u>0.8</u>	<u>1.0</u>	
14.5	-0.9	-0.1	-0.5	<u>0.2</u>	<u>0.5</u>	<u>1.0</u>	<u>0.8</u>	<u>1.1</u>	<u>1.0</u>	<u>1.3</u>	
15	-0.7	<u>0.2</u>	-0.3	<u>0.4</u>	<u>0.7</u>	<u>1.2</u>	<u>1.0</u>	<u>1.4</u>	<u>1.2</u>	<u>1.5</u>	
15.5	-0.5	<u>0.4</u>	-0.02	<u>0.7</u>	<u>0.9</u>	<u>1.4</u>	<u>1.2</u>	<u>1.6</u>	<u>1.4</u>	<u>1.7</u>	
16	-0.3	<u>0.7</u>	<u>0.2</u>	<u>0.9</u>	<u>1.1</u>	<u>1.7</u>	<u>1.4</u>	<u>1.8</u>	<u>1.6</u>	<u>1.9</u>	
16.5	-0.03	<u>0.9</u>	<u>0.4</u>	<u>1.2</u>	<u>1.3</u>	<u>1.9</u>	<u>1.6</u>	<u>2.0</u>	<u>1.9</u>	<u>2.2</u>	
17	<u>0.2</u>	<u>1.2</u>	<u>0.7</u>	<u>1.4</u>	<u>1.8</u>	<u>2.4</u>	<u>2.0</u>	<u>2.4</u>	<u>2.3</u>	<u>2.6</u>	
18	<u>0.7</u>	<u>1.7</u>	<u>1.1</u>	<u>1.9</u>	<u>2.2</u>	<u>2.8</u>	<u>2.5</u>	<u>2.8</u>	<u>2.7</u>	<u>3.1</u>	

- 註 : 1. r=10%는 1980년대 정기예금 이자율임.  
 2. 이자소득에 대해서는 21.5%로 원천분리과세함.  
 3. 취득세 및 등록세의 부담은 법인은 실거래가액의 5%이며, 개인은 실거래가액을 밝히지 않으므로 과세시가표준액의 5%로서 실효세부담은 1%로 추정됨.  
 4. 1996년 이후에는 금융소득도 종합소득에 합산하여 과세되므로 최고 한계세율인 43% (주민세 포함)를 적용하였으며, 양도소득세는 최고세율인 53.75%(주민세 포함)를 적용하였음.

〈表 III-1〉에 의하면, 지난 1980년대 平均地價上昇率이었던 15.4%의 경우에도 보유기간이 5년이면 취득세 및 등록세의 부담이 높아 土地保有에 대해 과세하지 않았다고 하더라도 토지를 보유하고 있는 것이 손해를 보게 되나, 개인이 취득한 토지의 지가상승률이 16%(법인인 17%)를 상회하는 경우에는 5년 동안 보유하는 경우가 정기에금에 투자하는 것보다 유리한 것으로 나타났다. 지난 1980년대 平均地價上昇率인 15.4%를 상회하는 토지를 보유하는 것이 정기에금에 투자하는 것보다 유리한 반면, 지가상승률이 平均地價上昇率보다 낮은 토지는 보유과세의 세율이 아무리 낮아도 정기에금에 투자하는 것보다 불리한 것으로 나타났다. 1980년대 平均地價上昇率이 15~15.5%였기 때문에 보유기간이 10년이며 취득세 및 등록세의 實效稅率이 1%인 개인의 경우에는 土地保有에 대한 適正 稅負擔率은 0.4~0.7%이며, 취득세 및 등록세의 實效稅率이 5%인 법인<sup>6)</sup>의 경우에는 0.2~0.4%였어야 했다. 그러나 실제로 土地保有에 대한 實効稅率은 0.05%에도 훨씬 못 미쳤기 때문에 지난 1980년대에는 토지를 취득하여 10년 동안 보유하는 것이 정기에금에 투자하는 것보다 유리하였다. 1980년대 연평균 國公債 收益率은 15% 수준으로 연평균 地價上昇率과 비슷한 수준이므로 지가상승률이 20%를 하회하는 토지에 투자하는 것은 국공채에 투자하는 것보다 불리한 것으로 나타나고 있다.

1994년 稅制改編案에 따르면, 1996년부터 금융소득에 대한 과세가 현재의 분리과세에서 종합과세로 전환되면서 금융소득에 대한 최고 한계세율이 40%로 높아지고, 양도소득에 대한 최고 한계세율은 50%로 낮아지게 될 것이다. 따라서 향후 예측되는 平均地價上昇率이 13% 수준에서 유지된다고 가정할 때, 취득세 및 등록세 세율이 현행대로 유지된다면 土地保有에 대한 適正 稅負擔率은 0.1~0.5% 수준을 유지해야 하며, 취득세 및 등록세 세율이 하향조정되어 1%(또는 3%) 수준에 이르게 되면, 土地保有에 대한 適正 稅負擔率은 0.4~0.8%(0.2~0.7%) 수준에 도달해야 할 것이며, 土地保有에 대한 適正 稅負擔率이 0.4~0.5% 수준에서 결정되면 세부담의 資本化(capitalization)에 의해 4~

6) 법인은 취득하는 토지의 실거래가액에 대하여 5.6%의 취득세 및 등록세를 납부해야 한다. 법인은 금융소득(영업외이익)과 양도소득(특별이익)을 모두 사업소득에 포함시켜 32%의 법인세를 과세하고 있으며, 양도차익은 별도로 25%의 특별부가세를 과세하고 있다.

5%<sup>7)</sup>정도 지가를 하락시키는 요인으로 작용하게 될 것이다.

이와 같이 土地保有에 대한 適正 稅負擔率을 결정하기란 쉽지 않을 뿐 아니라, 향후 지가상승률을 높게 예측하여 稅負擔率을 너무 높게 결정하면 地價上昇率이 10% 이내로 안정적인 토지의 경우에는 稅後收益率이 어떠한 금융자산의 稅後收益率보다도 낮아지게 되므로 土地保有에 대한 適正 稅負擔率은 매우 신중하게 결정해야 하며, 토지보유과세의 세율을 아무리 높여도 용도 및 형질변경 등에 의해 地價가 2~3배 이상 급등하는 특정 토지에 대한 投機的 需要는 억제할 수 없을 뿐 아니라 지가차익도 완전히 환수하기란 불가능하다. 따라서 土地保有에 대한 適正 稅負擔率은 향후 예상되는 平均地價上昇率과 토지 및 금융자산에 대한 稅率構造를 고려하여 결정해야 하며, 土地保有에 대한 稅負擔을 강화하면 토지의 稅後收益率이 하락함으로써 금융자산에 대한 토지의 절대적인 우위성이 제거되고 토지에 대한 기대심리도 줄어들게 되어 平均地價上昇率도 안정적으로 유지될 것이다.

## IV. 土地保有에 대한 稅負擔 強化方案

### 1. 土地保有에 대한 實效稅負擔 分析

본 연구에서 사용한 자료<sup>8)</sup>는 1993년의 綜合土地稅 과세대상토지에서 추출한 표본이다. 종합토지세 과세대상토지를 개인과 법인별로 나누어 종합한 모집단에서 각각 표본을 추출하였다. 표본 추출방법은 높은 과표단계에 있는 납세자에 대한 분석의 정밀성을 높이기 위해 과표단계별로 서로 다른 표본수를 추출하는 層化無作為抽出方法(stratified random sample)을 사용하였다.

7) 1980년대의 토지보유에 대한 세부담률은 0.05%에도 미치지 못하였기 때문에 토지보유과세가 지가하락에 영향을 미치지 못하였으며, 1994년 토지보유에 대한 평균적인 세부담은 0.16%로서 지가하락요인은 1~1.6%에 불과하다. 적정 세부담률이 0.4~0.5% 수준으로 높아지고 향후 예상되는 시장이자율이 13%로 되면 지가하락요인은 3~4%가 될 것이다.

8) 1996년에 토지과표를 공시지가로 전환하면서 토지보유에 대한 세부담을 1993년의 2~3배 수준으로 강화하기로 한 新경제 5개년계획에 의해 內務部가 1993년에 韓國租稅研究院에 용역을 의뢰하였다.

1993년 종합토지세가 부과된 개인 8,399,472명과 법인 133,419개 중에서 과표가 낮은 계층에 대해서는 상대적으로 적은 표본수를 추출하고 과표가 높은 계층에 대해서는 상대적으로 많은 표본수를 추출하여 개인은 15,652명, 법인은 1,719개를 추출하였다. 課稅標準額은 현실화율이 낮으며 토지에 따라 편차가 심하므로 표본추출한 토지자료에 개별공시지가를 입력하여 각 개인 및 법인이 보유하고 있는 토지의 공시지가로 평가한 지가총액을 기준으로 實效稅負擔을 분석하였다.

〈表 IV-1〉 公示地價總額에 따른 階層別 分布(個人, 法人)

(單位: %)

종합+별도합산 공시지가총액	개 인		법 인		개인 + 법인	
	비 율	누적비율	비 율	누적비율	비 율	누적비율
1억원 이하	79.70	79.70	59.35	59.35	79.45	79.45
2억원 이하	12.85	92.56	11.24	70.59	12.83	92.28
3억원 이하	3.16	<u>95.72</u>	5.45	76.04	3.19	<u>95.47</u>
4억원 이하	1.34	97.05	3.96	80.00	1.37	96.84
5억원 이하	0.76	97.82	2.88	82.88	0.79	97.63
6억원 이하	0.47	98.29	1.55	84.43	0.49	98.12
7억원 이하	0.36	98.65	1.15	85.57	0.37	98.48
8억원 이하	0.21	98.85	1.54	87.11	0.22	98.71
9억원 이하	0.18	<u>99.03</u>	0.92	88.03	0.19	98.89
10억원 이하	0.12	99.15	0.54	88.57	0.13	<u>99.02</u>
20억원 이하	0.56	99.72	4.97	93.54	0.62	99.64
30억원 이하	0.14	99.85	1.78	<u>95.33</u>	0.16	99.80
40억원 이하	0.06	<u>99.92</u>	1.11	96.44	0.08	99.87
50억원 이하	0.03	99.94	0.61	97.04	0.03	<u>99.91</u>
100억원 이하	0.04	99.99	1.40	98.44	0.06	99.97
500억원 이하	0.01	100.00	1.21	<u>99.66</u>	0.03	100.00
2000억원 이하	0.00	100.00	0.28	<u>99.94</u>	0.00	100.00
2000억원 초과	-	-	0.06	100.00	0.00	100.00

註: 종합합산 또는 별도합산대상토지를 보유하고 있는 소유자는 개인이 790만명이며 법인이 10만명으로 총 800만명이고, 분리과세대상토지만을 보유하고 있는 개인은 49만명이며, 법인은 3만명임.

〈表 IV-1〉에 의하면 綜合 또는 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 개인(약 790만명)과 법인(약 10만명) 중에서 80% 계층이 1억원 이하의 토지(공시지가로 평가한 지가총액)를 보유하고 있으며, 95% 계층이 3억원 이하의 토지를 보유하고 있다. 상위 0.1%(약 7,500명 : 개인은 약 4,500명, 법인은 약 3,000명)는 50억원 이상의 토지를 보유하고 있으며, 상위 1%(약 78,200명 : 개인은 약 66,800명, 법인은 약 11,400명)는 10억원 이상의 토지를 보유하고 있는 것으로 나타났다. 보유하고 있는 토지의 공시지가총액이 높아질수록 개인 대 법인의 비율이 높아지고 있으며, 특히 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 법인의 수가 상대적으로 많아지고 있다. 200억원 이상의 토지를 보유하는 계층에서는 개인(1,136명)보다 법인(1,548명)의 수가 더 많은 것으로 나타났다.

〈表 IV-2〉는 綜合合算課稅對象土地를 보유하고 있는 개인과 법인의 地價總額別 實效稅率을 보여주고 있다. 공시지가총액이 증가함에 따라 일반적으로 實效稅率이 증가하고 있으나, 일부 구간에서는 과표현실화율이 낮기 때문에 實效稅率이 하락하는 현상이 나타나고 있다. 綜合合算課稅對象土地를 보유하고 있는 개인(약 771만명) 및 법인(약 8만명)의 81%가 1억원 이하의 토지를 소유하고 있다. 94%가 2억원 이하를 소유하고 있고, 상위 1%(약 8만명)가 6억원 이상의 토지를 소유하고 있으며, 상위 0.01%(약 8천명)는 100억원 이상의 토지를 보유하고 있는 것으로 나타나고 있다.

〈表 IV-3〉은 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 개인과 법인의 地價總額別 實效稅率을 보여주고 있다. 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 개인(약 52만명) 및 법인(약 2만 6천명)의 53%가 1억원 이하의 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있으며, 90%가 7억원 이하를 보유하고 있다. 상위 1%(약 5천명)는 40억원 이상의 별도합산 과세대상토지를 보유하고 있으며, 상위 0.1%(약 500명)는 500억원 이상의 토지를 보유하고 있다.

別途合算課稅對象土地에 대한 實效稅率이 綜合合算課稅對象土地의 實效稅率에 비하여 대단히 낮다는 것을 알 수 있다. 1995년에 과표가 공시지가의 30% 수준에서 평균화되면 土地過多保有階層의 實效稅率이 크게 올라서 400억원 이상의 綜合合算課稅對象土地를 보유하고 있는 계층은 實效稅負擔이 1%를 초과하게 되나, 別途合算課稅對象土地를 많이 보유하고 있는 계층의 實效稅率은 크게 오르지 않아 最高 實效稅率이 0.5%에 불과해 綜合合算과 別途合算課稅對象土地 간에 稅負擔의 水平의 衡平性을 저해하고 있다.

1993년 綜合合算課稅對象土地의 實效稅率은 개인이 0.05~0.54%, 법인은 0.05~0.9%에 이르나, 別途合算課稅對象土地의 실효세율은 개인이 0.06~0.16%, 법인은 0.07~0.23%에 불과해 종합합산과 別도합산을 종합한 實效稅率은 <表 IV-4>와 <表 IV-5>

<表 IV-2> 綜合合算課稅對象土地의 保有現況 및 實效稅率

(單位: %)

과 표 단 계	개 인		법 인		개 인 누 적 비 율	법 인 누 적 비 율	합 계 누 적 비 율
	1993년 실효세율	1995년 실효세율	1993년 실효세율	1995년 실효세율			
1억원 이하	0.046	0.061	0.048	0.061	81.26	66.53	81.11
2억원 이하	0.046	0.076	0.050	0.076	94.18	78.04	94.02
3억원 이하	0.054	0.100	0.057	0.101	96.95	83.54	96.81
4억원 이하	0.065	0.118	0.072	0.117	98.11	86.47	97.99
5억원 이하	0.073	0.138	0.082	0.137	98.70	89.03	98.60
6억원 이하	0.083	0.151	0.080	0.152	99.03	90.44	98.94
7억원 이하	0.091	0.160	0.094	0.161	99.27	91.46	99.19
8억원 이하	0.095	0.167	0.114	0.167	99.41	92.96	99.35
9억원 이하	0.098	0.172	0.101	0.172	99.53	93.37	99.47
10억원 이하	0.105	0.176	0.091	0.177	99.60	93.79	99.55
20억원 이하	0.116	0.209	0.108	0.216	99.89	97.07	99.86
30억원 이하	0.148	0.291	0.140	0.298	99.94	98.14	99.93
40억원 이하	0.179	0.350	0.169	0.346	99.97	98.62	99.95
50억원 이하	0.207	0.403	0.237	0.407	99.98	98.91	99.97
60억원 이하	0.213	0.442	0.261	0.441	100	99.08	99.98
70억원 이하	0.256	0.461	0.286	0.462	100	99.23	99.98
80억원 이하	0.356	0.485	0.245	0.483	100	99.34	99.99
90억원 이하	0.298	0.497	0.260	0.497	100	99.40	99.99
100억원 이하	0.219	0.506	0.254	0.507	100	99.51	99.99
200억원 이하	0.298	0.614	0.381	0.623	100	99.75	100
300억원 이하	0.442	0.917	0.496	0.887	100	99.83	100
400억원 이하	0.553	1.023	0.707	1.106	100	99.87	100
500억원 이하	0.481	1.189	0.688	1.184	100	99.91	100
600억원 이하	0.859	1.249	0.786	1.235	100	100	100
700억원 이하	0.338	1.284	0.651	1.278	100	100	100
800억원 이하	0.310	1.315	0.872	1.321	100	100	100
2000억원 이하	0.539	1.386	0.836	1.395	100	100	100
2000억원 초과	-	-	0.904	1.451	100	100	100

註: 종합합산과세대상토지를 보유하고 있는 개인은 771만명이며, 법인은 8만명임.

에서 보는 바와 같이 개인은 0.05~0.34%, 법인은 0.05~0.38%에 불과하다. 1995년에 과표가 공시지가의 30% 수준에서 평균화가 이루어지면 종합합산과 별도합산을 종합한

〈表 IV-3〉 別途合算課稅對象土地의 保有現況 및 實效稅率

(單位: %)

과 표 단 계	개 인		법 인		개 인 누 적 비 율	법 인 누 적 비 율	합 계 누 적 비 율
	1993년 실효세율	1995년 실효세율	1993년 실효세율	1995년 실효세율			
1억원 이하	0.064	0.090	0.067	0.090	54.04	31.71	52.99
2억원 이하	0.067	0.090	0.065	0.090	68.46	44.00	67.31
3억원 이하	0.063	0.090	0.067	0.090	78.07	49.69	76.72
4억원 이하	0.063	0.092	0.062	0.091	83.42	57.84	82.21
5억원 이하	0.064	0.097	0.061	0.099	86.80	61.75	85.62
6억원 이하	0.067	0.102	0.075	0.102	89.56	64.23	88.36
7억원 이하	0.070	0.104	0.062	0.104	91.47	66.37	90.28
8억원 이하	0.068	0.107	0.088	0.107	92.93	68.63	91.78
9억원 이하	0.076	0.108	0.045	0.108	93.71	70.72	92.63
10억원 이하	0.071	0.109	0.089	0.109	94.55	71.94	93.47
20억원 이하	0.074	0.113	0.077	0.113	98.17	82.12	97.41
30억원 이하	0.080	0.125	0.081	0.125	99.08	86.56	98.49
40억원 이하	0.084	0.133	0.090	0.134	99.47	89.66	99.01
50억원 이하	0.087	0.144	0.102	0.144	99.63	91.17	99.23
60억원 이하	0.088	0.151	0.093	0.151	99.73	92.39	99.39
70억원 이하	0.092	0.155	0.096	0.155	99.79	93.40	99.50
80억원 이하	0.094	0.159	0.104	0.159	99.84	93.85	99.57
90억원 이하	0.113	0.161	0.100	0.161	99.87	94.42	99.62
100억원 이하	0.101	0.163	0.107	0.163	99.89	94.99	99.66
200억원 이하	0.099	0.178	0.118	0.185	99.99	97.40	99.86
300억원 이하	0.126	0.225	0.142	0.226	100	98.20	99.91
400억원 이하	0.134	0.256	0.175	0.250	100	98.79	99.94
500억원 이하	0.127	0.279	0.166	0.275	100	99.06	99.95
600억원 이하	0.128	0.292	0.134	0.291	100	99.06	99.99
700억원 이하	0.185	0.300	0.191	0.302	100	100	100
800억원 이하	0.154	0.318	0.210	0.310	100	100	100
2000억원 이하	-	-	0.199	0.355	100	100	100
2000억원 초과	-	-	0.226	0.5	100	100	100

註: 별도합산과세대상토지를 보유하고 있는 개인은 52만명이며, 법인은 2만 6천명임.

實效稅率은 개인이 0.06~0.79%, 법인은 0.07~0.68%에 달하게 되나, 95% 階層(3억 원 이하 보유)의 종합토지세의 實效稅率은 0.1%(총세부담은 0.16%)에도 미치지 못하며, 공시지가로 10억원에 상당하는 토지를 보유하고 있는 상위 1% 階層의 實效稅率도 0.14%(총세부담은 0.21%)에 불과하며, 50억원에 상당하는 토지를 보유하고 있는 상위 0.01% 階層의 實效稅率도 0.22%(총세부담은 0.32%)에 불과하다.

〈表 IV-4〉 公示地價總額에 따른 綜合土地稅 實效稅率의 變化(個人)  
(單位: %)

종합+별도 공시지가총액	1993년 현실화율	1993 실효세율			1995 실효세율		
		종합+별도	종토세	총세부담	종합+별도	종토세	총세부담
1억원 이하	22.96	0.046	0.045	0.086	0.061	0.061	0.122
2억원 이하	20.47	0.047	0.046	0.091	0.076	0.076	0.144
3억원 이하	20.13	0.055	0.053	0.097	0.097	0.095	0.163
4억원 이하	20.18	0.063	0.062	0.106	0.109	0.106	0.174
5억원 이하	20.33	0.069	0.068	0.114	0.121	0.118	0.189
6억원 이하	20.43	0.074	0.074	0.121	0.128	0.124	0.197
7억원 이하	20.48	0.078	0.077	0.125	0.130	0.126	0.200
8억원 이하	20.17	0.080	0.079	0.129	0.137	0.133	0.210
9억원 이하	19.90	0.083	0.083	0.133	0.143	0.140	0.218
10억원 이하	20.70	0.088	0.085	0.134	0.142	0.135	0.211
20억원 이하	20.13	0.090	0.091	0.143	0.151	0.146	0.226
30억원 이하	19.98	0.103	0.102	0.156	0.185	0.177	0.263
40억원 이하	20.21	0.113	0.117	0.174	0.199	0.188	0.277
50억원 이하	20.10	0.130	0.128	0.187	0.234	0.223	0.318
60억원 이하	19.47	0.127	0.128	0.187	0.241	0.230	0.327
70억원 이하	17.11	0.132	0.133	0.187	0.311	0.301	0.403
80억원 이하	19.45	0.134	0.151	0.215	0.247	0.234	0.331
90억원 이하	20.36	0.150	0.152	0.217	0.250	0.241	0.342
100억원 이하	18.40	0.145	0.147	0.204	0.302	0.292	0.392
200억원 이하	20.56	0.120	0.120	0.276	0.321	0.306	0.422
300억원 이하	19.18	0.217	0.216	0.292	0.425	0.394	0.523
400억원 이하	17.85	0.243	0.238	0.315	0.522	0.497	0.641
500억원 이하	21.65	0.344	0.327	0.429	0.533	0.492	0.646
500억원 초과	16.54	0.337	0.328	0.419	0.794	0.764	0.955

註: 종합 및 별도합산토지를 보유하고 있는 개인 790만명의 80%, 95%, 99%, 99.9%를 구분하였음.

〈表 IV-5〉 公示地價總額에 따른 綜合土地稅 實效稅率의 變化(法人)

(單位: %)

종합+별도 공시지가총액	1993년 현실화율	1993 실효세율			1995 실효세율		
		종합+별도	종토세	총세부담	종합+별도	종토세	총세부담
1억원 이하	23.71	0.050	0.053	0.086	0.065	0.064	0.110
2억원 이하	20.86	0.530	0.059	0.102	0.080	0.079	0.142
3억원 이하	20.00	0.055	0.055	0.098	0.098	0.096	0.164
4억원 이하	20.60	0.065	0.064	0.109	0.103	0.102	0.171
5억원 이하	20.64	0.075	0.080	0.117	0.125	0.122	0.178
6억원 이하	21.61	0.081	0.078	0.133	0.134	0.128	0.212
7억원 이하	20.03	0.079	0.068	0.134	0.136	0.133	0.205
8억원 이하	22.78	0.101	0.114	0.175	0.143	0.138	0.223
9억원 이하	22.15	0.086	0.086	0.141	0.127	0.123	0.205
10억원 이하	21.10	0.087	0.083	0.132	0.141	0.134	0.210
20억원 이하	19.11	0.088	0.085	0.138	0.162	0.156	0.237
30억원 이하	20.12	0.104	0.099	0.156	0.188	0.182	0.275
40억원 이하	20.42	0.104	0.101	0.157	0.182	0.169	0.257
50억원 이하	21.39	0.133	0.133	0.199	0.228	0.214	0.317
60억원 이하	20.40	0.139	0.138	0.203	0.225	0.207	0.303
70억원 이하	20.86	0.138	0.132	0.197	0.232	0.219	0.321
80억원 이하	18.72	0.136	0.132	0.191	0.266	0.255	0.355
90억원 이하	20.24	0.152	0.128	0.190	0.262	0.219	0.318
100억원 이하	19.96	0.132	0.144	0.211	0.231	0.199	0.296
200억원 이하	20.88	0.148	0.135	0.201	0.240	0.211	0.310
300억원 이하	21.80	0.191	0.165	0.240	0.321	0.262	0.378
400억원 이하	22.34	0.208	0.184	0.262	0.304	0.263	0.378
500억원 이하	21.24	0.254	0.224	0.308	0.392	0.332	0.457
600억원 이하	18.63	0.226	0.186	0.258	0.405	0.325	0.441
700억원 이하	20.63	0.300	0.275	0.366	0.539	0.433	0.574
800억원 이하	21.39	0.273	0.220	0.305	0.439	0.309	0.432
900억원 이하	21.30	0.273	0.207	0.288	0.466	0.330	0.456
1000억원 이하	21.49	0.368	0.253	0.344	0.616	0.432	0.580
2000억원 이하	19.73	0.303	0.233	0.317	0.515	0.390	0.524
2000억원 초과	17.49	0.382	0.294	0.387	0.683	0.529	0.687

註: 종합 및 별도합산토지를 보유하고 있는 법인 10만명의 80%, 95%, 99%, 99.9%를 구분하였음.

公示地價總額이 높아짐에 따라서 課標現實化率이 낮아지는 경향이 있으며, 지가총액 단계별로 綜合合算課稅對象土地와 別途合算課稅對象土地의 보유비율이 다르기 때문에 지가총액 단계별로 實效稅率이 낮아지는 경우가 발생하고 있다. 종합토지세는 分離課稅對象土地를 포함하고 있기 때문에 종합토지세 實效稅率이 종합 및 별도합산을 종합한 實效稅率보다 낮은 경우도 있고 높은 경우도 나타나고 있다. 1995년에 토지과표가 공시지가의 30% 수준으로 평준화되면 과표현실화율이 낮은 지가총액 단계의 實效稅率이 크게 오르게 된다.

## 2. 土地保有에 대한 稅負擔 強化方案

1993년 종합토지세는 8,858억원으로서 과세대상토지의 공시지가총액 1,068조원에 대한 平均實效稅率이 0.08%(도시계획세 및 교육세를 포함하면 0.13%)이고 1994년에는 토지과표가 공시지가의 25% 수준에서 평준화되면서 종합토지세는 1조 892억원으로 實效稅率은 0.1%에 이르며, 도시계획세(3,592억원) 및 교육세(2,178억원)를 포함한 土地保有에 대한 稅負擔額은 1조 6,662억원으로 平均實效稅率은 공시지가총액의 0.16%가 되었다. 토지과표가 공시지가의 30% 수준으로 평준화되는 1995년에는 종합토지세는 약 1조 5천억원으로서 實效稅率은 0.14%(도시계획세와 교육세 포함하면 0.22%)로 높아지게 될 것이다.

新경제 5개년 계획에 의하면 1996년에 土地課標를 公示地價로 전환하면서 과세구간을 넓히고 누진세율은 낮추면서 종합토지세의 세부담을 1993년 수준의 2~3배 수준(실효 세부담은 0.3~0.4%)으로 강화하기로 되어 있다. 따라서 <表 IV-6>에서는 土地保有에 대한 총세부담을 1993년 수준의 2~3배 수준으로 강화하기 위한 종합토지세의 세율체계 조정안들을 제시하고 있다. 3가지 대안에 따른 土地保有에 대한 稅負擔額은 1993년 총세부담액의 2.4~3.1배로 늘어나 3조 3천억원~4조 2천억원이 된다.

대부분의 국가에서는 재산세를 재산소유자가 정부로부터 받는 혜택에 대한 代價라는 應益課稅의 原則에 의해 비례과세하고 있다. 현행 종합토지세는 토지과다보유 억제 및 수직적 형평성 제고를 위해 應能課稅의 原則에 의해 종합합산 및 별도합산과세대상토지는 누진과세하고 생산활동에 사용되는 분리과세대상토지는 應益課稅의 原則에 의해 비례

과세하고 있다. 그러나 종합합산과 별도합산의 구분은 세부담의 수평적 형평성을 저해하고 있기 때문에 別途合算課稅對象土地를 綜合合算課稅對象土地에 통합(2案과 3案)하거나, 또는 영업용건축물도 생산적 목적에 사용되고 있기 때문에 分離課稅對象土地로 구분하여 應益課稅(4案)해야 할 것이다. 또한, 유휴토지의 성격이 강한 綜合合算課稅對象土地를 應能課稅한다고 해도 토지는 所得稼得能力을 나타내며 매년 토지로부터 실현되는 소득에는 한계가 있으므로 현행 누진도(0.2~5%)는 완화되어야 할 것이다.

〈表 IV-6〉 綜合土地稅 課稅額의 推移

(單位：億원)

	1993	1995	제 1안	제 2안	제 3안
종합합산	4,981	8,761(75.9%)	10,996(220.8%)	22,407(301.5%)	26,075(350.8%)
개인	3,379	6,555	8,373	11,890	14,704
법인	1,602	2,206	2,623	10,517	11,371
별도합산	2,451	4,540(85.2%)	7,692(313.8%)	—	—
개인	1,105	1,635	2,395	—	—
법인	1,346	2,905	5,297	—	—
분리과세	1,427	1,547( 8.4%)	1,898(133.0%)	1,898	1,898
개인	631	664	937	937	937
법인	796	883	961	961	961
종합토지세	8,858	14,848(67.6%)	20,585(232.4%)	24,311(274.5%)	27,973(315.8%)
개인	5,115	8,752	11,705	12,830	15,641
법인	3,743	6,056	8,880	11,481	12,332
총세부담액	13,579	22,775(67.6%)	32,920(242.4%)	37,391(275.4%)	41,785(307.7%)
개인	8,376	14,360	20,325	21,675	25,048
법인	5,204	8,415	12,595	15,716	16,737
실효세율	0.13%	0.22%	0.32%	0.36%	0.40%
개인	0.10%	0.17%	0.25%	0.26%	0.30%
법인	0.26%	0.26%	0.62%	0.77%	0.83%

註：1993년 개인이 보유하고 있는 과세대상토지의 지가총액은 826.1조원이며, 법인의 과세대상토지에 대한 지가총액은 203.9조원으로 추정되고 있으며, 공시지가 총액은 변하지 않는다는 가정하에서 세부담액과 실효세율을 계산하였음.

第1案은 토지과표를 공시지가로 전환하되 현행 종합토지세의 종합합산과 별도합산의 구분은 존속시키면서 세율만 하향조정함으로써 세부담을 1993년 수준의 2배 수준으로 강화한 案이다. 1995년 세부담과 비교하여 綜合合算課稅對象土地를 보유하고 있는 계층의 세부담은 보유하고 있는 토지의 공시지가총액에 따라 10~50% 정도 증가하고, 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 계층의 세부담은 10~100% 증가하게 되며, 土地保有에 대한 총세부담은 공시지가총액의 0.3%에 이르게 된다.

綜合合算과 別途合算課稅對象土地의 세율체계 개선안은 <表 IV-7>과 같다. 綜合合算課稅對象土地는 8단계로 0.08~1.5%의 누진구조를 갖고 있어서 세부담이 25.5% 증가하며, 別途合算課稅對象土地는 6단계로 0.1~1.0%의 누진구조를 갖고 있어서 세부담이

<表 IV-7> 綜合土地稅의 稅率體系 改善案(1)

(單位: %, 萬원)

과세구간 (공시지가총액)	종합합산			별도합산		
	한계세율	세액	평균세율	한계세율	세액	평균세율
5천만원 이하	0.08	4	0.08	0.1	5	0.1
2억원 이하	0.1	19	0.095	0.1	20	0.1
3억원 이하	0.2	39	0.13	0.1	30	0.1
5억원 이하	0.2	79	0.158	0.2	70	0.14
10억원 이하	0.3	229	0.229	0.2	170	0.17
20억원 이하	0.5	729	0.365	0.2	370	0.185
30억원 이하	0.7	1,429	0.476	0.2	570	0.19
50억원 이하	0.7	2,829	0.566	0.3	1,170	0.234
100억원 이하	1.0	7,829	0.783	0.3	2,670	0.267
200억원 이하	1.0	17,829	0.892	0.5	8,150	0.408
300억원 이하	1.5	32,829	1.094	0.5	12,670	0.422
1000억원 이하	1.5	137,829	1.378	0.8	68,670	0.687
2000억원	1.5	287,829	1.439	1.0	168,670	0.843

註: 세액 및 평균세율은 과세구간 상한액에 대한 세액 및 평균세율임.

69.4% 증가하는 소극적인 대안이나, 別途合算課稅對象土地를 주로 보유하고 있는 상위 1% 계층, 특히 法人의 세부담은 크게 늘어날 것으로 판단된다. 1995년에 1억원 이하의 토지를 보유하고 있는 납세자의 實效稅率이 0.06%에 불과하므로 최저세율을 0.1%로 개정하면 종합토지세액이 6만원에서 10만원으로 늘어나 세부담액은 여전히 낮지만 증가율이 높아져 조세저항을 유발할 수 있다는 우려 때문에 綜合合算課稅對象土地의 최저세율을 0.08%로 하였다. 綜合合算課稅對象土地를 100억원을 초과하여 보유하고 있는 계층에 대해 최고세율을 1.5%로 해도 도시계획세 및 교육세를 포함하면 1.9%에 달하기 때문에 충분히 높다고 판단된다. 綜合合算課稅對象土地를 10~200억원 정도 보유하고 있는 계층의 세부담이 1995년에 비하여 35~50% 정도 늘어나게 된다. 別途合算課稅對象土地에 대한 최저세율은 0.3%에서 0.1%로 낮추고 최고세율도 2.0%에서 1.0%로 낮추면서 1995년 별도합산세액에서 70% 정도 늘어나도록 세율체계를 조정하였기 때문에 5~500억원의 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 계층의 세부담액은 1995년 세부담액에 비해 40~100% 늘어나게 된다.

〈表 IV-6〉에 의하면, 1996년의 綜合土地稅는 약 2조 1천억원으로 1993년의 종합토지세 8,858억원의 2.3배(종합합산과세 대상토지는 2.2배, 별도합산과세 대상토지는 3.1배)가 되며, 總稅負擔額은 3조 3천억원으로 1993년 세부담액 1조 3,579억원의 2.4배가 된다. 그러나 1995년과 비교하면 종합토지세는 39%(종합합산은 26% 증가, 별도합산은 69% 증가), 총세부담액은 45%가 늘어나게 된다. 종합토지세가 39%밖에 늘어나지 않는 것은 분리과세대상토지의 토지과표가 3.3배 늘어나는 반면 세율은 3배로 낮추었기 때문이다.

〈表 IV-10〉에 의하면, 公示地價總額이 50억원 이상인 상위 0.1% 계층의 종합합산과 별도합산을 종합한 實效稅率은 0.33~0.93%(총세부담은 0.46~1.15%)에 이르며, 공시지가총액이 10억~50억원인 상위 0.1~1% 계층의 實效稅率은 0.2~0.3%(총세부담은 0.3~0.4%)이며, 공시지가총액이 3억원 이하인 95% 계층은 實效稅率이 0.08~0.11%(총세부담은 0.17~0.2%)에 불과하여 토지과다보유계층뿐만 아니라 중산층의 세부담도 미약하다. 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 계층의 세부담은 크게 늘어나게 되나, 상위계층의 세부담이 크게 늘어나지 않기 때문에 토지과다보유를 억제하기에는 미약할 것으로 판단되며, 종합합산과 별도합산을 통합하지 않았기 때문에 세부담의 水平的·垂直的 不衡平을 개선할 수가 없다.

第2案은 綜合合算과 別途合算의 구분을 철폐하여 單一稅率體系로 통합하여 토지용도에 따른 세부담의 水平的 不公平性を 개선하면서 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 계층의 세부담을 강화하였다. 각 과세구간의 한계세율은 제1안보다 낮지만 과세표준액이 종합합산과 별도합산이 더해지기 때문에 종합합산과 별도합산을 종합한 實效稅率은 <表 IV-10>에서 보듯이 훨씬 높아지게 된다. 누진구조도 6단계로 단순화하고 세율은 <表 IV-8>에서 보듯이 0.1~1.5%로 하였다.

第2案은 租稅抵抗을 완화하기 위하여 2억원 이하를 보유하고 있는 계층에 대한 限界稅率을 0.1%로 하였으며, 제1안에 비하여 20억원 이상을 보유하고 있는 토지과다보유 계층(상위 1% 계층), 특히 別途合算課稅對象土地를 주로 보유하고 있는 계층의 세부담이 크게 늘어나게 된다. 2억원 이하의 토지를 보유하고 있는 계층의 實效稅率은 0.1%로서 1억원의 토지를 보유하고 있는 계층은 10만원(도시계획세 및 교육세를 포함하면 22만원)의 세금을 부담하게 된다. 公示地價總額이 50억원 이상인 상위 0.1% 계층의 實效稅率은 0.38~0.92%(총세부담은 0.51~1.14%)에 이르며, 공시지가총액이 10억~50억원인 상위 0.1~1% 계층의 實效稅率은 0.18~0.35%(총세부담은 0.28~0.48%)로서 제1안에 비하여 상위 1% 계층의 세부담이 크게 늘어나게 된다.

<表 IV-6>에 의하면, 종합합산과 별도합산을 종합한 세부담액은 1995년 세부담액 1조 3천억원에서 68.5%가 증가한 2조 2천억원으로 1993년 세부담액의 3배가 되며, 종합토지세는 1995년 1조 5천억원에서 64%가 증가한 2조 4천억원으로 1993년 종합토지세 8,858억원의 2.7배가 되며, 總稅負擔額은 1995년 총세부담액 2조 3천억원에서 59% 증가한 3조 7천억원으로 1993년 총세부담액의 2.8배가 된다.

<表 IV-8> 綜合土地稅의 稅率體系 改善案(2)

(單位：%, 萬원)

과세구간(공시지가)	한계세율	세액	평균세율
X ≤ 2억원	0.1	20	0.1
2억원 < X ≤ 10억원	0.2	180	0.1 ~ 0.18
10억원 < X ≤ 20억원	0.3	480	0.18 ~ 0.24
20억원 < X ≤ 100억원	0.5	4,480	0.24 ~ 0.448
100억원 < X ≤ 1000억원	1.0	94,480	0.448 ~ 0.945
1000억원 < X	1.5	—	0.945 ~ 1.5

註：세액은 과세구간 상한액에 대해서 계산한 것임.

第1案과 第2案은 조세저항을 완화하기 위하여 1995년 세부담액을 고려하여 稅率體系를 조정하였으나, 상위 5% 계층(3억원 이상 보유)의 세부담을 좀더 강화하기 위해서 第3案의 세율체계(〈表 IV-9〉)를 제안하였다. 第3案도 과세구간을 6단계로 단순화하여 0.1~1.5%의 누진구조를 갖고 있으며, 최저세율 0.1%가 적용되는 과세구간을 1억원 이하로 한정하였으며, 10억원 이상의 토지를 보유하고 있는 상위 1% 계층의 한계세율은 0.5%가 적용되도록 세율체계를 조정하였다. 0.1%의 최저세율은 건물분 재산세율 및 자동차세율, 그리고 일본·대만 등의 재산세율에 비하면 너무 낮기 때문에 세부담을 전반적으로 강화하기에는 미약하나 조세저항을 피하면서 세부담을 강화하기 위한 대안이며, 장기적으로는 최저세율이 0.2~0.3% 수준은 되어야 할 것이다.

第3案에 의하면 綜合合算 및 別途合算 稅額은 2조 6천억원으로 1995년 세액에 비하여 96%가 증가하게 된다. 따라서 1996년에 과표를 공시지가의 80%로 一元化하면 종합합산 및 별도합산 세액은 2조원으로 1995년에 비해 48%만 증가하게 되고, 1997년에 공시지가로 전환하면 2조 6천억원으로 32% 증가하게 되어 세부담의 급격한 증가를 피할 수 있을 것이다.

〈表 IV-9〉 綜合土地稅의 稅率體系 改善案(3)

(單位: %, 萬원)

과세구간(공시지가)	한계세율	세 액	평균세율
$X \leq 1$ 억원	0.1	10	0.1
1억원 $< X \leq 2$ 억원	0.2	30	0.1 ~ 0.15
2억원 $< X \leq 10$ 억원	0.3	270	0.15 ~ 0.27
10억원 $< X \leq 50$ 억원	0.5	2,270	0.27 ~ 0.454
50억원 $< X \leq 1000$ 억원	1.0	97,270	0.454 ~ 0.973
1000억원 $< X$	1.5	-	0.973 ~ 1.5

註: 세액은 과세구간 상한액에 대해서 계산한 것임.

分離課稅對象土地는 정책적 목적에 의해 저율 또는 고율과세하고 있기 때문에 土地課標가 公示地價로 전환되면서 分離課稅對象土地의 稅率을 다음과 같이 단순하게 하향조정하였다. 현재 0.1%로 과세되는 자경농지, 분리과세대상임야, 기준면적내의 목장용지는 0.03%로 하향조정되어야 하나 이는 너무 낮기 때문에 0.05%로 과세해야 하며, 0.3%

로 과세되는 기준면적내의 工場用地, 土開公 및 住公의 분양·공급·임대용 토지 및 발전용 토지, 광구내 토지 등은 0.1%로 과세하고, 5%로 고율과세되는 分離課稅對象土地(골프장, 별장용토지, 고급오락장토지, 기준면적초과 주거용토지)는 최고세율인 1.5%로 하향조정하거나 종합합산과세대상에 포함시켜 과세해야 한다.

非課稅 및 減免對象土地에 대해서도 비과세 또는 면제 대신에 최저세율인 0.05~0.1%로 분리과세해야 하며, 감면규정도 대폭 축소시켜 감면대상을 줄여나가야 한다. 都市計畵稅는 0.2%에서 0.06%로 하향조정되어야 하나, 대도시로의 인구유입 억제차원에서 도시에 따라서 0.1~0.2%로 조정하는 것이 바람직하다. 이 분석에서는 0.1%로 가정하여 분석하였다.

세 가지 대안에 따른 實效稅率의 비교는 <表 IV-10>과 [圖 IV-1]에서 볼 수 있다. 세 가지 대안이 95% 계층(3억원 이하)에서는 세부담의 차이가 거의 없으며, 95~99% 계층(3억원~10억원)의 세부담은 약간 차이가 나며, 상위 1% 계층(10억원 이상)에서는 세부담의 차이가 크게 나타나고 있다. 第1案은 종합합산과 별도합산을 구분함으로써 稅負擔의 水平的·垂直的 衡平性이 저해되고 있기 때문에 종합합산과 별도합산을 통합하는 것이 바람직하며, 第2案도 95~99% 계층의 세부담이 비교적 낮기 때문에 第3案으로 세율체계가 조정되어야 상위 5% 계층(3억원 이상), 특히 別途合算課稅對象土地를 주로 보유하고 있는 계층의 세부담이 新경제 5개년 계획에서 제시한 5배 정도로 늘어나게 된다.

土地保有에 대한 適正 稅負擔率 分析에 의하면, 취득세 및 등록세의 세율이 하향조정되면서 土地保有에 대한 稅負擔은 공시지가총액의 0.4~0.5% 수준으로 강화되어야 할 것이다. 그러나 新경제 5개년 계획에 의하여 1996년에 토지과표를 공시지가로 전환하게 되면 많은 조세저항으로 인해 세부담을 충분히 강화할 수 없게 되므로 第1案이 채택될 가능성이 높다. 따라서 조세저항을 완화하면서 세부담을 충분히 강화하기 위해서는 段階的 課稅現實化를 추진하는 것이 바람직하다. 그러나 단계적 과표현실화를 추진함에 있어서 현행 과세체계를 그대로 유지하면서 1996년에 토지과표를 공시지가의 35%로 일원화하고 계속해서 40%, 45%, 50%로 상향조정하는 것은, 현행 과세체계 및 세율구조가 내포하고 있는 문제점들을 개선하지 않고 세부담만 늘어나게 되므로 세부담의 수평적 공평성·세부담의 급격한 증가 등의 문제점들을 해결할 수 없게 된다.

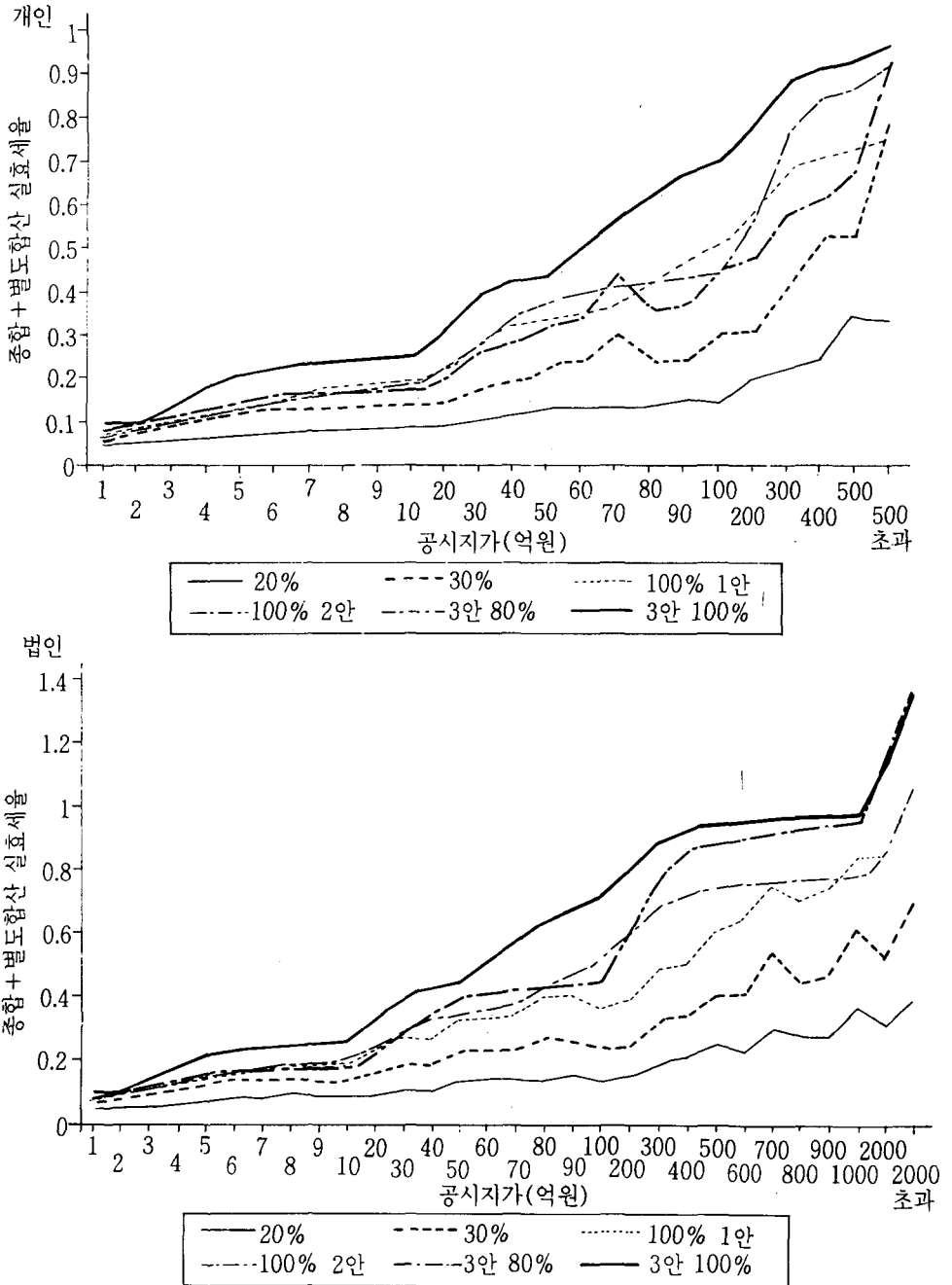
<表 IV-10> 稅率體系 調整案에 따른 實效稅率 比較(個人)

(單位 : %)

1996	제 1안 실효세율			제 2안 실효세율			제 3안 실효세율		
	총+별	종토세	세부담	총+별	종토세	세부담	총+별	종토세	세부담
1억원 이하	0.082	0.082	0.174	0.100	0.097	0.192	0.100	0.097	0.192
2억원 이하	0.093	0.092	0.187	0.100	0.098	0.194	0.100	0.098	0.194
3억원 이하	0.108	0.107	0.205	0.116	0.113	0.211	0.133	0.128	0.230
4억원 이하	0.129	0.126	0.227	0.142	0.136	0.239	0.184	0.175	0.286
5억원 이하	0.139	0.136	0.239	0.155	0.149	0.255	0.210	0.201	0.317
6억원 이하	0.151	0.147	0.253	0.163	0.157	0.264	0.226	0.217	0.336
7억원 이하	0.161	0.157	0.264	0.169	0.162	0.270	0.238	0.226	0.348
8억원 이하	0.174	0.170	0.280	0.173	0.168	0.277	0.246	0.238	0.361
9억원 이하	0.183	0.180	0.292	0.176	0.171	0.282	0.253	0.245	0.370
10억원 이하	0.186	0.177	0.289	0.179	0.169	0.278	0.258	0.241	0.366
20억원 이하	0.213	0.206	0.323	0.209	0.201	0.317	0.318	0.304	0.441
30억원 이하	0.266	0.255	0.382	0.281	0.268	0.397	0.399	0.378	0.530
40억원 이하	0.289	0.273	0.404	0.349	0.330	0.472	0.430	0.406	0.563
50억원 이하	0.325	0.319	0.459	0.383	0.364	0.512	0.446	0.423	0.584
60억원 이하	0.346	0.331	0.474	0.405	0.388	0.541	0.499	0.477	0.648
70억원 이하	0.444	0.430	0.592	0.419	0.402	0.558	0.571	0.547	0.733
80억원 이하	0.368	0.349	0.494	0.430	0.406	0.563	0.629	0.592	0.786
90억원 이하	0.374	0.361	0.509	0.438	0.423	0.584	0.675	0.650	0.856
100억원 이하	0.457	0.441	0.606	0.445	0.427	0.588	0.710	0.679	0.891
200억원 이하	0.481	0.459	0.627	0.576	0.548	0.734	0.789	0.751	0.977
300억원 이하	0.579	0.539	0.723	0.769	0.718	0.937	0.886	0.826	1.067
400억원 이하	0.615	0.585	0.778	0.853	0.812	1.050	0.921	0.875	1.126
500억원 이하	0.682	0.629	0.830	0.874	0.795	1.030	0.937	0.853	1.099
500억원 초과	0.926	0.891	1.145	0.924	0.886	1.139	0.968	0.928	1.190

- 註 : 1. 공시지가총액은 1996년 공시지가가 1993년 공시지가와 같다는 전제하에서 각 개인이 보유하고 있는 종합합산 및 별도합산과세대상토지의 공시지가총액을 합한 값을 단계별로 구분하였음.
2. 종합+별도 실효세율은 단계별로 각 개인이 보유하고 있는 종합합산 및 별도 합산과세대상토지의 공시지가총액에 대한 종합합산 및 별도합산 세액의 실효세율들의 평균값임.
3. 종토세 실효세율은 분리과세대상토지를 포함한 공시지가총액에 대한 종합토지세액의 실효세율이므로 종합+별도 실효세율보다 낮으며, 총세부담은 도시계획세 및 교육세를 포함한 총세부담액의 실효세율임.
4. 법인의 종합합산 및 별도합산을 종합한 실효세율은 개인과 유사하나, 법인은 분리과세대상토지를 많이 보유하고 있기 때문에 종합토지세 및 총세부담의 실효세율이 개인보다 낮은 편임.

[圖 IV-1] 綜合+別途合算의 實效稅率 比較



第4案은 土地課稅의 단계적 현실화와 別途合算課稅對象土地의 분리과세를 통해 세부담을 1998년까지 단계적으로 강화해 나감으로써 조세저항을 완화하면서 세부담을 강화할 수 있을 것으로 판단된다. 1996년에 토지과표를 공시지가의 50%로 일원화하면서 綜合合算課稅對象土地의 세율체계를 <表 IV-11>처럼 하향조정하고, 1997년에 공시지가의 60%, 1998년에 70%, 1999년에는 80%로 토지과표를 상향조정하면서 세부담을 강화해 나간다.

第1案에 의하면 土地用途에 따라 세부담이 크게 달라지므로 수평적 공정성에 위배되고, 第2案과 第3案에 의하면 영업용건축물부속토지의 세부담이 크게 증가하여 사업의 성격상 전국에 걸쳐 영업용건축물을 보유하고 있는 법인의 세부담이 크게 늘어나게 된다. 營業用建築物附屬土地도 공장용지처럼 생산적 용도로 사용되고 있으며, 사업의 성격상 전국에 걸쳐 영업용건축물이 필요한 경우도 많으므로 영업용건축물부속토지는 應能課稅原則에 의한 累進課稅보다 應益課稅原則에 의한 比例課稅가 합리적이다. 따라서 영업용건축물부속토지 등의 別途合算課稅對象土地를 분리과세대상으로 전환하여 0.5%의 단일세율로 과세하게 되면 實效稅率은 1996년에 0.25%, 1997년 이후에는 0.3%, 0.35%, 0.4%로 높아질 것이다.

<表 IV-11> 綜合土地稅의 稅率體系 改善案(4)

(單位: %, 萬원)

과세구간(공시지가)	한 계 세 율	세 액	평균 세 율
X ≤ 1억원	0.2	20	0.2
1억원 < X ≤ 2억원	0.4	60	0.2 ~ 0.3
2억원 < X ≤ 5억원	0.6	240	0.3 ~ 0.48
5억원 < X ≤ 20억원	1.0	1,740	0.48 ~ 0.87
20억원 < X ≤ 50억원	1.5	6,240	0.87 ~ 1.25
50억원 < X ≤ 100억원	2.0	16,240	1.25 ~ 1.624
100억원 < X	3.0	-	1.624 ~ 3.0

註: 세액은 과세구간 상한액에 대해서 계산한 것임.

<表 IV-12>는 <表 IV-11>의 세율체계에 따른 綜合合算課稅對象土地의 세부담액 추이를 보여주고 있다. 1995년에 토지과표가 공시지가의 30% 수준에서 평균화되면 綜合合算課稅對象土地의 實效稅率은 0.06~1.43%가 될 것이며, 1996년에는 0.1~1.43%, 1997년에는 0.12~1.73%, 1998년에는 0.14~2.03%로 상승하게 될 것이다. <表 IV-3>에 의하면, 영업용건축물부속토지에 대한 세부담은 1995년에 0.09~0.32% 수준으로 낮으

며, 특히 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 55만명의 94%에 달하는 계층의 세 부담은 임대소득에 비하여 매우 낮기 때문에 세 부담 증가로 인한 임대료 전가에 미치는 영향은 매우 미약할 것이다. 그러나 10~200억원의 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 계층(약 35,000명)의 세 부담이 늘어나 임대료에 전가될 우려도 있으나, 이러한 계층은 別途合算課稅對象土地를 보유하고 있는 55만명 중의 6%에 불과해 임대가격에 크게 영향을 미치지 못할 것이다.

〈表 IV-13〉에 의하면, 1996년 종합토지세는 약 2조원으로 1995년에 비해 34.4%만 증가하게 되므로 조세저항도 크지 않을 것이나 1993년 종합토지세의 2.3배에 불과해 第

〈表 IV-12〉 第4案에 따른 綜合合算課稅對象土地의 稅負擔額 推移

(單位 : 萬圓, %)

과세구간 (공시지가총액)	과 표 현 실 화 율							
	30%		50%		60%		70%	
	세액	실효 세율	세액	실효 세율	세액	실효 세율	세액	실효 세율
5천만원	3	0.06	5	0.10	6	0.12	7	0.14
1억원	7	0.07	10	0.10	12	0.12	14	0.14
2억원	18	0.09	20	0.10	28	0.14	36	0.18
3억원	33	0.11	40	0.13	52	0.17	66	0.22
4억원	52	0.13	60	0.15	84	0.21	108	0.27
5억원	73	0.15	90	0.18	120	0.24	150	0.30
6억원	94	0.16	120	0.20	156	0.26	192	0.32
10억원	178	0.18	240	0.24	340	0.34	440	0.44
20억원	528	0.26	740	0.37	940	0.47	1,140	0.57
30억원	978	0.33	1,240	0.41	1,540	0.51	1,890	0.63
40억원	1,528	0.38	1,740	0.44	2,340	0.59	2,940	0.74
50억원	2,128	0.43	2,490	0.50	3,240	0.65	3,990	0.80
60억원	2,728	0.46	3,240	0.54	4,140	0.69	5,040	0.84
100억원	5,128	0.51	6,240	0.62	8,740	0.87	10,740	1.07
200억원	16,128	0.81	16,240	0.81	22,740	1.14	28,740	1.44
300억원	31,128	1.04	31,240	1.04	40,740	1.36	49,740	1.66
500억원	61,128	1.22	61,240	1.23	76,740	1.53	91,740	1.84
1000억원	136,128	1.36	136,240	1.36	166,740	1.67	196,740	1.97
2000억원	286,128	1.43	286,240	1.43	346,740	1.73	406,740	2.03

〈表 IV-13〉 綜合土地稅 課稅額의 推移(第 4 案)

(單位：億圓)

	1993	1995	1996(50%)	1997(60%)	1998(70%)
총합합산	4,981	8,761(75.9%)	11,113(123.1%)	14,047(182.0%)	17,176(244.8%)
개인	3,379	6,555	8,741	11,076	13,585
법인	1,602	2,206	2,372	2,971	3,591
별도합산	2,451	4,540(85.2%)	6,971(184.4%)	8,365(241.3%)	9,760(298.2%)
개인	1,105	1,635	4,262	5,114	5,967
법인	1,346	2,905	2,709	3,251	3,793
분리과세	1,427	1,547( 8.4%)	1,878(31.6%)	2,254(58.0%)	2,629(84.2%)
개인	631	664	894	1,073	1,252
법인	796	883	984	1,181	1,377
종합토지세	8,858	14,848(67.6%)	19,962(125.3%)	24,665(178.4%)	29,564(233.8%)
개인	5,115	8,854	13,897	17,263	20,803
법인	3,743	5,994	6,065	7,402	8,761
총세부담액	13,579	22,822(68.1%)	32,200(137.1%)	39,106(188.0%)	47,022(246.3%)
개인	8,376	14,482	22,978	28,279	33,787
법인	5,204	8,340	9,222	10,827	13,235
실효세율	0.13%	0.22%	0.31%	0.38%	0.46%
개인	0.10%	0.18%	0.28%	0.34%	0.41%
법인	0.26%	0.41%	0.45%	0.53%	0.65%

註：1. ( ) 안은 基準年(1993) 對比 增加率임.

2. 1993년 개인이 보유하고 있는 과세대상토지의 지가총액은 826조 1천억원이며, 법인이 보유하고 있는 과세대상토지의 지가총액은 203조 9천억원으로 추정되고 있으며, 공시지가총액은 변하지 않는다는 가정하에서 세액을 계산한 것임.

1案과 유사하다. 그러나 토지과표의 단계적 현실화에 의해 1997년에는 종합토지세는 2조 5천억원, 총세부담액은 3억 9천억원(實效稅率은 0.38%)으로 第2案과 유사하며, 1998년에는 종합토지세는 3조원으로 第3案의 종합토지세보다 크며, 1993년 종합토지세의 3.3배에 달하게 될 것이며, 총세부담액은 4억 7천억원으로 實效稅率은 0.46%에 달하게 될 것이다.

### 3. 取得稅 및 登錄稅의 緩和

개인 및 기업은 토지를 취득할 때 取得稅(2%) 및 登錄稅(3%)로 實際去來價額의 5.6%(교육세 포함)를 과세하는 것이 원칙이다. 그러나 일반적으로 個人은 아파트를 분양받는 경우를 제외하고는 실제거래가액이 노출되지 않기 때문에 內務部 課稅時價標準額을 기준으로 5.6%를 과세하여 왔기 때문에 土地移轉에 대한 稅負擔은 實際去來價額의 1%에도 미치지 못하였다.

1988년 10월 不動產登記法이 개정되어 부동산 소유권 이전시 檢印契約書를 제출하도록 의무화함에 따라 개인간 거래시에 檢印契約書上的 申告價額이 과표가 되어 성실신고를 전제할 경우 급격하게 세부담이 증가하게 되기 때문에 檢印契約書上的 申告價額을 과표로 산출한 세액의 일정률을 감면해 주고 있다. 1988년에는 70%를 감면하였으나, 1991~93년에는 40%, 1994년부터는 30%를 감면해주고 있으며, 감면하여 산출한 세액이 과세시가표준액에 의하여 산출된 세액에 미달하는 경우에는 과세시가표준액을 적용하고 있다. 檢印契約書上的 申告價額은 공시지가의 상하로 분포되어 있을 것으로 추정되는데, 점인계약서상 신고가액이 공시지가의 80% 이상으로 가정한다면 개인간 토지거래에 따른 稅負擔은 공시지가의 3% 수준에 달한다.

1992년 取得稅는 1조 8,103억원이며 그 중 토지분은 6,752억원으로 37.3%를 차지하며, 登錄稅는 2조 889억원이며 그 중 토지분은 7,102억원으로 34.0%를 차지한다. 거래형태별로는 土地分 取得稅 중에서 개인간 거래분은 20.6%, 법인 대 개인, 법인간 거래분은 79.4% 수준이며, 土地分 登錄稅 중에서 개인간 거래분은 22.6%이며, 법인 대 개인, 법인간 거래분은 77.4% 수준이다.

법인간 또는 법인 대 개인의 거래는 實際去來價額을 기준으로 5%를 과세하나, 개인간 거래분은 檢印契約書上的 申告價額의 30%를 감면하여 과세하므로 거래형태 및 신고가액에 따라 세부담이 차이가 나기 때문에 課稅衡平性 및 租稅法律主義에 크게 위배되고 있으며, 檢印契約書上的 申告價額은 자의적이기 때문에 조세부정을 유발하게 되었다. 또한, 1995년부터는 檢印契約書上的 申告價額으로 과세하게 되며 지가도 다시 상승하게 되어 檢印契約書上的 申告價額 대부분이 공시지가의 80% 이상으로 신고하게 되면 취득세 및 등록세의 세부담도 급격히 늘어나게 될 것이다.

따라서 1995년에는 減免率을 20%로 낮추어 과세하고 1996년에 取得稅 및 登錄稅도 개인은 個別公示地價를 기준으로, 법인은 實際去來價額을 기준으로 과세하되, 취득세 및 등록세의 세율을 하향조정해야 한다. 1995년에는 개인간 거래의 취득세 및 등록세의 實效稅負擔率이 공시지가의 2.5~4%에 달하게 된다. 따라서 取得稅의 세율은 2%를 유지하고 登錄稅의 세율만 3%에서 0.5~1% 수준으로 낮추어도 課標를 공시지가로 전환하면 취득세 및 등록세의 세수는 크게 줄지 않으면서도 개인 및 기업의 토지거래에 대한 세부담을 완화하고 세부담의 水平的 衡平性을 제고하게 될 것이다. 또한, 기업의 비업무용토지, 대도시 신증설 공장 등에 대한 取得稅 重課(15%, 10%) 및 登錄稅 重課條項도 완화 또는 폐지해야 한다. 특히 非業務用土地에 대한 取得稅 重課條項은 비업무용토지에 대한 기준이 객관적인 합리성이 결여되어 그 실효성도 없고 행정상의 어려움으로 말미암아 최근에는 많은 조세마찰을 초래하고 있다. 기본적으로 취득세 및 등록세는 租稅便宜主義에 의한 과세이며 토지거래의 추세에 따라 稅收가 결정되기 때문에 불안정적인 稅源이며 지가안정에 전혀 기여를 하지 못하기 때문에 지방재정의 안정적인 주요재원으로서 는 바람직하지 않다.

