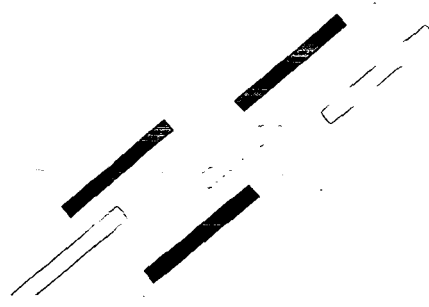


財政金融研究



1994년 11월 7일 登錄
登錄番號 사-1738



法人稅率 引下의 投資誘引 效果	金裕燦
多住宅保有 財產稅 強化에 따른 稅負擔 測定 및 豫想效果 分析 ..	魯英勳
地方交付稅 配分方式에 관한 研究	安鍾錫
輸出金融의 可用量과 金利補助가 輸出에 미치는 效果分析 :	
中小企業을 中心으로	李基榮
外換 및 資本 自由化가 換率에 미치는 影響	金宗萬
證據金의 市場安定化 機能과 適正水準	崔興植
우리나라의 通貨衝擊指標	李仁杓

財政金融研究

Review of Fiscal and Financial Studies

第2卷 第1號

1995年 6月

目 次

法人稅率 引下の 投資誘引 效果	金裕燦	1
多住宅保有 財產稅 強化에 따른 稅負擔 測定 및 豫想效果 分析	魯英勳	27
地方交付稅 配分方式에 관한 研究	安鍾錫	59
輸出金融의 可用量과 金利補助가 輸出에 미치는 效果分析： 中小企業을 中心으로	李基榮	89
外換 및 資本 自由化가 換率에 미치는 影響	金宗萬	103
證據金의 市場安定化 機能과 適正水準	崔興植	127
우리나라의 通貨衝擊指標	李仁杓	157
英文抄錄		191

法人稅率 引下의 投資誘引 效果

金 裕 燦*

요 약

法人稅率의 引下는 일반적으로 投資誘致를 위한 效果적인 政策 수단으로 인식되고 있으나 어떤 경우에는 그것이 투자저해를 초래할 수도 있다는 연구결과가 있다. 본 연구에서는 法人稅率 引下의 投資沮害 效果(Taxation Paradox)를 초래할 수 있는 제조건들을 검토하였다. 여기서 도출한 政策示唆點은 법인세율 인하의 투자저해 효과는 企業의 資金調達이 借入金을 통한 경우 (Debt Financing) 가장 흔히 나타날 수 있다는 것이다. 기업이 株式發行을 통해 투자자금을 조달하는 경우(Equity Financing)에는 법인세제도(예를 들어, Classical System이나 Integration System)에 따라 다른 결과가 나타난다. 두번째 정책시사점은 30% 정도의 낮은 수준의 法人稅率 區間에서는 法人稅率 引下의 投資沮害 效果가 나타날 가능성이 매우 높으나 50% 정도의 높은 세율에서는 그 가능성이 희박하다는 것이며, 따라서 法人稅率의 適正區間이 존재한다면 그 사이가 될 것이라는 점이다.

이러한 결론들은 최근 企業의 競爭力 強化에 초점을 두어 法人稅率을 단계적으로 引下시킬 계획으로 있는 우리나라에 대해, 稅率引下가 반드시 投資增大와 競爭力 強化로 이어지는 것은 아니기 때문에 정책수립에 보다 신중을 기해야 함을 의미한다.

I. 序 論

法人稅率의 引下는 다른 많은 정책수단들과 함께 投資誘致를 위한 效果적인 政策 수단으로 인식되어 왔고 자주 사용되고 있다. 그러나 法人稅率의 引下가 가지는 투자유인 효

* 本院 專門研究委員

과에 대해서는 이따금 일반적으로 알려진 것과는 다른 연구결과가 나오기도 하였다¹⁾. 즉, 法人稅率의 引下가 경우에 따라서는 투자를 저해하는 효과를 가져 올 수도 있다는 것이다. Taxation Paradox²⁾라고 하는 다소 역설적으로 들리는 내용을 담고 있는 연구들은 각각 그를 뒷받침할 만한 合理的인 論據를 제공하고 있으나 일반적으로 받아들여지기에는 다소 미흡한 점이 있었다. 이는 위의 연구결과들이 Taxation Paradox 현상이 생길 수 있는 蓋然性和 그 경우 이것이 어떤 이유에서 비롯되느냐 하는 것에는 설명을 제공하고 있지만 어떤 현실적인 제도적 조건하에서 가능하고 어떤 조건하에서 불가능한지에 대한 구분을 제공하지 않기 때문으로 보인다.

따라서 본 연구의 목적은 이러한 현상이 어느 조건하에서 가능한지, 그리고 어느 조건하에서는 불가능한지를 각각 投資財源調達方法(Debt Financing 또는 Equity Financing), 投資類型(국내투자 또는 국제투자)에 비추어 밝혀봄으로써 이러한 현상의 원인을 설명하는 데 기여하면서 가능한 政策示唆點도 도출해 보고자 하는 데 있다.

II. 個別企業 立場에서의 法人稅率 引下와 投資決定

法人稅率 引下가 個別企業의 投資決定에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보기 위하여 하나의 간단한 實物投資 프로젝트의 現金出納을 예로 들어보자. 한 기업가에게 하나의 투자 프로젝트와 관련되어 每期마다 다음과 같은 현금출납이 예상된다고 하자.

시 점	0	1	2	3
현금출납	-3,000	0	+2,000	+1,760

기업의 內部割引率을 10%로 가정하고(이는 기업이 이 실물투자 프로젝트에 참가하지

1) H.-W. Sinn, *Capital Income Taxation and Resource Allocation*, North-Holland, 1987, pp. 145~153; D. Schneider, *Investitionen, Finanzierung und Besteuerung*, Wiesbaden, 1990, p. 206; R. E. Hall and D. W. Jorgenson, "Application of the Theory of Optimum Capital Accumulation," G. Fromm(ed.), *Tax Incentives and Capital Spending*, Washington: Brookings Institution, Amsterdam: North-Holland, 1971, p. 53; 金裕燦, 『外國資本에 대한 課稅制度의 現況과 改編方案』, 研究報告書 94-10, 韓國租稅研究院, pp. 81~85.

2) D. Schneider가 이러한 현상을 최초로 Taxation Paradox라 命名하였다.

않을 경우 年利率 10%의 금융투자에 참가할 수 있으므로 투자의 기회비용임) 法人稅 課稅를 고려하지 않는다면 이 투자 프로젝트의 현재 자산가치(W)는 다음과 같으며,

$$W = -3,000 + 2,000(1 + 0.1)^{-2} + 1,760(1 + 0.1)^{-3} = -25$$

투자할 가치가 없는 것으로 판명된다. 기업의 투자결정에 법인세 과세를 함께 고려해 보자. 과세대상 소득은 매년의 수입에서 매년의 減價償却을 감한 금액이다. 매년 1,000의 화폐단위만큼이 減價償却된다고 하자(정액법). 제1기에는 투자초기이기 때문에 수입이 없었고, 따라서 1,000의 감가상각권이 다음 期인 제2기로 넘겨져서³⁾ 제2기의 수입 2,000은 당기의 감가상각권과 이월된 前期의 감가상각권으로 모두 상쇄되며, 따라서 과세 소득은 없다. 제3기에는 1,760의 수입 중 1,000이 減價償却으로 상쇄되고 760이 課稅所得이 된다. 法人稅率을 50%로 가정하면 380이 과세 후 소득이다. 法人稅 課稅를 감안한 후의 기업의 현금출납은 다음과 같아진다.

시 점	0	1	2	3
현금출납	-3,000	0	+2,000	+1,380

그러나 이 경우에는 기업의 內部割引率이 10%가 아니라 5%가 된다. 이는 금융투자로부터의 수익도 마찬가지로 같은 법인세율에 의해 과세되기 때문이다.

따라서 위의 과세 후의 현금출납은 5%의 內部割引率을 적용하는 경우 다음과 같은 現在價值(W_T)를 가진다.

$$W_T = -3,000 + 2,000(1 + 0.05)^{-2} + 1,380(1 + 0.05)^{-3} = +6$$

따라서 이 투자 프로젝트는 투자할 가치가 있는 것으로 판명된다. 법인세율을 0%에서 50%로 올린 것이 투자 프로젝트의 수익성을 높여준 결과로 나타난 것이다. 이 프로젝트에서 세율을 50%에서 67%로 추가적으로 올릴 경우 투자의 현재가치는 +6에서 +9로 더욱 높아진다⁴⁾.

3) 우리나라 法人稅法 제8조 제1항에 따르면 移越缺損金은 5년간에 걸쳐 이월이 가능하고 수익범위 내에서 控除可能한 것으로 되어 있다.

4) 세율이 67%인 경우에 $W_T = -3,000 + 2,000(1 + 0.033)^{-2} + 1,250(1 + 0.033)^{-3} = +9$ 이다. 여기서 250은 감가상각을 제외한 제3기의 현금수입 760에서 법인세를 납부한 후의 기업이윤이다. $760 \times (1 - 0.67) = 250$.

어떤 투자 프로젝트의 現在價値가 세율인상과 더불어 상승하였다는 것은 이 세율인상이 기업가의 순이익 규모를 증가시켜 준다는 것은 전혀 아니다. 이 보기에서와 같이 제3기의 법인세 지출은 증가한다. 稅率引上과 더불어 투자 프로젝트의 현재가치가 늘어나는 다소 예상 밖의 결과는 과세를 통하여 金融投資와 實物投資의 우선순위가 바뀔 수 있다는 의미로 이해될 수 있을 것이다.

그러면 이러한 Taxation Paradox 현상이 세율인상의 어느 단계에서 나타나는지를 (어떤 조건하에서 발생하는지) 알아보기 위해 이러한 Taxation Paradox 현상의 원인을 규명해 보아야 한다.

위의 예에서 이러한 Taxation Paradox 현상이 나타나게 된 원인은 아주 단순하다. 그것은 금융투자에서와 달리 實物投資에서는 減價償却이 허용된다는 점과 법인세율의 인상이 기업의 內部割引率을 낮추어 준다는 데에 있다.

그러나 현실에서는 Taxation Paradox 현상을 일으키는 제반 상황이 이렇게 단순하지는 않다.

먼저 減價償却制度⁵⁾는 위에서 본 경우처럼 3년에 걸쳐 定額法에 의해 실제 마모분만큼 減價償却시킨다기보다는 현실적으로 실제 마모분보다 높은 초기의 減價償却을 허용하여 실물투자에 유리한 규정을 적용시키도록 하는 경우가 많다. 이 경우 감가상각 규정을 통한 투자지원 효과는 세율에 비례하므로 Taxation Paradox 현상을 일으킬 蓋然性을 높여준다.

5) 減價償却制度는 법인이 고정자산(토지 제외)의 상각액을 損金에 계상하도록 하는 제도로서 고정자산의 耐用年數에 따른 상각비율에 의해 계상한 액을 한도로 한다(법인세법 시행령 제48조). 이때 고정자산의 耐用年數와 償却比率은 기준내용연수에 그 25/100에 상당하는 연수를 가감한 耐用年數 범위 내에서 신고한 신고내용연수와 그에 따른 상각비율에 의한다(법인세법 시행령 제49조). 고정자산에 대한 償却額은 정률법, 정액법, 생산량비례법 등의 償却方法 중 법인이 신고한 상각방법에 의한다(法人稅法 시행령 제50조). 또 法人稅法에서는 법인세를 감면 또는 면제받거나 조세감면법상 특별감가상각비를 손금산입한 경우에는 그 고정자산 상각액을 순비로 계상해야 하는 減價償却 擬制條項(법인세법 시행령 제55조의 2)과 고정자산 취득금액과 고정자산에 대한 자본적 지출금액을 손금으로 계상한 경우에는 이를 감가상각한 것으로 보아 是·否認計算하는 即時償却 擬制條項(법인세법 시행령 제56조)을 두고 있다. 한편 특별한 경우에 한하여 두고 있던 特別償却制度(舊법인세법 시행령 제51조)는 폐지되었다(1995.12.21 개정).

또 投資稅額控除制度⁶⁾는 투자금의 일부를 보조하여 기업가 입장에서는 초기 투자자금의 일부만을 본인이 부담하면서 감가상각에 의한 지원효과는 전액 누리게 되므로 Taxation Paradox 현상이 일어날 蓋然性을 높여주는 역할을 한다.

그러나 이러한 Taxation Paradox 현상은 단지 稅率引上의 어느 특정단계에서만 일어나는 현상이다. 세율이 100%인 경우에는 당연히 이 투자 프로젝트는 投資價値가 없어진다. 이러한 예에서 알 수 있는 바와 같이 투자 프로젝트의 가치는 法人稅率의 상승과 더불어 올라갔다가 어느 한계에 도달하면 다시 내려간다. 이와 같이 투자 프로젝트의 가치는 이자, 현금출납의 흐름, 감가상각제도, 그리고 투자기간에 좌우된다. 投資價値는 3년의 投資期間을 가질 경우 3차함수이며 n 년의 投資期間을 가질 경우에는 n 차 함수가 된다. 이 경우(n 차 함수) 투자가치의 극대점은 여러 번에 걸쳐(법인세율의 상승에 따라) 나타날 수 있다. 위의 예에서 투자 프로젝트의 가치를 法人稅率(t)의 함수로 표시해보자. 각 시점에서 實物投資와 金融投資의 現金出納은 다음과 같다.

시 점	0	1	2	3
금융투자	-3,000	+300	+300	+3,300
실물투자	-3,000	0	+2,000	+1,760

제1시점에 있어서 금융투자의 실물투자에 비한 超過利潤은 $300(1-t)$ 이며 이는 제3시점까지 동일한 利率(10%)과 같은 法人稅率(t)의 조건으로 再投資될 수 있으므로 제3시점에 있어서 이 超過利潤의 가치는 $300(1-t)\{1+0.1(1-t)\}^2$ 이다. 제2시

6) 조세감면규제법상 우리나라의 투자세액 공제제도는 다음과 같이 마련되어 있다.

- ① 생산성향상 시설투자에 대한 세액공제 등 : 생산성 향상을 위해 1996년 12월 31일까지 공정 개선 및 자동화시설, 첨단기술설비, 노후시설의 개체를 위한 시설 및 공업발전법에 의한 합리화시설 등에 투자(중고품 투자 제외)하는 경우 이를 세액공제 또는 손금산입할 수 있다(조세감면규제법 제25조).
- ② 특정 설비투자에 대한 세액공제 등 : 산업정책상의 필요에 의해 1996년 12월 31일까지 에너지절약 시설, 공해방지 시설, 유통산업근대화에 따른 유통사업 시설, 모기업체가 수급기업체에 설치하는 시설, 산업재해예방 시설, 광산보안 시설, 정부의 명령에 따른 비상대비 업무를 수행하기 위해 보강 또는 확장한 시설 등에 투자(중고품 투자 제외)하는 경우 이를 세액공제 또는 손금산입할 수 있다(조세감면규제법 제26조).
- ③ 임시투자 세액공제 : 경기조절상 정부가 필요하다고 인정한 투자에 대해서는 투자금액의 3% 범위 내에서 정부가 정하는 일정률을 곱한 금액에 상당하는 세액을 사업소득에 대한 소득세 또는 법인세에서 공제한다(조세감면규제법 제27조).

점에 있어서 금융투자의 초과이익은 $-2,000 + 300(1-t)$ 이며⁷⁾ 그 제3시점의 가치는 $\{-2,000 + 300(1-t)\}\{1 + 0.1(1-t)\}$ 이다. 마찬가지로 제3시점의 초과이익은 $3,000 - 1,000 - (1-t)(760 - 300)$ 이며 합산하면 $W = 3t^3 - 99t^2 + 129t - 33$ 이다. 여기에서 법인세율이 약 35% 이하인 경우에는 金融投資가 實物投資보다 유리하며 그 이상인 경우에는 實物投資가 점점 더 유리해진다. 法人稅率이 67%인 경우 實物投資 가치는 +9로서 가장 유리하고 그 후 점차 줄어들어 세율이 100%가 되면 金融投資와 實物投資가 다 같이 의미가 없어진다.

III. 限界有效稅率 모델에서의 法人稅率 引下와 投資誘引 效果

투자자는 투자자금을 設立資本의 형태(Equity Financing)로 혹은 借入金의 형태(Debt Financing)로 동원할 수 있는데 우선 Debt Financing의 경우만을 살펴보기로 한다.

우선 課稅前 資本收益率을 P , 課稅後 資本收益率을 S 라고 하면 收益率의 差 W 는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$W \equiv P - S \dots\dots\dots (1)$$

이는 한계투자상태에 있는 화폐 한 단위의 투자에서 오는 자본수익을 전제로 하는 것이다. 有效租稅負擔率 T 는 W 와 P 의 관계나 W 와 S 의 관계로 정의될 수 있다.

$$T \equiv W / S = (P - S) / S \text{ 혹은}$$

$$T \equiv W / S = (P - S) / P \dots\dots\dots (2)$$

7) 減價償却으로 인한 비과세의 경우.

資本의 課稅後 實質收益率은 우선 투자자의 個人所得稅率에 좌우된다. 개인소득세율은 투자자의 소득수준에 따라 다르므로 여기서는 源泉所得稅率로 개인소득세율을 대체하기로 한다. 그러므로 利子所得에 대한 源泉所得稅率을 m_i 라 하면 利子所得의 課稅後 實質收益率을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$S = (1 - m_i) i - \pi \dots\dots\dots (3)$$

(π : 물가상승률, i : 명목이자율)

한편 단위투자프로젝트에 있어서 課稅前 資本收益率 P 는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$P = F_k - \delta \dots\dots\dots (4)$$

(F_k : 투자재의 연간 실질적 감가상각을 포함하는 총자본수익률
 δ : 투자재의 실질적 감가상각률)

法人稅率을 t , 企業의 內部割引率을 ρ 라 하면 단위투자로 인해 미래에 실현하게 될 純利益의 現在價値 V 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V = \int_0^{\infty} (1 - t) F_k e^{-(\rho + \delta - \pi)u} du = (1 - t) F_k / (\rho + \delta - \pi) \dots\dots\dots (5)$$

여기서 V 는 물가상승률이 높을수록, 자연감가상각률이 낮을수록, 그리고 기업의 내부 할인율이 낮을수록 높아진다. 수학적 전개를 간편하게 하기 위해 投資費用이 1이라고 하자. 이때 비용 1에 포함된 정부의 각종 投資支援策의 現在價値 A 를 고려하면 企業의 實際負擔分 C 는 대개 1보다 작다.

$$C = 1 - A \dots\dots\dots (6)$$

균형상태에서 한계수익과 한계비용이 같아야 하므로 $C = V$ 이다. 이때 P 와 ρ 의 함수적 관계를 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$P = \{(1 - A)(\rho + \delta - \pi) / (1 - t)\} - \delta \dots\dots\dots (7)$$

특정한 ρ 값 하나에는 $C = V$ 를 가능하게 하는 특정한 P 값 하나가 존재하게 된다. 이 투자프로젝트는 손해를 보지 않기 위해 最小限 이러한 P 값을 지녀야 한다. 즉, P 의 의미는 사실상의 課稅前 資本收益率(前稅前資本收益率)이 아니라 必要稅前收益率(required pre-tax rate of return) 개념이다. 역으로 특정한 P 값 하나에는 $V = C$ 를 가능하게 하는 ρ 값 하나가 존재하는데 이는 투자프로젝트가 손해를 보지 않기 위한 最大限의 값이다.

企業割引率 ρ 는 市場利率 i 의 함수이다. Debt Financing에서는

$$\rho = i(1-t) \dots\dots\dots (8-1)$$

가 성립하며 이는 名目利率所得에 대한 課稅와 利率費用에 대한 非課稅를 전제로 하는 것이다.

式(8-1)에서 $\rho = i(1-t)$ 이며, A 는 논의의 단순화를 위하여 at 에 비례하는 t 라고 가정하면 $A=at$ 이며, 式(7)의 P 는 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$P = \frac{(1-at) \{ (1-t)i + \delta - \pi \}}{(1-t)} - \delta$$

$$= (1-t) \left(i + \frac{\delta - \pi}{1-t} \right) - \delta$$

세율 t 의 변화가 필요세전수익률 P 에 어떤 영향을 줄 것인가를 보기 위하여 비교정태 분석을 시도해 본다.

$$\frac{dP}{dt} = -\alpha \left(i + \frac{\delta - \pi}{1-t} \right) + (1-at) \left\{ \frac{\delta - \pi}{(1-t)^2} \right\}$$

$dP/dt > 0$ 이면 세율인상이 필요세전수익률을 인상시키고, $dP/dt < 0$ 이면 세율인하가 필요세전수익률을 인상시킨다. 따라서 $dP/dt < 0$ 이면 Taxation Paradox 현상이 일어난다고 볼 수 있다.

$$\frac{dP}{dt} < 0 \Rightarrow \alpha \left(i + \frac{\delta - \pi}{1-t} \right) > (1-at) \left\{ \frac{\delta - \pi}{(1-t)^2} \right\}$$

$$\Rightarrow \alpha > \frac{(1-at)(\delta - \pi)}{(1-t) \{ (1-t)i + \delta - \pi \}}$$

$$\Rightarrow \alpha > \frac{\delta - \pi}{(1-t)^2 i + \delta - \pi}$$

〈表 1〉 α 의 最小값

t	π	i	$\delta = 0.15$	$\delta = 0.20$	$\delta = 0.25$
			$\alpha (A)$	$\alpha (A)$	$\alpha (A)$
0.3	0.05	0.07	0.74(0.22)	0.81(0.24)	0.85(0.26)
		0.10	0.67(0.20)	0.75(0.23)	0.80(0.24)
		0.15	0.58(0.17)	0.67(0.20)	0.73(0.22)
	0.07	0.07	0.70(0.21)	0.79(0.24)	0.84(0.25)
		0.10	0.62(0.19)	0.73(0.22)	0.79(0.24)
		0.15	0.52(0.16)	0.64(0.19)	0.71(0.21)
0.4	0.05	0.07	0.80(0.32)	0.86(0.34)	0.89(0.36)
		0.10	0.74(0.29)	0.81(0.32)	0.85(0.34)
		0.15	0.65(0.26)	0.74(0.29)	0.79(0.31)
	0.07	0.07	0.76(0.30)	0.84(0.34)	0.88(0.35)
		0.10	0.69(0.28)	0.78(0.31)	0.83(0.33)
		0.15	0.60(0.24)	0.71(0.28)	0.77(0.31)
0.5	0.05	0.07	0.85(0.43)	0.90(0.45)	0.92(0.46)
		0.10	0.80(0.40)	0.86(0.43)	0.89(0.44)
		0.15	0.73(0.36)	0.80(0.40)	0.84(0.42)
	0.07	0.07	0.82(0.41)	0.88(0.44)	0.91(0.46)
		0.10	0.76(0.38)	0.84(0.42)	0.88(0.44)
		0.15	0.68(0.34)	0.78(0.39)	0.83(0.41)
0.6	0.05	0.07	0.90(0.54)	0.93(0.56)	0.95(0.57)
		0.10	0.86(0.52)	0.90(0.54)	0.93(0.56)
		0.15	0.81(0.48)	0.86(0.52)	0.89(0.54)
	0.07	0.07	0.88(0.53)	0.92(0.55)	0.94(0.56)
		0.10	0.83(0.50)	0.89(0.53)	0.92(0.55)
		0.15	0.77(0.46)	0.84(0.51)	0.88(0.53)
0.7	0.05	0.07	0.94(0.66)	0.96(0.67)	0.97(0.68)
		0.10	0.92(0.64)	0.94(0.66)	0.96(0.67)
		0.15	0.88(0.62)	0.92(0.64)	0.94(0.66)
	0.07	0.07	0.93(0.65)	0.95(0.67)	0.97(0.68)
		0.10	0.90(0.63)	0.94(0.65)	0.95(0.67)
		0.15	0.86(0.60)	0.91(0.63)	0.93(0.65)

註: 1. ()안은 $A (= at)$ 의 最小값임.

2. δ 는 기계류의 자연감가상각률로서 δ 가 0.15, 0.20, 0.25의 경우의 α 와 A 의 最小값을 추정해 보았음. 그 중 0.20은 玄鎭權(1994), p.28의 추정결과에 따를 경우 가장 현실적인 가정임.

즉, α 의 값이 $\frac{\delta - \pi}{(1-t)^2 i + \delta - \pi}$ 보다 클 때 Taxation Paradox 현상이 나타난다.

다시 말해서,

$$\alpha = \frac{\delta - \pi}{(1-t)^2 i + \delta - \pi}$$

일 때가 Taxation Paradox 현상을 일으킬 수 있는 최소한의 α 값이므로 각 나라의 t , π , δ , i 값을 대입하거나 현실적으로 합리적이라고 생각되는 여러 가지 t , π , δ , i 값을 대입해 보면 α 값의 범위를 알 수 있다(〈表 1〉 참조).

여기서 나타난 α 값은 0.52에서 0.97 사이에 위치하고 있고 이에 상응하는 A 의 값은 0.16에서 0.68 사이에 분포하고 있는데 이를 여러 국가들의 실제 A 값과 비교해 보는 것이 의미가 있을 것이다. 비교대상국가들의 실제 A 의 규모는 아래 식 (9)에 의거하여 추정이 가능하다. 위의 식 (7)에서 A 는 정부의 다양한 투자지원책의 현재가치들을 모두 포함하는 개념으로서 다음 식과 같이 나타낼 수 있다. 이를 통하여 감가상각제도와 투자세액공제제도 등의 투자지원제도를 통한 지원효과를 추정할 수 있다.

$$A = A_1 \cdot i + A_2 \cdot j + A_3 \dots\dots\dots (9)$$

(A_1 : 정상적인 감가상각제도로부터의 지원효과

A_2 : 고속감가상각제도(Accelerated depreciation system)로부터의 지원효과

A_3 : 투자보조금제도로부터의 지원효과

$i = 0, j = 1$: 고속감가상각제도를 투자지원책으로 활용하는 경우

$i = 1, j = 0$: 고속감가상각제도를 투자지원책으로 활용하지 않는 경우)

A_1 의 값은 우선 세제상 허용되는 減價償却 方法에 좌우된다. 定額法에서는 투자재가 세제상 허용된 감가상각연도 L 분의 1씩 L 년이 될 때까지 매년 감가상각된다. 따라서 A_1 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$A_{11} = \int_0^L t(1/L)e^{-\rho u} du = t(l - e^{-\rho L}) / \rho L$$

여기서 $1/L$ 을 l 로 다시 표현하면 다음과 같다.

$$A_{11} = tI(1 - e^{-at}) / \rho \dots\dots\dots (9-1a)$$

定率法下에서는 투자재의 잔존가치가 매년 일정률 $a(0 < a < 1)$ 만큼 줄어든다. 따라서 A_{11} 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$A_{12} = \int_0^{\infty} ta e^{-(a+\rho)u} du = ta / (a+\rho) \dots\dots\dots (9-1b)$$

高速減價償却制度로부터의 投資支援 效果 A_2 는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$A_2 = b \cdot t + (1 - b)A_1 \dots\dots\dots (9-2)$$

(b : 총투자규모 중 고속감가상각되는 부분의 비율)

$b=1$ 은 총투자규모 전체가 투자 즉시 감가상각됨을 의미한다. 한편 投資補助金이 투자당 위당 g 만큼 제공된다면 다음 式이 성립한다.

$$A_3 = g \dots\dots\dots (9-3)$$

<附錄>의 <附表 1>과 <附表 2>에 나타난 韓國을 비롯한 11개국의 과세제도상 각종 자료를 式 (9)에 의거하여 추정해 보면 <表 2>와 같다.

<表 2> 각국의 감가상각제도를 통한 투자지원효과(A)의 규모 추정

		일반투자분야					특정지원분야								
		$\delta=0.15$	$\delta=0.20$	$\delta=0.25$			$\delta=0.15$	$\delta=0.20$	$\delta=0.25$						
韓	國	0.252	0.252	0.252	韓	國	0.159	0.138	0.121						
美	國	0.318	0.318	0.318	美	國	0.401	0.401	0.401						
日	本	0.327	0.327	0.327	日	本	0.357	0.357	0.357						
英	國	0.281	0.281	0.281	英	國	0.278	0.278	0.278						
獨	逸	0.402	0.402	0.402	獨	逸	0.462	0.462	0.462						
프	랑	0.222	0.222	0.222	獨	逸	0.755	0.755	0.755						
네	덜	0.280	0.280	0.280	네	덜	0.301	0.301	0.301						
臺	灣	0.222	0.222	0.222	臺	灣	0.234	0.234	0.234						
싱	가	포	르	0.264	0.264	0.264	臺	灣	0.345	0.345	0.345				
							싱	가	포	르	A	0.280	0.280	0.280	
							싱	가	포	르	B	0.721	0.721	0.721	
싱	가	포	르	C	0.068	0.047	0.032								
泰	國	0.125	0.125	0.125	泰	國	0.320	0.304	0.292						
말	레	이	시	아	0.303	0.303	0.303	말	레	이	시	아	0.150	0.117	0.091
평	균	0.272	0.272	0.272	평	균	0.345	0.339	0.334						

註: 각 나라의 기계류 분야의 투자를 대상으로 함.

〈表 2〉에서 볼 수 있는 바와 같이 一般投資分野의 泰國과 特別投資分野의 韓國, 프랑스, 싱가포르, 말레이시아를 제외하고는 모두 위의 A 범위(0.16~0.68) 내에 위치한다. 이는 〈表 1〉의 값이 Taxation Paradox 현상이 일어날 수 있는 最小限의 α 값이라는 것을 감안하면 Taxation Paradox 현상이 일어날 수 있는 경계선상에 위치한 국가들이 많다는 것을 말한다고 볼 수도 있다.

한 가지 여기서 도출해 낼 수 있는 뚜렷한 결론은 Debt Financing의 경우 $t=0.3$, 즉 法人稅率이 30%인 경우에는 Taxation Paradox 현상이 일어날 확률이 아주 높고 $t=0.4$ 인 경우가 限界狀況이 되며 $t=0.5$ 가 되면 그 가능성은 거의 없어진다는 것이다. $t=0.3$ 인 경우에는 〈表 1〉에서 보는 바와 같이 A 의 값이 0.19에서 0.24 사이에 위치하며 ($\delta=0.2$ 인 경우) 이는 〈表 2〉에서 대부분의 국가들의 實際 A 값 추정치보다 낮다. 반면에 $t=0.5$ 인 경우에는 A 의 최소값이 0.39에서 0.45 사이에 위치하며 ($\delta=0.2$ 인 경우) 이는 대부분의 국가들의 實際 A 값 추정치보다 높다.

따라서 여기서 도출해 낼 수 있는 政策示唆點은 法人稅率의 適正區間이 존재하며 이것이 40% 정도라는 것이다. 즉, 법인세율을 30% 정도에서 40% 정도로 상승시키는 것은 投資誘引 效果를 가져올 수 있으나 40% 정도에서 50% 정도로 상승시키는 것은 의미가 별로 없다. 逆으로 법인세율을 40% 정도에서 30% 정도로 인하시키는 것은 투자에 역효과를 미치나 50% 정도에서 40% 정도로 인하시키는 것은 투자에 도움을 줄 수도 있다는 것이다.

여기서 한 가지 유의해야 할 점은 위의 政策示唆點이 Taxation Paradox 현상이 나타날 경우 이를 통하여 稅收가 增大되고 이와함께 投資增大가 이루어지게 되어 두 가지의 肯定的인 政策目標를 同時에 달성할 수 있을 것으로 해석되어서는 안 된다는 것이다. 이는 위에서 언급한 바와 같이 投資增大라고 하는 것이 金融投資를 대체한 實物投資의 증가를 의미하는 것으로서 한 법인이 Taxation Paradox 현상하에서 금융투자와 실물투자의 總規模를 늘린다는 의미는 아니다. 따라서 法人稅率 引上으로 Taxation Paradox 현상이 발생하더라도 이것이 自動的으로 稅收增大로 연결되는 것은 아니다⁸⁾.

8) Taxation paradox 현상이 발생할 경우의 法人稅率 引上과 一國의 稅收增大의 관계는 一般均衡모델을 통한 분석으로써 비로소 전체적으로 파악될 수 있을 것이다. 이는 법인세율 상승시 투자증

IV. 自己資本과 他人資本

앞 節에서는 他人資本, 즉 負債資本을 사용하여 투자할 경우에 해당하는 설명이었고 이에 반하여 자기자본(Equity Capital)을 사용하는 경우 式 (8-1)은 다음으로 대체된다.

Equity Financing에 있어서는 ρ 와 i 의 관계를 도출하기 위한 租稅差別指數 θ 의 도움이 필요하다. 이 θ 는 사내유보이익의 과세전 총배당수익에 대한 機會費用으로서 정의된다. 다시 말해서 이는 한 단위의 기업이익 분배시에 주주가 추가로 받게 되는 株式配當의 크기를 나타낸다. Equity Financing에서 투자자의 課稅後 配當所得은 동일한 규모의 金融投資를 이자율 i 로 했을 때의 豫想收益(기회비용)과 일치해야 하므로 다음 式이 성립한다.

$$(1 - m_d) \theta \cdot \rho = (1 - m_i) i \Rightarrow \rho = (1 - m_i) i / (1 - m_d) \theta \dots\dots (8-2)$$

$(1 - m_d) \theta \cdot \rho$ 는 ρ 단위의 법인세 과세후의 투자이익(사내유보이익)이 배당될 때 주주들이 받게 되는 源泉課稅後의 配當額이며 $(1 - m_i) i$ 는 그 機會費用이 된다. 이때, θ 는 각국의 相異한 法人稅制에 따라 상이한 값을 지닌다. Classical System에서는 $\theta = 1$, Imputation System에서는 $\theta = 1/(1 - c)$, Split-rate System에서는 $\theta = (1 + t_a - t_e)$, 그리고 Integration System에서는 $\theta = 1/(1 - t)$ 가 된다⁹⁾. 이때, t_a 는 배당액에 대한 법인세율, t_e 는 유보액에 대한 법인세율, 또한 C 는 imputation率이다.

式 (10)에서 $\rho = (1 - m_i) i / (1 - m_d) \theta$ 이므로 Integration System식의 법인세제도 하에서는

대와 세후수익률 하락에 따른 貯蓄減少가 나타나게 되기 때문이다. 이러한 부분에 대한 연구는 별도의 과제로 수행되는 것이 타당할 것이다.

9) Classical System은 납부된 法人稅額이 개인투자자의 배당소득에 대한 所得稅 납부시 전혀 고려되지 않는 제도(예컨대, 미국의 법인세제)임에 반해 Integration System은 납부된 法人稅額이 全額 控除되는 제도(독일의 법인세제)이다. Imputation System과 Split-rate System은 납부된 법인세액이 部分的으로 控除되는 제도로서 Imputation System하에서는 imputation율만큼 공제되고 Split-rate System하에서는 법인세 납부시부터 법인소득 중 법인유보부분과 배당부분에 각기 다른 세율이 적용됨으로써 배당소득에 대한 過重한 稅負擔이 防止된다.

$$\rho = \frac{1-m_i}{1-m_d}(1-t)i$$

이며 Classical System 식에서는

$$\rho = \frac{1-m_i}{1-m_d} \cdot i,$$

Imputation System 식에서는

$$\rho = \frac{1-m_i}{1-m_d}(1-c)i$$

이다. 그리고 Split-rate System에서는

$$\rho = \frac{1-m_i}{1-m_d} i \cdot \frac{1}{1+t_a-t_e}$$

이 된다. 여기서 m_i 와 m_d 는 개인투자자의 배당소득과 이자소득에 대한 소득세 한계 세율로서 개인별로 세율이 다르나 기업투자자를 가정하고 이자소득과 배당소득에 대한 원천소득률로 이해한다면 많은 경우 m_i 와 m_d 는 일치한다. 따라서 이를 가정할 경우 각 제도하에서 ρ 는 $(1-t)i$, i , $(1-c)i$, $i/(1+t_a-t_e)$ 값을 가진다. 그러므로 Integration System하에서는 위에서 본 바와 같이 타인자본 경우의 ρ 값인 $(1-t)i$ 와 일치하므로 자기자본으로 투자하는 경우에도 결과는 타인자본과 투자하는 것과 마찬가지로의 결과를 가진다고 보여진다. 또 Classical System하에서는 다음과 같이 된다.

$$P = \frac{(1-\alpha t)(i + \delta - \pi)}{(1-t)} - \delta$$

따라서

$$\frac{dP}{dt} = \frac{1-\alpha}{(t-1)^2} (i + \delta - \pi)$$

이며 Taxation Paradox 현상이 초래될 조건은 다음과 같다.

$$\frac{dP}{dt} < 0 \Rightarrow \frac{1-\alpha}{(t-1)^2}(i + \delta - \pi) < 0$$

여기서 $(t-1)^2 > 0$, $i + \delta - \pi > 0$ 이므로 $1 < \alpha$ 이면 Taxation Paradox 현상이 일어난다고 볼 수 있는데, 위의 <表 1>에서 볼 수 있는 바와 같이 α 가 1보다 큰 경우는 일반적이지 않다. 또 Imputation System에서는

$$P = \frac{(1-at)\{(1-c)i + \delta - \pi\}}{1-t} - \delta \text{이며,}$$

$$\frac{dP}{dt} = \frac{(1-\alpha)\{(1-c)i + \delta - \pi\}}{(t-1)^2} \text{이다.}$$

그리고 Split-rate System에서는

$$P = \frac{(1-at)\{i/(1+t_a-t_e) + \delta - \pi\}}{1-t} - \delta \text{이며,}$$

$$\frac{dP}{dt} = \frac{(1-\alpha)\{i/(1+t_a-t_e) + \delta - \pi\}}{(t-1)^2} \text{이다.}$$

즉, Integration System하에서는 Taxation Paradox 현상이 일어날 가능성이 있으나 Classical System에서는 Taxation Paradox 현상이 일어날 가능성이 거의 없다고 볼 수 있다. 그리고 Imputation System과 Split-rate System에서는 그 결과가 뚜렷하지 않다. 다만 $c > 0$ 이고 $t_a > t_e$ 인 것이 일반적이므로 $\alpha > 1$ 이더라도 dP/dt 의 값이 음(-)이 될 확률은 있다. 따라서 Imputation System이나 Split-rate System은 Classical System보다 Taxation Paradox 현상을 보일 가능성이 더 높으나 $\{(1-c)i + \delta - \pi\}$ 와 $\{i/(1+t_a-t_e) + \delta - \pi\}$ 가 0보다 작을 확률은 희박하므로 두 가지 경우 모두 Classical System처럼 Taxation Paradox 현상이 나타날 확률은 거의 없어 보인다.

V. 國內投資와 國際投資

지금까지의 분석결과는 國內投資의 경우에 해당하나 국제간의 자본이동에 대해서는 투자자의 居住地國에서 資本所得이 어떻게 과세되는지를 추가적으로 고려해야 하며 이는 국제간의 자본소득에 대한 二重課稅 排除方法을 검토함으로써 가능하다.

居住地國 課稅와 源泉地國 課稅의 중복 또는 경합에 의한 국제적 이중과세를 해결하는 방법으로는 外國所得免除制度¹⁰⁾, 外國所得控除制度 및 外國稅額控除制度가 있다. 국가간에 조세조약을 체결하는 경우에는 일반적으로 외국소득면제제도나 외국세액공제제도 중 택일하며 외국세액공제제도를 택하는 경우 조세조약의 규정을 통하여 원천지국세율의 한도를 제한한다.

자본수출국인 A와 자본수입국인 B, C 두 나라로 구성된 3국이 세계경제를 가정해 보자. B국과 C국에서 모두 同一한 比率로 法人稅率을 인상한다고 하면 ($dt^B, dt^C > 0$), B국과 C국 내에서 金融投資가 實物投資보다 불리해지는 것 이외에 B, C국 사이에 資本移動은 없을 것이다. 그러나 B국만 법인세율을 인상시킨다고 하자 ($dt^B > 0, dt^C = 0$). A국에서는 B, C국에 대한 투자로부터의 수익을 外國稅額控除制度를 통해 과세하는 경우를 전제로 하면 B국에 대한 투자와 C국에 대한 투자는 A국에서 B국 법인세율 인상 여부와 관계 없이 A국의 稅率로 과세된다 (t^A 가 t^B 와 t^C 보다 충분히 높다고 가정). 반면에 B국이 제공하는 투자지원 효과는 그 나라의 法人稅率에 比例하므로 ($dA^B / dt^B > 0$)

10) 外國所得免除制度는 거주지국이 원천지국에서 과세된 외국사업소득을 국내 과세대상으로부터 면제 주는 제도로서, 실제적인 租稅管轄權은 원천지국만이 가지게 되어 국제적 이중과세가 완전히 해결된다. 外國所得控除制度는 원천지국에서 과세된 외국세액을 거주지국의 과세대상소득에서 공제하는 제도로서, 외국에서 부담한 납세액은 진출기업이 외국에서 영업활동을 하는 데 소요되었던 經常經費로 취급된다. 외국세액공제제도와 외국소득공제제도의 차이는 前者가 내국세에 대해 이미 납부한 외국세액을 공제하는 제도인 반면, 後者는 과세표준에서 외국세액을 공제하는 제도라는 데 있다. 한편 外國稅額控除制度는 투자자의 외국원천소득에 대해 원천지국이 부과한 세액을 거주지국의 정부가 투자자의 과세부담에서 공제하는 제도이다. 외국소득면제제도와 외국세액공제제도의 차이는 前者가 소득 자체에 착안하여 외국소득에 대해 과세권을 포기하는 제도인 반면, 後者는 소득에 과세된 조세에 착안하여 과세권을 유보하면서 실제적인 세부담 면에서 조정하려는 제도라는 점이다.

B국의 법정법인세율 인상효과는 B국의 실물투자가 C국의 실물투자보다 유리하게 하는 것으로 나타난다. 따라서 국제간 자본이동에 대해 외국세액공제제도로써 과세하는 경우 Taxation Paradox 현상은 국제투자에도 적용된다는 것을 알 수 있다.

그러나 A국에서 외국소득에 대한 과세를 外國所得免稅制度로 행한다면 B국이 제공하는 투자지원 효과의 증가(dA^B)와 稅率引上으로 인한 B국 투자에 대한 투자저해 효과 중 어느 효과가 더 압도적인지에 따라 B국에 대한 실물투자가 C국에 대한 실물투자보다 유리 혹은 불리해질 수 있을 것이다.

우리나라가 맺은 조세조약 중에서 유럽의 일부 국가들(영국, 독일, 프랑스, 네덜란드 등)과의 조세조약이 한국에서 행해진 外國人直接投資에 대하여 外國所得免稅制度를 적용하고 있으나 이러한 나라들이 최근 한국에 대하여 外國稅額控除制度로의 條約 改正을 요구하고 있다. 그리고 그 밖의 모든 국가들과 맺은 조세조약에서는 외국세액공제제도를 채택하고 있다. 이를 감안한다면 국제간 자본이동에도 Taxation Paradox 현상이 나타날 수 있는 전제조건이 갖추어져 있음을 알 수 있다.

VI. 政策示唆點

본 연구에서 도출해 낼 수 있는 結論은 다음과 같다.

먼저, Taxation Paradox 현상은 기업이 資金調達을 Debt Financing을 통하는 경우에 가장 많이 발생할 수 있고 기업이 Equity Capital을 통해 투자할 경우에는 Integration System의 法人稅制度下에서만 나타날 수 있다. 그 밖의 법인세제도(Classical System, Imputation System, 그리고 Split-rate System)하에서는 그 발생가능성이 희박하다.

두번째로, Taxation Paradox 현상은 위에서 언급한 조건(Debt Financing의 경우와 Equity Financing의 경우에서도 Integration System을 전제로 하는 경우)이 갖추어진 경우에도 30% 정도의 낮은 수준의 法人稅率 區間에서는 발생할 가능성이 매우 높으나 50% 정도의 높은 세율에서는 그 가능성이 희박하다.

세번째로 따라서 여기서 도출해 낼 수 있는 政策示唆點은 法人稅率의 適正區間이 존재

하며 이것이 40% 정도라는 것이다¹¹⁾. 즉, 법인세율을 30% 정도에서 40% 정도로 상승시키는 것은 投資誘引 效果를 가져 올 수 있으나 40% 정도에서 50% 정도로 상승시키는 것은 의미가 별로 없다. 逆으로 법인세율을 40% 정도에서 30% 정도로 인하시키는 것은 투자에 逆效果를 미치나 50% 정도에서 40% 정도로 인하시키는 것은 투자에 도움을 줄 수도 있다는 것이다.

여기서 도출된 결론은 최근 우리나라의 企業關聯 稅制改革이 競爭力 強化에 초점을 두어 法人稅率을 段階的으로 引下시킬 계획을 가지고 있다는 사실에 비추어 상당한 의미를 지닌다. 즉, 稅率引下라고 하는 것이 반드시 投資 增大와 競爭力 強化로 이어지는 것은 아니라는 것이다. 법인세율 인하의 투자유인 효과는 여러 가지 경로를 통해 각기 다른 방향의 효과가 결집하여 純效果(net effect)로 나타나는데 이 순효과가 긍정적일지 부정적일지에 대한 충분한 理論的·經驗的 分析이 전제되고 난 뒤 政策決定이 이루어져야 할 것이다.

11) 이러한 政策示唆點의 限界는 앞서 설명한 바와 같이 Debt Financing인 경우와 Equity Financing인 경우는 Integration System의 法人稅制度下에서만 해당하는 일이라는 데 있다. 그러나 이 限界의 意味는 다음의 두 가지 관점에서 그다지 중요하지 않다고 볼 수 있다. 우선 각국이 法人稅制度를 獨逸 등의 예에서 보는 바와 같이 資本의 國內的 二重課稅를 제거해야 한다는 점에서 점차적으로 Integration System 쪽으로 움직여 가고 있다는 것이다. 또 다른 하나는 Debt Financing이 우리나라의 경우 外國人投資의 주된 자금원 중의 하나라는 점이다. 우리나라의 경우 1993년 1월부터 외국기업의 海外로부터의 短期借入(만기 3년 이하)을 허용하고 있으며 3년 이상의 長期借入도 앞으로 허용할 계획이다. 1993년 1월부터 1994년 7월까지의 우리나라에 대한 外國人投資가 도착기준으로 11억 8,200달러인 데 비해 동 기간 외국기업의 海外短期借入이 37개사의 6억 5,600만달러인 것을 보면 海外借入이 외국인 투자의 주된 자금원 중의 하나라고 볼 수 있다.

參 考 文 獻

- 金裕燦, 『外國資本에 대한 課稅制度의 現況과 改編方案』, 研究報告書 94-10, 韓國租稅研究院, 1994. 12, pp. 81~85.
- 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. 10, p. 28.
- Hall, R.E. and D.W. Jorgenson, "Application of the Theory of Optimum Capital Accumulation," G. Fromm(ed.), *Tax Incentives and Capital Spending*, Washington : Brookings Institution, Amsterdam : North-Holland, 1971, p. 53.
- IMF, *International Financial Statistics*, Nov. 1993.
- Schneider, D., *Investitionen, Finanzierung und Besteuerung*, Wiesbaden, 1990, p. 206.
- Sinn, H.-W., *Capital Income Taxation and Resource Allocation*, North-Holland, 1987, pp. 145~153.

〈附錄〉 比較對象 國家들의 外國資本에 대한 課稅制度

비교대상 국가들의 감가상각제도를 통한 투자지원효과(A)와 必要稅前收益率을 산출해 내기 위하여 필요한 각국의 法人稅制度를 다음과 같이 정리해 보았다. 각국의 법인세 제도의 방대한 정보 중에서 논의를 되도록 간략하게 하기 위하여 이들을 산출해 내는 데 반드시 필요한 자료만을 수집하였다.

각국의 投資支援制度(고속감가상각, 세액공제를 통한 투자지원금, 조세휴일제도)의 支援效果를 자세히 살펴보기 위하여 우선 각국이 모든 투자분야에 一律적으로 適用하고 있는 法人稅制度和 投資支援制度를 정리해 보고 다음으로 각국이 特定產業分野나 特定地域에의 投資에 적용하고 있는 법인세제도와 투자지원제도를 정리하였다. 개별 국가들은 여러 등급의 투자지원을 개별 산업분야나 지역에 제공할 수 있으나 여기에서는 각국에서 가장 대표적이고 강도가 높은 투자지원분야만을 선별하여 國際比較를 행하기로 한다. 이 과정에서 여러 종류의 투자 중에 機械類에 대한 투자만을 선별적으로 고려하기로 한다.

一般投資分野와 特別投資分野에 적용되는 각국의 法人稅制度和 投資支援制度, 韓國과 맺은 租稅條約에 나타난 利子所得에 대한 源泉所得稅率을 정리해 보면 각각 〈附表 1〉, 〈附表 2〉와 같다.