## V. 結 論

지난 1960년대 이후 급속한 경제성장으로 산업화 및 도시화가 급속히 진전되었으며, 保存 및 規制 爲主의 土地政策으로 인해 可用土地의 공급이 실수요에 비해 부족하였기 때문에 도시지역의 지가가 급상승하였으며, 이러한 지가상승으로 인한 지가차익을 얻기 위한 投機的 需要도 가세되어 도시지역의 토지가격은 內在價値에 비하여 고평가되어 있다. 토지관련세제도 토지보유에 대한 전반적인 비용을 높이지 못하고 일부 유휴토지에 대해서만 重課하고, 양도소득세도 많은 非課稅 및 減免條項으로 제 역할을 하지 못한 채 토지거래에 高率의 取得稅 및 登錄稅를 과세하여 토지거래비용만 높임으로써 정상적인 토지거래 및 효율적인 토지이용을 억제하여 왔다.

따라서 保全·規制 爲主의 토지정책을 開發·利用 爲主의 토지정책으로 전환하여 可用土地의 공급을 확대하고, 토지과표를 公示地價로 전환하면서 세부담을 현재의 2~3배 수

준으로 강화하여 土地保有費用을 높이는 新경제 5개년 계획은 우리나라 토지문제를 해결하기 위한 합리적인 조치라고 판단된다. 단, 급격한 세부담 증가는 많은 조세저항을 초래하게 되어 실현이 불가능하므로 단계적인 과표현실화를 통해서 세부담을 강화하는 것이 바람직하다.

土地課標를 개별공시지가로 전환함에 따른 문제점들도 많지만 현재 과표로 적용하고 있는 土地等級보다는 정확성 및 형평성 측면에서 비교우위가 있으며, 개별공시지가 算定상의 문제점들도 1996년에 이르게 되면 많이 개선·보완될 것이므로 개별공시지가를 국세에서 뿐만 아니라 지방세에서도 토지과표로 사용해도 큰 문제점은 없을 것이다. 우리나라 종합토지세는 應益課稅의 원칙보다는 應能課稅의 원칙에 비중을 두어 누진세율구조를 갖고 있어서 비례과세를 하고 있는 선진 주요국가들의 實效稅率과 단순하게 비교할 수는 없지만, 平均 實效稅負擔率이 0.4~0.5%에 이르게 되면 토지보유에 대한 보유비용이 매우 높아지게 되어 토지를 자산축적 수단으로서 장기간 보유하게 되는 土地選好風潮도 사라지게 될 것이다.

종합토지세가 강화되면서 그동안 租稅便宜主義에 의하여 토지거래에 5.6%로 과세되었던 취득세 및 등록세의 세율은 대폭 인하되어야 한다. 그러나 土地分 取得稅 및 登錄稅가 지방세수의 주요 재원을 차지하고 있어 취득세 및 등록세의 세율을 대폭 인하하면 아직도 부족한 지방세수가 감소하게 되기 때문에 取得稅는 2%를 계속 유지하되 登錄稅만 0.5~1% 수준으로 인하함으로써 토지거래에 따른 세부담을 완화시켜 주어야 한다.

장기적으로는 地方自治制가 정착되면 종합토지세는 地方稅 부분과 國稅 부분으로 구분하여 과세해야 한다. 지방자치단체에서는 지방자치단체별로 0.2~0.3% 수준에서 세율을 정하여 비례과세함으로써 지방세의 應益課稅原則을 지키면서 지방세수를 확보하고, 국세로서는 전국에 보유하고 있는 토지를 종합하여 누진과세함으로써 應能課稅原則을 유지하면서 국세로서 징수한 세수를 地方讓與金 재원으로 활용하여 地方財政 自立度가 낮은 지역에 양여하는 방향으로 전환하는 것이 바람직할 것이다.

## 參 考 文 獻

- 郭泰元, 『우리나라의 土地問題와 土地保有課稅』, 制度政策研究資料 9018, 國民經濟制度研究院, 1990.
- 金京煥, 『財産稅가 不動産 價格과 賃貸料에 미치는 效果分析』, 制度政策研究資料 9013, 國民經濟制度研究院, 1990.
- \_\_\_\_\_, 『不動産投機와 不動産價格』, 研究調查資料 48-91-03, 韓國經濟研究院, 1991.
- 金京煥·徐昇煥, 「不動産投機와 資産價格거품」, 『韓國經濟研究』, 제4권 제2호, 韓國經濟研究院, 1990, pp. 153~168.
- 金明淑, 『우리나라 財産稅負擔 分析』, 政策研究資料 88-02, 韓國開發研究院, 1988.
- \_\_\_\_\_, 「土地稅의 投機抑制效果와 改編方向」, 『韓國租稅研究』, 제6권, 韓國租稅學會, 1990, pp. 96~112.
- 金正浩, 「財産稅의 轉嫁: 土地分을 中心으로」, 『地方行政研究』, 제3권 제3호, 地方行政研究院, 1988.
- \_\_\_\_\_, 「綜合土地稅 批判」, 『地方行政研究』, 제5권 제2호, 內務部 地方行政研修院, 1990.
- \_\_\_\_\_, 『不動産保有課稅의 問題點과 改善方案』, 研究調查資料 47-91-02, 韓國經濟研究院, 1991.
- 大韓商工會議所, 『土地關聯稅制의 改編方向』, 1991. 9.
- 孫光洛, 『租稅體系의 適正化에 관한 研究』, 研究報告書 93-01, 韓國租稅研究院, 1993.
- 孫在英, 『土地問題의 經濟的 分析和 政策代案의 檢討』, 政策研究資料 90-01, 韓國開發研究院, 1990.
- \_\_\_\_\_, 「土地保有課稅強化의 當爲性에 대한 檢討」, 『韓國開發研究』, 제14권 제3호, 韓國開發研究院, 1992, pp. 49~72.
- \_\_\_\_\_, 『土地租稅의 改編方向에 관한 研究(II): 現行 土地課稅의 水準과 衡平性 分析』, 政策報告書 93-01, 韓國開發研究院, 1993.
- 李性旭, 『土地公概念關聯制度의 合理的 定着을 위한 提言』, 經濟研究資料 92-04, 韓國

開發研究院, 1992.

李性旭 外, 『土地稅制的 評價와 向後 政策方向』, 研究報告書 93-05, 韓國租稅研究院, 1993.

李性旭·玄鎮權 외, 『土地課標 公示地價 轉換에 따른 土地關聯地方稅制 改編方向』, 韓國租稅研究院, 1993.

張五鉉, 『韓國의 財產稅歸着에 관한 實證研究』, 制度政策研究資料 9105, 國民經濟制度研究院, 1991.

조재민, 『부동산문제 어떻게 풀 것인가』, 매경신서 34, 매일경제신문사, 1991. 11.

韓國租稅研究所, 『土地稅制的 長期的 改編方案 관한 研究』, 연구보고서 제9집, 1993.

洪元卓, 「우리나라의 土地問題와 政策方向」, 한국경제학회 정기학술대회 발표논문, 1990.

石 弘光, 『土地稅制改革 — いま,なぜ地價稅か』, 東洋經濟新報社, 1991.

日本稅制調査會, 『土地稅制の あり方 についての 基本答申』, 1990.

齊藤奏, 『地價稅と新土地稅制の實務』, 第一法規出版株式會社, 1992.

Aaron, H., "The Property Tax: Progressive or Regressive?: A New View of Property Tax Incidence," *American Economic Review*, Vol. 64, No. 2, 1974, pp. 212~221.

\_\_\_\_\_, *Who Pays the Property Tax?: A New View*, The Brookings Institution, 1975.

McLure, C. E., Jr., "The New View of the Property Tax: A Caveat," *National Tax Journal*, Vol. 30, 1977, pp. 69~75.

Miezkowski, "The Property Tax: An Excise Tax or a Profits Tax?," *Journal of Public Economics*, Vol. 1, 1972, pp. 73~96.

Mills, D. E., "The Non-Neutrality of Land Taxation," *National Tax Journal*, Vol. 5, 1981, pp. 125~129.

OECD, *Revenue Statistics of OECD Member Countries*, 1991.

Pechman, J. A. & B. A. Okner, *Who Bears the Tax Burden?*, The Brookings Institution, 1974.

# 資本所得課稅에 대한 稅制調和의 理論的 妥當性

— 課稅制度的 效率性 比較를 中心으로 —

韓 道 淑\*

## 요 약

既存의 研究에 의하면 居住地國課稅制度的 경우 수입의 源泉에 차이를 두지 않고 課稅가 이루어지므로 동일한 稅收確保를 위해 지불하여야 하는 厚生費用이 源泉地國課稅制度下에서보다 적고, 國家間에 과다한 稅率競爭을 유발하지 않으므로 稅制調和나 稅率調整의 必要性이 없다고 결론을 내리고 있다. 그러나 이는 居住地國課稅制度下에서의 脫稅나 資本逃避의 可能性을 전혀 고려하지 않은 결과이다. 本 論文에서는 兩 租稅制度下에서 脫稅와 資本逃避 그리고 稅率競爭의 可能性이 존재하는 경우 稅制調和와 稅率調整이 각국의 후생에 미치는 효과를 분석하였다. 租稅回避가 존재하는 居住地國課稅制度下에서는 稅率調整을 통해 厚生水準의 향상을 피할 수 없으나, 源泉地國課稅制度下에서의 稅率競爭으로 인한 非效率은 국가간의 稅率調整을 통해 최소화 될 수 있다.

## I. 序 論

全世界的으로 資本市場 自由化가 매우 빠른 속도로 進展됨에 따라서 國際資本所得에 대한 課稅(international capital income taxation)에의 관심이 그 어느 때보다 높아지고

\* 本院 專門研究委員

있다<sup>1)</sup>. 이 분야에 대한 관심이 고조되고 있는 것은 단지 理論的인 맥락에서 뿐만 아니라 政策的으로도 매우 중요한 含意를 가지고 있기 때문이다. 즉, 資本自由化에 따른 脫稅(tax evasion), 租稅回避(tax avoidance) 및 租稅競爭(tax competition)의 가능성이 새롭게 대두됨에 따라 정부는 稅源 및 稅收減少의 위협에 직면할 수 있으며, 이를 해결하기 위해 他國 政府와의 稅制調和를 도모할 수 있기 때문이다.

우리나라도 이러한 세계적인 資本自由化 추세에 따라 자본거래에 대한 규제를 이미 많이 완화하였으며 앞으로도 國際化·開放化 政策의 일환으로 자본거래의 自由化를 持續的으로 추진할 예정이다. 특히 1996년으로 예정되어 있는 經濟協力開發機構(OECD)의 가입을 앞두고 OECD 資本移動 自由化 規約를 준수하기 위한 노력이 이루어지고 있다. 또한 國內外로부터의 資本市場 開放 壓力도 자본시장의 자유화를 재촉하고 있다.

자본시장이 개방되고 자본이동이 자유로워지면 자본의 流出·流入량이 증가하게 된다. 특히, 국내의 金利差로 인한 해외자본의 流入과 租稅節減 및 租稅回避를 목적으로 하는 국내자본의 유출이 증가할 것으로 예상된다. 반면에 각종 資本規制의 緩和로 인해 정부는 종전과 같이 資本流出入을 直接的으로 통제할 수 있는 수단을 喪失하게 된다. 이에 따라 국내의 金利差로 인한 자본유입은 通貨膨脹을 야기시킬 수 있으며 逃避性 資本流出은 국내의 稅源減少를 초래하게 된다. 그리고 租稅競爭 등을 통한 각국의 외국자본 유치의 노력은 국내의 稅源減少뿐만 아니라 더 나아가서 國內産業의 空洞化 현상을 불러 일으킬 수도 있다. 이에 따라 정부는 보다 效率的인 資本所得課稅와 他國 政府와의 稅率調整 및 租稅協力を 통해 租稅回避와 租稅競爭에서 오는 厚生의 損失을 최소화할 필요가 있다.

최근의 이론적 연구결과에 따르면 올바른 租稅體系(tax regime)가 채택되기만 하면 별도의 稅率調整이나 稅制調和가 필요하지 않다고 한다<sup>2)</sup>. 이에 반해 本 論文에서는 脫稅(자본도피) 혹은 租稅競爭이 존재하는 경우 稅率調整과 稅制調和가 자본배분의 효율성을 증대시킴으로써 각국에 혜택이 있음을 보이고자 한다. 또한 本 論文에서는 賦存資本이 相異한 국가들에 대한 效率的인 課稅方案을 분석하였다.

1) 자본소득과세의 중요성에 초점을 맞춘 논문들은 많이 제시되어 왔다. 예컨대, Giovannini(1988a, 1988b, 1989, 1990), Gordon(1990), Razin-Sadka(1989, 1990) 및 Sinn(1990)을 참조하기 바란다.  
2) 예컨대, 대표적인 경제의 경우만을 분석한 Giovannini(1989)를 참조하기 바란다.

國際資本所得課稅는 居住地國課稅(residence-based taxation)와 源泉地國課稅(source-based taxation)의 두 가지 유형으로 대별될 수 있다. 居住地國課稅制度下에서는 所得發生地域에 관계 없이 國內居住者の 國內投資와 海外投資로부터의 소득을 모두 과세 대상으로 삼는 반면, 源泉地國課稅制度下에서는 거주지에 관계없이 國內投資로부터의 소득에 대해서만 세금을 부과한다. 즉, 居住地國課稅制度하에서는 國內居住者の 國內 및 해외투자 소득이 課稅 대상이고, 外國人의 國內投資所得은 非課稅 대상인 반면, 원천지국과세 제도하에서는 國內居住者 및 外國人의 國內投資所得이 과세 대상이 되고 국내거주자의 해외투자소득은 비과세 대상인 것이다. 따라서 자본이동이 완전하다고 할 때 居住地國課稅制度下에서는 국가간 稅前收益率은 항상 같지만, 국가간 稅率差異가 존재하면 稅後收益率은 국가간에 차이가 생긴다<sup>3)</sup>. 반면에 국가간 세율차이가 존재하는 源泉地國課稅制度下에서는 투자자들이 그들의 거주지와 상관없이 동일한 稅後收益率을 보장받게 된다<sup>4)</sup>.

閉鎖經濟下에서는 居住地國課稅制度와 源泉地國課稅制度間에 아무런 차이가 없으나 開放經濟下에서는 이 두 제도가 매우 중요한 차이를 가지게 된다. 즉, 開放經濟下에서는 투자에 대한 과세의 효과가 저축에 대한 과세의 효과와 더 이상 일치하지 않게 되는 것이다. 居住地國課稅制度下에서 국가간의 세율 차이는 時際的 限界代替率(intertemporal marginal rates of substitution)을 다르게 함으로써 貯蓄決定에 영향을 미친다. 반면에 源泉地國課稅制度下에서 국가간의 세율 차이는 자본의 限界生産性的 국가간 차이를 가져옴으로써 投資決定에 영향을 미치게 된다. 이처럼 국제자본소득과세는 두 가지 유형의 왜곡을 가져오는 것이다. 이 왜곡의 정도는 時際的 限界代替率의 탄력성과 자본소득과세에 대한 투자자본공급의 탄력성에 따라 좌우된다. Bohn(1991)에 의하면 時際的 限界代

3) 거주지국 과세제도하에서는 투자소득의 원천에 관계없이 동일한 세율이 거주자의 국내 및 해외 투자소득에 적용된다. 그리고 裁定條件(arbitrage condition)을 만족하기 위해서는 다음과 같이 稅前收益率이 동일하게 된다.

$$r_d - t_d = r_f - t_d \Rightarrow r_d = r_f;$$

$$r_d - t_f = r_f - t_f \Rightarrow r_d = r_f;$$

$t_d$ : 국내 거주자의 투자소득에 대한 세율,  $r_d$ : 국내의 세전수익률.

$t_f$ : 해외 거주자의 투자소득에 대한 세율,  $r_f$ : 해외의 세전수익률.

4) 원천지국과세제도하에서 裁定條件을 만족하기 위해서는 세후수익률이 동일하게 된다(즉,  $r_d - t_d = r_f - t_f$ ).

替率의 변화는 量的인 중요성이 크지 않을 뿐 아니라<sup>5)</sup>, 세율과 소비는 상관관계가 매우 적다고 한다<sup>6)</sup>. 따라서 資本移動性이 높은 세계에서는 자본소득의 資源配分 歪曲이 작은 居住地國課稅制度가 올바른 조세제도가 된다고 본다. Giovannini(1989)는 資本移動性이 매우 높은 세계에서 居住地國課稅制度가 源泉地國課稅制度에 비해 우월한 이유를 두 가지로 설명하고 있다. 첫째, 국내 및 海外投資가 동일하게 취급되는 경우 주어진 稅收를 확보하는 후생비용이 낮고, 둘째 높은 資本移動性은 租稅競爭을 촉발하게 되는데 이 가능성은 源泉地國課稅制度下에서 더욱 높다고 본다.

그러나 이와 같은 결론의 문제는 居住地國課稅制度下에서 資本逃避 혹은 脫稅의 가능성을 고려하지 않은 상태에서 유도되었다는 점이다. Dooley(1987)와 Tanzi(1987) 등은 海外所得에 대한 상당한 정도의 脫稅 혹은 資本逃避가 이루어진 증거가 있음을 계량적으로 제시하고 있다. Cumby와 Levich(1987) 그리고 Dooley(1988) 등은 자본도피 혹은 탈세의 문제가 우리나라 및 開發途上國에서 매우 심각함을 보여주고 있다<sup>7)</sup>.

자본의 이동성이 완전한 세계에서 “순수한” 의미의 居住地國課稅制度를 채택하는 경우에는 租稅回避나 租稅競爭에 의한 왜곡이 존재하지 않는다. 그러나 현실에서와 같이 내국인의 해외소득에 대한 탈세 가능성이 존재하는 경우 居住地國課稅制度는 그 存立基盤을 상실할 수 있다. 이에 많은 국가들은 資本所得 課稅體系와 그 세율을 유지하기 위해 자본통제를 실시하여 왔으나 최근에는 資本自由化 흐름에 따라 자본통제를 제거하는 조치들을 취하고 있다. 뿐만 아니라 순수한 의미에서의 거주지국과세제도를 채택하기에는 수많은 장애가 있다. 예를 들어 海外源泉所得의 猶豫制度, 源泉徵收稅, 銀行의 秘密保護에 관한 法律 등이 이에 해당한다<sup>8)</sup>. 실제로 많은 선진국들의 경우 본국으로 송금되지 않은 海外源泉所得은 과세되지 않는 경우가 많으며, 납세자가 해외원천소득에 대한 과세를 무한정 유예시킬 가능성도 있다<sup>9)</sup>. 源泉徵收稅(withholding tax)는 源泉地國課稅의

5) Bohn(1991)은 Mehra-Prescott(1985)流의 논리가 세율에 대한 저축-소비 결정의 비탄력성을 보이는 데 이용될 수 있음을 주장하고 있다.

6) 1954~87년 사이의 미국의 내구재에 대한 실증분석을 보면 이러한 상관관계는 0.05 이하를 나타내고 있다.

7) pp. 13~14와 〈附表 1〉 및 〈附表 2〉를 참조하기 바란다.

8) Ault-Bradford(1989)는 국제거래에 관한 미국의 조세규정을 기술하고 있다. 그리고 Giovannini-Hines, Jr.(1990)는 유럽의 국제조세에 관한 현행 조세규정들을 요약하고 있다.

한 형태이며 정부가 과실송금되는 소득에 대해 징수한다. 課稅國間的 조세협정 결과로서 국가마다 원천징수세율이 다르기 때문에 이 제도는 또 다른 非效率의 원인이 된다. 은행의 비밀보호에 관한 법률로 인해 정부는 내국인의 海外源泉所得에 관한 정보를 획득하고 공유하는 데 많은 어려움을 겪게 되고 나아가 資本逃避와 租稅回避가 保護·助長되는 효과까지 낳게 된다.

本 論文은 두 가지 형태의 資本所得課稅制度의 長短點을 厚生分析 觀點에서 분석코자 한다. 구체적으로 居住地國課稅가 源泉地國課稅보다 우월하다는 Giovannini(1989)의 주장을 국가들의 賦存資本이 상이한 경우에 대해 재검토하였으며 資本逃避를 통한 조세회피의 가능성을 모델에 명시적으로 도입하였다.

資本逃避를 통한 조세회피의 가능성은 내국인의 자본소득에 대한 정부의 課稅能力에 대해 하나의 制約要因으로 작용한다. 즉, 일반적으로 限界稅率이 조세회피의 비용을 초과할 수는 없는 것이다<sup>10)</sup>. 資本市場의 자유화가 진전될수록 자본의 海外逃避가 용이해지고 이에 따라 租稅回避의 비용이 적어지게 되므로 거주지국과세제도하에서의 균형세율은 매우 비효율적으로 낮게 될 것이다. 따라서 效率性的 觀點에서 보면 源泉地國課稅制度가 居住地國課稅制度보다 優越할 가능성이 높을 수 있다. 그러나 源泉地國課稅制度下에서 각국 정부가 外國人投資 誘引策의 일환으로 과세수준을 낮출 경우 국가간에 租稅競爭을 불러 일으키게 된다. 源泉地國課稅制度下에서 租稅競爭으로 인한 非效率性은 居住地國課稅制度下에서 租稅回避로 인한 非效率性보다 적을 수 있으며, 이 경우 源泉地國課稅制度가 居住地國課稅制度보다 選好되게 될 것이다. 다른 한편으로 源泉地國課稅制度下에서 租稅競爭의 過熱로 인한 비효율이 매우 클 경우에는 국가간의 세율을 조정함으로써 효율적인 과세를 도모할 수 있다. 따라서 源泉地國課稅制度下에서는 국가간의 세율조정을 활용하면 純粹한 의미에서의 거주지국과세제도하에서와 마찬가지로 효율적인 과세가 가능하다. 居住地國課稅制度下에서는 각국이 세율을 조정하더라도 이에 따른 이득을 볼 수가

9) Giovannini and Hines, Jr.(1990)는 유럽의 자본소득세제의 개혁안을 제안하고 있다. 이들의 연구에서는 유예가 허용되지 않는 거주지국과세 원칙이 제안되고 있다. 그러나 Auerbach(1991)는 그 대안으로서 배당소득 과세제도를 제안하고 있다.

10) 물론 거주자들이 아무런 비용 없이 타국으로 이주할(relocate) 수 있다면 거주지국과세제도와 원천지국과세제도의 차이점은 사라지게 된다. 그러나 본 논문에서는 분석의 편의상 위의 비용이 상당히 든다고 가정한다.

없는데, 그 이유는 국가들 사이의 稅率調整만으로는 개인들의 租稅回避 性向이나 비용의 감소에 영향을 주지 못하기 때문이다<sup>11)</sup>.

모든 국가들의 賦存資本量이 다른 경우 조세회피에 대한 제약은 資本貧國들에 대해 더 큰 구속력을 지닐 가능성이 높다. 資本富國들이 원천지국과세제도를 채택함으로써 세원의 감소가 있을 수 있으나 세율이 상승함으로써 전체 세수가 증대할 가능성도 존재한다. 源泉地國課稅制度下에서 정부간의 세율조정이 원활하게 이루어질수록 租稅競爭에 의한 비효율을 줄일 수 있다. 이러한 가능성은 資本貧國과 資本富國 모두에게 이익이 될 것이다.

本 論文의 나머지 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 第2章에서는 대표적인 국가가 하나뿐인 기본 모델이 제시되어 있고, 第3章에서는 국가들의 賦存資本量이 상이한 경우가 분석되어 있으며, 第4章에서는 후생적인 측면에서의 涵意를 살펴본다. 그리고 第5章에서는 결론과 함께 政策的 示唆點을 제시한다.

## II. 基本 모델

최초에 生産資本을 K만큼 지니는 대표적인 小規模 國家를 상정하자. 政府는 公共財 供給의 財源을 마련하기 위해 투자소득에 대해 과세한다. 또한 논의를 單純化시키기 위해 政府支出은 개인들의 소비 및 저축에 관한 時際的 포트폴리오 결정에 아무런 영향을 미칠 수 없다고 가정하자<sup>12)</sup>. 이러한 상황에서 국가들마다 최초의 賦存資本量이 주어진 경우 조세가 投資配分 決定에 미치는 효과에 초점을 맞추고자 한다. 代表的인 정부는 다음의 社會厚生函數를 극대화하는 세율  $t$ 를 구하는 문제에 직면해 있다.

$$U = v(G) - h(t) \dots\dots\dots (1)$$

- 
- 11) 물론 이러한 조정은 외국인에 대한 국내소득을 외국정부에게 알려주는 제도적 장치도 포함될 수 있다. 그러나 이러한 제도는 본 논문의 범위를 넘어서는 것이 된다.
  - 12) 이는 암묵적으로 분리가능한 효용함수를 가정하는 셈이다. 時際的 왜곡의 문제를 고려하지 않고 단지 국가간 투자자본의 배분결정으로부터 발생하는 비효율에 초점을 맞추고자 한다.

단,  $G = tf(K^d)$ 이다. 여기서  $G$ 는 政府의 租稅收入,  $K^d$ 는 國內에 投資된 資本量을 나타낸다.  $f$ 는 2차연속 미분가능한 오목생산함수이며  $f(0) = 0$ ,  $f'(0) = \infty$ , 그리고  $f'(\infty) = 0$ 을 만족시킨다.  $v$  역시 2차연속 미분가능한 오목함수이며 Inada 조건과  $v(0) = 0$ 을 만족시킨다.  $h(t)$ 는 損失函數로서 과세와 관련한 時際的인 왜곡을 나타낸다. 자본소득과세와 관련한 時際的인 歪曲은 所得效果와 代替效果로 나뉜다. 물론 어떠한 형태의 조세에 의해서는 貯蓄歪曲이 발생하지 않게 되는데, 이러한 내용은 좀더 뒤에 논의되어 있다. 그러나 당분간은  $h$ 를 2차연속 미분가능한 볼록함수, 즉  $h'(t) \geq 0$  및  $h''(t) \geq 0$ 으로 가정한다.

이러한 開放經濟下에서  $K^d$ 는 世界利率  $r$ 과 稅後收益率이 일치하는 수준에서 결정된다. 즉,

$$(1 - t)f'(K^d) = 1 + r \dots\dots\dots (2)$$

이 국가는 小規模여서 世界利率  $r$ 에 영향을 미칠 수 없으므로 각국은  $r$ 을 주어진 파라메타로 보고 행동한다. 식 (2)를 전미분하면 稅率變化에 따른 投資資本規模의 변화에 관한 다음의 수식을 얻을 수 있다.

$$\frac{dK^d}{dt} = \frac{f'}{(1-t)f''} < 0 \dots\dots\dots (3)$$

즉, 投資資本의 규모는 세율과 逆關係를 가지게 되므로 정부가 세율을 인상하면 이 국가에 대한 投資資本의 규모는 減小하게 된다.

이제 國家資本規模가 稅率變化에 대한 國內投資資本의 敏感性( $dK^d/dt$ )에 영향을 주는 지 여부를 검토해 보기로 하자. 大規模 資本國家를  $K^d$ 가 높은 국가라고 규정한 후  $dK^d/dt$ 를  $K^d$ 에 관해 미분하면 다음과 같은 식들을 얻을 수 있다.

$$\frac{d\left(\frac{dK^d}{dt}\right)}{dK^d} = \frac{f''^2(1-t) - (1-t)f'''f'}{(1-t)^2f''^2} = \frac{1}{1-t} - \frac{f'''f'}{f''^2(1-t)} \dots\dots\dots (4)$$

$$\therefore f''' \geq 0 \Rightarrow \frac{d\left(\frac{dK^a}{dt}\right)}{dK^a} \leq 0 \dots\dots\dots (5)$$

만약  $f''' > 0$ 이면 資本貧國보다는 資本富國에서 國內投資가 세율변화에 덜 민감하다. 왜냐하면 限界收益率( $f'$ )의 변화에 따른 효과가 資本貧國보다는 資本富國에서 더욱 적기 때문이다.

### 1. 標準모델

租稅競爭으로 인한 非效率性을 評價하기 위해서는 우선 租稅競爭이 존재하지 않는 閉鎖經濟를 상정하여 最適稅率을 구하는 것이 유익하다. 자본스톡이 고정되어 있는 代表的인 폐쇄경제 하나를 상정하자. 이 경우 國內居住者의 資本保有量은 生産을 위한 投資資本總量과 일치한다. 국제간의 資本移動이 없기 때문에 세율의 변화에 따른 國內投資資本 규모의 변화도 없다.

$$K = K^a; \frac{dK}{dt} = 0 \dots\dots\dots (6)$$

정부는 厚生函數를 極大化하는  $t$ 를 선택한다.

$$\underset{t}{Max} v(G) - h(t) \dots\dots\dots (7)$$

이때 1계조건은 다음과 같다.

$$v' f(K) = h' \dots\dots\dots (8)$$

最適稅率  $t^*$ 는 식 (8)의 1계조건이 만족되도록 하는 수준에서 결정된다. 이러한 閉鎖經濟下에서는 국제간의 資本移動이 없기 때문에 居住地國課稅制度和 源泉地國課稅制度의 근본적인 차이점은 없다.

## 2. 代表的인 開放經濟

### 가. 租稅競爭이 存在하는 境遇의 源泉地國課稅制度

이 절에서는 開放經濟를 상정하는 경우 源泉地國課稅制度下의 租稅競爭이 投資規模와 세율에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 모든 국가가 源泉地國課稅制度를 채택하고 小國이라고 가정하자. 均衡點에서는 모든 국가들의 賦存資本量이 동일하기 때문에 동일한 최적세율  $t^*$ 를 선택하게 되므로 각국의 투자자본이 閉鎖經濟下에서와 동일할 것이다. 그러나 源泉地國課稅制度下에서 정부는 자국민이나 외국인들이 직면하는 時際的인 왜곡에 의한 부정적인 측면에 대해서는 더 이상 관심을 갖지 않는다. 왜냐하면 정부는 다른 국가에 투자해서 형성되는 貯蓄의 收益率에 영향을 줄 수 없기 때문이다. 따라서 정부가 결정하는 세율은 저축결정에 아무런 영향을 미칠 수 없게 되고 단지 投資地域 決定에만 영향을 미칠 수 있게 된다. 물론 모든 정부에 의한 稅率變化는 세계수익률에 영향을 미치게 된다. 결국 균형에서의 時際的인 결정은 왜곡되지만 비효율은 개별 국가의 세율결정 시 內在化되지 않는다. 따라서  $h(t)$ 항은 社會厚生函數에 더 이상 포함되지 않게 된다. 정부의 후생함수( $U$ )는 세수를 극대화하는  $t^*$ 를 선택한다. 즉,

$$\text{Max}_t v(G) ; G = tf(K^d) \dots\dots\dots (9)$$

이 문제의 1계조건을 구해보면 다음과 같다.

$$v'f + v'tf' \frac{dK}{dt} = 0 \dots\dots\dots (10)$$

開放經濟下에서는 資本流出 可能性으로 인해  $dK/dt$ 가 더 이상 零이 아니기 때문에 식 (10)의 좌변의 두번째 항은 陰의 부호를 가지게 된다. 源泉地國課稅制度下에서 각 정부는 오직 조세수입을 極大化하는 데에만 관심을 갖는다. 각국 정부는 세금을 올리는 방식으로 국내거주자의 時際的인 限界代替率에 영향을 미칠 수 없다. 따라서 원천지국과세제도 하에서는 국내거주자들이 資本所得課稅와 관련한 時際的인 歪曲을 경험하지 않게 된다.

자본이 자유롭게 이동할 수 있게 되면 저축-소비결정은 상대적으로 비탄력적이고 자본

공급은 상대적으로 탄력적이게 되어 時際的인 限界代替率<sup>1</sup>이 그만큼 낮게 된다. 따라서 주어진 자본스톡하에서 거주지국과세제도에 있어서의 時際的인 歪曲(식 (8))은 조세경쟁으로 인한 왜곡(식 (10))보다는 훨씬 적게 된다. 이를 이용하면 식 (8)과 (10)으로부터 우리는 다음의 결과를 얻을 수 있다.

$$v'(t^*f) < v'(t^{**}f) \Rightarrow t^* > t^{**} \dots\dots\dots (11)$$

따라서 租稅競爭으로 인한 낮은 세율( $t^{**} < t^*$ )에서 오는 조세수입의 감소( $G(t^{**}) < G(t^*)$ )는 공공재의 과소공급을 초래한다. 비록 均衡點에서는 자본의 유입도 유출도 전혀 이루어지지 않으나 자본이동의 가능성에서 오는 稅源擴大 이득의 가능성이 존재하므로 정부는 源泉地國課稅制度下에서 세율을 경쟁적으로 낮추고자 하게 되는 것이다.

나. 居住地國課稅制度

거주지국과세제도하에서는 정부가 國內居住者의 海外投資所得과 국내투자소득에 대해 동일한 세율을 적용한다. 稅前收益率은 세계이자율  $r$ 과 일치하여 세율의 변화가 투자자본, 즉 세원에 전혀 영향을 미치지 못한다. 이러한 純粹한 居住地國課稅制度下에서는 다음의 조건이 성립된다.

$$f'(K) = (1+r) ; \frac{dK}{dt} = 0 \dots\dots\dots (12)$$

이 경우 정부의 厚生極大化 問題의 1계조건은 다음과 같다.

$$v'f = h' \dots\dots\dots (13)$$

이 조건은 대표적인 閉鎖經濟下의 1계조건과 동일하다. 따라서 국가들의 賦存資本量이 동일한 경우 이 純粹 居住地國課稅制度下에서는 조세경쟁으로 인한 비효율이 나타나지 않게 된다. 資本移動이 차단되어 있고 위의 경우와 같이 조세경쟁 또는 조세회피가 없을 때 稅率調整이나 稅制調和는 필요없게 된다.

다음으로 대표적인 開放經濟下의 거주지국과세제도에 조세도피 혹은 租稅回避의 가능성을 도입해 보자. 國內居住者들이 불법적인 조세도피로 內國稅를 회피할 수 있고 이러

한 租稅回避는 費用을 수반한다고 가정하자. 海外投資를 한다고 해서 모두 資本逃避가 이루어지는 것은 아니며, 조세회피를 위해서는 海外源泉所得을 신고하지 않아야 하는 것이다. 租稅回避를 위해서는 단위자본도피당  $\alpha$ 의 비용을 지불하게 된다.  $\alpha$ 는 조세회피의 비용( $0 < \alpha < 1$ )을 나타내고 조세회피는  $1+r$ 의 수입을 가져다 준다고 하자. 이러한 조세회피의 純收益은  $(1-\alpha)(1+r)$ 로 나타낼 수 있다. 만약 국내조세의 부담이 조세회피의 비용보다 상대적으로 크면 國內居住者들은  $(1-t)f'(K) \leq (1-\alpha)(1+r)$ 인 한은 조세회피를 하게 된다. 반면에 國內租稅의 부담이 작으면 조세회피는 발생하지 않게 되며 국내거주자의 稅前收益率은 모든 나라에서 동일하게 된다 즉,  $f'(K) = 1+r$ 이 된다. 그러므로 만약 租稅回避가 존재하면 다음 식이 성립한다.

$$(1-t)f'(K) = (1-\alpha)(1+r) \dots\dots\dots (14)$$

즉, 조세회피를 목적으로 한 資本逃避는 식 (14)의 등호가 성립될 때까지 이루어질 것이다. 모든 국가들이 동일하고, 똑같은 세율을 설정하는 한 모든 국가에  $f'(\bar{K}) = f'(K)$ 의 관계가 성립하며( $\bar{K}$ 는 국가당 평균자본) 균형에서는 다음의 관계가 성립한다.

$$(1+r) = f'(\bar{K}) \dots\dots\dots (15)$$

이 때 각국은  $f'(\bar{K})$ 가 주어진 것으로 간주한다. 국내에 투자하는 海外投資家들은 국내와 해외에서의 稅前收益率이 일치하는 수준에서 投資決定을 할 것이다. 만약  $t > \alpha$ 이면 자국은 모든 稅源을 잃게 되고  $t \leq \alpha$ 이면 자국의 모든 國內居住者들의 자본에 대한 세원은 자국 내에 남아 있게 된다. 이제 다음의 두 가지 경우를 고려해 보자.

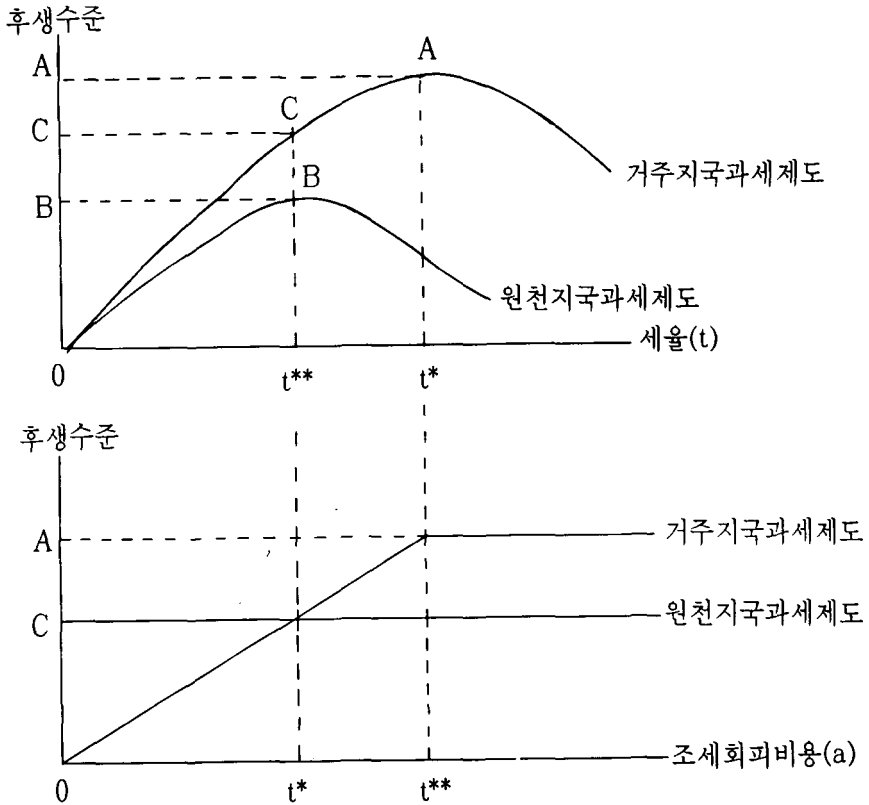
- (i)  $\alpha < t'$ (純粹한 居住地國課稅制度下에서의 適正稅率)일 때 세율을  $t'$ 와 같은 수준으로 정하면 그 정부는 모든 세원을 잃게 된다. 따라서 그 정부가 선택할 수 있는 가장 높은 세율은  $\alpha$ 이고, 過少課稅(undertaxation)와 公共財의 過少供給으로 인한 비효율성이 존재하게 된다.
- (ii)  $\alpha < t''$ (源泉地國課稅制度下에서의 適正稅率)라 하면, 資本逃避의 가능성이 존재하는 居住地國課稅制度에서의 비효율은 源泉地國課稅制度下에서의 租稅競爭으로 인한 비효율보다 크다. 즉, 정부가 선택할 수 있는 가장 높은 세율은  $\alpha (< t'' < t')$ 가 된다.

[圖 1]을 통하여 (i)과 (ii)를 다음과 같이 설명할 수 있다. [圖 1]은 資本逃避를 통한 조세회피가 존재하는 경우 두 가지 租稅制度下에서의 厚生을 비교하고 있다. 만약  $\alpha \geq t^*$  이면 資本逃避로 인한 제약은 拘束的이지 않게 되고 居住地國課稅制度는 源泉地國課稅制度보다 후생의 관점에서 볼 때 우월하다. 즉, 이와 같이 자본도피로 인한 脫稅가 배제된 순수한 의미의 居住地國課稅制度가 가능한 경우 [圖 1]에서 보듯이 居住地國課稅制度下에서의 厚生水準이 원천지국과세제도하에서보다 항상 높음을 알 수 있다. (i)의 경우처럼  $t'' < \alpha < t^*$ 이면 資本逃避로 인한 제약은 구속적이게 되지만 여전히 居住地國課稅制度가 후생에 있어 우월하다. 이는 [圖 1]을 통해서도 쉽게 볼 수 있듯이 居住地國課稅制度의 경우  $t'' < \alpha < t^*$  구간 내에서는  $\alpha$ 의 크기와 비례하여 厚生水準이 변하나 源泉地國課稅制度下의 厚生水準보다는 높다. 끝으로  $\alpha < t''$ 인 경우를 분석하기 전에 源泉地國課稅制度를 고찰해 보자.

源泉地國課稅制度에 있어 각 정부는  $t''$ 로 세율을 설정함으로써 조세수입을 極大化할 것이다. [圖 1]의 점 B는 각 정부의 최적의 非協力的인 課稅의 結果를 나타내고 있다. 그러나 동일한 국가들이 있는 이러한 代表的 開放經濟下에서는 국가간 자본의 유출 또는 유입이 일어나지 않는다. 따라서 균형상태에서는 源泉地國課稅制度下의 각 정부의 과표가 居住地國課稅制度의 그것과 동일하게 된다. 그러므로 C점은  $t''$ 의 세율로 실현되는 非協力的인 원천지국과세의 均衡을 나타낸다. 즉, 이와 같은 대표적 開放經濟下의 源泉地國課稅制度上 最適稅率로 도달할 수 있는 최고의 厚生水準은 B가 아니라 C인 것이다.

資本逃避費用  $\alpha$ 가  $t''$ 보다 작은 경우( $\alpha < t''$ )에 있어서 居住地國課稅制度에 대하여 살펴보자. 이 경우 最適 源泉地國課稅의 결과는 항상 居住地國課稅制度의 결과보다 후생의 관점에서 우월하다. 海外源泉所得에 대한 租稅回避가 용이해질수록  $\alpha$ 는 작은 값을 취하게 되며 政府는 국내거주자에 대한 稅率引下 壓力을 받게 된다. 조세회피의 비용이 전혀 들지 않아  $\alpha$ 가 0에 수렴하게 되면 그 국가는 모든 課稅基盤을 상실하게 되어 거주지국과 세제도 자체의 存立基盤이 무너지게 된다. 그러나 이에 반해  $\alpha$ 는 源泉地國課稅制度下의 정부의 세원에 아무런 영향을 주지 않으며 政府의 租稅收入은 항상  $t''f(\bar{K})$ 이다.

[圖 1] 租稅回遊費用에 따른 厚生 比較



### III. 賦存資本量이 相異한 國家들의 境遇

本章에서는 代表的인 경제의 가정을 완화하여 賦存資本量이 相異한 국가들의 경우를 분석한다. 居住地國課稅制度에서는 賦存資本이 적은 국가로 정의되는 빈국의 최적세율  $t^*$ 가 부국의 最適稅率보다 높다. 왜냐하면 동일한 세율  $t$ 에 대하여 빈국의 세원은 부국보다 더 작고  $v'$ 는 더 높기 때문이다. 그러므로 資本逃避에 대한 제약은 빈국에서 拘束的이 될 가능성이 높다. Cumby and Levich(1987)는 1976년부터 1984년까지 開發途上國

의 자본도피 규모에 대한 實證的인 증거를 제시하고 있다<sup>13)</sup>. 부록의 〈附表 1〉들은 1976년부터 1984년까지 韓國 및 開發途上國 5개국, 즉 아르헨티나, 브라질, 필리핀, 베네수엘라에서의 資本逃避 規模의 推定值를 보여주고 있다. 이 추정에 의하면 최저치는 1982년 브라질의 GNP 대비 0.142%에서 최고치가 1980년 베네수엘라의 GNP대비 10.97%에 이르고 있다. 모든 분석대상국들에 있어서 이 資本逃避 推定值는 國內投資와 비교해 相對的으로 큰 규모를 차지하고 있다. 또한 부록의 〈附表 2〉들은 각국의 수입(수출)액에서 차지하는 交易相對國의 수출(수입)액 비중의 추정치를 제시하고 있는데, 先進國보다 開發途上國의 자본도피 정도가 더 큼을 알 수 있다<sup>14)</sup>. 즉, 先進國(캐나다, 덴마크, 프랑스, 독일, 네덜란드, 스위스, 영국, 미국)의 경우 그 추정치가 1에 가깝지만 開發途上國의 경우 그 추정치가 0.29에서 1.14까지의 범위에 걸쳐 있어서 거래송장의 가격을 과소 혹은 과도하게 기록함으로써 租稅回避와 資本逃避가 광범위하게 이루어지고 있음을 보여주고 있다.

開發途上國의 경우 일반적으로 金融制度가 발달하지 못하여 資本逃避에 대한 監視費用이 선진국보다 더 높다고 할 수 있다. 따라서 貧國 거주자들의 資本逃避費用이 적게 되어 資本逃避 制約이 상대적으로 심하다고 할 수 있다. 본 논문에서는 分析目的上 조세회피비용  $\alpha$ 는 모든 국가에 대해서 同一하다고 가정한다. 본 논문의 分析結果에서는 이 가정에도 불구하고 資本逃避規制가 資本貧國에 대해 더 구속적인 것으로 나타났다.

源泉地國課稅制度下에서 資本投資量과 세후 한계수익률은 모든 국가에서 동일하게 될 것이다. 조세경쟁은 모든 국가에서 賦存資本量과 관계없이 均衡稅率을 일정하게 낮추게 할 것이다.

## 1. 租稅回避가 存在하지 않는 境遇의 居住地國課稅制度

資本貧國의 세원은 資本富國의 세원보다 상대적으로 작다. 또한 동일한 生産函數와 완전한 資本移動을 가정하므로 균형점에서 각국의 國內總投資는 동일할 것이다. 그러나 이

13) 보다 자세한 계량적 증거에 대해서는 Dooley(1988)를 참조하기 바란다.

14) 자세한 설명에 대해서는 다음의 第1節을 참조하기 바란다.

러한 純粹 居住地國課稅制度에서 國內投資所得은 稅源이 아니다. 반면에 국내거주자가 국내나 해외에 투자하여 발생하는 모든 소득이 課稅對象이 된다. i國의 稅源  $K_B^i$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$K_B^i = K_D^i + K_F^i = K_i^i + \sum_{j=1, j \neq i}^n K_j^i = \sum_{j=1}^n K_j^i, \forall i \dots\dots\dots (16)$$

이 때  $K_D^i$ 는 i國의 國內 거주자가 자국에 투자하는 양이고  $K_F^i$ 는 i國의 거주자가 해외에 투자하는 양이다. i國에 투자한 總國內投資는 다음과 같이 두 가지 부분으로 나눌 수 있다.

$$K_i = K_i^D + K_i^F = K_i^i + \sum_{j=1, j \neq i}^n K_j^i = \sum_{j=1}^n K_j^i, \forall i \dots\dots\dots (17)$$

여기에서  $K_i^D$ 는 i國 자국 거주자의 國內投資이고  $K_i^F$ 는 海外居住者의 i國에 대한 투자 이다. 資本移動이 완전한 경우 裁定條件은

$$f'(K_i) = f'(\bar{K}), \forall i \dots\dots\dots (18)$$

가 되며, 이때  $\bar{K}$ 는 모든 국가들에 있어서 동일한 수준의 平均投資이다. 다음과 같은 조건이 충족되면 i國은 純資本輸入(輸出)國이라고 할 수 있다.

$$K_F^i < (>) K_i^F \dots\dots\dots (19)$$

즉, i國의 國內 거주자가 해외에 투자한 자본량이 外國 거주자들이 i國에 투자한 자본 량을 초과한다면 i國은 純資本輸出國이 되는 것이다.

i國의 最適課稅 問題는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{Max}_{t_i} v(G_i) - h(t_i) \Rightarrow v' f = h' \dots\dots\dots (20)$$

i國의 租稅收入  $G_i$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$G_i = t_i \sum_{j=1}^n \frac{K_j^i}{K_j} f(K_j) \dots\dots\dots (21)$$

한편 다음의 관계가 성립하므로,

$$K_j = \bar{K} \Rightarrow \sum_{j=1}^n \frac{K_j^i}{K_j} f(K_j) = \frac{f(\bar{K})}{\bar{K}} \sum_{j=1}^n K_j^i \dots\dots\dots (22)$$

i國의 租稅收入은 다음과 같이 다시 나타낼 수 있다.

$$G_i = t_i \frac{f(\bar{K})}{\bar{K}} \sum_{j=1}^n K_j^i = t_i f(\bar{K}) \frac{\sum_{j=1}^n K_j^i}{\bar{K}} = t_i f(\bar{K}) \left( \frac{K_B^i}{\bar{K}} \right) \dots\dots\dots (23)$$

各國에 1부터 n까지 순서를 부여하여 1國은  $(K_B^1/\bar{K})$ 의 비율이 가장 작은 나라로 가정한다. 다시 말해서 1國은 最貧資本國家( $K_B^1/\bar{K}$ )이다.  $\beta_i (\equiv K_B^i/\bar{K})$ 로 나타낸 賦存資本比率는 모든  $i (=1, \dots, n)$ 에 대하여 外生的으로 주어진다. 따라서 i국의 租稅收入  $G_i$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$G_i = t_i \beta_i f(\bar{K}) \dots\dots\dots (24)$$

여기서 중요한 사실은 一國이 資本逃避나 租稅回避가 전혀 존재하지 않는 순수거주지국과세제도를 채택했을 때 그 정부는 稅源이나 자국에 투자되는 資本의 總量에 전혀 영향을 미칠 수 없다는 것을 알 수 있다. 즉, 政府는  $\beta_i$ 나  $f(\bar{K})$ 에 영향을 줄 수 없다. 公共財供給 또는 租稅收入인  $G$ 와 稅率  $t$ 간에는 직접적인 관계가 있다. 자본빈국에서 주어진 稅率을 적용하면 政府의 租稅收入  $G$ 는 資本富國보다 작고 따라서  $\nu$ '는 높다. 반면  $h'$ 는 資本貧國과 資本富國 모두 동일하다. 식 (20)의 1계조건을 충족시키기 위해서 資本貧國 政府는 稅率을 올려야 한다. 이에 따라  $h'$ 는 增加하고  $\nu$ '는 減少하게 된다. 따라서

$i < j$ 이면  $t_i^* > t_j^*$ 이다. 즉, 資本貧國의 最適세율은 資本富國의 最適稅率보다 더 높게 되는 것이다.

## 2. 租稅回避가 存在하는 境遇의 居住地國課稅制度

식 (18)은 모든 國家에 대해 성립한다. 만약  $f'(K_i)$ 가  $f'(\bar{K})$ 보다 높다면 外國人들은  $i$  國의 收益率이 世界수익률과 동일하게 될 때까지  $i$ 국에 投資할 것이다. 그러나 國內 거주자들은 租稅回避費用  $\alpha$ 가 國內 居住地國課稅 稅率보다 더 작다면 조세를 회피할 유인을 가지게 된다. 위에서 언급한 바와 같이 각국의 收益率  $f'(K_i)$ 는 항상 一致하게 되므로 만약 國內稅率( $t_i$ )이 租稅回避費用( $\alpha$ )보다 더 크다면 國內 거주자는 國內에서 투자자본을 유지할 이유가 없게 된다. 그러므로  $i$ 國 政府는 다음과 같은 조세회피 제약식하의 最適租稅 問題에 직면하게 된다.

$$\text{Max}_{t_i} v(G_i) - h(t_i), \text{ s.t. } t_i \leq \alpha \dots\dots\dots (25)$$

앞서 租稅回避가 존재하지 않는 경우 最適稅率(식 (25)에서 制約式이 구속적이지 않을 때)은  $\{t_i^*\}_{i=1, \dots, n}$  (단,  $t_1^* > t_i^* > t_n^*$ )이었다. 그러므로 居住者가 租稅回避를 시도함에 따라 資本貧國은  $\alpha$ 에 의해서 훨씬 더 제약을 받게 된다<sup>15)</sup>. 더욱이  $\alpha$ 가 0에 근접함에 따라 모든 국가들은 資本逃避의 제약을 받게 되고 居住地國課稅制度下에서 자본과세는 제대로 이루어질 수 없게 되는 것이다.

## 3. 國家間 賦存資本이 相異한 境遇의 源泉地國課稅制度

國家間 賦存資本이 相異한 경우 源泉地國課稅制度下에서 각국 政府의 목표는 단지 그 국가의 稅收를 極大化시키고자 하는 데 있다. 政府의 새로운 稅收極大化 문제와 그 1계 조건은 다음과 같다.

15) 또한 자본빈국의 자본도피비용이 더 낮다면 자본도피규제가 더욱 구속적이 될 가능성이 높게 된다.

$$\text{Max}_{t_i} v(G_i) \Rightarrow v' [f + t_i f' \frac{dK_i}{dt_i}] = 0 \dots\dots\dots (26)$$

여기에서  $(dK_i/dt_i) < 0$ 이다.  $i$ 국의 租稅收入은

$$G_i = t_i f(K_i) \dots\dots\dots (27)$$

開放經濟에서 源泉地國課稅制度를 실시하고 있는 국가는 그 국가의 租稅收入을 극대화시키는  $t_{max}$ 를 선택하게 된다. 정부는 租稅收入을 極大化하는 수준까지 세율을 인상시킬 근거를 가지고 있다. 따라서 정부의 租稅問題는 단순한 租稅收入 極大化 문제가 된다. 固定資本 가정이나 租稅競爭이 존재하지 않는 보다 일반적인 모델의 균형점에서 개별국가나 세계전체의 투자수준은 각국 정부가 時際的 歪曲에 관심을 가지는 效率的인 경우에서 보다 더 낮게 된다. 이때의 세율  $t$ 는 時際的 歪曲이 內在化된 純粹 居住地國課稅制度에서의 最適稅率( $t^*$ )보다 높게 될 것이다. 그러나 租稅競爭이 존재하는 경우의 최적세율  $t_{max}$ 는  $t^*$ 와 두 가지 이유에서 다르게 된다. 첫째는 租稅競爭이 均衡稅率을 낮출 것이고 둘째, 時際的 歪曲을 內在化하지 않음으로써 균형세율을 올릴 것이기 때문이다.  $t_{max}$ 가  $t^*$ 보다 클지 작을지는 이 두 非效率性의 상대적인 크기에 달려 있다. 그러나 만약 순 세후 수익률이 나라마다 다르다면 투자자들은 低稅率國家에만 투자할 것이다. 더욱이 조세경쟁이 존재하고, 동일한 技術 및 完全資本移動 가정하에서 源泉地國課稅는 모든 국가에서 동일하게 이루어지게 된다. 이와 같이 국가간 賦存資本이 상이한 경우 源泉地國課稅制度下에서는 세후수익률이 모든 국가에서 동일하게 될 때까지 자본이 자본 부국에서 자본 빈국으로 이동하게 된다. 投資家들은 다음과 같은 관계가 성립하도록 각국으로 投資를 割當한다.

$$(1-t_i)f'(K_i) = (1-t_j)f'(K_j) \dots\dots\dots (28)$$

그러나 富國과 貧國을 불문하고 모든 국가들은 最適稅率( $t^*$ )을 선택하고자 한다. 따라서 稅率調整이 이루어지지 않으면 副最適稅率인  $t_{max}$ 를 초래하게 된다.

閉鎖經濟의 경우로 돌아가서 정부의 문제에 관해 고찰해 보면 정부는 다음의 1계 조건을 충족시키는  $t_i^*$ 를 선택한다.

$$v'(G_i) f(K_i) = 0 \dots\dots\dots (29)$$

각국에게 상이하게 주어진 資本賦存量에 따른 稅率의 差異를 살펴보기 위해 식 (29)를 전미분하면  $dt_i^*/dK_i$ 를 얻을 수 있다.

$$v'' f^2 dt_i^* + v' f' dK_i = 0$$

$$\frac{dt_i^*}{dK_i} = \frac{v' f'}{-v'' f^2} > 0$$

$$\therefore t_i^* < t_j^* \text{ for } i < j \dots\dots\dots (30)$$

즉, 資本貧國은 資本富國보다 낮은 세율을 책정하게 된다. 그 이유는 자본빈국의 경우 세원이 적으므로 조세의 限界收益( $v'f$ )이 더 작기 때문이다. 세원이 적을 경우에 세율 1%의 증가에 의해 추가로 제공될 수 있는 공공재의 양은 더 적은 반면에 限界課稅費用은 모든 국가에서 동일하게 된다. 따라서 資本貧國은 자본이동이 없을 때 과세를 덜하게 되는 것이다.

開放經濟下에서 자본은 부국으로부터 유출되므로 富國의 세원은 줄어들게 되고, 이에 따라 最適稅率이 줄어들게 된다. 그 자본은 貧國으로 유입되어 貧國의 最適稅率을 증가시킨다. 그 결과 균형에서는 세율이 모든 국가에서 동일하게 된다.

그러나 租稅競爭은 모든 국가에서 稅率을 감소시킨다. 그러므로 부국의 세율은 閉鎖經濟에서보다 훨씬 더 낮아질 것이며, 세율은 租稅競爭에도 불구하고 자본 빈국에서 더 높게 나타날 수도 있다. 開放經濟下에서는 완전자본이동과 租稅競爭 때문에 나라간의 稅率과 投資量이 同一化된다. 그러나 원천지국과세하의 조세경쟁은 모든 국가의 거주자들이 직면했던 왜곡이 내재화되지 않음으로써 야기된 非效率性(歪曲)을 상쇄시키기에 필요한 양보다 더 많은 양까지 均衡稅率을 감소시킨다. 그러므로 심한 租稅競爭이 있을 때 모든 국가는 租稅協力을 통해 큰 이익을 얻을 수 있는 것이다.

## IV. 厚生分析

代表的인 經濟(representative economy)와 賦存資本量이 相異한 經濟들(heterogeneous economies)간에 居住地國課稅制度和 源泉地國課稅制度下에서의 厚生水準을 比較할 수 있다. 이때 厚生수준은 순수 거주지국과세제도하에서의 最適세율  $t^*$ 를 벗어남으로써 發生하는 非效率性으로 측정할 수 있을 것이다. 居住地國課稅制度和 源泉地國課稅制度間的 厚生水準 比較는 원천지국과세제도하에서 租稅競爭으로 인한 非效率과 거주지국과세제도하에서 租稅回避로 야기된 非效率의 크기로 가능하다.

### 1. 賦存資本量이 同一한 國家들의 境遇

국가간 賦存資本量이 同一한 대표적인 경제의 경우 조세경쟁이 존재하는 源泉地國課稅制度에서 均衡세율  $t^{**}$ 는  $t^*$ 보다 낮다. 租稅回避가 존재하는 居住地國課稅制度에서의 均衡稅率은 조세회피 비용에 의존한다. 조세회피 비용이 0에 근접함에 따라 均衡稅率은  $t^*$ 로부터 점점 멀어지게 되고 租稅回避로 인한 비효율은 증가하게 된다. 租稅競爭으로 인한 비효율의 정도가 租稅回避로 인한 비효율을 능가한다면 居住地國課稅制度는 租稅協力이 존재하지 않는 源泉地國課稅制度보다 우월한 제도가 된다. 반면에 조세회피로 인한 非效率이 조세경쟁으로 인한 非效率의 정도보다 크면 그 반대가 성립한다. 만약 各國 政府가 源泉地國課稅制度下에서 稅率을 調整할 수 있다면 그 세율은 最適稅率 水準인  $t^*$ 에 근접할 수 있다. 이와 같이 賦存資本量이 동일한 세계에서조차도 源泉地國課稅制度下에서는 정부가 세율조정을 통해 租稅競爭으로 야기되는 외국을 줄임으로써 厚生수준을 높일 수 있는 것이다. 조세회피가 존재하는 居住地國課稅制度下에서는 稅率調整을 통해 厚生수준의 향상을 피할 수 없다. 세율을 最適稅率 水準인 ( $t^*$ )로 설정하려는 稅率調整의 노력으로 조세회피를 막을 수는 없다. 즉, 稅率  $t^*$ 에 도달할 수 없다. 따라서 居住地國課稅制度에서 租稅調整 努力은 아무런 의미가 없는 것이다<sup>16)</sup>.

16) 물론 이러한 종류의 조정은 외국인의 국내소득을 외국정부에 통보해 주는 제도적 장치를 포함한다. 그러나 이러한 제도는 본 논문의 분석범위를 넘어선다.

## 2. 賦存資本量이 相異한 國家들의 境遇

公共財를 공급하는 유일한 수단으로서 租稅만이 존재하고, 그 租稅로부터의 歪曲이 불가피한 상황에서 最適稅率은 純粹한 居住地國課稅制度下의 均衡稅率인  $t^*$ 이다. 本節에서는 兩 課稅制度下에서 資本富國과 資本貧國 각각에 대한 厚生水準을 비교하고자 한다. 즉, 어떤 국가에게 어떤 과세제도가 더 적당한가에 대한 解答을 제시하고자 한다. 資本富國은 그들의 租稅制度를 源泉地國課稅制度로 바꾸면 稅收의 일부를 잃게 된다. 왜냐하면 資本은 수익률이 높은 資本貧國으로 流出되기 때문이다. 한편 이들 국가들은 租稅회피 規制가 더 이상 拘束的이지 않기 때문에 稅率을 引上시킬 수 있게 된다. 資本貧國들은 원천지국과세제도로 바꿈에 따라 더 큰 稅收을 얻게 되고 또한 稅收을 올릴 수 있게 된다(왜냐하면 租稅回避規制는 더 이상 관련이 없기 때문이다). 이와 같이 資本富國은 더 호전될 수 있으며 資本貧國은 분명하게 나아진다. 나아가 원천지국과세제도에서 稅收조정은 資本貧國과 富國 모두에게 厚生수준을 향상시키는 結果를 가져올 것이다.

租稅회피가 존재하는 居住地國課稅制度에서 資本貧國은 엄격한 資本逃避規制에 직면하게 된다. 資本貧國은 稅收을 증가시키기 위해서 居住地國課稅制度에서 源泉地國課稅制度로 변경시키지 않을 이유가 없는 것이다. 居住地國課稅制度와는 달리 국가간 부존자본량이 다른 경우의 源泉地國課稅制度下에서는 두 가지 형태의 왜곡이 있다. 하나는 租稅경쟁으로부터 야기되는 歪曲이고( $t < t^*$ ), 다른 하나는 투자자들의 時際的인 결정을 內在化하지 않음으로써 야기되는 追加的인 歪曲이다( $t > t^*$ ). 이 두 가지 非效率은 반대 방향으로 작용하여 완전히 상쇄될 수도 있다. 기존의 왜곡이 있던 제도에 追加的인 왜곡이나 非效率의 導入은 ‘次善의 理論’에서와 같이 厚生水準의 향상을 가져올 수 있는 것이다. 租稅協力은 世界資本의 分配를 改善시켜 結局은 厚生수준을 높일 수 있다.

## V. 結論 및 政策的 示唆點

本 論文에서는 居住地國課稅制度와 源泉地國課稅制度에서 租稅에 기인하는 歪曲을 분석했다. 國際資本移動과 租稅競爭이 전혀 존재하지 않는 대표적인 閉鎖經濟下에서는 두

租稅制度間에 근본적인 차이가 없다. 그러나 개방경제에서는 租稅競爭과 조세회피로 야기되는 비효율이 주요한 문제가 된다.

源泉地國課稅制度를 가진 대표적인 개방경제에서는 租稅競爭으로 야기되는 비효율이 존재하며, 그 결과 公共財의 過少供給이 이루어지게 된다. 居住地國課稅制度를 가진 대표적인 경제에서는 租稅回避 可能性으로 말미암아 조세수입을 유지하기 어렵다. 이 경우에 租稅回避로부터의 비효율은 源泉地國課稅制度에서 租稅競爭에 의한 비효율보다 훨씬 더 크게 나타난다.