〈附表 1〉 一般投資分野

(單位：%，年)

	法定 法人稅率	減價償却制度 (機械類) ⁹⁾	投資 支援率 ¹⁾	租稅休日 期 間	租稅休日 期間의 稅率	源泉利子 所得稅率 ¹²⁾	利子率 ¹⁴⁾ (1992)	消費者物價 上昇率(1992)
韓 國	32 ¹⁾	정률법 : 내용연수 7.97년, 잔존가액 10%	-	-	-	12	10.00	6.2
美 國	35 ²⁾	이중채감법 ¹⁰⁾ : 내용연수 5년	-	-	-	12	6.25	3.0
日 本	37.5 ³⁾	정률법 : 내용연수 9.66년, 잔존가액 5%	-	-	-	12	6.15	1.7
英 國	35 ⁴⁾	정률법 : 감가상각률 25%	-	-	-	15	9.41	3.7
獨 逸	50 ⁵⁾	정액법 : 감가상각률 10~20%	-	-	-	15	13.59	4.1
프 랑 스	33⅓	정액법 : 감가상각률 10~15%	-	-	-	15	16.01	2.4
네 델 란 드	40 ⁶⁾	정액법 : 내용연수 10년	-	-	-	15	12.75	3.7
臺 灣	25 ⁷⁾	정액법 : 내용연수 2~5년	-	-	-	20 ¹³⁾	9.25	4.5
싱 가 포 르	31	정액법 : 내용연수 5~16년, 투자연도에 총투자액의 20% 상각	-	-	-	10	5.95	2.3
泰 國	30 ⁸⁾	정액법 : 감가상각률 5%	-	-	-	10	15.00	4.1
말 레 이 지 아	35	정액법 : 감가상각률 8~20% 투자연도에 총투자액의 20% 상각	-	-	-	15	8.13	4.7

註 : 1) 과세표준금액이 1억원 이하이면 18%, 1억원 초과이면 초과금액에 32%의 세율이 적용됨.

2) 5만달러 이하는 15%, 5만달러 초과 7만 5천달러 이하는 25%, 7만 5천달러 초과 10만달러 이하는 34%, 그리고 10만 달러 초과는 35%의 세율이 적용됨.

3) 일반법인의 경우이며 공익법인은 27%임.

4) 25만파운드 이하는 25%, 25만파운드 초과 125만파운드 이하는 35%, 125만파운드 초과는 33%의 세율이 적용됨.

- 5) 유보이윤의 경우이며 배당이윤은 36%임.
- 6) 25만길다 이하는 40%, 25만길다 초과는 35%의 세율이 적용됨.
- 7) 최고세율임
- 8) 상장법인의 경우이며 기타는 35%임.
- 9) 한국, 미국, 일본, 네덜란드는 평균 법정내용연수임.
- 10) 이중채감법은 정률법과 기본적으로는 같으나 매년 감가상각률의 2배를 감가상각하는 방법임.
- 11) 전체 투자액 중 투자지원금의 비중임. 세액공제도 포함됨.
- 12) 한국과 맺은 각국의 조세조약에 규정된 이자소득에 대한 제한세율 기준임. 한국의 원천이자소득세율은 한·미간 조세협약 기준임.
- 13) 대만과 한국은 조세조약이 체결되지 않았으므로 이자소득에 대한 제한세율이 없고 대만의 국내세법에는 비거주자의 이자 소득에 대한 원천징수세율이 20%로 규정되어 있음.
- 14) 연평균 은행대출이자율 기준임, 말레이시아는 1991년, 프랑스와 태국은 1989년 수치임.

資料：臺灣 中央銀行, 『金融統計月報』, 各號.

大韓商工會議所·韓國租稅研究院, 『企業의 減價償却實態와 政策示唆性』, 1994. 6.

財務部, 稅制室 國際租稅課, 『日本の 國稅解說』, 1993. 8.

_____, 『日本の 稅制概要』, 1993. 3.

統計廳, 『主要海外經濟指標』, 1993.

_____, 『韓國經濟指標』, 1993. 4/4.

韓國租稅研究院, 『아시아 主要國의 稅法』, 內部研究用 資料, 1994. 5.

_____, 『外國의 減價償却制度』, 內部研究用 資料, 1994. 5.

_____, 『EC加盟國의 稅法』, 內部研究用 資料, 1994. 4

_____, 『G7의 稅制』, 內部研究用 資料, 1994. 5.

玄鎮權, 「減價償却政策의 改善方向」, 韓國租稅研究院 政策討論會 主題發表, 1994. 5.

IMF. *International Financial Statistics*. Nov. 1993.

〈附表 2〉 特別投資分野

(單位：%，年)

	法定 法人稅率	減價却制度 (機械類) ⁹⁾	投資 支援率 ¹⁶⁾	租稅休日 期 間		租稅休日 期間의 稅率		源泉利子 所得稅率 ²⁴⁾	利子率 ²⁵⁾ (1992)	消費者物價 上昇率(1992)
韓 國	32 ¹⁾	정률법: 내용연수 7.97년, 잔존가액 10%	-	4 ²²⁾	2 ²²⁾	0 ²²⁾	16 ²²⁾	12	10.00	6.2
美 國	35 ²⁾	이중채감법 ¹⁰⁾ : 내용연수 5년	10 ¹⁷⁾	-	-	-	-	12	6.25	3.0
日 本	37.5 ³⁾	정률법: 내용연수 9.66년, 잔존가액 5% 투자연도에 총투자액의 75% 상각 ¹¹⁾	-	-	-	-	-	12	6.15	1.7
英 國	35 ⁴⁾	정률법: 감가상각률 25%	-	-	-	-	-	15	9.41	3.7
獨 逸	50 ⁵⁾	정액법: 감가상각률 10~20% 투자연도에 총투자액의 50% 상각 ¹²⁾	-	-	-	-	-	15	13.59	4.1
프 랑	33⅓	정액법: 감가상각률 10~15%	50 ⁸⁾	-	-	-	-	15	16.01	2.4
네덜란드	40 ⁶⁾	정액법: 내용연수 10년	-	-	-	-	-	15	12.75	3.7
臺 灣	25 ⁷⁾	정액법: 내용연수 1~2.5년 ¹³⁾	5~20 ¹⁹⁾	-	-	-	-	20 ²⁶⁾	9.25	4.5
싱가포르	31	정액법: 내용연수 3년 ¹⁴⁾	50 ²⁰⁾	5~10 ²³⁾	-	0	-	10	5.95	2.3
泰 國	30 ⁸⁾	정액법: 감가상각률 5%	25 ²¹⁾	3~8 ²¹⁾	5 ²¹⁾	0 ²¹⁾	15 ²¹⁾	10	15.00	4.1
말레이시아	35	정액법: 감가상각률 8~20% 투자연도에 총투자액의 60% 상각 ¹⁵⁾	-	5 ¹⁵⁾	-	0 ¹⁵⁾	-	15	8.13	4.7

註：1) 과세표준금액이 1억원 이하이면 18%, 1억원 초과이면 초과금액에 32%의 세율이 적용됨.

2) 5만달러 이하는 15%, 5만달러 초과 7만 5천달러 이하는 25%, 7만 5천달러 초과 10만달러 이하는 34%, 그리고 10만 달러 초과는 35%의 세율이 적용됨.

3) 일반법인의 경우이며 공익법인은 27%임.

- 4) 25만파운드 이하는 25%, 25만파운드 초과 125만파운드 이하는 35%, 125만파운드 초과는 33%의 세율이 적용됨.
- 5) 유보이윤의 경우이며 배당이윤은 36%임.
- 6) 25만길다 이하는 40%, 25만길다 초과는 35%의 세율이 적용됨.
- 7) 최고세율임.
- 8) 상장법인의 경우이며 기타는 35%임.
- 9) 한국, 미국, 일본, 네덜란드는 평균 법정내용연수임.
- 10) 이중채감법은 정률법과 기본적으로는 같으나 매년 감가상각률의 2배를 감가상각하는 방법임.
- 11) 특별상각한도액은 대상설비 취득가액의 4~75%인데, 에너지유효이용 제조설비, 석유자원공급 안정화설비 등에 대해서는 최고 특별상각률인 75%를 인정해 줌.
- 12) 구동독지역 투자시 자산의 취득원가·제조원가에 대해 인정하는 특별상각률임. 순자산 24만DM 이하 또는 과세표준자본액이 50만DM 이하인 중소기업에 대해 신규취득자산의 취득연도에서 20%의 특별상각이, 또 2년도부터 5년도까지 4년간은 통상의 감가상각에 더하여 취득가액 전액을 상각할 수 있음.
- 13) 주식회사 고정자산의 내용연수에 있어서, 연구개발, 실험, 품질검사에 전용하는 기계설비 및 에너지를 절약 또는 대체하는 기계설비는 2년의 가속상각이 인정되며, 산업구조조정, 경상규모의 개선 및 생산방법의 수요에 근거하여 특정 산업에 대해 그 기계설비의 상각연수를 1/2로 단축하는 것이 허용됨.
- 14) 기계 및 설비 중 특정 신규구입자산에 대해 취득가액의 1/3 비율로 특별상각이 인정되므로 기계 및 설비의 범주에 속하는 자산은 3년간 전액 상각이 가능함.
- 15) 건설업과 토목업의 기계 및 설비의 고속감가상각률(취득시 상각률)은 60%이며 기타업은 20%임. 말레이시아 경제발전이 어렵다고 판정되는 외국인투자에 대하여 당국이 인정하는 경우 5년간 면제됨.
- 16) 전체 투자액 중 투자시작시 상각되는 부분의 비중임.
- 17) 기계설비, 일정한 공익사업용 자산 등의 적격자산에 대한 투자에 관해 투자액의 10%(가속상각제도에 의한 내용연수가 3년인 자산은 6%)의 소득공제 또는 법인세 세액공제가 자산을 사용하기 시작한 사용연도에 있어서 인정됨.
- 18) 회사가 대기·수질오염방지장치를 취득한 경우 그 초년도에 50%의 상각이 인정되고 있으며 차년도 이후는 통상의 상각률이 적용됨.
- 19) 주식회사가 자동화생산설비 또는 기술에 대한 투자, 오염방지시설 또는 기술의 매입, 연구개발, 인재훈련과 국제적브랜드 확립에 대한 투자 등의 용도에 지출한 금액의 5~20%를 당해연도 납부의 영리사업소득에서 공제할 수 있음.



- 20) 경제확대장려법의 우대조치를 받고 있지 않는 회사가 노동력 절약을 위해 공업용로봇 및 특정 자동화설비를 도입한 경우에는 투자액의 50%까지 투자공제가 인정됨.
- 21) 투자장려지역의 장려대상기업에 대해 법인세가 3~8년간 면제되고 해당기간 종료 후에도 추가로 5년간에 걸쳐 법인세의 50%가 감면됨. 이러한 장려대상기업은 통상적인 감가상각 이외에 설비의 건설 또는 설비에 드는 원가의 25%를 한도로 공제가 인정됨.
- 22) 고도기술을 수반하는 사업, 수출자유지역에 입주하는 사업, 기타 외국인투자 유치를 위해 조세감면이 불가피한 사업 등에 대해서는 사업개시일이 속하는 과세연도와 그 다음 과세연도부터 3년 내에 종료하는 과세연도에 있어서는 법인세(또는 소득세)를 전액 감면하며, 그 다음 2년 내에 종료하는 과세연도에 있어서는 50%를 감면함.
- 23) 파이어니어 기업의 파이어니어 제품의 생산개시일로부터 5~10년간의 면세기간이 인정됨.
- 24) 한국과 맺은 각국의 조세조약에 규정된 이자소득에 대한 제한세율 기준임. 한국의 원천이자소득세율은 한·미간 조세협약 기준임.
- 25) 연평균 은행대출이자율 기준임. 말레이시아는 1991년, 프랑스와 태국은 1989년 수치임.
- 26) 대만과 한국은 조세조약이 체결되지 않았으므로 이자소득에 대한 제한세율이 없고 대만의 국내세법에는 비거주자의 이자소득에 대한 원천징수세율이 20%로 규정되어 있음.

資料：臺灣 中央銀行, 『金融統計月報』, 各 號.

大韓商工會議所·韓國租稅研究院, 『企業의 減價償却實態와 政策示唆性』, 1994. 6.

財務部, 稅制室 國際租稅課, 『日本の 國稅解說』, 1993. 8.

_____, 『日本の 稅制概要』, 1993. 3.

統計廳, 『主要海外經濟指標』, 1993.

_____, 『韓國經濟指標』, 1993. 4/4.

韓國租稅研究院, 『아시아 主要國의 稅法』, 內部研究用 資料, 1994. 5.

_____, 『外國의 減價償却制度』, 內部研究用 資料, 1994. 5.

_____, 『EC加盟國의 稅法』, 內部研究用 資料, 1994. 4

_____, 『G7의 稅制』, 內部研究用 資料, 1994. 5.

玄鎭權, 「減價償却政策의 改善方向」, 韓國租稅研究院 政策討論會 主題發表, 1994. 5.

IMF. *International Financial Statistics*, Nov. 1993.

多住宅保有 財産稅 強化에 따른 稅負擔 測定 및 豫想效果 分析

魯 英 勳*

요 약

우리나라의 주택보유 현황에 관한 자료 및 이에 기초한 실증분석은 주택정책 및 주택조세정책 立案에 귀중한 정보를 제시하고 있음에도 불구하고, 과거 總量的(aggregate) 수준에서만 이루어져 왔다. 본 연구에서는 시도별 재산세 과세자료의 전산화과정에서 밝혀진 全國의 世帶別 多住宅保有分布를 토대로 개별 미시과세자료에 대한 표본을 추출하고 이에 기초하여 현행의 재산세부담을 추정한 결과, 개별주택별 평균세율은 평균 0.32%이었으며 세대별 평균세율은 0.31~0.54%의 범위를 갖는 매우 낮은 수준에 있었다. 또한, 그 동안 추진되었던 다주택보유 재산세 증과방안에 대한 稅收效果 模擬實驗과 經濟的 效果를 예상한 결과, 주택의 보유편중도를 완화하기 위한 다주택보유 재산세 증과정책은 현행 재산세부담이 임대소득이나 양도차익에 비해 너무 낮은 수준에 있으므로 실효성이 적을 것으로 예상되었다.

I. 序 論

개개의 인간이 모여 가구를 형성하고 생활을 영위하는 과정에서 필요로 하는 거주공간을 주택 또는 주거용 거처에 마련(확보)하는 것은 인간의 기본적인 消費行爲의 하나이

* 本院 專門研究委員

本 論文의 草稿는 1993년 韓國租稅研究院의 『土地·住宅關聯 地方稅制의 改編方案』 연구시 연구 보고서로 작성되었으며, 연구를 위해 자료협조를 해준 內務部 地方稅制局에 감사드립니다. 또한 본 논문을 검토한 두 심사위원의 건설적인 제안에 감사드리며, 이를 충분히 반영하고자 노력하였으나 미진한 부분은 시간적인 제약에 기인함을 밝힌다.

다. 또한, 실물자산의 하나인 주택을 구입하여 보유하는 행위는 경제체제 내에서의 富를 保有·蓄積하기 위한 投資行爲이다. 주택이라는 건물에 대한 財産稅 賦課는 주택소유주가 보유한 주택에 대해 정부의 응능, 응익, 재분배의 원칙에서 세금을 부과하는 정부의 고유 권한이지만, 이것이 미치는 경제적인 효과는 주거서비스 시장, 주택자산 시장을 통해 대체·보완관계에 있는 모든 재화(서비스) 및 자산시장에 영향을 미치게 된다.

본 연구는 현재 우리나라의 住宅所有 및 住居(서비스 소비) 現況을 住宅-家口(世帶) 間 關係를 중심으로 각종 통계자료를 통해 개관한 후, 현행 재산세제하에서의 재산세 부담을 물건별, 세대별로 살펴보고, 신경제5개년 계획에 의거하여 논의되었던 多住宅保有者에 대한 재산세 부담 강화방안을 課稅資料를 이용하여 모의실험한 결과를 중심으로 예상효과와 정책목표를 비교·검토하려고 한다. 특히, 과세자료를 토대로 집계한 世帶別 多住宅保有 內譯은 다주택보유 재산세 증과논의 목적 이외에도 정부의 임대주택정책, 임대소득세제, 양도소득세제 등 주택정책 및 주택조세정책 일반에 귀중한 정보를 제시하고 있다는 점에서 그 자체만으로도 분석을 필요로 한다.

II. 住宅의 保有現況과 住宅分 財産稅

1. 주택의 보유현황

먼저 통계청이 1992년 말에 발간한 『1990 人口住宅總調查報告書』¹⁾를 통해 1990년 말의 가구와 주택의 소유·거주상황을 살펴 보면 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다.

첫째, 주택의 種類別로 주택당 居住家口數 분포가 큰 차이를 나타낸다(〈表 1〉 참조). 특히 단독주택의 경우 851만가구가 473만주택에 거주하고 있으므로 1주택당 평균 1.8가구가 거주하고 있는 반면, 아파트의 경우 97%가 그 구조적 특성상 아파트 한 채가 한 가구를 수용하고 있다. 따라서 기존 단독주택 1채의 재건축으로 인한 주택문제는 1.8가

1) 1992년 말에 발간한 동 보고서는 최종 집계결과가 발표되었으므로, 그전까지 사용되었던 잠정보고서나 표본추출 집계결과 보고서상의 수치와는 차이가 있다.

구에 영향을 미치는 반면, 신규 아파트 1채의 건설은 1가구에게만 공급될 뿐이라는 의미를 갖는다.

둘째, 주택에 거주하고 있는 총 1,131만가구 중 54%인 614만가구들이 201만주택에서 주택당 평균가구밀도 3 이상으로 과밀하게 한 주택을 함께 쓰고 있다는 사실이다(〈表 1〉 참조). 즉, 나머지인 517만 가구만이 自家이든 借家이든 한 주택을 점유하고 있고, 이를 가구대상 센서스상의 자가점유 가구수인 567만가구와 비교하여 보면, 자가점유하고 있다고 답한 일반가구 중에 상당부분이 賃借家口와 한 주택을 함께 쓰고 있음을 알 수 있다.

〈表 1〉 住宅의 種類 및 居住家口數別 分布

(單位：戶，%)

주택당 거주가구수	주택의 종류					
	단독주택	아 파 트	연립주택	다 세 대	비거주용 ³⁾	계
1가구	2,971,277 (62.8)	1,580,279 (97.1)	396,016 (81.2)	101,375 (87.9)	119,488 (59.0)	5,168,434 (72.2)
2가구	809,045	45,767	77,680	10,530	37,104	980,126
3가구	453,979	1,960	11,899	2,324	21,065	491,247
4가구	235,960	112	1,909	1,120	11,420	250,521
5가구	121,586	—	2	—	5,911	127,499
6가구 이상	135,066	—	—	—	7,493	142,559
계(주택수 ¹⁾)	4,726,933	1,628,117	487,506	115,349	202,481	7,160,386
(가구수 ²⁾)	8,511,151	1,678,505	594,806	133,933	390,077	11,308,472

註：1) 주택수에는 空家(전국총수 196,901호)를 제외함.

2) 가구수에는 주택내 거주하는 7,466집단가구를 포함하며, 주택내 거주 일반가구만은 11,301,006가구임.

3) 비거주용은 주거 이외의 용도로 복합사용되는 건물의 주택부분임.

資料：통계청, 『1990 人口住宅總調查報告書』, p. 676에서 재구성.

셋째, <表 2>를 보면, 住宅의 類型別로 입주(점유)형태가 다름을 알 수 있다. 소유주가 거주하지 않으면서 임대제에 제공되는 아파트는 총 아파트 중 34%나 되지만, 단독주택의 경우 15%에 불과하다. 즉, 단독주택 472만채 중 85%에 해당하는 402만여 단독주택에 소유주가 自家居住하고 있었지만, 1가구만이 거주한 경우는 단독주택의 63%뿐인 297만채뿐이어서 단독주택 중 적어도 22% 이상은 소유가구가 거주하면서 단독주택의 일부분을 유·무상으로 임대하고 있음을 알 수 있다.

<表 2> 住宅의 種類 및 占有形態別 分布

(單位：戶，%)

주택의 점유형태	주택의 종류					계
	단독주택	아 파 트	연립주택	다 세 대	비거주용	
자 가	4,024,816 (85.1)	1,075,816 (66.1)	375,791 (77.1)	83,332 (72.2)	94,156 (46.5)	5,653,911 (79.0)
전 세	390,698	317,368	74,983	25,430	40,957	847,436
보 증 부 월 세	68,300	147,113	9,047	2,138	26,103	252,701
월 세 (사 글 세)	119,285	15,429	6,522	2,799	23,273	167,308
무 상	123,834	72,391	21,163	1,650	17,992	237,030
계	4,726,933	1,628,117	487,506	115,349	202,481	7,160,386

註：1. 주택수에는 空家(전국총수 196,901호)를 제외함.

2. 비거주용은 주거 이외의 용도로 복합사용되는 건물 내의 주택으로, 주택 이외의 거처가 아님.

資料：통계청, 『1990 人口住宅總調查報告書』, p. 649.

한편, 本稿에서 사용한 주택분 재산세 부과 기초자료로부터는 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다.

첫째, 1993년 5월 시점에서의 재산세 부과대상 주택총량(stock)을 소유세대별로 그 분포를 파악했으므로, 모집단의 세대수는 주택을 한 채라도 소유하고 있는 세대수이지 무주택가구까지를 포함하는 전국총세대수(1993년 말 건설부 통계：1,212만 2천가구수)가 아니다. 즉, 주택을 소유하고 있는 가구들을 대상으로 주택의 所有偏重度를 조사한 것이라 할 수 있다. 예를 들어, 주택소유세대 중 상위 0.03%에 있는 세대들이 주택수의 3.01%를 소유하고 있음을 <表 3>은 보여주고 있다.

둘째, 본 자료가 주택을 관찰단위로 하여 그 소유관계를 世帶別로 파악하였을 뿐이고 居住家口에 대한 정보는 제공하고 있지 않으므로, 주택소유가구의 현재 주거지나 입주형태에 관한 정보를 알 수 없다. 예를 들어, 센서스 등의 家口調査에서 알 수 있는 自家占有率(owner-occupying household ratio) 또는 自家所有率 등을 파악할 수 없는 한계가 있다.

2. 住宅分 財産稅

현재 우리나라의 주거용 부동산 保有²⁾와 관련된 조세는, 주택용 부속토지에 대한 재산세와 토지보유과다세를 1990년부터 통합하여 人別 누진합산 과세하는 人稅로서의 綜合土地稅와 종래의 物稅인 財産稅가 있다. 도시계획세, 교육세가 이들 과표에 준하여 부과되며, 건물에는 共同施設稅가 추가로 부과된다. 이러한 지방세 외에 宅地超過所有負擔金이 도시계획구역상의 상한선을 초과하여 소유되고 있는 택지(주택의 부속토지, 나대지, 개발택지 포함)에 대해 부과되고 있다.

本稿에서 다루고자 하는 주택에 대한 재산세는, 지방세법(제104조 제4호)에 의거하여 정의된 각종 용도의 건물(주택, 점포, 사무실, 공장, 창고 등), 구축물, 그리고 부대설비 가운데 1종(주거시설)과 6종(농·어가 및 광산주택)의 주거용 건물이 그 과세대상이다. 공정한 재산세 과세를 위해서는 과세대상 물건의 재산가치를 과세시점 기준으로 정확히 평가하여야 하나, 對象 不動產의 시장가치를 매년 반복하여 재평가(reassessment)하여 보유세 과표로 사용하는 데에는 많은 어려움이 따른다³⁾. 특히, 우리나라의 경우 재산세

2) 부동산의 取得 등 去來·移轉과 관련된 地方稅로서의 취득세·등록세, 國稅로서의 양도소득세, 그리고 보유과세이지만 유희토지에 있어서의 미실현 자본이득에 대한 과세인 「土地超過利得稅」는 住宅에 대한 財産保有課稅가 아니므로 本稿의 주된 논의대상이 아니다.

3) 전통적인 지방세인 재산과세는 소득세나 소비세와 달리 소득 및 물가상승에 따른 자연적인 세수 증대가 없으므로, 지방정부의 기능축소로 인한 지방재정의 감소가 없는 한 정기적으로 재산에 대한 再評價나 稅率構造 改編을 필요로 한다. 兩者 모두 조세저항을 야기할 가능성이 많으므로 課標現實化率(assessment ratio)은 항상 1 이하이다. 미국의 경우, 웨스트버지니아·캘리포니아·루이지애나·오클라호마州 등이 과표산정시 매매가기준방법(assessment on sale method)을 채택하고 있으나, 연방대법원은 최근의 Allegheny석탄회사 대 웨스버지니아주 웨스터군 판결을 통해 신규 재산취득자와 최근 거래가 없었던 기존 재산 소유권자를 재산세부과시 차별하는 것은 수정헌법 제14조의 「법으로부터의 동등보호」 조항을 위배하는 것으로 보는 경향을 보이고 있다.

과세대상이 토지를 제외한 건물(improvement)만이므로 건물만의 가치를 전체 부동산 가치(property value)에서 추출해 내는 인위적 조작을 필요로 한다. 현재, 재산세 과표로 사용하고 있는 課稅時價標準額은 자본재의 대체비용(replacement cost)개념에 입각하여, 당해 연도의 단위면적(m^2)당 신축건물 기준가액에 구조지수·지붕지수·용도지수·지역지수·과세해당면적(m^2)을 곱하여 신축가격을 구하고, 감가상각을 고려하기 위한 경과연수별 잔가율을 곱한 후, 가감산특례를 통한 최종 과표조정을 하는 방식을 택하고 있다.

稅率⁴⁾은 일반건물에 대해서는 0.3%의 단일세율이 적용되는 반면, 주택에 대해서는 누진세율을 적용하고 있다. 현행 주택분 재산세율은 〈附表 1〉에서 볼 수 있듯이 세법상의 명목세율이 0.3%부터 7%까지의 계단적 누진구조를 갖고 있으나, 상위 명목세율은 하위 과표구간의 최고 액수를 초과하는 금액에 대해서만 적용되는 超過累進稅率體系를 취하고 있으므로, 최저 과표구간의 경우를 제외하고는 平均稅率은 항상 법정 명목세율보다 낮고 연속적인 구조를 갖는다. 건축물분 재산세와 관련된 지방세법 개정은 1974년, 1986년, 그리고 1990년에 있었고, 각 기간의 세율체계와 그 변화는 〈附表 1〉을 통해 살펴볼 수 있다.

특히 1987년~1990년 기간과 1991년 이후 기간의 총 6단계에 걸친 초과누진세율체계는 그 적용 법정세율까지 동일하며, 각 단계의 과표구간만이 조정되어 왔다. 하위 3단계 과표구간(적용세율)이 700만원 이하(0.3%), 700~1,000만원(0.5%), 1,000~1,800만원(1%)에서 1,000만원 이하(0.3%), 1,000~1,300만원(0.5%), 1,300~1,800만원(1%)으로 변경되어 하위 세율 적용대상은 확대되었으나, 상위 3계급 구간은 1,800~2,600만원, 2,600~3,500만원, 3,500만원 이상으로 변화가 없었고 적용세율 또한 종전과 마찬가지로였다. 과표산정에 사용되는 신축건물 기준가액이 m^2 당 1990년의 11만 2천원에서 1991년의 12만 2천원, 1992년의 13만 3천원으로 매년 8.9%, 9.0% 상승한 점을 고려하면 구간내의 中位點(mid-point)를 기준으로 동일세율을 적용받는 하위 3

4) 우리나라의 재산세는 그 세율체계가 지방자치단체간의 차이가 허용되지 않도록 地方稅法에 규정되어 있고, 과표산출방식 또한 중앙정부가 전국 공통으로 정한 지침에 따라 지방정부가 획일적으로 적용하고 있다. 지역간 차이를 나타낼 수 있는 요인은 과표산출공식상의 지역지수(80~114)인데, 이는 100을 기준으로 상하 14%, 20%의 지역간 차이를 반영하는 정도에 그치고 그 차이도 건물의 부속토지에 대한 공시지가차이와 자동적으로 연계되어 있어 지방정부의 재량권이 없다.

개 구간들이 명목 과표인상분 이상으로 상향조정되었음을 알 수 있다⁵⁾. 하위 3개 세율적용대상을 확대함으로써 과표 1,800만원 이하 소형주택은 경과하고 그 이상의 과표를 갖는 주택에 대해서는 세부담을 과표인상분에 한정하는 결과를 낳았다.

3. 基礎資料에 대한 說明

실증분석에 사용한 자료의 특성을 概觀하기 위하여, 母集團에 대한 정의, 母集團으로부터의 표본추출방법, 최종 「데이터셋」(dataset) 구성과정을 설명하려고 한다.

본 연구에 사용된 기초자료는, 재산세 전산자료 표준화 과정에서 최초로 이용 가능하게 되었던 세대별 주택보유자료를 母集團으로 하여, 本院의 표본추출방법(sampling design)에 의거하여 표본추출한 후, 현행 부과대상인 課稅物件別로 즉, 원래의 개인별 자료형태대로 제공된 전산자료에 근거한다. 따라서 모집단이 정확하게 구성되었고, 표본추출방법이 적절하며, 추출이 層內에서 무작위로 이루어졌다는 가정하에서 자료분석을 하였다.

좀더 자세히 설명하면, 각 시도별로 달리 운영되고 있던 재산세 전산자료를 地方稅政 綜合電算化計劃의 일환이며 다주택보유자에 대한 과세강화의 선결과제인 「財産稅 電算資料 標準化 推進計劃」에 따라 전국적으로 표준화된 전산시스템으로 자료변환하는 과정에서 전국 규모의 세대별 주택보유 합산이 최초로 이용 가능하게 되었다. 즉, 市·郡·區 단위의 지방자치단체에서, 과거 건물분 재산세부과 기초자료였던 財産課稅臺帳을 기초로 建物資料를 표준화 양식에 입력하고, 財産稅課稅臺帳上의 납세자 주소, 성명을 토대로 행정전산망상의 주민등록세대주 file⁶⁾과 연결하여 납세자 주민등록번호, 세대주 주민등록번호 등을 새로 입력하여 納稅義務者資料를 추가하였다.

-
- 5) 과표구간 재조정예 따른 정확한 세부담 증가를 보기 위하여는, 동일한 과세대상물이 소속 과표 구간간에 어떻게 이동하였는지를 살펴보아야 한다. 신축건물단가의 상승으로 인한 과표 인상분이 과표구간 간의 이동을 초래하였다면 상위계급에 적용되는 세율증가로 인한 추가적인 부담까지 있게 된다.
 - 6) 현행 住民登錄法上的 世帯 개념(狹意의 世帯)에 입각하여 세대주별 주택보유 분포를 구성하고 이를 모집단으로 하여 표본추출하였으므로, 만일 현재 고려하고 있는 세대개념 - 세대분리된 배우자 및 30세 미만의 직계비속을 포함하는 세대 -를 이용하여 과세대상을 정할 경우 다주택보유세대가 소유하는 주택수는 더욱 증가할 것이고, 본 연구에 사용된 표본자료의 모집단이 변하게 되므로 자료를 이용한 분석에 있어서 신중을 기해야 할 것이다.

이렇게 구성된 모집단의 분포는 <表 3>과 같다. 課稅臺帳上的 주택을 한채라도 소유한 세대는 총 711만 5,055世帶로서, 그들이 소유한 주택수는 총 812만 8,390棟이었다. 이 가운데, 무주민등록 주택(세대)은 소유주의 주민등록번호 오류·누락 및 이로 인한 세대주의 주민등록번호를 확인할 수 없었던 경우들이지 무주택세대를 의미하는 것이 아니며, 모집단 주택수인 812만여 동 가운데 180만동을 차지함으로써 22.2%를 차지하고 있다. 이들 주택들의 세대주가 1주택소유인지, 다주택소유인지를 현재로서는 알 수 없으므로 확인된 보유채수별 세대분포에 비례하여 무주민등록 주택들도 각 층에 분류된다는 가정하에 모집단화(gross-up)하였다⁷⁾. 즉, 본 연구에 쓰인 표본자료는 이들 계층으로부터는 추출되지 않았지만, 가중치계산에 있어서는 이들이 포함된 모집단세대들로부터의 추출비율의 역수를 이용하였다. 따라서, 모집단분포에 관한 정보 불완전성을 극복할 더 나은 선택이 없는 상황에서의 이러한 가정은, 주택분 재산세 총세수추계 등에 있어서 미확인 세대의 각 층별 분류양상에 따라 偏奇(biasedness)의 정도가 달라질 것으로 예상된다.

<表 3> 母集團：1993年 世帶別 保有住宅數 分布

(單位：名, 棟)

	세 대 수	주 택 수
무주민등록	1,803,140	1,803,140
1	4,671,055	4,671,055
2	550,564	1,101,128
3	64,351	193,053
4	14,154	56,616
5	4,327	21,635
6	2,227	13,362
7	1,301	9,107
8	995	7,960
9	721	6,489
10+	2,220	244,845
합 계	7,115,055	8,128,390

資料：內務部 市郡稅課, 1993년 주택분 재산세 부과 기초자료.

1992년도 內務部 市郡稅課 자료인 <附表 2>와 <附表 3>上的 所有者數 665만 6,827 명과 주택수 747만 8,328棟을 1993년도 자료인 <表 1>과 <表 3>上的 수치와 비교할

7) 1992년의 1주택 보유자수가 610만 6천명이었던 점을 감안하면, 무주민등록층 내의 대부분의 주택이 1주택 보유자소유로 분류될 것으로 추측된다(<附表 2> 참조).

때, 다음과 같은 차이를 살펴볼 수 있다. 첫째, 1년간의 차이인 65만여동의 주택수 증가는, 건설부추계⁸⁾ 1991년과 1992년의 주택건설 실적인 61만호 및 58만호와 비교할 때 납득할 수 있는 증가분이다. 또한 1990년 말의 인구·주택 총센서스상의 空家를 제외한 주택수인 716만 386채와 비교해도 2년간의 증가분을 감안할 때 비교적 정확하다고 할 수 있다.

둘째, 1992년도 자료는 人別 즉, 납세의무자인 所有主別 주택소유분포이고, <表 3>은 世帶主別 住宅所有 分布이므로 다주택보유층들의 소유주택수들은 같은 시점에서 집계하더라도 증가할 수밖에 없다.

<表 4> 1993年 全國 世帶別 住宅保有現況

(單位：世帶, 棟, %)

	세 대 수 ¹⁾	주 택 수
무주민등록 ²⁾	1,803,140(25.30)	1,803,140(22.18)
1주택보유	4,671,055	4,671,055
2주택 이상 보유	640,860(9.00)	1,654,195(20.35)
전 국 합 계	7,115,055	8,128,390

註：1) 현행 세대별 주민등록표상의 세대주 주민등록번호로 정의됨.

2) 납세의무자 또는 그 세대주의 주민등록번호 미확인.

資料：內務部 市郡稅課, 電算資料.

최초로 다주택보유 현황이 집계되기 시작한 것은 1991년부터인데, 이는 6대도시 및 경기도 지역만을 대상으로 하여 人別로 집계되었으며 <附表 4>에 나타나 있다. 즉, 1991년과 1992년은 人別로, 6대도시지역과 전국 규모로, 건설부와 내무부에서 각각 집계되었고, 1993년에는 세대별로 전국을 대상으로 내무부에서 집계하였다. 다주택보유자(또는 세대)가 전체 주택소유자(또는 세대)에서 차지하는 비율은 6.29%, 8.26%, 9.00%로 증가하고, 이들이 소유하는 주택수가 전체주택에서 차지하는 비율 또한 13.81%, 18.34%, 20.35%로 증가하는 추세이다. 각 연도별 다주택보유자(또는 세대)당 평균소유주택수는 2.39호, 2.49호, 2.58호로 증가해 오고 있음을 알 수 있다.

8) 建設部, 住宅建設現況表.

〈表 5〉 世帶別 住宅保有 母集團 및 標本資料(1993년)

(單位: 名, %)

보유 주택수	모 집 단			표 본			표본비율 (B/A)
	세대수(A)	비율 ¹⁾	누적비율	세대수(B)	비율 ²⁾	누적비율	
무주민등록 ³⁾	1,803,140	22.18	22.18	—	—	—	—
1	4,671,055	57.47	79.65	11,561	14.58	14.58	0.25
2	550,564	13.55	93.19	8,762	22.11	36.69	1.59
3	64,351	2.38	95.57	4,114	15.57	52.26	6.39
4	14,154	0.70	96.26	2,397	12.10	64.36	16.94
5	4,327	0.27	96.53	1,143	7.21	71.57	26.42
6	2,227	0.16	96.69	745	5.64	77.21	33.45
7	1,301	0.11	96.91	407	3.59	80.80	31.28
8	995	0.10	96.90	237	2.39	83.19	23.82
9	721	0.08	96.98	166	1.88	85.07	23.02
10+	2,220	3.01	100.00	721	14.92	100.00	32.48
합 계	7,115,055	100.00		30,253	100.00		

註: 1) 전체 모집단 주택수 8,128,390채에서 각 층별세대들이 소유한 주택수의 비율.

2) 표본내 주택수 79,267채에서 각층별 세대들이 소유한 주택수의 비율.

3) 무주민등록세대는 소유주의 주민등록번호로 세대주를 확인할 수 없는 세대.

資料: 內務部 市郡稅課, 1993년 주택분 재산세부과 기초자료.

이러한 모집단을 대상으로 세대주를 표본추출단위로 하여 〈表 5〉와 같이 보유주택수를 층으로 한 層化任意抽出標本을 얻었고, 그 분포는 〈表 6〉의 셋째칸에 나타나 있다. 제공된 자료가 課稅時價標準額을 포함하고 있지 아니하므로 이를 『건물과세시가표준액 조정지침(1993. 1. 1)』에 의거하여 개별주택에 대해서 일일이 산정하는 프로그램을 개발하였고, 그 산정방법은 1993년 신축건물기준가액 (133,000원/m²), 구조지수, 지붕지수, 용도지수, 지역지수, 경과연수별 잔가율, 과세해당면적 (m²), 가감산특례조정률을 곱하여 산출하게 되어 있으나 서울증감을 위한 자료의 부정확성⁹⁾으로 인해 마지막 단계의

9) 과세대상건물이 서울증감대상(가산대상 18종, 감산대상 21종)인지를 파악하기 위해서는 지상·지하층수, 특수 부대시설 존재여부, 건물높이(m), 전통한옥여부 등이 정확히 입력되어 있어야 하나, 제공된 자료는 이러한 정보가 누락되어 있거나 오류치를 많이 포함하고 있다. 건물의 효용성 및 가치에 영향을 주는 요인을 과표에 반영한다는 측면에서의 이러한 고려는 따라서 본 연구에서는 다루지 않았다. 그러나, 과세 해당면적을 통한 과표가감은 과세액의 큰 차이를 나타내므로 반영하였다.

가감산특례에 의한 조정은 생략하였다. <表 6>의 과세표준 총계와 현행 재산세액 총계는 이상의 방법으로 계산한 주택별 과표와 純財産稅額¹⁰⁾을 소유세대주가 속한 層內에서 가중합산한 결과 얻었다.

〈表 6〉 階層別 주택분 財産稅負擔 推計
(現行 個別累進과 世帶別 合算累進)

(單位: 10億원, %)

층	세대 수	주택 수	과세표준 총계 ¹⁾ (A)	현행재산세액 총계 ¹⁾ (B)	합산누진세액 총 계 ^{1) 2)}	비율(B/A)
1	11,561	11,561	28,649.5 (74.3)	183.3 (70.9)	183.3 (48.6)	1.0
2	8,762	17,524	7,545.0 (19.6)	56.1 (21.7)	123.7 (32.8)	2.2
3	4,114	12,342	1,276.6 (3.3)	9.9 (3.8)	27.7 (7.3)	2.8
4	2,397	9,588	424.9 (1.1)	3.7 (1.4)	12.8 (3.4)	3.5
5	1,143	5,715	149.9 (0.4)	1.4 (0.5)	4.8 (1.3)	3.4
6	745	4,470	95.8 (0.2)	1.0 (0.4)	3.5 (0.9)	3.5
7	407	2,849	61.4 (0.2)	0.5 (0.2)	2.4 (0.6)	4.8
8	237	1,896	54.5 (0.1)	0.5 (0.2)	2.3 (0.6)	4.6
9	166	1,494	42.8 (0.1)	0.3 (0.1)	1.8 (0.5)	6.0
10+	721	11,828	262.0 (0.7)	2.1 (0.8)	14.7 (3.9)	7.1
합 계	30,253 ³⁾	79,267 ³⁾	38,563.2 (100.0)	258.7 (100.0)	376.7 (100.0)	

註: 1) 標本抽出比率에 따른 加重合算.

2) 個別課標 합산하여 世帶別課標를 구한 후 現行 누진세율체계를 적용.

3) 總 30,331世帶 所有 79,548住宅이 자료처리전 표본총수.

4) () 안은 合計 對比 比率임.

資料: 內務部 市郡稅課, 1993年度 재산세 부과 기초자료.

3. 現行 住宅分 財産稅 負擔水準

1992년도 귀속분 총량통계를 보면, 지방세입 22조원의 약 46%인 10조원의 지방세

10) 도시계획세, 소방공동시설세, 교육세 비포함.

가운데 3,610억원이 재산세이고 중기·선박·항공기를 뺀 건축물분 재산세는 3,482억원이다. 이 중 주택에 대해서 과세한 것은 1,972억원으로 재산세 대비 54.6%이고, 건축물분 재산세 대비 56.6%이다. 주택분 재산세 과표총액은 36조 5,154억원으로 건축물 총과표 총액의 51.7%이다. 1993년 귀속분은 표본자료에 기초하여 추계해 본 결과 주택분 과표 총액 38조 5,623억에 주택분 재산세 2,587억원이 부과된 것으로 예상된다. 1993년 예산기준의 타세목과 비교하면, 재산세총액은 같은 보통 시·군세이면서 재산세인 자동차세의 40%, 종합토지세의 45% 정도 수준이다.

주택보유세대 중 9%를 차지하는 다주택보유세대가 소유하고 있는 주택수는 최소한 주택총수의 20.4%에 해당하고 과표합계 중 25.7%를 차지하며, 이들이 납부하고 있는 재산세액은 754억원으로 주택분 재산세액의 29.1%를 차지한다.

이러한 총량적인 부담을 주택의 보유채수를 층으로한 계층별 과표구간에서의 평균세율 분포를 통해 살펴보기로 하자. <表 7>과 <表 8>의 교차제표(Cross-Tabulation)상에 나타나는 각 셀(cell) 안에는 셀빈도(cell frequency), 百分率(percent), 行百分率(row percent)이 차례로 들어가 있다. 예를 들어, 5주택 보유세대들이 소유한 주택들중 과표가 1,000만원에서 1,300만원까지의 구간에 속한 주택은 1,499채로 전체 612만주택 중 0.02%이고 5주택 보유계층 소유 주택 중 6.9%를 차지한다.

먼저 층내 개별주택들의 과표분포를 <表 7>을 통해 보면, 층내에 속한 개별주택들의 과표계급분포가 소유주의 보유채수와는 상관관계가 적음을 알 수 있다. 다시 말해, 1주택 보유세대들이 보유한 개별주택들이 각 과표구간 내에 78%, 9%, 8%, 3%, 0.7%, 0.4%의 순으로 층내분포를 보인 것과 예를 들어 5주택 소유세대들이 보유한 주택들이 78%, 7%, 7%, 5%, 2%, 1.5%의 순으로 층내분포를 보인 것과는 有意인 차이를 나타내지 않는다는 사실이다¹¹⁾. 이는 다주택보유자들이 소유한 개개의 주택들이 적어도 건물의 과표라는 면에서는 특별히 高價이지는 않고 비교적 고루 분포되고 있다는 것을 의미한다.

11) 표본내의 모든 관찰된 주택에 대해 소유주의 보유채수와 과표계급이라는 두 변수간의 빈도를 나타내는 교차제표(Cross Tabulation)를 <表 7>과 같이 만든 후, 양 변수간 연관성(association)의 존재여부와 그 정도를 나타내는 피어슨 상관계수(Pearson Correlation Coefficient)나 스피어만 순위상관계수(Spearman Rank Correlation Coefficient)를 살펴 보면, 각기 0.03과 0.04이라는 낮은 수치를 보였음.

〈表 7〉 層內 個別 住宅들의 課標分布¹⁾

(單位:棟, %)

	과표구간1 ¹⁾	과표구간2	과표구간3	과표구간4	과표구간5	과표구간6	계
1	3,643,997 59.57 78.01	422,127 6.90 9.04	393,127 6.43 8.42	160,806 2.63 3.44	34,343 0.56 0.74	16,565 0.27 0.35	4,671,055 76.36
2	812,839 13.29 73.82	92,431 1.51 8.39	98,652 1.61 8.96	63,589 1.04 5.77	25,197 0.41 2.29	8,419.9 0.14 0.76	1,101,128 18.00
3	146,972 2.40 76.13	15,001 0.25 7.77	14,125 0.23 7.32	11,153 0.19 5.78	4,160.8 0.07 2.16	1,642.4 0.03 0.85	1,930.53 3.16
4	41,647 0.68 73.56	4,239.7 0.07 7.49	4,871.5 0.08 8.60	3,519.3 0.06 6.22	1,529.4 0.03 2.70	808.97 0.01 1.43	56,616 0.93
5	16,789 0.27 77.60	1,499.1 0.02 6.93	1,484 0.02 6.86	1,154.6 0.02 5.34	382.35 0.01 1.77	325.57 0.01 1.50	21,635 0.35
6	10,474 0.17 78.39	872.86 0.01 6.53	923.68 0.02 6.91	621.77 0.01 4.65	266.04 0.00 1.99	203.272 0.00 1.52	13,362 0.22
7	7,329.7 0.12 80.48	684.06 0.01 7.51	457.11 0.01 5.02	389.98 0.01 4.28	134.26 0.00 1.47	111.88 0.00 1.23	9,107 0.15
8	6,583 0.11 82.70	499.6 0.01 6.28	398.84 0.01 5.01	256.1 0.01 3.22	54,578 0.00 0.69	167.93 0.00 2.11	7,960 0.13
9	5,481.3 0.09 84.47	503.83 0.01 7.76	256.26 0.00 3.95	160.7 0.00 2.48	34,747 0.00 0.54	52.12 0.00 0.80	6,489 0.11
10+	30,606 0.50 84.04	2,041.4 0.03 5.61	1,413.3 0.02 3.88	1,397.9 0.02 3.84	492.65 0.01 1.35	468.02 0.01 1.29	36,419 0.60
합계	4,722,718 77.21	539,989 8.83	515,708 8.43	243,049 3.97	66,594.8 1.09	28,765.6 0.47	6,116,824 100.00

註: 1) 층별로 표본추출비율이 다르므로 가중치를 부여함.

- 2) 과표구간 1: 1,000만원 이하
 2: 1,000~1,300만원
 3: 1,300~1,800만원
 4: 1,800~2,600만원
 5: 2,600~3,500만원
 6: 3,500만원 이상

〈表 8〉 層內 世帯別 合算課標分布¹⁾

(單位：世帯，%)

	과표구간1 ¹⁾	과표구간2	과표구간3	과표구간4	과표구간5	과표구간6	계
1	3,643,997 68.60 78.01	422,217 7.95 9.04	393,127 7.40 8.42	160,806 3.03 3.44	34,343 0.65 0.74	16,565 0.31 0.35	4,671,055 87.94
2	283,828 5.34 51.55	47,881 0.90 8.70	68,616 1.29 12.46	63,652 1.20 11.56	44,676 0.84 8.11	41,911 0.79 7.61	550,564 10.36
3	21,242 0.40 33.01	6,898.1 0.13 10.72	9,604.2 0.18 14.92	9,932.6 0.19 15.44	6,585.3 0.12 10.23	1,008.9 0.19 15.68	64,351 1.21
4	2,674.9 0.05 18.90	1,074.7 0.02 7.59	1,706.5 0.03 12.06	2,391.5 0.05 16.90	1,960.4 0.04 13.85	4,346 0.08 30.71	14,154 0.27
5	526.21 0.01 12.16	242.28 0.00 5.60	450.49 0.01 10.41	821.49 0.02 18.99	749.56 0.01 17.32	1,537 0.03 35.52	4,327 0.08
6	152.45 0.00 6.85	59.785 0.00 2.68	182.34 0.00 8.19	361.7 0.01 16.24	424.48 0.01 19.06	1,046.2 0.02 46.98	2,227 0.04
7	79.914 0.00 6.14	19.179 0.00 1.47	60.735 0.00 4.67	166.22 0.00 12.78	223.76 0.00 17.20	751.19 0.01 57.74	1,301 0.02
8	46.181 0.00 4.64	12.595 0.00 1.27	29.388 0.00 2.95	79.768 0.00 8.02	163.73 0.00 16.46	663.33 0.01 66.67	995 0.02
9	4.3434 0.00 0.60	17.373 0.00 2.41	4.3434 0.00 0.60	47.777 0.00 6.63	56.464 0.00 7.83	590.7 0.01 81.93	721 0.01
10+	6.1581 0.00 0.28	0 0.00 0.00	9.2372 0.00 0.42	18.474 0.00 0.83	73.897 0.00 3.33	2,112.2 0.04 95.15	2,220 0.04
합계	3,952,556 74.41	478,422 9.01	473,790 8.92	238,278 4.49	89,256.6 1.68	79,612.4 1.50	5,311,915 100.00

註：1) 층별로 표본추출비율이 다르므로 가중치를 부여함.