國家間 賦存資本량이 다른 경우 資本貧國의 조세수입은 조세회피가 존재하지 않는 居住地國課稅制度下에서 자본부국보다 더 작다. 그러나 조세회피가 존재하지 않는 居住地國課稅制度下에서 빈국의 최적세율은 부국의 최적세율보다 더 높다. 따라서 居住者들이 조세를 회피할 때 資本貧國은 稅收增大에 커다란 어려움을 맞게 된다. 모든 국가에서 조세회피에 대한 비용이 들지 않게 되면 居住地國課稅制度下에서 資本課稅는 다른 조치가 없는 한 존립하기 어렵게 된다.

國家間 賦存資本량이 다르고 租稅競爭이 없는 경우에 源泉地國課稅制度下에서의 資本投資는 稅後收益率이 모든 국가에서 동일하게 될 때까지 資本貧國으로 흘러들어간다. 그러나 租稅競爭의 가능성이 도입되면 모든 국가들의 稅率引下를 가져오는 동시에 정부의 稅收極大化 行爲는 時際的 歪曲을 총체적으로 內在化하지 못함으로써 모든 국가들의 세율을 높이는 방향으로 작용하게 된다. 이에 따른 稅率이 純粹 居住地國課稅制度下的 최적세율과 멀어질 경우 정부는 國家間 稅率調整을 통해 보다 효율적인 결과를 가져다 줄 수 있게 되는 것이다.

최근 들어 國際資本移動에 대한 障礙物들이 加速的으로 제거되어감에 따라 각국 정부의 입장에서는 한편으로는 그 可能性이 더 높아진 投資家들의 租稅回避에 대응하고 다른 한편으로는 稅源과 投資資本을 확보하기 위한 수단으로서의 적정과세제도의 정립이 요구되고 있다. 실제로 대부분의 나라들은 居住地國課稅制度和 源泉地國課稅制度를 혼용하고 있는 실정이다. 즉, 外國資本의 國內流入에 대해서는 대부분이 源泉地國課稅制度를 적용하는 반면 自國資本의 海外流出에 대해서는 나라마다 차이를 보이고 있다. 이에 따라 정부의 資本所得課稅를 논할 때 租稅回避와 租稅競爭에서 오는 非效率을 동시에 고려하지 않을 수 없다. 우리나라도 국내에 유입된 外國資本에 대해서는 原則的으로 源泉地國課稅

制度를 채택하고 있으며 海外流出資本에 대해서는 居住地國課稅制度를 따르고 있다<sup>17)</sup>.

우리나라의 경우 과거에는 國際資本移動에 대해 各種 規制를 하였으므로 資本逃避性 租稅回避가 容易하지 않았으며 國際租稅 競爭으로 인한 資本流出이 稅收에 미치는 영향이 그리 크지 않았다. 그러나 앞으로 당면한 資本去來 自由化와 資本市場 開放은 國內의 金利차로 인한 資本流入과 이에 따른 通貨膨脹의 위험 및 外換管理規制緩和로 인한 租稅回避性 外貨逃避의 可能性을 증가시킨다. 또한 各國은 各種 租稅惠澤과 規制緩和 및 支援 등을 통해 보다 적극적으로 우리 기업의 投資誘致를 꾀하고 있다. 따라서 우리 정부도 經濟의 安定과 稅源의 保存을 위한 새로운 政策手段을 강구하여야 한다. 자본규제 완화로 보다 直接的인 資本統制 手段이 제거됨에 따라 정부는 國際租稅 調整을 통해 보다 效率的인 對應方案을 마련해야 하는 것이다. 이와 더불어 선진화된 租稅行政과 金融制度는 資本去來의 투명성 제고로 조세회피 비용을 증가시키게 한다. 그리고 國家間的 원활한 정보교환망 구축 또한 조세회피 비용을 증가시키는 요인이 되게 된다. 타국과의 資本誘致를 위한 租稅競爭에서 오는 厚生損失은 정부간의 租稅調整 및 租稅協力을 통해 最少化하여야 할 것이다.

---

17) 이와 같은 양 제도의 혼용에서 오는 이중과세를 방지하기 위해 국가간에 조세조약이 체결되고 있다.

## 參 考 文 獻

- Auerbach, Alan J., "The Theory of Excess Burden and Optimal Taxation," in A. J. Auerbach and M. Feldstein(eds.), *Handbook of Public Economics*, Amsterdam: North-Holland, 1985.
- Ault, Hugh J. and David F. Bradford, "Taxing International Income: An Analysis of U.S. System and Its Economic Premises," NBER Working Paper, 3056, August 1989.
- Bohn, Henning, "Tax Smoothing with Financial Instruments," *American Economic Review*, December 1990, pp. 1217~1230.
- Cuddington, John T., "Capital Flight: Estimates, Issues, and Explanations," *Studies in International Finance*, No. 58, Dept. of Economics, Princeton University, Princeton, N.J., 1986.
- Cumby, Robert and Richard Levich, "On the Definition and Magnitude of Recent Capital Flight," in Donald R. Lassard and John Williamson(eds.), *Capital Flight and Third World Debt, Institute for International Economics*, Washington, D.C., 1987.
- Diamond, Peter and James Mirrlees, "Optimal Taxation and Public Production I : Production Efficiency," *American Economic Review*, Vol. 61, March 1971, pp. 8~27.
- \_\_\_\_\_, "Optimal Taxation and Public Production II : Tax Rykes," *American Economic Review*, Vol. 61, June 1971, pp. 261~278.
- Dooley, Michael P., "Comment on the Definition and Magnitude of Recent Capital Flight," by Robert Cumby and Richard Levich, in Donald R. Lassard and John Williamson(eds.), *Capital Flight and Third World Debt, Institute for International Economics*, Washington, D.C., 1987.
- \_\_\_\_\_, "Capital Flight, a Response to Differences in Financial Risks," *International Monetary Fund Staff Papers*, 35, No. 3, September 1988, pp. 422~436.

- Erbe, Susanne, "The Flight of Capital from Developing Countries," *Intereconomics*, Nov./Dec. 1985, pp. 268~275.
- Findlay, Christopher, "Optimal Taxation of International Income Flows," *Economic Record*, 1986, pp. 204~214.
- Giovannini, Alberto, "Capital Controls and Public Finance: The Experience in Italy," in F. Giavazzi and L. Spaventa(eds.), *High Public Debt: The Italian Experience*, Cambridge University Press, Cambridge, 1988a.
- \_\_\_\_\_, "International Capital Mobility and Tax Avoidance," mimeo, Graduate School of Business, Columbia University, 1988b.
- \_\_\_\_\_, "National Tax Systems versus the European Capital Market," *Economic Policy*, October 1989, pp. 346~386.
- \_\_\_\_\_, "International Capital Mobility and Capital-Income Taxation : Theory and Policy," *European Economic Review*, June 1990.
- Giovannini, Alberto and James R. Hines, Jr., "Capital Flight and Tax Competition: Are There Viable Solutions to Both Problems?," mimeo, March 1990.
- Gordon, Roger H., "An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism," *Quarterly Journal of Economics*, 98, November 1983, pp. 567~586.
- \_\_\_\_\_, "Taxation of Investment Savings in a World Economy," *American Economic Review*, 76, December 1986, pp. 1086~1102.
- \_\_\_\_\_, "Can Capital Income Taxes Survive in Open Economies?," NBER Working Paper, 3416, August 1990.
- Gordon, Roger H. and Joel Slemrod, "Do We Collect Any Revenue from Taxing Capital Income?," *Tax Policy and the Economy*, 2, 1988, pp. 89~130.
- Gordon, Roger H. and Hal R. Varian, "Taxation and Asset Income in the Preference of a World Security Market," *Journal of International Economics*, 26, June 1989, pp. 205~226.
- Haque, Nadeem U. and Peter Montiel, "Capital Mobility in Developing Countries:

- Some Empirical Tests," International Monetary Fund Working Paper, December 1990.
- Hartman, David G., "Tax Policy and Foreign Direct Investment," *Journal of Public Economics*, 26, January 1985, pp. 107~121.
- Hines Jr., James R. and Glenn R. Hubbard, "Coming Home to America: Dividend Repatriations by U.S. Multinationals," NBER Working Paper, 2931, April 1989.
- Horst, Thomas, "A Note on the Optimal Taxation of International Investment Income," *Quarterly Journal of Economics*, 44, 1980.
- International Monetary Fund, *International Financial Statistical Yearbook*, Washington, D.C., 1991.
- Razin, Assaf and Efraim Sadka, "Capital Market Integration: Issues of International Taxation," NBER Working Paper, 3281, March 1990.
- \_\_\_\_\_, "International Tax Competition and Gains from Tax Harmonization," NBER Working Paper, 3152, October 1989.
- Sinn, Hans-Werner, *Capital Income Taxation and Resource Allocation*, North-Holland, Amsterdam, 1987.
- \_\_\_\_\_, "Can Direct and Indirect Taxes Be Added for International Comparisons of Competitiveness," NBER Working Paper, 3152, October 1989.
- \_\_\_\_\_, "Tax Harmonization and Tax Competition in Europe," NBER Working Paper, 3248, January 1990.
- Slemrod, Joel, "Effect of Taxation with International Capital Mobility," in H. J. Aaron, H. Galper, and J. Pechman(eds.), *Uneasy Compromise: Problems of a Hybrid Income-Consumption Tax*, Washington, D.C.: Brookings Institution, 1988, pp. 115~155.
- Tanzi, Vito, "The Response of Other Industrial Countries to the U.S. Tax Reform Act," *National Tax Journal*, 4, September 1987, pp. 339~355.
- World Bank, *World Development Report*, Washington, D.C., 1985.

〈附 錄〉

〈附表 1-a〉 아르헨티나의 資本逃避 推定值

(單位：백만US\$, %)

연 도	GNP	World Bank: WDR; Erbe	Morgan	Cline	Cuddington
1976	53,365	132 (0.247)	132 (0.247)	-98 (0.184)	266 (0.498)
1977	50,757	940 (1.852)	940 (1.852)	600 (1.182)	-618 (1.218)
1978	64,995	1,852 (2.849)	1,852 (2.849)	1,256 (1.932)	1,497 (2.218)
1979	107,178	3,128 (2.919)	3,128 (2.919)	2,181 (2.035)	-1,693 (1.580)
1980	152,485	5,036 (3.303)	5,036 (3.303)	3,465 (2.272)	2,301 (1.509)
1981	119,168	5,751 (4.826)	5,751 (4.826)	4,457 (3.740)	8,680 (7.284)
1982	52,064	8,455 (16.240)	8,709 (16.727)	7,575 (14.549)	5,210 (10.007)
1983	58,921	2,615 (4.438)	2,149 (3.647)	1,255 (2.130)	1,955 (3.318)
1984	71,886	-2,617 (3.640)	-2,696 (3.750)	-3,400 (4.730)	-1,635 (2.274)

註：1. ( ) 안은 GNP 대비 비중임.

2. WDR(World Development Report) : 부채변동분 + 순해외직접투자액 + 경상잉여분 + reserve 변동분.

3. Morgan : WDT 추정치 + 은행제도의 해외자산.

4. Cline : Morgan - {Travel(credit) + 재투자된 FDI 소득 + 기타투자소득(credit)}.

5. Cuddington : 순오차 및 누락 - 비은행부문 개인의 단기자본

資料 : Cumby and Levich(1987).

IMF, *International Financial Statistics Yearbook*, 1991.

〈附表 1-b〉 브라질의 資本逃避 推定値

(單位 : 백만US\$, %)

연 도	GNP	World Bank: WDR; Erbe	Morgan	Cline	Cuddington
1976	149,911	-62 (0.041)	-308 (0.205)	-647 (0.432)	-496 (0.331)
1977	173,066	4,283 (2.476)	4,244 (2.453)	3,831 (2.214)	618 (0.357)
1978	203,652	2,584 (1.269)	1,755 (0.862)	1,048 (0.515)	-299 (0.147)
1979	228,206	1,359 (0.596)	1,585 (0.695)	1,264 (0.554)	-1,227 (0.538)
1980	242,061	2,113 (0.873)	2,441 (1.008)	2,001 (0.827)	351 (0.145)
1981	264,344	-221 (0.084)	-820 (0.310)	-1,410 (0.533)	390 (0.148)
1982	266,832	2,575 (0.965)	2,564 (0.961)	1,802 (0.675)	379 (0.142)
1983	191,334	937 (0.490)	1,112 (0.581)	582 (0.304)	617 (0.322)
1984	197,078	5,098 (2.587)	4,748 (2.409)	4,023 (2.041)	-406 (0.206)

註 : 1. ( ) 안은 GNP 대비 비중임.

2. WDR(World Development Report) : 부채변동분 + 순해외직접투자액 + 경상잉여분 + reserve 변동분.

3. Morgan : WDT 추정치 + 은행제도의 해외자산.

4. Cline : Morgan - {Travel(credit) + 재투자된 FDI 소득 + 기타투자소득(credit)}.

5. Cuddington : 순오차 및 누락 - 비은행부문 개인의 단기자본

資料 : Cumby and Levich(1987).

IMF, *International Financial Statistics Yearbook*, 1991.

〈附表 1-c〉 韓國의 資本逃避 推定值

(單位：백만US\$, %)

연 도	GNP	World Bank: WDR; Erbe	Morgan	Cline	Cuddington
1976	28,500	454 (1.509)	232 (0.813)	-68 (0.238)	-112 (0.392)
1977	36,791	1,111 (3.020)	764 (2.077)	348 (0.946)	12 (0.033)
1978	49,591	1,291 (2.603)	481 (0.970)	-26 (0.052)	1,524 (3.073)
1979	63,640	487 (0.765)	-88 (0.130)	-552 (0.867)	-516 (0.811)
1980	60,501	875 (1.446)	-22 (0.036)	-695 (1.149)	-1,607 (2.656)
1981	66,852	622 (0.930)	62 (0.093)	-830 (1.242)	495 (0.740)
1982	71,377	1,289 (1.806)	1,327 (1.860)	450 (0.630)	1,285 (1.800)
1983	79,564	668 (0.840)	284 (0.357)	-659 (0.828)	57 (0.072)
1984	86,955	842 (0.968)	508 (0.584)	-625 (0.719)	1,692 (1.946)

註：1. ( ) 안은 GNP 대비 비중임.

2. WDR(World Development Report) : 부채변동분 + 순해외직접투자액 + 경상잉여분 + reserve 변동분.

3. Morgan : WDT 추정치 + 은행제도의 해외자산.

4. Cline : Morgan - {Travel(credit) + 재투자된 FDI 소득 + 기타투자소득(credit)}.

5. Cuddington : 순오차 및 누락 - 비은행부문 개인의 단기자본

資料 : Cumby and Levich(1987).

IMF. *International Financial Statistics Yearbook*. 1991.

〈附表 1-d〉 멕시코의 資本逃避 推定値

(單位: 億만US\$, %)

연 도	GNP	World Bank: WDR; Erbe	Morgan	Cline	Cuddington
1976	89,026	3,990 (4.482)	3,990 (4.482)	2,468 (2.772)	3,331 (3.742)
1977	79,912	4,985 (6.238)	4,985 (6.238)	3,562 (4.457)	857 (1.072)
1978	100,219	1,878 (1.874)	1,763 (1.759)	-725 (0.723)	571 (0.570)
1979	131,140	2,666 (2.033)	2,370 (1.807)	-1,066 (0.813)	1,107 (0.844)
1980	180,826	7,363 (4.072)	6,753 (3.735)	2,157 (1.193)	4,667 (2.581)
1981	231,592	8,224 (3.551)	8,560 (3.696)	2,578 (1.113)	10,910 (4.711)
1982	157,943	7,039 (4.457)	7,243 (4.586)	4,686 (2.967)	7,856 (4.974)
1983	134,055	11,656 (8.695)	11,706 (8.732)	9,322 (6.954)	4,314 (3.218)
1984	161,269	5,763 (3.574)	6,022 (3.734)	2,636 (1.635)	2,584 (1.602)

註: 1. ( ) 안은 GNP 대비 비중임.

2. WDR(World Development Report) : 부채변동분 + 순해외직접투자액 + 경상잉여분 + reserve 변동분.

3. Morgan : WDT 추정치 + 은행제도의 해외자산.

4. Cline : Morgan - {Travel(credit) + 재투자된 FDI 소득 + 기타투자소득(credit)}.

5. Cuddington : 순오차 및 누락 - 비은행부문 개인의 단기자본

資料 : Cumby and Levich(1987).

IMF, *International Financial Statistics Yearbook*. 1991.

(附表 1-e) 필리핀의 資本逃避 推定值

(單位 : 백만US\$, %)

연 도	GNP	World Bank: WDR; Erbe	Morgan	Cline	Cuddington
1976	18,037	581 (3.221)	986 (5.468)	879 (4.873)	459 (2.545)
1977	20,708	1,084 (5.235)	1,161 (5.607)	986 (4.761)	127 (0.613)
1978	24,030	831 (3.458)	437 (1.819)	198 (0.824)	227 (0.945)
1979	29,549	636 (2.152)	233 (0.789)	-43 (0.146)	643 (2.176)
1980	35,213	1,119 (3.178)	303 (0.860)	-103 (0.293)	267 (0.758)
1981	38,432	1,795 (4.671)	1,824 (4.746)	1,301 (3.385)	1,205 (3.135)
1982	39,274	908 (2.312)	701 (1.785)	93 (0.237)	734 (1.869)
1983	34,141	-904 (2.648)	-833 (2.440)	-1,509 (4.420)	248 (0.726)
1984	31,517	-1,010 (3.205)	-1,132 (3.592)	-1,785 (5.664)	-196 (0.622)

註 : 1. ( ) 안은 GNP 대비 비중임.

2. WDR(World Development Report) : 부채변동분 + 순해외직접투자액 + 경상잉여분 + reserve 변동분.

3. Morgan : WDT 추정치 + 은행제도의 해외자산.

4. Cline : Morgan - {Travel(credit) + 재투자된 FDI 소득 + 기타투자소득(credit)}.

5. Cuddington : 순오차 및 누락 - 비은행부문 개인의 단기자본

資料 : Cumby and Levich(1987).

IMF, *International Financial Statistics Yearbook*. 1991.

〈附表 1-f〉 베네수엘라의 資本逃避 推定值

(單位 : 백만US\$, %)

연 도	GNP	World Bank: WDR; Erbe	Morgan	Cline	Cuddington
1976	31,537	-4,178 (13.248)	-4,174 (13.235)	-4,445 (14.095)	-973 (3.085)
1977	36,189	2,416 (6.676)	2,303 (6.364)	2,007 (5.546)	-1,950 (5.388)
1978	39,238	1,496 (3.813)	1,297 (3.305)	832 (2.120)	-833 (2.123)
1979	48,219	3,640 (7.549)	3,484 (7.225)	2,984 (6.188)	136 (0.282)
1980	59,499	6,519 (10.956)	6,527 (10.970)	5,763 (9.686)	2,837 (4.768)
1981	66,968	6,505 (9.714)	6,564 (9.802)	5,367 (8.014)	4,866 (7.266)
1982	66,330	4,072 (6.139)	4,171 (6.288)	3,230 (4.870)	7,122 (10.737)
1983	66,301	4,677 (7.054)	3,991 (6.020)	3,052 (4.603)	723 (1.090)
1984	57,109	5,362 (9.389)	5,464 (9.568)	4,028 (7.053)	1,211 (2.121)

註 : 1. ( ) 안은 GNP 대비 비중임.

2. WDR(World Development Report) : 부채변동분 + 순해외직접투자액 + 경상잉여분 + reserve 변동분.

3. Morgan : WDT 추정치 + 은행제도의 해외자산.

4. Cline : Morgan - {Travel(credit) + 재투자된 FDI 소득 + 기타투자소득(credit)}.

5. Cuddington : 순오차 및 누락 - 비은행부문 개인의 단기자본

資料 : Cumby and Levich(1987).

IMF, *International Financial Statistics Yearbook*, 1991.

〈附表 2-a〉 美國의 輸入(輸出)額에서 차지하는 主要 交易對象國들의 輸出(輸入) 比重

연 도	캐 나 다	프 랑 스	독 일	영 국
1976	1.01(1.05)	1.00(1.30)	1.02(1.18)	1.03(1.07)
1977	1.00(1.05)	1.07(1.34)	0.99(1.10)	1.04(1.04)
1978	1.00(1.06)	1.04(1.38)	1.01(1.21)	0.87(1.02)
1979	1.02(1.13)	0.99(1.40)	1.03(1.26)	1.06(0.92)
1980	1.02(1.13)	0.93(1.39)	1.01(1.25)	1.08(1.02)
1981	1.04(1.11)	0.95(1.29)	1.01(1.19)	0.98(0.92)
1982	1.04(1.11)	0.94(1.23)	1.01(1.22)	1.01(1.03)
1983	1.07(1.12)	0.95(1.31)	1.01(1.21)	1.03(1.01)
1984	1.04(1.11)	0.93(1.28)	0.97(1.17)	0.95(0.97)

資料 : Cumby and Levich(1987).

〈附表 2-b〉 獨逸의 輸入(輸出)額에서 차지하는 主要 交易對象國들의 輸出(輸入) 比重

연 도	캐 나 다	프 랑 스	독 일	영 국	스 위 스
1976	1.03(0.93)	0.97(0.88)	1.06(0.92)	1.00(0.95)	0.89(0.90)
1977	1.03(0.95)	0.95(0.86)	1.05(0.90)	0.89(0.82)	0.89(0.91)
1978	1.04(0.92)	0.97(0.86)	1.04(0.90)	0.86(0.91)	0.93(0.93)
1979	1.05(0.92)	0.96(0.85)	1.02(0.90)	0.98(1.00)	0.93(0.91)
1980	1.05(0.92)	0.91(0.82)	1.06(0.88)	0.97(0.96)	0.90(0.88)
1981	1.05(0.92)	0.87(0.80)	1.07(0.88)	0.94(0.95)	0.91(0.91)
1982	1.02(0.94)	0.80(0.75)	1.06(0.88)	0.87(0.94)	0.92(0.92)
1983	1.05(0.91)	0.84(0.78)	1.08(0.86)	0.89(0.99)	0.96(0.92)
1984	1.06(0.91)	0.87(0.76)	1.08(0.87)	0.87(0.98)	0.95(0.91)

資料 : Cumby and Levich(1987).

〈附表 2-c〉 主要開發途上國(A)들의 輸入(輸出)額에서 차지하는  
 主要 交易對象國(B)들의 輸出(輸入) 比重

연 도	A. 멕시코 B. 브라질	A. 베네수엘라 B. 브라질	A. 아르헨티나 B. 브라질	A. 필리핀 B. 홍콩	A. 한국 B. 홍콩
1976	0.99(1.01)	1.04(1.00)	0.94(0.80)	1.05(0.52)	1.06(0.35)
1977	1.02(0.91)	0.95(1.14)	0.73(0.96)	1.16(0.51)	1.04(0.29)
1978	1.07(0.89)	0.82(0.97)	0.57(0.68)	1.20(0.55)	1.11(0.31)
1979	0.98(0.83)	1.03(0.95)	0.60(0.87)	1.20(0.55)	1.16(0.40)
1980	0.99(0.87)	1.23(0.73)	0.94(0.85)	1.14(0.58)	1.17(0.40)
1981	1.11(0.91)	1.05(0.56)	1.06(0.82)	1.21(0.56)	1.30(0.54)
1982	1.13(0.96)	n.a.(n.a.)	1.00(0.93)	1.40(0.54)	1.33(0.71)
1983	1.13(0.92)	n.a.(n.a.)	0.99(0.67)	1.07(0.66)	1.30(0.54)
1984	1.05(0.89)	n.a.(n.a.)	0.97(0.64)	1.07(0.68)	1.51(0.88)

資料 : Cumby and Levich(1987).

〈附表 3〉 低開發國家들의 資本移動 程度

A	B	C
과테말라	인도	브라질
인도네시아		요르단
케냐		몰타
말레이시아		터키
모로코		
필리핀		
스리랑카		
튀니지		
우루과이		
잠비아		

註 : A는 완전한 자본이동이 배제되지 않는 경우임.

B는 자본이동의 완전한 제약이 배제되지 않는 경우임.

C는 자본이동의 완전한 자유와 완전한 제약을 제외한 경우임.

資料 : Haque and Montiel(1990).

# 市場價格資料를 사용한 運輸資產의 經濟的 減價償却率 測定

玄 鎮 權\*

## 요 약

有形資產의 經濟的 減價償却率의 測定은 자본관련 연구와 정책에 매우 중요한 기초자료이다. 그러나 기존의 연구들은 거시자료를 바탕으로 개략적으로 이루어졌을 뿐이다. 본 연구는 運輸資產(버스·승용차·화물차)의 市場價格資料를 바탕으로 經濟的 減價償却率을 처음으로 측정한 것이다. 그 결과 세 가지 자산의 감가상각 형태는 定率法과 유사한 형태를 보여주며, 경제적 감가상각률은 버스가 25.87%, 승용차가 26.71%, 화물차가 22.03%인 것으로 나타났다. 또한 經濟的 減價償却率이 일반적으로 母數로 인식되는 것과는 달리 내생적 특성을 보여주었으며, 이는 감가상각정책에 중요한 시사성을 가져다 준다.

## I. 序 論

有形의 固定資產은 시간이 경과함에 따라 資產의 價値가 감소하게 되는데, 減價償却(depreciation)이란 이러한 가치의 감소를 합리적으로 계산하여 추정하는 절차를

### \* 本院 專門研究委員

본 논문의 초안은 1993년 국제경제학회 동계학술발표회에서 발표되었으며, 이를 기초로 수정·보완하였다. 많은 도움말을 주신 학술발표회 참석자에게 감사드리며, 아울러 개인적 관심과 조언을 주신 郭泰元, 尹建永, 表鶴吉 교수께 깊은 감사를 드린다. 아울러 초고를 꼼꼼히 읽고 많은 건설적인 제안을 해주신 익명의 두 심사위원께 감사를 드린다. 본 연구는 자료수집 및 분석, 원고교정까지 본원의 李楨悅 研究員의 도움에 의해 이루어졌으며 이에 깊은 감사를 표한다.

말한다<sup>1)</sup>. 減價償却은 사용하는 목적에 따라 經濟的 減價償却, 稅法上 減價償却, 會計上 減價償却으로 나누어진다. 經濟的 減價償却(economic depreciation)이란 시간의 경과에 따른 자산의 시장가격 변화를 뜻하며, 稅法上 減價償却(tax depreciation)은 세법에서 규정하는 자산의 감가를 말하고, 會計上 減價償却(accounting depreciation)은 기업의 회계에서 사용하는 資產의 減價를 말한다.

經濟的 減價償却의 測定은 자산연구에 중요한 자료이므로 이를 측정하기 위한 많은 연구가 진행되어 왔다. 經濟的 減價償却을 측정하는 방법은 크게 두 가지가 있는데, 하나는 산업별 혹은 자산별 자본에 대한 거시자료를 사용하여 추정하는 방법이며, 다른 하나는 각 자산의 중고품에 대해 형성되는 중고시장가격을 통하여 추정하는 방법이다. 거시자료를 사용하여 추정하는 방법은 비교적 자료를 쉽게 구할 수 있으므로 오랫동안 많이 사용되었다. 美國의 경우는 Bureau of Economic Analysis(BEA)에서 대표적으로 자산의 거시자료를 사용하여 매년 감가상각률에 대한 추정치를 제공하였다. 우리나라의 경우는 감가상각에 대한 모든 연구가 거시자료를 사용하여 이루어졌다.

經濟的 減價償却 形態를 측정하기 위해 微視資料인 中古資產의 市場價格을 사용한 研究는 Hulten and Wykoff(1981a, 1981b)에 의해 이루어졌다. 이 연구는 市場價格에 대한 資料를 Box-Cox 模型에 응용하여 경제적 감가상각의 형태와 정도를 자산별로 나누어 추정하였다. 기존의 거시자료를 사용한 감가상각에 대한 연구는 대체로 자산별로 구분하지 않은 채로 정률법에 근거를 둔 추정치를 이용하였으므로 정확도가 높지 않은 반면에 資產別 中古市場의 市場價格을 통하여 추정한 經濟的 減價償却率은 정확도에 있

1) 엄밀하게는 減價로 표현함이 옳다. 그러나 일반적으로 減價償却이 많이 사용되고 있으므로 減價償却으로 표기한다. 減價償却과 연관된 資產價値의 減少를 나타내는 용어는 매우 많다. 관련 용어를 Feldstein and Rothschild(1974)의 해석에 따라 구분하면 다음과 같다. 물리적 마모(deterioration)란 시간이 지남에 따라 효율성이 감소하여 발생하는 단위 생산량에 대한 실제 자원비용의 증가를 의미하며, 개념적으로 산출마모(output decay)와 투입마모(input decay)로 나누어 설명할 수 있다. 산출마모(output decay)란 시간이 지남에 따라 자산을 통한 산출량이 줄어드는 현상을 말하며, 투입마모(input decay)란 같은 생산량을 유지하기 위해 필요한 자산 투입량의 증가를 의미한다. 「스크래핑」(scrapping)이란 자산으로서의 기능을 상실한 상태를 말한다. 감가상각에 대한 대체투자(replacement investment)란 「스크래핑」이나 산출마모로 인해 일어나는 산출량의 감소를 보전하고 원상태의 산출량을 유지하기 위해 필요한 자산의 실제 구입량을 의미한다. 이상의 개념 설명은 자산에 대한 정밀한 연구를 위해 필요한 용어들이며, 개념상의 구분은 명확히 해두지 않으면 중고자산에 대한 분석에 많은 혼선이 발생할 수 있다.

어서 거시자료를 통한 추정치와는 비교할 수 없을 정도이다. 또한 거시자료를 사용하는 연구는 주로 자본「스톡」과 투자자료에 근거하므로 특정자산의 경제적 감가상각률을 측정하기는 어려우나, 미시자료는 특정자산의 중고시장이 존재하는 한 경제적 감가상각률을 구할 수 있다. Hulten and Wykoff 연구 이후로 資產別 經濟的 減價償却率은 이들의 결과를 사용하고 있으며, 이러한 資產別 經濟的 減價償却率의 推定値는 자산 관련연구에 활발히 응용되고 있다.

우리나라의 減價償却에 대한 實證的 分析은 대부분 국부통계조사를 사용한 巨視資料에 의존하고 있다. 최근의 대표적인 연구로 Pyo(1988, 1992)의 연속적 논문과 金峻永과 具東鉉(1992) 등을 들 수 있으며, 이들 연구는 산업별 자본스톡과 투자스톡 자료를 사용하여 감가상각률을 추정하였다. 微視資料를 사용한 資產別 經濟的 減價償却率의 測定에 관한 研究는 美國에서 활발한 반면, 우리나라에서는 아직까지 시도된 바가 없다. 이에 대한 가장 큰 이유는 우리나라에서는 資產의 中古市場이 활발하지 않아 中古資產에 대한 市場資料가 거의 존재하지 않기 때문이다.

經濟的 減價償却率의 測定은 자본관련 연구와 감가상각 정책의 입안에 활용되는 매우 중요한 기초자료이다<sup>2)</sup>. 經濟的 減價償却率에 대한 잘못된 추정치의 사용은 자본비용 등과 같은 資本關聯 研究에 편이된(biased) 결과를 가져다 줄 수 있다. 또한 企業이 소유하고 있는 資產의 經濟的 減價償却率에 대한 과약이 없이는 減價償却 政策의 效果를 정확하게 측정할 수 없다.

經濟的 減價償却에 대한 또 하나의 연구분야는 경제적 감가상각을 내생적 변수(endogenous variable)로 고려하는 것이다. 기존에는 경제적 감가상각이 경제환경의 변화와는 무관한 母數(parameter)로 일반적으로 인식되었으나, 經濟的 減價償却 形態는 經濟環境이 변함에 따라 변화하는 內生的 變數(endogenous variable)로 취급되고 있다(예를 들면 Cockburn and Frank, 1992; Feldstein, 1983). 우리나라에서는 Pyo(1988, 1992)를 포함한 대부분의 연구가 減價償却을 母數로 고려하고 巨視資料를 사용하여 추정하고 있다. 減價償却을 內生的 變數로 고려한 研究는 金峻永과 具東鉉(1992)

2) 經濟的 減價償却率은 신고전 투자이론에서 자본비용을 추정하는 데 대표적으로 이용된다. 이에 대한 實證的 分析으로 Chirinko and Eisner(1981)를 들 수 있다.

을 들 수 있으며, 이 연구는 巨視資料를 사용하여 매년 다른 減價償却率을 가정하고 추정하였다.

우리나라에서 자산에 대한 연구가 발전하고 올바른 감가상각 정책을 수립하기 위해서는 감가상각에 대한 심도있는 실증적 연구가 뒷받침되어야 한다<sup>3)</sup>. 이를 위해서는 거시자료를 바탕으로 한 기존의 연구방법보다는 資產別 市場資料에 대한 資料를 사용하여 實證分析을 통해 資產別 經濟的 減價償却 形態에 대한 분석이 필요하다.

本 研究의 目的은 資產別 市場價格을 사용하여 이들 資產의 經濟的 減價償却을 실증적으로 측정하는 데 있다. 우리나라에서는 中古市場이 활발하지 않아 中古資產에 대한 去來資料가 거의 없는 실정이다. 그러나 運輸資產의 거래는 他 資產에 비해 자료수집이 용이하므로 1992년과 1993년에 실제로 거래된 버스·승용차·화물차의 市場價格 資料를 사용하여 이들 資產의 經濟的 減價償却 形態를 Hulten and Wykoff(1981a, 1981b) 方法論을 응용하여 분석하였다. 본 연구에서 분석한 내용은 다음과 같다. 첫째, 버스·승용차·화물차의 經濟的 減價償却 形態와 水準을 分析하고 既存의 研究들과 比較하였다. 둘째, 各 資產의 經濟的 減價償却의 形態가 일반적으로 많이 사용되는 定率法(constant geometric rate) 假定을 따르는가를 검증하였다. 셋째, 經濟的 減價償却率이 內生的 性格을 가지고 있는가를 1992년과 1993년 자료를 분리하여 추정하고 經濟的 減價償却率이 동일한가를 검증하였다.

본 연구는 우리나라에서는 처음으로 經濟的 減價償却 形態를 中古資產의 市場價格을 사용하여 실증적으로 분석하였다는 점에서 가치가 있다. 시장가격 자료를 통한 實證的 分析은 자산별 거래자료가 축적되는 대로 동일한 방법론을 적용하여 계속 진행될 수 있을 것이며, 실증분석 결과는 우리나라의 資產研究와 減價償却 政策에 중요한 기초자료로서 사용되어질 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 經濟的 減價償却을 측정하기 위해 사용한 Box-Cox 모형에 대해 설명한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 運輸資產의 자료에 대해 설명하고, 이들 자료를 모형에 응용하기 위해 필요한 자료조정에 대해 설명한

3) 減價償却에 대한 理論的인 側面을 綜合的으로 分析한 研究로 郭泰元(1985)을 들 수 있다. 이 연구는 감가상각 제도의 투자유인 효과에 대해 新古典 投資理論(neoclassical investment theory) 觀點에서 분석하였다.

다. 제Ⅳ장에서는 運輸資產의 經濟的 減價償却 形態를 실증적으로 분석한 결과를 보여주  
고, 제Ⅴ장에서는 본 연구를 결론짓고 정책시사성과 향후 연구방향을 제시한다.

## Ⅱ. Box-Cox 模型

Box-Cox 模型은 經濟的 減價償却 形態를 측정하는 데 매우 유용한 기법이다. 經濟  
的 減價償却이 매년 일정액으로 감소하는 형태나 매년 일정률로 감소하는 형태를 따르  
면 선형함수식이나 로그형태의 선형함수식을 통하여 경제적 감가상각률을 쉽게 구할 수  
있다. 그러나 자산마다 서로 다른 형태의 減價償却을 할 경우 이를 일반적으로 측정할  
수 있는 모형이 필요하다. Box-Cox 模型은 減價償却 形態에 대한 가정이 없이 모든 형  
태의 減價償却을 포괄적으로 측정할 수 있는 모형이다. Hulten and Wykoff(1981a,  
1981b)는 Box-Cox 模型을 사용하여 美國의 資產別 減價償却 形態를 측정하였는데,  
본 연구에서 사용한 Box-Cox 모형도 Hulten and Wykoff가 사용한 방법을 많이 참  
조한 것이다. 그러나 자료처리에 있어서 조금 다른 형태의 방법을 적용하였다.

經濟的 減價償却 形態를 측정하는 데는 크게 두 가지의 변수가 필요하다. 즉 經濟的  
減價償却이란 시간의 경과에 따라 자산가격이 하락하는 것을 의미하므로 이를 측정하기  
위해서는 자산의 나이와 가격에 대한 정보가 필요하다. 그러나 資產의 價格은 시간 차이  
로 인한 인플레이션을 고려하여야 하는 어려움이 있으므로 가격 대신 인플레이션을 고려한 자산  
의 가치를 사용한다. 그러므로 經濟的 減價償却 形態를 측정한다는 것은 “나이”에 따른  
“가치”의 변화를 함수식을 통하여 보여주는 것이다. 수학적으로 설명하면 從屬變數는 資  
產의 가치이고 說明變數는 資產의 나이이다.

資產의 價值(VALUE)와 나이(AGE)를 사용하여 Box-Cox 모형을 표현하면 다음  
과 같다.

$$\frac{VALUE_i^{\theta_1} - 1}{\theta_1} = \beta_0 + \beta_1 \frac{AGE_i^{\theta_2} - 1}{\theta_2} + u_i, \dots \dots \dots (1)$$

여기서  $\theta_1$ ,  $\theta_2$ ,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  는 추정하여야 할 母數이며 하첨자  $i$ 는 개개의 자료를 나타낸다. 또한  $u_i$ 는 오차항을 나타내며 모든  $i$ 에 대하여 평균치가 0이며 동일한 분산을 가진 독립적이고 동일한 분포(independent and identical distribution)를 따른다고 가정한다<sup>4)</sup>. 母數  $\theta_1$ 과  $\theta_2$ 는 여러 가지 經濟的 減價償却 形態를 포함하는 函數形態를 나타낸다. 일반적으로 많이 언급되는 定額法 減價償却과 定率法 減價償却 形態는 이 두 가지 母數가 특정한 값을 가짐을 의미한다. 즉 經濟的 減價償却 形態가 매년 일정액이 감소하는 형태이면  $\theta_1$ 과  $\theta_2$ 의 값은 1이 되어 위 式은 다음의 선형함수식으로 표현할 수 있다.

$$VALUE_i = (1 + \beta_0 - \beta_1) + \beta_1 AGE_i + u_i \dots\dots\dots (2)$$

반면 經濟的 減價償却 形態가 매년 일정률로 감소하는 형태를 가지면  $\theta_1$ 의 값이 0에 수렴하고  $\theta_2$ 의 값이 1이 되어 다음의 偏로그函數式(semi-log function)으로 표현할 수 있다.

$$\ln VALUE_i = (\beta_0 - \beta_1) + \beta_1 AGE_i + u_i \dots\dots\dots (3)$$

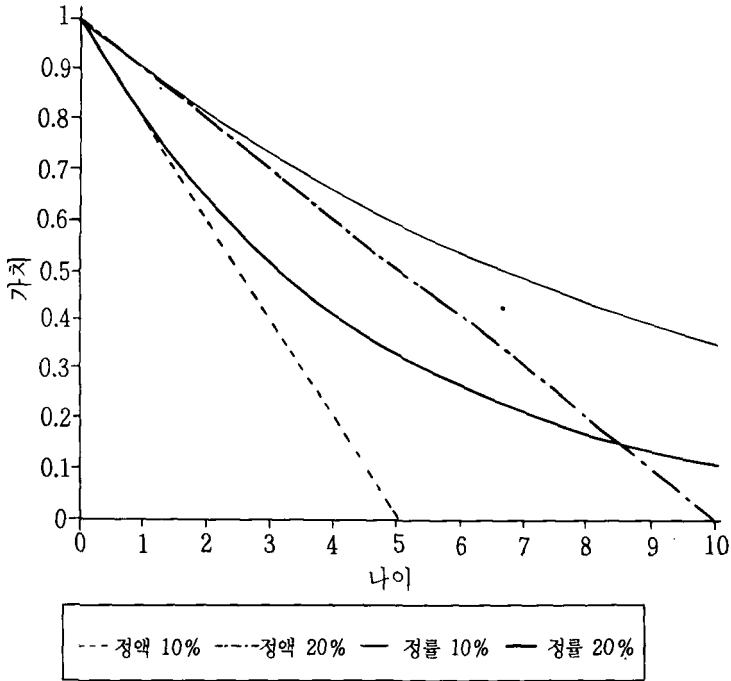
식 (3)은 經濟的 減價償却 形態가 매년 일정률로 감소한다는 가정하에서 추정한 함수식이므로 說明變數가 가지는 母數인  $\beta_1$ 은 經濟的 減價償却率을 의미한다. 대부분의 자산연구에서 사용하는 감가상각률에 대한 정률법의 가정은 자산의 가치와 나이에 대한 관계가 식 (3)과 같은 偏로그函數式임을 전제하는 것이다.

식 (2)와 (3)을 통한 經濟的 減價償却 形態는 일반적으로 적용하기가 간편하므로 稅法이나 企業會計에서 가장 많이 언급되는 방법이다. 특히 자산에 관한 이론적 연구에는 정률법 가정없이는 이론의 전개가 매우 복잡해지므로 정률법을 대부분 사용하고 있다. 이들 두 가지 減價償却 方法을 비교하면 [圖 II-1]과 같다. 이 그림은 정액법과 정률법으로 각각 10%와 20%의 감소형태를 가질 때의 차이점을 보여준다. 같은 비율의 減價償却이라 하더라도 減價償却 方法에 따라 다른 형태를 가짐을 알 수 있다.

본 연구는 자산의 나이와 가치의 자료를 사용하여 식 (1)을 추정한다. 식 (1)의 母數  $\theta_1$

4) Box-Cox 모형에 대한 추정방법과 상반된 가정에 대한 추정치의 차이점 등의 자세한 설명은 Zarembka(1974)를 참조하기 바란다.

[圖 II-1] 定額法과 定率法 減價償却의 比較



과  $\theta_2$ 를 추정함으로써 資產의 經濟的 減價償却 形態가 어떠한 유형에 가까운가를 알 수 있다. 또한 資產의 經濟的 減價償却의 정도는  $\theta_1$ ,  $\theta_2$ ,  $\beta$ 의 값을 통하여 구할 수 있다<sup>5)</sup>.

식 (1)의 네 개의 母數의 推定值를 구하는 方法은 여러 가지가 있으나, 본 연구에서는 非線形 回歸分析法(nonlinear least square estimation method)을 사용한다<sup>6)</sup>. 線形 回歸分析法에 의한 推定值가 최적 선형 불편추정량(BLUE : best linear unbiased estimator)임에 비해, 非線形 回歸分析法에 의한 推定值는 BLUE가 아니다. 그러나 자료수가 많아짐에 따라 비선형 회귀분석법에 의한 추정치는 일치성(consistent)을 보이게 된다<sup>7)</sup>.

네 개의 母數  $\theta_1$ ,  $\theta_2$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ 를 추정함으로써 經濟的 減價償却을 정확히 측정할 수 있

5) 이론적으로는 감가상각의 정도를  $\theta_1$ ,  $\theta_2$ ,  $\beta$ 의 세 가지 값을 통해 알 수 있지만, 실제로 두 개의 감가상각모형을 절대적으로 상호 비교할 수는 없다. 단,  $\theta_1$ 과  $\theta_2$ 의 값이 같을 경우에  $\beta$ 의 값을 비교하여 감가상각의 정도를 비교할 수는 있다.

6) Box-Cox 모형을 추정하는 방법에 대한 자세한 설명은 Spizer(1982)를 참조하기 바란다.

7) 비선형 회귀분석법에 의한 추정치의 통계적 성격에 대해서는 Amemiya(1985)에 잘 설명되어 있다.

다. 즉, 經濟的 減價償却 形態가 일반적으로 많이 사용되고 있는 定額法(straight line depreciation) 및 定率法(constant rate depreciation)과 일치하는가를 판별할 수 있다. 經濟的 減價償却 形態가 定額法을 따르는가를 통계적으로 검증하는 것은 다음의 歸無假說(null hypothesis)을 검증하는 것이다.

$$H_0 : \theta_1=1, \text{ 그리고 } \theta_2=1 \dots\dots\dots (4)$$

반면 經濟的 減價償却 形態가 定率法을 따르는가를 통계적으로 검증하는 것은 다음의 歸無假說을 검증하는 것이다.

$$H_0 : \theta_1 \rightarrow 0, \text{ 그리고 } \theta_2=1 \dots\dots\dots (5)$$

검증은 주어진 歸無假說下에서 구한 非線形 回歸分析 推定值의 오차자승합(sum of square error),  $SSE_1$ 과 식 (1)의 비선형 회귀분석 추정치의 오차자승합,  $SSE_2$ 를 사용하여 다음의 점근적 F 통계치(asymptotic F statistic)를 도출함으로써 이루어진다.

$$F = [(SSE_1 - SSE_2) / 2] / [SSE_2 / (T - 4)] \dots\dots\dots (6)$$

여기서 T는 전체 표본수를 나타낸다. 본 연구에서는 위의 두 가지 歸無假說 중에서 定率法 形態를 검증하는 후자의 경우에 대해 분석의 초점을 맞춘다. 이는 대부분 資產의 經濟的 減價償却 形態가 초기에 높은 수준의 감가를 하고 시간의 경과에 따라 감가 수준이 떨어지는 형태를 가지고 있으므로, 이러한 형태가 정률법과 통계적으로 일치하는가에 더욱 관심이 있기 때문이다.

### III. 資料說明

우리나라에서는 中古資產에 대한 거래가 활발하지 않기 때문에 中古資產에 대한 市場 價格 資料는 거의 없는 실정이다. 그러나 他 資產에 비해 運輸資產은 중고거래가 빈번히 이루어지고, 거래자료는 중고자동차 매매협회에서 발간하는 『중고차 정보』에서 얻을 수 있다. 이 資料에는 車種을 버스·승용차·화물차로 나눈 地域別·車種別 去來價格에 대한

情報가 수록되어 있다. 이 자료에 나타난 去來價格은 일반 소비자들이 사용하는 운수자산과 운수업종 이외의 사업자가 생산목적으로 사용하는 運輸資產에 대한 去來價格이다. 그러므로 본 연구에서 보여주는 運輸資產의 실증적 분석결과는 운수업종 사업자가 사용하는 運輸資產을 제외한 모든 자산을 포함한다.

이 자료는 車種別 中古去來 가격을 잘 반영하고 있지만, 각 車種의 出庫價格에 대한 정보는 포함하고 있지 않다. 본 연구의 대상이 되는 운수자산의 가격은 고급차에서 소형차에 이르기까지 매우 다양하므로 시장가격을 그대로 사용하지 않고 중고자산 가격에 대한 새로운 자산의 가격대비를 사용하여 분석하였다. 그러므로 해당 모형의 출고가격에 대비한 중고자산의 감가에 대한 자료가 필요하다. 각 차종별 출고가격은 해당 회사로부터 얻은 자료와 합산하여야 할 필요가 있었으나 중고거래 자료의 차종구분이 출고가격을 가진 자료와 합산하기에는 어려움이 많았으므로 이 자료를 사용하기에는 한계가 있었다.

이러한 한계를 해결하기 위해서 본 연구에서 보험개발원의 자동차기술연구소에서 발행한 「차량기준가액표」를 사용하였다. 이 자료에서 보여주는 중고차량 가격은 중고자동차 매매협회에서 조사한 거래자료와 물가협회에서 실시한 표본 조사결과를 반영한 것이다. 이 자료의 長點은 중고자동차 매매협회 자료에 비해 차종별 출고가격을 일치시키기가 비교적 용이하며, 중고자동차 매매협회의 자료뿐만 아니라 물가협회의 표본조사자료를 모두 사용하기 때문에 표본자료가 가질 수 있는 오류를 줄일 수 있다는 것이다.

이 資料는 현재 分期別로 작성하고 있는 去來資料로서 1987년까지는 年 2회로 발표되었다. 본 연구에서 사용한 자료는 가장 최근의 자료인 1992년 1/4분기에서 1993년 3/4분기까지의 中古車輛價格이다. 이 자료는 出庫年度가 1984년 모형에서부터 1993년 모형까지를 포함한다. 각 중고차종의 出庫價格은 1984년 이후 발간된 위의 책자에서 구한 것이다. 출고가격을 조사하는 과정에서 1년 중 출고가격의 변화가 있을 경우에는 분기별 출고가격의 산술평균을 해당연도식 차종의 출고가격으로 이용하였다.

## 1. 資料의 標準化 問題

본 연구의 대상은 버스·승용차·화물차이며 이 運輸資產은 비교적 많은 종류가 있다. 즉 價格, 크기, 質 등 다양한 형태의 종류들을 가지고 있다. 이러한 이질적인 資產(het-

erogenous goods)을 하나의 모형에 같이 적용하기에는 어려움이 있다. 대표적으로 運輸 資産의 價格폭이 종류에 따라 다르며 가격의 차이도 크다. 예를 들면 5년 된 A형의 승용차 가격이 B형의 새로운 승용차 가격보다 높을 수 있다. 그러므로 이들 두 가지 종류의 價格資料를 資産의 나이와 함께 분석하는 데는 어려움이 있다. 그러나 경제적 감가상각의 의미를 고려하면 이러한 곤란은 해결할 수 있다. 經濟的 減價償却이란 資産의 나이에 따른 가치의 하락을 의미하며, 이때 價値의 下落이란 새로운 자산의 가격에 비해 얼마만큼의 비율로 떨어졌는가를 나타낸다. 그러므로 經濟的 減價償却을 측정하는 데 중요한 정보는 자산가격의 절대치가 아니고, 시간에 따른 하락 가격의 비율이다.

본 연구에서는 나이에 따른 자산의 가치를 나타내기 위해 中古資産의 價格을 그 資産의 出庫價格으로 나눈 비율을 사용하여 가치를 측정하였다. 예를 들면 A형 승용차의 3년 및 5년 지난 가격이 각각 500만원과 300만원이며, 출고할 당시의 가격이 1,000만원이라고 가정하자(시차로 인한 인플레이를 고려한 후의 가격으로 가정함). 이때 이 승용차가 가지는 가치는 3년에 대해서는 0.5를 가지고 5년에 대해서는 0.3을 가진다. 그러므로 그 가치는 반드시 0과 1 사이에 있게 된다. 이러한 資料의 標準化 作業을 통해 異質의 資産을 하나의 모형에 적용하는 데 따르는 문제점을 해결할 수 있다.

中古資産의 價格과 出庫價格과는 시간 차이를 가지므로 그 中古資産의 價値를 구하기 위해서는 인플레이를 고려한 基準年度의 價格으로 조정할 필요가 있다. 본 자료는 1984년부터 1993년까지의 가격을 포함하므로 이 기간 동안의 인플레이를 고려하여 中古資産의 價値를 산정하여야 한다. 이를 위해 본 연구에서는 韓國銀行에서 발행하는 都賣物價指數 중에서 운수장비에 해당하는 지수를 사용하여 기준연도로 환산하였다. 物價指數를 반영한 現在價値를 구하는 식은 다음과 같다.

$$VALUE_{k,j} = \frac{\text{해당 차종의 } k\text{년의 중고가격}}{\text{해당 차종의 출고당시}(j\text{년}) \text{ 가격}} \times \frac{j\text{년의 운수장비 도매물가지수}}{k\text{년의 운수장비 도매물가지수}$$

資料의 標準化를 통해 구한 가치를 經濟的 減價償却을 측정하기 위해 사용함으로써, 본 연구의 추정식 (1)은 제약점을 가진다. 즉 資産의 나이가 0일 때는 資産의 가치가 반드시 1의 값을 가져야 하므로, 이 조건식을 식 (1)에 대입함으로써 우리는 변형된 Box-Cox 模型을 구할 수 있다. 즉 식 (1)의 절편인  $\beta_0$ 가 다른 두 母數인  $\theta_2$ 와  $\beta_1$ 으로 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\frac{VALUE_i^{\theta_1} - 1}{\theta_1} = \beta_1 / \theta_2 + \beta_1 \frac{AGE_i^{\theta_2} - 1}{\theta_2} + u_i \dots\dots\dots (7)$$

본 연구는 위의 식 (7)을 사용하여 세 가지 運輸資產의 經濟的 減價償却을 측정한다. 또한 經濟的 減價償却 形態가 定率法을 따를 경우에 적용되는 偏로그函數를 통하여 經濟的 減價償却率을 측정한다. 이때 資料의 標準化를 통해 가지는 條件式을 偏로그函數式 (3)에 대입하면, 식 (3)은 절편이 없는 偏로그函數를 가진다.

$$\ln VALUE_i = \beta_1 AGE_i + u_i \dots\dots\dots (8)$$

본 연구에서 사용한 模型이 Hulten and Wykoff가 사용한 방법과 다른 점은 價格資料를 그대로 사용하지 않고 出庫價格과 중고가격의 비율을 구하여 이를 가치로 사용했다는 점이다<sup>8)</sup>. Hulten and Wykoff가 사용한 Box-Cox 모형에서는 식 (1)에서 시간차이에 따른 인플레이 요소를 나타내는 說明變數를 첨가하여 추정하였다. 그들은 인플레이 요소를 Box-Cox 모형을 통해 추정하려고 하였다. 그러나 本 研究의 目的은 經濟的 減價償却 形態를 측정하는 데 있으므로 인플레이 요소를 별도의 說明變數로 고려할 필요가 없다. 인플레이 요소를 Box-Cox 모형을 통하여 정확히 포착할 수 있다면 資產의 나이를 나타내는 說明變數가 價格에 미치는 영향을 정확히 측정할 수 있다. 그러나 인플레이 요소를 Box-Cox 모형을 통하여 정확히 포착할 수 없을 때는 經濟的 減價償却 形態의 推定值에 영향을 미쳐 편이된 추정치를 구할 수도 있다. 본 연구는 인플레이 요소를 說明變數로 고려하지 않고 資產價格에서 인플레이 영향을 미리 제거하고 資產의 나이로 인한 價值的 變化만을 Box-Cox 모형을 사용하여 추정하였다<sup>9)</sup>.

본 연구에서 사용한 자료는 中古資產이 실제로 市場에서 去來된 價格이다. 中古

8) 앞에서 설명했듯이 본 연구에서 자료를 표준화한 이유는 분석대상인 자산의 모형이 너무 다양하기 때문이다. 본 연구에서는 Hulten and Wykoff 방법처럼 중고가격을 그대로 사용하여 추정치를 구해 보았다. 그러나 추정치의 통계적 유의수준이 매우 낮아 본 연구결과와는 매우 다르게 나타났다.

9) Hulten and Wykoff 방법을 그대로 본 자료에 적용하는 것도 의미있는 시도이지만, 본 자료는 2개 연도뿐이므로 인플레이의 효과를 충분히 모형에서 반영하기에는 한계가 있다. 좀더 풍부한 시계열 자료가 확보되면 Hulten and Wykoff의 방법을 우리나라의 인플레이에 적용한 결과에 대한 분석도 좋은 연구과제일 수 있다.

資産은 크게 두 가지 그룹으로 나눌 수 있다. 즉 일정한 양의 자산이 출고되고 일정기간이 지난 후에는 출고된 자산 중에서 일부는 계속 사용될 것이고, 다른 일부는 廢車處分될 것이다. 그러므로 中古資産을 올바로 평가하기 위해서는 폐차처분된 자산도 포함하여야 한다. 본 연구에서 사용한 자료는 中古資産 全體를 반영하지 않고 廢車處分된 資産을 제외한 資産만을 반영할 뿐이므로 추정치는 全體 母集團을 반영하지 않는다. Hulten and Wykoff(1981b)는 이러한 문제점을 해결하기 위해 資産이 각 나이별로 생존할 확률을 사용하여 시장거래 가격에 이 확률을 곱한 期待價格을 사용함으로써 문제를 해결하려고 시도하였다<sup>10)</sup>. 본 연구에서도 母集團의 대표성 문제를 해결하기 위해 Hulten and Wykoff(1981b) 方法을 따르는 것이 바람직하지만 運輸資産의 나이에 따른 生存確率을 나타내는 基礎資料가 존재하지 않으므로 市場去來가 이루어진 資産만을 대상으로 추정한다<sup>11)</sup>.

본 연구에서 사용한 자료는 1992년과 1993년 두 연도의 자료를 사용하므로 분석을 하나의 연도에 각각 적용하여 구하고, 또한 두 연도를 합산하여 추정한다. 이렇게 함으로써 두 시점에서 보여주는 經濟的 減價償却 形態가 동일한 資産에 대해 같은가를 검증할 수 있다. 즉 經濟的 減價償却率을 나타내는 식 (7)의 推定值가  $\theta_1, \theta_2, \beta$ 이므로 이들 세 推定值가 1992년과 1993년에 대해 같은가를 검증함으로써 經濟的 減價償却率의 內生的 特性을 파악할 수 있다. 세 추정치가 두 집단에 대해 같다는 歸無假說은 다음의 점근적 F 통계치를 통하여 검증할 수 있다.

$$F = [(SSE - SSE_1 - SSE_2) / 3] / [(SSE_1 + SSE_2) / (T - 6)] \dots\dots\dots (9)$$

10) Hulten and Wykoff(1981b)는 자산의 생존확률로 1935년에 발표한 Winfrey의 연구결과를 사용하였다. 자산별 나이에 따른 생존확률에 대한 실증적 연구는 독립적으로 우리나라에서도 이루어져야 할 것이다.

11) 생존확률을 고려한 중고자산의 기대가격 E(P)는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$E(P) = f \times P(1) + (1 - f) \times P(2)$$

여기서 f는 특정 나이를 가진 자산이 생존할 확률이며  $0 < f < 1$ 의 값을 가진다. P(1)은 생존한 중고자산의 시장가격, P(2)는 폐차된 자산의 잔존가격을 나타낸다. 일반적으로 잔존가격 P(2)는 행정비용을 고려하여 0으로 인정하므로, 중고자산의 기대가격은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$E(P) = f \times P(1)$$

그러므로  $E(P) < P(1)$ 이 성립한다. 즉 중고자산의 기대가격은 거래가격보다 작은 값을 가진다. 본 연구에서는 P(1) 값만을 사용하여 경제적 감가상각을 추정하였으므로 전체 모집단을 포함한 경제적 감가상각률이 본 연구의 결과치보다 높은 값을 가짐은 쉽게 예상할 수 있다.

여기서 SSE는 두 집단을 합하여 추정한 모형의 오차자승합(sum of square error)이며,  $SSE_1$ 과  $SSE_2$ 는 각 그룹에 적용하여 추정한 모형의 오차자승합이며, T는 전체 표본수를 나타낸다.

이러한 검증을 통하여 經濟的 減價償却이 經濟環境의 變化에 따라 변화하는 內生的 變數(endogenous variable)인지, 經濟環境의 變化에 관계없이 항상 일정한 母數(parameter)인지를 실증적으로 규명할 수 있다.

## IV. 分析結果

본 연구에서 사용한 자료는 출고연도와 시장거래 시점을 통하여 각 차종의 나이와 가치를 구하였다. 市場價格에 대한 資料가 分期別로 나누어 발표되기 때문에 자산의 나이는 이 分期別 時間을 고려하여 네 등분으로 나누었다. 즉 1분기는 0, 2분기는 0.25, 3분기는 0.5, 4분기는 0.75를 사용하여 계산하였다. 그러므로 자산의 나이는 같은 연도에 거래가 이루어졌다 하더라도 네 등분의 시간차를 반영하여 정확도를 높였다.

### 1. 經濟的 減價償却의 推定

〈表 IV-1〉은 버스·승용차·화물차 세 그룹의 나이에 따른 가치의 변화를 보여준다. 각 資產의 나이 변화에 따른 價値의 變化를 개략적으로 보여주기 위해 나이가 정수일 경우만을 표현하였으나 母數推定時에는 전체자료를 모두 사용하여 분석하였다. 먼저 버스를 살펴보면 1년 후에는 가치를 20% 가량 잃게 되어 出庫價格의 80%만을 가지게 된다. 2년 후에는 약 40%의 가치를 잃게 되어 出庫價格의 약 60%임을 보여준다. 3년 후에는 56%의 가치를 잃어 44%만의 가치를 가지게 된다. 버스의 經濟的 減價償却 形態를 보면 첫 3개 연도에 비교적 높은 수준의 가치를 잃게 되고, 그 후에는 價値下落의 速度는 매우 느리게 나타난다. 즉 4년 후에는 33%, 5년 후에는 27%, 6년 후에는 22%로 점진적으로 감소하여 9년 후에는 출고가격의 11%만을 가지게 된다.

乘用車의 減價償却 形態는 버스와 비슷한 결과를 보여주나 각 나이에 대한 가치의 수

치는 다소 차이를 보여준다. 즉 초기 1년 후에는 78%의 가치를 보여주고, 2년 후에는 59%, 3년 후에는 46%의 가치를 보여주어, 높은 수준의 가치하락을 보이다가 4년 후부터는 낮은 수준의 가치하락 속도를 보여준다.

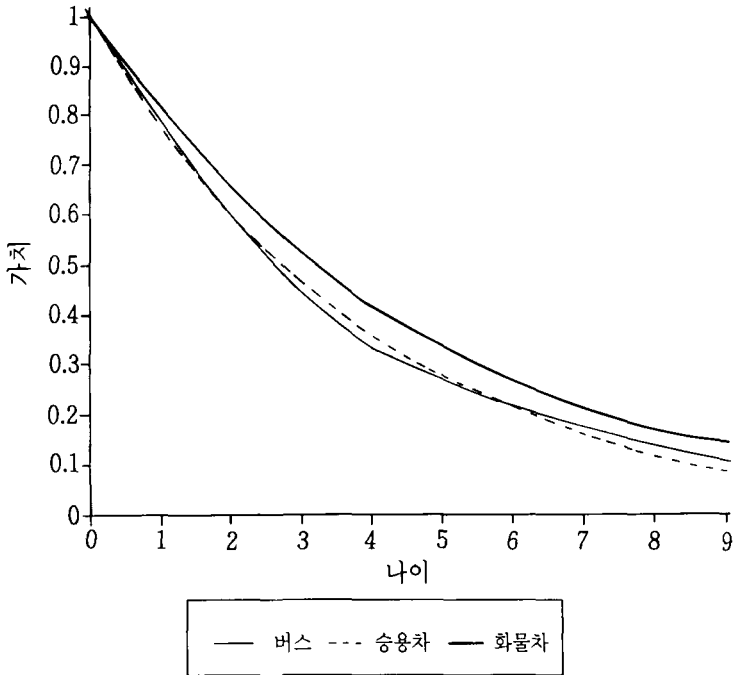
貨物車의 經濟的 減價償却 形態는 다른 두 자산과 같은 형태를 보여주지만 감가하는 수준은 두 資産에 비해 낮게 나타났다. 즉 1년 후에는 82%의 가치를 가지고 2년 후에는 65%, 3년 후에는 52%의 가치를 가지는 형태를 보이다가 4년 후부터는 감가하는 속도가 비교적 완만하고 9년 후에는 14%의 가치를 보여준다.

[圖 IV-1]은 버스·승용차·화물차의 經濟的 減價償却 形態를 서로 비교한 결과이다. 세 가지 資産을 통하여 經濟的 減價償却 形態를 살펴보면 經濟的 減價償却 形態가 초기 연도에는 빠른 속도로 감가하다가 시간이 갈수록 감가하는 속도가 떨어지는 형태를 보여주어, 비교적 정률법에 의한 減價償却 形態를 반영하고 있다. 그러나 이러한 分析結果는 각 나이에 대한 평균가치만을 통하여 살펴보았으므로 전체 자료에 대한 분석은 앞 장에서 보여준 統計的 分析法을 따라야 한다.