- 2) 과표구간 1 : 1,000만원 이하
 2 : 1,000~1,300만원
 3 : 1,300~1,800만원
 4 : 1,800~2,600만원
 5 : 2,600~3,500만원
 6 : 3,500만원 이상

(表 9) 階層別 平均 課標·稅額·稅率

(單位: 千圓, %)

층	개 별 주 택			세 대				
	평균과표	평균세액	평균세율	평균과표	현 행		세 대 별 합 산 누 진	
					평균세액	평균세율	평균세액	평균세율
1	6,133	39	0.31	6,133	39	0.31	39	0.31
2	6,853	51	0.36	13,706	102	0.39	225	0.73
3	6,613	51	0.36	19,838	154	0.45	430	1.08
4	7,504	65	0.40	30,017	259	0.52	904	1.73
5	6,928	63	0.38	34,640	313	0.53	1,116	1.98
6	7,170	72	0.39	43,021	430	0.53	1,585	2.42
7	6,738	56	0.38	47,165	392	0.53	1,809	2.80
8	6,849	65	0.38	54,794	517	0.54	2,297	3.16
9	6,595	45	0.34	59,353	407	0.46	2,551	3.64
10+	7,193	57	0.39	118,000	932	0.50	6,606	4.78
전 체	6,304	42	0.32	7,260	49	0.32	71	0.38

註: 전체 평균 과표·세액·세율은 가중평균임.

資料: 內務部 市郡稅課.

층내 개별주택에 대한 평균세율¹²⁾과 전체주택에 대한 평균세율은 <表 9>에서 볼 수 있듯이 0.31~0.40의 범위와 0.32의 값을 각각 갖는다. 이는 층개별주택의 77%가 최저 과표구간인 1,000만원 이하에 속하여 법정명목세율인 0.3%를 적용받고 있음을 상기할 때 예상할 수 있는 수준이다. 또한 모든 층에서 중앙값(median)은 0.30%이었다. 1992년도 내무부 발표 新建築物基準價額을 한국감정원이 산정한 建物新築單價로 나누어 계산한 과표현실화율은 36.44%이므로, 전국 개별주택의 가중평균 실효세율은 매우 낮은 수준인 0.12%로 나타났다. 층별로도 큰 차이를 보이지 않는 0.11%~0.15%의 범위로, 보

12) 층내의 개별주택에 대한 평균세율은 층내평균세액을 층내평균과표로 나눈 것이 아니고 개별주택에 대한 평균세율을 층내에서 평균하여 구한 것이다. 보유채수를 층으로 하여 상이한 추출물로 층화표본추출이 이루어졌기 때문에 층내의 모든 주택들은 동일한 추출비율을 가지므로 가중 여부에 관계없이 같은 결과를 갖는다. 그러나 전국의 개별주택에 대한 평균세율을 계산할 때에는 추출물의 역수를 가중치로 한 가중평균을 구했다. 세대별 분석의 경우에도 마찬가지로 적용되어, 층별평균은 비가중평균이나 전체평균은 가중평균이다. 단지 층별세수합계는 개별주택을 대상으로 하건 세대별을 대상으로 하건 가중합계이다.

유채수가 증가함에 따라 증가하다가 감소하는 등의 패턴을 보이고 있다. 개별주택에 대해 현재 부담하고 있는 평균 재산세액은 4만 2천원이고 6주택 보유세대층까지는 증가하다가 감소하는 경향을 보이고 있다.

〈表 6〉의 제 4열 과세표준합계와 제 5열 현행 납부재산세액합계 내의 각 계급별 구성비율을 보면, 1주택 소유세대들은 과세표준상으로는 총계의 74.3%를 차지하지만 납부재산세액으로는 총계의 70.9%를 차지하는 반면, 2주택 이상 소유세대들은 모든 층에서 소유 주택들의 과표합계가 차지하는 비율 이상으로 재산세가 부담되고 있으므로 미약하나마 累進的인 세부담구조를 가지고 있다. 이는 현행 건물분 재산세의 과표가 전용면적과 잔가율에 따라 결정됨에도 불구하고 낮은 (단위면적당)신축가액을 책정함으로써 대부분의 주택이 최하 과표구간에 속하게 되고, 상위의 명목세율을 적용받는 주택의 경우에도 해당 과표구간의 하한을 초과하는 부분에 한해서만 누진세율을 적용하는 초과누진세율구조에 기인한다고 생각한다.

한 가구가 소유한 전국의 모든 주택을 과세대상으로 납세의무자를 세대주로 하는 재산세체계를 생각해 보기 위해서는, 현재 가구별로 세부담이 과연 어느 정도인지를 파악해 보아야 할 것이다. 세대별 과표합산의 분포를 보여주는 〈表 8〉을 보면, 531만여 세대들¹³⁾이 각 과표구간에 74.41%, 9.01%, 8.92%, 4.49%, 1.68%, 1.50%씩 속하는 분포를 하고 있음을 보여준다. 〈表 7〉의 개별주택 과표분포와 비교할 때, 세대별 과표합산 후에도 여전히 최저과표구간에 압도적으로 많은 가구들이 몰려 있음을 알 수 있다. 이는 주택보유세대들 중 76.36%가 1주택 보유세대이므로 세대별 과표합산 후에도 큰 변화를 보이지 않는 것이다. 그러나, 층별 분석을 하면 주택보유채수가 증가하는 층으로 갈수록 합산과표가 상위 과표구간에 속하는 비율이 증가하여 6주택 보유세대층만해도 거의 절반의 세대들이 3,500만원 이상의 과표구간에 속하게 되고 10주택 이상 보유세대층의 경우

13) 총 주택보유세대수 7,115,055에서 무주민등록세대를 제외한 모집단내의 5,311,915세대를 전수로 한다. 〈表 1〉의 세대수열(column)과 〈表 10〉의 (세대수)합계열을 비교해 보면 층내 표본관찰세대수에 가중치를 곱하여 모집단화를 하였음을 알 수 있다. 그러나 〈表 9〉의 (주택수)합계열은 〈表 1〉의 주택수열과 10주택이상보유층에서 차이가 난다. 그 이유는 층을 나눌 때 10주택 이상이라고만 최상위층(Top Bracket)을 정의하므로써 10주택 이상 소유한 세대들이 모집단 내에서 총 6,325,274명이 있음은 알지만 추출된 개별표본세대가 정확히 몇 채씩을 소유하고 있는지는 알 수 없기 때문이다.

에는 95%가 이 구간에 속하게 된다. 보유채수와 합산과표구간간의 연관성을 측정하는 피어슨상관계수는 0.35로 감마값은 0.58로 나타났다.

현행의 각 가구별 세부담을 <表 9>상의 세대별 평균세율을 통해 보면 세대별합산후에도 전체로는 여전히 0.32%수준이나 층별로는 0.3%에서 0.5%의 평균세율분포를 보임으로써 다주택보유세대들이 보유하고 있는 주택들 중에는 일부 고과표주택들이 있음을 나타낸다. 그러나 8주택 보유층까지는 평균세율이 증가하다가 감소하는 등 일률적인 연관성을 갖지는 않았다. 층내 평균세율의 중앙값은 모든 층에서 0.3%이었다.

마지막으로 세대별 보유주택들을 모두 합산하여 현행 누진세율체계를 그대로 적용할 때 평균세액 및 평균세율상으로 주택보유층수가 올라갈수록 급격한 부담증가가 이루어짐을 볼 수 있다. 합산누진으로 인한 층내 평균세율 증가비율은 층내 부담세액 합계(또는 세대당 평균세액) 증가비율을 나타내는 <表 9>의 마지막 열과는 일치하지 않는다. 4주택 보유세대층까지는 세액 대비 증가율이 크지만 5주택 이상 보유세대층부터는 평균세율 대비 증가율이 더 커진다.

Ⅲ. 多住宅保有에 대한 財産稅 重課方案

1. 多住宅保有 財産稅 重課方案 推進背景

다주택보유 재산세 과세강화 방안은 「신경제5개년계획」의 하나로 1995년 시행을 목표로 추진되었는데, 주택관련 조세가 주택 및 주거서비스 시장, 부동산투기 활동, 지방재정 등에 미치는 일반적인 효과 중 주로 주택보급률 제고, 부동산투기 억제, 형평과세 제고를 목적으로 하는 정책세제를 도입하기 위한 논의라고 할 수 있다.

즉, 투기목적으로 다주택을 보유하고 있는 가구들이 많아질 경우 주택가격이 상승할 요인으로 작용하고 이는 不完全 住宅金融市場下에서 저소득층의 流動性 制約을 심화시켜 이들의 주택수요(주택구입 가능성)를 제한하고, 주택가격 상승이 부수적인 임대료 상승으로 이어질 경우 주거생활 안정 또한 저해한다는 우려에서 연유한다. 또한 현행의 누진세율 주택재산세제가 주택보유 정도에 따른 應能原則을 제대로 반영하고 있지 못하다는

시각에서, 세대별 보유 정도에 따른 추가적인 누진성을 도입하는 한 방법으로서도 제안되었다. 즉, 토지에 대한 보유과세인 종합토지세가 소유주별로 전국에 보유한 토지가액을 합산하여 누진과세하듯이, 주택건물에 대해서도 세대주별로 전국에 보유한 주택수 또는 가액에 따라 누진도를 강화하겠다는 취지에서 출발하였다.

2. 重課範圍 設定 및 方法

중과범위를 정하기 위해서는 課稅單圍를 결정하여야 하고, 이에 따라 課稅方法과 稅率體系를 설정하여야 한다. 이 중에서도 주택보유의 주체를 가구단위에서 파악하기 위해서는, 실행가능한 가구개념을 설정하여야 한다. 우리나라의 세제 중 가구를 과세단위로 하고 있거나, 가구의 개념 및 범위를 정의하고 있는 법으로는 「택지소유상환에 관한 법률」 및 「소득세법」이 있다.

양법에서 사용하고 있는 家口 개념으로서의 世帶의 범위를 보면, 세대는 주민등록법상 동일한 世帶別 住民登錄標¹⁴⁾에 나타나는 法上的 1가구를 의미한다고 규정되어 있다. 현행 주민등록법에 따르면 거주지 이동에 따른 전·출입신고만으로 연령에 제한없이 세대원이 별도의 세대를 구성할 수 있으므로, 다주택보유 재산세 중과세를 회피하기 위하여 세대 분리를 통한 주택소유의 위장분산 가능성이 있으므로 주민등록법상의 세대를 그대로 사용하기에는 애로점이 있다. 따라서 세대 분리된 배우자 및 30세 미만의 미혼인 직계비속까지를 포함하는 범위 내에서 재산세 중과여부를 판단하는 1가구의 범위로 결정하는 것이 현실적일 것이다. 그러나, 가구를 단위로 하는 과세제도는 課稅臺帳뿐만 아니라 가구변동에 따른 주민등록 전산자료의 정확성, 신속성이 전제되어야 하므로 이를 재정비하는 문제가 선결과제로 대두된다.

그 다음으로는, 현재 公簿로 이용되고 있는 건물분 재산세과세대상상의 모든 주택 및 복합건물내의 주택부분을 대상으로, 소유주의 가구 및 가구의 구성원을 세대별 주민등록

14) 1993년 3월 31일 현재 주민등록전산망에 의해 파악된 총세대수는 1,306만세대이고 이 중 18.5%인 241만세대가 1인세대이다. 시간경과를 감안하더라도, 1990년 말을 기준으로 한 센서스상에 나타나는 一般家口(집단가구 제외)수인 1,135만가구이나 普通家口(단독 비혈연가구 제외)수인 1,017만가구 보다는 많을 수밖에 없다.

표를 기준으로 파악한 후, 세대주의 고유 ID를 課稅臺帳의 한 변수(field)로 부가(append)하는 과정을 통해 과세자료의 전산화 표준화작업을 완결해야 한다. 내무부 시군세과가 집계한 1993년 3월 31일 현재 전국의 총 1,306만세대 중 18.4%인 241만세대가 一人 世帯이며, 712만 자가소유세대가 813만 주택을 <表 3>과 같은 분포로 소유하고 있는 것으로 파악되었다. 이 중 세대분리된 1인 세대를 중심으로 주택의 위장분산 여부를 주민등록 검색을 통해 색출한다. 이를 토대로 중과대상은 다주택보유자가 소유하고 있는 주택들이 된다. 特例규정을 통하여, 일시적으로 2주택을 보유하게 된 경우, 미분양이나 임대용 주택 등 제한적인 경우만을 제외시킨다.

다주택보유 재산세 중과의 方法으로 「家口別合算累進課稅」와 「保有比例加算稅」를 생각해 볼 수 있다. 家口別合算累進課稅는 1가구가 소유한 전국의 모든 주택들의 개별과표를 합산하여 합산과표를 구한 후 이를 기존의 또는 새로운 누진세율체계에 적용하여 세액을 산출하는 방법이다. 가구당 보유채수 확인이 세부담 증가의 관건인 만큼 기초자료 정비시 두 가지 방법 모두 마찬가지로 정도의 정확성을 요구하지만, 前者를 채택할 경우 수납된 재산세를 과세대상물건의 소재지별로 지방정부에 안분하는 추가적인 작업을 필요로 한다.

보유비례가산세의 방법은 개별주택에 대한 현행 누진세율체계를 그대로 적용하여 계산한 개별 주택세액에 소유자의 보유채수를 감안한 누진적인 가산율을 적용하는 방법이다. 이는 현행의 개별주택에 대한 從價稅(ad valorem tax) 방식에 보유채수라는 從量稅(specific tax)적 요소를 가미한 누진과세방식이다. 따라서, 과세물건에 대한 과세표준이 현재 화폐단위로 되어 있는 체계에서 추구되던 공평성이, 과세물건의 개수에 따라 차등화된 가산율을 추가적으로 적용받는 체계에서도 그대로 유지될 수 있음을 전제로 한다.

<表 6>상의 합산누진 세액총계는 만일 현행 과표구간과 세율구조를 그대로 유지하면서 세대별 합산누진과세를 할 경우, 총 재산세 부과액은 3,767억원으로 현재보다 1,180억원이 증가하며, 각 주택 소유계층별로 주택분 재산세액이 얼마나 부과되는지를 보여주고 있다. 그 옆에 있는 비율 칸(column)은 주택소유채수로 정의된 각 세대층에게 합산 누진과세가 몇배¹⁵⁾로 부담을 증가시키는지 보여주고 있다. 예를 들어, 2주택 소유세대층

15) 層內에 속한 개별 표본가구들의 합산누진세액을 가중합산하여 현행 재산세액과 대비한 비율 외에도 부담증가를 측정할 수 있는 방법으로, 개별 표본가구들의 부담증가비율을 가중 평균하는 방법도 생각하여 볼 수 있다.

에 속한 가구들이 현재보다 추가로 총액기준 120%를 더 내게 된다.

만일 이 비율을 약간 수정하여 單調增加(monotonously increasing)형태의 整數 倍의 가산율체계를 설정한 후, 보유채수비례 증과세를 하게 되면 재산세액은 총 3,730억원이 되어 합산누진과세와 비슷한 정도의 세수와 주택소유계층별 세부담이 이루어 진다.

3. 模擬實驗 結果

먼저 제1안은 보유비례가산세 방안을 실현하기 위해 종합토지세에서의 누진도를 감안하여 가산세율을 정하는 방법이다. 기준면적 이내의 주거용 토지에 대해 주택소유자가 납부하고 있는 종합토지세의 누진세율체계에 따라 세대별합산된 주택과표를 적용하였을 경우 주택소유 계층별로 얼마나 부담이 증가되는지를 구한 후, 그 부담증가비율을 보유비례가산세율로 전환하는 방안이다¹⁶⁾ 이 경우, 종합합산 종합토지세는 과표의 인별합산을 전제로 하여 과세구간의 폭을 넓게 설정했다는 점에서 세대별 과표합산을 전제로 하지 않은 현행 주택분 재산세의 과표·세율체계를 그대로 이용하여 세대별 합산누진하는 문제점을 어느 정도 극복할 수 있다. 그러나, 종합합산과세대상 토지의 일인당 평균과표액은 1,224만원인 반면 세대별합산 주택건물과표의 평균은 726만원으로 과세대상 물건간의 과표차이가 현격하고, 각 경우의 시가액에 따라서 과표현실화율도 다르므로 누진세율은 차치하고라도 과표구간을 재설정해야 하는 문제점을 갖는다(과표현실화율은 건물의 경우 1992년 36.4%, 토지의 경우 21.3%임).

제2안은 <表 6>의 마지막 列(column)에 있는 비율을 단조증가하는 定數數列(sequence of integer numbers)로 조정한 안이다. 즉, 세대별 합산 누진과세하였을 경우와 비슷한 정도의 주택소유계층별 세액부담 증가를 보유비례가산율로 환산한 후, 다주택보

16) 종합합산대상토지의 최저세율(0.2%)적용 과표구간인 2,000만원이하는 건물분재산세의 하위 3개 과표구간 1,000만원이하(0.3%), 1,000만~1,300만원(0.5%), 1,300만~1,800만원(1%)을 모두 포함하므로, <表 10>에서 볼 수 있듯이 실제의 세대별합산 주택분누적과표분포의 하위 2%에 해당한다. 따라서 92%의 세대들이 종합합산대상토지의 최저세율인 0.2%를 적용받게 되며 현행 개별주택당 과세하는 경우의 재산세부담보다도 줄어든다. 따라서, 가상적인 가산율을 종합토지세의 세율체제로부터 도출해 보는 것이 목적이므로, 주택당 과표가 1,316만 7천원인 대표주택(1993년 서울의 30평 아파트)을 각 층의 세대들이 보유채수만큼 소유했다고 상정하고 가산율을 계산하였다.

유세대가 소유한 개별주택에 대한 현행 재산세액 계산시 추가로 부과하는 방안이다.

제3안은 불가피하게 2주택을 보유하게 된 가구들에 대한 특례규정을 복잡하게 만들 것 없이 일률적으로 2주택 보유세대까지는 초과하지 않고 3주택 이상 보유세대에게만 과세강화를 하되 부담정도와 방법은 제2안을 따르는 방안이다.

〈表 10〉은 이상의 3가지 부가세율체계를 1993년 말까지 집계된 다주택보유세대에게 적용하였을 경우의 세수증가 효과를 나타낸다. 표본자료로부터 추계된 1993년 5월 현재 주택분 재산세총계인 2,587억원은 1994년 地方稅政年鑑上에 보고된 2,201억원에 비해 다소 과대평가되어 있는데, 이는 前節에서도 언급하였듯이 주민등록미확인 주택에 대한 일정 가정하에서의 처리에 기인한 것으로 판단된다.

〈表 10〉 加算率體系와 稅收增大效果

(單位：10億원)

	현 재	제 1 안		제 2 안		제 3 안	
		가 산 율	세 수	가 산 율	세 수	가 산 율	세 수
1	183.3	0.0	183.3	0.0	183.3	0.0	183.3
2	56.1	0.2	67.4	1.0	112.2	0.0	56.1
3	9.9	0.3	12.9	2.0	29.8	2.0	29.8
4	3.7	0.4	5.1	3.0	14.7	3.0	14.7
5	1.4	0.5	2.0	3.0	5.4	3.0	5.4
6	1.0	0.6	1.5	3.0	3.8	3.0	3.8
7	0.5	0.7	0.9	4.0	2.6	4.0	2.6
8	0.5	0.8	0.9	4.0	2.6	4.0	2.6
9	0.3	0.9	0.6	5.0	1.8	5.0	1.8
10+	2.1	1.0	4.1	6.0	14.5	6.0	14.5
합 계	258.7	278.7(7.7)		370.6(43.3)		314.5(21.6)	

註：모든 수치는 반올림하였으며 괄호 안의 수치는 현재 주택분재산세총계 대비 증가율(%)임.

보유채수에 따라 완만한 가산율을 상정한 제1안은 그 세수효과에 있어서도 매우 미미하여 7.7%의 세수증대를 기대할 수 있을 뿐이다. 정책을 시행하는 데 추가적으로 소요되는 예산을 충당할 수 없을지도 모르나, 과세자료 표준화 전산화작업에 드는 비용은 주택보유 과세강화정책의 시행여부와 관계없이 추진되었으므로 그 전부가 징세비용으로 포

합할 수는 없다.

제2안과 제3안은 각기 43.3%와 21.6%의 세수증대 효과를 가져오는데, 두 경우 모두 현행과표 및 세율구조를 기초로 하여 가산율을 계산했고, 기존의 주택분재산세 부담이 경미하였으므로 총체적으로는 그다지 큰 부담증가는 아니라고 생각되나, 개별가구별로는 세수증가를 이상으로 세부담이 크게 느는 경우가 많이 있을 것으로 추측된다.

IV. 經濟的 豫想效果

주택시장을 貯量(stock)으로서의 기존 주택시장과 流量(flow)로서의 신규 주택시장으로 나누어 각 시장에 미치는 효과를 살펴보기로 한다. 다주택보유자에 대한 보유과세 강화 이후 기존 및 신규 주택시장 모두에서 실수요 이외의 자산투자적 수요부분을 감소시킬 것으로 예상된다. 그러나, 신규 주택시장은 공급이 무주택자를 우선순위로 하는 분양제도에 의해 이루어지고 있고 공급가격도 원가연동제로 규제되어 있으며 규제가격에서 수요가 항상 초과수요상태에 있으므로, 다주택보유 증과세가 신규 주택시장에 직접적인 변화를 야기할 가능성은 별로 없다고 보인다. 따라서, 단기적으로는 공급이 비탄력적인 기존 주택시장하에서의 투자적 수요감소로 인한 가격하락요인이 장기적인 주택공급 감소로 이어지는 효과가 현행의 우리나라 주택시장구조에서는 미약하다고 할 수 있다.

한편, 주거서비스 시장에서의 임대료에 미칠 것으로 예상되는 효과¹⁷⁾는 다음과 같다. 공급곡선의 상향이동으로 인한 임대료 증가(혹은 전세보증금의 인상)가 다주택보유세대가 자가점유 이외로 소유 임대하고 있는 주택들에 대해 재산세 증과에 따른 전가효과로 나타날 것이다. 특히, 점유형태별 시장으로 볼 때, 독채 전세시장의 경우는 전형적인 주거서비스 시장이고 공급자의 대부분은 주택소유자이고 수요자는 주거서비스에 대한 실수요자인 것이다. 이 경우 다주택보유세대에 대한 재산세 증과는 주거서비스의 공급가격을

17) 재산세 귀착과 전가에 대한 분석은 분석대상이 되는 경제의 재산세제의 운영실태와 재산세 증가의 방식에 따라, 일반균형 또는 부분균형적 접근방법의 선택을 한후 실증적으로 판단 해야 할 문제이다. 외국과 비교하여 우리나라는 전국적으로 동일한 재산세제가 운영되고 있어 일반균형적 분석이 적합한 면이 있고, 지역적인 다주택보유 분포가 동일하지 않을 경우 다주택보유자에 대한 재산세 증과는 개별효과를 가질 가능성이 있다.

상승시켜 주거서비스의 가격인 임대료를 상승시키려 할 것이다. 반면, 1주택 소유가구와 동거하는 부분 전·월세형식의 임차의 경우는 임대주가 중과대상이 아니므로 추가적으로 부담하는 재산세 증가는 없게 되어 직접적인 공급가격 인상 유인은 없다.

결국, 임대주의 추가적인 재산세 부담을 임차가구에게 장기적으로 임대료에 전가할 수 있는 가능성과 그 정도는, 다주택보유세대가 주택임대 시장에서 공급자로서 차지하는 비중이 관건이 될 것인데, 이는 전체 임차가구 중 다주택보유자가 제공하는 임대주택에 거주하는 비율에 관한 정보를 추가적인 연구를 통해 확인함으로써 가능할 것이다.

그러나, 독채 전·월세 시장의 경우에도, 임대주에 대해 추가적으로 늘어나는 재산세 부담이 소유채수별로 상이하고 임차계약 갱신시점이 다르므로 부분적인 전가도 장기간에 걸쳐 상이한 시점에서 이루어질 것이다.

V. 結 論

다주택보유 현황 및 추이는 〈附表 2〉~〈附表 4〉와 〈表 4〉에서 볼 수 있는 바와 같이 그 보유편중도가 미미하나마 심화되어온 경향을 보이고 있다. 이는 주택자본에 대한 수익률을 결정하는 가격상승 기대, 임대소득, 재산보유세율, 양도소득세 등의 요인들이 복합적으로 작용하여 나타난 결과이다. 특히, 1세대 1주택 소유가구에 대한 양도소득세 비과세혜택과 2주택 이상 소유자만을 대상으로 한 부동산임대소득 신고의무¹⁸⁾는 다주택 보유를 억제하기 위한 기존의 세제장치이다. 그러나 이러한 억제요소들도 주택가격인플레이의 정도 및 임대소득의 규모와 1세대 1주택 유지에 따른 세제혜택을 비교할 때 실현양도차익과 임대소득에 대한 과세만으로는 억제기능에 한계가 있다. 기존의 제도에 추가하여 다주택보유 재산세 중과정책이 실효성을 가지려면, 기존 다주택보유자에 대한 재산세 중과 후의 최종 세후 투자수익률이 충분히 낮아져야 한다. 그러나, 다주택보유자만을 상

18) 주택임대소득에 대한 최근의 과세상황에서 볼 수 있듯이, 과세대상인원이 2만 3,567명에 과세액이 118억 4,800만원으로 다주택보유세대수 64만명의 1/30 정도만을 포착하고 있고, 평균 납부임대소득세액은 53만원으로 다주택보유세대의 주택당 평균 재산세액의 10배 가까이 되므로, 다주택보유자에 대한 과세강화는 지방세로서의 재산세에서만 접근할 수는 없는 것이다.

대로 한 재산세 증가를 통해 보유편중도를 낮추기에는 현행 재산세 부담이 임대소득이나 양도차익에 비해 너무 낮은 수준에 있으므로 실효가 없을 것으로 생각된다.

전산화된 과세자료를 이용한 조세행정에서는 다주택보유자에 대한 재산세 강화는 시행 초기의 기존자료 표준화 과정상의 오류수정, 기초장비 투자, 인력교육문제를 제외하고는 정책실행시 그리 큰 비용을 수반하지 않는 것처럼 보인다. 그러나, 과세구역(assessment district)이 全國을 상대로 하며 이미 人稅化된 종합토지세의 시행경험에서 볼 수 있듯이, 세제의 형평성과 이에 따른 조세순응은 일단 개별물건 평가의 정확성에 큰 영향을 받는다. 인별 또는 가구별 합산을 하기 이전에 개별과세물건에 대한 평가가 정확해야만 합산한 이후에도 누진세율체계에 적용되어 수직적인 형평성을 확보할 수 있는 것이다. 그러나, 주택재산세의 경우 주택건물만의 가치를 건물의 물리적인 특성만으로 평가하는 과세자료의 제한성 때문에 토지에 대한 평가보다도 객관성 확보에 더 어려운 요소가 있다. 더욱이 다주택보유 증가를 위해서는 人別이 아닌 家口別로 합산하게 되고, 이는 가구에 관한 정확한 정보를 제공하는 주민등록 전산망의 완비를 전제조건으로 한다.

특히, 보유비례증과세방법을 택할 경우 보유채수라는 이산변수(discrete variable)를 통해 추가적인 누진성을 도입하기에는 자산가치에 대한 정보가 상당히 제한적일 수밖에 없으므로 적절한 누진기준으로 삼기 어렵다. 도입의 목적이 응부담에 입각한 순재산세(Net Wealth Tax)적 성격을 강화하기 위한 것이라면 금액기준의 합산과표에 기초한 합산누진과세방법이 보다 나은 방법일 것이다. 그러나, 이 경우에도 개별주택에 대한 과표산정에 대한 객관성 문제와 새로이 과표 세율체계를 정비하는 문제는 여전히 남게 된다.

그러나, 이상에서 언급한 정책의 집행(implementation) 및 형평성 차원에서의 어려움 이외에, 다주택보유 재산세 증가에 따라 임대자에 대한 세부담 전가 가능성은 그리 높지 않으리라 생각된다. 임대료 인상을 통한 재산세 전가가 가능하려면 다주택세대에 증가된 재산세가 주거서비스 수요를 증가시키거나 공급을 감소시켜야 하는데 이는 短期的으로 다주택보유 임대주가 재산세 증가에 따라 임대 중단을 통해 세부담을 피할 수 없으므로 임대를 계속할 것이다. 장기적으로는 前節에서도 언급하였듯이 우리나라의 신규 주택시장 상황을 감안할 때 미약한 재산세 강화에 의해 주택공급에 영향을 미칠 것 같지는 않다.

따라서, 이상에서 언급한 다주택보유 증과세 방안의 실시에 부정적인 시각을 갖게 되면서도 본 연구를 통해 파악한 실증분석의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 현행 재산세부담 수준은 개별주택에 대한 物稅로서의 주택분 재산세는 개별주택별로 0.32%, 그리고 세대별로도 최고부담계층이 0.54%로 매우 낮은 수준에 있다¹⁹⁾. 세대별로 누진합산한 과표를 對物課稅를 전제로 설정된 현행의 과표구간별 세율체계에 적용하더라도 5주택 이하 보유세대까지는 가구당 평균세율이 2%를 넘지 않는다. 과표현실화율을 감안한 실효세율은 이들 값의 3분의 1 수준일 것으로 예상된다.

둘째, 다주택보유자들이 소유한 개별주택들의 과표계급분포는 보유채수와는 상관관계가 적었다.

셋째, 논의되었던 3개의 다주택 보유 증과방안에 의한 세수추계 결과 세수증가의 정도는 그리 크지 않았다.

19) 비록 도시계획세·소방공동시설세를 합하지 않았고, 취득·등록세 등의 이전과세를 합하면 외국과 비교하여 적지않는 비정상적인 구조를 갖고 있으나, 전반적인 재산세 개편차원에서는 이전과세의 인하와 재산세 본연의 보유과세를 강화해야 할 것이다.

參 考 文 獻

- 李性旭, 『土地公概念關聯制度의 合理的 定着을 위한 提言』, 國民經濟教育研究所, 1992
- 李性旭·韓相國·崔明根, 『土地稅制의 評價와 向後 政策方向』, 韓國租稅研究院, 1993.
- 建設部, 『建設統計便覽』, 1990.
- 內務部, 市郡稅課의 각종 자료.
- _____, 『地方稅政年鑑』, 각 연도.
- 統計廳, 『1990 人口·住宅總調查 最終全數集計結果』, 1992. 12.
- 韓國住宅銀行, 『住宅金融』, 1987~1993. 7.
- 韓國土地開發公社, 『土地統計年鑑』, 각 연도.
- 韓國地方行政研究院, 『建物分 財產稅制의 發展方案 研究』, 1990. 2.

〈附 錄〉

분석에 사용한 內務部 市郡稅課 제공 표본자료에서는 다음과 같은 특성들이 발견되었고 아래의 수정작업을 거쳐 최종 「데이터셋」을 구성하였다.

1. 舊코드값의 構造지수이며 新코드집에는 정의되지 않은 1,2,3,4,5,6,7,8값을 갖는 레코드들은, 코드변경작업이 완결되지 않은 市·道·郡으로부터 제출되었을 것이라는 판단하에 신규코드값인 11,21,31,41,51,61,71,81로 각각 대체하였다.

2. 마찬가지로 지붕지수값 1,2,3,4와 5는 11,21,31,41과 99로 각각 수정되었다.

3. 用途指數가 누락된 관찰치는 총 553개로 모두 서울지역에서 발견되었으므로, 구체적인 용도가 단독주택인지 아파트 기타 연립인지는 알 수 없더라도, 주거용 건물에 해당하는 지수값인 1을 배정하였다. 참고로 서울지역 주택 중 불과 0.27%만이 농·어가 주택 및 환경위생시설이며, 각기 0.7과 1.25의 값을 가지므로 큰 차이를 발생할 것으로 생각되지 않는다.

4. 용도지수가 코드부에 정의되어 있지 않은 0이라는 값을 갖고 있는 12곳은 모두 제주도에서 관찰되었다. 별도로 지붕지수가 정의되지 않은 81의 값을 갖는 2곳도 제주도에서 발견되었다.

5. 地域指數가 기록되지 않은 관찰치는 5개가 있었는데, 지역지수는 동일한 市·區·洞이라 할지라도 개별공시지가가 필지마다 다를 수 있고, 과세대상건물의 부속토지에 대한 92년도 개별공시지가가 건물별 지역지수를 산정 하는데 영향을 미치므로, 일괄적인 지역지수값을 적용하기 어렵다는 판단하에 제외(delete)하였다. 지역지수는 14등급으로 나뉘어 같은 건물이라도 소재지에 따라서 최고 108% 최저 80%의 값을 가지므로, 1993년부터는 소재지역에 의해서만 결정되지 않고 건물부속토지의 가격지수와 1992년 지역지수 중 높은 것을 적용하고 있다.

6. 新築年度 코드값 중 5배수 연도에 해당하는 해의 값에 유난히 빈도가 높았음. 추측컨대 자료수집단계에서 신축연도와 경과연수를 혼동하여 기재한 경우가 많이 있는 듯 하다.

7. 제주도 지역의 자료 중 서울증감 종류와 도시계획세 해당면적에 해당하는 자료입력란에서 「널(null)」값들이 많이 발견되었다. 총 2,693건중 1,739건. 그외 지역에서는 서울증감 면적, 소방공동시설세 해당 면적에서 「널」값이 발견되었다.

8. 부산 및 대구지역에 대한 자료는 전혀 표본에 포함되어 있지 않음으로써 전국적인 지역대표성의 문제가 야기될 수 있다.

9. 保有住宅數別 層化標本(stratified sampling)비율이 本院의 요청과는 달랐다. 또한 표본이 가져야 할 변수로 납세의무자 입력자료전부를 요구하였는데, 성명 또는 명칭 그리고 법인코드가 제공되지 않음으로써 유난히 많은 주택을 보유한 세대주가 법인인 관계로 그러한지, 아니면 재산세대장 화일과 주민등록세대주 화일의 연결(match-merging) 과정에서 나타난 오류인지를 확인할 수 없었다.

10. 표본의 觀察單位는 주택이지만 抽出單位는 세대(주)이므로 각 세대가 소유하고 있는 주택 중, 관련 건물입력자료 변수값이 누락(missing)되어서 과표산정에 필요한 정보를 제공하고 있지 못하거나, 명백한 오류치를 포함하고 있어서 과표를 계산할 수 없는 경우는, 당해 주택뿐만 아니라 소유주의 세대주와 동일한 주민등록번호를 갖는, 즉 그 세대주가 소유하고 있다고 추정되는 모든 주택을 제외시켰다. 이에 따라 표본추출비율 그리고 가중치를 조정하였다.

11. 79,548棟의 (층화)표본추출된 주택용 건물을 소유하고 있는 세대주수는 30,331명으로 과표가 산출되지 않는 20건의 관찰치와 관련된 17세대~95채의 주택을 제외하면 79,453채이다.

12. 과표값이 零으로 계산된 63개의 관찰치 중 28건은 해당면적이 零(인천이 그 중

26건) 이었고, 두 경우는 陰(Negative)의 값(-181.2), 그리고 33건은 지역지수가 0으로 기재된 경우였다. 제2단계 제외과정(deletion)을 거치고, 마지막으로 본면적 합계가 890,081.9㎡인 2주택 보유가구를 제외한 최종 Dataset의 관찰치는 79,453에서 79,267로 줄어들어 주택수로는 186채, 세대수로는 61세대가 추가로 감소하였다.

13. 주택별 자료를 세대주별 자료로 전환하는 과정에서, 세대주별 소유주택수는 分數(fractional value)를 가질 수도 있으나, 공동소유비율을 기록하게 되어 있는 欄(field)의 값들이 0이나 누락치이어서, 예를 들어 2.4채를 소유하고 있는 세대가 몇이나 되는지를 파악할 수 없었다.

14. 건물분 재산세산출액이 1,000원 미만일 경우에는 행정상의 편의를 위하여 절사하게 되고 따라서 부과되지 않는다는 사실을 감안하였다. 10자리 아래의 숫자 또한 절사하였다.

〈附表 1〉 建物分 財産稅의 稅率構造 변화

(單位: 萬圓, %)

	과표(X)구간	법정세율	납 부 세 액	평균세율
1991년 이후 (1990년 개정)	$X \leq 1,000$	0.3	$X \times 0.003$	0.30
	$1,000 < X \leq 1,300$	0.5	$3.0 + (X - 1,000) \times 0.005$	0.30 ~ 0.35
	$1,300 < X \leq 1,800$	1.0	$4.5 + (X - 1,300) \times 0.010$	0.35 ~ 0.53
	$1,800 < X \leq 2,600$	3.0	$9.5 + (X - 1,800) \times 0.030$	0.53 ~ 1.29
	$2,600 < X \leq 3,500$	5.0	$33.5 + (X - 2,600) \times 0.050$	1.29 ~ 2.24
	$3,500 < X$	7.0	$78.5 + (X - 3,500) \times 0.070$	2.24 ~ 7.00
1975~1986년 (1974년 개정)	$X \leq 500$	0.3	$X \times 0.003$	0.30
	$500 < X \leq 1,000$	0.5	$1.5 + (X - 500) \times 0.005$	0.30 ~ 0.40
	$1,000 < X \leq 2,000$	1.0	$4.0 + (X - 1,000) \times 0.010$	0.40 ~ 0.70
	$2,000 < X \leq 3,000$	3.0	$14.0 + (X - 3,000) \times 0.030$	0.70 ~ 1.47
	$3,000 < X$	5.0	$44.0 + (X - 3,000) \times 0.050$	1.47 ~ 5.00
1987~1990년 (1986년 개정)	$X \leq 700$	0.3	$X \times 0.003$	0.30
	$700 < X \leq 1,000$	0.5	$2.1 + (X - 700) \times 0.005$	0.30 ~ 0.36
	$1,000 < X \leq 1,800$	1.0	$3.6 + (X - 1,300) \times 0.010$	0.36 ~ 0.64
	$1,800 < X \leq 2,600$	3.0	$11.6 + (X - 1,800) \times 0.030$	0.64 ~ 1.37
	$2,600 < X \leq 3,500$	5.0	$35.6 + (X - 2,600) \times 0.050$	1.37 ~ 2.30
	$3,500 < X$	7.0	$80.6 + (X - 3,500) \times 0.070$	2.30 ~ 7.00

註: 實效稅率이란 納付稅額을 課標로 나누어서 구한 比率임.

〈附表 2〉 1992年 人別 多住宅 保有現況

(單位: 名, 棟, %)

구 분	소 유 자 수	주 택 수
1 주 택	6,106,975(91.74)	6,106,975(81.66)
2 주 택	473,007(7.10)	946,014(12.65)
3 주 택	54,030(0.81)	162,090(2.17)
4 주 택	10,697(0.16)	42,788(0.57)
5 주 택	3,612(0.05)	18,060(0.24)
6 주 택	2,017(0.03)	12,101(0.16)
7 주 택	1,296(0.02)	9,072(0.12)
8 주 택	1,108(0.02)	8,864(0.12)
9 주 택	844(0.01)	7,596(0.10)
10 주 택 이상	3,241(0.05)	164,767(2.20)
합 계	6,656,827(100)	7,478,328(100)

註: 所有者數에는 法人 및 賃貸住宅事業者가 포함된 숫자임.

資料: 內務部 市郡稅課.

〈附表 3〉 1992年 全國 人別 多住宅保有 現況 (單位: 名, 棟, %)

구 분	소 유 자 수	주 택 수
1 주 택 보 유	6,106,975	6,106,975
2 주 택 이 상 보 유	549,852(8.26)	1,371,353(18.34)
전 국 합 계	6,656,827	7,478,328

資料: 內務部 市郡稅課.

〈附表 4〉 1991年 6大都市 및 京畿道 人別 多住宅保有 現況 (單位: 名, 棟, %)

구 분	소 유 자 수	주 택 수
1 주 택 보 유	2,907,194	2,907,194
2 주 택 이 상 보 유	195,214(6.29)	465,623(13.81)
전 국 합 계	3,102,408	3,372,817

資料: 建設部, 李性旭(1992)에서 재인용

〈附表 5〉 標本抽出設計 (Sampling Design) (單位: 名, 棟)

층	세 대 수	주 택 수
1	10,000	10,000
2	10,000	20,000
3	5,000	15,000
4	3,000	12,000
5	1,000	5,000
6	600	3,600
7	300	2,100
8	100	800
9	100	900
10+	900	9,000+
합 계	31,000	78,400+

地方交付稅 配分方式에 관한 研究

安 鍾 錫*

요 약

본 논문은 지역주민의 이동이 자유로운 경우 社會厚生을 극대화시키는 地方交付稅 配分方式을 모색하였다. 분석 결과에 따르면 지방정부의 財政政策 變化가 財產價値의 상대적인 변화를 통해 資本化되는 경우와 그렇지 않은 경우를 구분하여 兩者에 대해 서로 다른 交付稅 配分方式을 사용하는 것이 바람직하다. 前者의 경우 市場機能에 의해서 지역주민의 상대적인 후생수준이 결정되므로 분배보다는 효율성에 중점을 두어 地方稅 부과로 인한 外部效果를 상쇄하는 방향으로 交付稅를 배분해야 한다. 그러나 後者の 경우에는 地方稅가 外部效果를 발생시키지 않으므로 地方公共財의 분배에 중점을 두어 地方交付稅를 배분하여야 한다. 즉, 각 지역주민 후생의 社會厚生에 대한 기여도를 고려하여 地方公共財 供給의 적정 규모를 산정하고 이에 필요한 財政需要와 自體收入의 差額을 보전하여 주는 방식으로 交付稅를 배분하여야 한다. 이때 주의하여야 할 점은 後者の 交付稅 配分은 徵稅努力에 대해 中立的이어야 한다는 점이다. 이를 위해서는 유사한 지방정부들의 自體收入 평균을 실제 自體收入의 대용변수로 사용할 수 있을 것이다.

I. 序 論

우리나라의 중앙정부가 財政財源을 지방정부로 이전하는 메커니즘은 地方交付稅, 地方讓與金, 國庫補助金의 세 가지로 구분할 수 있다. 이 세 가지를 통틀어서 地方財政調整制度라고 하는데 地方讓與金과 國庫補助金은 포괄적으로 또는 보다 구체적으로 특정 용도

* 本院 專門研究委員

를 지정하여 그 용도에 맞게 사용할 것을 조건으로 중앙정부의 財源을 지방으로 이전하는 것이며 地方交付金은 아무런 조건없이 단순히 지방정부의 부족한 財源을 보충하기 위하여 지원되는 재원이다. 1993년의 경우 우리나라 지방정부의 總稅入에서 移轉財源이 차지하는 비중은 33%였으며 地方交付稅는 總移轉財政의 45% 정도를 차지하였다. 地方自治制의 확대 실시와 더불어 地方財政需要가 증대될 것으로 예상되는 반면 현행 법규상 自體收入의 확대에는 한계가 있으므로 앞으로 각 지방정부의 移轉財源需要는 증가될 것으로 전망된다. 그러므로 이에 대비하여 합리적인 地方財政調整制度를 확립해야 할 것이다.

본 논문에서는 세 가지 地方財政調整制度 중 地方交付稅 配分方式에 대하여 연구한다. 다른 두 가지 財政移轉 메커니즘과는 달리 地方交付稅는 아무런 조건없이 중앙에서 지방으로 이전되는 財源이므로 실질적으로는 地方政府의 自體財源이나 다를 바 없다. 따라서 地方自治制 확대 실시와 함께 보다 많은 地方交付稅를 배분받고자 하는 지방정부들간의 경쟁이 심화될 것이며, 중앙과 지방이 모두 동의하는 合理的인 配分基準이 확립되지 않는다면 配分方式 改善에 대한 요구가 끊임없이 제기될 것으로 판단된다.

우리나라는 현재 內國稅 總額의 13.27%를 地方交付稅로 지방에 교부하고 있다. 總交付額 중 11분의 10은 普通交付稅로 지방정부의 필요 공공경비를 의미하는 基準財政需要額과 지방세 수입액의 80%인 基準財政收入額의 차액을 근거로 하여 각 지방정부에 교부되며 11분의 1은 特別交付稅로 基準財政需要額 算定方法으로 포착할 수 없는 특별한 財政需要가 있을 경우에 교부한다.

이러한 地方交付稅制度에 대하여 內國稅 總額의 13.27%로 정해진 交付稅 總額이 과연 적정한가 하는 문제가 제기되고 있으며, 交付稅 配分方式에 대해서도 여러 가지 문제가 제기되고 있다. 그 중 중요한 것으로 現行 交付方式이 지방정부간의 財政力 均等화에 크게 기여하지 못하며 지방정부의 徵稅努力 등 自救努力을 저해한다는 점을 들 수 있다. 본 논문에서는 交付稅 總額이 주어졌다는 가정하에서 적절한 배분방식이 무엇인가를 모색하는 데 초점을 맞춘다.

地方交付稅制度의 가장 중요한 기능은 중앙정부와 지방정부간의 財政力 隔差를 해소하는 것과 지방정부간의 財政力 隔差를 해소하는 것이다. 地方-地方間 財政力 均等化의 正當性은 水平的 均等化(horizontal equity)의 概念에서 찾아 볼 수 있다. 조세이론에 있어서의 水平的 均等化란 같은 수준의 소득을 갖는 사람이면 그 소득의 원천이 어디에 있

든지 간에 같은 수준의 세금을 납부해야 한다는 것이다. 이를 地方財政에 적용하면 같은 수준의 소득을 갖는 사람이라면 그 사람이 어떤 지방에 거주하든지 간에 같은 수준의 세금을 납부해야 한다는 것으로 해석된다. 만약 한 지방에 거주하는 사람이 다른 지방에 거주하는 같은 소득수준의 사람보다 많은 세금을 납부한다면 그 차이는 地方公共財 供給의 차이에 의해서 상쇄되어야 한다. 이것이 달성되지 않을 경우에 주민의 이동이 발생하며, 이와 같은 재정요인에 의한 資源配分の 歪曲은 國民厚生의 損失을 초래한다. 이와 관련하여 우리나라의 현행 地方交付稅는 基準財政需要額과 基準財政收入額의 격차를 기준으로 하여 배분되고 있기 때문에 中央-地方間 財政力 均等化에 중점을 두고 있다고 할 수 있으며 地方-地方間 財政力 均等化는 비교적 등한시하고 있다는 주장이 제기되고 있다¹⁾.

또한 현행 交付稅 配分方式에 따르면 基準財政需要가 같은 지방정부의 경우 地方稅 收入이 많을수록 交付稅를 적게 받게 되며 지방세 수입이 적은 지방정부는 地方稅收 不足의 상당부분을 交付稅로 보전받게 된다. 따라서 현행 交付稅 配分方式은 지방정부로 하여금 地方稅 收入 增大 努力을 게을리하게 하는 효과를 가져올 뿐만 아니라 나아가서는 더 많은 交付稅를 배분받기 위하여 지방세 수입을 감소시키는 효과를 가져올 수 있다. 물론 基準財政收入額을 지방세 수입의 100%로 하지 않고 80%로 한 것은 徵稅努力을 촉진하는 효과를 기대한 것이라고 할 수 있다. 그러나 이 정도로 지방세 수입의 증대 노력을 유발하기에 충분인가 하는 데 대해서는 회의적인 견해가 많다.

그 동안 우리나라는 中央集權的인 國家로서 지방정부의 지방세 부과에 대한 自律權을 크게 제한하여 왔기 때문에 지방정부의 地方稅收 增大 努力이 중요한 관심사가 되지 못하였다. 그러나 이러한 상태에서도 세무행정의 효율성에 따라 地方間 稅收差異는 상당히 커질 수 있으며 앞으로 地方稅 賦課에 있어서 지방정부의 자율성이 강화될 경우 地方稅 徵收 努力의 증대를 유발하는 것은 地方交付稅의 중요한 기능 중의 하나가 되어야 한다는 주장이 제기되고 있다²⁾.

본 논문에서는 이러한 문제점을 고려하여 地方交付稅 配分方式의 개선방향을 모색한다. 地方-地方間 財政力 隔差 해소에 관해서 관련 학자들은 지방정부간의 財政力 隔差

1) 柳一鎬(1994) 참조.

2) 朴鍾九(1995) 참조.