〈表 IV-1〉 세 자산에 대한 經濟的 減價償却의 形態

연수	버 스		승 용 차		화 물 차	
	평 균 치	표준편차	평 균 치	표준편차	평 균 치	표준편차
1	0.7992	0.0412	0.7774	0.0422	0.8161	0.0255
2	0.5990	0.0412	0.5915	0.0428	0.6496	0.0394
3	0.4415	0.0402	0.4633	0.0434	0.5191	0.0457
4	0.3311	0.0327	0.3553	0.0489	0.4158	0.0519
5	0.2655	0.0344	0.2738	0.0469	0.3354	0.0478
6	0.2162	0.0367	0.2132	0.0433	0.2642	0.0405
7	0.1710	0.0352	0.1627	0.0375	0.2107	0.0350
8	0.1371	0.0300	0.1167	0.0293	0.1733	0.0323
9	0.1054	0.0220	0.0839	0.0244	0.1437	0.0283

〔圖 IV-1〕 세 자산의 經濟的 減價償却 形態 比較



〈表 IV-2〉는 앞 장에서 설명한 식 (7)을 세 가지 자산에 응용하여 구한 경제적 감가 상각 형태와 정도의 분석결과를 보여준다. 자산의 나이에 대한 평균가치액을 보여준 앞의 결과는 대략적인 형태를 보여준 반면, 식 (7)의 추정은 자산의 經濟的 減價償却을 정확히 측정하는 결과를 보여준다. 버스의 경우 減價償却 形態를 나타내는  $\theta_1$ 과  $\theta_2$ 의 값은 각각  $-0.4475$ 와  $1.2561$ 로서 定額法보다는 定率法에 더욱 가까운 形態를 보여준다. 승용차의 경우는  $\theta_1$ 과  $\theta_2$ 의 값이 각각  $0.0102$ 와  $1.0213$ 으로 정률법에 매우 가까운 결과를 보여준다. 화물차의  $\theta_1$ 과  $\theta_2$ 의 값은 각각  $-0.1295$ 와  $1.0900$ 을 보여주어 定率法 減價償却 形態를 따르고 있음을 알 수 있다.

〈表 IV-2〉 經濟的 減價償却 推定值

	버 스		승 용 차		화 물 차	
	추 정 치	표준편차	추 정 치	표준편차	추 정 치	표준편차
$\beta$	-0.3028	0.0032	-0.2569	0.0035	-0.2219	0.0021
$\theta_1$	-0.4475	0.0293	0.0102	0.0332	-0.1295	0.0301
$\theta_2$	1.2561	0.0165	1.0213	0.0155	1.0900	0.0143
$R^2$	0.9769		0.9698		0.9661	
T	3243		2365		4309	
$F_0$	159.47		13.41		41.908	
$F_{0.05}$	3		3		3	

註 : T : 표본크기

$F_0$  : 歸無假說下에서의 F값

歸無假說 :  $\theta_1 \rightarrow 0$ 이고  $\theta_2 = 1$

$F_{0.05}$  : 자유도가 (2, T-2)인 F분포의 유의수준 5%의 임계값을 의미하지만 실제로는 제 시한 값보다는 작은 값이다.

식 (7)을 사용하여 구한 經濟的 減價償却 形態의 推定이 실제 형태를 어느 정도 반영하는가를 대략적으로 살펴보면, 〈表 IV-3〉은 버스·승용차·화물차에 대하여 식 (7)을 통해 구한 推定值와 實際 平均價値를 사용하여 비교한 것이다. 그리고 [圖 IV-2], [圖 IV-3], [圖 IV-4]는 〈表 IV-3〉을 資産別로 推定值와 平均價値를 그림으로 요약한 것이다. 이들을 통하여 알 수 있듯이 Box-Cox 模型을 사용한 推定值가 平均價値와 매우 근접한 결과를 보여줌을 알 수 있다. 그러므로 본 모형의 사용을 통한 經濟的 減價償却 形態 및 程度의 測定이 현실을 잘 반영함을 알 수 있다.

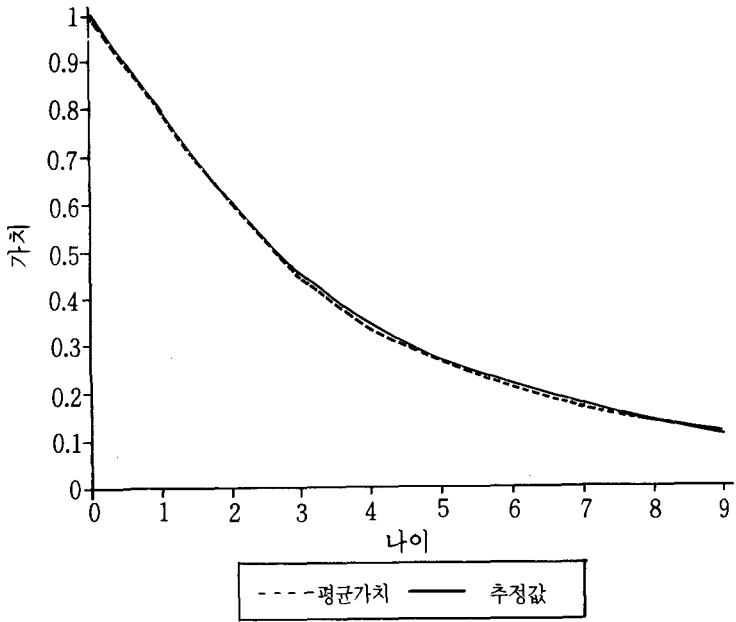
〈表 IV-3〉 減價償却 形態의 推定值와 平均値의 比較

연수	버 스		승 용 차		화 물 차	
	평 균 치	추 정 치	평 균 치	추 정 치	평 균 치	추 정 치
1	0.7992	0.7954	0.7774	0.7773	0.8161	0.8180
2	0.5990	0.5991	0.5915	0.5993	0.6496	0.6560
3	0.4415	0.4505	0.4633	0.4604	0.5191	0.5240
4	0.3311	0.3424	0.3553	0.3528	0.4158	0.4184
5	0.2655	0.2641	0.2738	0.2697	0.3354	0.3346
6	0.2162	0.2068	0.2132	0.2058	0.2642	0.2682
7	0.1710	0.1644	0.1627	0.1568	0.2107	0.2156
8	0.1371	0.1326	0.1167	0.1192	0.1733	0.1739
9	0.1054	0.1083	0.0839	0.0906	0.1437	0.1407

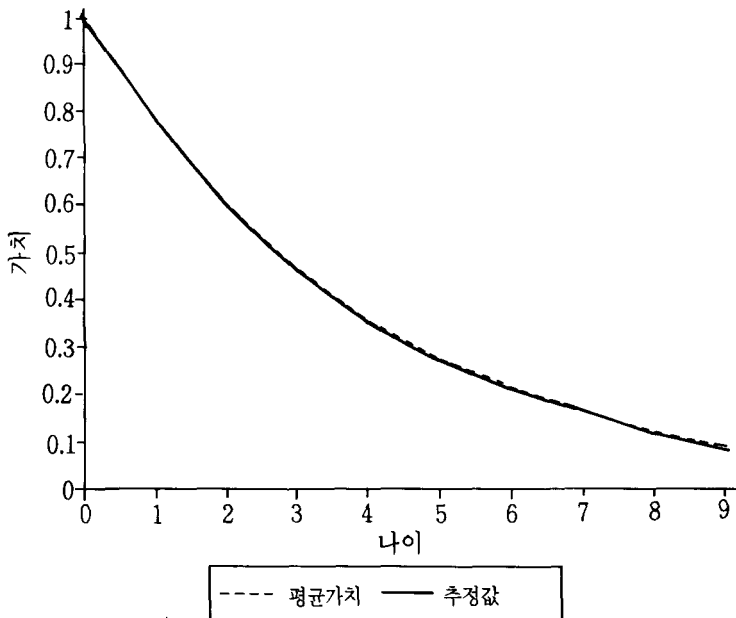
세 가지 資産 모두 經濟的 減價償却 形態가 定額法보다는 定率法에 따르는 결과를 보여준다. 각 資産의 經濟的 減價償却 形態가 정률법을 따르는지를 통계적으로 검증하기 위해 식 (5)의 歸無假說을 사용하여 식 (6)의 점근적 F 통계치를 구한 결과가 〈表 IV-2〉의  $F_0$  값이다. 이 결과치에서 알 수 있듯이 세 가지 資産 모두의 經濟的 減價償却 形態가 定率法에 따른다는 假說은 통계적으로 기각되었다. 그러므로 세 가지 資産의 經濟的 減價償却 形態는 정액법보다는 정률법에 가깝지만 定率法 假定은 통계적으로 유의한 수준에서 받아들여지지 않는다.

세 가지 資産의 定率法 形態가 비록 통계적으로 유의한 수준에서 받아들일 수는 없지만, 그래프를 통하여 개략적으로 살펴볼 때 定額法보다는 定率法에 더욱 가깝다. 定率法은 經濟的 減價償却 정도를 하나의 指數로 나타내기 때문에 자산관련 이론 및 실증연구에 대부분 사용되고 있다. 본 연구에서도 각 資産에 대해 定率法을 적용할 경우에 해당하는 經濟的 減價償却 정도를 식 (8)을 통해 구하여 본다.

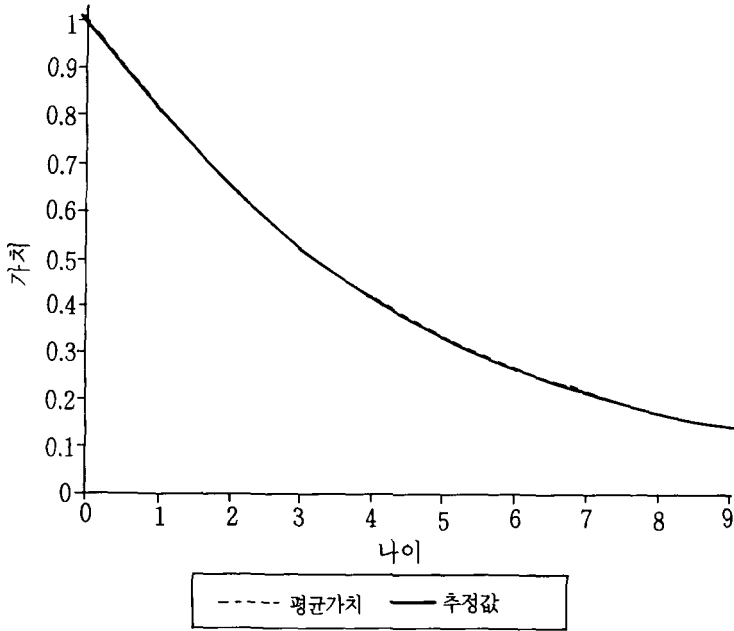
[圖 IV-2] 減價償却 形態의 推定値와 平均値의 比較: 버스



[圖 IV-3] 減價償却 形態의 推定値와 平均値의 比較: 乘用車



[圖 IV-4] 減價償却 形態의 推定值와 平均値의 比較：貨物車



<表 IV-4> 定率法 減價償却率의 推定值

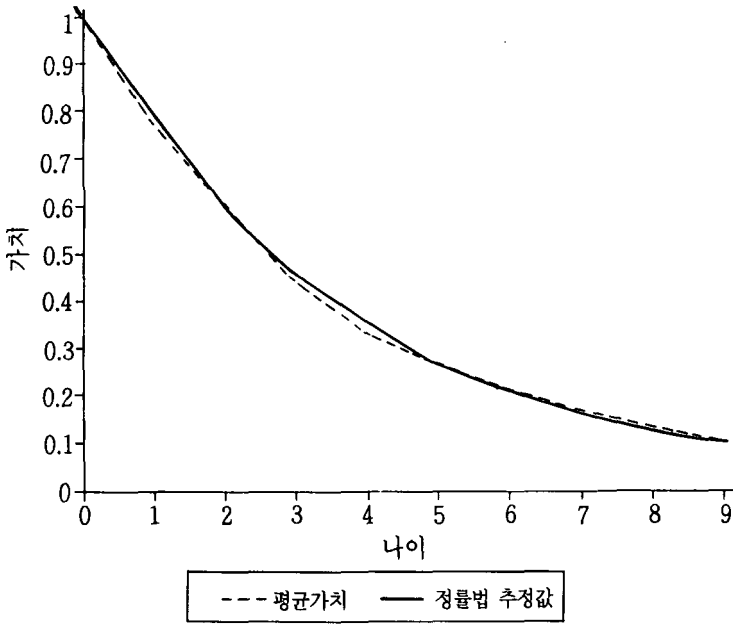
	버 스		승 용 차		화 물 차	
	추 정 치	표준편차	추 정 치	표준편차	추 정 치	표준편차
$\beta_1$	-0.2587	0.0005	-0.2671	0.0007	-0.2203	0.0004
$R^2$	0.9887		0.9856		0.9870	
표본크기	3243		2365		4309	

〈表 IV-4〉는 각 資産에 대해 偏로그函數를 추정한 결과를 요약한 것이다. 추정치의 통계적 유의수준이 세 자산 모두 매우 높게 나타났다. 推定値가 經濟的 減價償却率이 되므로, 버스는 25.87%, 승용차는 26.71%, 화물차는 22.03%의 經濟的 減價償却率을 보여준다. 〈表 IV-5〉는 식 (8)을 사용한 推定値와 平均價値를 비교한 결과이다. [圖 IV-5], [圖 IV-6], [圖 IV-7]에는 〈表 IV-5〉의 결과를 그림을 사용하여 요약한 결과를 나타내고 있다. 이를 통해 알 수 있듯이 세 자산의 經濟的 減價償却 形態는 定率法에 매우 유사한 형태를 보여주므로 세 資産의 經濟的 減價償却의 定率法 假定에는 커다란 무리가 없다.

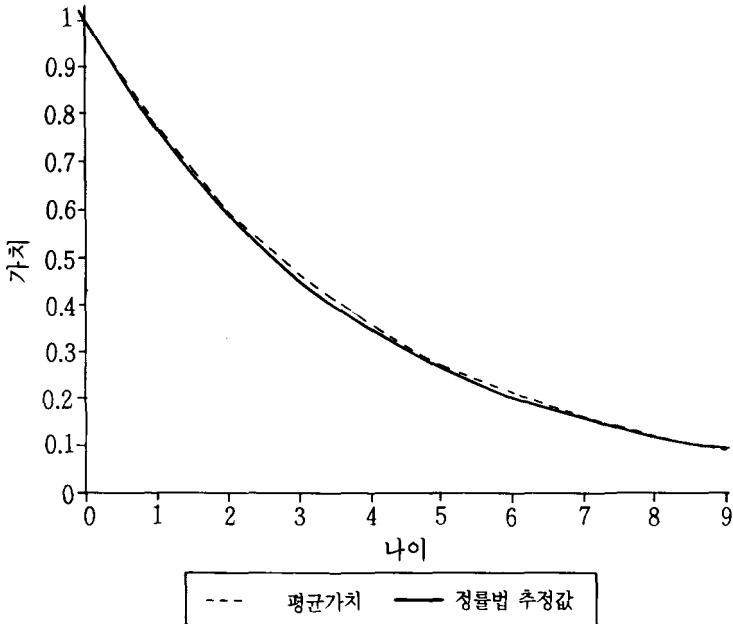
〈表 IV-5〉 定率法 推定値와 平均値의 比較

연수	버 스		승 용 차		화 물 차	
	평 균 치	추 정 치	평 균 치	추 정 치	평 균 치	추 정 치
1	0.7992	0.7721	0.7774	0.7656	0.8161	0.8023
2	0.5990	0.5961	0.5915	0.5862	0.6496	0.6437
3	0.4415	0.4602	0.4633	0.4488	0.5191	0.5164
4	0.3311	0.3553	0.3553	0.3436	0.4158	0.4143
5	0.2655	0.2743	0.2738	0.2631	0.3354	0.3324
6	0.2162	0.2118	0.2132	0.2014	0.2642	0.2667
7	0.1710	0.1635	0.1627	0.1542	0.2107	0.2140
8	0.1371	0.1263	0.1167	0.1181	0.1733	0.1717
9	0.1054	0.0975	0.0839	0.0904	0.1437	0.1377

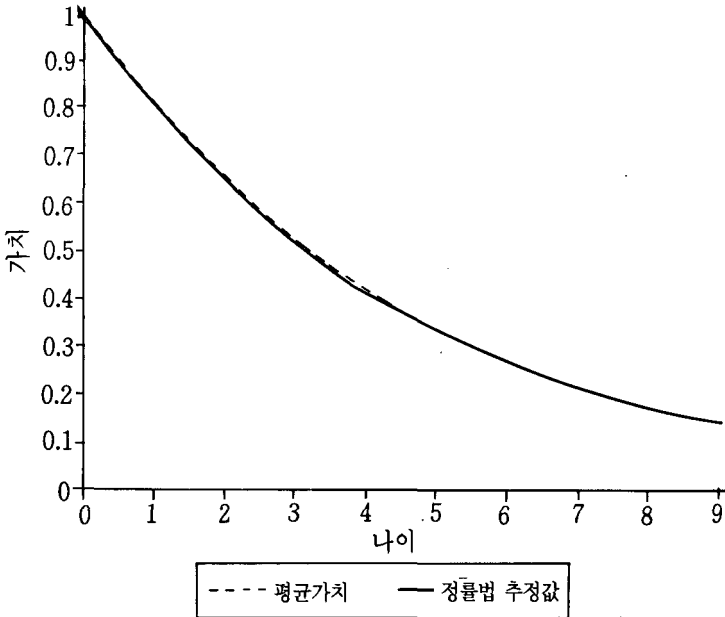
[圖 IV-5] 定率法 推定値와 平均値의 比較 : 버스



[圖 IV-6] 定率法 推定値와 平均値의 比較 : 乘用車



〔圖 IV-7〕 定率法 推定値와 平均値와의 比較：貨物車



## 2. 研究結果의 比較

본 연구는 市場價格 資料를 사용하여 經濟的 減價償却을 측정한 최초의 시도이므로 既存의 巨視資料를 사용한 연구인 Pyo(1992)와 金峻永과 具東鉉(1992)의 減價償却의 推定値와 比較하여 본다. 이 연구들은 巨視資料를 사용하였으므로 본 연구의 資産別 분석이 아닌 운수장비 전체에 대한 추정치를 가지고 있다. 본 연구에서 사용한 運輸資産의 資料는 消費者 耐久財를 대상으로 하므로 이들 연구가 분석한 자산과는 다르다. 그러나 본 연구에서 사용한 자산과 일치하는 자산에 대한 기존의 연구결과가 없으므로 유사한 종류의 자산에 대한 이들의 연구결과들과 비교한다. 〈表 IV-6〉은 본 연구와 이들 연구의 減價償却 推定値를 比較한 결과이다.

본 연구의 推定値는 화물차가 22.03%로 가장 낮고, 승용차가 26.71%로 가장 높게 나타났다. Pyo(1992)의 운수장비에 대한 추정치는 42.8%로 본 推定値의 2배에 가까운 높은 推定値를 보여준다. 반면 같은 巨視資料를 사용한 金峻永과 具東鉉의 추정치는 20.24

%~22.85% 를 보여주어 본 추정치와 매우 유사한 결과를 보여준다. 본 연구에서 사용한 運輸資產 자료 중에서 비교적 生産目的에 사용하는 경우가 많은 화물차가 이들 연구의 운수장비에 가장 근접한 資產이라 할 수 있다. 貨物車에 대한 본 연구의 推定値가 22.03%로 金峻永과 具東鉉의 推定値 20.24~22.85%와 매우 근사한 값을 가짐을 알 수 있다. 본 연구가 市場價格을 사용한 推定値이고 金峻永과 具東鉉의 推定値가 巨視資料를 사용한 推定値이므로 접근방법은 다르지만 유사한 推定値를 보여준다.

〈表 IV-6〉 經濟的 減價償却 推定値의 比較

본 연구	버 스 : 25.87%, 승용차 : 26.71%, 화물차 : 22.03%
Pyo(1992)	운수장비 : 42.80%
김준영과 구동현(1992)	운수장비 : 20.24~22.85%

註 : Pyo의 推定値는 1968~1977년 자료를 사용한 推定値임.

金峻永과 具東鉉의 연구는 1968~1987년 자료를 사용한 推定値임.

〈表 IV-7〉은 經濟的 減價償却에 대한 본 연구의 實證的 結果를 美國의 推定値와 비교한 결과이다. 美國의 경우 運輸資產에 대한 經濟的 減價償却率을 실증적으로 추정한 研究結果가 많이 있는데, 대표적인 연구인 Hulten and Wykoff(1981a)와 BEA의 연구 결과와 비교하였다. 여기서 Hulten and Wykoff의 推定値는 본 연구와 같이 市場價格資料를 사용한 推定値이며, BEA는 巨視資料를 사용한 推定値이다. 이들 연구는 버스와 화물차를 같은 그룹으로 나누어 분석하였으므로 본 연구와 비교하기에는 무리가 따른다. 또한 이들 연구들은 生産目的으로 사용된 運輸資產 資料를 통한 推定値이므로 본 연구의 자산과는 거리가 있다. 그러나 유사한 종류의 자산이고, 市場價格을 통한 經濟的 減價償却을 추정한 본 연구를 美國의 推定値와 비교해 보는 것도 의미가 있을 것이다. 먼저 市場價格을 사용한 Hulten and Wykoff의 推定値와 본 연구의 推定値를 비교해 보면 이들의 연구가 버스와 화물차를 같은 그룹으로 구분하여 25.37%를 보여준 반면 본 추정치는 버스가 25.87%, 화물차가 22.03%로 조금 낮으나 유사한 결과를 보여준다. 승용차에 대한 본 추정치는 26.71%이나 Hulten and Wykoff의 추정치는 33.33%로 1.41배 높

은 減價償却의 程度를 보여준다. 巨視資料를 사용한 BEA의 推定値는 버스와 화물차를 같은 그룹으로 하여 23.01%로서 本 推定値와 유사한 結果를 보여준다. 그러나 乘用車의 경우는 BEA 推定値는 12.63%로 本 推定値의 53%에 해당하는 낮은 結果를 보여준다. 이는 33.33%를 보여준 Hulten and Wykoff의 推定値와 26.71%를 보여준 本 연구의 推定値와도 상당한 거리를 보여준다.

〈表 IV-7〉 經濟的 減價償却率의 國際比較

(單位: %)

	本 연구 (A)	H-W (B)	B/A	BEA (C)	C/A
버 스	25.87	25.37	0.98	23.01	0.89
승 용 차	26.71	33.33	1.41	12.63	0.53
화 물 차	22.03	25.37	1.15	23.01	1.04

註: H-W는 Hulten and Wykoff(1981a)의 推定値임.

BEA는 Bureau of Economic Analysis의 推定値임.

### 3. 稅法上 減價償却과의 比較

本 연구에서 측정한 實際 減價償却(經濟的 減價償却)과 稅法에서 규정하는 減價償却을 비교하여 稅法에서 얼마나 현실을 잘 반영하고 있는가를 살펴본다. 현재 우리나라 減價償却制度에서 減價償却額은 세 가지 요인들(내용연수, 잔존가액, 감가상각방법)에 의해 결정된다. 또한 定率法 減價償却을 허용하고 있으므로 減價償却制度의 세 가지 요인들은 서로 연관성을 가진다<sup>12)</sup>. 그러므로 減價償却制度의 세 가지 요인들은 定率法 減價償却率로 환산이 가능하고 이를 통하여 減價償却 程度를 쉽게 비교할 수 있다.

有形資產에 대해 稅法상 규정하고 있는 定率法 減價償却方法은 本 연구에서 보여준 세 가지 資產의 實際 減價償却 形態와 비교할 때 커다란 차이점을 보여주지 않는다. 그러므

12) 즉 (정률법의 감가상각률) =  $1 - (\text{잔존가치율})^{1/n}$ , 여기서 n은 내용연수를 의미한다.

로 감가상각방법만을 독립적으로 비교할 때 현재의 감가상각방법은 비교적 현실을 잘 반영한다고 할 수 있다. 그러나 減價償却制度는 감가상각방법뿐 아니라 내용연수와 잔존가액 모두에 의해 결정되므로 세 가지 減價償却 要因들을 모두 사용하여 經濟的 減價償却과 비교한다. <表 IV-8>은 본 연구에서 보여준 經濟的 減價償却率과 稅法에서 규정한 減價償却率을 비교한 결과이다<sup>13)</sup>. 세 가지 자산 모두에서 稅法上 減價償却率이 經濟的 減價償却率보다 높음을 알 수 있다. 승용차의 경우는 가장 낮은 격차를 보여 稅法上 減價償却率이 經濟的 減價償却率의 1.38배이며, 버스는 1.43배이다. 또한 화물차의 경우는 가장 격차가 커서 거의 두 배에 가까운 차이를 보이고 있다.

<表 IV-8> 經濟的 減價率과 稅法上 減價率의 比較

(單位 : %)

資 產 種 類	經濟的 減價率(A)	稅法上 減價率(B)	B/A
버 스	25.87	36.9	1.43
승 용 차	26.71	36.9	1.38
화 물 차	22.03	43.8	1.99

#### 4. 經濟的 減價償却의 內生的 特性

經濟的 減價償却이 經濟環境에 따라 변화하는 內生的 特性을 가지는지 여부를 본 자료를 사용하여 실증적으로 규명하여 보자. 본 자료는 1992년과 1993년의 市場價格 資料이므로 經濟的 減價償却의 推定을 두 그룹으로 나누어 분석한다. 본 연구에서 사용한 연구 시점이 두 해에 국한된 만큼 두 시점의 經濟的 減價償却率을 비교함으로써 經濟的 減價償却率의 內生的 特性을 검증할 수 있다.

<表 IV-9>는 1992년과 1993년 두 가지 자료에 Box-Cox 모형인 식 (7)을 각각

13) 정률법 감가상각이 허용되므로 감가상각률은 세법상 내용연수에 의해 결정된다. 버스와 승용차의 내용연수는 5년, 화물차의 내용연수는 4년으로 규정되어 있다. 그러므로 10% 잔가율하에서 정률법 감가상각률은 각각 36.9%, 43.8%로 계산된다.

적용하여 세 가지 運輸資産에 대한 經濟的 減價償却率을 推定한 結果이다. 표에서 알 수 있듯이 세 가지 資産 모두 1992년과 1993년의 經濟的 減價償却率이 같다는 歸無假說이 기각된다. 그러므로 세 가지 運輸資産의 經濟的 減價償却率은 經濟環境의 變化에 따라 變하는 內生的 特性을 보여준다고 말할 수 있다.

(表 IV-9) 1992년과 1993년의 經濟的 減價償却 推定值

구분	버 스				승 용 차				화 물 차			
	1992년		1993년		1992년		1993년		1992년		1993년	
	추정치	SE	추정치	SE	추정치	SE	추정치	SE	추정치	SE	추정치	SE
$\beta$	-0.323	0.005	-0.287	0.004	-0.245	0.005	-0.270	0.005	-0.223	0.003	-0.217	0.003
$\theta_1$	-0.604	0.047	-0.332	0.036	0.080	0.049	-0.066	0.044	-0.145	0.039	-0.063	0.046
$\theta_2$	1.314	0.026	1.221	0.021	0.989	0.022	1.058	0.022	1.113	0.018	1.043	0.022
R <sup>2</sup>	0.9734		0.9814		0.9662		0.9746		0.9707		0.9611	
T	1768		1475		1248		1117		2354		1958	
F <sub>0</sub>	127.486				19.372				16.005			
F <sub>0.05</sub>	2.6				2.6				2.6			

註 : SE : 표준편차  
 T : 표본크기  
 F<sub>0</sub> : 귀무가설하에서의 F통계량  
 귀무가설 : 1992년의 추정치와 1993년의 추정치가 동일하다.  
 F<sub>0.05</sub> : 자유도가 (3, T-6)인 F분포의 유의수준 5%의 임계값으로 표에 제시한 2.6 보다는 작은 값이다.

## V. 結論 및 政策示唆性

經濟的 減價償却의 測定은 자산연구와 감가상각 정책입안에 매우 중요한 기초자료로 사용된다. 經濟的 減價償却을 측정하는 방법은 巨視資料를 사용하는 방법과 市場價格에 근거한 微視資料를 사용하는 방법이 있다. 전자의 방법은 자본스톡에 대한 자료를 사용하는 만큼 정확도에서 떨어진다. 반면 市場價格에 바탕을 둔 推定은 資產別로 상세히 나누어 經濟的 減價償却率을 정확히 측정할 수 있다는 長點이 있다. 美國에서는 微視的 資料를 바탕으로 한 經濟的 減價償却率의 測定이 매우 활발한 반면, 우리나라에서는 資產別 中古市場에 대한 資料가 극히 제한되어 있으므로 經濟的 減價償却의 測定에 관한 研究는 모두 巨視資料를 분석하여 이루어졌다. 이러한 推定은 대상자산에 있어서도 기계, 운수장비, 건물·구축물 등으로 매우 포괄적으로 나누어 분석한 결과이기 때문에 자산별 연구 및 정책입안에 직접적인 도움이 되지 않는다.

본 연구는 他 資產에 비해 비교적 市場資料의 수집이 용이한 버스·승용차·화물차를 대상으로 각 자산의 경제적 감가상각을 실증적으로 분석하였다. 經濟的 減價償却을 측정하는 모형은 Hulten and Wykoff가 사용한 Box-Cox 모형을 응용하여 본 자료에 적용하였다. 본 연구의 실증적 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

- (1) 세 자산의 經濟的 減價償却은 초기에 높은 수준의 감가를 보이다가 시간이 갈수록 낮은 수준의 감가를 보이는 형태이다. 이러한 減價償却 形態는 비교적 定率法과 유사한 형태이지만, 통계적 분석결과 유의적인 수준을 보여주지는 않는다.
- (2) 세 자산에 대한 經濟的 減價償却率을 定率法에 근거하여 추정한 결과 버스는 25.87%, 승용차는 26.71%, 화물차는 22.03%이다. 이 결과는 기존의 Pyo 推定値보다는 매우 낮은 수준을 보여주나, 金峻永과 具東鉉의 推定値와는 매우 유사하였다. 美國의 推定値와 비교할 때 버스와 화물차는 Hulten and Wykoff와 BEA의 推定値와 차이가 많지 않으나, 승용차의 경우 Hulten and Wykoff의 33.3%, BEA의 12.63%로 서로 많은 차이를 보여준다.
- (3) 세 가지 자산의 經濟的 減價償却率은 세법상 減價償却率과는 차이가 있다. 즉 稅法上

減價償却率이 經濟的 減價償却率보다 승합차는 1.43배 높고, 승용차와 화물차는 각각 1.38배, 1.99배 높게 나타났다.

(4) 세 가지 자산에 대한 經濟的 減價償却의 內生的 特性을 분석한 결과, 經濟的 減價償却率이 1992년과 1993년의 두 그룹에 대해 서로 차이를 보였다. 이는 經濟的 減價償却率이 經濟環境에 따라 변화하는 內生的 特性을 가짐을 보여준다.

市場資料를 사용한 세 가지 資産의 經濟的 減價償却의 測定은 資産研究과 減價償却 政策立案에 중요한 기초자료로 사용될 수 있다. 기존의 경험적 연구는 減價償却에 대한 대략적 推定値에 근거를 두었고, 資産別 細分化가 이루어지지 않았다. 본 연구에서 보여주는 經濟的 減價償却率의 推定値는 자본비용 등 자산관련 연구에 현실을 더욱 정확히 반영하는 자료를 제공할 수 있다.

現在의 減價償却 政策은 經濟的 減價償却에 대한 實證的 研究結果에 근거하지 않고 개략적으로 입안되었다<sup>14)</sup>. 減價償却 政策은 기업의 세부담에 많은 영향을 미치므로 이에 대한 정확한 진단이 필요하다<sup>15)</sup>. 經濟的 減價償却에 대한 현실의 정확한 파악없이 減價償却 政策을 입안할 때는 기업에 주는 자극책이 어느 정도인지 객관적으로 규명할 수 없다. 본 연구에서 보여준 經濟的 減價償却 形態와 水準은 감가상각 정책입안시 減價償却 방법과 잔존가액 및 내용연수를 개정하는 데 기초자료로서 활용될 수 있다.

## 1. 政策 示唆性

減價償却 政策은 크게 두 가지 방향으로 나눌 수 있다. 첫번째 정책방향은 企業이 소유한 資産의 減價償却 形態를 정확히 稅法에서 반영하는 것이다. 둘째는 실제의 減價償却 形態와는 관계없이 政府에서 減價償却制度를 경제정책의 한 수단으로 사용하는 것이다. 이러한 두 가지 政策方向은 서로 상반된 것이며 어느 정책방향이 옳으나 하는 문제

14) 우리나라의 감가상각 제도를 종합적으로 분석하고 문제점을 논의한 연구로 崔明根과 郭泰元(1990), 玄鎭權(1994)을 참조하기 바란다.

15) 감가상각 정책의 경제적 효과에 대한 이론 및 모의실험을 통한 연구로 郭泰元(1985), 尹建永과 林周瑩(1993)을 들 수 있다. 이들 연구가 실증적으로 이루어지기 위해서는 자산별 경제적 감가상각률의 추정치 뒷받침되어야 할 것이다.

는 市場經濟에서의 政府역할에 대한 가치판단에 의해 결정된다. 즉 市場經濟는 효율적이기 때문에 政府의 개입이 불필요하다는 입장에서는 減價償却의 현실을 정확히 반영하려는 減價償却 政策이 합리적이다. 반면 市場失敗(market failure) 등으로 인해 政府가 市場經濟에 적극적으로 개입하여야 한다는 입장에서는 政策方向이 달라질 것이다. 이 경우에는 企業의 投資活性化를 위한 수단으로 減價償却額을 실제 이상으로 허용함으로써 세 부담을 줄이는 정책방향으로 나가야 할 것이다. 그러므로 실제의 減價償却 形態와 일치시키지 않고 政府 임의로 減價償却額을 조정할 수도 있다.

올바른 減價償却 政策方向은 市場經濟에 대한 價値判斷을 근거로 이루어지므로 일률적인 政策方向을 제시하기는 어렵다. 문제는 각각의 정책방향에 주는 사회적 비용과 편익을 비교하고 우리나라의 현 경제환경에서 어떠한 정책방향에 사회적 비용을 극소화하고 사회적 효용을 극대화할 수 있는가에 대한 논의가 필요하다.

우리나라 減價償却制度는 經濟的 減價償却과 일치시키려는 政策方向에 가깝다고 할 수 있다. 본 연구에서 經濟的 減價償却은 內生的 特性을 가짐을 보여주었다. 이는 資產의 經濟的 減價償却은 경제 및 경제 외적인 여러 가지 요인들에 의해 변화하며 하나의 수치로 규정하기 어렵다는 것을 의미한다. 그러므로 減價償却制度를 현실과 일치시키려는 정책방향은 經濟的 減價償却이 內生的 特性을 가지는 한 적용하기가 어렵다. 經濟的 減價償却을 세법에서 정확히 반영하기 위해서는 매년 자산별로 경제적 감가상각률을 측정하여야 하는데 이는 자료의 제약 및 높은 행정비용으로 인해 거의 불가능하다.

美國을 비롯한 서구에서는 減價償却制度를 경제정책을 실행하는 중요한 정책수단으로 사용하고 있다. 新古典派投資理論(neoclassical investment theory)에서 보여주는 많은 이론 및 실증 연구결과를 이러한 경제정책의 수단으로 감가상각제도가 매우 유효함을 보여준다. 우리나라의 경우 減價償却制度를 經濟政策의 한 수단으로 능동적으로 사용한 경우는 매우 드물다. 우리나라의 經濟環境은 매우 달라지고 있다. 國際化 및 開放化 經濟體制로 나아가는 현 경제환경에서 규제보다는 자발적으로 기업행위를 유도하는 經濟政策을 시도하여야 할 때이고, 減價償却制度는 이러한 측면에서 유효한 경제정책 도구로 사용될 수 있다.

## 2. 向後 研究方向

본 연구는 市場價格 資料를 구하기가 비교적 용이한 세 가지 運輸資產에 대한 經濟的 減價償却率을 측정하였다. 이러한 연구가 좀더 의미를 가지기 위해서는 다른 資產에 대해서도 같은 방법을 적용하여 그 결과를 종합적으로 보여주어야 할 것이다. 물론 우리나라에서는 中古市場이 활발하지 않아 자료수집에 어려움이 많지만, 각 資產의 中古市場 形態를 파악하여 그에 따른 시장가격 수집방법을 개발하고 본 연구방법을 응용할 필요가 있다.

본 연구에서 사용한 자료는 자산이 일정 시간이 흐른 뒤에 폐기될 확률을 고려하지 않고 사용되고 있는 자산만을 대상으로 분석하였다. 그러므로 본 연구에서 보여주는 實證結果는 특정자산에 대한 母集團을 완전히 반영한다고 할 수 없다. 特定 資產에 대해 폐기된 資產까지 고려하여 經濟的 減價償却率을 측정하기 위해서는 자산별 및 나이별로 생존확률에 대한 자료가 확보되어야 한다. 그러나 이러한 자료는 그 자체가 많은 시간과 비용을 요하는 중요한 연구과제이므로 독립적으로 이루어져야 한다. 이러한 基礎研究가 충분히 이루어진 후에 減價償却에 대한 實證的 分析은 더욱 정교하게 이루어질 수 있다. 이러한 작업들은 향후 연구과제로 남겨둔다.

## 參 考 文 獻

- 郭泰元, 『減價償却制度和 資本所得課稅』, 韓國開發研究院, 1985.
- 金峻永·具東鉉, 「한국의 자본스톡, 자본코스트 및 투자함수 추정」, 『經濟學研究』, 제 40집 제2호, 한국경제학회, 1992.
- 尹建永·林周瑩, 『租稅支援制度的 現況과 改善方向』, 研究報告書 93-04, 韓國租稅研究院, 1993.
- 崔明根·郭泰元, 『開放經濟下의 企業稅制 改編方向』, 韓國經濟研究院, 1990.
- 玄鎮權, 『減價償却의 現況과 政策方向』, 研究報告書 94-06, 韓國租稅研究院, 1994.
- Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, Ltd., 1985.
- Chirinko, Robert and Robert Eisner, *The Effects of Tax Policies on Investment in Macroeconometric Models: Full Model Simulations*, OTA Papers 46, Department of Treasury, 1981.
- Cockburn, Iain and Murray Frank, "Market Conditions and Retirement of Physical Capital: Evidence from Oil Tankers," A Paper presented to Conference on Research in Income and Wealth, NBER, 1992.
- Feldstein, Martin, *Capital Taxation*, Harvard University Press, 1983.
- Feldstein, Martin and Michael Rothschild, "Towards an Economic Theory of Replacement Investment," *Econometrica*, 42, 1974, pp. 393~423.
- Hulten, Charles and Frank Wykoff, "The Measurement of Economic Depreciation," in Charles Hulten(ed.), *Depreciation, Inflation, and the Taxation of Income from Capital*, Urban Institute, 1981a.
- \_\_\_\_\_, "The Estimation of Economic Depreciation Using Vintage Asset Prices," *Journal of Econometrics*, 15, 1981b, pp. 367~396.
- Pyo, Hak K., "Estimates of Capital Stock and Capital/Output Coefficients by Industries for the Republic of Korea(1953~1986)," KDI Working Paper, No. 8810, 1988.

\_\_\_\_\_, "A Synthetic Estimate of the National Wealth of Korea, 1953~1990," KDI Working Paper, No. 9212, 1992.

Spitzer, John, "A Primer on Box-Cox Estimation," *Review of Economics and Statistics*, 64, 1982, pp. 307~313.

Zarembka, Paul, "Transformation of Variables," in P. Zarembka(ed.), *Frontiers in Econometrics*. Academic Press, 1974.

# 政府階層間 機能配分の 適正構造 分析

朴 釘 洙\*

## 요 약

本 論文은 理論的 模型을 이용하여 地方分權化의 수준은 그것이 가져오는 지방공공재 공급의 효율성 제고 또는 정부과세권 남용방지라는 便益과 외부효과와 내재화가 어렵게 되는 費用間의 均衡이 이루어지는 수준에서 이루어져야 한다는 점을 명료하게 보이고 있다. 개개 주민의 효용의 극대화와 지역간의 주민효용의 균등을 통한 균형을 이루는 靜態均衡 模型下에서 지방공공재를 공급하는 최적의 정부의 수, 즉 最適 分權化의 수준을 도출하였다. 최적의 분권화수준은 주민의 보유 민간재(W)와 주민의 총수(N)에 대해서는 增加函數이고 지방공공재의 외부효과( $\alpha$ )에 대해서는 減少函數로 나타난다. 이러한 結論은 지방자치의 전면실시를 앞둔 우리나라에 있어 中央政府와 地方政府間, 그리고 廣域政府와 基礎政府間의 機能配분에 중요한 政策的 示唆點을 제공하고 있다.

## I. 序 論

내년 상반기에 地方自治團體長이 選出되면 우리나라에도 바야흐로 본격적인 地方自治

\* 本院 專門研究委員

筆者는 바쁘신 가운데 本 論文의 草稿를 읽고 論評을 해주신 本院의 趙潤濟, 安鍾範 박사, 서울 市立大의 元允禧 교수, 그리고 익명의 檢討者들께 감사드립니다.

時代가 열릴 것으로 전망된다. 지금까지 地方自治에 대한 時機尙早論이나 우리나라에서의 實施 不必要를 주장하는 학자들도 많았지만 문민정부의 도래로 政治的인 決斷에 의해 전면적인 실시가 이루어지게 된 것이다.

우리나라의 경우 歷史的으로 地方自治 概念이 매우 생소한 것이 사실이다. 굳이 사천년의 역사를 거슬러 올라가지 않고 朝鮮時代 以後만 보더라도 집권화된 통치만이 있어 왔으며 우리 국민들은 여기에 社會化되어 있어서, 도래할 地方自治時代의 問題點만 부각되기도 하고 어느 정도 不安感을 가지고 바라보는 것 또한 사실이다<sup>1)</sup>.

그러면 이와 같이 생경한 地方自治를 굳이 실시하려는 연유는 무엇인가? 이에 대해 두 가지 차원에서 대답이 가능할 것으로 판단된다. 첫째는 政治的인 責任性의 이유로서 과거의 문제점들에 대한 성찰을 통해 參與와 競爭으로 대변되는 民主主義時代를 추구하기 위해서는 地方自治가 반드시 필요하다고 하겠다<sup>2)</sup>. 둘째는 經濟的 效率性의 이유로서 어느 정도 外部效果가 있는 準地方公共財의 경우 분권화된 공급이 획일적이며 집권화된 공급보다 더 효율적이라는 점이라고 하겠다<sup>3)</sup>.

地方自治라는 개념을 재정적 측면에서 고찰할 때 지방의 기능은 지방의 책임하에 재화와 서비스를 공급하며, 아울러 감독의 책임까지 지방이 지는 것을 의미한다. 이를 위해서는 먼저 개방화·국제화로 대변되는 환경의 변화에 따라 민간부문과 정부부문간의 역할 분담이 적절하게 이루어져야 하고 이를 토대로 중앙정부와 지방정부간의 기능배분 또한 적정해야 할 것이다.

우리나라의 경우 전통적인 중앙집권화의 영향으로 지방의 기능이 크게 위축되어 왔으며 많은 경우 기관위임사무와 단체위임사무의 형태로 중앙정부 통제하에서 서비스 공급이 이루어져 왔다. 한편 1980년대 후반부터 시작된 지방재정의 확충노력은 담배판매세를 거쳐 담배소비세의 지방세 전환, 종합토지세 과표의 현실화, 그리고 지방양여금의 신설 등으로 실질적인 재원재배분이 이루어져 중앙정부 對 지방정부의 비중이 현재 54.9 : 45.1(1993년 기준)에 이른다. 그러면 과연 어느 정도의 재원재배분이 적절한 수준인가? 이 질문에 대한 이론적인 논의가 지금까지 많지 않았던 것이 사실이다. 이와 같은 현상

1) 朴東緒(1994) 참조.

2) de Tocqueville(1990) 참조.

3) Breton(1965)과 Olson(1969) 참조.

은 지방화시대를 준비하는 제도적 측면에서 기능의 재분배 문제가 재원의 재분배에 선행해서 해결되어야 할 사안임에도 불구하고 적정 기능배분에 대한 논의가 절대적으로 부족했던 결과라 하겠다.

따라서 本稿에서는 政府階層間 最適配分模型(optimal intergovernmental design)을 이용하여 초·중등교육이나 공원서비스와 같은 準地方公共財(quasi-local public good) 경제에 있어서 中央政府와 地方政府間 適正配分 構造를 數理的으로 분석하고자 한다. 먼저 第1節에서 모형의 가정과 이용변수를 정리하고, 第2節에서 모형의 기본구조를 고찰하고자 한다. 이어서 第3節에서는 정부의 주택가격과 인구가동에 대해 조세와 세출정책의 변화가 미치는 比較靜學(comparative statics)的 효과를 도출하고, 最適配分の 한계조건을 알아 본 다음 最適政府의 數인  $k^*$ 를 推定하며 第4節에서는 分析結果를 요약하고 政策的 含意를 살펴보고자 한다.

政府官僚 行態에의 根假定(root-assumption)에 대한 傳統的인 財政學者들과 公共選擇學派間의 의견대립에도 불구하고, 두 진영 모두 다계층의 정부간 구조를 통해 공공재를 공급할 경우 거래비용(transaction cost)이 수반되게 되며 분권화 정도가 커질수록 공공재 공급에 따른 외부효과의 가능성은 커지기 마련이라는 점에 의견의 일치를 이루고 있다<sup>4)</sup>. 따라서 다계층의 정부간 구조 구축시 이론적으로 보아 공공재 공급으로 발생하는 외부효과의 지리적 영역에 맞추어 비슷한 영역을 관할하는 수준의 정부가 供給의 責任을 지도록 하는 것이 最適이다. 본 모형에서는 公共選擇學派의 가정을 통해 傳統的인 財政學派의 결론, 즉 外部效果의 크기가 政府階層間 機能配分の 최적지표가 됨을 보이고자 한다.

본 연구는 자신의 효용을 極大化하려는 개개인이 최적의 정부간 구조를 형성하는 문제에 관한 Brennan and Buchanan(1980)의 연구에 기초하여, 특히 內部化되지 못한 外部效果에 따른 費用과 公務員에 대한 통제를 향상시키는 分權化의 便益이 균형되게 하는 문제를 분석하고자 한다. 바로 이러한 均衡化 作業이 다계층 정부구조에 기능과 정부수준을 짝지우는 작업인 것이다. 地方分權化 政策은 비용과 편익을 함께 가져오므로 기능과 정

4) 전통적인 재정학과의 논의는 Musgrave(1981, 1983)와 Oates(1972, 1977, 1985, 1989, 1991) 참조.

부계층의 짝짓기(matching)는 완전할 수 없으며 준지방공공재 경제의 주민은 어느 정도 외부효과가 내부화되지 못하더라도 분권화된 정부구조를 선호하는 것으로 나타났다<sup>5)</sup>.

## II. 模型의 假定 및 變數

### 1. 基本假定

먼저 본 적정구조 모형에 의한 준지방공공재 경제의 분석을 위한 전제로서 다음을 가정한다.

- [假定 1] 民間住宅財  $h$ , 其他 民間財  $x$ , 그리고 準地方公共財  $G$ 의 세 가지 재화가 존재한다.
- [假定 2] 경제 내에는 限定된 양의 土地가 존재하며 이는 각 지역에 균등하게 나뉘어져 있다.
- [假定 3] 競爭의 기업들이 각 지역에서 주택을 공급하며 供給函數의 형태는 가격에 대해 漸增(non-decreasing function) 형태를 취한다.
- [假定 4] 국민 개개인은 비주택 민간재(其他 私的財)를 일정량 소유하고 있고 이를 소비하거나 준지방공공재를 생산하는 데 사용할 수 있다. 이때의 生産函數는 漸增오목函數(increasing concave production function)의 형태를 취한다.
- [假定 5] 국민들의 지역간 移動時 費用이 들지 않으며 세 가지 재화의 消費組合을 통해 效用을 極大化시키려 한다.
- [假定 6] 국민들은 지역을 몇 개로 나눌지를 결정하기 위해 憲法會議에 참석하며 한번

5) 본 모형의 설계는 Epple and Zelenitz(1981)에서 많은 부분을 참조하였는데 본 모형과 Epple and Zelenitz 모형과의 중요한 차이점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, Epple and Zelenitz 모형은 私的財의 公共供給을 상정하여 정부의 재량적 권한을 통제하는 것과 외부효과와 내부화간의 상충관계가 모호하므로 본 모형에서는 준지방공공재를 도입하였다. 둘째, Epple and Zelenitz 모형은 최적정부의 수에 대해 풀지 않았지만 여기서는  $k^*$ 로 풀었으며 셋째, Epple and Zelenitz 모형의 정부수입이 財產稅로 한정된 반면 본 모형은 정부수입을 定額稅(lump-sum tax)로 하여 분석하였다.

지역수가 정해지면 정부에 의한 統制는 不完全해진다. 정부는 住民福祉 極大化 이외에 政府收入 極大化를 위한 租稅 및 支出政策追求가 가능하다는 것을 인지하고 있다.

[假定 7] 실제로 정부는 利潤(수입 - 지출) 極大化를 추구한다<sup>6)</sup>.

[假定 8] 각 정부들은 相對의 支出과 租稅選擇에 관해 Cournot 推測을 견지한다<sup>7)</sup>.

[假定 9] 모든 국민은 동일한 選擇을 지니며 모든 정부는 동일한 目的函數와 制約을 갖는다.

## 2. 基本變數

### 가. 內生變數

$g^j$  = 지방정부  $j$ 에 의해 공급되는 準地方公共財

( $0 \leq \alpha < 1$ , 이웃지역으로의 擴散效果)

$L$  = 지방정부  $j$ 의 土地面積

( $L = \bar{L}/k$ )

$h_s$  = 대지단위당 住宅供給量

$h_d$  = 1인당 住宅需要

$P_h^j$  =  $j$ 지역의 住宅價格

$n^j$  = 지역  $j$ 에 거주하는 住民數

$k$  = 지방정부의 數

$T^j$  = 定額稅

6) 여기서 정부를 이윤 극대화를 추구하는 것으로 모형화한 것은 실제로 그러하다고 믿기 때문은 아니다. 다만 이는 정부 공무원들의 사적 이익추구를 나타낸 것이며 이러한 개인적 이익추구는 공공의 이익과 일치하지 않을 수 있다. 많은 모형에서는 본 모형에서의 가정, 즉 이윤의 극대화가 아니라 정부지출의 극대화를 가정하여 분석하기도 한다. 그러나 「뷰캐넌」 등의 공공선택학과의 주장, 즉 정부관료도 민간 개개인과 마찬가지로 개인의 효용을 극대화하려 한다는 견해에 충실하고자 한다. 이러한 정부행태에 대한 기존의 연구는 Brennan(1981), Brennan and Buchanan(1977, 1978, 1980, 1985), Downs(1957), Niskanen(1975), 그리고 Epple and Zelenitz(1981) 참조.

7) Cournot 추측은 경쟁대상의 기업이나 개인이 스스로의 선택에 관계가 없이 독립적이며 고정되어 있는 것으로 생각하는 메커니즘으로서 이에 대한 간결한 논의에 대해서는 Stiglitz(1988) 참조.

$C(g^j) = g^j$ 를 생산하는 데 소요되는 기타 민간재  $x$ 로 환산한 費用  
 $(g^j, T^j) =$ 준지방공공재의 供給水準과 定額稅組合(package)  
 $G^j =$ 지방정부  $j$ 의 주민에 의해 소비되는 準地方公共財<sup>8)</sup>

나. 外生變數

$x =$ 其他 民間財  
 $W =$ 주민 각자가 소유하고 있는 기타 민간재  $x$   
 $N =$ 총 주민수  
 $\bar{L} =$ 고정된 총 대지면적

### III. 基本模型

본 모형은 위의 아홉 가지 가정에 따라 다음과 같이 구성된다.

#### 1. 基本方程式

지방정부  $j$ 의 주민에 의해 소비되는 준지방공공재의 수준은 다음과 같이 나타내진다. 첫번째 항은 지방정부  $j$ 의 생산수준이며 두번째 항은 기타 정부 생산의 擴散效果이다.

$$G^j = g^j + \alpha \sum_{i \neq j} g^i \dots\dots\dots (III-1)$$

지방정부  $j$ 의 주택공급 총규모는 다음과 같이 요약된다. 여기서  $h_s$ 는 대지단위당 주택 공급량이며  $P_H^j$ 는  $j$ 지역의 주택가격이다.

$$H_s^j = L h_s (P_H^j) \dots\dots\dots (III-2)$$

---

8) 준지방공공재의 대표적인 예로는 공공교육이나 공원같이 주된 편익은 그 지역주민이 수혜하나 일부는 여타지역으로 확산되는 재화를 의미한다.

주어진 가정에 따라 정부는 준지방공공재의 공급수준  $g^j$ 와 정액세액  $T^j$ 의 조합( $g^j, T^j$ )을 선택하는데 그 목적함수의 형태는 다음과 같이  $\pi$ 를 극대화하는 것으로 요약할 수 있다.

$$\pi^n = n^j \{ (g^j, T^j), \dots, (g^j, T^j), \dots, (g^k, T^k) \} T^j - C(g^j) \dots \dots \dots (III-3)$$

여기서  $n^j$ 는  $j$ 지역의 주민수이고  $C(g^j)$ 는  $g^j$ 의 생산비용을 나타낸다.

지역정부의 수  $k$ 를 결정하는 데 있어 주민들은 利益相衡的(trade-off) 결정에 직면하게 된다. 분권화된 정부구조는 지역간 경쟁을 통해 각개 정부의 獨占利潤의 실현을 통제할 수 있다는 점에서 선호되는 반면, 분권화의 정도에 따라 각개 정부가 無賃乘車(free-ride)하려는 유인을 제공하게 된다. 따라서  $g$ 는 과소공급될 가능성이 높아진다. 最適 政府의 數  $k$ 의 결정은 競爭의 便益과 擴散의 內部化 便益間 相衡關係 속에서 이루어지게 되는 것이다.

## 2. 準地方公共財 經濟에서의 두 가지 均衡條件

첫째, 모든 주민은 주택이 있어야 하며 국민 모두는 어느 한 지역의 주민이다.

$$n^j h_s^j (P_H^j, W - T^j, G^j) = L h_s (P_H^j) \dots \dots \dots (III-4)$$

$h_s$ 는 주민 1인당 주택수요, 모든 주민은 어느 특정지역에 소속되므로

$$N = \sum_{j=1}^k n^j \dots \dots \dots (III-5)$$

등식 (III-4), (III-5)의 조건으로부터 다음 식이 도출된다<sup>9)</sup>.

$$N = \sum_{j=1}^k n^j = L \sum_{j=1}^k \frac{h_s^j}{h_d^j} \dots \dots \dots (III-6)$$

---

9)  $h_s$ 는 일인당 주택수요를 나타내므로  $\frac{h_s^j}{h_d^j}$ 는  $j$ 지역의 대지 단위당 주민수와 같게 된다.

둘째, 주민은 지역간 이동시 비용이 들지 않으므로 한 지역에서의 효용은 기타 지역과 같아야 한다. 그렇다고 균형점에 있어서의 경쟁정부간 재정정책(조세와 지출)이 같아야 하는 것은 아니다. 지역간 주민이동에 따라 주택가격이 변하게 되며 이를 통해 다양한 지역에 사는 주민들의 효용이 균형되게 되는 것이다. 주민 개개인이 예산제약하에서 효용을 극대화하기 위해 주택의 소비량을 선택하는 간접효용함수를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 & V \left\{ g^i + \alpha \sum_{i \neq j}^k g^j, P_H^j, W - T^i \right\} \\
 & = \max_{h_d^i} U \{ h_d^i, G^i, W - P_H^j h_d^j - T^i \} \dots\dots\dots (III-7)
 \end{aligned}$$

따라서 두번째의 均衡條件은

$$\begin{aligned}
 & V \left[ g^i + \alpha \sum_{i \neq j}^k g^j, P_H^j, W - T^i \right] \\
 & = V(g^i + \alpha \sum_{i \neq j}^k g^j, P_H^j, W - T^i) \forall j, i \in k \dots\dots\dots (III-8)
 \end{aligned}$$

### IV. 比較靜學分析

지방정부 j의 政策變數가 변할 경우( $g^j$  또는  $T^j$ ,  $T^{i*}$ 와  $g^{i*}$ 는 불변) 주민의 流入 또는 流出을 초래하게 되며 이러한 주민의 이동은 균형을 회복할 수 있을 정도까지 주택가격의 변동을 초래하게 된다.

$T^i$  또는  $g^i$  변동의  $P_H^i$ ,  $P_H^{i*}$ ,  $n^i$ 와  $n^{i*}$ 에 대한 비교정확적 효과는 등식 (III-6)과 (III-8)의 균형조건의 전미분에 의해 얻어진다.

표기상의 편의를 위해 지역 1에 변동이 있다고 하고 등식 (III-7)을 이용하여 등식 (III-8)을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \max_{h_d^1} U \left\{ g^1 + \alpha \sum_{i \neq j}^k g^i, h_d^1 \{ g^i + \alpha \sum_{i \neq j}^k g^i, P_H^1, W - T^1 \}, W - P_H^1 h_d^1 - T^1 \right\} \\ & = \max_{h_d^i} U \left\{ g^i + \alpha \sum_{j \neq i}^k g^j, h_d^i \{ g^i + \alpha \sum_{j \neq i}^k g^j, P_H^i, W - T^i \}, W - P_H^i h_d^i - T^i, \right. \\ & \quad \left. j \neq 1 \right\} \end{aligned}$$

등식 (III-7)과 (III-8)은 최적 주택의 선택으로 평가되는 직접효용함수가 지역간 균등해야 함을 나타내므로 봉투조건(envelope condition)이 성립한다<sup>10)</sup>.

따라서  $\partial h_d / \partial P_H$ 와  $\partial h_d / \partial T = 0, \forall k$ 이고

$dG^i = 0$ 일 때 등식 (III-6)과 (III-8)의 전미분은 다음과 같이 된다.

$$-U_x^1 h_d^1 dP_H^1 = -U_x^j h_d^j dP_H^j + U_x^1 dT, \quad j \neq 1 \quad \dots\dots\dots (IV-1a)$$

$$\begin{aligned} & L \sum_{j=2}^k \frac{\partial (h_s^j / h_d^j)}{\partial P_H^j} dP_H^j \\ & = -L \frac{\partial (h_s^1 / h_d^1)}{\partial P_H^1} dP_H^1 - L \frac{\partial (h_s^1 / h_d^1)}{\partial T^1} dT^1 \quad \dots\dots\dots (IV-1b) \end{aligned}$$

주민 각자의 선호와 각 지방정부의 목적함수, 그리고 제약조건이 동일하다고 가정하였으므로 비교정확적인 결과는 대칭적 균형(symmetric equilibrium)이 성립하는 경우로 한정하여도 무방할 것이다.

이것은  $T^i$ 이 바뀌면  $dP_H^1 = \dots = dP_H^k$ 라는 것이다.

따라서 (IV-1a)는

$$\therefore \frac{dP_H^1}{dT^1} = \frac{dP_H^{j \neq 1}}{dT^1} - \frac{1}{h_d} \quad \dots\dots\dots (IV-2a)$$

(IV-1b)는

$$\begin{aligned} (k-1) \frac{\partial (h_s^{j \neq 1} / h_d^{j \neq 1})}{\partial P_H^{j \neq 1}} \frac{dP_H^{j \neq 1}}{dT^1} & = \frac{-\partial (h_s^1 / h_d^1)}{\partial P_H^1} \left( \frac{dP_H^{j \neq 1}}{dT^1} - \frac{1}{h_d} \right) - \frac{-\partial (h_s^1 / h_d^1)}{\partial T^1} \\ & \dots\dots\dots (IV-2b) \end{aligned}$$

10) 여기서  $U_x^1$ 은  $\partial U^1 / \partial W - T^1 = \partial U^1 / \partial x^1$ 을 의미한다.

을 의미한다.

$\theta$ 를 주택공급의 가격탄력성, 그리고  $\eta$ 을 「마샬」(Marshallian)의 주택수요의 가격탄력성이라고 하면<sup>11)</sup>

$$\frac{dP_H^{*1}}{dT^1} = \frac{(\theta - \eta) - (\partial h_d / \partial W - T) P_H}{k h_d (\theta - \eta)} \dots\dots\dots (IV-3a)$$

$\eta^*$ 가 「히스」(Hicksian)의 소득보상된 주택수요의 가격탄력성일 때(따라서  $\eta^* < 0$ ) 「슬러스키」분해(Slutsky decomposition)를 이용해 등식 (IV-3a)를 다시 쓰면 주택이 기펜재가 아닌 한 다음 식을 얻을 수 있다.

$$\frac{dP_H^{*1}}{dT^1} = \frac{(\theta - \eta^*)}{k h_d (\theta - \eta)} > 0 \dots\dots\dots (IV-4a)$$

(IV-2a)와 (IV-4a)의 결과는

$$\frac{dP_H^1}{dT^1} = \frac{(\theta - \eta^*) - k(\theta - \eta)}{k h_d (\theta - \eta)} \dots\dots\dots (IV-3b)$$

로 나타나고, 「슬러스키」등식(Slutsky equation)을 이용하여 등식 (IV-3b)는

$$\frac{dP_H^1}{dT^1} = \frac{-(k-1)(\theta - \eta) - (\partial h_d / \partial W - T^1) P_H^1}{k h_d (\theta - \eta)} \dots\dots\dots (IV-4b)$$

로 나타낼 수 있다. 그러므로  $dP_H^1 / dT^1 < 0$ 이기 위한 충분조건은 주택이 보통재이기만 하면 된다.

등식 (IV-4a)와 (IV-4b)는 지역 1에서 주택가격의 조세변화에 대한 비교정확적 효과를 명료하게 나타내고 있다. 주택이 보통재(가격이 상승하면 수요감소)이므로 지방정부 j의 준지방공공재 공급이 일정할 때 조세가 증가하면 지역 j의 주택가격은 하락하고 여타 지역의 가격은 상승하게 된다. 나아가 등식 (IV-4a)와 (IV-4b)의 제약하에서

11) 주택이 기펜재가 아닐 경우  $\theta \equiv (\partial h_d / \partial P_H)(P_H / h_d) > 0$  and  $\eta \equiv (\partial h_d / \partial P_H)(P_H / h_d) < 0$ 이 성립한다.

지역의 수가 무한대로 증가하면,

$$dP_H^1 / dT^1 \text{는 } -1/h_0 \text{에 수렴하고 } dP_H^{*1} / dT^1 \text{는 } 0 \text{에 수렴한다.}$$

마지막으로는 등식 (IV-4b)를 k에 대해 편미분을 취하면 지역의 수가 증가함에 따른 조세인상지역의 주택가격 민감도를 알 수 있다.

한편, 다른 변수들이 일정할 때 즉,  $g^{*1}$ ,  $T^{*1}$ 와  $T^1$ 을 불변이라고 할 때  $g^1$ 의 변화에 따른 비교정학적 효과는 등식 (III-6)과 (III-8) 균형조건의 전미분을 통해 알 수 있다.