로 인한 주민의 이동이 발생하지 않도록 해야 한다는 데 대체로 의견의 일치를 보고 있다. 그러나 그 구체적인 방법에 대해서는 다양한 의견을 제시하고 있다. 이는 아직 財政力의 定義에 대해 학자들간에 통일된 견해가 제시되지 않고 있기 때문이다. Bradbury, et al.(1984)은 地方公共財 供給費用을 지방정부가 통제할 수 있는 비용과 지방정부에 의해 통제되지 않는 비용으로 구분하여 지방정부에 의해서 통제되지 않는 비용의 地域間 隔差를 해소하는 방향으로 地方交付稅를 배분하는 방안을 제시하였다. Shah(1991)도 이러한 견해를 따르고 있으며 우리나라에서도 金洙權 外(1990), 朴完奎(1990) 등이 Bradbury, et al.(1984)과 유사한 방법으로 費用 隔差를 추정하는 費用指數 接近法을 이용하여 地方交付稅를 배분하는 방법을 제시하였다. Le Grand & Reschovsky(1971)는 각 지역의 徵稅努力에 대한 公共財 供給의 비율을 의미하는 便益-費用指數를 일치시키는 交付稅 配分方式을 제시하였다. 이는 위의 費用指數 接近法에 徵稅努力을 결합시킨 방안이라고 할 수 있다. 趙沈相(1995)은 해당 지역의 1人當 經常的 經費에 대한 1人當 經常自立財源의 비율을 相對財政力指數로 정의하고 이 相對財政力指數를 근거로 하여 地方交付稅를 배분하는 방식을 제시하였다. 元允喜(1994)는 위에서 언급한 논문들이 경제학적으로 정확하게 정의된 것이 아닌 다소 임의적인 목표를 달성하기 위한 交付稅 配分方式을 제시하였다는 문제점을 제기하고 社會厚生函數를 극대화시켜야 한다는 경제학적인 명제하에서 交付稅 配分方式을 도출하였다.

徵稅努力과 관련하여서는 Le Grand & Reschovsky(1971)의 便益-費用指數 接近法 이외에도 金洙權 外(1990)와 朴完奎(1990) 등이 1인당 지방세액과 1인당 지방세액 추정액 중 큰 것을 基準地方財政收入으로 인정하는 방법을 제시하였다. 한편 Shah(1991)는 地方交付稅 配分方式에 徵稅努力을 포함시키는 것이 아무런 조건없이 주어져야 하는 交付稅의 기본 원칙에 위배된다는 점, 더 많은 교부세를 배분받기 위한 지방정부의 戰略的 行爲를 초래할 가능성이 있다는 점, 빈곤한 지방에서 지나치게 높은 租稅가 賦課될 수 있다는 점 등을 들어 徵稅努力에 따른 交付稅 配分方式에 대해 반대를 표명하였다. 또한 金根中(1993)은 Shah(1991)가 제시한 문제점 이외에도 우리나라의 경우 租稅法律主義를 채택하고 있기 때문에 지방정부의 課稅自律權이 거의 없으므로 구태여 徵稅努力을 交付稅 配分方式에 추가할 필요가 없다고 주장하였다.

본 논문에서는 元允喜(1994)의 견해를 따라 社會厚生函數를 극대화하는 交付稅 配分

方式을 도출한다. 그러나 본 논문은 元允禧(1994)의 분석과 크게 다른데 가장 중요한 차이점은 元允禧(1994)가 주민의 이동이 없다는 가정하에서 社會厚生函數의 극대화를 도모한 데 비하여 본 논문에서는 주민의 지역간 이동이 자유로운 경우의 交付稅 配分方式에 대해서 검토하였다는 점이다. 적절한 地方交付稅 配分方式을 결정하는 데 있어서 주민의 이동에 대한 가정은 매우 중요한 역할을 한다. 주민의 이동이 없는 경우 중앙정부는 地域間 所得 또는 公共財 供給의 분배에 초점을 맞추어 交付稅를 배분함으로써 地域間 相對的 效用水準을 조정해야 하는 반면, 주민 이동이 자유로운 경우에는 주민의 이동과 市場機能에 의해서 地域間 相對的 厚生水準이 결정될 수도 있으므로 이 경우에는 分配問題보다는 徵稅의 效率性에 초점을 맞추어 交付稅가 배분되어야 한다.

元允禧(1994)와 본 논문의 또 다른 차이점은 元允禧(1994)는 地方交付稅 配分이 지방정부의 徵稅努力과 아무런 관련없이 이루어진다고 가정하였으나 본 논문에서는 徵稅努力의 變化를 통해서 交付稅 배분에 영향을 주고자 하는 지방정부의 전략적 행위를 포함시켰다는 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 장(제Ⅱ장)에서 分析의 바탕이 되는 基本模型을 제시하고 제Ⅲ장에서 적절한 交付稅 配分方式에 대해서 논의한다. 제Ⅳ장에서는 研究結果를 요약하고 政策示唆點에 대해서 논의한다.

II. 基本模型

논의를 간편하게 하기 위해 한 국가 내에 하나의 中央政府와 두 개의 地方政府—지역 A와 지역 B—가 존재한다고 가정하자. 중앙정부는 지방정부의 부족한 財源을 보충하기 위해 주어진 地方交付稅 財源(M)을 지역 A와 B에 배분한다. 각 지역에 거주하는 주민은 保有財產에 대해 財產稅를 지방정부에 납부하며, 지방정부는 財產稅 收入과 중앙정부로부터 교부받은 移轉收入을 모두 地方公共財 供給에 사용한다. 본 장에서는 위에서 언급한 가정하에서 지역주민과 지방정부의 의사결정을 분석하고 중앙정부의 의사결정모형을 제시한다.

1. 地域住民

한 지역의 주민은 동일한 所得水準과 效用函數를 갖는다고 가정한다. 이 가정은 지역 A에 거주하는 주민이 지역 B로 이주할 경우 個人所得이 지역 B의 개인소득 수준과 일치하도록 변화된다는 것을 의미한다. 물론 이 假定이 현실을 지나치게 單純化하였다라는 측면도 가지고 있으나 실제로 개인의 소득은 그 개인이 어느 지역에 거주하는가에 따라 달라질 수 있다는 관점에서 일면 타당성을 지닌다.

지역 i 에 거주하는 대표적인 주민의 1人當 所得을 y^i , 私的 財貨에 대한 需要를 x^i , 住宅需要를 h_d^i 라고 하자. 여기서 위첨자 i 는 A 또는 B를 나타내는 것으로 대표적 주민이 어느 지역에 속하는지를 표시한다. 지역 i 의 地方公共財 供給을 G^i 라고 하고, p_h^i 를 住宅價格, t^i 를 i 지역의 財產稅率이라고 하면, 지역 i 에 거주하는 주민의 意思決定模型은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \max \quad & U^i(x^i, h_d^i, G^i) \\ & x^i, h_d^i \\ \text{s.t.} \quad & x^i + p_h^i(1 + t^i)h_d^i = y^i \end{aligned}$$

여기서 $U^i(x^i, h_d^i, G^i)$ 는 i 지역 주민의 效用函數로서 개인의 효용이 私的 財貨의 消費, 保有住宅의 規模, 地方公共財의 供給規模에 의해서 결정된다는 것을 의미한다. 논의의 간편하게 하기 위해서 중앙정부는 공공재를 직접 공급하지 않고, 稅入을 모두 地方交付稅로 지방정부에 교부하여 지방정부로 하여금 公共財를 공급하도록 한다고 가정한다.

私的 財貨, 住宅, 地方公共財에 대한 個人的 限界效用 $-U_x^i$, U_h^i 그리고 U_G^i -은 0보다 크며, U_x^i 는 h_d^i 가 증가함에 따라 증가하고 U_h^i 는 x^i 가 증가함에 따라 증가한다(즉, $U_{hx}^i > 0$). U^i 의 x^i 와 h_d^i 에 대한 2차 도함수(U_{xx}^i 와 U_{hh}^i)는 모두 0보다 작다. 그러나 논의의 편의를 위하여 地方公共財 供給은 U_x^i 와 U_h^i 에 아무런 영향을 미치지 못한다(즉, $U_{xG}^i = U_{hG}^i = 0$)고 가정한다.

위 모형의 制約條件式은 i 지역 주민의 豫算制約式으로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$x^i = y^i - p_h^i(1 + t^i)h_d^i$$

이 식을 이용하면 i 지역 주민의 效用極大化를 위한 「라그랑제」(Lagrange)函數를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$L^I = U(y - p_h(1+t)h_d, h_d, G)$$

여기서 L^I 는 개인의 효용극대화를 위한 「라그랑제」함수를 나타내며 표기를 간단하게 하기 위해 지역을 나타내는 위첨자를 무시하였다³⁾. 각 개인은 住宅價格(p_h)과 財産稅率(t), 地方公共財 供給(G)이 주어졌다는 가정하에서 住宅需要(h_d)를 결정한다. 주택수요를 결정하기 위한 1차 조건(first order condition)은 다음과 같다.

$$U_x\{-p_h(1+t)\} + U_h = 0 \dots\dots\dots (1)$$

이 조건은 住宅規模의 증가로 인한 效用의 증가분이 이로 인해 초래되는 私的 財貨의 소비감소에 따른 效用減少분과 같아야 함을 의미한다. 이 조건으로부터 개인의 住宅需要函數는 주택의 消費者價格($q_h = p_h(1+t)$)과 個人所得의 함수임을 알 수 있다. 즉, 개인의 住宅需要函數는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$h_d^* = h_d(q_h, y)$$

여기서 위첨자 *는 앞의 식 (1)을 만족시키는 解임을 의미한다. $U_{xG} = U_{hG} = 0$ 이므로 地方公共財 供給은 x 및 h_d 에 아무런 영향을 미치지 않는다. 식 (1)을 전미분하면 $\frac{\partial h_d}{\partial q_h} < 0$ 을 입증할 수 있다⁴⁾. h_d^* 를 效用函數에 대입하면 間接效用函數 V 를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$V(q_h, y, G) = U(y - p_h(1+t)h_d^*, h_d^*, G)$$

3) 本節과 다음 節에서는 논의 전개상 꼭 필요한 경우를 제외하고는 지역을 표시하는 위첨자를 무시하였다.

4) $\frac{\partial h_d}{\partial q_h} = - \frac{U_{xx}\{-p_h(1+t)\}(-h_d) - U_x + U_{hx}(-h_d)}{U_{xx}\{-p_h(1+t)\}^2 + 2U_{xh}\{-p_h(1+t)\} + U_{hh}} < 0$

효용극대화를 위한 2차 조건에 의해 분모는 0보다 작으며 앞에서 $U_{xx} < 0$, $U_{hx} > 0$ 이라고 가정하였으므로 분자도 0보다 작다.

$$V_q = \frac{\partial V}{\partial q_h} = -U_x h_a^* < 0$$

$$V_y = \frac{\partial V}{\partial y} = U_x > 0$$

$$V_G = \frac{\partial V}{\partial G} = U_G > 0$$

2. 地方政府

지방정부는 지역주민의 보유주택에 대해 財産稅를 부과하고 이를 통해 확보한 地方稅收入과 중앙정부가 교부하는 交付金을 합하여 地方公共財 供給에 이용한다. 지방정부의 目標가 지역주민의 效用을 極大化시키는 데 있다고 가정할 때 財産稅率 및 地方公共財 供給決定模型은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \max_{t, G} \quad & V(q_h, y, G) \\ \text{s.t.} \quad & p_G G = t p_h n h_a + cM \\ & n h_a = S \end{aligned}$$

여기서 p_G 는 公共財 供給價格을 나타낸다. c 는 總交付金 중 해당 지역에 供給되는 비율을 나타내는 것으로 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} c &= \int u dt + r \\ u &= \frac{\partial c}{\partial t} \end{aligned}$$

交付稅 配分比率은 두 개의 요소로 구성되는데, 첫번째 요소는 交付稅를 배분받는 지방의 地方稅率로 대표되는 徵稅努力에 따라 결정되는 부분이고, 두번째 요소는 地方稅 徵稅努力과는 무관하게 주어지는 부분이다. 만약 중앙정부가 지방정부의 徵稅努力을 유발하는 방향으로 交付稅를 배분한다면 $u > 0$ 이 될 것이다. 한국의 現行 交付稅制에 의하면 $u < 0$ 으로서 다른 모든 조건이 동일할 경우 稅率이 낮은 지역이 더 많은 交付稅를

배분받게 된다.

S 는 해당 지역의 住宅供給 規模를 나타내는데, 본 논문에서는 편의상 S 가 고정되어 있다고 가정한다. n 은 해당 지역에 거주하는 주민의 수를 나타낸다. 制約條件 중 첫번째 식은 地方政府의 豫算制約式으로서 지방정부의 총지출이 地方稅 收入額과 중앙정부로부터 배분받는 交付稅의 합계와 일치해야 한다는 것을 의미한다. 두번째 제약식은 住宅市場의 均衡條件을 나타내는 식으로 總住宅需要(nh_d)가 그 지역의 總住宅供給(S)과 일치해야 함을 의미한다. 각 지방정부는 관할 지역을 小規模 經濟로 간주한다. 이는 해당 지역의 住宅供給價格(p_h)이 고정되어 있으며, 세율이 변할 경우 주민의 유출 또는 유입을 통해서 市場均衡條件이 달성된다는 것을 의미한다.

市場均衡條件을 이용하여 지방정부의 豫算制約式을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$G = \frac{1}{p_G}(tp_h S + cM)$$

그러므로 地方政府의 財產稅率 決定을 위한 「라그랑제」함수(L^L)는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$L^L(t) = V\{q_h, y, \frac{1}{p_G}(tp_h S + cM)\}$$

L^L 을 極大化시키는 t 를 구하기 위한 1차 조건은 다음과 같다.

$$L_t^L = V_q p_h + V_G \frac{1}{p_G}(p_h S + uM) = 0 \dots\dots\dots (2)$$

이 조건은 지방정부가 稅率을 인상할 경우 이로 인해 발생하는 公共財 供給 變化에 따른 效用增加分이 주택의 消費者價格 상승으로 인한 效用減少分과 일치하도록 地方稅率을 결정한다는 것을 의미한다.

式 (2)를 전미분하여 p_h, u, r 의 변화가 t 에 미치는 效果를 구하면 다음과 같다⁵⁾.

$$\frac{\partial t}{\partial p_h} < 0$$

5) 계산과정은 <附錄 1> 참조.

$$\frac{\partial t}{\partial u} > 0$$

$$\frac{\partial t}{\partial r} < 0$$

지방정부는 그 지역의 住宅價格이 높을수록, 지방세율 인상이 交付稅 配分率의 증대에 미치는 효과가 적을수록, 그리고 徵稅努力과 무관하게 주어지는 交付稅額이 클수록 낮은 稅率을 선택한다.

3. 中央政府

중앙정부는 A지역에 대한 交付稅 配分比率를 다음과 같은 모형에 의해서 결정한다.

$$\max_{u^A, r^A} V^A(q_h^A, y^A, G^A)$$

$$s.t. \quad V^B(q_h^B, y^B, G^B) = \bar{V}^B$$

$$p_G^A G^A = t^A p_h^A S^A + c^A M$$

$$p_G^B G^B = t^B p_h^B S^B + (1 - c^A) M$$

$$c^A = \int u^A dt^A + r^A$$

이 모형은 B지역 주민의 厚生을 일정수준(\bar{V}^B)으로 유지하면서 A지역 주민의 效用을 極大化하도록 c^A 를 결정해야 함을 의미한다⁹⁾. 여기서 한 가지 유의해야 할 점은 B지역의 財產稅率 t^B 가 고정되었다고 가정하였다는 점이다. 만약 t^A 의 변화가 住宅價格 변화에 전혀 영향을 주지 않는다면 t^A 가 변화하더라도 이로 인해서 t^B 가 변화할 이유가 없다.

6) B지역에 대한 交付稅 配分比率 c^B 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$c^B = \int u^B dt^B + r^B$$

그런데 $c^A + c^B = 1$ 이므로 본 모형에서는 $c^B = 1 - c^A$ 를 이용한다. 이는 한 국가내에 두개의 지역만 존재할 경우 한 지역에 대한 交付稅 配分比率(c^A)이 결정되면 다른 지역에 대한 交付稅 配分比率(c^B)도 자동적으로 결정됨을 의미한다.

반대의 경우, 즉 t^A 의 변화가 住宅價格 변화를 통해 완전히 資本化(capitalize)될 경우 두 지역의 相對的 厚生水準이 住宅價格 變化에 의해서 조정되므로 역시 B지역의 稅率이 變化되어야 할 아무런 동기가 없다.

이 모형의 「라그랑제」함수 L^C 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$L^C = V^A(q_h^A, y^A, G^A) + \lambda \{V^B(q_h^B, y^B, G^B) - \bar{V}^B\}$$

여기서 G^A 와 G^B 는 A지역과 B지역의 豫算制約式인 위 모형의 두번째와 세번째 制約條件에서 정의되는 바와 같다. 이 모형의 1차 조건은 다음과 같다⁷⁾.

$$L_u^C = \left(V_p^A \frac{\partial p_h^A}{\partial t^A} + \lambda V_p^B \frac{\partial p_h^B}{\partial t^A} - \lambda V_G^B \frac{1}{p_G^B} u^A M \right) \frac{\partial t^A}{\partial u^A} = 0 \quad \dots\dots\dots (3)^8$$

$$L_r^C = V_G^A \frac{1}{p_G^A} M + V_p^A \frac{\partial p_h^A}{\partial r^A} + \lambda V_p^B \frac{\partial p_h^B}{\partial r^A} - \lambda V_G^B \frac{1}{p_G^B} u^A \frac{\partial t^A}{\partial r^A} M - \lambda V_G^B \frac{1}{p_G^B} M = 0 \quad \dots\dots\dots (4)$$

여기서 V_p^i 는 i지역 주민의 間接效用函數 V^i 를 p 에 대해 미분한 것으로 다음과 같이 표현된다.

$$V_p^i = V_q^i(1 + t^i) + V_G^i \frac{1}{p_G^i} t^i S^i$$

즉, V_p^i 는 i지역의 住宅價格 변화가 i지역 주민의 효용에 미치는 효과를 나타낸다. 우변의 첫번째 항은 주택의 消費者價格 상승으로 인한 效用減少분을 나타내며 두번째

7) r^A 와 u^A 는 상호 아무런 관계가 없다(mutually independent)고 가정하였다. 만약 양자간에 상호 관계가 있다면 c^A 를 $\int u^A dt^A$ 와 r^A 로 구분하는 것이 큰 의미가 없다.

8) $\int u^A dt^A = u^A t^A - \int t^A du^A$ 이므로, $\frac{\partial (\int u^A dt^A)}{\partial u^A} = t^A + u^A \frac{\partial t^A}{\partial u^A} - t^A = u^A \frac{\partial t^A}{\partial u^A}$.

항은 財産稅 收入의 증대에 따른 地方公共財 供給 增大가 가져오는 效用增加分을 나타낸다.

III. 最適 交付稅 配分方式

本章에서는 앞에서 검토한 最適 交付稅 配分方式의 決定을 위한 1차 조건(式 (3), (4))을 만족시키는 交付稅 配分方式의 성격에 대하여 검토해 본다. 式 (3)과 (4)에서 우리는 t^A 및 r^A 의 변화가 A지역과 B지역의 住宅價格에 미치는 영향에 따라 u^A 와 r^A 의 최적치가 크게 달라짐을 알 수 있다. 그러므로 여기서는 住宅價格이 外部的 與件에 의해 주어져 있어 지방정부의 租稅政策 또는 交付稅 配分政策의 변화로 인해 아무런 영향을 받지 않는 경우와 地方政府의 租稅政策 또는 交付稅 配分政策의 변화가 住宅價格에 영향을 주는 경우로 구분하여 最適 交付稅 配分方式을 검토해 본다.

1. 住宅價格이 固定되어 있는 경우

A지역의 경제가 國家經濟 전체에서 차지하는 비중이 매우 작다고 가정하자. 그러면 A지역의 稅率變化 또는 A지역에 대한 交付稅額의 변화로 인한 住宅需要의 변화와 이에 따른 주민의 이동이 다른 지역(B지역)의 住宅價格에 거의 영향을 주지 않을 수 있다. 이 경우 A지역의 住宅需要 變化는 주민의 이동에 의해서 상쇄되므로 A지역의 住宅價格에도 변화가 없을 것이다. 이때 u^A 의 최적치는 0이 될 것이며, r^A 는 다음 조건에 의해서 결정된다.

$$L_r^C = (V_G^A \frac{1}{p_G^A} - \lambda V_G^B \frac{1}{p_G^B}) M = 0 \dots\dots\dots (5)$$

즉, 각 지방의 稅率과 住宅價格이 결정되어 있을 때, 중앙정부는 $V_G^A \frac{1}{p_G^A} = \lambda V_G^B \frac{1}{p_G^B}$ 이 되도록 交付金을 배부하되 그 規模는 交付金을 배분받는 地方政府의 徵稅努力과 무관하게 결정되어야 한다.

여기서 한 가지 흥미로운 사실을 발견할 수 있다. 다른 모든 조건이 주어진 상태에서 A지역의 公共財 供給費用(p_C^A)이 증가했다고 가정하자. 그러면 중앙정부는 交付稅 配分比率를 조정하여 B지역에 더 많은 交付稅를 배분하여 B지역의 公共財 供給을 증가시킴으로써 V_C^B 를 하락시키든지 A지역에 배분되는 交付金 規模를 축소하여 G^A 의 감소와 이에 따른 V_C^A 의 증가를 유도하여야 할 것이다. 이는 지역간 公共財 供給費用의 隔差를 상쇄하는 방향으로 交付稅를 배분해야 한다는 Bradbury, et al.(1984) 등의 주장과 반대되는 것으로 저렴한 비용으로 公共財를 공급할 수 있는 지역에 더 많은 交付稅를 배분하여 더 많은 公共財가 공급되도록 하는 것이 社會厚生을 極大化시킬 수 있다는 것을 의미한다. 즉, 交付稅 配分을 통해서 저렴한 費用으로 공공재를 供給할 수 있는 지역으로의 住民의 移動을 유발하여 보다 많은 주민으로 하여금 저렴한 價格으로 공급된 公共財를 향유하도록 하는 것이 사회적 관점에서 볼 때 바람직하다는 것이다. 이와 같은 차이는 Bradbury, et al.(1984)의 연구가 公共財 供給規模의 차이로 인한 주민의 이동이 社會的 費用을 초래한다는 관점에서 출발한 데 비하여, 本章의 분석에서는 小規模 地域經濟를 가정하고 한 지역에 많은 주민이 몰릴 경우 발생할 수 있는 混雜費用을 무시함으로써 주민의 이동이 초래할 수 있는 社會的 費用을 고려대상에서 제외하였기 때문에 발생한 것이다. 만약 현재의 公共財 供給水準이 社會厚生을 極大化시키는 최적수준이라면 중앙정부는 현재의 公共財 供給水準을 그대로 유지하도록 交付稅를 배분해야 하며, 이때 交付稅 配分으로 인한 주민의 이동은 없을 것이다.

또 한 가지 유의하여야 할 점은 r^A 가 위의 식 (5)에 의해서 결정되어야 한다는 것과 r^A 는 地方政府의 徵稅努力에 대해 중립적이어야 한다는 두 가지 조건이 상호 모순될 가능성이 있다는 점이다. G_0^A 와 G_0^B 가 위의 식 (5)를 만족시키는 公共財 供給水準이라고 하자. 그러면 지역 A와 B에 각각 $c^A M = (p_C^A G_0^A - t^A S^A p_h^A)$, $c^B M = (p_C^B G_0^B - t^B S^B p_h^B)$ 의 交付金を 배분하는 것이 최적의 交付金 配分方式이라고 할 수 있다. 여기서 $M = (p_C^A G_0^A - t^A S^A p_h^A) + (p_C^B G_0^B - t^B S^B p_h^B)$ 이므로 c^A 와 c^B 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$c^A = \frac{(p_C^A G_0^A - t^A p_h^A S^A)}{\sum_{i=A,B} (p_C^i G_0^i - t^i p_h^i S^i)} \dots\dots\dots (6)$$

$$c^B = 1 - c^A \dots\dots\dots (7)$$

이 방법이 바로 한국 정부가 이용하고 있는 방법이라고 할 수 있다. 한국 정부는 여러 가지 요소를 고려하여 基準財政需要額 G_0^i 를 구하고 여기에서 基準財政收入額을 뺀 差額을 기준으로 위와 같은 방법을 이용하여 交付金을 배분하고 있다. 단 한 가지 차이는 基準財政收入額을 계산함에 있어서 지방정부의 稅收增大 意慾을 감퇴시키는 것을 억제하기 위하여 地方稅收의 80%만을 基準財政需要額으로 산정하고 있다는 것이다. 즉,

$$c^A = \frac{p_G^A G_0^A - at^A p_h^A S^A}{\sum_{i=A,B} (p_G^i G_0^i - at^i p_h^i S^i)} \dots\dots\dots (8)$$

$$c^B = 1 - c^A \dots\dots\dots (9)$$

$$a = 0.8 \dots\dots\dots (10)$$

이 된다.