경제를 다시 한번 대칭적 균형(symmetric equilibrium)으로 가정하면,

$$\frac{dP_H^1}{dg^1} = \frac{dP_H^{*1}}{dg^1} + \frac{(1-\alpha)U_G}{U_x h_a^1} \dots\dots\dots (IV-5)$$

$\gamma$ 를 준지방공공재의 수준변화에 대한 주택수요의 탄력성이라 할 때 다음의 두 등식이 성립한다.

$$\frac{dP_H^{*1}}{dg^1} = \frac{-(1-\alpha)U_G}{kh_a U_x} + \frac{(\alpha(k-1)+1)\gamma P_H}{kG(\theta-\eta)} \dots\dots\dots (IV-6a)$$

$$\frac{dP_H^1}{dg^1} = \frac{(k-1)(1-\alpha)U_G}{kh_a U_x} + \frac{(\alpha(k-1)+1)\gamma P_H}{kG(\theta-\eta)} \dots\dots\dots (IV-6b)$$

등식 (IV-6a)와 (IV-6b)의 첫번째 항은 지역1의 주택가격의 상승과 여타 지역의 하락을 반영하고 두번째 항은 준지방공공재와 주택의 補完效果( $\gamma > 0$ )와 代替效果( $\gamma < 0$ )를 반영하고 있다. 이 효과는  $\gamma$ 가 양인지 음인지에 따라 그 방향이 양과 음으로 나타난다. 지방정부의 수가 무한대로 갈수록  $g^1$ 의 변화가 다른 지역의 주택가격에 미치는 효과는 0에 수렴하게 되며  $g^1$ 의 미세한 증가도  $P_H^1$ 의 증가에 의해 흡수되게 된다.

$T^1$ 과  $g^1$ 의 변화가 지역 1의 주민수에 미치는 효과는 등식 (III-4)를 미분하고 등식 (IV-4)와 (IV-6)을 이용하면 다음과 같이 도출된다.

$$\frac{dn^1}{dT^1} = \frac{n^1(-(k-1)(\theta-\eta^*))}{kP_H h_a} < 0 \dots\dots\dots (IV-7a)$$

$$\frac{dn^i}{dg^i} = \frac{n^i}{k} \cdot \frac{(\theta - \eta)(k-1)(1-\alpha)U_G}{P_H h_d U_x} - \frac{\gamma(k-1)(1-\alpha)}{G} \dots\dots\dots (IV-7b)$$

등식 (IV-7a)에 따르면 조세의 증가는 그 지역주민의 수를 감소하게 하고 나아가 지방정부의 수가 증가하면 조세정책에 대한 주민수의 민감도가 증가하게 됨을 알 수 있다. 이 결과는 조세의 증가로 인한 주택가격의 하락이 주택공급을 감소시키며 주택가격의 하락속도는 지방정부의 수에 비례한다는 우리의 상식과도 합치한다.

한편, 준지방공공재의 공급증가가 주민수의 증가를 초래하는 충분조건은 위에서 도출한 바와 같이 주택과 준지방공공재가 서로 대체재인 경우이다. 주택가격이 일정할 때 공공재 공급의 증가는 그 지역을 발전시켜 주민의 수를 증가시킨다. 그러나 두 재화가 서로 보완적이라면 공공재 공급의 증가는 1인당 주택수요를 증가시켜 지역주민의 일부를 그 지역에서 떠나게 하는 수준으로 주택가격을 상승시키는 경우도 있을 수 있다.

## V. 地域間 競爭의 限界條件

### 1. 限界條件

本節에서는 각 지방정부들이 前節의 가정과 모형에 따라 행동할 때의 한계조건을 도출하고자 한다. 조세는 기타 민간재인  $x$ 의 단위로 지불되며 지방정부는 이의 일부를 생산 함수  $g^i=f(x^i)$ 에 따라 준지방공공재를 생산하게 된다. 각 지방정부의 목적함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

이 식은 가정에 따라 모든 지역이 동일하므로 위첨자를 뺀 등식 (III-3)과 같다.

$$Max_{g, T} \pi : n(g, T)T - C(g) \dots\dots\dots (V-1)$$

정부 이윤극대화의 1차 조건은

$$\frac{\partial \pi}{\partial T} = \frac{\partial n}{\partial T} T + n = 0 \dots\dots\dots (V-2a)$$

그리고,

$$\frac{\partial \pi}{\partial g} = \frac{\partial n}{\partial g} T - \frac{\partial C}{\partial g} = 0 \dots\dots\dots (V-2b)$$

이 조건들의 2차 조건은 주민의 효용함수  $U(h, x, G)$ 에서 각 재화가 주는 효용이 서로 독립적임. 즉 분할이 가능하다는 가정을 추가함으로써 단순화할 수 있다<sup>12)</sup>.

등식 (IV-7a)와 (IV-7b)를 1차조건식 (V-2a)와 (V-2b)에 대입하면 이 조건식은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\frac{-n(k-1)(\theta-\eta^*)(1-\alpha)T}{kP_H h_d} + n = 0 \dots\dots\dots (V-3a)$$

그리고,

$$\frac{n(k-1)(\theta-\eta)(1-\alpha)T}{kP_H h_d} \frac{U_G}{U_x} - \frac{dC}{dg} = 0 \dots\dots\dots (V-3b)$$

등식 (V-3a)를 정부의 이윤극대화를 위한 1인당 조세액  $T^*$ 로 다시 풀면

$$T^* = \frac{k}{(k-1)} \cdot \frac{P_H h_d}{(\theta-\eta)^*}$$

이 식으로부터 경쟁하는 정부의 수  $k$ 가 증가할수록 조세액  $T$ 는 감소하게 됨을 알 수 있다. 또한  $T$ 의 극한값은 양이며  $\frac{P_H h_d}{(\theta-\eta)^*}$ 에 수렴하게 됨을 알 수 있다.

(V-3a)를 (V-3b)에 대입하여 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\frac{U_G}{U_x} = \frac{dC}{dg} \frac{(\theta-\eta^*)}{n(\theta-\eta)(1-\alpha)} \dots\dots\dots (V-4)$$

12) 이 가정의 의미는 주택과 공공재의 보완성과 대체성, 즉  $\gamma$ 가 0이라는 것이다.

2. 最適 政府의 數  $k^*$ 의 例示

주민의  $h$ ,  $x$ , 그리고  $G$ 에 대한 선호를 다음과 같은 분할이 가능한 효용함수로 나타낼 수 있다고 하자.

$$U(h, x, G) = hx - e^{-G}$$

따라서 주민들은 공공재의 공급  $G$ 를 상수로 여기고 그들의 가처분소득은  $W-T$ 가 되며 이때 효용을 극대화하는 주택의 수요는 다음과 같이 됨을 보일 수 있다.

$$h^* = \frac{1/2(W-T)}{P_H}$$

여기서 주택수요의 「마샬」가격탄력성  $\eta$ 는  $-1$ 이며 「 Hicks」의 가격탄력성  $\eta^*$ 는  $-1/2$ 임을 알 수 있다. 균형조건식 (III-6)은 대칭균형(symmetric equilibrium)하에서 다음과 같다.

$$\bar{L} h_s(P_H) = N h_d(\cdot)$$

주택의 공급함수가 다음과 같이 주어진다고 가정하면,

$$H_s(P_H) = \bar{L}$$

이 식의 의미는 토지단위당 주택의 공급  $h_s(P_H)$ 는 1이고, 주택공급의 가격탄력성  $\theta$ 는 0이 됨을 뜻한다. 균형조건식 (V-6)에 주택공급함수를 대입하여 균형주택가격에 대해 풀면 다음과 같다.

$$P_H^* = (N/\bar{L}) 1/2 (W-T)$$

1차조건식 (V-3a)는 대칭균형하에서 이윤극대화를 추구하는 정부의 주민 개인당 최적조세액이 다음과 같음을 의미한다.

$$T^* = \frac{k}{k-1} \frac{1/2(W-T)}{1/2} = \frac{k}{2k-1} W$$

이를 통해 우리는 기대했던 대로  $k$ 가 증가함에 따라  $T^*$ 가 감소함, 즉 지방정부간 경쟁의 증가는 조세권력의 남용을 통제함을 확인할 수 있다.

준지방공공재의 공급함수를  $g=f(x)=x$ 라 가정하면  $U_G/U_x=1/e^{Gh}$ 이므로 이윤극대화 조건식 (V-4)는 다음과 같게 된다.

$$\frac{1}{e^{Gh}} = \frac{k}{2N(1-\alpha)}$$

이를 이윤극대화하는 수준의 공공재 공급량으로 풀면 다음과 같다.

$$G^* = \ln 2N(1-\alpha) - \ln hk$$

따라서 기대하였던 대로  $k$ 와  $\alpha$ 가 증대될수록  $G^*$ 가 감소됨을 알 수 있다. 지방정부의 수나 확산효과의 증대는 내부화되지 않은 외부효과의 수준(free-ride) 증가를 의미하는 것이다.

$h_0^*$ ,  $P_H^*$ ,  $T^*$  그리고  $G^*$ 를 주민의 효용함수에 대입하여 보면 다음과 같이 표현된다.

$$U^* = \left[ \frac{(1/2)(W-T)}{(N/L)(1/2)(W-T)} \right] \left[ \frac{1}{2}(W-T) \right] - e^{-G}$$

$$= \frac{LW}{2N} \left( \frac{k-1}{2k-1} \right) - \frac{(LN)k}{2N(1-\alpha)} \dots \dots \dots (V-5)$$

따라서 등식 (V-5)의 첫번째 항은  $k$ 의 증가에 따라 함께 증가하는데 이는 지역간의 경쟁에 따른 편익의 수혜를 반영하는 것으로 조세의 감소로 인해 주민들은 더 많은 여타 민간재를 소비할 수 있게 된다. 그러나 정부의 자의적인 권력행사를 통제하는 데는 비용이 수반된다. 즉, 분권화의 정도가 증가할수록 외부효과의 무시정도가 증가하게 되는 것이다. 이 비용이 등식 (V-5)의 두번째 항에 반영되며  $k$ 가 증가할수록 비용이 증대된다.

분권화 수준에 따른 편익과 비용의 최적 균형수준은 주민의 초기 富  $W$ , 국민총수  $N$ , 그리고 준지방공공재의 확산정도  $\alpha$ 에 달려 있다. 이것은 등식 (V-5)를  $k$ 로 미분함으로써 알 수 있다. 주민의 효용을 극대화하는 분권화의 수준  $k^*$ 에서 분권화 증가에 따른

한계편익과 한계비용이 일치하게 되는 것이다.

$$\frac{W}{(2k-1)^2} = \frac{1}{2N(1-\alpha)}$$

이를  $k^*$ 에 대해 풀면 최적 지방정부의 수는 주민의 초기 富  $W$ 와 국민총수  $N$ 이 증가함에 따라 그리고 확산효과  $\alpha$ 가 감소함에 따라 증가하게 됨을 알 수 있다.

$$k^* = 1/2[\{2NW(1-\alpha)\}^{1/2} + 1]$$

### 3. 模型의 特別解

본 모형에 상수  $\bar{L}$ ,  $W$ ,  $N$  그리고  $\alpha$ 에 특정 숫자를 대입해서 그 의미를 찾아 보자. 예컨대, 총 대지면적을 100단위, 주민 각자가 소유하고 있는 기타 민간재가 5단위, 총 주민수를 500명이라고 가정하면 외부효과 크기에 따라 최적정부의 수, 즉 최적분권화의 수준이 다음과 같이 달라지게 됨을 알 수 있다.

例 1)  $\bar{L}=100$ ,  $W=5$ ,  $N=500$ ,  $\alpha=0$ 이면

$$k^* = 36, T^* = 2.549, G^* = 5.259$$

$$h^* = 0.2, x^* = 1.225, U^* = 0.240$$

例 2)  $\bar{L}=100$ ,  $W=5$ ,  $N=500$ ,  $\alpha=0.5$ 이면

$$k^* = 18, T^* = 2.571, G^* = 4.934$$

$$h^* = 0.2, x^* = 1.214, U^* = 0.236$$

例 3)  $\bar{L}=100$ ,  $W=5$ ,  $N=500$ ,  $\alpha=0.99$ 이면

$$k^* = 3, T^* = 3.000, G^* = 2.813$$

$$h^* = 0.2, x^* = 1.000, U^* = 0.140$$

모든 상수를 동일한 값으로 가정하였으므로 예에서 나타난  $k^*$ 값의 차이는 확산효과 차이에서 기인함을 알 수 있다. 확산효과가 적을수록 최적정부의 수는 늘어나고(분권화

가 진전되고), 확산효과의 크기가 커질수록 최적정부의 수는 줄어듬(집권화가 더 효율적임)을 보여주고 있다.

그리고 準地方公共財 經濟下의 住民은 적어도 모든 例에서 그들의 동일한 선호와 외부 효과라는 비용에도 불구하고 어느 정도의 分權化를 選好함을 알 수 있다. 이는 지방정부 存立의 理由(rationale)을 잘 나타내 주고 있으며 중앙정부와 지방정부간 정부계층구조 설정에 있어 분권화가 정부의 恣意的인 權力를 統制하는 데 必要하다고 하는 것을 확인하게 한다.

## VI. 要約 및 結論

이제까지 準地方公共財 經濟의 政府階層間 適正機能配分 分析模型을 통하여 제시된 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 地方分權化 政策은 便益과 費用의 상충관계를 내포하고 있어 이의 균형이 요구된다. 분권화가 진행되면 될수록 조세정책의 차원에서나 지출정책의 차원 모두에서 정부의 자의적인 권력행사를 통제할 수 있는 편익은 늘어나는 반면 외부효과의 내부화 정도가 작아지는 비용간에 절충을 필요로 한다. 최적의 정부계층간 구조는 상충되는 이 두 측면이 균형을 이루는 수준인 것이다.

둘째, 傳統的 觀點과 公共選擇學派의 觀點은 재정분권화의 최적결정에 있어서 서로 보완성이 있음을 알 수 있었다. 실제로 본 연구에서는 공공선택학과의 정부행태 가정으로부터 전통재정학에서의 결론, 즉 정부간 구조를 결정하는 가장 본질적인 요인은  $\alpha$ , 확산효과의 크기라는 점을 확인하였다.

셋째, 실제의 상황은 본모형의 단순성을 초월하여 여러 假定들의 緩和適用이 요구된다. 예를 들어 주민들의 이동에 있어서 비용이 소요되는 것이 사실이다. 따라서 본 모형에서 이동비용가정을 완화할 경우 그 비용이 크면 클수록 분권화 정도는 커지게 된다. 그리고 분권화를 추진하는 데 소요되는 기관운영비용과 행정비용 같은 去來費用(trans-action cost)이 감안될 경우 분권화의 정도는 줄어들게 될 것이다.

마지막으로, 본모형의 분석으로부터 도출할 수 있는 規範的 政策方向은 분명하다. 공

공선택학과의 정부관료 행태에 대한 가정을 채택했음에도 불구하고 국방기능과 소득재분 배기능같이 便益의 外部效果가 큰 정부 역할은 중앙정부가 담당하는 것이 더 효율적이며 편익의 외부효과가 상대적으로 작은 초·중등교육, 주택 및 도시재개발, 생활보호 및 사회복지사업, 도시교통사업, 농업생산기반조성사업, 치수 및 재해대책, 지방경찰 등의 업무는 지방자치단체에서 공급하는 것이 더 효율적이라는 점이다. 나아가서 지방자치단체 간에도 편익의 외부효과 크기에 따라 광역자치단체와 기초자치단체간의 공급기능 배분이 이루어지는 것이 바람직할 것이다. 초등교육, 간이급수사업, 생활보호사업, 사회복지사업과 같은 기능은 기초자치단체에서 공급이 이루어지고 중등교육, 상·하수도사업, 주택 및 도시개발, 도시교통사업 등은 광역자치단체가 공급하는 것이 더 효율적일 것으로 생각된다. 이는 전통적인 재정학에서의 규범적 논의와 일치하는 것이다<sup>13)</sup>. 외부효과가 어느 정도 존재하지만, 그 정도가 全國的이 아닌 기능의 경우 國庫補助金과 地方讓與金制度 등 外部效果를 相殺시키는 制度的 裝置가 강구되어야 한다.

요컨대 1995년 상반기로 예정되어 있는 地方自治의 전면적인 실시를 준비하는 제도적 측면에서 현재 우리나라의 정부세출기능은 본 모형에서 파악한 것처럼 외부효과 크기에 따라 재배분되는 것이 바람직할 것으로 생각된다. 외부효과가 그리 크지 않은 기능의 경우 과감히 지방으로 이양하여 진정한 의미의 지방자치가 조기에 정착될 수 있도록 하여야 할 것이다. 이와 같이 기능을 적절하게 재배분한 연후에 재원의 재조정을 논하는 것이 올바른 순서임을 강조하고자 한다.

13) 朴釘洙(1994) 참조.

## 參 考 文 獻

- 朴東緒, 『韓國行政의 研究』, 서울: 法文社, 1994.
- 朴釘洙, 『中央·地方政府間 機能 및 財政責任의 再分配』, 政策研究資料 94-06, 韓國租稅研究院, 1994.
- Brennan, G., "Tax Limits and the Logic of Constitutional Restrictions," in Ladd H. and N. Tideman(eds.), *Tax and Expenditure Limitations*, Washington D.C. : The Urban Institute, 1981.
- Brennan, G. and J. Buchanan, "Towards a Tax Constitution for Leviathan," *Journal of Public Economics*, Vol. 12, 1977, pp. 255~274.
- \_\_\_\_\_, "Tax Instruments as Constraints on the Disposition of Public Revenues," *Journal of Public Economics*, Vol. 13, 1978, pp. 301~318.
- \_\_\_\_\_, *The Power to Tax*, Cambridge University Press, 1980.
- \_\_\_\_\_, *The Reason of Rule: Constitutional Political Economy*, Cambridge University Press, 1985.
- Breton, A., "A Theory of Government Grants," *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 31, 1965, pp. 175~187.
- De Tocqueville, A., *Democracy in America*, in Phillips Bradley(ed.), Vol. 1, New York: Vintage Books, 1990.
- Downs, A., *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper and Row, 1957.
- Epple, D. and A., Zelenitz, "The Implications of Competition among Jurisdictions: Does Tiebout Need Politics?," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 1981, pp. 1197~1217.
- Musgrave, Richard A., "Leviathan Cometh - or Does He?," in H. Ladd and T.N. Tideman(eds.), *Tax and Expenditure Limitations*, Washington D.C.: The Urban Institute Press, 1981, pp. 77~120.
- \_\_\_\_\_, "When Is the Public Sector Too Large?," in C.L. Taylor (ed.), *Why Govern-*

*ments Grow: Measuring Public Sector Size*, Beverly Hills: Sage Publications, INC., 1983, pp. 50~58.

Niskanen, W., "Bureaucrats and Politicians," *Journal of Law and Economics*, Vol. 18, 1975, pp. 617~643.

Oates, Wallace E., *Studies in Fiscal Federalism*, Brookfield, V. T.: Edward Elgar, 1991.

\_\_\_\_\_, *Fiscal Federalism*, New York: Harcourt Brace Jovanovich, INC., 1972.

\_\_\_\_\_, "Searching for Leviathan: An Empirical Study," *American Economic Review*, Vol. 75, 1985, pp. 748~757.

\_\_\_\_\_, "Searching for Leviathan: A Reply and Some Further Reflections," *American Economic Review*, Vol. 79, 1989, pp. 578~593.

\_\_\_\_\_, "An Economist's Perspective on Fiscal Federalism," in W. Oates(ed.), *The Political Economy of Fiscal Federalism*, New York: D.C. Heath and Company, 1977, pp. 3~20.

Olson, M., "The Principle of Fiscal Equivalence: The Division of Responsibilities among Different Levels of Government," *American Economic Review*, Vol. 59, 1969, pp. 479~487.

Stiglitz, J. E., *Economics of the Public Sector*, 2nd ed., New York: W.W. Norton & Co., 1988.

# 우리나라 實質 設備投資의 長期趨勢 推定

## — 베르누이·正規 混合分布와 複數의 構造變化 假說

朴 宗 奎\*

### 요 약

본 연구에서는 不安定的(non-stationary) 時系列의 불안정성의 원인이 時系列의 장기 추세상의 가끔씩(infrequent), 갑작스러운(abrupt) 複數의 구조변화 때문일지도 모른다고 보고 그러한 복수의 構造變化 可能性을 허용하면서 長期趨勢를 추정하는 방법인 MEAIC-MGMS (Minimum Expected Akaike Information Criterion-Multivariate Gaussian Mixture Smoother)의 알고리즘을 소개하고 이를 不安定的 時系列의 하나인 1970년 1/4분기부터 1994년 3/4분기까지 1990년 불변가격 기준 우리나라 實質 設備投資의 時系列에 적용하여 그 장기 추세를 추정하여 보았다.

그 결과 우리나라의 실질 설비투자는 장기추세가 每期 변화하는 확률추세를 따른다고 보기보다는 가끔씩의 갑작스러운 추세선상의 구조변화를 겪는다고 보는 견해가 데이터를 보다 잘 설명하는 것으로 나타났다. 또한 新정부 출범 이후 金融實名制를 비롯한 일련의 정치적·제도적 개혁에도 불구하고 設備投資의 장기추세선상의 추가적인 마이너스 충격은 없었고 오히려 93년 2/4분기부터 잇달은 플러스 충격이 있었음을 알 수 있었으며, 최근의 활발한 투자활동은 기존의 장기추세 주위를 경기변동 사이클에 의해 안정적으로 움직인 결과였다기보다는 장기추세 자체가 변화하고 있다고 보는 것이 더 타당하다는 등의 결론을 얻을 수 있었다.

\* 本院 專門研究委員

## I. 構造變化 假說에 의한 不安定的 時系列의 說明

우리가 어떤 환자의 상태를 나타내는 臨床 데이터를 관찰하고 있다고 가정해 보자. 이를테면 신장 이식 수술을 한 환자의 백혈구 숫자라든지 인슐린의 수준 등을 기록하고 있는 경우에 만약 그러한 時系列의 움직임이 예상 밖의 모습을 보이기 시작한다면, 그것이 과연 醫療的인 조치를 취해야 할만큼 환자의 상태가 악화되기 시작했음을 의미하는 것인지, 아니면 시간이 지남에 따라 다시 본래의 수준으로 돌아오는, 依例的으로 있을 수 있는 성질의 것인지를 적시에 판단할 수 있어야 할 것이다. 바꾸어 말하면 어떤 時系列의 가장 최근 값이 이례적인 것으로 관측되었을 때 그 관측치가 時系列의 추세상 構造的 變化를 의미하는 것인지 아니면 趨勢線을 벗어나긴 했지만 시간이 지나면 다시 추세선으로 돌아오는 성질(mean reverting)의 것인지를 여부를 파악할 수 있어야 할 것이다.

마찬가지로, 우리가 관찰하고 있는 經濟變數의 시계열이 構造的인 變化를 보이기 시작하는지도 모른다는 의심이 생기는 경우 그러한 구조변화 여부를 적시에 판단해 내는 일은 경제의 운용과 대책의 수립에 있어서 매우 중요한 일일 것이다.

어떤 時系列의 추세상의 構造變動 與否는 마지막 觀測值를 놓고 그 성격을 규명해 보려는 소위 실시간 검색(on-line search)에서 뿐만 아니라 일반적으로 不安定的(non-stationary) 時系列의 不安定性(non-stationarity)을 이해하는 데 있어서 매우 중요한미를 갖는다.

Nelson-Plosser(1981)는, 이미 널리 알려진 바와 같이, 失業率을 제외한 미국의 거의 모든 巨視變數 時系列은 單位根 假說을 기각할 수 없는 不安定的인 것임을 지적한 바 있고, 우리 나라의 거의 모든 巨視經濟 變數 역시 단위근 가설을 기각할 수 없는 불안정적 時系列임이 Choi(1993)에 의하여 밝혀졌다.

一般的으로 어떤 不安定的 時系列의 不安定性의 원인을 우리는 두 가지로 생각해 볼 수 있다. 첫째로, 그 시계열이 본래부터 랜덤워크의 성격을 가지기 때문에 불안정적인 경우가 있겠고 둘째로, 원래는 趨勢線 주위를 安定的으로 움직이는 안정적(stationary)인 시계열이지만 추세선 자체가 構造變化를 하기 때문에 觀測值만으로 판단하면 마치 랜덤워크를 따르는 不安定的 時系列인 것처럼 보이는 경우가 있을 수 있다. 즉, 어떤 외생적인 이유로 말미암아 經濟環境上的 구조변화가 일어날 경우, 새로운 經濟環境을 대표하

는, 과거의 趨勢線과는 절편과 기울기가 다른, 또 하나의 趨勢線이 나타난다면 趨勢線은 구조변화의 시점을 기준으로 꺾이게 되지만 데이터는 새로운 추세선 주위를 다시 안정적으로 움직이기 때문에 그 시계열의 데이터 생성과정(data generating process)은 본질적으로 안정적이라는 것이다. 그러나 이처럼 구조변화로 인해 趨勢線이 꺾이고 있음에도 불구하고 構造變化를 고려하지 않은 채, 하나의 선형 추세선만이 존재한다고 가정한 뒤 데이터의 추세를 제거하면 추세선의 변화에 관련된 可變性<sup>1)</sup>(randomness) 때문에 전체 구간을 통틀어 볼 때, 랜덤워크를 따르는 경우와 똑같이, 單位根 假說을 기각할 수 없도록 하는 不安定性이 나타나게 된다<sup>2)</sup>.

不安定的 時系列이 가지는 불안정성의 원인이 안정적 시계열의 趨勢線上的 構造變化에 기인한 것일지도 모른다는 해석은 최초로 Perron(1989)에 의하여 제기되었다. 데이터의 動態的 特性을 그같이 해석하면, 하나의 불안정적인 시계열을 놓고 우리는 전혀 다른 경제 이론적 해석과 政策含意를 도출해 내게 된다. 첫째, 만약 그 시계열, 이를테면 實質 GNP의 時系列이 단순한 랜덤워크를 따르는 確率趨勢(stochastic trend)를 가진다고 보면, 그러한 견해는 추세를 변화시키는 외생적 충격이 언제나 수시로 발생할 뿐 아니라 그 충격의 효과는 향후에도 지속적으로 영구히 남는다고 보는 巨視經濟 理論을 지지하게 된다. 반면, 그 시계열이 통상적으로는 선형추세를 가지다가 가끔씩 새로운 선형추세로 바뀌는 部分線形趨勢(piecewise linear trend)를 가진다고 보면, 그러한 견해는, 가끔씩 추세선을 영구히 바꾸어 놓는 長期的 衝擊이 발생할 수 있지만 대부분의 경우 경제에 대한 충격은 安定的인 衝擊(stationary shock)에 불과하므로 시간이 지남에 따라 그 효과는 사라지고 만다는 이론을 지지하게 된다.

後者의 構造變化 假說(structural change hypothesis)은 단위근 가설과는 반대의 입장에 있는 것으로서 單位根 假說에 입각한 新古典學派의 實質景氣循環論(real business cycle; e.g. King, Plosser, and Rebelo(1988))보다는 新케인지안(New Keynesian) 이

1) 불안정적 시계열의 가변성을 무한히 누적시키면 그것은 무한대이다. 주어진 유한한(finite) 표본 구간에서, 구조변화로 인해 불안정적인 것처럼 보이는 안정적 시계열의 누적된 가변성이 마치 무한대가 될 것처럼 판단되는 이유는 안정적 시계열 원래의 유한한 가변성에다가, 추세선이 변화하는 시점과 변화의 횟수 및 크기 등과 관련된 가변성이 추가적으로 더해지기 때문이다.

2) 이런 의미에서, 구조변화로 인해 불안정적인 것처럼 보이는 안정적 시계열과 원래부터 랜덤워크를 따르는 불안정적인 시계열은 관측상 동일(observationally equivalent)하다고 한다.

론의 하나인 소위 조정실패(coordination failure)에 의한 局地 安定的 複數均衡(locally stable multiple equilibria) 理論(e.g. Cooper and John(1988), Diamond(1982))을 지지한다. 그러므로 만약 構造變化 假說이 單位根 假說보다 데이터를 더 적절히 설명하는 것이라면, 신고전적 거시 경제학의 실질경기순환론이나, 計量 經濟學의 단위근 가설과 그에 입각한 공적분 이론 등의 다양한 기법들은 근본적으로 아주 심각한 도전을 받게 되는 것이다.

그런데 Perron으로부터 시작된 單位根 假說 對 構造變動 假說의 다양한 檢定方法들이 공통적으로 그리고 暗默的으로 가정하고 있는 것은 構造變化 假說에서 말하는 趨勢線上의 변화가 단 한 차례만 있었다(one time break)고 보는 점이다. 기존의 構造變化 假說의 檢定方法은 주로 구조변화의 시점을 나타내는 더미를 사용한  $t$ -검정이기 때문에 만약 복수의 구조변화 여부를 檢定하려고 할 때에는 고려해야 할 더미 변수의 조합의 경우의 수는 구조변화의 횟수가 증가함에 따라 폭발적<sup>3)</sup>으로 증가하게 되어 기존의 방법으로 복수의 구조변화를 검정하기란 기술적으로 거의 불가능하다는 한계가 있기도 하다.

한편 기존의 單位根 假說 對 構造變化 假說의 검정방법은 구조변화의 횟수가 늘어날수록 실제로 일어난 구조변화를 포착해낼 수 있는 능력이 더욱 더 떨어지게 된다. 실제로 Vogelsang(1992)은 구조변화의 횟수가 한 번에서 두 번<sup>4)</sup>으로 증가하면 기존의 구조변화 검정을 위한 統計量의 檢定力이 급격히 떨어진다는 점을 밝혔다. 이 결과의 의미는 구조변화가 한 번에 그치는 것이 아니라 여러 번일 때, 실제로 구조변화 때문에 시계열 상 불안정성이 나타나고 있음에도 불구하고 기존의 다양한 構造變動 檢定統計量들은 오히려 구조변화의 가설을 기각시키는 경향이 더 커진다는 것이다. 그러므로 사실상 複數의 구조변동이 일어났다 하더라도 기존의 검정방법으로는 그것이 랜덤워크의 성격을 갖는 불안정한 시계열인지, 아니면 Perron의 構造變化 가설대로 대부분의 경우 안정적인 나 가끔씩 구조변동을 한 뒤 또 다른 안정적인 구조로 이행하는 것인지를 더더욱 판별할

3) 표본의 크기를  $T$ 라고 하고 구조변화의 횟수를  $k$ 라고 하면 필요한 더미의 개수는  $k$ 개가 되고 고려해야 할 경우의 수는  $T^C_k$ 개가 된다. 따라서 전후 49년 동안 미국의 분기별 실질 GNP 시계열 상의 구조변화가 두번 있었다는 가설을 검정하기 위해서는  $196 \times 195/2 = 19,110$  가지의 경우에 대해 검정을 해야 하며 세번 있었다는 가설을 검정하기 위해서는  $196 \times 195 \times 194/6 = 1,235,780$  가지의 경우에 대해 검정을 해야 한다.

4) 그는 구조변화의 시점을 알고 있다고 가정하고 시뮬레이션을 한 것임에 주의하라.

수 없게 된다는 것이다.

그러므로, 한 차례의 構造變化 與否만을 검정해내는 기존의 검정방법이 구조변화 가설을 기각한다고 해서 複數의 구조변동의 가능성마저 기각할 수 있는 것은 아니며 Perron의 構造變化 假說은 아직도 충분히 개연성이 있는 가설로 받아 들여져야 할 것이다. 다시 말하여, Rappaport and Reichlin(1989)이 지적한 바와 같이 趨勢線의 變動이 여러 번 있었다 해도, 다시 말해 趨勢線의 모양이 部分線形(piecewise linear trend)이 된다고 하더라도, 만약 그 빈도가 너무 잦지만 않다면 Perron의 構造變化 假說이 가지는 이론적 함의에는 아무런 질적인 변화가 없으며 新古典學派의 실질경기순환론보다는 新케인지안의 局地 安定的 複數均衡 理論이 데이터에 의해 지지를 받게 되는 것임에 주의할 필요가 있다.

이상에서 언급한 바와 같이 복수의 構造變化 與否를 검정하는 것은 현재로서는 기술상 어려움이 있지만 우리가 만일 적절한 推定方法을 통하여 經濟環境上 構造變化를 시계열의 長期趨勢上 構造變化로써 捕捉·再生(reproduce)해 낼 수 있다면 즉, 복수의 구조변동의 가능성을 수용하면서 추세를 추정할 수 있다면, 우리는 不安定的 時系列의 본질적인 성격에 대하여 많은 유익한 정보를 얻을 수 있을 것이다.

본고에서는 複數 構造變化 假說을 단위근 가설과 대비하여 검정하는 것에 목적이 있는 것이 아니라 구조변화의 횟수와 발생 시기 및 그 크기에 대해 아무런 先驗的 假定을 하지 않은 채, 複數의 構造變化 可能性을 허용하면서 추세를 추정해 내는 방법을 소개하고 이를 우리 나라 實質 設備投資의 時系列에 적용하여 보기로 한다. Park(1993)에 의해 개발된 MEAIC-MGMS(Minimum Expected Akaike Information Criterion-Multivariate Gaussian Mixture Smoother)라고 불리는 이 방법은 이상에서 살펴 본 바와 같이 실질 GNP의 불안정성의 해석에 관한 논쟁에서부터 비롯된 것이지만, 실질 GNP의 시계열뿐만 아니라 일반적으로 不安定的 時系列의 불안정성의 본질적 성격을 판별해내는 데에도 적용될 수 있고, 본질의 서두에서 제기한 문제, 즉 시계열의 마지막 관측치의 이례적인 값이 과연 趨勢線上的 構造變化를 의미하는지 아니면 최근의 추세에 의해 설명될 수 있는 안정적인 움직임의 결과인지를 판별해내는 실시간 검색(on-line search)에 있어서도 사용될 수 있다.

물론 이 방법을 우리 나라 실질 GNP의 시계열에 우선적으로 적용하여 우리 나라의

경기변동의 특성을 살펴보는 것이 論議의 展開上 당연한 순서이겠지만 이 문제는 보다 자세한 巨視經濟 理論的 論議와 아울러 이제까지 개발된 다양한 構造變化假說 檢定方法에 관한 소개를 필요로 하므로 일단은 차후로 미루기로 하고, 대신 추세선의 구조변화가 가장 전형적으로 나타나는 設備投資 時系列에 이 추정 방법을 적용함으로써 구조변화가 설의 경제학적 의미를 보다 명확하게 부각시키는 데 그치기로 한다.

本稿의 제 2 절에서 제 5 절까지에서는 MEAIC-MGMS의 방법을 소개하고 제 6 절에서는 이 방법을 1970년 1/4분기부터 94년 3/4분기까지 우리 나라의 90년 불변가격 설비투자의 시계열에 적용하여 장기 추세를 推定해 보기로 한다.

이 방법을 設備投資 時系列에 적용한 제 6 절의 추정결과에 따르면 우리 나라의 實質 設備投資의 단기적 요인은 대략 2년을 주기로 상당히 규칙적으로 변동하고 있는 한편 장기 추세는 단순한 랜덤워크를 따르는 확률 추세라기보다는 구조변화를 겪는 복수의 局地 安定的 均衡을 가진다고 보는 견해가 데이터를 보다 잘 설명할 수 있는 것으로 나타났다.

실제로 추정된 장기추세에 의하면 重化學工業 爲主의 產業政策과 제2차 오일 쇼크, 그리고 3低 現象 등의 외생적인 이유로 말미암아 우리 나라 실질 설비투자의 장기적 추세가 변화해 왔으며 최근 들어서는 3低 現象과 內需膨脹으로 인한 경기활황이 사라진 이후 지속적인 침체를 보이다가 93년 2/4분기부터 정체를 벗어나기 시작하는 모습을 보이고 있다. 이 중 데이터의 가장 최근의 관측 시점인 94년 3/4분기의 분석 결과는 기간중의 투자회복을 단순한 景氣循環에 의한 단기적 회복이라는 것만으로는 설명할 수 없을 정도로 활발한 모습을 보임으로써 장기적으로 추세가 변하였다고 판단하지 않을 수 없는데 (그 확률은 99.48%임), 추정된 장기 추세치 또한 과거 3저기간의 그것보다도 빠른 속도로 늘어나고 있는 것으로 나타나 이것이 과연 우리 경제가 정상성장률을 달성할 수 있도록 하는 資本量의 增加率과 부합하는(consistent) 것인가 하는 문제가 중요한 연구과제로 부각될 수 있음을 시사하고 있다.

한 가지 재미있는 결과는 93년 8월 金融實名制의 실시를 전후하여 일각에서는 司正 寒波 등을 이유로 투자마인드가 위축된다는 정부의 잇달은 개혁정책에 대해 비판의 소리가 있었다. 그러나 본고에서의 推定結果에 따르면 設備投資의 정체현상은 이미 新정부가 출범하기 이전인 91년 1/4분기(확률 52.68%)부터 시작되었다가 92년 2/4분기(확률 67.06%)에 추가적인 장기적 마이너스 충격이 있었을 뿐이며 新정부가 출범한 이

후로는 장기적인 마이너스 충격이 없었을 뿐만 아니라 오히려 93년 2/4분기부터 94년 1/4분기에 걸쳐 76.57%, 50.30%, 55.25%, 53.19%의 확률로써 장기적인 플러스의 충격이 잇달아 있었고 94년 3/4분기에는 확률 99.48%로써 추가적인 장기적 플러스의 충격이 있었다. 따라서 정부의 制度的·政治的 改革作業 때문에 우리 나라 實質 設備投資의 長期的 成長率이 빠른 속도로 회복되었다고 볼 수는 없다<sup>5)</sup>할지라도 적어도 그러한 일련의 개혁이 實物經濟에 심각한 부정적인 영향을 끼쳤다고 보는 것은 데이터에 의해 지지받을 수 없는 저널리스트틱한 견해에 불과하다고 판단된다.

## II. 모델의 構成

分析對象의 시계열을  $\{y_t\}$  라고 하고 그것을 다음 식에서와 같이 長期的 要素(long run component : 장기적 추세가 됨)  $x_t$ , 短期的 要素(short run component)  $s_t$  그리고 관측오차(observation error)  $w_t$ , 이렇게 세 부분으로 나누어 보자.

$$y_t = x_t + s_t + w_t \dots\dots\dots (II-1)$$

$$\Delta x_t = \Delta x_{t-1} + v_t$$

$$\Theta_p(L)s_t = \Phi_q(L)e_t$$

여기서  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ 이며  $\Theta_p(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p$ ,

$$\Phi_q(L) = 1 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_q L^q, \quad p \geq 1, \quad q \geq 1.$$

5) 우리나라 실질설비투자의 시계열은 정부부문과 민간부문이 나뉘어져 있지 않기 때문에 정부부문의 기계발주가 얼마나 설비투자의 장기적 증가율에 기여했는지 파악할 수 없으며 기간중 정부의 제도적 개혁 이외에도 해외경제의 회복이나 상업차관 허용에 의한 설비투자의 증가 등의 요인도 함께 존재하므로 반드시 정부의 개혁에 의해서만 설비투자의 장기적 성장률이 상승했다고 볼 수는 없을 것이다.

(II-1)의 세 번째 식은 短期的 要素  $s_t$ 가 ARMA(p,q)를 따르는 安定的인 變動을 한다는 것을 의미하고 있고 두 번째 식은 長期的 要素  $x_t$ 는 그 변화분이 랜덤워크를 따르는 不安定的(non-stationary)인 變動을 한다는 의미를 갖는다. 이때 관측치가 로그의 형태로 되어 있을 경우  $\Delta x_t$ 는 성장률을 나타내므로, 결국 두 번째 식은 성장률이 랜덤워크를 따른다는 뜻이 된다. 관측오차항  $w_t$ 와 단기적 오차항(short-run component error)  $e_t$ 의 確率分布는 각각 iid의 정규분포  $N(0, \sigma_w^2)$ 와  $N(0, \sigma_e^2)$ 를 따른다고 가정한다.

식 (II-1)을 Jones(1980)의 방법에 따라 다음과 같이 상태공간(state space)의 형태로 바꾸어 쓸 수 있다<sup>6)</sup>.

$$\begin{aligned}
 y_t &= H z_t + w_t \dots\dots\dots (II-2) \\
 z_t &= F z_{t-1} + V_t \\
 z_t &= \{x_t, x(t+1|t), s_t, s(t+1|t), \dots, s(t+p-1|t)\}' \\
 H &= \{1, 0, 1, 0, \dots, 0\}
 \end{aligned}$$

6) Hamilton(1989, 1990) 역시 관측치를 추세요인과 오차요인으로 나누어 분석하였는데, 본고에서 구조변화를 불안정적 오차항의 분포를 비정규분포로 표현하는 것과는 달리 그는 식 (II-2)에서의 H에 해당하는 측정행렬(measurement matrix)이 마르코프 프로세스(Markov Process)에 의한 변화를 한다고 보았다. Hamilton의 모델에서는 추세요인과 오차항 모두 단위근을 갖는다는 가정에서 출발하므로 그의 모델에서는 기본적으로 안정적인 요인은 없으며 따라서 경제에 대한 충격은 모두 영구한 효과를 남기는 장기적인 충격이라고 보고 있기 때문에 경기변동상 유의한(significant) 안정적인 충격은 추세의 증가율을 영구히 바꾸어 놓도록 되어 있다. 분석 결과를 보면 그의 모델에 의한 구조변화시점(regime change dating)이 NBER의 경기순환시점(business cycle dating)과 놀랄 만큼 일치하고 있는 이유도 이와 같이 안정적인 충격과 불안정적인 충격을 구분하지 않고 있기 때문이 아닌가 생각된다. 본고에서 중요시하고 있는 시계열 모델의 계산량(computational burden)의 관점에서 Hamilton의 모형을 평가하자면 그는 그의 방법이 “very tractable (Hamilton, 1989)”하다고 주장하고 있지만 每期마다 필요한 계산량은 T2'회에 달한다. 여기서 그는 r을 상당히 작은 유한한 자연수를 무작위적으로 선택하여 사용하고 있는데 이는 분석 시점에서부터 r만큼 과거까지(즉 t-r+1에서 t까지) 고려한다는 의미가 되며 만일 본고에서처럼 데이터 전체를 고려한다면 그의 방법 역시 폭발적인 계산량이 필요하게 된다. 따라서 Hamilton 모델에서처럼 측정행렬을 마르코프 프로세스로 설정하는 것 자체가 혼합 스무딩공식(mixture smoothing formula)의 계산량을 절약해 주는 측면은 전혀 없다고 보아도 좋을 것이다. 마지막으로 Hamilton 모델에서는 구조변화 충격의 '크기'를 두 가지 값으로밖에 지정하지 못하지만 본고에서는 충격이 정규분포를 따르는 확률변수라고 가정함으로써 충격의 값의 크기에 제한을 두지 않았다.

$$F = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \theta_p & \dots & \theta_1 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Lambda = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 2 & 0 \\ 0 & g_2 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & g_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 2 & 0 \\ \sim & G \end{bmatrix}, \quad V_t = \Lambda \begin{bmatrix} v_t \\ e_t \end{bmatrix} = \Lambda \epsilon_t$$

$$g_i = \phi_{i-1} + \sum_{j=1}^{i-1} \theta_j, \quad s(t+k|t) = E(s_{t+k} | s_t, s_{t-1}, \dots), \quad 1 \leq k \leq p-1$$

여기서  $s(t+k|t)$ 는  $s_{t+k}$ 를 그것의 현재와 과거의 값으로 推定한 투사추정량(projection estimator)이다.

한편 우리가 變化率에 관심이 없고 수준의 변화에만 관심이 있다면 모델 (II-1)~(II-2)는 다음과 같이 수정된다.

$$y_t = x_t + s_t + w_t \dots\dots\dots (II-3)$$

$$x_t = x_{t-1} + v_t$$

$$\Theta_p(L)s_t = \Phi_q(L)e_t$$

$$y_t = Hz_t + w_t \dots\dots\dots (II-4)$$

$$z_t = Fz_{t-1} + V_t$$

$$z_t = \{x_t, s_t, s(t+1|t), \dots, s(t+p-1|t)\}', \quad H = \{1, 1, 0, \dots, 0\}$$

$$F = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \theta_p & \dots & \theta_1 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Lambda = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & g_2 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & g_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & G \end{bmatrix}, \quad V_t = \Lambda \begin{bmatrix} v_t \\ e_t \end{bmatrix} = \Lambda \epsilon_t$$

(나머지는 변화 없음)

여기까지는 不安定的 時系列의 要素(state variable)別 推定을 위한 통상적인 모델 구성이라고 할 수 있다. 위의 모델에 사용된 오차항들, 즉  $v_t$ ,  $e_t$ ,  $w_t$  이 모두 서로 獨立의 이며 正規分布를 따르는 iid의 確率變數라면 칼만공식(kalman equations)에 의한 요소별 추정이 線形推定 가운데서는 분산을 最少化하는 최적의 推定方法임은 이미 널리 알려진 바와 같다(Meditch(1969), Kailath(1980)). 이러한 추정방법은 두 단계로 나뉘어져 있다. 우선 식 (II-1) 또는 (II-2)처럼 觀測值를 不安定的인 장기 추세요소와 安定的인 단기요소로 나눈(decompose) 뒤 각 오차항의 확률분포를 모두 正規分布로 가정하고 나서 칼만필터(kalman filter)를 이용하여 우도함수(likelihood function)를 작성하고 그것을 最大化시킴으로써 모델의 모수를 추정한다. 그 다음 단계에서는 추정된 모델의 모수를 이용하여 칼만스무더(kalman smoother)로써 요소별 추정을 한다<sup>7)</sup>.

그러나 어떤 시계열의 움직임을 생성해 내는 誤差項이 실제로는 非正規分布를 따르고 있음에도 불구하고 正規分布를 따른다고 가정한 칼만필터와 칼만스무더로써 觀測值의 要素別 推定을 하면 추정량의 효율성(efficiency)이 급격하게 떨어진다는 점이 Masreliez and Martin(1977)에 의해 지적되었다. 이를 보다 이해하기 쉽게 설명하면, 經濟環境上의 構造變化로 말미암아 어떤 시계열의 장기적 추세의 참(true) 모양이 예를 들어 계단 모양이 되어야 함에도 불구하고, 실제로 추정된 추정치는 構造變動이 없는 구간에서 너무 기복이 심한(too wiggly) 것으로 나타나는 동시에 構造變化가 발생한 시점에서는 그 변화가 너무 완만한(too smooth) 것으로 나타나기 때문에 과연 구조변동이 있었는지 없었는지를 구별할 수 없게 된다는 것이다<sup>8)</sup>. 즉 칼만공식을 이용한 推定方法은 모델의 誤差項들이 실제로 모두 正規分布를 따를 경우에 한하여 그 최적성(optimality)이 성립하는 것이며, 만약 正規分布의 가정이 실제로 충족되지 못하는 경우 우리는 非正規分布의 가정도 분석해 낼 수 있는, 칼만공식보다 더 일반적인 推定方法을 찾아내야 할 것이다. 다음 절에서는 趨勢線上의 構造變化를 겪는 時系列 分析에 있어서, 0에서 밀집되고 正規分布보다 꼬리가 두꺼운(heavy tail) 非正規分布(예를 들어 베르누이-正規 混合分布)를 사용해야 하는 當爲性에 대해 보다 자세히 살펴보기로 한다.

7) Kalman(1960), Kalman and Bucy(1961), Jones(1980), Clark(1987) 등을 참조할 것.

8) 여기에 대한 시뮬레이션분석은 제6절에서 다시 소개하기로 한다.

### III. 베르누이 - 正規 混合分布(Bernoulli-Gaussian Mixture Distribution)

正規分布은 사용하기에 편리하고 또한 漸近的 性質(asymptotic property)을 도출해 내기에 용이한 장점이 있지만 어떤 변수의 確率의 特性을 생성해 내는 誤差項이 언제나 반드시 正規分布을 따른다고 단정할 수는 없다. 정규분포는 中心極限整理(Central limit theorem)에 의하여 그 사용이 정당화되는데, 中心極限整理에 의하면, 적어도 서로 상관 관계가 없는, 개별적으로 微微한(individually negligible) 무수히 많은 무작위충격(random shock)들이 합하여져야 비로소 하나의 正規分布을 따르는 確率變數가 생성되는 것이다(Chung (1974)). 그러나 여기서 무수히 많은 무작위충격 중에 몇몇이 가끔씩, 이례적으로 매우 큰 절대값을 가지면서 실현되는 경우 그러한 충격들은 상당히 중요한 역할을 하게 되므로 그들은 다른 무작위충격들에 비해 개별적으로 미미하지 않기 때문에 中心極限整理가 성립하지 않게 되고 따라서 正規分布 假定的 正當성은 약화될 것이다. 그런데 데이터를 統計的으로 처리함에 있어서 오차항의 분포가 正規分布이 될 수 없는 경우는 횡단면분석(cross section analysis)과 시계열분석의 경우를 막론하고 사실상 매우 다양하다.

횡단면분석에 있어서 소위 로버스트분석(robust analysis)의 출발점은 바로 正規分布의 꼬리(tail)보다 두꺼운 꼬리(heavy tail)를 가지는 非正規分布을 따르는 변수를 분석하기 위한 것이라고 보아도 과언이 아니다(Lehmann (1983)).

時系列 分析의 경우, 예를 들어 북극이나 남극의 해저지형 탐사를 위해 수중음파를 분석할 경우, 반사되어 나오는 수중음파 가운데 불필요한 여러 가지 잡음(noise)을 걸러(filter)내어 시스템에 대한 정보를 갖고 있는 메시지만을 추출하여야 하는데, 걸러져야 하는 잡음 중에 어떤 것은, 예를 들어 근처의 빙산의 붕괴로 인한 잡음은, 魚群이나 水溫의 변화에 의한 잡음과는 전혀 성격이 다른 “가끔씩의 이례적으로 발생하는 대폭적인 잡음”이므로 해저지형 탐사에 필요한 메시지를 추출하려는 統計的 模型에 있어서 誤差項의 確率分布을 正規分布로 가정한다면 음파 측정치를 효과적으로 분석할 수 없게 된다는 주장이 水中音響學者(Baker and Gualtierotti (1986))들에 의해 오래 전부터 제기되어 왔다.

地震波의 분석에 있어서도 正規分布의 한계가 지적되었다. 즉, 지진이 일어나면 먼저

縱波가 도착한 후 나중에 橫波가 도착하게 되는데, 橫波가 도착하기 전까지는 비교적 빠르며 미미한 진동을 보이다가 실제적인 피해를 주는 橫波가 도착하면 지진파의 변동은 느리지만 매우 큰 폭으로 진동하게 되므로 지진파 시계열의 분산은 횡파의 도착과 동시에 큰 폭으로 구조적인 증가를 하게 된다. 그런데 橫波의 到着時點을 밝히는 데 있어서나, 縱波에서 橫波라는 서로 성질이 다른 지진파로의 이행을 밝히는 데 있어서 正規分布를 가정한 시계열 분석은 적절하지 못하다는 것이다(Kitagawa(1987)).

어떤 시계열이 구조적 변화를 겪는 非正規分布 時系列일지도 모른다고 한다면, 반드시 구조변화의 가정 또는 非正規分布의 가정을 허용하는, 칼만공식보다 일반적인, 推定方法을 강구하여야 할 것이다.

Kitagawa(1987)는 不安定的 時系列의 장기적 추세를 추정함에 있어서 불안정 오차항의 非正規的 確率分布의 형태를 Pearson Type II로 상징하고 삼각근사법(trigonometric approximation)을 사용한 수치해석(numerical analysis) 분석을 통하여 복수의 構造變動을 허용하는 추세의 추정이 비로소 가능해질 수 있음을 보였다. 그러나 그의 방법은 매우 간단한 랜덤워크 모형을 제외하면, 특히 우리가 분석하려고 하는 식(II-2)와 같이 상태벡터(state vector)가 다변량일 경우에는, 필요한 계산량이 爆發的으로 증가하므로 현재와 같은 컴퓨터 기술로는 도저히 효과적인 분석이 불가능하다.

본고에서 소개하려는 방법은 관측치의 불안정적 요소의 動態的 움직임을 생성해 내는 불안정 오차항(non-stationary error term)  $v_t$ (식(II-1)의 두번째식)의 確率分布가 正規分布가 아니라, 0에서 밀집(concentrated)되어 있는 동시에 정규분포보다 꼬리(tail)가 두꺼운 非正規分布, 구체적으로 말하자면 퇴화분포(degenerate distribution)와 正規分布의 混合形態인 베르누이-正規 混合分布(Bernoulli-Gaussian Mixture Distribution)라고 가정하는 데에 기존의 방법<sup>9)</sup>과 차이점이 있다. 즉, 다음과 같이  $v_t$ 는 iid이

9) 이러한 비정규분포 시계열 분석(Non-Gaussian Time Series Analysis)은 최근에 와서야 비로소 경제학에 도입되기 시작하였는데, Blanchard and Watson(1986)은 경기변동의 크기가 일정하지 않음을 모델화하기 위하여 혼합정규분포를 사용하였고 Balke and Fomby(1991)는 본고에서 소개하고자 하는 형태와 유사한 종류의 비정규분포를 사용하였다. 이와 같이 비정규분포의 개연성은 어느 정도 인식되기 시작했지만 대부분의 경우 이러한 가정을 한 뒤 로버스트분석(Blanchard and Watson(1986)), 특이점분석(Outlier Analysis)(Balke and Fomby(1991)) 등의 우회적인 방법을 사용함으로써 최종적인 결론을 내고 있다. 본고에서는 오차항의 분포를 베르누이-정규 혼합분포로 가정한 뒤 MEAIC-MGMS를 이용하여 복수의 구조변화를 겪는 추세의 추정이 우회적이지 아니라 직접적으로 도출되도록 하였다.

며 混合正規分布을 따른다고 가정한다.

$$v_t = \lambda_t \varepsilon_t + (1 - \lambda_t) \delta_t, \quad \varepsilon_t \sim iid N(\varepsilon: 0, \sigma_\varepsilon^2)^{10), \dots\dots\dots (III-1)$$

$$\delta_t = iid N(\delta: 0, \sigma_\delta^2), \quad \lambda_t \sim iid Bernoulli(\alpha).$$

그리고 이어서  $\sigma_\delta^2$ 를 0이라고 가정하는데 이때  $\delta_t$ 는 퇴화 분포를 따르게 되는 동시에  $v_t$ 는 混合正規分布(Mixed Gaussian Distribution)의 특수한 경우인 베르누이-正規 混合分布을 따르게 된다. 베르누이-正規 混合分布은  $1-\alpha$ 만큼의 확률밀도가 0에 밀집되어 있고, 똑같은 분산(여기서는  $\alpha\sigma_\varepsilon^2$ )을 가지는 正規分布보다 꼬리가 두껍다<sup>11)</sup>.

이와 같은 모양의 非正規 分布을 가정하는 이유는 선형적 구조변화 확률  $\alpha$ 의 값이 매우 작을 경우 MEAIC-MGMS의 방법이 趨勢線上的 구조변동을 포착해 내는 것을 가능하게 하기 때문이다. 장기추세 요인의 誤差項의 확률 분포가 베르누이-正規 混合分布을 따르게 되면 長期趨勢上的 구조변화를 포착할 수 있게 되는 이유는 다음과 같다.

식 (III-1)에 의하면 확률  $1-\alpha$ 로써의  $\{\lambda_t = 0\}$ 의 사건(event)이 실현되는 경우 長期趨勢要因의 誤差項은 결국  $v_t = \delta_t$ 가 되며 이때  $v_t$ 의 분포는 0에서만 밀집되어 있으므로 확률 1로써 그 값은 0이며 따라서  $\Delta x_t = \Delta x_{t-1}$  almost everywhere가 되어 분석대상 시계열의 當期的 長期的 趨勢의 成長率은 바로 前期의 그것과 동일하게 된다. 이처럼 전기의 장기적 추세가 당기에도 지속됨과 아울러 관측치에 내재된 확률적 운동량은 오직 安定的 誤差項과 觀測誤差밖에 없으므로 결국 현재의 관측치는 과거로부터 지속되는 일

10) 평균이  $\mu$ 이고 분산이  $\sigma^2$ 인 정규분포를 따르는 확률변수  $x$ 의 확률분포함수를  $N(x: \mu, \sigma^2)$ 로 표시하기로 하자.

11) 여기서 선형적 구조변화 확률이 1이라면 베르누이-정규 혼합분포는 곧 정규분포가 되므로(즉,  $v_t = \varepsilon_t$ 이므로 그 분포함수 역시 동일하게 된다) 단위근 가설이 말하는 확률적 추세에 의한 추세가 추정될 것이고 만약 그 확률이 0이라면 이는  $v_t = \delta_t$ 이므로 불안정 오차항은 0이 되어 불안정적인 동태적 움직임이라고는 사실상 없는 안정적인 시계열이 되며, 만약 선형적 구조변화 확률이 0은 아니지만 1보다 상당히 작다면 구조변화 가설이 말하는 부분선형추세(piecewise linear trend) 모델에 따르는 추세가 추정될 것이다. 그러므로 베르누이-정규 혼합분포를 사용하는 본고의 추정방법은 구조변화 가설과 단위근 가설 양자의 경우를 모두 포함한 일반적인 방법으로서 최종적인 추세의 추정은 데이터 생성과정의 특성에 따라 두 가지 가설 중 한 가지에 맞게 자동적으로 추정되는 것임을 알 수 있다.

정한 장기적 추세 주위를 안정적으로 움직이게 된다는 의미에서  $\{\lambda_t = 0\}$ 의 사건은 既存의 經濟構造가 현재에도 계속 진행중임을 나타내는 것이라고 해석할 수 있다.

한편, 확률  $\alpha$ 로써  $\{\lambda_t = 1\}$ 의 사건이 실현되는 경우 不安定 誤差項은 결국  $v_t = \varepsilon_t$ 가 되는데 이때의  $v_t$ 의 분포는 正規分布인  $N(\varepsilon: 0, \sigma_\varepsilon^2)$ 를 따르게 되는데 우리가 이미  $\sigma_\varepsilon^2 \gg 0$ 이라고 가정하였으므로, 當期的 장기적 추세의 성장률  $\Delta x_t$ 는 바로 전기의 값  $\Delta x_{t-1}$ 과 큰 폭으로 달라지는 것이 가능하게 된다. 따라서  $\{\lambda_t = 1\}$ 이 실현되면 장기적 성장률은 과거의 값에서부터 큰 폭으로 변할 수 있을 뿐만 아니라,  $\Delta x_t$ 는 랜덤워크 과정을 따르므로 이와 같은 사건은 향후의 長期趨勢의 成長率에 영구히 지속되는 효과를 남기게 된다. 이와 같이 長期趨勢의 成長率이 큰 폭으로 영구히 변화한다는 의미에서  $\{\lambda_t = 1\}$ 이라는 사건은 경제의 구조를 변화시키는 構造變化 衝擊(structural change shock)이라고 해석할 수 있다.

그러나 이와 같은 構造變化 衝擊  $\{\lambda_t = 1\}$ 은 先驗的인 構造變化 確率  $\alpha$ 의 값이 매우 작을 경우 주어진 표본 기간동안 빈번히 발생하지 않을 것이므로, 예를 들어, t1이라는 시점에서  $\{\lambda_{t_1} = 1\}$ 의 사건이 발생하여 長期趨勢의 成長率이 과거의 값과 크게 달라진 뒤 새로운 충격  $\{\lambda_{t_2} = 1\}$ 이 발생하는 t2라는 시점까지는 언제나  $\{\lambda_t = 0\}$ 이라는 사건만이 발생할 것이므로, 즉 기존의 경제구조가 지속될 것이므로, 長期的 趨勢의 成長率은 새로운 충격이 발생할 때까지는 일정한 값을 유지할 것이다.

따라서 構造變化 衝擊이 발생하면 長期趨勢 成長率의 값은 큰 폭으로 변화하지만 구조 변화 충격이 나타나지 않는 기간동안에는 그 값은 일정하므로 長期趨勢 成長率의 모습은 구조변화의 시점만을 기준으로 값이 큰 폭으로 변하는, 마치 계단 모양의 계단함수(step function)의 모습을 보이게 될 것이다. 우리의 關心事는 제1절의 모두에서 제기한 실시간검색(on-line search)의 가능성과 아울러 본고에서 소개하려고 하는 MEAIC-MGMS의 방법이 이와 같은 계단함수 모양의 長期趨勢 成長率을 성공적으로 추정해 낼 수 있느냐 하는 점이다.

이 작업은 두 단계(다음의 제4절과 5절을 참조)로 나뉘어지는데 첫 단계에서는 베이저안 축차공식(Bayesian recursive formulas) 중 필터링공식(filtering formula)을 이용하여 축차적으로(recursive) 우도함수를 만들어 내고, 이를 이용하여 Expected AIC를 최소화함으로써 母數를 추정한다. 여기서 추정되는 母數는 식 (II-1)에서의 ARMA

(p, q) 과정의 모수인  $\theta$  및  $\phi$ 와 觀測 誤差項의 분산인  $\sigma_w^2$ , 안정적 誤差項의 분산인  $\sigma_e^2$ , 식 (III-1)에서의 선형적 구조변화 확률인  $\alpha$  및 不安定 誤差項의 분산인  $\sigma_\epsilon^2$  등이다.

둘째 단계에서는 추정된 모수값에 기초하여 MGMS의 방법을 통하여 安定的 要素  $s_t$  및 不安定的 趨勢要素인  $\Delta x_t$ 를 추정한다. 이 단계에서는 부수적으로, 構造變動이 언제 있었는지, 그 규모는 어느 정도인지, 한 시점에서 구조변동이 일어날 확률은 사후적으로 얼마인지를 함께 추정해 낼 수 있다.

#### IV. 1段階 - Minimum Expected AIC에 의한 母數推定 -

우리는 이미 不安定 誤差項이 (III-1)과 같은 베르누이-正規 混合分布라는 非正規分布를 따른다고 가정하였으므로 칼만공식(필터링(filtering), 예측(prediction) 및 스무딩(smoothing))을 사용한 추정을 할 경우 Masreliez and Martin(1977)의 지적과 같이 效率的인 추정을 할 수 없게 된다.

Sorrenson and Alspach(1971), Alspach and Sorrenson(1972) 및 Kitagawa(1987) 등 베이저안 統計學者들은 正規分布 時系列을 선형모델로 분석하는 칼만공식보다 더 일반적인, 즉 非正規分布 時系列이나 非線形 모델에 대하여 공히 적용 가능한 베이저안측차공식을 개발하였다. 우리의 시계열 모형인 (II-2)를 분석하는 경우의 베이저안측차 공식들은 다음과 같다.

필터링공식(Filtering Formula : Sorrenson and Alspach (1971))

$$p(z_{t+1}|Y_{t+1}) = p(y_{t+1}|z_{t+1})/p(y_{t+1}|Y_t) \dots\dots\dots(N-1)$$

차기예측공식(One Period Ahead Prediction Formula : Sorrenson and Alspach (1971))

$$p(z_{t+1}|Y_t) = \int p(z_{t+1}|z_t) p(z_t|Y_t) dz_t \dots\dots\dots(N-2)$$

정구간 스무딩 공식(Fixed Interval Smoothing Formula : Kitagawa(1987))

$$p(z_t|Y_T) = p(z_t|Y_t) \int p(z_{t+1}|Y_T) p(z_{t+1}|z_t) p(z_{t+1}|Y_t) dz_t \dots(N-3)$$

여기서  $Y_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}'$ 를 나타낸다.

이상과 같은 세계의 條件附 確率密度 函數(conditional probability density function) 들은 식 (II-1)에서의 오차항들이 서로 독립이며 iid라는 것만 만족되면, 그리고 위의 세계의 식의 右邊에 나타나는 條件附 確率密度 函數들이 존재하기만 한다면 베이즈 공식(Bayes rule)에 의해 성립하며, 식 (II-2)처럼 모형이 선형일 필요도 없고 오차 항의 確率分布가 정규분포가 아니라고 하더라도 성립하므로 이들은 칼만공식보다 일반적인<sup>11)</sup> 추차공식들이 되는 것이다.

위의 식들은 條件附 確率密度函數들이 시간이 지남에 따라 어떻게 관계를 가지며 생성되어 나가느냐 하는 것을 보여주고 있다. 우리가 필요로 하는 우도함수는 (IV-1) ~ (IV-2)와 같은 베이즈안추차공식에다가 식 (II-2)와 식 (III-1)을 대입하여 얻 어지는데, 식 (IV-1)의 右邊의 分母에 나타나는 예측밀도함수(prediction density function)를 이용하여 다음과 같이 계산된다<sup>12)</sup>.

$$p(Y_T|\Theta) = \{ \prod_{t=1}^T p(y_t|Y_{t-1}, \Theta) \} p(y_0|\Theta) \dots\dots\dots(IV-4)$$

여기서 초기의 확률밀도함수  $p(y_0|\Theta)$ 에 대한 초기화(initialization)는 Ansley and Kohn(1985)의 수정칼만필터(modified Kalman filter)의 방법과 동일한 결과를 가지 면서도 도출과정이 간단한 Bell and Hillmer(1991)의 방법을 따랐다. 이렇게 하여 얻 어진 우도함수를 모수 벡터  $\Theta = \{\theta_1, \dots, \theta_p, \phi_1, \dots, \phi_q, \sigma_e^2, \sigma_w^2, \sigma_v^2, \alpha\}$ 에 대해 최대 화하면 우리는 모수벡터의 최우추정치를 얻을 수 있다.

여기까지의 논의를 요약하자면, 不安定的 時系列의 趨勢上 構造變化를 성공적으로 추정하기 위하여 不安定 誤差項의 確率 分布를 베르누이-正規 混合分布로 가정하고 베이즈안추차공식에 이를 대입함으로써 구조변화 가설을 허용하면서 모수의 최우추정 치를 얻을 수 있다는 것이었다. 이와 같은 모델구성의 아이디어는 개념적으로는 매우 간단하고 직관적이지만 베르누이-正規 混合分布를 대입하면서 (IV-1)~(IV-3)으 로 주어진 관계식들을 실제로 계산해 내는 데는 기술적인 어려움이 따른다. 그 이유는

11) 정규분포를 가정한 선형모델(즉 우리의 모델에서 구조변화의 선형적 확률을 나타내는  $\alpha$ 값이 1 일 경우)에 대하여는 (IV-1)~(IV-3)의 추차공식들은 칼만공식과 똑같은 형태를 가진다. (Park(1993), Appendix A.3, A.4 참조)  
 12) 우도함수 구성방법의 자세한 과정은 부록을 참조.

매기마다 식 (III-1)의 베르누이 충격이 0 또는 1로 실현됨에 따라  $t$ 기에서는 필터링 밀도함수(filtering density function)를 구하는 데에 필요한 칼만 필터링 밀도함수의 경우의 수가  $2^t$ 가치가 되므로  $t$ 가 아주 작은 값이 아닐 경우, 필요한 계산량이 幾何級數的으로 많아지기 때문이다<sup>13)</sup>.

이와 같은 계산상의 어려움을 극복하기 위하여 Harrison and Stevens(1976)가 제기한 混合縮約法(mixture collapse procedure)이라는 근사법(approximation)을 이용할 수 있다. 이 방법은 예를 들어 베르누이 충격의 값에 따라 두 개의 칼만 필터가 생성되면 그 다음 기에서는 네 개의 칼만 필터의 결합으로써 필터링 밀도함수가 생성되지만 이 네 개의 密度函數를 다시 두 개의 정규 칼만 밀도함수(Gaussian Kalman density function)로 축약시킴으로써 필요한 계산을  $2T$ 개로 제한하는 것이다. 이때의 縮約方法은 Kulback-Leibler 정보값(Information Number)를 최소화시키는 장점을 갖고 있다.

이와 같이 混合縮約法을 사용하여 필터링 밀도함수를 구하고 이를 이용하여 우도함수 및 모수의 최우추정치를 구할 수 있지만 Park(1993)은 이와 같은 최우추정법이 과다추정경향(overfitting property)을 가지고 있음을 보이고 있다. 즉, 構造變動의 횟수는 우리가 암묵적으로 사용하는 추세선의 “꺾임”의 횟수가 되므로, 모델을 추정함에 있어서 하나의 모수(parameter)로 볼 수 있다(Kwakernaak(1980)). 그런데 데이터를 추정(fitting)함에 있어서 變動의 횟수가 많아질수록 모델은 더욱 유연하게 되므로 추정은 더 좋아져 우도함수 값은 더 높아지게 된다. 예를 들어 構造的 變化가 별로 뚜렷하지 않을 경우 우도함수를 최대화시키면 지나치게 많은 構造變化를 추정해 내는 경향을 나타냄으로써 마치 正規分布를 가정한 뒤 칼만공식을 이용한 推定方法과 결과적으로 거의 구별할 수 없는 경우가 생긴다. 최우추정법의 이와 같은 단점을 극복하기 위하여 그는 우도함수를 최대화하는 대신 다음 식과 같이 정의된 Expected AIC를 최소화할 것을 주장하고 이 경우 構造的인 變動을 매우 성공적으로 포착해낼 수 있음을 시뮬레이션을 통하여 밝혔다.

$$-2 \ln p(Y_T | \theta) + 2\alpha T \dots\dots\dots (IV-5)$$

13) 한편 제2단계의 추정에서 필요한 스무딩 밀도함수(smoothing density function)를 구하기 위해서는  $t$ 기에서  $2^{T-t}$  ( $T$ 는 표본의 크기)개의 칼만 스무딩 밀도함수를 조합해야 하므로 역시 폭발적인 계산이 필요하다.

여기서  $T$ 는 표본의 크기를,  $\ln p(Y_T|\theta)$ 는 우도함수를 나타내며 두 번째 항  $\alpha T$ 는 構造變化 回數의 선형적 기대치이다. AIC(Akaike Information Criterion)는 우도 함수에다가 모수의 갯수를 뺀 뒤 그것을 최대화하는 모형을 택함으로써 지나치게 많은 수의 모수를 사용하지 않도록 하는 것인데 構造變化의 횟수 즉, 추세의 꺾임의 횟수는 사전적으로는 알 수 없는 것인 반면 구조변화의 횟수의 기대치  $\alpha T$ 는 하나의 모수로서 最適化 過程에 포함될 수 있으므로 만일 식 (IV-5)를 최소화한다면 우리는 AIC를 최소화하는 것이 아니라 Expected AIC를 최소화하는 것이 된다. 한편, 構造變化 횟수 및 시점 그리고 그 크기 등의 사후적(ex post) 추정에는 제2단계에서 이루어진다.

## V. 2段階 - Multivariate Gaussian Mixture Smoother에 의한 趨勢推定 -

식 (IV-5)를 최소화하는 모수값이 주어지면 추세를 추정하기 위하여 다음 단계인 MGMS(Multivariate Gaussian Mixture Smoother)로 넘어간다. 이 단계에서는 推定된 모수값에 근거하여 식 (II-1) 또는 (II-2)의 상태변수  $x_t, s_t$ 를 추정하는데, 앞서 지적한 바와 같이 여기서도 계산이 폭발적으로 증가하는 어려움이 있다. 그러나 앞절에서 제시한 Harrison and Stevens(1976)의 混合縮約法을 역의 방향으로 적용하여 칼만스무더의 조합의 갯수를 계산 가능한 만큼 조절할 수 있다. 즉, 필터링 밀도함수를 구하기 위한 混合縮約法이 0기에서 출발하여  $T$ 기까지에 이르는 방향으로의 근사법이 있다면 스무더 밀도함수를 구하기 위한 이 방법은 거꾸로  $T$ 기에서 출발하여 0기에 이르는 방향으로의 근사법이라고 하겠다.

우리의 모형 (II-2)를 베이저안 축차공식에 대입하여 얻어지는 스무더 공식은 다음과 같다.

$$p(z_{t-1}, \varepsilon_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_T) \\ = \frac{p(\lambda_{t-1}^j | Y_{t-1}) p(y_t | z_t) p(\varepsilon_t | \lambda_t^i) p(z_t | \lambda_t^i, Y_T) p(z_{t-1} | \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) \dots (V-1)}{p(\lambda_{t-1}^j | \lambda_t^i, Y_T) p(y_t | \lambda_t^i, Y_{t-1}) p(z_t | \lambda_t^i, Y_t)}$$

식 (V-1)의 우변의 분자, 분모에 나오는 여러 가지 조건부 확률 밀도함수 가운데  $p(\lambda_{t-1}^j | Y_{t-1})$ ,  $p(z_{t-1} | \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1})$ ,  $p(y_t | \lambda_t^i, Y_{t-1})$ ,  $p(z_t | \lambda_t^i, Y_t)$ 들은 모두 제1단계 모수추정을 하는 과정에서 이미 얻어졌으며<sup>14)</sup> 우리가 T期에서 출발하여 스무딩 밀도 함수를 구하는 과정에서 제 t=T일 경우의  $p(z_T | \lambda_T^i, Y_T)$ 도 이미 구하여져 있다. MGMS는 식 (V-1)의 좌변이 결국 다음의 정리에서처럼 다변량 정규분포의 確率密度函數의 곱의 형태를 가진다는 점을 밝혀 주고 있다.

정리 : MGMS(Multivariate Gaussian Mixture Smoother)

다음의 條件附 確率密度 函數들이 다변량 正規分布로서  $A_j, R_i, M_i, m_0$ 의 평균 벡터와  $B_j^{-1}, S_i^{-1}, G_i^{-1}, \Sigma_0^{-1}$ 의 가역(invertible)인 분산-공분산 행렬을 가지는 다변량 정규분포를 따른다고 가정하자.

$$p(z_{t-1} | \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) = N(z_{t-1} | A_j, B_j^{-1}), \quad p(z_t | \lambda_t^i, Y_T) = N(z_t | R_i, S_i^{-1}),$$

$$p(z_t | \lambda_t^i, Y_t) = N(z_t | M_i, G_i^{-1}), \quad p(z_0 | \lambda_0, Y_0) = N(z_0 | m_0, \Sigma_0^{-1}) \quad (V-2)$$

여기서  $z_t$ 는 상태벡터를 나타내며  $\lambda_t^i, \lambda_t^j$ 는 t기에서의 베르누이 변수의 값 0 또는 1을 의미하며 네 번째의 條件附 確率密度 函數는 초기화를 뜻한다. 이때 다음과 같은 관계식이 성립한다.

$$p(z_{t-1}, \varepsilon_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_T) = N(\varepsilon_t | S_t, \eta_t^{-1}) N(z_{t-1} | x_{i,j}, \xi_{i,j}^{-1}), \text{ 여기서}$$

$$D_i^{-1} = (S_i + H' H / \sigma_w^2)^{-1}, \quad C_i = D_i^{-1} (H' y_t / \sigma_w^2 + S_i R_i),$$

$$\xi_{i,j}^{-1} = [B_j + F' \{ (D_i - G_i)^{-1} + \Lambda V_i \Lambda' \}^{-1} F]^{-1},$$

$$x_{i,j} = \xi_{i,j}^{-1} \{ F' [(D_i - G_i)^{-1} + \Lambda V_i \Lambda']^{-1} \alpha_i + B_j A_j \},$$

$$\eta_i^{-1} = [V_i^{-1} + \Lambda (D_i - G_i)^{-1} + \Lambda V_i \Lambda']^{-1}, \quad s_i = \eta_i^{-1} \Lambda' (D_i - G_i) (\alpha_i - F z_{t-1})$$

$$\alpha_i = (D_i - G_i)^{-1} (D_i C_i - G_i M_i) \dots\dots\dots (V-3)$$

증명) Park(1993) 참조

14) 부록 참조.

위의 정리의 알고리즘을 따라  $p(z_T|Y_T)$ 에서 출발하여 시간의 逆順으로  $p(z_{T-1}|Y_T)$ , ...,  $p(z_t|Y_T)$ , ...의 순서로 스무딩 밀도함수를 구해 나간다. 예를 들어  $p(z_t|Y_T)$ 이 주어진 경우  $p(z_{t-1}|Y_T)$ 는 베이즈공식과 식 (V-2)에 의하여

$$p(z_{t-1}|Y_T) = \sum_{i,j} \int p(z_{t-1}, \epsilon_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_T) p(\lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j | Y_T) d\epsilon_t$$

$$= \sum_{i,j} N(z_{t-1} : x_{ij}, \xi_{ij}^{-1}) p(\lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j | Y_T) \text{가 되므로}$$

$p(\lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j | Y_T)$ 가 계산되면 MGMS를 계산할 수 있는데 이 확률은 베이즈공식에 의하여 다음과 같은 방법으로 얻는다.

$$sp_t^{ij} \equiv p(\lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j | Y_T) = p(\lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j | Y_t) \left\{ \prod_{n=t+1}^T \frac{p(y_n | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{n-1})}{p(y_n | y_{n-1})} \right\}$$

$$sp_{t-1}^j \equiv p(\lambda_{t-1}^j | Y_T) = \sum_i sp_t^{ij}, t \geq 1 \dots \dots \dots (V-4)$$

식 (V-4)의 우변에 나오는 條件附 確率密度 函數들은 필터링 밀도함수를 구하는 과정에서 이미 얻어진다.

이와 같이 t-1期에서의 스무딩 밀도함수가 얻어진 후 t-2期の 스무딩 밀도함수를 구하기 위해서는  $p(z_{t-1} | \lambda_{t-1}^j, Y_T)$ 이 다변량 정규분포의 형태로 주어져야 하는데 이는 混合縮約法에 의해 다음과 같이 얻어진다.

$$p(z_{t-1} | \lambda_{t-1}^j, Y_T) = \sum_{i=1, 0} \int p(z_{t-1}, \epsilon_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_T) p(\lambda_t^i | \lambda_{t-1}^j, Y_T) d\epsilon_t$$

$$= \sum_{i=1, 0} N(z_{t-1} : x_{ij}, \xi_{ij}^{-1}) p(\lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j | Y_T) / p(\lambda_{t-1}^j, Y_T) \text{가 되므로}$$

$$= \sum_{i=1, 0} N(z_{t-1} : x_{ij}, \xi_{ij}^{-1}) \frac{sp_t^{ij}}{sp_{t-1}^j} \approx N(z_{t-1} : x_j, \xi_j^{-1}), \text{ 여기서}$$

$$x_j = \sum_i x_{ij} sp_t^{ij} / sp_{t-1}^j, \xi_j^{-1} = \sum_i [\xi_{ij}^{-1} + (x_{ij} - x_j)(x_{ij} - x_j)'] \frac{sp_t^{ij}}{sp_{t-1}^j} \dots (V-5)$$

그리고 MGMS를 구하는 데 필요한  $p(z_{t-2}|\lambda_{t-2}^s, Y_{t-2})$ ,  $p(z_{t-1}|\lambda_{t-1}^j, Y_{t-1})$  등의 條件附 確率密度 函數는 이미 필터링의 단계에서 구하여졌으므로 우리는 (V-5)를 이용하여  $p(z_{t-2}|\lambda_{t-2}^s, Y_T)$  및  $p(z_{t-1}|\lambda_{t-1}^j, Y_T)$ 를 구한다.

기존의 構造變化를 검정하기 위한 방법들은 흔히 처음과 끝의 일정한 데이터를 (각각 대략 15개 정도) 잘라야(Truncate)하므로 처음과 끝부분에서 발생할 지 모르는 構造變化는 필연적으로 고려할 수 없게 된다는 또 하나의 단점이 있는 반면, 우리가 사용하려 하는 MEAIC-MGMS에 의한 방법은 초기 값을 지정하기 위해 사용하는 Bell and Hillmer(1991)의 방법이 필요로 하는 것처럼, 成長率일 경우 처음 두 개, 수준 변화의 경우 처음 한 개의 데이터만이 사용되므로 데이터의 처음과 끝부분에서 발생하는 構造變化도 감지해 낼 수 있는 장점이 있다.

그러나 보다 엄밀하게 말하자면 데이터의 끝부분에서의 構造變動은 사실상 그것이 정말로 새로운 구조의 시작인 것인지, 아니면 단순한 景氣變動에 의한 안정적인 변화나 관측오차로써는 설명할 수 없지만(따라서 不安定的인 趨勢(long-run component)의 변화로써만 설명됨) 그렇다고 새로운 구조의 시작인 것은 아닌, 하나의 특이값(outlier)인지는 선형적으로 구분할 수 없다는 점을 주의해야 한다.

그러므로 추세 추정치 데이터의 끝부분에 가서 어떤 급격한 변화를 나타낸다면 그것이 새로운 구조로의 이행을 시사할 수도 있는 것이지만, 만약 그런 후의 觀測值가 새로운 구조를 형성하지 않고 즉시로 과거의 추세로 돌아온다면 이와 같은 장기적 요인의 교란은 하나의 특이값에 불과한 것으로서, 앞에서 말한 두꺼운 꼬리(heavy tail)를 가지는 非正規 分布의 安定的 變化에 대한 안정성(robustness)에 의하여 하나의 安定的 變化로 간주됨으로써, 결국 향후의 長期的 趨勢值의 추정에는 아무런 영향을 주지 않게 된다.

이와 같이 데이터의 끝부분에서의 長期的 要因에 대한 교란의 성질은 시간이 지나야 구체적으로 파악되는 것이지만, 만약 우리가 실제로 分期別 巨視經濟 데이터를 분석할 경우, 몇 분기가 더 지날 때까지 한가하게 기다릴 수만은 없는 일이므로, 그것이 새로운 구조의 시작일 수도 있다는 가능성을 진지하게 검토해야 할 것이다.

## VI. 데이터의 推定 結果

가장 간단한 構造變化의 형태로서 階段模樣의 추세 수준상의 構造變化에 대해 Park (1993)이 행한 시뮬레이션의 한 예를 보기로 하자. [圖 1.a]에는 標準正規分布  $N(0,1)$ 을 따르는 150개의 iid의 觀測值에다가 표본의 중간에 크기가 1.5인 수준변화(level shift)를 첨가하여 만들어진 時系列로서 계단모양의 실선은 한번의 構造變動을 겪은 선형의 추세를 나타내며 관측치는 이 주위를 안정적으로 움직이고 있다. [圖 1.b]에서는 確率的 趨勢를 가정하여 모든 誤差項을 正規分布로 놓고 칼만필터를 이용하여 모수를 최우 추정법으로 추정한 뒤 칼만 스무더를 이용하여 추세를 추정한 결과를 보여주고 있는데 우리는 이것을 가지고는 趨勢線의 構造變化가 과연 있었는지 없었는지 초차 알 수 없다. 그러나 [圖 1.c]에는 MEAIC-MGMS에 의한 추세의 推定結果가 나와 있는데 계단모양의 趨勢 水準上的 構造變化의 시점과 그 형태를 아주 성공적으로 재생해 내고 있음을 알 수 있다. [圖 1.d]에서는 MEAIC가 아니라 目的函數를 최우추정법(MLE)에 의해 추정한 뒤 MGMS의 방법으로 스무딩한 추세의 推定結果를 보여 주고 있는데 이 방법은 경우에 따라 [圖 1]에서와 같이 칼만공식을 사용한 것과 똑같은 경우가 있는가 하면 [圖 2]에서처럼 MEAIC-MGMS를 사용한 것과 똑같은 경우도 있고 [圖 3]에서와 같이 양자의 중간적인 성격을 보이는 경우도 있다. 그러나 어떤 경우에 있어서도 MEAIC-MGMS의 방법은 계단모양의 趨勢 水準上的 構造變化를 성공적으로 재생해 내고 있음을 알 수 있었다.

다음으로, 앞의 방법에 따라 1970년 1/4분기 이후 우리 나라의 分期別 實質 設備投資<sup>15)</sup>의 장기추세의 성장률을 추정하여 보았다. 그에 앞서서 장기추세 요소  $x_t$ 가 단순한 랜덤워크<sup>16)</sup>에 의해 변한다고 가정했을 때, 즉 實質 設備投資의 時系列이 확률추세를 갖는다고 가정할 경우, 칼만 필터를 사용하여 얻어지는 모델의 모수의 최우추정치 및 우도함수의 값은 다음과 같다.

15) 분석에 앞서 실제 데이터를 SASS의 X-11의 방식으로 계절조정을 하였음.

16) 즉, 식 (II-1)에서 불안정 오차항  $v_t$ 의 확률분포가 정규분포를 따를 경우를 말함. 여기서 정규 분포는, 각주 9)에서 이미 언급한 바와 같이, 베르누이-정규 혼합분포에서 베르누이 확률이 1인 특수한 경우임을 상기하라.

우도함수의 값 = 81.11392<sup>17)</sup>

$$\hat{\theta}_1 = 1.28141, \hat{\theta}_2 = -0.8317, \hat{\sigma}_v = 0.01748, \hat{\sigma}_e = 0.01664, \hat{\sigma}_w = 0.06451 \dots (VI-1)$$

이와 같은 모수의 추정치를 가지고 칼만 스무딩 공식으로써 관측불가능요소(unobserved component)들을 추정한 결과는 [圖 4.a]~[圖 4.f]에 제시되어 있다. 우선 [圖 4.a]는 1990년 불변가격기준 實質 設備投資 時系列 데이터의 로그 값이며 [圖 4.b]는 추정된 장기추세이고 [圖 4.d]는 추정된 단기요인, [圖 4.e]는 추정된 장기추세의 성장률이며, [圖 4.f]는 [圖 4.d]의 단기적 요소와 단기적 요소와 관측오차를 합한 안정적 요소를 함께 그린 것이다.

한편 不安定 誤差項이 正規分布를 따른다기 보다는 베르누이-正規 混合分布를 따른다고 가정하면, 즉 實質 設備投資의 장기적 추세가 구조변화를 겪는 것일지도 모른다는 가능성을 허용할 경우에는, 우리의 모델 (II-2)와 (III-1)을 베이저안 축차공식에 의해 모수의 최우추정치를 구하여야 하는데 그 결과는 다음과 같다.

우도함수의 값 = 85.04179

$$\hat{\theta}_1 = 1.31373, \hat{\theta}_2 = -0.95813, \hat{\alpha}/Nob = 3.65726, \hat{\sigma}_v = 0.10008,$$

$$\hat{\sigma}_e = 0.00831, \hat{\sigma}_w = 0.06634 \dots (VI-2)$$

이를 (VI-1)과 비교하였을 때 우도함수가 더 높음을 알 수 있으며 따라서 構造變化 假說이 확률적 추세 가설보다 설비투자 시계열의 움직임을 보다 잘 설명할 수 있다는 것을 알 수 있다. 뿐만 아니라 構造變化 假說下에서는 단기적 요인의 오차항의 표준편차의 추정치  $\hat{\sigma}_e$ 가 確率趨勢 假說下에서의  $\hat{\sigma}_e$ 보다 작은 것으로 나타나 데이터의 설명에 있어서 그 중요성이 감소되는 동시에, AR(2) 모수추정치의 합 ( $\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2$ )이 確率趨勢 假說下에서는 0.40824인 반면 構造變化 假說下에서는 0.35560으로서 단기적 요인이 보다 안정적인 모습을 보이도록 추정이 되고 있음을 알 수 있다<sup>18)</sup>.

17) AIC에 따라 안정적 요소는 AR(2)를 따르는 것으로 택하였음.

18) 이와 같이 구조변화 가설이 확률추세 가설에 비해 데이터를 보다 잘 설명하는 것으로 나타나는 경우, 필자의 경험에 의하면, 구조변화 가설하에서의 모수추정이 불안정 오차항의 표준편차는 보다 크게, 단기적 요인의 오차항의 표준편차는 보다 작게, 그리고 단기적 요인의 자기회귀적 모수(AR parameters)의 합의 절대치는 보다 작게 나타남을 발견할 수 있었다. 이는, 만약 구

이와 같이 모수의 최우 추정치가 주어진 뒤 MGMS의 방법에 의하여 관측 불가능 요인인 추세 요인과 단기적 요인을 추정한 결과는 [圖 5.b]와 [圖 5.d]에 나타나 있으며 [圖 5.e]는 觀測誤差項의 推定值를, [圖 5.f]는 [圖 4.d]의 단기적 요소와 단기적 요소와 관측 오차를 합한 안정적 요소를 동시에 그린 것이다. 그리고 [圖 5.g]는 이렇게 추정된 長期趨勢의 成長率을 나타낸 것으로서 여기에는 추정 오차가 있을 것이므로 이를 제거하여야 하는데 여기서 추정오차는 iid 正規分布를 따른다고 보고 MLE의 과다 추정 경향을 없애기 위해 MEAIC로써 추정오차의 표준편차  $\hat{\sigma}_{ee}$ 와 추정오차를 제거한 선형적 구조변화 확률  $\hat{\alpha}$ , 그리고 구조변화 충격이 갖는 운동량의 표준편차  $\hat{\sigma}_v$ 를 다음과 같이 다시 추정하였다.

$$\begin{aligned} \text{Expected AIC의 값} &= -311.23805 \\ \hat{\alpha}/T &= 13.21451, \hat{\sigma}_v = 0.02484, \hat{\sigma}_{ee} = 0.00471 \dots\dots\dots(\text{VI}-3) \end{aligned}$$

이 값을 사용하여 MGMS의 방법으로써 사후적 구조변화 확률과 추세의 장기적 성장률을 추정한 결과는 [圖 5.h]에 나타나 있으며 長期的 成長率이 구조적으로 변화할 확률은 [圖 5.i]에, [圖 5.h]와 [圖 5.i]를 함께 그린 것이 [圖 5.j]에 나타나 있다.

다음으로는 [圖 5.j]를 가지고 우리 나라 實質 設備投資의 長期的 成長率의 변천과정을 살펴보기로 하자<sup>19)</sup>. 추정결과에 의하면 우리 나라의 設備投資의 장기적 성장률의 움직임은 重化學工業 위주의 產業政策이 본격화되던 1975년 4/4분기~1976년 1/4분기(각각의 확률 99.77%, 93.44%)에 증가했다가 제2차 오일 쇼크기간인 1979년 1/4~1980년 2/4분기(각각의 확률 57.16%, 100%, 100%, 99.96%, 100%, 92.27%)에 결

---

조변화 가설에 따라 데이터가 생성되었다면, 확률추세 가설하에서 확률적 추세항이 설명하지 못하였던 장기적 성질을 가지는 부문을 단기적 요인이 담당해야 하였으므로 단기적 요인의 역할이 커져, 자기회귀적 모수의 합의 절대치는 더 크게 그리고 표준편차의 크기도 더 크게 추정되었던 것이라고 해석할 수 있을 것이다.

19) 본고를 읽어 주신 익명의 논평자 중 한 분께서는 실질 설비투자 시계열의 장기 추세가 구조변화를 겪는 시점에서 그러한 구조변화 충격을 가져왔음직한 정부정책이나 국내외적 경제환경의 변화에 대해 보다 자세한 설명을 요구한 바 있다. 그러나 아래에서 서술하는 몇 가지 중요한 요인 이외에 그보다 더 본격적인 자세한 설명을 하는 것은, 물론 이것도 매우 중요한 연구주제일 것임은 분명하나, 본고의 중심적인 내용이 설비투자 시계열이 복수의 구조변화 가설에 의해 보다 잘 설명됨을 밝히고, 아울러 최근의 시계열의 움직임을 살펴보는 실시간검색에 초점을 맞추고 있음을 고려할 때 본고와 같은 계량적인 분석을 위주로 하는 논문에서보다는 이와 같은 계량적인 결과를 경제학적으로 해석할 수 있는, 이를테면 투자이론에 관한 또 다른 논문에서 하는 것이 더 바람직하다고 생각된다.

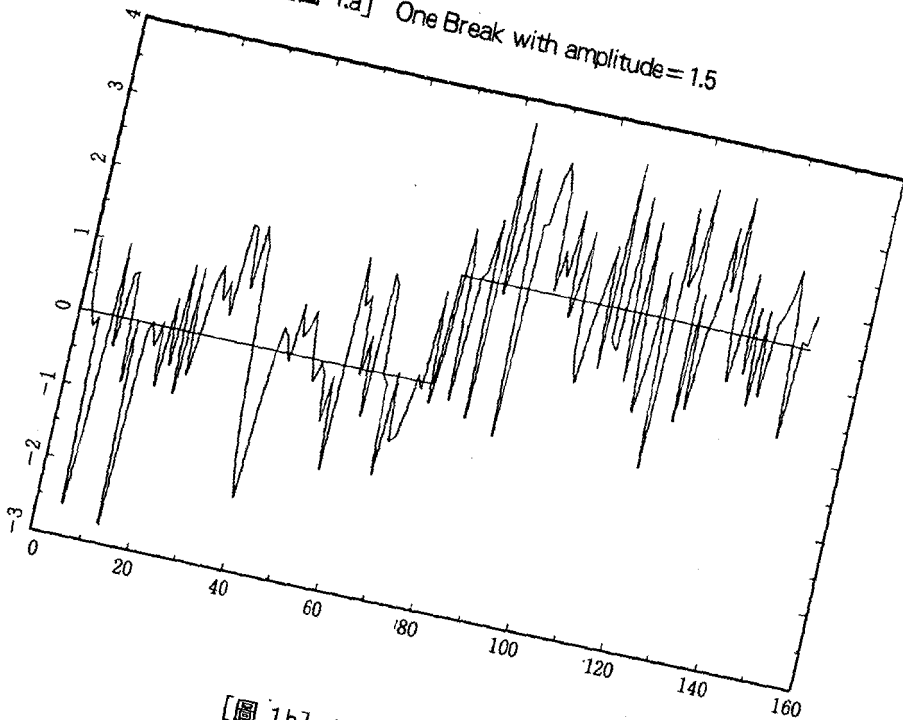
쳐 급격히 감소하고 그 뒤 1980년 4/4분기~1981년 2/4분기(각각의 확률 100%, 61.22%, 54.62%)에 걸쳐 반등했으며 1982년 1/4분기(확률 71.49%)에 다시 증가했다. 그 뒤 대체로 3低 현상이 시작될 무렵인 1985년 4/4분기(확률 59.23%)에 다시 증가하다가 3低가 끝나고 내수확대로 인한 활황세가 끝날 무렵인 1991년 1/4분기(확률 52.68%)와 1992년 2/4분기(확률 67.06%)에 걸쳐 감소하여 1992년 3/4분기부터 한동안 마이너스의 長期的 成長率을 기록하였는데 1993년 2/4분기부터 1994년 1/4분기에 걸쳐 76.57%, 50.30%, 55.25%, 53.19%의 확률로써 플러스의 장기적 충격이 잇달아 있었으며 1994년 3/4분기에는 확률 99.48%로써 추가적인 플러스의 장기적 충격이 있었다.

특히 1994년 2/4분기와 3/4분기의 長期的 成長率은 투자의 회복을 단순히 경기변동적인 단기적 회복이라는 것만으로는 설명할 수 없을 정도의 활발한 모습을 보인 것으로 나타나 장기적 성장률이 年 16%, 20.68%를 각각 기록함으로써 1975년 3/4분기까지 기간평균 연 14.94%와, 3低기간과 내수팽창으로 인해 設備投資가 활황을 보이던 1986년 1/4분기부터 1990년 4/4분기까지의 기간평균 증가율인 연 15.51%를 넘어서는 모습을 보이기 시작하였다<sup>20)</sup>.

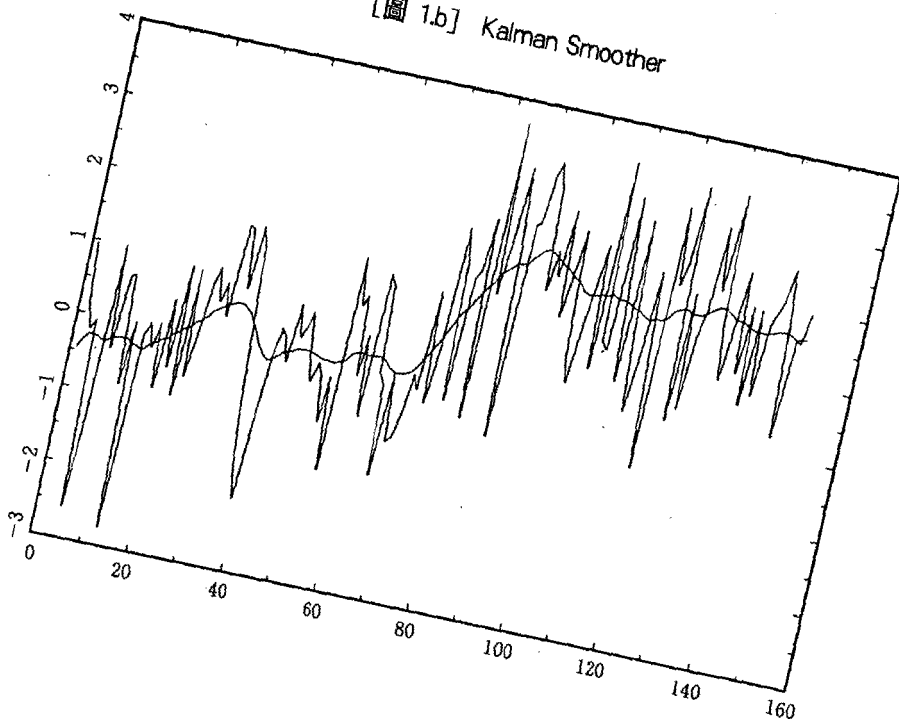
한편 1993년 8월 金融實名制의 실시를 전후하여 일각에서는 사정함과 등을 이유로 투자마인드가 위축된다고 하며 정부의 잇달은 改革政策에 대해 비판의 소리가 있었다. 그러나 우리의 추정에 의하면 設備投資의 정체현상은 이미 新정부가 출범하기 이전인 1991년 1/4분기부터 이미 시작되었음을 보여주고 있는 반면, 新정부가 출범한 이후로는 장기적인 마이너스 충격이 없었을 뿐만 아니라 오히려 1993년 2/4분기부터 1994년 1/4분기의 1년동안의 기간에 걸쳐(그리고 1994년 3/4분기에 추가적으로) 장기적인 플러스의 충격이 잇달아 있었음에 비추어, 정부의 일련의 制度的·政治的 改革作業이 實物經濟에 심각한 부정적인 영향을 끼쳤다고 보는 것은 데이터에 의해 지지받을 수 없는, 다분히 저널리ستی한 견해에 불과했던 것이라고 판단된다.

20) 최근 이처럼 기록적인 속도로 실질 설비투자가 증가하고 있는 것이 하나의 특이값이 아니라 실제로 구조변화가 일어나고 있음을 의미하는 것이라면 이와같이 빠른 속도로 설비투자가 늘어나고 있는 것이 과연 바람직한 것인가 즉, 장기적으로 경제가 정상성장률(steady state growth rate)을 달성할 수 있도록 하는 자본량의 증가율과 부합하는(consistent) 것인가 하는 문제가 매우 중요한 연구과제로 등장하게 될 것이나 이는 본고의 범위에서 벗어나는 것이므로 차후의 연구로 미루기로 한다.

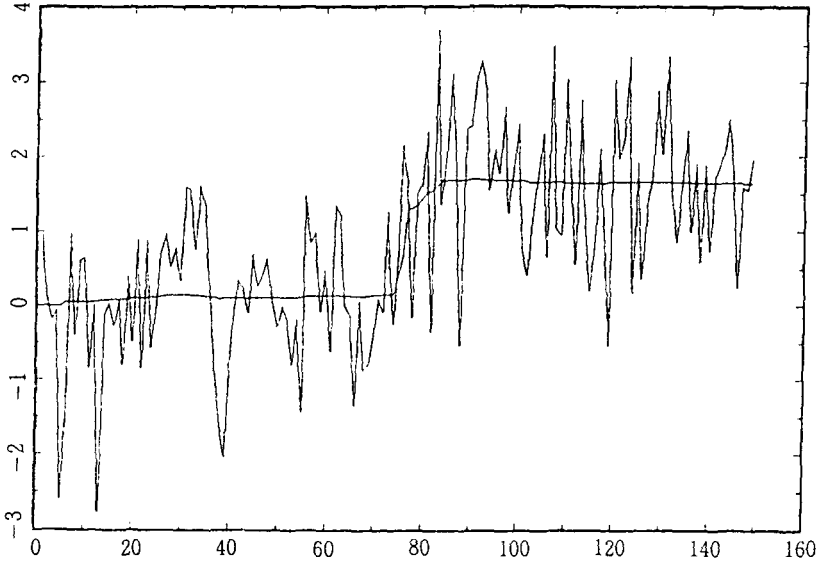
[圖 1.a] One Break with amplitude=1.5



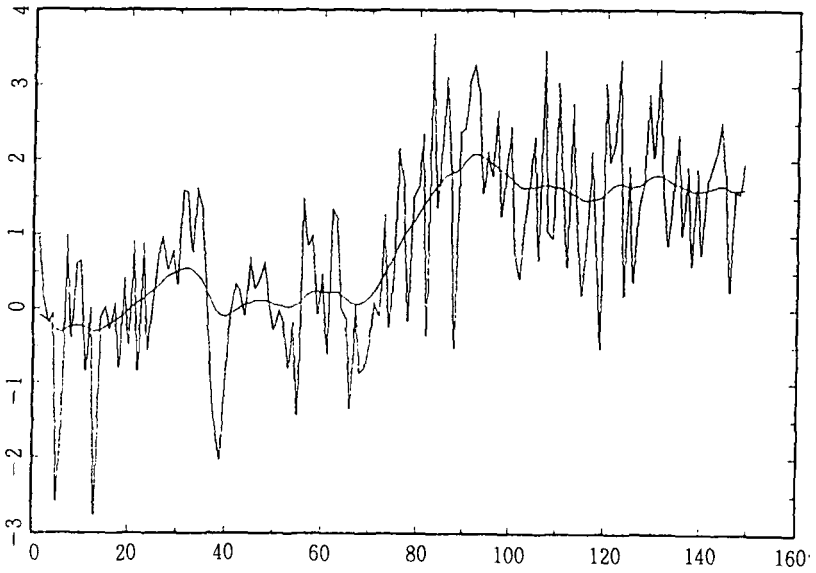
[圖 1.b] Kalman Smoother



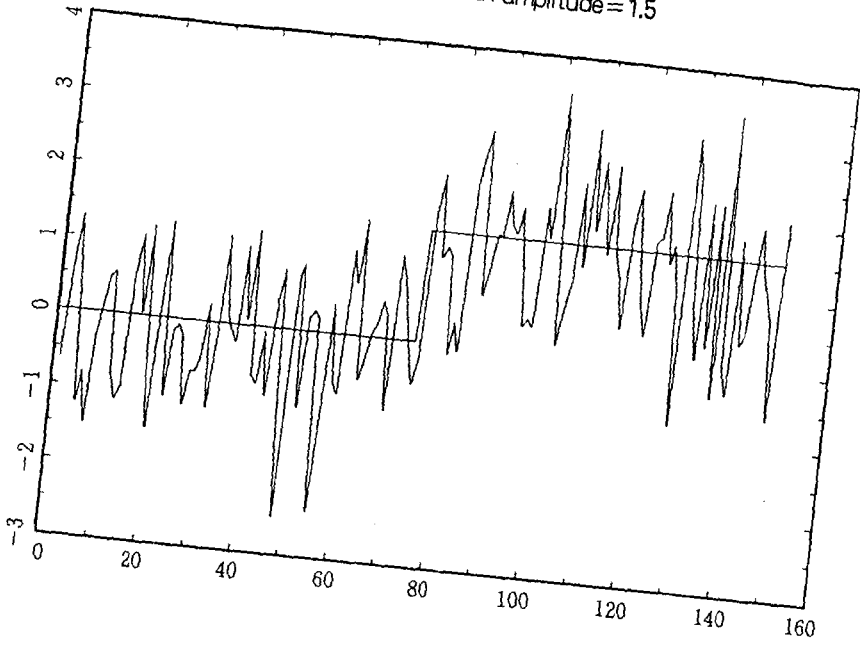
[圖 1.c] Minimum Expected AIC-MGMS



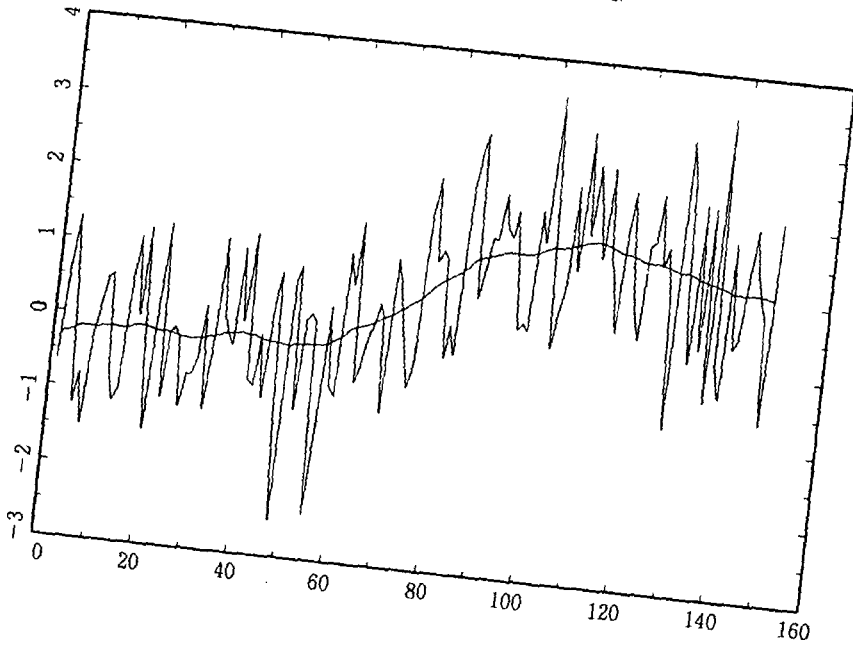
[圖 1.d] MGMS with Global MLE



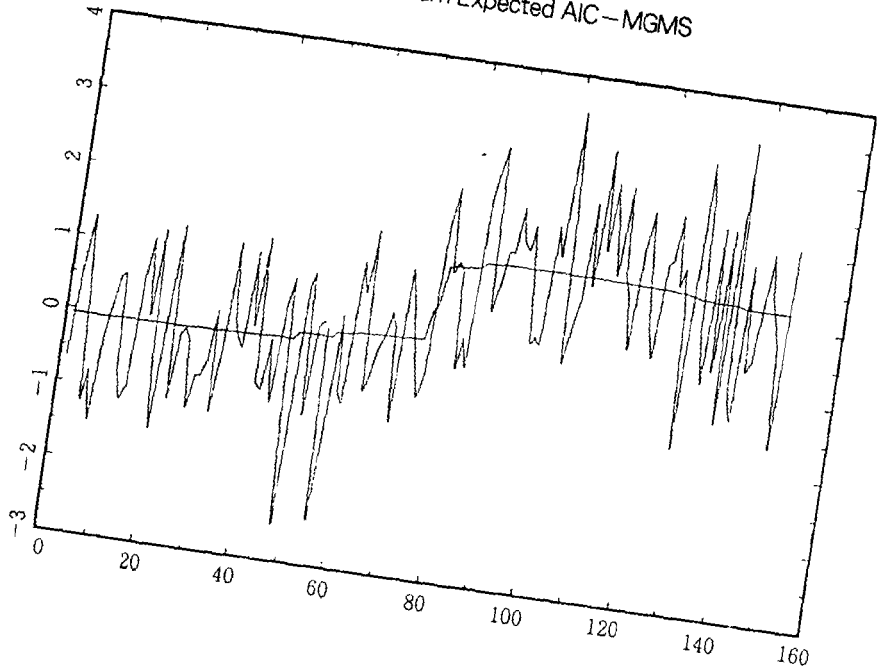
[圖 2.a] One Break with amplitude=1.5



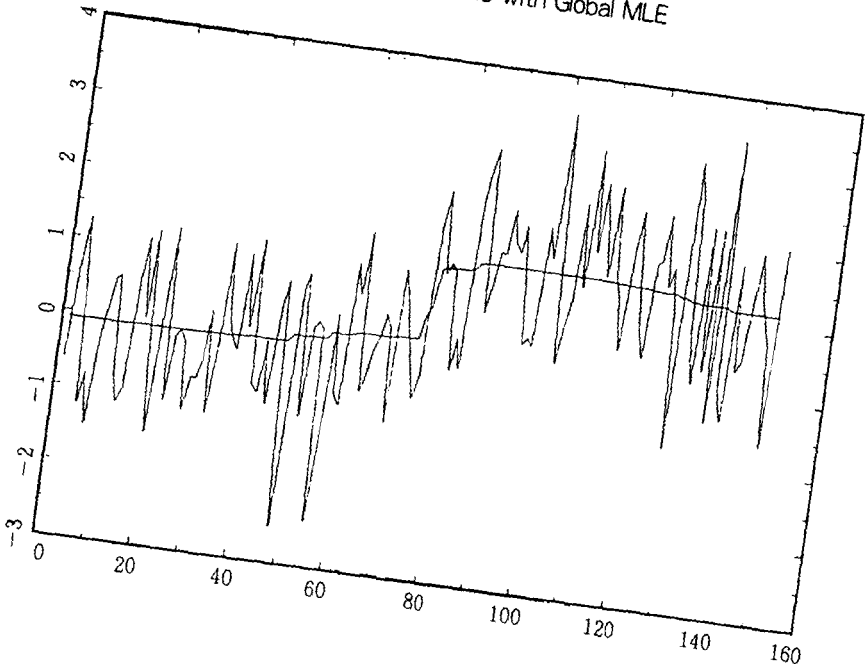
[圖 2.b] Kalman Smoother



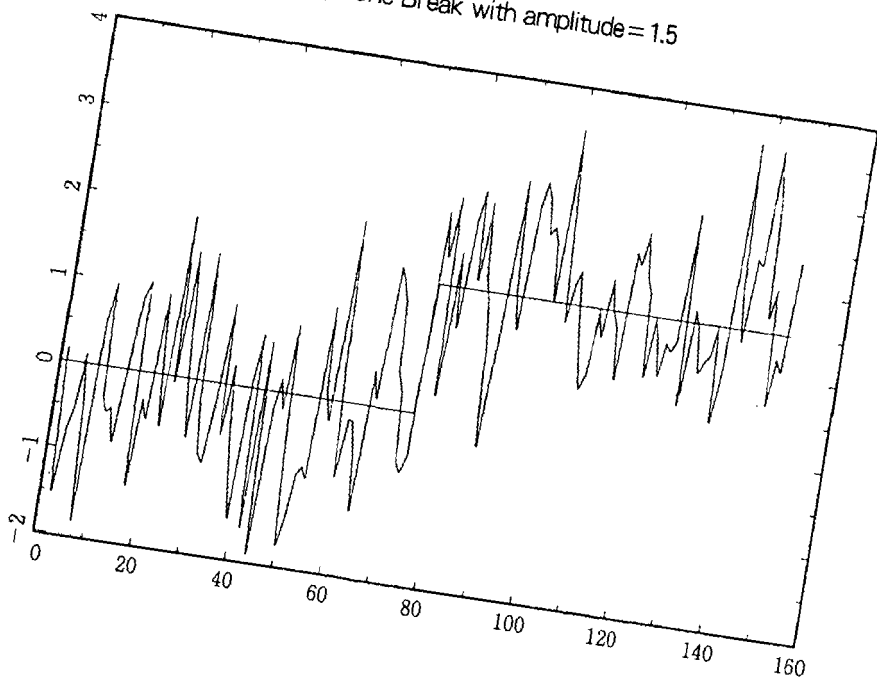
[圖 2.c] Minimum Expected AIC-MGMS



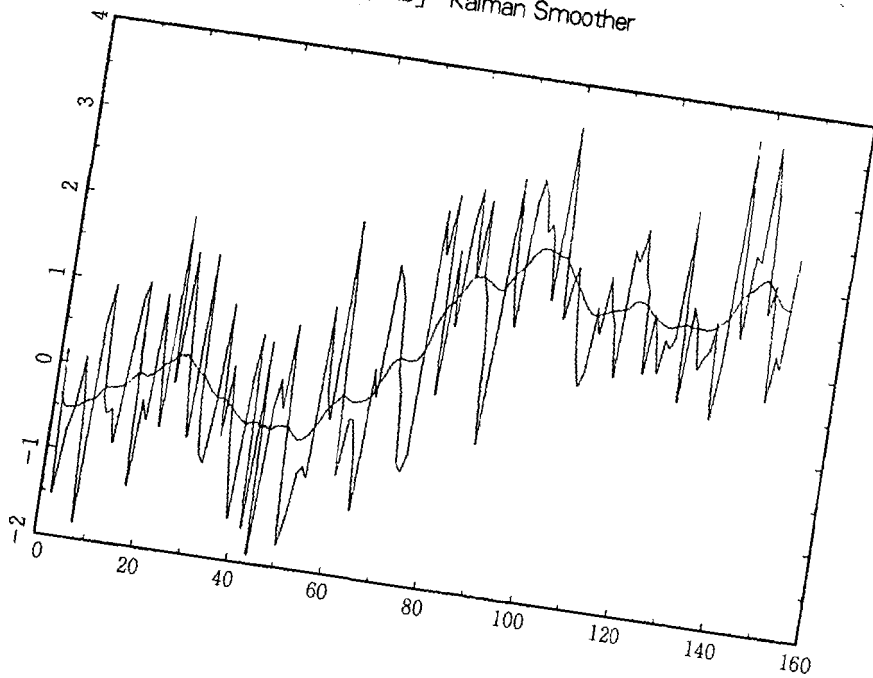
[圖 2.d] MGMS with Global MLE



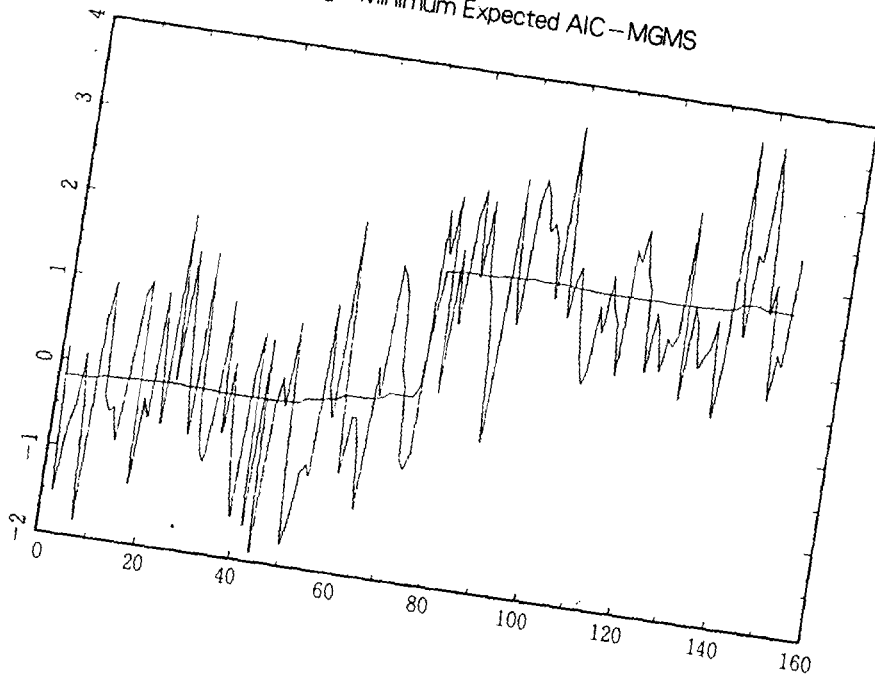
[圖 3.a] One Break with amplitude=1.5



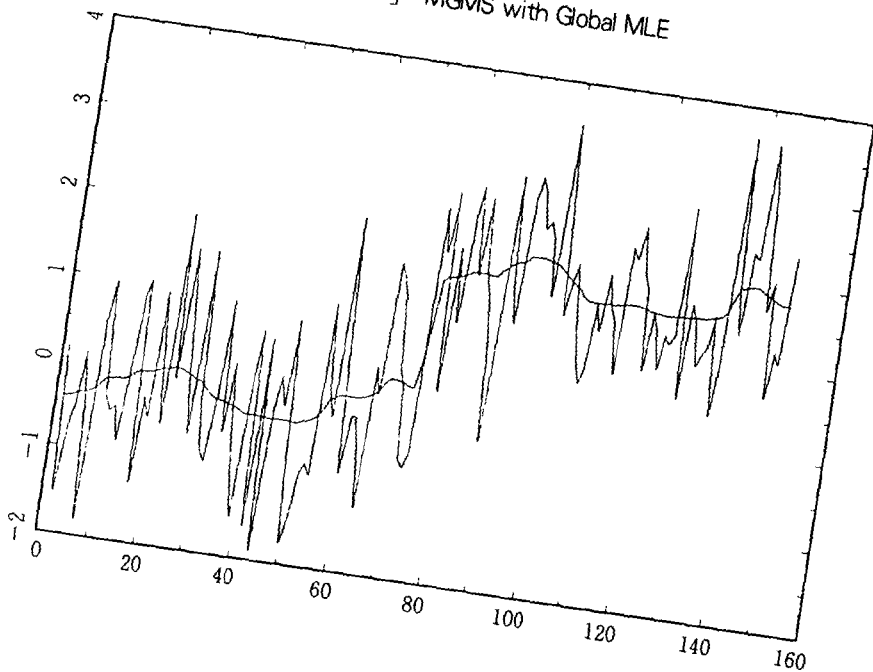
[圖 3.b] Kalman Smoother



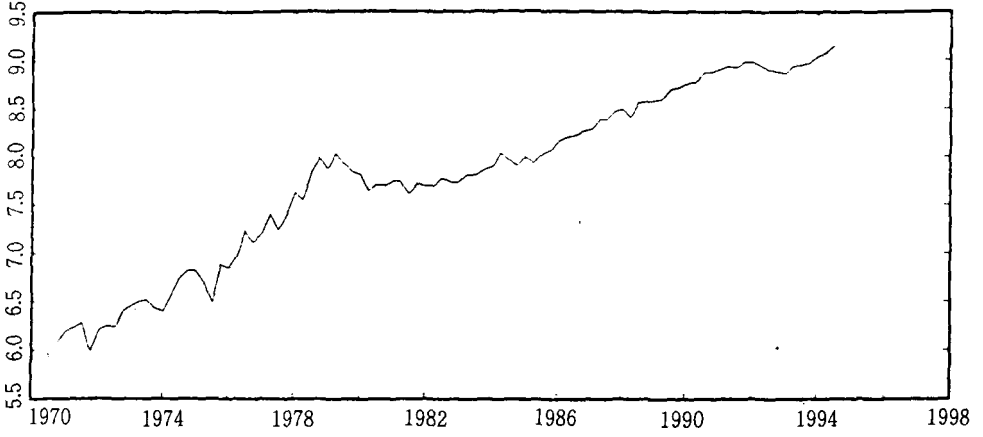
[圖 3.c] Minimum Expected AIC-MGMS



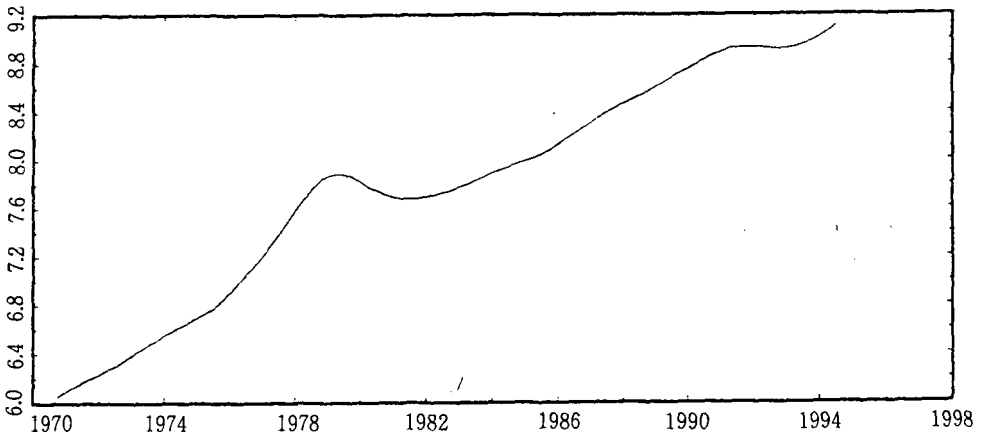
[圖 3.d] MGMS with Global MLE



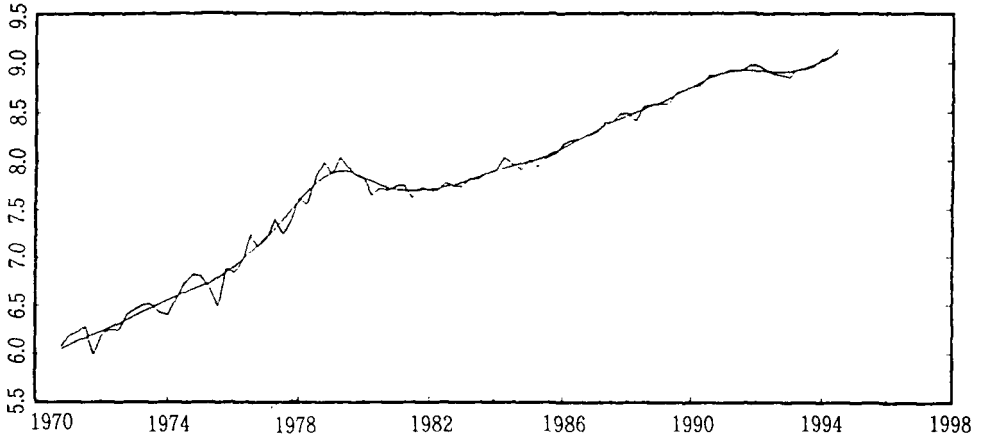
[圖 4.a] Korean Quarterly Real IFM 1970 : III - 1994 : III



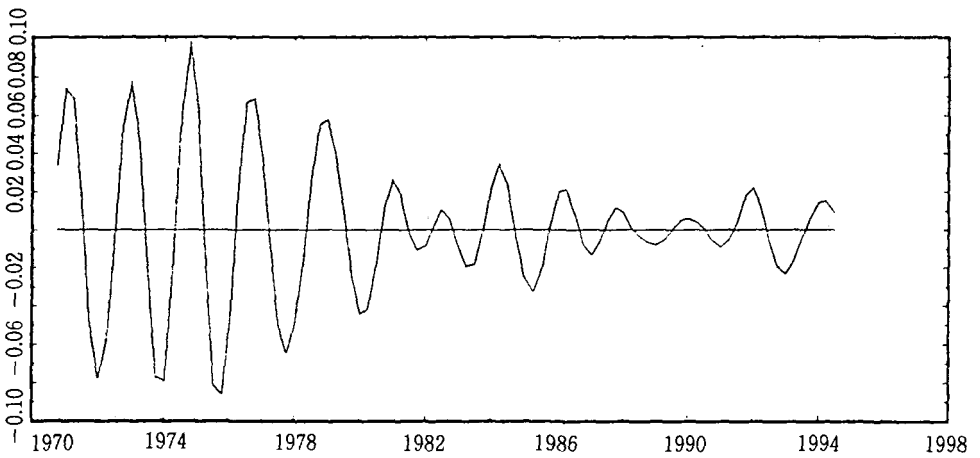
[圖 4.b] Estimated long-run component of IFM by Kalman Equations



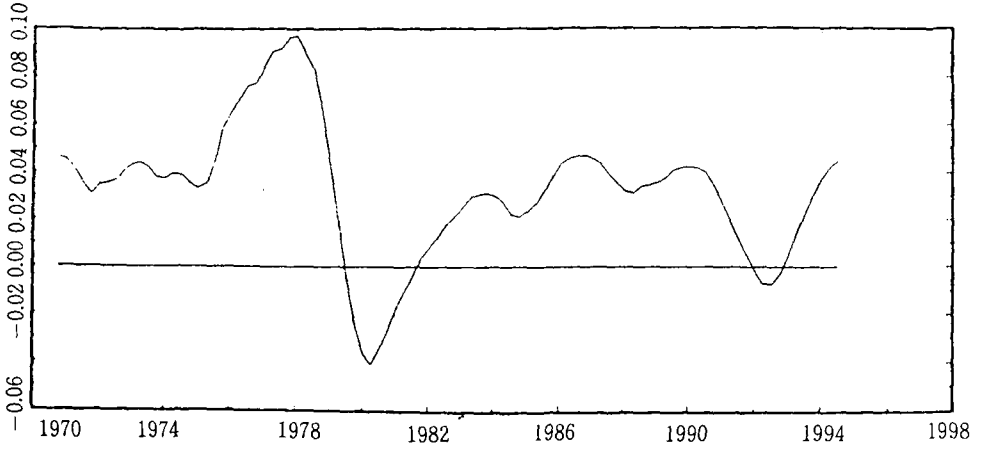
[圖 4.c] Actual Data and Estimated Long-run Component



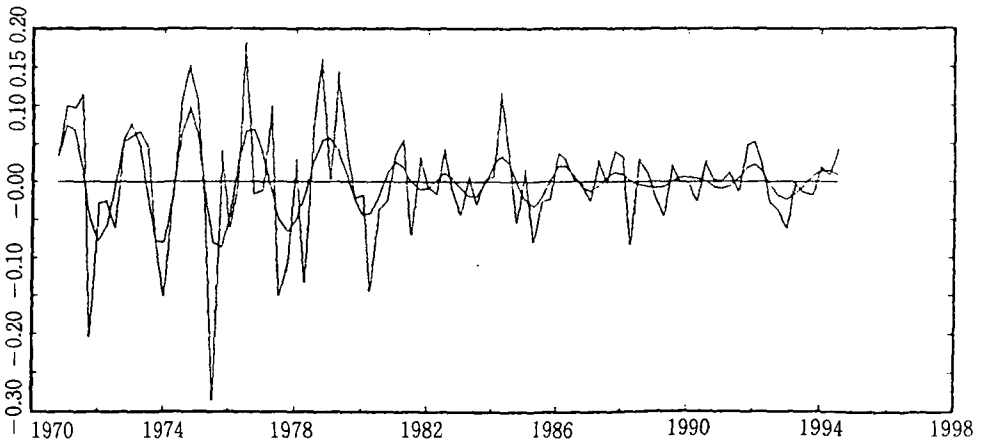
[圖 4.d] Estimated Short-run Component(AR(2)) by Kalman Equations



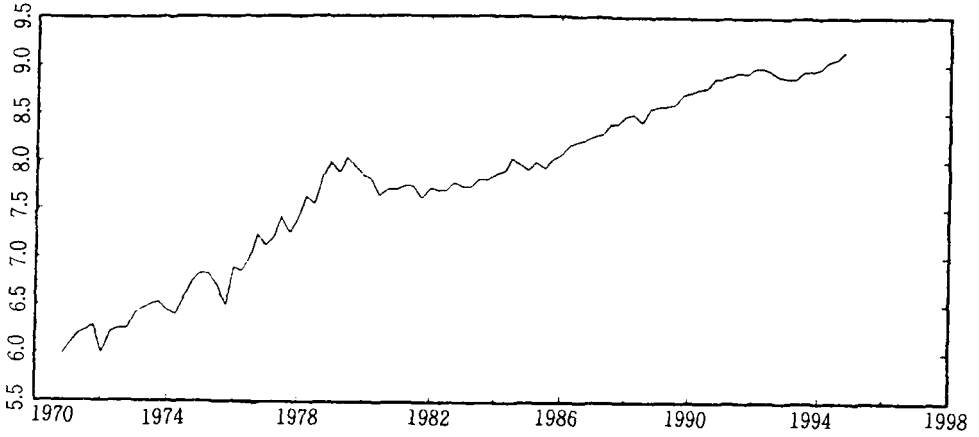
[圖 4.e] Estimated Long-run Growth Rate of IFM



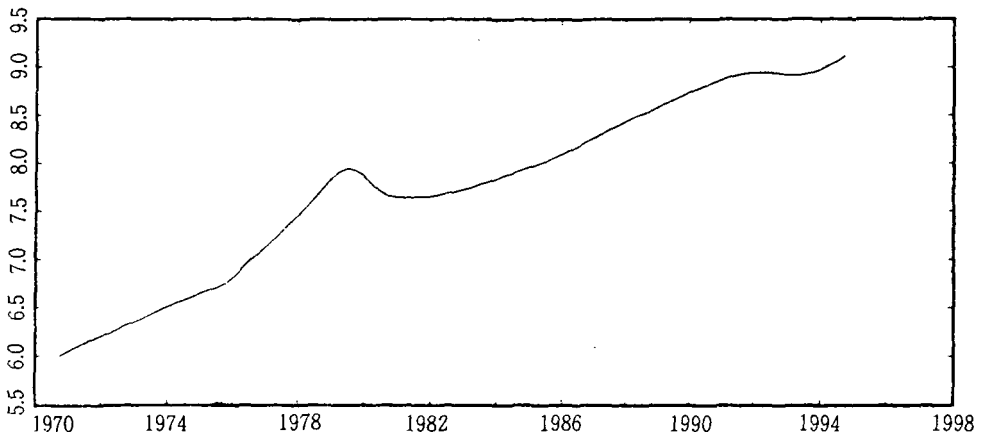
[圖 4.f] Short-run Component and Stationary Component



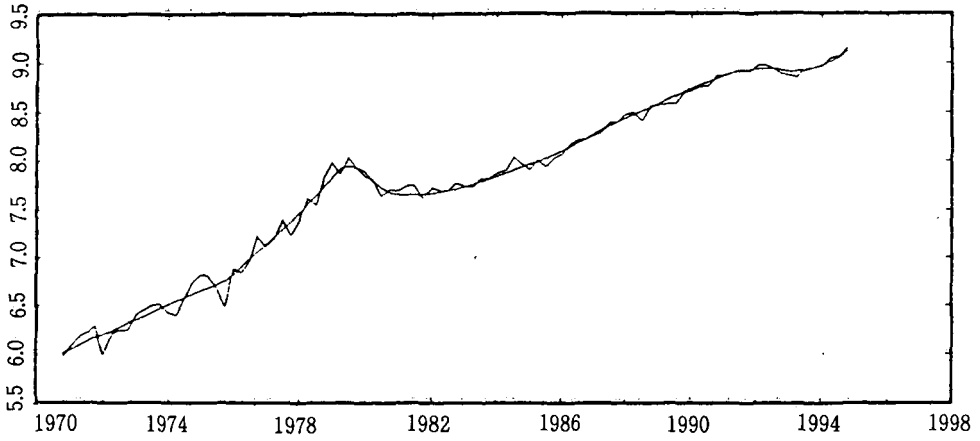
[圖 5.a] Korean Quarterly Real IFM 1970 : III - 1994 : III



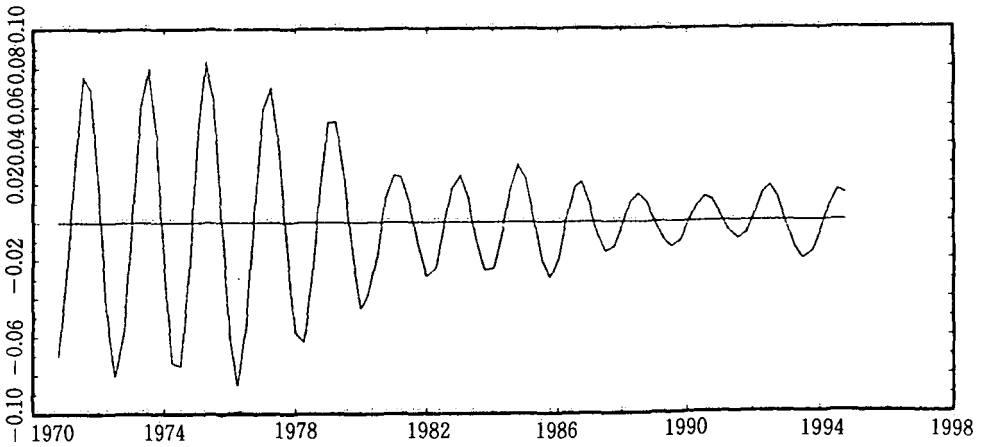
[圖 5.b] Estimated long-run component of IFM by MLE-MGMS



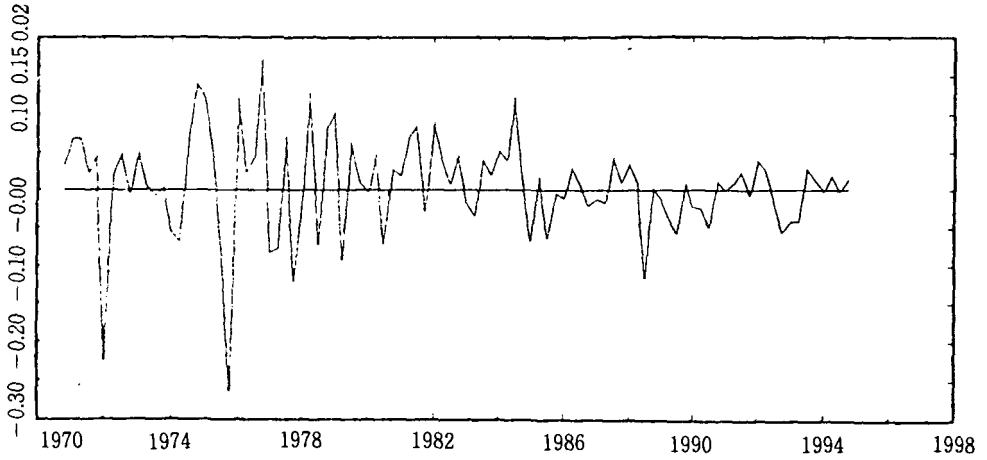
[圖 5.c] Actual Data and Estimated Long-run Component



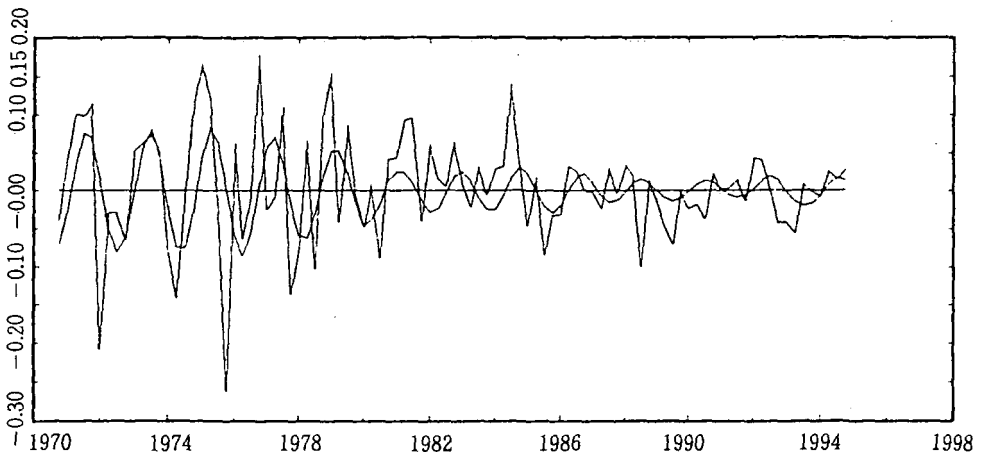
[圖 5.d] Estimated Short-run Component(AR(2)) by MLE-MGMS



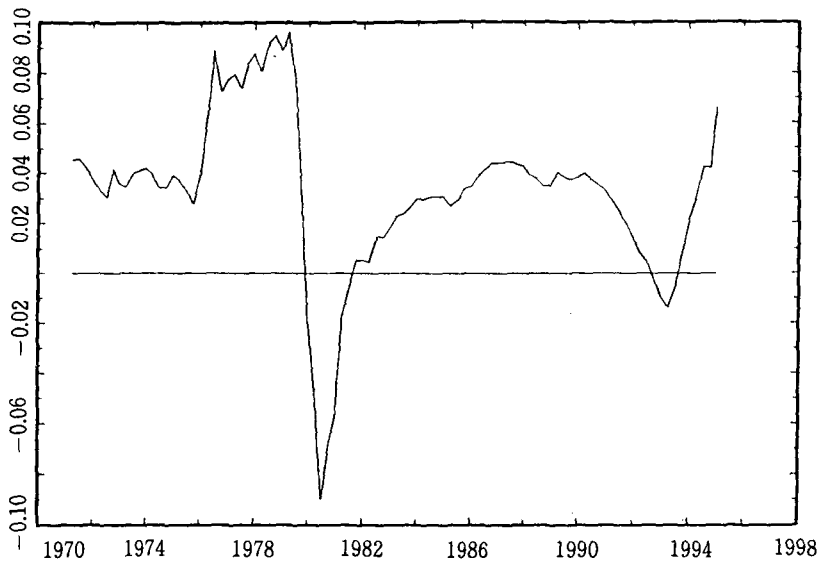
[圖 5.e] Observation Error



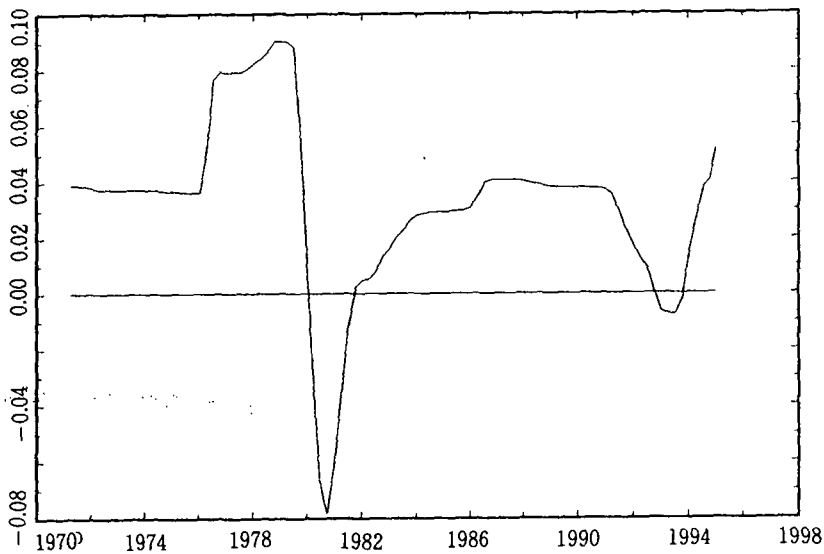
[圖 5.f] Short-run Component and Stationary Component



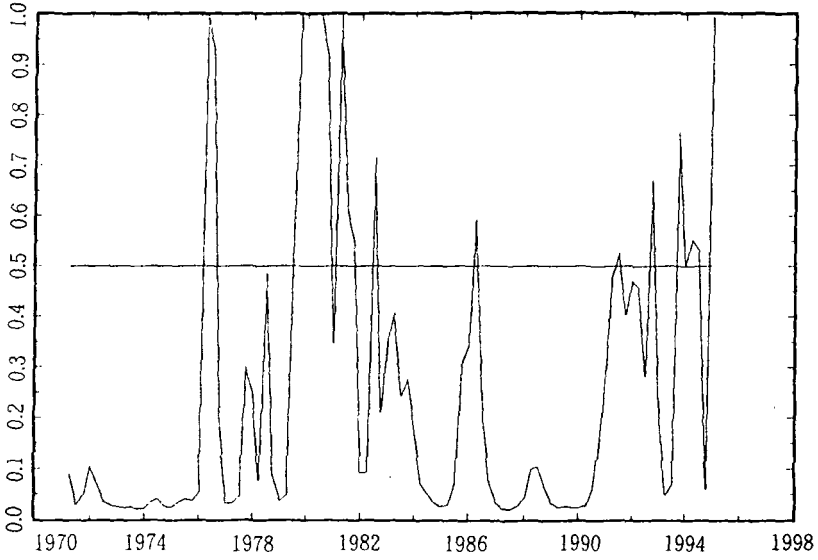
[圖 5.g] Estimated Growth Rate of Long-run Component by MLE-MGMS



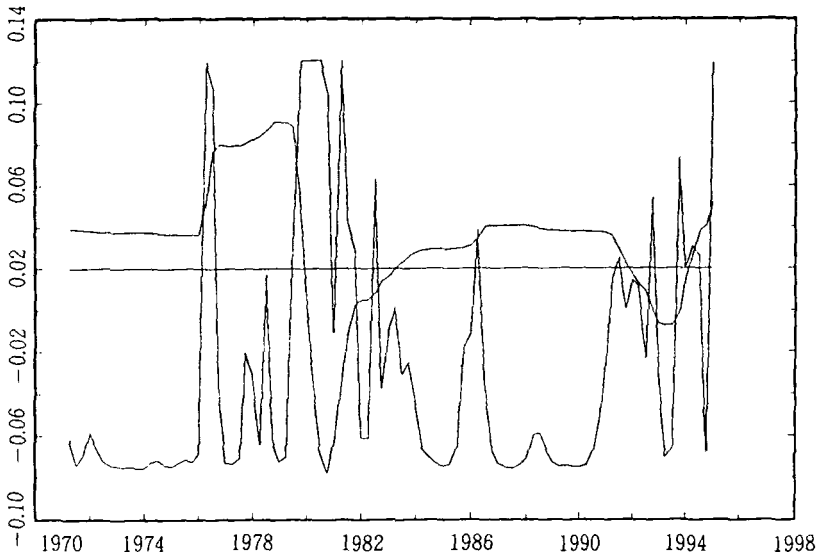
[圖 5.h] Estimated Growth Rate without Estimation Error by MEAIC-MGMS



[圖 5.i] Arrival Probabilities of Structural Shocks



[圖 5.j] Estimated Long-run Growth Rate and Prob. of Structural Break



## 參考文獻

- Alspach, D.L. and H.W. Sorenson, "Non-linear Bayesian Estimation Using Gaussian Sum Approximation," *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. AC-17, No. 4, 1972, pp. 439~448.
- Ansley, C.F. and R. Kohn, "Estimation, Filtering, and Smoothing in State Space Models with Incompletely Specified Initial Conditions," *The Annals of Statistics*, 13, 1985, pp. 1286~1316.
- Balke, N. and T. Fomby, "Shifting Trends, Segmented Trends, and Infrequent Permanent Shocks," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 28, No. 1, 1991, pp. 61~85.
- Baker, C.R. and A.F. Gualtierotti, "Likelihood Ratios and Signal Detection for Non-Gaussian Processes," in *Stochastic Process in Underwater Acoustics* (Lecture Notes in Control and Information Sciences V. 85), 1986.
- Bell, W. and S. Hillmer, "Initializing the Kalman Filter for Non-Stationary Time Series Model," *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 12, No. 4, 1991, pp. 283~300.
- Blanchard, O. and M. Watson, "Are Business Cycles All Alike?," in R.J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, University of Chicago Press, 1986, pp. 123~156.
- Choi, In, "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," *The Korean Economic Review*, Vol. 9, No. 1.2, Winter 1993, pp. 201~232.
- Chung, K.L., *A Course in Probability Theory*, 2nd ed., Academic Press, 1974.
- Clark, Peter K., "The Cyclical Component of the U.S. Economic Activity," *The Quarterly Journal of Economics*, 1987, pp. 797~814.
- Cooper, Russell and Andrew John, "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, 1988, pp. 441~463.

- Diamond, Peter, "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 5, 1982, pp. 881~894.
- 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.
- Hamilton, James, "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, 1989, pp. 357~384.
- Hamilton, James, "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 45, 1990, pp. 39~70.
- Harrison, P.J. and C.F. Stevens, "Bayesian Forecasting(with discussion)," *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, 34, 1976, pp. 1~41.
- Jones, R.H., "Maximum Likelihood Fitting of ARMA Models to Time Series with Missing Observations," *Technometrics*, Vol. 22, No. 3, 1980, pp. 389~395.
- Kailath, *Linear Systems*, Englewood Cliff, NJ, Prentice-Hall, 1980.
- Kalman, R.E., "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems," *Transactions of AMSE, Journal of Basic Engineerings*, 82D, 1960, pp. 35~45.
- Kalman, R.E. and Bucy, "New Results in Linear Filtering and Prediction Theory," *Transactions of AMSE, Journal of Basic Engineerings*, 83, 1961, pp. 95~108.
- King, R., C. Plosser and S. Rebelo, "Production, Growth, and Business Cycle : II. New Direction," *Journal of Monetary Economics*, 21, 1988, pp. 309~341.
- Kitagawa, G., "Non-Gaussian State Space Modelling of Non-Stationary Time Series," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 82, No. 400, 1987, pp. 1032~1063.
- Kwakernaak, Huibert, "Estimation of Pulse Heights and Arrival Times,"

*Automatica*, Vol. 16, 1980, pp. 367~377.

Lehmann, E.L., *Theory of Point Estimation*, John Wiley & Sons, 1983.

Masreliez, C.Johan and R. Douglas Martin, "Robust Bayesian Estimation for the Linear Model and Robustifying the Kalman Filter," *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. AC-22, No. 3, 1977, pp. 361~371.

Meditch, J., *Stochastic Optimal Linear Estimation and Control*, New York, McGraw-Hill, 1969.

Nelson, C.R. and C.I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1981, pp. 139~162.

Park, Jongkyu, "Estimating Trend While Permitting Multiple Breaks," Ph.D. Dissertation, Princeton University, 1993.

Perron, Pierre, "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, 1989, pp. 1361~1401.

Rappoport, P. and L. Reichlin, "Segmented Trends and Non-Stationary Time Series," *Economic Journal*, 79, 1989, pp. 168~177.

Sorenson, H.W. and D.L. Alspach, "Recursive Bayesian Estimation Using Gaussian Sums," *Automatica*, Vol. 7, 1971, pp. 465~479.

Vogelsang, T.J., "Wald-Type Tests for Detecting Shifts in the Trend Function of a Dynamic Time Series," mimeo, Princeton University, 1992.

## 〈附錄：우도함수의 구성〉<sup>21)</sup>

우도함수의 구성을 위하여 다음과 같은 행렬간의 관계식이 필요한데, 이들은 다변량 정규분포의 確率密度 函數를 서로 곱하거나 나누는 데에 사용된다. 여기서 행렬 A, D는 모두 가역(invertible)이며 행렬들의 차원(dimension)은 적절하게 정의되어 있다고 하자.

### 역행렬공식(matrix inversion formula)

$$(D - CA^{-1}B)^{-1} = D^{-1} + D^{-1}C(A - BD^{-1}C)^{-1}BD^{-1},$$

$$|A||D - CA^{-1}B| = |D||A - BD^{-1}C| \dots\dots\dots (A-1)$$

우선 두개의 다변량 정규분포의 확률밀도 함수의 곱은 다음과 같이 하나의 다변량 정규분포에다가 상수항을 곱한 형태로 나오게 된다.

### 다변량 정규분포의 곱의 공식(multivariate multiplication formula)

$$N(X; A, B^{-1})N(X; C, D^{-1}) = N(X; E, F^{-1})N(A; G, H^{-1})$$

$$H^{-1} = B^{-1} + AD^{-1}A', F^{-1} = (D + A'BA)^{-1}, G = AC, E = F^{-1}(A'BA + DC) \dots\dots (A-2)$$

여기서 벡터 X는  $m \times 1$ 이며 행렬 A는  $k \times m$ 으로서 滿列階數(full column rank) 또는 滿行階數(full row rank)를 가지고 행렬 B와 D는 가역이다. 이 식은 우리가 앞으로 필터링 밀도함수를 구하는 데 주로 사용하게 된다.

한편, 하나의 다변량 정규분포의 確率密度 函數를 또 다른 다변량 정규분포의 확률 밀도함수로 나눌 경우 다음과 같이 하나의 다변량 정규분포에다가 상수항을 곱한 형태로 나타난다.

### 다변량정규분포의 나눗셈 공식(multivariate division formula)

$$N(X; a, b^{-1})/N(X; c, d^{-1}) = (2\pi)^{\frac{p-k}{2}} \frac{|b|}{|b-D|} \sqrt{\frac{|D|}{|d|}} \frac{N(X; E, (b-D)^{-1})}{N(a, e, D^{-1}-b^{-1})}$$

21) 본 논문에서는 지면관계상 증명은 생략하기로 하며 증명은 Park(1993)을 참조할 것.

$$e = (\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda' C, D = \Lambda' d \Lambda, E = (b - D)^{-1} (ba - De) \dots\dots\dots (A-3)$$

여기서  $\Lambda$ 는  $p \times k$  ( $p > k$ )이며 만열계수를 가지고 행렬  $b$ 와  $d$ 는 대칭적인 동시에 가역이다. 이 식은 우리가 스무딩 밀도함수를 구하기 위하여 주로 사용된다.

한편, 두개의 다변량 정규분포의 확률밀도 함수의 합은 Harrison and Stevens(1976)의 混合縮約法에 의하여 다음과 같이 하나의 다변량 정규분포로 근사된다.

$$\alpha_1 N(x: m_1, \sigma_1^2) + \alpha_2 N(x: m_2, \sigma_2^2) \approx N(x: \mu, \xi^2) \dots\dots\dots (A-4)$$

여기서

$$\mu = \alpha_1 m_1 + \alpha_2 m_2, \xi^2 = \alpha_1 [\sigma_1^2 + (m_1 - \mu)^2] + \alpha_2 [\sigma_2^2 + (m_2 - \mu)^2]$$

이상과 같이 얻어진 행렬간의 관계식 및 混合縮約法을 기초로 하여 베이지안 추차공식에 우리의 모형 식 (II-2)를 대입하였을 때 구체적으로 필터링 밀도함수가 어떻게 구하여지는지 살펴보기로 하자. 칼만공식의 경우와 마찬가지로 필터링 밀도함수는 우도함수와 스무딩밀도함수(제5절의 MGMS)를 구하는데 사용된다. 여기서는 混合縮約法을 每期마다 적용하므로 條件附 確率密度 函數  $p(z_t | \lambda_t, Y_t)$ 는 언제나 다변량 정규분포의 형태를 가지게 된다. 한편 베르누이 변수의 초기 확률은  $p(\lambda_0^1 | Y_0) = \alpha$ 로 주어진다고 하자.

우선  $t-1$ 期에서 벡터  $Z_{t-1}$ 의 條件附 確率密度 函數가 다변량 정규분포로 주어졌다고 가정하자.  $p(z_{t-1} | \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) = N(z_{t-1} : m_{t-1}^j, \Sigma_{t-1}^j)$ ,  $j = 1, 0, t \geq 1^{22)}$ . 앞에서 언급한 바와 같이 위첨자  $j=1, 0$ 은 베르누이 변수가  $t-1$ 期에서 1 또는 0으로 실현된다는 것을 나타내며 아래의 식에서 볼 수 있는 위첨자  $i=1, 0$ 은 베르누이 변수가  $t$ 期에서 1 또는 0으로 실현된다는 것을 나타낸다. 그리고 아래 식에 나오는 행렬  $F, \Lambda, V$  그리고 각각의 변수들은 모두 우리의 모델인 식 (II-2)의 행렬 및 변수들이다.

베이지안 추차 공식 가운데 식 (IV-1)의 필터링공식에 의하여 다음의 식이 주어진다.

$$p(z_t | \lambda_t^j, \lambda_{t-1}^j, Y_t) = \frac{p(y_t | z_t) p(z_t | \lambda_t^j, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1})}{p(y_t | \lambda_t^j, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1})} \dots\dots\dots (A-5)$$

여기서

$$p(z_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) = \int p(z_t, z_{t-1} | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) dz_{t-1}$$

$$\begin{aligned}
 &= \int p(\varepsilon_t, z_{t-1} | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) d\varepsilon_t = \int p(\varepsilon_t | \lambda_t^i) p(z_{t-1} | \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) d\varepsilon_t \\
 &= \int p(\varepsilon_t | \lambda_t^j) p(Fz_{t-1} | \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) d\varepsilon_t^{23)} \\
 &= \int N(\varepsilon_t : 0, V_i) N(Fz_{t-1} : Fm_{t-1}^j, F\Sigma_{t-1}^j F') d\varepsilon_t \\
 &= \int N(\varepsilon_t : 0, V_i) N(z_t - \Lambda\varepsilon_t : Fm_{t-1}^j, F\Sigma_{t-1}^j F') d\varepsilon_t \\
 &= \int N(\Lambda\varepsilon_t : z_t - Fm_{t-1}^j, F\Sigma_{t-1}^j F') N(\varepsilon_t : 0, V_i) d\varepsilon_t \\
 &= \int N(z_t : Fm_{t-1}^j, F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_i \Lambda') N(\varepsilon_t : \chi, \xi^{-1}) d\varepsilon_t^{24)} \\
 &= N(z_t : Fm_{t-1}^j, F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_i \Lambda')
 \end{aligned}$$

이므로 결국  $p(z_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) = N(z_t : Fm_{t-1}^j, F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_i \Lambda')$ 을 얻는다.

따라서 식 (A-5)의 우변의 분자는

$$\begin{aligned}
 &p(y_t | z_t) p(z_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) \\
 &= N(Hz_t : y_t, \sigma_w^2) N(z_t : Fm_{t-1}^j, F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_i \Lambda') \\
 &= N(y_t : HFm_{t-1}^j, \sigma_w^2 + H[F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_i \Lambda'] H') N(z_t : \chi_{i,j}, \xi_{i,j}^{-1})^{25)} \dots (A-6)
 \end{aligned}$$

여기서  $\xi_{i,j}^{-1} = [(F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_i \Lambda')^{-1} + H' H / \sigma_w^2]^{-1}$ ,

$$\chi_{i,j} = \xi_{i,j}^{-1} [H' y_t / \sigma_w^2 + (F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_i \Lambda')^{-1} Fm_{t-1}^j]$$

여기까지의 수식들은 식 (A-5) 즉 베이지안 추차공식 가운데 필터링공식을 풀기 위한 것이었다. 식 (A-5)의 좌변과 우변을  $Z_t$ 에 대해 적분하면 좌변의 값은 1이 되므로 그 뒤 우변의 분모를 좌변으로 옮겨 다음의 식을 얻는다.

$$p(y_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) = \int p(y_t | z_t) p(z_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) dz_t$$

22) 우리는 사실상  $t=1$ 期에서부터 출발하고 있다.

23) 여기서 행렬  $F$ 가 가역이라는 성질은 아주 중요한 역할을 한다.

24) 다변량 정규분포의 곱의 공식을 사용하였음.

25) 다변량 정규분포의 곱의 공식을 사용하였음.

다음으로 식 (A-2)에 의하여 적분기호안의 確率密度 函數를 곱한 뒤  $Z_t$ 에 대해 적분하면 다음과 같이 식 (A-5)의 분모에 해당하는 條件附 確率密度 函數를 얻는다.

$$p(y_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) = N(y_t : HFm_{t-1}^j, \sigma_w^2 + H[F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_t \Lambda'] H')$$

$$= \frac{\exp(-\frac{1}{2} \frac{(y_t - HFm_{t-1}^j)^2}{\sigma_w^2 + H[F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_t \Lambda'] H'})}{\sqrt{2\pi(\sigma_w^2 + H[F\Sigma_{t-1}^j F' + \Lambda V_t \Lambda'] H')}} \dots\dots\dots (A-7)$$

그리고 식 (A-6)과 식 (A-7)을 식 (A-5)에 대입하면 필터링 밀도함수는 다음과 같음을 알 수 있다.

$$p(z_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_t) = N(z_t : \chi_{i,j}, \xi_{i,j}^{-1}) \dots\dots\dots (A-8)$$

한편, 우도함수를 구성하는 데 있어서 우리가 필요로 하는 관측치의 條件附 確率 密度 函數는 베이즈공식에 의하여 다음과 같이 주어지는데 우리가 초기 (즉 t=1期)부터 계산을 시작하면, 이미  $p(\lambda_0^1 | Y_0) = \alpha$  이 주어졌으므로, 관측치의 조건부 확률밀도함수의 값을 구할 수 있다.

$$p(y_t | Y_{t-1}) = \sum_{i,j=0}^1 p(y_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) p(\lambda_t^i), p(\lambda_{t-1}^j | Y_{t-1})$$

우리는 이제까지 t-1기에서 출발하여 t기의 관측치의 條件附 確率密度 函數를 구하였는데 이제 다시 t기에서 출발하여 t+1기의 관측치의 조건부 확률밀도 함수를 구하기 위하여서는  $p(z_t | \lambda_t^i, Y_t)$ 가 다변량 정규분포의 형태로 주어지고 뿐만 아니라  $p(\lambda_t^i | Y_t)$ 의 값도 계산되어야 할 것이다.

우선 베이즈공식에 의하여 다음의 관계식이 얻어지므로

$$p_{t-1}^{i,j} \equiv p(\lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j | Y_t) = \frac{p(y_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_{t-1}) p(\lambda_t^i) p(\lambda_{t-1}^j | Y_{t-1})}{p(y_t | Y_{t-1})}$$

이 확률을 j에 대하여 합하면  $p_t^i = p(\lambda_t^i | Y_t) = \sum_{j=0}^1 p_t^{ij}$ 을 구할 수 있다. 그리고 식 (A-8)에서 얻어진 다변량 정규분포를  $\lambda_{t-1}^j$ 에 대하여 혼합축약함으로써  $p(z_t | \lambda_t^i, Y_t)$ 를 하나의 다변량 정규분포로 조사한다. 즉

$$p(z_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_t) = N(z_t : x_{ij}, \xi_{ij}^{-1}) \equiv N(z_t : m_t^{ij}, \Sigma_t^{ij})$$

이라고 정의한 뒤 (A-4)에 의하여 다음과 같은 식을 얻는다.

$$\begin{aligned} p(z_t | \lambda_t^i, Y_t) &= \sum_{j=0}^1 p(z_t | \lambda_t^i, \lambda_{t-1}^j, Y_t) \frac{p_t^{ij}}{p_t^i} = \sum_{j=0}^1 N(z_t : m_t^{ij}, \Sigma_t^{ij}) \frac{p_t^{ij}}{p_t^i} \\ &\approx N(z_t : m_t^i, \Sigma_t^i) \\ \Sigma_t^i &= \sum_j \frac{p_t^{ij}}{p_t^i} [ \Sigma_t^{ij} + (m_t^{ij} - m_t^i)(m_t^{ij} - m_t^i)' ], \\ m_t^i &= \sum_j m_t^{ij} \frac{p_t^{ij}}{p_t^i} \end{aligned}$$

이와 같이  $p(\lambda_t^i | Y_t)$ 의 값이 계산되었을 뿐 아니라,  $p(z_t | \lambda_t^i, Y_t)$ 가 하나의 다변량 정규분포의 확률 밀도함수로 표현하였으므로 t+1期로 넘어가 이제까지 행한 것과 똑같은 방식으로  $p(\lambda_{t+1}^r | Y_{t+1})$ ,  $p(z_{t+1} | \lambda_{t+1}^r, Y_{t+1})$ ,  $p(y_{t+1} | Y_t)$  등을 차례로 구한다. 이렇게 구하여진  $p(y_t | Y_{t-1})$ 들을 이용하여 우도함수는 다음과 같이 얻어진다.

$$p(Y_T | \Theta) = \{ \prod_{t=1}^T p(y_t | Y_{t-1}, \Theta) \} p(y_0 | \Theta) \dots\dots\dots (A-9)$$

# 輸出價格變動과 換率運用 指標

金宗萬\*

## 요약

實證分析의 결과 원/달러 名目換率의變動과 名目實效換率, 製品 單位當 勞務費로 디플레이트한 實質實效換率 및 달러貨를 제외한 다른 主要 輸出相對國 通貨에 대한 名目實效換率 등은 輸出價格의變動을 說明할 수 있는 것으로 파악되었다. 따라서 輸出의 價格競爭力을 유지하기 위하여서는 이들을 換率運用的 指標로 사용하는 것이 합리적일 것이다.

또한 換率運用指標로 선정할 수 있는 각 換率指標의變動이 輸出價格에 미치는 影響의 크기를 기준으로 우리나라 換率水準의 적정성을 평가한 결과 1994년 1/4分期 원貨의 換率水準은 1985년에 비하여 약 2% 정도 平價切下된 수준인 것으로 나타났다. 1985년 우리나라의 貿易收支가 거의 均衡을 이루었음을 감안할 때 1994년 초의 원貨 換率은 輸出에 惡影響을 미칠 정도로 平價切上된水準은 아닌 것으로 판단된다.

## I. 序 論

우리나라와 같이 經濟의 對外依存도가 높을 경우 換率을 適正한水準에서 運用하는 것이 중요한 과제이다. 經濟의 開放化·國際化가 진전될수록 換率運用과 관련된 문제는 더욱 중요해진다. 外國과의 去來가 더욱 빈번해지고 그 規模가 커지기 때문에 換率이 적정한 수준에서 조금만 이탈하여도 經濟全般에 커다란 惡影響을 미칠 수 있기 때문이다.

\* 本院 研究委員

한 나라가 換率을 어떻게 運用하느냐는 문제는 그 나라가 처한 經濟的인 상황과 추구하고자 하는 目標에 따라 달라질 수 있다. 國內 景氣가 침체되고 失業率이 증가하는 상황에서는 輸出增大를 통한 景氣活性化를 추구하기 위하여 自國의 通貨를 平價切下시키는 것이 좋을 것이다. 반면 國內 景氣가 과열되고 貿易收支가 大規模 黑字를 기록하고 있는 상황에서 海外로부터의 資金流入과 이에 따른 通貨膨脹으로 인하여 物價上昇이 우려되는 경우에는 自國의 通貨를 平價切上시키는 것이 바람직할 것이다.

실제로 換率政策을 樹立함에 있어서 어떤 換率指標를 기준으로 할 것이냐에 대한 판단은 추구하는 目標에 따라 달라질 수 있을 것이다. 그런데 우리나라의 경우 國內 市場이 협소한 관계로 生産되는 많은 製品의 약 30% 정도는 海外市場에 輸出하기 위한 것이다. 따라서 輸出의 經濟成長에 대한 기여도는 매우 높다. 우리나라가 輸出하는 製品에 대한 需要의 價格彈力性이 상당히 크기 때문에 換率이 적정수준 이상으로 平價切上될 경우 輸出에 미치는 惡影響은 매우 큰 것으로 分析되고 있다<sup>1)</sup>.

輸出을 決定하는 요인을 크게 輸出品의 價格과 輸出品에 대한 需要로 나누어 볼 때 換率의 變動은 輸出價格의 變動을 통하여 輸出物量이나 輸出金額에 影響을 미치는 것으로 이해되고 있다. 즉 海外 需要者들의 所得水準이나 輸出品의 品質 등이 주어진 경우 換率의 變動이 輸出品에 대한 需要에 影響을 미치지 못하고 다만 外國通貨로 표시된 輸出品의 價格의 變動, 나아가서는 다른 나라 製品과 비교한 相對價格의 變動을 통하여 輸出에 影響을 미치는 것으로 판단된다. 따라서 換率을 적정한 水準에 安定시킴으로써 輸出의 價格競爭力을 유지하는 것이 換率政策의 중요한 課題 중의 하나이다.

이와 같은 관점에서 각 換率指標의 變動이 輸出價格에 미치는 直接的인 影響을 推定해 보고, 輸出品의 價格競爭力을 維持할 수 있도록 하기 위해 換率을 運用함에 있어서 어떤 指標를 중심으로 할 것이며, 換率水準의 適正性을 評價하는 방법 등을 고찰해 보았다. 이 글의 構成은 다음의 第Ⅱ節에서는 換率運用의 指標로 삼을 수 있는 여러 가지 換率指數의 推移를 살펴보았다. 第Ⅲ節에서는 각 換率指數의 變動과 輸出價格과의 關係를 實證的으로 分析하고, 第Ⅳ節에서는 그 結果를 기준으로 換率運用 指標를 選定하는 方法 및 換率水準의 適正性을 評價하는 문제를 고찰해 보았다. 마지막으로 第Ⅴ節에서는 研究結果를 요약하고 結論을 정리하였다.

1) 우리나라 輸出物量의 價格(달러貨 表示) 彈力性은 2~3인 것으로 推定되고 있다. 朴元巖(1989) 및 金宗萬(1994a) 등 참조.

## II. 우리나라 換率推移

### 1. 對美 달러 名目換率 推移

원/달러 名目換率は 1975년부터 1979년까지 5년간에 걸쳐서 1달러당 484원으로 고정되었다<sup>2)</sup>. 對美 달러 名目換率が 固定된 기간 동안 우리나라는 美國에 비하여 월등히 높은 物價上昇率을 기록하였기 때문에 對美 달러 實質換率は 상당히 큰 폭으로 平價切上되었다. 그 결과 우리나라 輸出品의 價格競爭力이 약화되고 輸出不振의 원인이 되고 있다는 주장이 강력하게 대두되었다. 특히 1979년 말부터 시작된 2次 石油波動으로 인한 輸出不振을 타개하기 위하여 1980년 1월 원/달러 名目換率을 1달러당 580원으로 조정하였다.

名目換率が 長期間 固定될 경우 物價의 相對的인 變動으로 인하여 實質換率が 均衡水準에서 이탈하기 때문에 야기되는 문제를 피하기 위하여 1980년 2월부터는 管理當局이 物價水準, 國際收支 등을 감안하여 換率을 調整하는 制度로 이행하였다. 이와 동시에 元貨의 交換價値를 美國 달러貨에만 연계시킬 경우 달러貨가 엔, 마르크 등 다른 主要 通貨에 대하여 平價切上될 경우 元貨도 이들 通貨에 대하여 自動的으로 平價切上되는 폐단을 막기 위하여 元貨의 價値를 달러貨와 함께 엔, 마르크, 파운드, 프랑 등 主要 通貨 「바스켓」(basket)에 연계시키는 制度로 이행하였다<sup>3)</sup>.

1980년 1/4分期부터 1994년 1/4分期까지 우리나라를 비롯하여 日本, 臺灣, 싱가포르 등 아시아 主要國 通貨의 美國 달러貨에 대한 名目換率의 變動推移는 (圖 1)에 표시되어 있다<sup>4)</sup>. 이 圖表에서 원/달러 名目換率は 1980년 1/4分期 平均 약 571에서 1985년 4/4分期 平均 891.4로 약 56.1% 上昇(元貨의 平價切下)하였다. 같은 기간 동안 NT달러/美달러 名目換率は 약 36.1에서 40으로 약 11% 上昇하였다. 이에 대하여 엔/달러 換率は 약 243.5에서 207.1로 약 15% 下落(엔貨의 平價切上)하였으며 싱가포르달러/美달러 換率は 약 2.

2) 원/달러 換率は 1974년 12월 7일 1달러당 397.5원에서 484원으로 조정되었으며 1달러당 580원으로 조정된 것은 1980년 1월 12일이다.

3) 複數通貨 「바스켓 펙」制度로 이행한 것은 1980년 2월 27일이다.

4) (圖 1) 및 다음에서 實質換率과 實質實效換率을 산출하기 위하여 사용한 換率は 期間平均換率(IFRS의 line 'rf')이다.

174에서 2.122로 약 2% 下落하였다.

1980년부터 1985년까지 원/달러 換率의 上昇比率이 엔/달러 換率이나 NT달러/美달러 및 싱가포르달러/美달러 換率 등의 상승폭에 비하여 높았다. 따라서 이 기간 동안 名目換率의 상대적인 變動만을 고려할 때 우리나라 輸出企業들은 日本이나 臺灣, 싱가포르 등 主要 競爭國에 비하여 유리한 입장에 놓였던 것으로 판단된다.

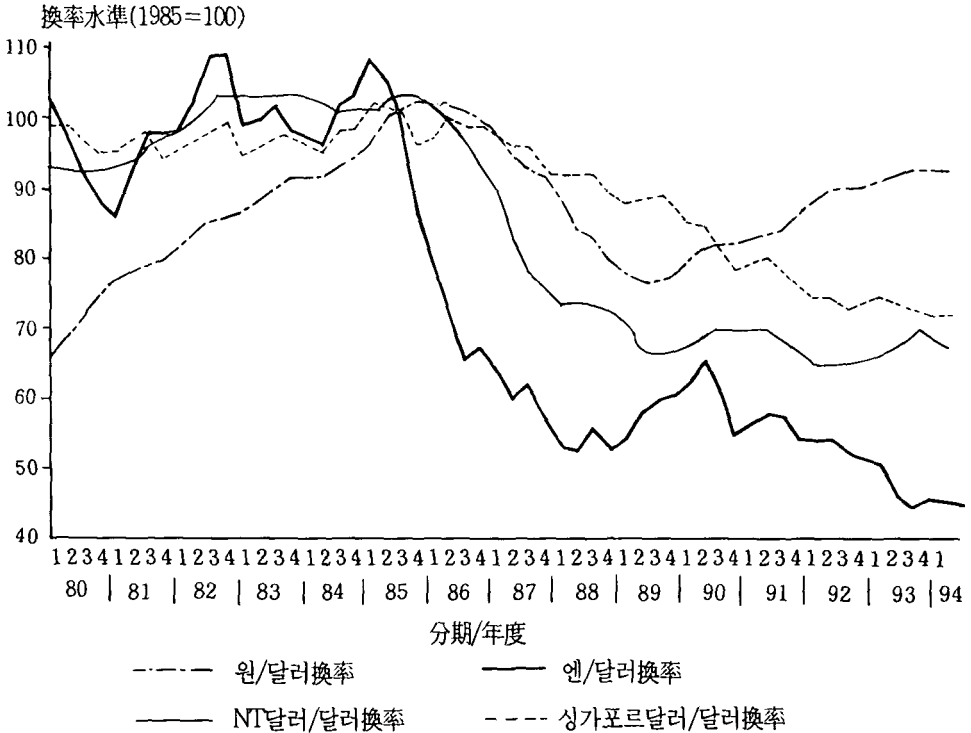
1980년부터 美國의 貿易收支 赤字規模는 급격하게 팽창하기 시작하였다. 美國의 貿易赤字는 달러貨가 高評價되었기 때문이라고 인식한 主要 7個國(G7)의 財務長官 및 中央銀行總裁들은 1985년 「플라자」會議에서 달러貨를 엔, 마르크 등 主要 通貨에 대하여 平價切下시키기로 合議하고 中央銀行들이 外換市場에 介入하여 달러貨를 賣却하고 엔貨와 마르크貨를 買入하였다. 이에 따라 1985년 중반 이후 달러貨는 엔, 마르크 등 主要 通貨에 대하여 平價切下되기 시작하였다.

같은 시기에 美國은 당시 自國과의 貿易에서 黑字를 기록하고 있던 우리나라와 臺灣 등 아시아 新興工業國들의 通貨를 平價切上시키도록 압력을 가하였다. 1986년부터 우리나라의 經常收支가 黑字로 전환되어 海外部門으로부터의 通貨膨脹이 급격하게 진행되었다. 이와 같은 상황에서 원/달러 換率은 1986년부터 점진적으로 하락하기 시작하였으며 1989년 2/4分期까지 약 25% 下落하였다<sup>5)</sup>.

換率의 平價切上和 1987년 이후 격화된 勞使紛糾 및 이로 인한 賃金の 급격한 상승 등으로 우리나라 輸出品의 價格競爭力은 급속하게 低下되기 시작하여 1990년부터는 貿易收支가 赤字를 기록하게 되었다. 이에 따라 輸出競爭力을 회복하기 위하여서는 換率이 平價切下되어야 한다는 주장이 대두되었으며 1989년 3/4分期부터 원/달러 換率은 점차 上昇하기 시작하였다. 그런데 원/달러 換率이 지속적으로 상승할 경우 輸出을 증가시키기 위하여 換率을 의도적으로 平價切下하고 있다는 의혹을 살 우려가 있었다. 이와 같은 점을 고려하여 1990년 3월부터는 換率決定에 있어서 外換市場의 需給狀況을 어느 정도 반영하는 市場平均換率制度로 이행하였다. 새로운 換率制度로 이행된 후 원/달러 換率은 지속적

5) 1989년 2/4分期 중 원/달러 平均換率은 666.88이었다.

[圖 1] 對美 달러 名目換率 推移



으로 상승하여 1994년 1/4分期 平均은 약 807.8에 이르렀다.

1985년부터 1994년 初까지 원貨의 美國 달러貨에 대한 平價切上 比率은 日本이나 臺灣, 싱가포르 등 主要 競爭國 通貨의 美國 달러貨에 대한 平價切上 比率보다 상대적으로 작았다. 즉 1994년 1/4分期 中 원/달러 換率平均은 1985년 平均에 비하여 약 7% 下落하였다. 이에 대하여 같은 기간 中 싱가포르달러/美달러 換率은 약 28% 下落하였으며 NT달러/美달러 換率은 약 32% 下落하였다. 더욱이 1994년 1/4分期 中 엔/달러 換率平均은 1985년 平均에 비하여 약 55% 下落한 것으로 나타나고 있다. 따라서 1985년 이후 원貨는 이들 競爭國 通貨에 대하여 平價切下되었으며 이와 같은 換率의 상대적인 變動은 우리나라 輸出에 유리한 요인으로 작용하였을 것이다.

## 2. 對美 달러 實質換率 推移

外換市場에서 通貨間 交換에 있어서 적용되는 名目換率에 해당되는 두 나라 物價水準의 逆數를 곱한 것이 實質換率이다<sup>6)</sup>. 그런데 物價水準은 대개 基準年度의 物價水準과 비교한 指數(index)로 나타내고 있다. 따라서 實質換率은 기준연도의 名目換率에 대한 각 기간 名目換率의 상대적인 수준을 나타내는 指數에 物價指數 比率의 逆數를 곱하여 산출한다<sup>7)</sup>. 이때 비교하는 物價指數에 따라 여러 가지 實質換率指數가 산출될 수 있다.

1985년을 基準年度로 할 때 우리나라와 美國의 生産者物價와 消費者物價 및 製品 單位當 勞務費의 상대적인 變動을 감안하여 산출한 對美 달러 實質換率指數의 變動推移는 [圖 2]에 나타나 있다<sup>8)</sup>. 이 圖表에서 生産者物價를 기준으로 한 實質換率은 1980년부터 1985년까지 점진적으로 上昇(원貨의 平價切下)한 것으로 나타나고 있다. 즉 1980년 1/4 分期 약 79.1에서 1985년 4/4分期에는 약 102로 약 29% 상승하였다<sup>9)</sup>.

生産者物價基準 對美 달러 實質換率은 1986년부터 점진적으로 하락하기 시작하여 1989년 3/4分期에는 약 82까지 하락하였으며 그 이후부터는 점차 上昇한 것으로 나타나고 있다. 1994년 1/4分期에는 약 90에 이르러 1985년 평균에 비하여 약 10% 下落하였다. [圖 1]과 [圖 2]를 비교할 때 1980년 이후 1994년 1/4分期까지 對美 달러 生産者物價基準 實質換率과 名目換率의 變動推移는 유사한 것을 알 수 있다.

消費者物價基準 實質換率指數는 1980년 1/4分期에 약 75.1에서 1985년 4/4分期에 약 102.8로 약 37% 상승하였으며, 1986년부터는 점차 하락하여 1989년 3/4分期에는 약 73.7 수준에 도달하였다. 1989년 3/4分期부터는 점진적으로 上昇하기 시작하여 1994년 1/4分期에는 약 76.6에 이르렀다. 1994년 1/4分期 消費者物價基準 對美 달러 實質換率은 1985년 평균에 비하여 약 23% 하락한 것으로 나타나고 있어서 生産者物價基準 實質換率의 下落幅에 비하여 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 이는 같은 기간 동안 우리나라 消費者物價

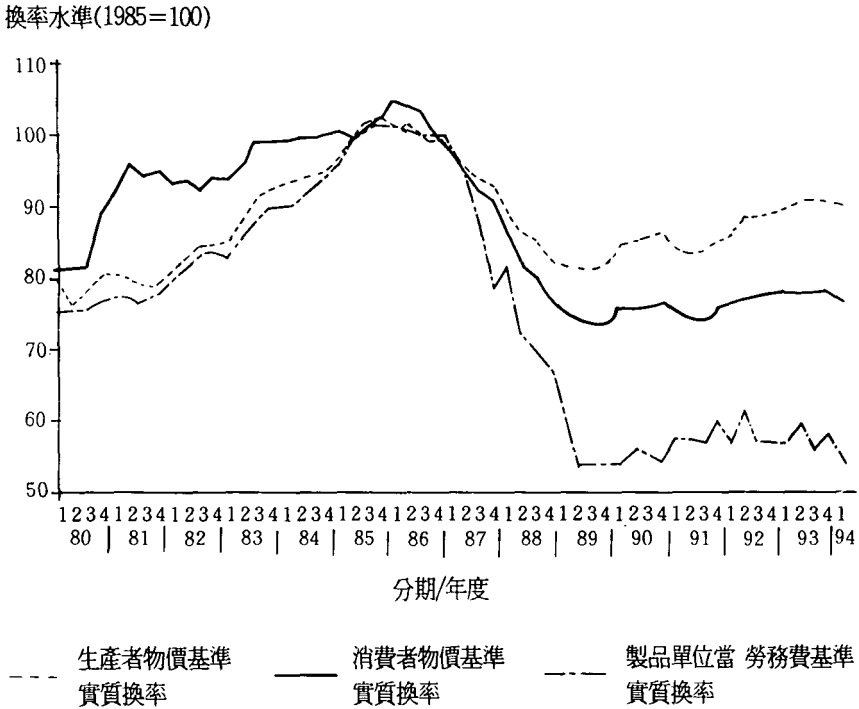
6) 經濟學에서는 實質換率을 非交易財의 價格 對 交易財價格의 비율로 정의하는 경우도 있다.

7) 원/달러 實質換率指數 = 원/달러 名目換率指數 × (美國物價指數/韓國物價指數).

8) 우리나라와 美國의 物價指數는 IMF의 IFS의 物價指數 資料이며 美國의 製品 單位當 勞務費는 OECD 資料이고 우리나라 製品 單位當 勞務費는 韓國生産性本部 製造業 資料이다.

9) 같은 기간 동안 원/달러 名目換率이 약 56% 상승하였으므로 우리나라 生産者物價의 上昇率이 美國에 비하여 상대적으로 높았음을 알 수 있다.

〔圖 2〕 對美 달러 實質換率 推移



의 상승폭이 生産者物價에 비하여 상대적으로 컸기 때문이다.

製品 單位當 勞務費基準 實質換率指數는 1980년 1/4分期 81.1에서 1985년 4/4分期에 약 101.4로 상승하기까지 두 단계에 걸쳐서 상당히 큰 폭으로 상승한 것을 알 수 있다. 즉 1980년 3/4分期부터 1981년 2/4分期에 걸쳐서 약 14 포인트 상승하였으며 이후 1983년 1/4分期까지 다소 하락하였으나 1983년 2/4分期부터 1983년 3/4分期까지 약 5 포인트 상승한 후 1985년까지 거의 안정된 것으로 나타나고 있다.

1980년 이후 製品 單位當 勞務費基準 實質換率指數는 세 가지 實質換率指數 중 가장 큰 폭으로 하락하였다. 특히 1987년 1/4分期부터 1989년 2/4分期에 이르는 약 2년 반 동안에 製品 單位當 勞務費基準 實質換率指數는 약 98.2에서 53.5로 약 45 포인트(약 46%) 하락한 것으로 나타나고 있다. 이는 당시 극심한 勞使紛糾 과정에서 勤勞者의 賃金이 큰

폭으로 상승함에 따라 製品 單位當 勞務費도 대폭 상승하였기 때문이다.

### 3. 實效換率의 變動推移

實效換率指數를 산출하기 위하여서는 먼저 각 通貨에 대한 換率指數에 적용할 加重值를 산정하여야 하는 바, 이때 해당 國家와의 交易(輸出+輸入)比重을 사용하는 것이 일반적이다. 그런데 輸出價格의 變動과 관련하여 實效換率을 산출함에 있어서는 해당 國家에 대한 輸出比重을 기준으로 加重值를 산출하는 것이 보다 합리적일 것이다.

실제로 實效換率을 산출함에 있어서 世界 모든 通貨에 대한 換率의 變動을 감안하기는 어렵기 때문에 우리나라와의 交易比重이 높은 나라의 通貨에 대한 換率을 중심으로 계산한다. 輸出比重을 중심으로 계산할 경우 전통적으로 우리나라의 主要 輸出對象國은 美國, 日本, 香港, 獨逸, 英國, 캐나다, 오스트레일리아, 프랑스, 파나마, 네덜란드, 사우디아라비아 등이며 최근 들어 싱가포르, 臺灣, 인도네시아, 말레이시아 등 아시아 國家에 대한 輸出比重이 높아지고 있다. 또한 1992년 韓·中 國交樹立 이후 中國에 대한 輸出이 급증하고 있다.

本 研究에서는 資料의 入手 可能性 등을 고려하여 美國, 日本, 獨逸, 英國, 캐나다, 오스트레일리아, 臺灣, 싱가포르 등 8個國 通貨에 대한 實效換率을 기준으로 하였다<sup>10)</sup>. 또한 각 나라에 대한 輸出比重의 變化를 신속하게 반영하기 위하여 基準年度의 輸出比重으로 加重值를 고정시키지 않고 각 年度의 加重值는 당해 年度의 輸出比重으로 산출하였다.

10) 獨逸, 프랑스, 네덜란드, 벨기에 등의 ERM國家들은 通貨間 換率을 일정한 범위 내에서만 變動하도록 規制하고 있으며 이와 같은 地域換率體系가 유지될 수 있도록 通貨, 金利 등 巨視經濟政策을 조정하고 있다. 따라서 이들 國家들의 通貨에 대한 換率을 個別的으로 고려하지 않고 기준이 되는 獨逸 마르크貨에 대한 換率만을 고려하고 나머지 國家들에 대한 輸出比重은 마르크貨에 대한 換率에 적용하는 加重值에 가산하였다. 또한 우리나라 輸出의 90% 정도가 美國 달러貨로 決済되고 있는 점을 감안할 때 달러貨에 대한 換率에 적용하는 加重值는 美國에 대한 輸出의 比重보다 높게 하는 것이 합리적일 것으로 판단된다. 또한 美國 달러貨는 固定換率體系가 붕괴된 후에도 國際적으로 가장 중요한 機軸通貨(hub currency)의 역할을 수행하고 있기 때문에 많은 나라들이 自國通貨의 交換價値를 달러貨의 價値에 연계시키고 있다. 우리나라의 主要 輸出相對國인 파나마와 香港, 사우디아라비아 등은 美國 달러貨를 사용하거나 美國 달러貨에 대한 固定換率을 채택하고 있다. 이와 같은 점들을 고려하여 달러貨에 적용한 加重值는 다른 通貨에 적용한 加重值를 제외한 나머지로 하였다.

〈表 1〉 實效換率 算定에 적용할 加重值의 變動 推移

國 家	1970	1975	1980	1985	1990	1991	1992
美 國	0.588	0.528	0.628	0.681	0.596	0.611	0.637
日 本	0.284	0.255	0.174	0.150	0.194	0.172	0.151
獨 逸	0.063	0.111	0.107	0.064	0.094	0.095	0.081
英 國	0.016	0.032	0.033	0.030	0.027	0.025	0.024
캐 나 다	0.024	0.039	0.020	0.041	0.027	0.023	0.021
臺 灣	0.008	0.012	0.012	0.006	0.019	0.022	0.030
오스트레일리아	0.004	0.012	0.013	0.012	0.015	0.014	0.014
싱 가 포 르	0.013	0.011	0.013	0.016	0.028	0.038	0.042
합 計	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

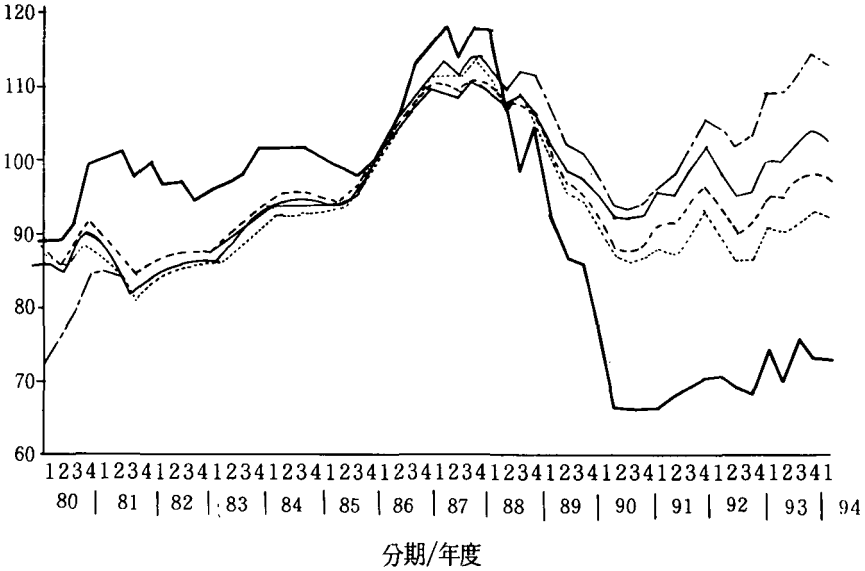
註: 프랑스, 네덜란드, 벨기에, 이탈리아 등 ERM 會員國에 대한 輸出은 獨逸에 대한 輸出에 包含하여 加重值을 산출하였음. 美國에 대한 加重值에는 기타 國家들에 대한 輸出比重이 포함되어 있음. 輸出金額은 通關基準으로 집계한 자료임.

이와 같은 方法으로 산출한 결과 각 나라의 通貨에 적용된 加重值의 變動推移는 〈表 1〉과 같다. 이 表에서 美國 달러貨에 대한 加重值은 약 0.53 내지 0.68인 것으로 나타나고 있다. 최근 들어 美國에 대한 輸出比重이 점차 하락하고 있으나 1992년 달러貨에 대한 換率에 적용할 加重值은 약 0.64로 상당히 높은 것으로 계산되었다. 이는 其他 國家에 대한 輸出比重이 상승하고 있고 이들 國家에 대한 輸出比重을 美國에 대한 輸出比重에 包含하였기 때문이다.

〔圖 3〕에는 1980년부터 1992년까지의 主要 8個國 通貨에 대한 名目實效換率과 生産者物價와 消費者物價 및 製品 單位當 勞務費의 상대적인 變動을 감안한 實質實效換率指數의 變動이 나타나 있다. 또한 生産者物價와 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率指數에 우리나라 輸出企業의 製品製造原價 중 材料費와 勞務費가 차지하는 비중을 加重值로 적용하여 平均한 生産原價基準 實質實效換率指數의 變動推移도 표시되어 있다.

〔圖 3〕 實效換率의 變動 推移

換率水準(1985=100)



-----	-----	-----	-----	-----
名 目	生産者物價基準	消費者物價基準	製品單位當勞務費基準	生産原價基準
實效換率	實質實效換率	實質實效換率	實質實效換率	實質實效換率

1985년 평균을 100으로 할 때 名目實效換率은 1980년 1/4分期의 약 72.5에서 점차 上昇(원貨의 平價切下)하여 1986년 3/4分期에는 약 113.5에 이르렀다<sup>11)</sup>. 원/달러 名目換率은 1986년부터 하락하기 시작하였음에도 불구하고 名目實效換率이 1986년 3/4分期까지 계속 상승한 것으로 나타나는 이유는 1985년 중반 이후 엔/달러, 마르크/달러 등 主要換率이 상당히 빠른 속도로 하락하여 원貨가 엔, 마르크 등에 대하여 平價切下되었기 때문이다. 1986년 4/4分期부터 名目換率指數는 점차 하락하기 시작하여 1989년 3/4分期에는 약 93.3에 도달하였으며 그 이후부터는 점차 상승하여 1992년 4/4分期에는

11) (表 1)에서 보는 바와 같이 美國 달러貨에 대하여 적용한 加重値는 실제로 美國에 대한 輸出의 比重에 비하여 상당히 높다. 그런데 1985년 이후 원貨가 달러貨에 대하여서는 平價切上된 반면 엔, 마르크, NT달러 등 다른 主要通貨에 대하여서는 平價切下되었다. 따라서 (圖 3)에 나타난 각 實效換率指數는 실제 貿易比重을 가중치로 적용한 경우에 비하여 1985년 이후는 상대적으로 낮게 추정되었을 것이다.

약 113.2에 도달한 것으로 나타나고 있다.

生産者物價基準 實質實效換率指數는 1980년 1/4分期的 약 88.1에서 1986년에는 2/4分期 약 109.7까지 상승하였으며 1986년 3/4分期부터는 점차 하락하여 1989년 3/4分期에는 92.2까지 하락하였다. 1989년 4/4分期부터는 점차 상승하여 1992년 4/4分期에는 약 102.9에 이른 것으로 나타나고 있다. 전체적으로 볼 때 消費者物價基準 實質實效換率指數의 움직임은 生産者物價基準 實質實效換率指數의 움직임과 유사한 것으로 나타나고 있다. 다만 1992년 4/4分期 消費者物價基準 實質實效換率指數가 약 92.4로 生産者物價基準 實質實效換率指數에 비하여 상대적으로 낮다. 이는 主要國과 비교할 때 1985년 이후 우리나라 消費者物價의 상대적인 상승폭이 生産者物價의 상대적인 상승폭에 비하여 컸기 때문이다.

製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率指數는 1980년의 약 90 水準에서 1981년에 약 100으로 상승한 후 1985년 3/4分期까지 95 내지 100 사이에서 안정되었던 것으로 나타나고 있다. 그러나 1985년 4/4分期부터는 빠른 속도로 상승하여 1986년 1/4分期부터 1987년 2/4分期까지는 110을 상회하였으며, 1987년 3/4分期부터 급격하게 하락하기 시작하여 1989년 3/4分期에는 66.3 수준에 도달하였다. 1990년 1/4分期부터 다소 상승하기 시작하여 1992년 4/4分期에는 약 74.4를 기록하였다.

生産原價基準 實質實效換率은 1987년 2/4分期까지는 生産者物價基準 實質實效換率指數에 비하여 다소 높은 수준을 유지하였다. 그러나 그 이후부터는 生産者物價基準 實質實效換率指數보다 낮은 수준을 유지하고 있다. 따라서 1987년 이후 生産者物價의 상대적인 상승에 비하여 製品 單位當 勞務費의 상승이 輸出企業의 製造原價에 큰 부담을 주게 된 것으로 해석할 수 있다. 실제로 輸出企業의 製造原價 중 勞務費가 차지하는 比重은 1987년 9.1%에서 1992년 12.6%로 상승하였다<sup>12)</sup>.

12) 韓國銀行, 『기업경영분석』 참조.

### III. 換率變動과 輸出價格

#### 1. 輸出價格 方程式

앞에서 여러 가지 換率指標의 變動推移를 살펴보았다. 換率運用의 目標을 輸出의 價格競爭力 유지에 국한시킬 경우 각 輸出價格의 變動을 가장 잘 說明하는 換率指標를 중심으로 運用하는 것이 합리적일 것이다.

각 換率指標의 變動이 輸出價格에 미치는 影響의 크기를 추정하기 위하여서는 먼저 輸出價格을 결정하는 函數를 정의하고 이로부터 輸出價格의 變動을 說明하는 計量模型을 유도한 다음 실제 資料를 사용하여 計量模型을 추정하는 것이 순서일 것이다.

많은 實證分析에서 우리나라 輸出價格(美國 달러表示)에 영향을 미치는 要素에는 輸出物量, 輸出品 製造原價와 원貨 및 엔貨의 換率인 것으로 파악되고 있다<sup>13)</sup>. 이 중 輸出品 製造原價의 構成要素를 材料費와 勞務費 및 經費로 보고 이들 原價要素는 輸入品の 國內價格과 生産者物價 및 製品 單位當 勞務費와 金利에 따라 결정되는 것으로 해석할 경우 輸出價格 函數를 다음 式 (1)과 같이 나타낼 수 있다<sup>14)</sup>.

$$XP = F(XQ, C(MP, PP, UC, IR), WR, YS) \dots\dots\dots (1)$$

여기서  $XP$ 는 달러表示 輸出價格

$XQ$ 는 輸出物量

$MP$ 는 원貨表示 輸入價格

$PP$ 는 生産者物價

$UC$ 는 製品 單位當 勞務費

13) 金宗萬(1992, 1994a) 참조.

14) 이 글에서 輸出物量, 輸出價格 등은 우리나라 전체 輸出의 物量指數와 달러貨로 표시된 價格指數를 표시하는 綜合指數(aggregated index)를 대상으로 한다. 이 경우 실제 資料를 사용하여 回歸分析한 결과에 aggregation bias가 발생할 위험이 있다.

IR는 利子率

WR는 圓貨換率

YS는 엔/달러換率

式 (1)에서 輸出價格의 變動을 결정하는 各 要素의 變動이 輸出價格에 미치는 遲延效果 (lag effect)를 감안하여 輸出價格을 推定하기 위한 로그線型回歸模型을 定立하면 다음 式 (2)와 같다.

$$\begin{aligned}
 xp_t = & \hat{a} + \sum_{h=0}^a \beta_h xq_{t-h} + \sum_{i=0}^b \gamma_i mp_{t-i} + \sum_{j=0}^c \delta_j pp_{t-j} \\
 & + \sum_{k=0}^d \rho_k uc_{t-k} + \sum_{l=0}^e \theta_l ir_{t-l} + \sum_{m=0}^f v_m wr_{t-m} \\
 & + \sum_{n=0}^g w_n ys_{t-n} + \epsilon_t \dots\dots\dots (2)
 \end{aligned}$$

여기서  $a, \beta, \gamma$  등은 係數

$xp_t, xq_t, mp_t$  등은 각각  $t$ 期  $XP, XQ, MP$ 의 自然로그

$h, i, j \dots$  및  $a, b, c \dots$  등은 自然數

$\epsilon_t$ 는  $t$ 期 誤差項

各 換率指數의 變動이 輸出價格에 미치는 影響의 크기를 비교해 보기 위하여서는 다른 說明變數의 資料와 함께 圓貨 換率指數의 資料를 교대로 사용하여 回歸方程式 (2)를 推定한 결과에 따른 各 圓貨換率指數의 推定係數를 비교해 보면 될 것이다. 輸出價格推定結果의 適正性 評價를 위하여 推定の 適合度나 原價要素價格의 變動이 輸出價格에 미치는 影響과 실제 輸出企業의 價格에서 이들 原價要素가 차지하는 比重을 비교해 볼 수 있을 것이다<sup>15)</sup>.

15) 輸出價格과 輸出物量은 相互 影響을 미치기 때문에 두 變數를 說明하는 方程式은 동시에 결정되는 聯立方程式이다. 따라서 이들 方程式을 通常最少自乘技法을 사용하여 獨立的으로 推定할 경우 이른바 聯立方程式 偏寄로 인하여 誤差가 발생할 수 있다. 그런데 우리나라 輸出物量의

回歸方程式 (2)를 추정함에 있어서 技術的인 문제점은 輸出價格指數의 自然로그를 비롯한 많은 經濟變數의 時系列資料들이 각각 1개의 單位根을 갖는 不安定的이라는 점이다. 이때 說明變數와 被說明變數 사이에 共積分(cointegration)關係가 존재하지 않는 한 水準資料를 사용하여 回歸分析한 결과를 기초로 假說檢證을 할 경우 오류가 발생할 수 있다. 이와 같은 문제를 회피하기 위하여 回歸方程式 (2)에서 각 變數의 時系列資料의 1次差分을 資料에 대한 回歸方程式은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 dxp_t = & a + \sum_{h=0}^a \beta_h dxq_{t-h} + \sum_{i=0}^b \gamma_i dmp_{t-i} + \sum_{j=0}^c \delta_j dpp_{t-j} \\
 & + \sum_{k=0}^d \rho_k duc_{t-k} + \sum_{l=0}^e \theta_l dir_{t-l} + \sum_{m=0}^f \nu_m dwr_{t-m} \\
 & + \sum_{n=0}^g w_n dys_{t-n} + \eta_t \dots\dots\dots (3)
 \end{aligned}$$

여기서  $dxp_t = xp_t - xp_{t-1}$ ;  $dxq_t = xq_t - xq_{t-1}$  등

## 2. 對美 달러 換率變動이 輸出價格에 미치는 影響

각 對美 달러 換率指數의 變動이 輸出價格에 미치는 影響을 비교하기 위하여 1975년 1/4分期부터 1992년 4/4分期까지 分期別 資料를 사용하여 回歸方程式 (3)을 추정한 결과는 <表 2>에 정리되어 있다<sup>16)</sup>.

전체적인 推定의 適合度를 나타내는 自由度 調整後 R<sup>2</sup>은 對美 달러 名目換率을 說明變數로 사용한 경우에 약 0.522로 가장 높고 消費者物價基準 實質換率을 說明變數로 사용한

---

變動이 같은 分期의 輸出價格에 미치는 影響은 크지 않기 때문에 輸出價格方程式을 通常最少自乘技法으로 推定하더라도 聯立方程式 偏倚는 크지 않을 것으로 판단된다. 실제로 手段變數(instrumental variable)를 사용하여 2段階最少自乘技法(two stage least square method)으로 輸出價格 方程式과 輸出物量 方程式을 추정한 결과는 通常最少自乘法으로 추정한 결과와 큰 차이가 없었다(金宗萬, 『換率, 金利 및 賃金變動이 우리나라 輸出에 미치는 影響』 <附錄 A> 참조.)

16) 달러表示 輸出價格과 輸入價格 및 輸出物量指數는 IMF의 IFS資料이다. 元貨로 표시된 輸入價格指數는 달러表示 輸入價格指數와 元/달러 換率指數를 사용하여 산출하였다. 利率率은 商業銀行의 貿易어음 割引率, 商業어음 割引率, 會社債 收益率과 私債市場 利率率을 單純平均한 資料를 사용하였다. 다른 資料는 앞에서 說明한 바와 같다.

경우에 약 0.436으로 가장 낮은 것으로 나타나고 있다. 換率指數 1% 上昇이 輸出價格에 미치는 直接的인 下落效果는 生産原價基準 實質換率을 說明變數로 사용한 경우 가장 크고(약 0.75%) 勞務費基準 實質換率을 說明變數로 사용하는 경우(약 0.54%) 가장 작은 것으로 나타나고 있다. 각 推定結果에서 對美 換率 1% 上昇이 輸出價格에 미치는 下落效果를 平均한 결과는 약 0.66%이다.

〈表 2〉에 정리된 각 推定結果의 適正性을 검토해 보기 위하여 材料費要素의 價格인 輸入價格과 生産者物價 및 消費者物價의 變動이 輸出價格에 미치는 影響의 크기와 輸出企業의 賣出額에서 材料費가 차지하는 比重을 비교해 볼 수 있다<sup>17)</sup>. 對美 달러 名目換率을 說明變數로 사용한 推定の 결과에서 輸入價格이 1% 상승함으로 인한 輸出價格의 上昇效果는 약 0.22%인 것으로 나타나고 있다. 또한 生産者物價가 1% 상승할 경우 輸出價格은 약 0.22% 上昇하는 것으로 推定되었다. 따라서 이 推定에서 材料費要素의 價格이 平均的으로 1% 상승할 경우 輸出價格은 약 0.44% 상승하는 것으로 볼 수 있다. 分析期間 중 輸出企業의 賣出額에 대한 材料費의 比重이 약 58%였음을 감안할 때 이 推定の 결과에서 나타난 材料費要素價格 上昇의 效果는 실제에 비하여 다소 작은 것을 알 수 있다.

生産者物價基準 實質換率을 說明變數로 사용한 推定の 결과에서도 輸入價格 1% 상승

17) 韓國銀行 『기업경영분석』에 따르면 1975~92년 기간 동안 우리나라 輸出企業(賣出額 중 輸出의 比重이 50% 이상인 企業)과 內需企業(內需賣出의 比重이 50% 이상인 企業)의 賣出額에 대한 材料費, 勞務費 및 金融費用의 比重은 다음과 같다.

輸 出 企 業				內 需 企 業			
製 造 材 料 費	勞 務 費		金融費用	製 造 材 料 費	勞 務 費		金融費用
	製 造	管 理			製 造	管 理	
58.1%	9.4%	2.2%	5.3%	61.8%	7.0%	3.2%	5.8%

이 조사에 따르면 1975~92년 기간 동안 輸出企業의 賣出額에 대한 材料費의 比重이 약 58%이므로 輸入價格, 生産者物價 및 消費者物價 등 材料費要素의 價格이 각각 1% 상승함으로 말미암아 輸出價格에 미치는 上昇效果의 합이 0.58%에 가깝게 나타날 경우 推定の 결과가 양호한 것으로 판정할 수 있을 것이다. 반대로 材料費要素價格 上昇效果의 합이 크게 다를 경우에는 推定の 결과에 문제가 있는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 그런데 輸出企業의 賣出에 포함된 內需賣出에 대한 材料費의 比率이 輸出의 경우와 다를 경우 문제가 발생할 수 있다. 같은 기간 동안 內需企業의 賣出額에 대한 材料費의 比率은 약 62%로 조사되고 있다. 따라서 輸出企業의 순수 輸出의 경우 賣出額 대비 材料費의 比率은 58%보다 다소 낮았을 것으로 추정된다.

(表 2) 對美 換率을 이용한 輸出價格 水準 推定結果

說明 變數	推定에 사용된 對美 鎊換率(變動率)				
	名目換率	生産者物價 實質換率	消費者物價 實質換率	勞務費 實質換率	生産原價 實質換率
常 數	-0.0004 (-0.1112)	0.0011 (0.2599)	-0.0022 (-0.6152)	-0.0033 (-0.9394)	0.0003 (0.0712)
輸出物量 變動率 (1~4分期前)	0.1902 (2.8620)	0.2044 (2.5173)	0.2175 (2.9199)	0.1984 (2.8347)	0.1904 (2.5284)
輸入價格 變動率 (當 期)	0.2185 (3.0170)	0.2802 (3.1759)	0.2535 (2.9959)	0.1927 (2.6404)	0.2843 (3.3994)
生産者物價 變動率 (當 期)	0.2179 (1.9045)	-0.2506 (-1.8168)	-0.1023 (-0.8495)	0.2594 (2.0831)	-0.1836 (-1.4866)
勞務費 變動率 (當 期)	0.1023 (1.6446)	0.1066 (1.6525)	0.1102 (1.6357)	-0.2736 (-2.0578)	0.0563 (0.8561)
利子率 變動 (當 期)	0.1811 (0.7556)	0.2199 (0.8281)	0.1646 (0.6331)	0.2063 (0.8500)	0.1553 (0.6129)
對美換率 變動率 (當 期)	-0.4755 (-4.1252)	-0.4320 (-3.2728)	-0.3105 (-2.5953)	-0.4586 (-4.0175)	-0.4530 (-3.6246)
對美換率 變動率 (前 期)	-0.2176 (-2.4765)	-0.2856 (-2.7016)	-0.2821 (-3.0886)	-0.1179 (-2.8778)	-0.2978 (-3.2817)
엔/鎊換率 變動率 (前 期)	-0.1027 (-2.6030)	-0.0996 (-2.1991)	-0.0849 (-1.8913)	-0.1236 (-2.9392)	-0.1049 (-2.4499)
$\bar{R}^{2(1)}$	0.5218	0.4387	0.4355	0.4816	0.4815
$D.W.^{2)}$	2.0563	1.8909	2.0033	2.0242	0.1946
$\rho^{3)}$	-0.2209 (-1.6246)	-0.0507 (-0.3520)	-0.1643 (-1.1055)	-0.2007 (-1.4963)	-0.1024 (-0.7291)

- 註: 1. 推定에 사용된 資料의 期間은 1975년 1/4分期부터 1992년 4/4分期까지임.  
 2. 輸出物量 水準의 影響은 1分期 前부터 4分期 前까지 2次 PDL 技法을 적용하여 추정 한 合計임.  
 3. 誤差項의 1次 自己相關關係를 수정하기 위하여 Cochrane-Orcutt 技法을 적용하였 음.  
 4. ( )안의 숫자는 推定된 係數의 t統計임.  
 1)  $\bar{R}^2$ 은 自由度 조정 후  $R^2$ 임.  
 2)  $D.W.$ 는 Durbin-Watson 統計임.  
 3)  $\rho$ 는 誤差項의 1次 自己相關係數 推定值임.

으로 인한 輸出價格의 상승효과는 약 0.28%인 것으로 나타나고 있다. 生産者物價 1% 상승이 輸出價格에 미치는 直接的인 效果는 약 -0.25%인 것으로 추정되었다. 그런데 生産者物價基準 實質換率 1% 상승이 輸出價格에 미치는 下落效果는 약 0.72%이다. 따라서 生産者物價 1% 상승이 實質換率의 變動을 통하여 輸出價格에 미치는 間接的인 상승효과는 약 0.72%이다<sup>18)</sup>. 이 推定의 結果에서 輸入價格과 生産者物價 등 材料費要素의 가격이 平均 1% 상승할 경우 輸出價格은 약 0.75% 상승하는 것으로 推算할 수 있는 바 이와 같이 推算된 材料費要素價格의 上昇效果는 輸出企業의 賣出額 중 材料費가 차지하는 比重과 비교할 때 상당폭 과대 추정된 것으로 판단된다.

유사한 방법으로 消費者物價基準 實效換率을 說明變數로 사용하여 推定한 結果에서 輸入價格과 生産者物價 및 消費者物價가 각각 1% 상승할 경우 輸出價格에 미치는 上昇效果의 합은 약 0.74%로 推算할 수 있다. 또한 製品 單位當 勞務費基準 實質換率과 生産原價基準 實質換率을 說明變數로 사용하여 추정한 結果에서 材料費要素의 價格이 1% 상승할 경우 輸出價格의 上昇效果는 각각 약 0.45%와 0.72%<sup>19)</sup>인 것으로 推산할 수 있다.

〈表 2〉의 각 推定結果에서 材料費要素價格의 上昇이 輸出價格에 미치는 上昇效果를 輸出企業의 賣出額 중 材料費의 比重과 비교할 때 對美 달러 名目換率과 勞務費基準 實質換率을 說明變數로 사용하여 추정한 結果는 실제 影響에 비하여 다소 작게 나타난 반면 다른 對美 달러 實質換率을 說明變數로 사용하여 추정한 結果에서는 材料費要素價格 上昇의 效果가 실제보다 상당폭 과대 추정된 것으로 판단된다.

材料費要素價格의 上昇效果와 유사한 방법으로 각 推定結果에 나타난 製品 單位當 勞務費의 上昇으로 인한 輸出價格 上昇效果의 適正性도 評價해 볼 수 있다. 1975년부터 1992년까지 우리나라 輸出企業의 賣出額에서 製造勞務費가 차지한 比率는 平均 약 9.4%인 것으로 조사되었으며 一般管理費와 販賣費 중 勞務費에 해당하는 費用의 比率는 약

18) 生産者物價基準 實質換率指數=(원/달러 名目換率指數×美國 生産者物價指數)/韓國 生産者物價指數이다. 이때  $\ln(\text{生産者物價基準 實質換率指數})=\ln(\text{원/달러 名目換率指數})+\ln(\text{美國 生産者物價指數})-\ln(\text{韓國 生産者物價指數})$ 이다. 따라서 〈表 2〉의 두 번째 추정의 結果에서 生産者物價 變動이 輸出價格에 미치는 效果를 파악하기 위하여서는 生産者物價의 係數와 生産者物價基準 實質換率의 係數에 (-1)을 곱하여 합산하여야 된다.

19) 이때 材料費價格 1% 上昇의 效果는 輸入價格 上昇效果 약 0.284%, 生産者物價上昇의 直接效果 약 -0.184% 및 實質換率에 포함된 生産者物價上昇의 效果 약 0.751%의 83%(生産者物價 중 材料費와 勞務費에 대한 材料費의 比率)인 약 0.623%, 도합 약 0.724%이다.

2.2%인 것으로 조사되었다. 따라서 分析期間 중 輸出企業의 賣出額에서 人件費의 比率은 平均 약 11.6%였던 것으로 추산된다. 이와 같은 사실을 감안할 때 輸出價格을 추정 한 결과에서 製品 單位當 勞務費 1% 상승으로 인한 輸出價格의 上昇效果가 0.12% 내외인 경우가 적정한 것으로 판정할 수 있다.

〈表 2〉에서 生産者物價基準 및 消費者物價基準 實質換率을 說明變數로 사용한 경우와 名目換率을 說明變數로 사용하여 推定한 결과에서 製品 單位當 勞務費 1% 상승으로 인한 輸出價格의 上昇效果는 약 0.1% 내외인 것으로 나타나고 있어서 實際 勞務費의 上昇으로 인한 輸出價格의 상승효과와 유사한 것으로 판정할 수 있다. 그러나 生産原價基準 實質換率이나 製品 單位當 勞務費基準 實質換率을 說明變數로 사용하여 추정한 결과에서는 製品 單位當 勞務費가 1% 상승할 경우 輸出價格은 각각 약 0.18%와 0.26% 상승하는 것으로 나타나고 있어서 실제 勞務費 상승의 효과에 비하여 상당폭 과대 추정된 것으로 판단된다<sup>20)</sup>.

〈表 2〉의 각 推定에서 利率은 「세미로그」( $\ln(1 + \text{年間利率})$ )形態로 사용되었다. 따라서 利率의 變動이 輸出價格에 미치는 影響은 다른 說明變數의 變動效果와는 달리 「세미」彈力性이다. 이때 利率 變動이 輸出價格에 미치는 效果는 利率 1% 포인트 變動의 效果이다. 分析期間 동안 利率<sup>21)</sup>은 年利 13%~29% 수준이었으며 期間 중 平均은 약 20% 수준이었다. 따라서 利率 1% 포인트 變動을 比率로 換算하면 약 5%에 해당된다. 1975년부터 1992년까지의 기간 중 輸出企業의 賣出額에 대비한 金融費用의 比率은 약 5%였다. 그러므로 利率 1% 포인트 상승으로 인한 輸出價格의 上昇效果가 약 0.25% 내외로 推定되었을 경우 실제효과와 유사한 것으로 판단할 수 있다.

美國 달러 名目換率을 說明變數로 사용한 경우 利率이 1% 포인트 상승할 때 輸出價格은 약 0.18% 상승하는 것으로 추정되었다. 다른 추정에서는 利率이 1% 포인트 상승할 경우 輸出價格은 약 0.16%(生産原價基準 實質換率을 說明變數로 사용한 경우) 내지

20) 生産原價基準 實質換率을 說明變數로 사용한 경우 製品 單位當 勞務費 1% 상승으로 인한 直接效果는 약 0.06%이다. 이에 生産原價 基準 實質換率 下落效果의 약 17%(製造原價 중 勞務費/(材料費+勞務費)의 비중)을 합하여 약 0.18%인 것으로 추산할 수 있다. 製品 單位當 勞務費基準 實質換率을 說明變數로 사용한 경우 勞務費 1% 上昇의 直接效果 약 -0.27%와 實質換率을 통한 直接效果 약 0.54%를 합하여 약 0.26%이다.

21) 앞으로 說明한 네 가지 利率의 平均.

〈表 3〉 對美 달러 名目換率과 實質換率을 이용한  
輸出價格 變動率 方程式 推定結果

說明 變數	推定에 사용된 對美 달러 實質換率(變動率)			
	生産者物價 實質換率	消費者物價 實質換率	勞務費 實質換率	生産原價 實質換率
常 數	-0.0011 (-0.3373)	0.0001 (0.0452)	-0.0017 (-0.5066)	-0.0008 (-0.2394)
輸出物量 變動率 (1~4分期前)	0.1939 (2.9238)	0.1651 (2.4380)	0.1745 (2.6132)	0.1869 (2.8063)
輸入物價 變動率 (當 期)	0.1742 (1.9629)	0.1901 (2.3234)	0.2255 (3.1272)	0.1893 (2.0979)
生産者物價 變動率 (當 期)	0.4119 (1.7451)	0.3021 (1.8306)	0.1296 (0.9657)	0.3394 (1.4684)
勞務費 變動率 (當 期)	0.0828 (1.2064)	0.1033 (1.6500)	0.2627 (1.1421)	0.1069 (1.5664)
利子率 變動 (當 期)	0.2181 (0.8978)	0.2166 (0.9063)	0.2058 (0.8615)	0.2169 (0.8908)
對美名目換率 變動率 (當 期)	-0.7046 (-2.6667)	-0.7718 (-3.3975)	-0.6496 (-2.7233)	-0.7073 (-2.3838)
對美名目換率 變動率 (前 期)	-0.1977 (-1.5110)	-0.0359 (-0.1887)	-0.0726 (-0.5221)	-0.1245 (-0.7835)
對美實質換率 變動率 (當 期)	0.2643 (0.9582)	0.3279 (1.5142)	0.1612 (0.7022)	0.2621 (0.8404)
對美實質換率 變動率 (前 期)	0.0106 (0.0700)	-0.1887 (-1.0136)	-0.0914 (-1.4970)	-0.0933 (-0.5540)
엔/달러 換率 變動率 (前 期)	-0.1011 (-2.5557)	-0.1160 (-2.8231)	-0.1157 (-2.8861)	-0.1026 (-2.6065)
$\bar{R}^{2(1)}$	0.5124	0.5275	0.5286	0.5142
$D.W.^{(2)}$	2.1055	2.0991	2.0804	2.0978
$\rho^{(3)}$	-0.2523	-0.2243	-0.2175	-0.2480
	(-1.8012)	(-1.6057)	(-1.5322)	(-1.7327)

- 註: 1. 推定에 사용된 資料의 期間은 1975년 1/4分期부터 1992년 4/4分期까지임.  
 2. 輸出物量水準의 影響은 1分期 전부터 4分期 전까지 2次 PDL 技法을 적용하여 추정 한 合계임.  
 3. 誤差項의 1次 自己相關關係를 수정하기 위하여 Cochrane-Orcutt 技法을 적용하였 음.  
 4. ( )안의 숫자는 推定된 係數의 t統計임.  
 1)  $\bar{R}^2$ 은 自由度 調整 후  $R^2$ 임.  
 2)  $D.W.$ 는 Durbin-Watson 統計임.  
 3)  $\rho$ 는 誤差項의 1次 自己相關係數 推定值임.

약 0.22%(生産者單價基準 實質換率을 說明變數로 사용한 경우) 상승하는 것으로 나타났다.

推定の 綜合的인 適合度를 나타내는 自由度 調整後  $R^2$ 과 材料費要素價格과 勞務費, 金利 등의 變動이 輸出價格에 미치는 效果의 適正性 등을 감안할 때 <表 2>에 정리된 推定 結果 중 對美 달러 名目換率을 說明變數로 사용한 結果가 가장 양호한 것으로 판단된다. 이와 같이 對美 달러 名目換率의 變動이 달러貨로 표시된 輸出價格의 變動을 가장 잘 說明하는 이유는 원/달러 名目換率이 變動할 경우 輸出의 收益性이 즉각적으로 變動하기 때문인 것으로 풀이할 수 있다. 그런데 物價와 賃金の 變動은 名目換率의 變動과는 상당한 時差를 두고 進行되기 때문에 이들을 감안한 實質換率의 變動은 輸出價格의 變動을 說明하는 힘이 상대적으로 약한 것으로 판단된다.

그렇다면 對美 달러 實質換率의 變動은 輸出價格의 變動 중 名目換率의 變動이 說明하지 못하는 부분을 說明하는 힘은 없는 것인가? 이와 같은 의문을 해소하기 위하여 <表 3>에는 回歸方程式 (3)을 추정함에 있어서 對美 달러 名目換率과 함께 각 實質換率을 說明變數로 추가하여 分析한 結果가 정리되어 있다. 이 表에서 推定の 適合度를 나타내는 自由度調整後  $R^2$ 은 消費者價格基準 實質換率이나 勞務費基準 實質換率을 說明變數로 추가한 경우에는 名目換率만을 說明變數로 사용한 경우에 비하여 다소 상승한 것으로 나타나고 있다. 그러나 生産者單價基準 實質換率이나 生産原價基準 實質換率을 說明變數로 추가한 경우에는 自由度調整後  $R^2$ 이 名目換率만을 說明變數로 사용한 경우에 비하여 오히려 하락하였다.

각 推定結果에서 輸入價格, 生産者物價, 消費者物價 등 材料費價格이 각각 1% 상승할 경우 輸出價格에 미치는 상승효과는 약 0.31%(生産者物價基準 實質換率을 說明變數로 추가한 경우) 내지 0.39%(製品 單位當 勞務費基準 實質換率을 說明變數로 추가한 경우)인 것으로 추정되고 있어서 실제 材料費價格의 상승효과에 비하여 상당폭 과소 추정된 것으로 판단된다.

製品 單位當 勞務費가 1% 상승함으로 인한 輸出價格의 상승효과는 生産者物價基準 實質換率이나 生産原價基準 實質換率을 說明變數로 추가한 경우 각각 약 0.08%로 추정되고 있어서 실제 효과에 비하여 상당히 작은 것으로 판단된다. 消費者物價基準 實質換率이나 製品單位當 勞務費基準 實質換率을 說明變數로 추가한 경우 製品單位當 勞務費 1% 상승으로 인한 輸出價格의 상승효과는 각각 약 0.10%와 0.19%인 것으로 나타나고

있다.

利子率 1% 포인트 상승으로 인한 輸出價格의 상승효과는 약 0.21%(勞務費基準 實質換率을 說明變數로 추가한 경우) 내지 0.22%(生産者物價基準 實質換率을 說明變數로 추가한 경우)인 것으로 나타났다.

〈表 3〉의 각 推定에서 對美 달러 名目換率과 각 實質換率을 說明變數에서 제외할 경우 推定の 適合度가 어느 정도 변하는지를 除外檢證(exclusion test)를 통하여 알아볼 수 있다. 除外檢證의 결과 名目換率을 說明變數에서 除外하여도 推定の 適合度가 나빠지지 않는다는 歸無假說(null hypothesis)은 모든 경우에 거의 100% 信賴性을 갖고 棄却할 수 있는 것으로 나타났다. 그러나 消費者物價基準 實質換率이나 製品 單位當 勞務費基準 實質換率을 說明變數에서 除外하여도 推定の 適合度가 나빠지지 않는다는 歸無假說은 95% 信賴性을 가지고 기각할 수 없는 것으로 파악되었다.

對美 달러 名目換率 이외에 實質換率을 說明變數로 추가하여 分析한 결과 전체적인 推定の 適合도와 각 材料費要素價格과 製品 單位當 勞務費 및 利子率 變動이 輸出價格에 미치는 影響의 適正性, 除外檢證의 결과 등을 종합적으로 評價할 때 輸出價格의 變動 중 對美 달러 名目換率이 說明하지 못하는 부분을 實質換率이 說明할 수 있는 部分은 크지 않은 것으로 판단된다.

### 3. 實效換率의 變動과 輸出價格 變動

앞에서는 여러 가지 對美 달러 換率의 變動이 輸出價格에 미치는 影響을 살펴보았다. 유사한 방법으로 主要 輸出 對象國들의 通貨에 대한 實效換率의 變動이 달러貨로 표시된 輸出價格에 미치는 影響을 分析해 볼 수 있다. 〈表 4〉에는 回歸方程式 (3)의 元貨 換率에 名目實效換率과 生産者物價基準 實質實效換率, 消費者物價基準 實質實效換率, 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率 및 生産原價基準 實質實效換率<sup>22)</sup> 등 다섯 가지 實效換率을 代入하여 輸出價格 方程式을 추정된 결과가 정리되어 있다.

이 表의 각 추정결과에서 自由度 調整後  $R^2$ 은 〈表 2〉에서 對美달러 名目換率을 說明

22) 生産者物價基準 實質實效換率과 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率에 輸出品 製造原價에서 材料費와 勞務費가 차지하는 比率을 加重值로 적용하여 平均한 實質實效換率.

變數로 사용한 경우에 비하여 낮은 것으로 나타났다. 實效換率在 1% 상승할 경우 달러貨로 표시된 輸出價格은 약 0.50%(勞務費基準 實質實效換率을 說明變數로 사용한 경우) 내지 약 0.70%(生産原價基準 實質實效換率을 說明變數로 사용한 경우) 下落하는 것으로 推定되었다.

輸入品の 國內價格과 生産者物價 및 消費者物價 등 材料費要素價格들이 1% 上昇할 경우 輸出價格에 미치는 直·間接的인 上昇效果는 名目實效換率을 說明變數로 사용한 경우와 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率을 說明變數로 사용한 경우 각각 약 0.38%, 0.39%로 推定되고 있어서 實際效果에 비하여 다소 작은 것으로 판단된다. 生産者物價基準 實質實效換率이나 消費者物價基準 및 生産原價基準 實質實效換率을 說明變數로 사용한 경우 材料費要素價格들이 1% 上昇할 경우 輸出價格은 각각 약 0.68%, 0.65%, 0.64% 上昇하는 것으로 推定되고 있는바 이와 같이 推定된 材料費要素價格 上昇의 效果는 실제보다 상당폭 過大推定된 것으로 판단된다.

製品 單位當 勞務費 1% 상승으로 인한 輸出價格의 상승효과는 生産者物價基準 實質實效換率이나 名目實效換率을 說明變數로 사용한 경우 각각 약 0.12%와 0.13%로 나타나고 있어서 실제효과와 유사한 것으로 판단된다. 그러나 消費者物價基準 實質實效換率을 說明變數로 사용한 경우에는 약 0.15%로 실제효과에 비하여 다소 과대 추정된 것으로 판단되며 生産原價基準 實質實效換率이나 勞務費基準 實質實效換率을 說明變數로 사용한 경우에는 각각 약 0.20%와 0.30%로 추정되고 있어서 실제효과에 비하여 상당폭 과대 추정된 것으로 판단된다.

利子率이 1% 포인트 상승할 경우 輸出價格의 상승효과는 약 0.21%(勞務費基準 實質實效換率을 說明變數로 사용한 경우) 내지 약 0.28%(生産者物價基準 實質實效換率을 說明變數로 사용한 경우)로 나타나고 있는 바 이와 같이 추정된 利子率 상승의 효과는 실제효과와 큰 차이가 없는 것으로 판단된다.

각 實效換率을 說明變數로 사용하여 輸出價格 方程式을 推定한 결과 전체적인 推定の 適合도와 材料費要素價格이나 製品 單位當 勞務費 및 利子率 變動이 輸出價格에 미치는 影響의 適正性 등을 종합적으로 評價할 때 對美 달러 名目換率을 說明變數로 사용하여 推定한 결과에 미치지 못하는 것으로 판단된다.

우리나라 輸出價格의 결정에 있어서 각 實效換率에 비하여 對美 달러 名目換率에 보다

〈表 4〉 實效換率을 이용한 輸出價格 變動率 方程式 推定結果

說明 變數	推定에 사용된 實效換率(變動率)				
	名 目 實效換率	生産者物價 實質換率	消費者物價 實質實效	勞 務 費 實質實效	生産原價 實質實效
常 數	-0.0001 (-0.0261)	0.0008 (0.2086)	-0.0028 (-0.7700)	-0.0008 (-0.2418)	0.0003 (0.0898)
輸出物量 變動率 (1~4分期前)	0.1897 (2.7377)	0.2033 (2.5915)	0.2035 (2.7372)	0.1739 (2.5820)	0.1844 (2.5340)
輸入價格 變動率 (當 期)	0.2609 (3.1932)	0.3316 (3.5116)	0.2682 (2.9634)	0.2393 (3.1964)	0.3308 (3.7527)
生産者物價 變動率 (當 期)	0.1292 (1.0972)	-0.3309 (-2.3015)	-0.1705 (-1.3443)	0.1362 (1.2311)	-0.2671 (-2.0990)
勞務費 變動率 (當 期)	0.1302 (2.0145)	0.1231 (1.8996)	0.1497 (2.2731)	-0.2374 (-2.0010)	0.0784 (1.1672)
利子率 變動 (當 期)	0.2349 (0.9567)	0.2754 (1.0609)	0.2116 (0.8446)	0.2350 (1.0040)	0.2191 (0.8870)
實效換率 變動率 (當 期)	-0.3796 (-3.4451)	-0.3896 (-3.0379)	-0.2138 (-1.9635)	-0.3704 (-4.2778)	-0.3900 (-3.3393)
實效換率 變動率 (前 期)	-0.2504 (-2.8465)	-0.2940 (-2.7266)	-0.3370 (-3.9059)	-0.1274 (-3.2170)	-0.3086 (-3.3393)
엔/달러 換率 變動率 (前 期)	-0.2340 (-4.9226)	-0.2107 (-4.1018)	-0.2300 (-4.6243)	-0.2229 (-5.1963)	-0.2294 (-4.7446)
$\bar{R}^{2(1)}$	0.4937	0.4354	0.4532	0.4895	0.4757
$D.W.^{2)}$	2.0813	1.9307	2.0442	2.1215	1.9942
$\rho^{3)}$	-0.2088 (-1.5758)	-0.1047 (-0.7282)	-0.1682 (-1.1867)	-0.2692 (-2.0757)	-0.1679 (-1.2049)

- 註: 1. 推定에 사용된 資料의 期間은 1975년 1/4分期부터 1992년 4/4分期까지임.  
 2. 輸出物量 水準의 影響은 1分期 전부터 4分期 전까지 2次 PDL 技法을 적용하여 추정 한 結果임.  
 3. 誤差項의 1次 自己相關係를 수정하기 위하여 Cochrane-Orcutt 技法을 적용하였 음.  
 4. ( )안의 숫자는 推定된 係數의 t統計임.  
 1)  $\bar{R}^2$ 은 自由度 조정 후  $R^2$ 임.  
 2)  $D.W.$ 는 Durbin-Watson 統計임.  
 3)  $\rho$ 는 誤差項의 1次 自己相關係數 推定值임.

直接的으로 影響을 미치는 것으로 나타나는 이유는 輸出代金の 決濟價行과 관련이 있을 것으로 판단된다. 우리나라의 輸出은 대부분이 美國 달러貨로 決濟되고 있다<sup>23)</sup>. 따라서 원/달러 名目換率의 變動은 輸出企業의 收益性和 直결되고 輸出價格은 對美 달러 名目換率의 變動에 가장 민감하게 반응하는 것으로 해석할 수 있다.

우리나라 輸出企業들이 주로 달러貨를 代金の 決濟通貨로 결정하는 이유는 世界的으로 달러貨가 가장 중요한 機軸通貨의 역할을 하고 있는 점도 있을 것이다. 이밖에도 輸出과 相關된 外換危險의 管理側面에서 볼 때 우리나라 輸出代金の 달러貨 決濟는 타당성이 있다. 즉 우리나라는 美國 달러貨에 대한 換率을 중심으로 관리해 왔다. 그 결과 원/달러 換率의 變動性은 元貨의 다른 主要 通貨에 대한 換率의 變動性에 비하여 상당히 낮았다<sup>24)</sup> 따라서 輸出企業들은 달러貨로 輸出品의 單位를 결정하고 輸出代金を 달러貨로 決濟받음으로써 輸出契約의 체결에서부터 輸出品의 船積이 완료된 후 代金決濟時까지의 外換危險을 줄일 수 있다. 앞으로 換率制度가 원/달러 換率을 중심으로 관리하는 體制에서 벗어나서 원/달러 換率의 變動性도 다른 主要 通貨에 대한 變動性和 같아질 경우 輸出代金の 달러貨 經濟比率은 하락하고 원/달러 名目換率의 變動이 輸出價格에 미치는 影響도 축소될 수 것이다<sup>25)</sup>.

對美 달러 名目換率 이외에 각 實效換率의 變動이 輸出價格의 變動을 추가적으로 說明할 수 있는지의 여부를 확인하기 위하여 원/달러 名目換率과 함께 각 實效換率을 동시에 說明變數로 사용하여 輸出價格 方程式을 推定한 결과는 〈表 5〉에 정리되어 있다.

23) 우리나라 輸出 중 달러貨로 代금이 決濟되는 比率은 1981년까지 95% 이상을 차지하였다. 이후 그 比率이 점차 하락하여 1992년에는 약 88% 수준에 도달한 것으로 나타나고 있다. 韓國銀行 『조사통계월보』 참조.

24) 複數通貨 「바스켓 페」 換率制度를 채택하였던 1980년 2월부터 1989년 2월까지 원/달러 換率 月間 變動率의 標準偏差는 약 0.9%였다. 이에 대하여 같은 期間 동안 원/마르크, 원/엔 換率 月間 變動率의 標準偏差는 각각 약 3.4%와 3.5%였던 것으로 조사되고 있다(金宗萬(1990) 참조).

25) 이때 輸出企業들이 外換危險을 회피하기 위하여 어떤 조치를 취하느냐 하는 문제는 輸出代金の 決濟通貨 構成比率에 影響을 미칠 수 있고 나아가 각 通貨에 대한 換率의 變動이 輸出價格에 미치는 影響도 달라질 수 있다. 만일 輸出企業들이 外換危險의 회피를 위하여 원/달러 先物換去來를 주로 이용할 수 있는 상황이 된다면 輸出代金の 달러貨 決濟比重은 여전히 높을 것이고 원/달러 名目換率의 變動은 輸出價格에 큰 影響을 미치게 될 것이다.

이 表의 각 推定結果에서 전체적인 推定の 適合度를 나타내는 自由度 調整後  $R^2$ 은 生産者物價基準 實質實效換率을 說明變數로 추가한 경우를 제외하고는 <表 2>에서 對美 달러 名目換率만을 說明變數로 사용하여 추정된 결과에 비하여 상승한 것으로 나타나고 있다. 특히 名目實效換率이나 勞務費基準實質實效換率을 說明變數로 추가한 경우 自由度 調整後  $R^2$ 이 0.03이상 상승하는 것으로 나타났다.

對美 달러 名目換率과 각 實效換率이 각각 1% 상승할 경우 輸出價格에 미치는 下落效果는 약 0.67%(製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率을 說明變數로 추가한 경우) 내지 약 0.80%(名目實效換率을 說明變數로 추가한 경우)인 것으로 推定되었다.

輸入價格과 生産者物價 및 消費者物價 등 材料費要素價格 1% 상승이 輸出價格에 미치는 上昇效果는 名目實效換率을 說明變數로 추가한 경우 약 0.47%인 것으로 나타났으며 달러貨를 제외한 다른 主要通貨에 대한 名目實效換率을 說明變數로 추가한 경우 약 0.46%인 것으로 나타나고 있다. 이 두 경우 추정된 材料費換率 상승의 효과는 실제효과와 큰 차이가 없을 것으로 판단된다. 그러나 勞務費基準 實質實效換率을 說明變數로 추가한 경우 약 0.43%로 추정되고 있어서 실제효과에 비하여 다소 과소 추정된 것으로 판단되며 生産者物價나 消費者物價 및 生産原價基準 實質實效換率을 說明變數로 추가한 경우 材料費要素價格 1% 상승으로 인한 輸出價格의 상승효과는 각각 약 0.63%, 0.62%, 0.64%로 나타나고 있어서 실제효과에 비하여 다소 과대 추정된 것으로 판단된다.

製品 單位當 勞務費가 1% 상승할 경우 輸出價格에 미치는 상승효과는 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率을 說明變數로 추가한 결과에서 약 0.21%로 추정되고 있어서 실제효과에 비하여 다소 過大推定된 것으로 판단된다. 나머지 다른 實效換率을 說明變數로 추가한 결과에서는 製品 單位當 勞務費 1% 상승이 輸出價格에 미치는 上昇效果가 약 0.09%(生産者物價基準 實質實效換率을 說明變數로 추가한 경우) 내지 약 0.14%(生産者原價基準 實質實效換率을 說明變數로 추가한 경우)인 것으로 나타나고 있어서 실제효과와 큰 차이가 없는 것으로 판단된다.

利率이 1% 포인트 상승할 경우 輸出價格은 약 0.22%(名目實效換率을 說明變數로 추가한 경우) 내지 약 0.29%(生産者物價基準 實質實效換率을 說明變數로 추가한 경우)인 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 추정된 利率 上昇의 효과는 실제효과와 큰 차이가 없는 것으로 판단된다.

(表 5) 對美 달러 名目換率과 實效換率을 사용한 輸出價格 變動率 方程式 推定結果

說明變數	推定에 사용된 實效換率					
	名目 實效換率	生産者物價 實質實效	消費者物價 實質實效	勞務費 實質實效	生産原價 實質實效	달러除外 名目實效
常數	0.0006 (0.1900)	0.0013 (0.3932)	-0.0004 (-0.1311)	-0.0004 (-0.1273)	0.0009 (0.2708)	0.0006 (0.1946)
輸出物量 變動率 (1~4分期前)	0.1631 (2.5514)	0.1702 (2.5074)	0.1595 (2.4229)	0.1552 (2.4638)	0.1595 (2.4310)	0.1545 (2.3724)
輸入價格 變動率 (當期)	0.2687 (3.5362)	0.3228 (3.7274)	0.2775 (3.4150)	0.2619 (3.7610)	0.3165 (3.8654)	0.2770 (3.6778)
生産者單價 變動率 (當期)	0.2027 (1.8022)	-0.0467 (-0.2860)	0.0527 (0.4008)	0.1681 (1.6232)	-0.0261 (-0.1801)	0.1867 (1.6456)
勞務費 變動率 (當期)	0.1069 (1.7389)	0.0937 (1.4800)	0.1100 (1.7915)	-0.0434 (-0.3428)	0.0743 (1.1724)	0.1099 (1.7779)
利子率 變動 (當期)	0.2179 (0.9569)	0.2947 (1.2698)	0.2447 (1.0982)	0.2357 (1.0807)	0.2402 (1.0618)	0.2917 (1.2929)
원/달러 換率變動率 (當期)	-0.3882 (-2.9559)	-0.4429 (-3.2614)	-0.4470 (-3.6528)	-0.4127 (-3.1487)	-0.4043 (-3.0156)	-0.4831 (-4.6055)
實效換率 變動率 (當期)	-0.1526 (-1.1835)	-0.1445 (-1.0173)	-0.0336 (-0.3007)	-0.1444 (-1.3366)	-0.1522 (-1.1226)	-0.0741 (-1.2458)
實效換率 變動率 (前期)	-0.2199 (-2.9559)	-0.2048 (-1.9580)	-0.2537 (-3.0989)	-0.1120 (-3.0074)	-0.2419 (-2.6755)	-0.1639 (-2.3270)
엔/달러 換率變動率 (前期)	-0.1898 (-4.0262)	-0.1628 (-3.2771)	-0.1811 (-3.8905)	-0.1716 (-3.9775)	-0.1824 (-3.7956)	-0.2415 (-3.8605)
$\bar{R}^{2(1)}$	0.5516	0.5089	0.5462	0.5565	0.5369	0.5455
$D.W.^{2)}$	2.1242	1.9868	2.1110	2.1383	2.0577	2.0975
$\rho^{3)}$	-0.2531 (-1.8785)	-0.2308 (-1.6904)	-0.2351 (-1.6858)	-0.2704 (-2.0428)	-0.2426 (-1.7771)	-0.2524 (-1.8542)

註: 1. 推定에 사용된 資料의 期間은 1975년 1/4分期부터 1992년 4/4分期까지임.

2. 輸出物量 水準의 影響은 1分期 前부터 4分期 前까지 2次 PDL 技法을 적용하여 추정 한 합계임.

3. 誤差項의 1次 自己相關關係를 수정하기 위하여 Cochrane-Orcutt 技法을 적용하였 음.

4. ( )안의 숫자는 推定된 係數의  $t$ 統計임.

1)  $\bar{R}^2$ 은 自由度 調整 後  $R^2$ 임.

2)  $D.W.$ 는 Durbin-Watson 統計임.

3)  $\rho$ 는 誤差項의 1次 自己相關係數 推定值임.

(表 5)의 각 추정에서 對美 달러 名目換率과 각 實效換率을 說明變數에서 除外할 경우 推定의 結果가 어느 정도 惡化되는가를 除外檢證을 통하여 확인해 본 결과 對美달러 名目換率을 說明變數에서 제외하여도 推定結果에 영향을 미치지 않는다는 歸無假說은 모든 推定에서 거의 100% 확신을 가지고 棄却할 수 있었다. 名目實效換率이나 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率 및 달러貨를 除外한 다른 主要通貨에 대한 名目實效換率을 說明變數에서 除外할 경우 推定의 結果가 惡化되지 않는다는 歸無假說은 99% 확신을 가지고 기각할 수 있었다.

각 實效換率을 說明變數로 추가한 결과 推定의 전체적인 適合도와 각 要素變動 效果의 適正性 및 除外檢證의 결과 등을 종합적으로 검토할 때 實效換率의 變動은 輸出價格의 變動을 추가적으로 說明하는 부분이 있는 것으로 판단된다. 특히 名目實效換率이나 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率 및 달러貨를 제외한 다른 主要通貨에 대한 名目實效換率을 원/달러 名目換率과 함께 輸出價格의 說明變數로 사용할 경우에는 원/달러 名目換率만을 說明變數로 사용할 경우에 비하여 推定의 結果가 개선되는 것으로 파악되었다<sup>26)</sup>.

#### IV. 換率運用 指標의 選定 및 換率水準의 適正性 評價

앞에서 각 換率指數를 사용하여 輸出價格 方程式을 추정한 결과를 요약하면 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 對美 달러 名目換率과 각 實質換率을 說明變數로 사용한 결과 名目換率의 變動이 輸出價格의 變動을 보다 잘 說明하는 것으로 파악되었다.

둘째, 對美 달러 名目換率과 함께 각 實質換率을 輸出價格의 說明變數로 추가하여 推定한 결과는 對美 달러 名目換率만을 說明變數로 사용한 결과에 비하여 改善되지 않는 것으로 分析되었다.

26) 變動率分析 이외에 水準資料를 대상으로 같은 分析을 해 본 결과 우리나라 輸出價格은 對美달러 名目換率의 변동에 가장 민감하게 반응하는 것으로 파악되었다. 또한 名目實效換率과 달러貨를 제외한 다른 主要通貨에 대한 名目實效換率 및 勞務費基準 實質實效換率의 變動은 輸出價格의 변동을 추가적으로 설명할 수 있는 것으로 파악되었다(金宗萬(1994a) 참조).

셋째, 각 實效換率을 輸出價格의 說明變數로 사용한 결과 對美 달러 名目換率을 說明變數로 사용한 결과에 미치지 못하는 것으로 파악되었다.

넷째, 對美 달러 名目換率과 함께 각 實效換率을 輸出價格의 說明變數로 추가하여 推定한 결과 중 名目實效換率이나 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率 또는 달러貨를 제외한 主要 通貨에 대한 名目實效換率 등을 說明變數로 추가한 경우에 전체적인 推定の 결과가 개선되는 것으로 분석되었다.

이와 같은 實證分析의 결과를 기준으로 판단할 때 검토한 여러 가지 換率指數 중 對美 달러 名目換率의 變動이 輸出價格의 變動을 가장 잘 說明하는 것으로 생각된다. 또한 名目實效換率과 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率이나 달러貨를 제외한 다른 主要 通貨에 대한 名目實效換率 등은 對美 달러 名目換率과 함께 輸出價格의 變動을 說明하는 部分이 있는 것으로 판단된다.

따라서 輸出의 價格競爭力을 유지하기 위한 目的으로 換率을 運用함에 있어서는 對美 달러 名目換率을 中心指標로 선택하는 것이 합리적일 것이다. 동시에 名目實效換率이나 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率 및 달러貨를 제외한 다른 主要 通貨에 대한 名目實效換率 등은 補助的인 換率指標로 이용할 가치가 있는 것으로 판단된다.

輸出의 價格競爭力을 유지하기 위하여 對美 달러 名目換率을 換率運用의 主指標로 사용하고 名目實效換率과 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率 및 달러貨를 제외한 다른 主要 通貨에 대한 名目實效換率을 補助指標로 사용할 경우 이들 換率指標들이 輸出價格에 미치는 影響의 크기를 고려하여 換率水準을 綜合的으로 評價하는 방법을 생각해 볼 수 있다.

즉 <表 5>의 對美 달러 名目換率과 함께 補助指標로 선택된 각 實效換率을 說明變數로 사용하여 輸出價格을 推定한 결과에서 이들 각 換率指數들이 輸出價格에 미치는 影響은 각 係數推定值의 절대값으로 볼 수 있다. 따라서 推定된 係數의 절대값을 加重值로 적용하여 名目換率과 각 實效換率指數를 加重平均하여 換率水準을 綜合的으로 評價해 볼 수 있다.

이와 같은 方法으로 1985년의 換率水準을 100으로 할 때 1994년 1/4分期 중 換率水準을 評價한 결과는 <表 6>에 정리되어 있다. 이 表에서 볼 수 있는 바와 같이 對美 달러 名目換率과 名目實效換率을 說明變數로 사용하여 추정한 결과를 기준으로 評價하면

1994년 1/4分期 換率水準은 1985년에 비하여 약 4.7% 上昇(원貨의 平價切下)한 것으로 나타나고 있다. 같은 방법으로 원/달러 名目換率과 함께 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率을 說明變數로 사용하여 추정한 결과를 기준으로 1994년 1/4分期의 換率水準을 評價하면 1985년에 비하여 약 14.4% 下落(원貨 平價切上)한 것으로 추정된다. 또한 원/달러 名目換率과 달러貨를 제외한 다른 主要 通貨에 대한 名目換率을 說明變數로 사용하여 추정한 결과를 기준으로 評價하면 1994년 1/4分期 換率水準은 1985년에 비하여 약 16.5% 上昇한 수준이다. 이들 세 가지 경우를 單純平均하면 1994년 1/4分期의 換率水準은 약 102.3인 것으로 추산된다. 따라서 각 換率標의 變動이 輸出價格에 미치는 影響의 크기를 綜合的으로 검토하여 1994년 1/4分期 中 換率水準을 評價하면 1985년에 비하여 약 2.3% 上昇(원貨의 平價切下)한 것으로 판단할 수 있다.

〈表 6〉에서와 같은 方法으로 換率水準을 綜合的으로 評價할 경우 換率水準의 상대적인 評價가 가능하다. 그런데 이와 같이 評價된 換率水準이 輸出에 惡影響을 미칠 정도로 낮은 수준인지의 여부를 評價하는 것은 절대적인 評價에 해당한다. 따라서 그와 같은 評價를 하기 위하여서는 基準이 되는 期間의 換率水準에서 輸出狀況에 대한 評價가 필요하다.

우리나라의 換率水準을 評價함에 있어서 많은 경우 1985년 換率水準을 기준으로 하는 이유는 당시 우리나라의 貿易收支가 거의 均衡을 이루었기 때문이다. 1985년 換率水準을 우리나라의 貿易收支를 均衡시키는 適正한 수준으로 볼 경우 1994년 1/4分期 中 換率水準은 輸出이나 貿易收支에 지장을 줄 정도로 平價切上된 수준은 아닌 것으로 판단된다.

그런데 앞에서 검토한 바와 같이 1985년 말 원/달러 名目換率은 역사적으로 최고수준에 달하였다. 또한 1985년 中 여러 가지 實效換率 指數도 상당히 높은 수준을 유지하였다. 그런데 輸出價格과 輸出物量과의 관계를 분석해 보면 輸出價格의 變動은 2~3년 후의 輸出物量에도 影響을 미치는 것으로 나타나고 있다<sup>27)</sup>.

이와 같은 점들을 고려할 때 실제로 貿易收支가 均衡을 이루었던 期間의 換率水準을 適正한 換率水準으로 보는 데에는 무리가 있을 수 있다. 換率變動이 輸出價格의 變動을 통하여 輸出物量에 미치는 遲延效果를 감안할 때 1985년보다는 1984년의 換率水準을 適正한 것으로 보는 편이 오히려 합리적일 수도 있을 것이다. 綜合的으로 評價할 때

27) 金宗萬(1992) 참조.

〈表 6〉 輸出價格에 미치는 影響을 감안한 換率水準 評價  
(1994年 1/4分期, 1985=100)

回 歸 分 析 에 사 용 된 換 率	換 率	輸 出 價 格 에 대 한 影 響	加 重 值 (A)	換 率 指 數(B)	積 數 (A-B)	換 率 水 準
원/달러 名目換率과 名目實效換率	원/달러換率 實效換率	0.3882 0.3725	0.5103 0.4897	92.9 117.0	47.41 57.29	104.70
원/달러 名目換率과 勞務費 實質實效換率	원/달러換率 實效換率	0.4127 0.3564	0.6168 0.3832	92.9 73.9	57.30 28.32	85.62
원/달러 名目換率과 달러貨 除外 名目實效換率	원/달러換率 實效換率	0.4831 0.2380	0.6699 0.3301	92.9 164.5	62.23 54.30	116.53
平 均						102.28

註: 각 換率指標가 輸出價格에 미치는 影響의 크기는 해당 換率指數를 說明變數로 하는 輸出價格 方程式의 推定에서 推定된 係數의 크기(절대값)임.

1984년 중 換率水準은 1985년에 비하여 약 5~6% 낮았다. 1984년을 기준으로 評價할 때 1994년 1/4分期 중 換率水準은 약 6~7% 上昇(원貨 平價切下)한 수준인 것으로 판단된다.

1994년 1/4分期 이후 3/4分期까지 원/달러 換率은 약 1% 下落하였다. 그런데 같은 기간 동안 엔/달러 換率은 10% 이상 下落(엔貨의 平價切上)하였다. 이와 같은 換率의 상대적인 變動을 감안할 때 1994년 3/4分期 중 원貨 換率의 綜合的인 水準은 1994년 1/4分期와 큰 차이가 없을 것으로 추측된다.

## V. 要約 및 結論

각 換率指標와 輸出價格과의 關係를 實證的으로 分析한 결과 對美 달러 名目換率의 變動이 輸出價格의 變動을 가장 잘 說明하는 것으로 파악되었다. 또한 名目實效換率이나 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率 및 달러貨를 제외한 다른 主要國 通貨에 대한 名

目實效換率 등은 輸出價格의 變動을 추가적으로 說明할 수 있는 것으로 파악되었다.

이와 같은 分析의 결과를 기준으로 판단할 때 輸出의 價格競爭力 維持나 貿易收支의 改善 등을 목적으로 換率을 運用함에 있어서 원/달러 名目換率을 主指標로 사용하는 것이 합리적인 것으로 판단된다. 또한 名目實效換率과 製品 單位當 勞務費基準 實質實效換率 및 달러貨를 제외한 다른 主要國 通貨에 대한 名目換率 등은 補助指標로 사용할 수 있을 것이다.

換率指標들이 輸出價格에 미치는 影響의 크기를 기준으로 1994년 1/4分期의 換率水準을 綜合적으로 評價하면 1985년에 비하여 우리나라 원貨가 약 2% 平價切下된 수준인 것으로 파악되었다. 1985년에 우리나라의 貿易收支가 거의 균형을 이루었던 점을 감안할 때 1994년 初 원貨의 換率水準은 輸出에 惡影響을 미치거나 貿易收支를 惡化시킬 정도로 高評價된 水準은 아닌 것으로 판단된다.

對美 달러 名目換率의 變動이 實質換率의 變動에 비하여 달러貨로 표시된 輸出價格에 보다 直接的으로 影響을 미치는 이유는 名目換率의 變動은 輸出의 收益性과 직결되기 때문인 것으로 추측된다. 이에 대하여 價格이나 製品 單位當 勞務費 등은 점진적으로 조정되기 때문에 각 實質換率의 變動은 名目換率의 變動할 경우 輸出價格이 즉각적으로 調整되는 관계를 說明하지 못하는 것으로 판단된다.

각 實效換率의 變動에 비하여 對美 달러 名目換率의 變動이 輸出價格의 變動을 보다 잘 說明하는 이유는 우리나라 輸出品의 대부분이 달러貨로 價格이 결정되고 代金이 달러貨로 決済되기 때문인 것으로 추측된다. 우리나라 輸出價格이 대부분 달러貨로 표시되는 것은 달러貨가 國際적으로 가장 중요한 機軸通貨인 점도 이유로 작용할 것이다. 또한 우리나라의 換率政策은 원貨의 달러貨에 대한 換率의 安定을 추구하여 왔다. 그 결과 원/달러 換率의 變動성이 다른 主要 通貨에 대한 원貨 換率의 變動성에 비하여 낮았기 때문에 輸出企業들은 外換危險을 축소하기 위하여 輸出價格을 대부분 달러貨로 표시하였다. 이와 같은 점을 고려할 때 여러 가지 換率指標 중 원/달러 名目換率의 變動이 輸出價格에 가장 큰 影響을 미치는 것으로 나타나는 이유는 우리나라의 換率制度的인 특성에서 기인된 점도 있을 것이다.

## 參 考 文 獻

- 金宗萬, 『換率制度와 外換危險管理』, 政策研究 90-03, 對外經濟政策研究院, 1990.
- \_\_\_\_\_, 『主要 換率變動의 特性과 政策示唆點』, 政策研究 91-05, 對外經濟政策研究院, 1991a.
- \_\_\_\_\_, 『우리나라 株式市場 開放의 效果分析』, 政策研究 91-19, 對外經濟政策研究院, 1991b.
- \_\_\_\_\_, 『換率, 金利 및 賃金變動이 우리나라 輸出에 미치는 영향』, 政策研究 92-27, 對外經濟政策研究院, 1992.
- \_\_\_\_\_, 『日本 換率政策의 方向과 우리나라 輸出入에 미치는 影響』, 政策研究 93-10, 對外經濟政策研究院, 1993a.
- \_\_\_\_\_, 『臺灣의 換率運用과 輸出競爭力』, 研究報告書 93-11, 韓國租稅研究院, 1993b.
- \_\_\_\_\_, 『換率運用과 輸出競爭力』, 研究報告書 94-09, 韓國租稅研究院, 1994a.
- \_\_\_\_\_, 「換率運用指標에 대한 檢討」, 未發表 資料, 韓國租稅研究院, 1994b.
- 朴元巖, 「우리나라 經常收支의 實證分析」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 1989 여름, pp. 65~88.
- 徐錫泰, 「韓國輸出需要와 供給의 構造方程式 推定」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 1980 여름, pp. 19~33.
- Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976, pp. 1161~1176.
- Lucas, R. J., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," in Bruner and Metzler (eds.), *The Philips Curve and Labor Market*, 1976, pp. 18~46.
- Magee, S. P., "Currency Contracts, Pass-Through and Devaluation," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1973, pp. 303~323.

# *Review of Fiscal and Financial Studies*

A Biannual Journal Published by the Korea Tax Institute

---

Vol. 1, No. 1

Dec. 1994

---

## ABSTRACT

### **The Impact of the Real Name Financial Transaction System on Broadening the Value-Added Tax Base**

An, Chong-Bum and Young-Heon Jung

This study attempts to analyze the impact of RNFTS(the Real Name Financial Transaction System) on broadening the VAT tax base. The VAT tax base was increased by 18.1% in the second half of 1993. Factors for causing such an increase are i ) the introduction of the RNFTS, ii ) an increased enforcement effort by the tax authorities on the VAT administration in Oct. 1993, iii ) the economic recovery (6.5% of GNP growth rate) in the 4th quarter of 1993. In order to identify those factors, this study separates the effect of the third factor from the effects of both the first and the second factors. As a result, the effect of the first two factors appears to explain a larger portion of the VAT tax base increase in the second half of 1993 than the third one. Simulation of abandoning the special tax system in VAT results for the significant increase in the VAT tax revenue. Based on this finding,

this study concludes that it is an important policy measure for the future to abandon the special taxation in the VAT system.

## **The Reform Proposals to Raise Tax Burden on Land-holding**

Lee, Sung-Wook

While tax burden on land-holding is relatively very low, tax burden on land-transfer is very high. Thus tax burden on land-holding should be raised in order to have an effect on a stabilization of land price and an efficient utilization of land. By the analysis of the optimal tax burden of land-holding, which keeps the balance between after-tax revenue of land and after-tax revenue of financial assets, the rate of optimal tax burden on land-holding should be 0.4~0.5%. The rate of tax burden in 1994 is 0.16%. Three proposals, by which tax burden is raised up to 0.3~0.4%, are presented according to the new 5-year economic plan. The fourth proposal, by which tax burden is raised gradually up to 0.5%, is also presented in order to mitigate tax resistance.

## **International Tax Coordination under Source-based vs. Residence-based Tax Regime**

Han, Do-Sook

This essay considers efficiency comparisons of source-based and residence-based tax systems in the cases of tax competition and capital flight/tax evasion. Previous studies suggest that the residence-based regime is the "right" tax regime since it does not induce disruptive international tax competition, and it also does not require any need for international tax coordination. However, it is often argued that capital

flight and tax evasion are significant in practice and that these might well introduce far greater inefficiency in the residence-based system than tax competition under the source-based system. In a source-based system, tax competition results in lower tax rates across countries; however, tax rate coordination among national tax authorities could bring about an efficient coordinated taxation outcome.

## **The Measurement of Economic Depreciation for Transport Equipment by Using Market Price Data**

Hyun, Jin-Kwon

Most of studies on capital have estimated the rate of economic depreciation by using aggregate data on capital. This estimating method might give us biased estimates. This paper shows the empirical measurement of economic depreciation for transport equipment using market price data rather than the aggregate data. The pattern of economic depreciation for transport equipment is close to geometric pattern rather than straight line. We find that the geometric rate of economic depreciation is 25.87% for buses, 26.71% for cars, and 22.03% for trucks. Moreover, economic depreciation has endogenous characteristics, which will give us the important implications on depreciation policy.

## **Analysis of Optimal Structure on Intergovernmental Functional Assignment**

Park, Jhungsoo

This paper illustrates an important issue on intergovernmental design which concerns the need to share the benefits of greater decentralization with its costs. A high

ly decentralized government will be preferred due to its superior ability to constrain the discretionary behavior of its member entities. But decentralization has its drawbacks. The greater the number of competing governments, the stronger the incentives each will free-ride the benefit spillovers from its neighbors. Optimal intergovernmental design requires a balance between these opposing forces.

In the real world benefit spillovers are only one of many factors influencing optimal intergovernmental structure. Costly migration, particularly if it is proportional to distance moved, would reduce the degree of effective competition associated with any given number of jurisdictions. Greater diversity in tastes would have a similar effect. Finally, if set-up and administration costs rise as the number of jurisdictions rise, and if these costs are borne directly by the public, their introduction should cause the number of jurisdictions to fall.

The policy implication of the balancing force faced by a intergovernmental design is very clear. Those activities generating significant benefit spillovers should be assigned to higher level of governments.

## **Long-run Trend Estimation for Real Investment in Equipments : Bernoulli-Gaussian Mixture Distribution and Multiple Structural Change Hypothesis**

Park, Jongkyu

This paper introduces the algorithm of Multivariate Gaussian Mixture Smoother-Minimum Expected Akaike Information Criterion (MGMS-MEAIC) which estimates the long-run component of a nonstationary time series, permitting infrequent and abrupt multiple structural breaks in the trend function. Applying this method to Korean real investment in equipments data (1970: I -1994: III) it turns out that the multiple structural change hypothesis could explain the data more successfully than

the stochastic trend hypothesis. A series of political and institutional reforms initiated by the current administration, including "financial real name system", did not reduce the long-run growth rate of real investment, which is opposite to the popular belief. Instead, there were a series of positive long-run shocks starting from 1993: II. And the recent agile investment activities cannot be explained as a short-run fluctuation, this paper concludes that the long-run growth rate adjusted upward.

## Exchange Rate Change and Korean Export Price

Kim, Chong Man

This paper estimates the direct effects of the indices of various exchange rates on Korean export price using data from the period 1975 to 1992 and finds that won/dollar nominal exchange rate changes best explain export price fluctuations. And it also finds that nominal effective exchange rate against major Korean export countries(including or excluding the United States) and unit labor cost deflated real effective exchange rate have some power in explaining export price changes. These findings imply the fact that won/dollar nominal exchange rate might be used as a main indicator for the Korean exchange rate policy aimed at maintaining export price competitiveness and afore-mentioned effective exchange rates might be used as supplementary indicators.

A composite index of won exchange rate is calculated using the estimated coefficients of exchange rate indices in the export price equation and is applied as a barometer for judging the valuation level of won. In the first quarter of 1994, won was depreciated about 2 percents compared to the average of year 1985, when Korean export and import amounts were almost balanced. Therefore, we might judge that over-valuation of won is not the main factor of Korean trade balance deficit in 1994.