그러나 이러한 交付稅 配分方式은 $u^A = 0$ 이 되어야 한다는 전제조건을 충족시키지 못한다. c^A, c^B 가 위와 같은 式에 의해 자동적으로 계산될 경우 t^A 의 변화는 다음과 같이 c^A 및 c^B 에 영향을 줄 것이다⁹⁾.

$$\frac{\partial c^A}{\partial t^A} = u^A = \frac{-at^A p_h^A S^A (p_G^B G_0^B - at^B p_h^B S^B)}{\{ \sum_{i=A,B} (p_G^i G_0^i - at^i p_h^i S^i) \}^2} < 0$$

그러므로 中央政府가 위 式에 의한 交付金 配分을 오랜 기간 동안 지속하고 있으며 지방 정부가 이를 알고 있을 때, 지방정부는 稅率變化에 따른 交付稅 配分額의 변화를 고려하여 t^A 와 t^B 를 결정할 것이다. 이때 지방정부 A가 t^A 를 결정하는 1차 조건(式 (2))을 만족시키는 稅率($(t^A)^{**}$)은 $u^A = 0$ 일 때의 稅率($(t^A)^*$)보다 낮다. 이는 다음과 같이 증명될 수 있다.

$u^A = 0$ 일 때 최적 세율이 $(t^A)^*$ 이므로 $(t^A)^*$ 는 다음 조건을 만족시킨다(式 (2) 참조).

$$L_t^L(t^A = (t^A)^*) = V_q^A p_h^A + V_G^A \frac{1}{p_G^A} p_h^A S^A = 0$$

9) 각 지역에 正의 交付稅가 배분된다고 가정하였다. 즉, $(p_G^i G_0^i - at^i p_h^i S^i) > 0, i = A, B$

地方 公共財의 限界效用(V_C^A)이 0보다 크므로 $u^A < 0$ 인 경우 $L_t^L(t^A = (t^A)^*) = V_q^A p_h^A + V_C^A \frac{1}{p_C^A} (p_h^A S^A + u^A M) < 0$ 이 된다. 그러므로 $u^A < 0$ 인 경우 지방정부는 財產稅率을 $(t^A)^*$ 보다 낮은 수준($(t^A)^{**}$)으로 정하는 것이 바람직하다.

이상의 논의는 a 가 1보다 작은 0.8이라고 하여도 현행 한국의 交付稅 配分方式은 지방정부로 하여금 더 많은 交付稅를 배분받기 위하여 地方稅率을 引下하는 전략적 행위를 하도록 유도할 수 있다는 점을 시사한다. 많은 地方政府가 전략적으로 낮은 稅率을 책정할 경우 中央政府는 적절한 地方公共財 供給水準을 유지하기 위하여 交付稅 總額을 증가시켜야 하며 이를 위해서는 보다 많은 國稅를 징수해야 하므로 국가적인 非效率이 초래된다. 만약 중앙정부가 交付稅 總額을 늘리지 않을 경우 地方公共財 供給水準이 적정수준에 미달하게 되므로 이 또한 국가적인 非效率을 초래한다.

우리나라의 경우 지금까지는 이 문제가 그다지 중요한 관심의 대상이 되지 못하였다. 왜냐하면 그 동안 租稅法律主義에 의해 중앙정부에서 地方稅率을 일률적으로 책정하여 적용하였으므로 稅率決定에 있어 지방정부의 自律性이 거의 없었기 때문이다. 그러나 地方自治制가 확대 실시되면 어떤 방법으로도 지방정부의 徵稅自律權이 강화될 것으로 예상되므로 交付金을 더 배분받기 위하여 稅率을 引下하는 지방정부가 생겨날 가능성이 있으며, 이 경우 國家的 非效率이 초래될 수 있다.

이러한 地方政府의 전략적 행위와 이로 인한 非效率을 방지하기 위해서는 $u^A = 0$ 이 되도록 하는 것이 중요하며, 이를 위해서는 基準財政收入額 산정시 地方稅 收入을 이용할 것이 아니라 $u^A = 0$ 인 경우 地方政府의 1차 조건인 식 (2)를 만족시키는 t^A 를 구하든지 아니면 이와 유사한 다른 대응변수를 이용하여야 할 것이다.

앞에서 제시한 우리나라의 현행 交付稅 配分方式의 또 한 가지 문제점은 주민의 이동이 住宅價格에 미치는 效果를 무시하였다는 점이다. 만약 각 지역의 地方稅率 變化 또는 交付稅 配分額의 變化가 대규모의 주민 이동을 초래하고, 이러한 주민의 이동이 住宅價格의 變化를 가져온다면 交付稅 配分方式은 상당히 많이 달라져야 할 수도 있다. 이에 대해서는 다음 節에서 보다 자세하게 논의한다.

2. 住宅價格이 變化하는 경우

A지역과 B지역의 住宅價格은 다음과 같은 조건에 의해서 결정된다.

$$n^A h_a^A(q_h^A, y^A) = S^A \dots\dots\dots (11)$$

$$n^B h_a^B(q_h^B, y^B) = S^B \dots\dots\dots (12)$$

$$V^A(q_h^A, y^A, G^A) = V^B(q_h^B, y^B, G^B) \dots\dots\dots (13)$$

$$N = n^A + n^B \dots\dots\dots (14)$$

위의 式 (11)과 (12)는 A지역과 B지역의 總住宅需要가 각 지역의 住宅供給과 일치해야 함을 의미하며, 式 (13)은 均衡價格下에서 각 지역 주민이 다른 지역으로 이주할 의사가 없어야 함을 의미한다. 式 (14)는 A지역 주민수와 B지역 주민수의 합계가 해당 국가의 總國民數와 일치해야 함을 의미한다.

$q_h^i = p_h^i(1+t^i)$ 이므로 t^A, t^B, N 그리고 地方交付稅가 주어졌을 때 이에 상응하는 住宅價格- p_h^A 와 p_h^B -과 각 지역의 주민수- n^A 와 n^B -는 위 4개의 式에 의해서 결정된다. A지역에서 t^A 를 인상한다면 p_h^A 에 변동이 없을 경우 주민 1인당 住宅需要가 감소하게 된다. 그러므로 주민수에 변동이 없다면 住宅市場에 超過供給이 존재하게 되고 市場均衡을 달성하기 위하여 住宅價格이 하락한다. 住宅價格 下落이 지역주민의 效用을 증가시킨다면 A지역의 住宅價格 下落은 B지역으로부터 A지역으로의 주민이동을 초래하며 이에 따라 B지역의 住宅價格도 하락한다. 이러한 과정이 지속되어 궁극적으로는 A지역과 B지역 주민의 厚生水準이 일치하게 되는 점에서 즉, 式 (13)이 만족되는 價格에서 A지역과 B지역의 住宅市場이 균형에 도달하게 된다¹⁰⁾.

式 (13)을 전미분하면 다음과 같다¹¹⁾.

$$V_p^A dp_h^A - V_p^B dp_h^B = -V_G^B \frac{1}{p_G^B} u^A M dt^A - \left(V_G^A \frac{1}{p_G^A} + V_G^B \frac{1}{p_G^B} \right) M dr^A$$

10) 地方稅와 交付稅 配分政策의 變化가 住宅價格에 미치는 效果에 대한 구체적인 계산은 <附錄 2> 참조.

11) t^A 는 地方政府의 極大化 조건인 式 (2)를 만족시킨다고 가정하였다.

$dr^A = 0$ 인 경우 위 式을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$V_p^A \frac{\partial p_h^A}{\partial t^A} = V_p^A \frac{\partial p_h^B}{\partial t^A} - V_G^B \frac{1}{p_G} u^A M \dots\dots\dots (15)$$

또한 $dr^A \neq 0$ 인 경우

$$V_p^A \frac{\partial p_h^A}{\partial r^A} + V_p^A \frac{1}{p_G} M = V_p^B \frac{\partial p_h^B}{\partial r^A} - V_G^B \frac{1}{p_G} u^A \frac{\partial t^A}{\partial r^A} M - V_G^B \frac{1}{p_G} M \dots\dots (16)$$

이 된다. 그러므로 式 (15)와 (16)을 이용하면 L_u^C (式 (3))와 L_u^C (式 (4))을 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} L_u^C &= (1+\lambda) V_p^A \frac{\partial p_h^A}{\partial t^A} \frac{\partial t^A}{\partial u^A} \\ &= (1+\lambda) \left(V_p^B \frac{\partial p_h^B}{\partial t^A} - V_G^B \frac{1}{p_G} u^A M \right) \frac{\partial t^A}{\partial u^A} \dots\dots\dots (17) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} L_u^C &= (1+\lambda) \left(V_p^A \frac{\partial p_h^A}{\partial r^A} + V_G^A \frac{1}{p_G} M \right) \\ &= (1+\lambda) \left(V_p^B \frac{\partial p_h^B}{\partial r^A} - \lambda V_G^B \frac{1}{p_G} u^A \frac{\partial t^A}{\partial r^A} M - V_G^B \frac{1}{p_G} M \right) \dots\dots\dots (18) \end{aligned}$$

위 式 (17)에 의하면 $L_u^C = 0$ 을 만족시키기 위해서는 $\frac{\partial p_h^A}{\partial t^A} = V_p^B \frac{\partial p_h^B}{\partial t^A} - V_G^B \frac{1}{p_G} u^A M = 0$ 이 되도록 u^A 를 결정해야 한다. 이 조건은 한 지방정부의 稅率變化가 주민의 이동과 住宅價格의 變化를 초래한다면 中央政府는 이 變化로 인해 나타나는 다른 지역 주민의 厚生變化를 상쇄하는 방향으로 交付稅를 배분해야 한다는 것을 의미한다. 이는 또한 지방정부간의 稅率 隔差로 인해 주민의 이동이 발생하고 이로 인해 다른 지역 주민의 厚生에 變化가 생길 경우 중앙정부는 交付稅 配分을 통해 地方稅 隔差로 인한 주민의 이동 유인을 제거해야 한다는 것을 의미한다. 이를 위해서 중앙정부는 地方稅 隔差로 인한 주민의 이동방향과는 반대의 방향으로 주민을 이동시키는 交付稅 配分方法을 사용해야 한다. 이

결과는 地方政府間의 稅率 隔差가 주택가격에 전혀 影響을 주지 않을 경우 한 지방정부의 稅率變化는 다른 지역주민의 效用에 아무런 影響을 주지 않으므로 中央政府는 交付稅 配分에 있어서 주민의 이동에 따른 經濟的 效率性 低下보다는 分配의 問題에 重點을 두어야 한다는 앞 節의 결론과 대조되는 것이다. 앞 節에서는 현재의 公共財 配分이 최적의 상태라고 가정한다면 각 지역이 현재의 公共財 供給規模를 그대로 유지하도록 交付稅를 배분하여 交付稅 配分에 따른 주민의 이동이 없도록 해야 한다는 결론이 도출되었다.

만약 $u^A = 0$ 이라면 지방정부의 세율결정조건(式 (2))에 의해서 $V_p^A = -V_C^A \frac{1}{p_C} S^A < 0$ 이 되고 $\frac{\partial p_h^A}{\partial t^A}$ 도 0보다 작게 된다¹²⁾. 따라서 $L_u^C(u^A = 0) > 0$ 이 된다. 이는 地方稅率 변화가 財產價値 변화에 반영되어 資本化(capitalize)될 경우 u^A 의 최적치가 0보다 커야 함을 의미한다. 그러므로 앞 節의 경우와 결합하여 地方稅 변화가 住宅價格의 변화에 미치는 효과가 어떠한지 간에 u^A 의 최적치는 0보다 크거나 같아야 한다는 결론을 도출할 수 있다. 이는 어떤 경우이든지 현행 한국의 제도와 같이 $u^A < 0$ 인 交付稅 配分方式을 지양해야 함을 의미한다.

위 조건들(式 (17), (18))에서 찾아 볼 수 있는 또 하나의 특징은 앞 節의 分析에서와는 달리 각 지역 주민 후생의 사회 전체 후생에 대한 相對的 寄與度(λ)가 最適 交付稅 配分方式 決定에 아무런 影響을 미치지 못한다는 점이다. 이는 住宅價格이 固定되어 있으므로 정부가 交付稅 配分을 통해서 地域間 相對的 厚生水準을 조정해야 하는 앞 節의 경우와는 달리 本節에서는 주민의 이동에 따른 住宅價格의 變化가 각 지역 주민의 厚生水準을 일치시키는 기능을 하므로 중앙정부는 交付稅 配分에 있어서 지방정부의 課稅로 인한 非效率性을 제거하는 데 초점을 맞추어야 한다는 것을 의미한다.

위 式 (17)에서 $L_u^C = 0$ 을 만족시키는 u^A (즉, $(u^A)^*$)를 구하여 L_r^C 에 대입하고 <附錄 2>에서 구한 $\frac{\partial p_h^A}{\partial r^A}$ 를 이용하여 L_r^C 를 다시 정리하면 다음과 같다¹³⁾.

$$L_r^C(u^A = (u^A)^*) = \frac{1}{H} V_C^A V_C^B \frac{1}{p_A} \frac{1}{p_B} (1+\lambda) M h_d^A h_d^B \left(-S^A \frac{n^B \varepsilon_d^B}{p_h^B} \right) < 0$$

12) $u^A = 0$ 인 경우 $\frac{\partial p_h^A}{\partial t^A} < 0$ 에 대한 증명은 <附錄 2> 참조.

13) <附錄 3> 참조.

여기서 ϵ_u^B 는 B지역 주민 1인당 住宅需要의 住宅消費者價格에 대한 彈力性을 나타내는 것으로 0보다 작다.

위 조건은 u^A 가 $(u^A)^*$ 일 경우 r^A 는 最小化하는 것이 바람직하다는 것을 의미한다. 그러므로 주민의 이동과 價格의 變化가 각 지역 주민의 效用均等化를 보장하는 기능을 수행할 때 중앙정부는 交付稅 配分에 있어서 分配의 측면보다는 지방정부의 課稅權 행사시 나타날 수 있는 外部效果를 교정하는 데 중점을 두어야 한다. 이를 위해서는 A지역 정부의 稅率引上이 다른 지역 주민의 效用增大를 가져올 경우 이 지역에 交付稅를 더 많이 배분하여 이를 장려해야 할 것이다. 이때 交付稅는 일종의 補助金의인 성격을 갖게 된다.

만약 중앙정부가 본 연구의 模型에 포함되지 않는 다른 이유로 인하여 특정 지역에 특정 규모 이상의 公共財가 供給되어야 한다는 목표를 세우고 있다면 交付金 配分方式은 위에서 도출한 것과 상당히 다른 모양을 갖게 될 것이다. 예를 들어 중앙정부가 A지역의 地方公共財 供給이 G_0^A 이상이 되어야 한다는 목표를 갖고 있다고 하자. 만약 A지역의 地方稅 收入과 위에서 도출한 방식으로 배분되는 交付稅의 합계가 G_0^A 만큼의 公共財를 공급하기에 충분하다면 아무런 문제가 없다. 그러나 A지역이 영세하여 地方稅 收入과 위의 방식에 따른 交付稅만으로는 G_0^A 의 公共財를 供給하기에 충분하지 못할 경우 현행 한국의 제도처럼 中央政府는 G_0^A 를 공급하는 데 필요한 財政需要額 $(t_c^A G_0^A)$ 과 그 지방 정부의 自體收入間的 差額을 補填하도록 交付稅를 배분할 수밖에 없다.

IV. 要約 및 結論

한 국가내의 각 지방에 대한 地方公共財 供給을 지방정부의 自體收入에만 의존하도록 하지 않고 중앙정부에서 일부 부담하는 地方交付稅制度를 운영하는 경제적 이유로 다음과 같은 세 가지를 들 수 있다.

첫번째 이유는 地方自治團體의 徵稅能力과 관련되는 것이다. 租稅는 그 특성상 國稅로서 적당한 것과 地方稅로서 적당한 것이 있는데 많은 경우 地方稅보다는 國稅로 징수하

는 것이 더 적절하다. 따라서 地方稅 收入源은 제한될 수밖에 없다. 반면 公共財는 그 성격상 地方政府에서 공급하는 것이 보다 바람직한 경우가 많다. 그러므로 많은 지방에서 自體收入만 가지고는 地方公共財 需要를 모두 충족시키지 못하는 경우가 자주 발생하며 이러한 경우에는 中央政府에서 國稅收入의 일부를 떼어 地方政府에 교부하는 것이 바람직하다. 보다 구체적으로 이야기하면 地方交付稅制度의 첫번째 목표는 自體收入만 가지고는 필요한 地方公共財 供給規模를 충족시킬 수 없는 지방에 대해 중앙에서 地方公共財 供給資金을 지원해 주는 것이다.

두번째 이유는 위에서 언급한 첫번째 이유와 매우 밀접한 관련이 있는 것으로 지방정부의 稅入不均衡 問題와 관련된다. 지방정부의 稅源은 지역마다 달라서 地方自治團體들 간의 稅入規模도 상당한 차이가 날 수 있다. 반면 중앙정부가 각 지방정부 주민의 社會厚生에 대한 기여도를 고려하여 결정하는 각 지역의 公共財 供給水準은 지역별 稅源分布와 무관하게 결정되는 것이어서 地方公共財가 많이 공급되어야 하는 지역에는 自體收入이 적은 반면 地方公共財가 적게 공급되어야 하는 지역에는 自體收入이 많은 불균형 문제가 발생할 수 있다. 이러한 불균형을 시정하기 위하여 地方交付稅 配分이 필요하다.

세번째 이유는 각 地域別 課稅로 인한 外部效果를 內在化(internalize)하는 것이다. 예를 들면 한 지역의 地方政府가 세율을 인하할 경우 다른 지역 주민의 厚生이 감소할 수 있다. 이 경우 중앙정부는 적절한 交付稅 配分方式을 통하여 지방정부가 세율을 적정한 수준까지 끌어 올릴 수 있도록 유도해야 할 것이다.

이상에서 열거한 세 가지 목표는 동시에 달성되기 매우 어려우며 地方政府의 特性에 따라 한 가지 목표가 더욱 중요하고 다른 목표들은 무시해도 되는 경우가 있다. 예를 들면 지방정부의 租稅政策과 交付稅 配分政策이 각 지역의 住宅 또는 土地價格에 아무런 영향을 주지 못할 경우 각 지역의 租稅政策은 다른 지역에 대해 外部效果를 가져오지 않으므로 중앙정부는 交付稅 配분에 있어 지역별 과세로 인한 外部效果의 內在化 問題를 중요하게 고려할 필요가 없다. 반면 지방정부의 租稅政策과 交付稅 配分政策의 변화가 住宅 및 土地價格의 변화를 통해 資本化(capitalize)된다면 이 과정을 통해서 각 지역 주민의 厚生水準이 均等化되므로 앞에서 두번째로 지적한 分配의 問題는 交付稅 配분에 중요한 역할을 하지 못한다. 이러한 관점에서 볼 때 地方自治團體의 特性에 관계없이 동일한 방식에 의해서 交付稅를 配分하고 있는 우리나라의 현행 방식은 바람직하지 못하다.

또한 지역에 관계없이 일괄적인 방법에 의해 徵稅努力이 높은 지역에 더 많은 交付稅를 배분해야 한다는 주장도 타당성이 없다.

이러한 연구 결과가 우리나라의 交付稅 配分政策에 대해 시사하는 바는 다음과 같다. 地方交付稅 配分方式을 결정하기 이전에 地方財政政策의 변화가 住宅 및 土地價格에 얼마나 반영되는가에 대한 판단을 먼저 하고 이에 따라 적절한 交付稅 配分方式을 결정하여야 할 것이다. 이 문제에 대해서는 재정학자들간에도 아직 합의된 결론이 도출되지 못한 상태이며 우리나라의 경우 地方稅政策이 중앙정부에 의해 획일적으로 결정되어 왔으므로 實證分析을 통해서 결론을 도출하기도 매우 어려운 실정이다. 한 가지 방법은 住民의 移動性과 地域經濟의 規模를 검토해 보는 것이다. 地域住民의 移動性이 높은 지역일수록 그리고 타지역에 비해서 經濟規模가 큰 지역일수록 그 지역의 財政政策 變化가 큰 外部效果를 가져온다고 할 수 있다. 대체로 廣域自治團體 중 廣域市가 이러한 지역에 속한다고 할 수 있다. 이들 지역에 대해서는 地方稅率이 높은 지역에 交付稅를 더 많이 배분해야 하며, 그 이외의 지역에 대해서는 地方財政政策이 有意的인 外部效果를 가져오지 않는다는 가정하에서 앞의 제Ⅲ장 제1절의 결론에서 제시한 바와 같이 지역주민의 效用이 社會厚生에 기여하는 정도에 따라 적절한 公共財 供給規模를 산정하고 그 公共財 供給에 필요한 資金規模와 自體收入의 차이를 보충하는 방향으로 交付稅 配分方式을 결정해야 할 것이다. 현재 우리나라에서는 地域經濟의 특성에 상관없이 후자의 방법을 사용하고 있다.

地方經濟의 특성에 따라 전술한 두 가지 집단으로 나누어 각각에 대해 다른 交付稅 配分方式을 설정할 때 몇 가지 주의해야 할 사항이 있다. 徵稅努力에 따라 交付稅를 배분하는 경우 徵稅努力과 무관하게 주어지는 交付稅 配分額을 최소화하여야 한다. 이는 交付稅 配分이 價格機能의 歪曲을 통해서 社會厚生의 감소를 초래하기 때문이다. 다른 방법 즉, 지역주민의 效用이 社會厚生에 기여하는 정도에 따라 적절한 供給規模를 산정하고 그 公共財 供給에 필요한 資金規模와 自體收入의 差異를 보전하는 交付稅 配分方式을 사용할 때에는 다음과 같은 몇 가지 문제점을 해결해야 한다.

첫째, 각 지방의 적절한 地方公共財 供給水準이 어느 정도 되는지를 측정해야 한다. 여기서 한 가지 유의하여야 할 점은 地域間 費用 隔差에 관련된 문제이다. Bradbury, et al.(1984) 등은 중앙정부가 交付稅 配分을 통해서 地域間 公共財 供給費用 隔差를 해소

하여야 한다고 주장한다. 그러나 이에 대해서는 상당한 주의를 요한다. 만약 두 지역의 適正 公共財 供給水準이 같을 경우에는 公共財 供給費用이 높은 지역이 더 많은 財政資金을 확보할 수 있도록 交付稅를 배분하는 것이 바람직하다. 그러나 두 지역의 다른 모든 조건이 같고 地方公共財 供給費用만 차이가 날 때 公共財 供給費用이 높은 지역에 더 많은 交付稅를 배분해야 하는가에 대해서는 異見이 있을 수 있다. 社會厚生을 極大化하기 위해서는 公共財 供給費用이 저렴한 지역에 더 많은 公共財를 공급하여 그 지역으로의 住民移動을 유도함으로써 저렴하게 공급된 公共財를 보다 많은 사람들이 향유할 수 있도록 하는 것이 바람직하다. 모든 지역주민의 후생이 社會厚生에 기여하는 정도가 같다면 公共財 供給費用이 저렴한 지역의 公共財 供給을 極大化시키고 公共財 供給費用이 높은 지역의 公共財 供給을 極小化하는 것이 바람직할 것이다.

그러나 이러한 시사점을 실제 정책에 반영하는 데는 큰 어려움이 뒤따른다. 이는 社會厚生函數가 정확하게 주어지지 않은 상태에서 社會厚生函數를 극대화시키는 각 지역의 地方公共財 供給規模를 산출해 내는 것은 거의 불가능하다고 할 수 있기 때문이다. 그러므로 적절한 가정을 통해서 산출가능한 변수를 만들어야 하는데, 한 가지 방법은 현재의 地方公共財 供給規模가 社會厚生을 극대화시키는 규모라는 가정하에서 각 지방정부가 현재의 地方公共財 供給規模를 유지하도록 地方交付稅를 배분하는 것이다. 현재 우리나라는 이러한 방법을 사용하고 있다. 즉, 우리나라는 基準財政需要額과 基準財政收入額의 차이를 기준으로 交付稅를 배분하고 있는데 基準財政需要額은 현재의 公共財 供給水準을 유지하는 데 필요한 財政需要額을 의미하며 基準財政收入額은 각 지방의 地方稅 收入을 근거로 산정하고 있다.

두번째 어려운 문제는 自體收入에 대한 代用變數를 찾는 일일 것이다. 앞의 제Ⅲ장 제1절의 분석에 따르면 最適 公共財 供給規模가 결정되었을 경우 그 수준의 公共財를 공급하는 데 필요한 財政需要, 즉 必要財政需要額—우리나라의 경우 基準財政需要額—과 自體收入의 격차를 交付稅 配分에 의해서 보충하는 것이 바람직하다. 그러나 이 경우 한 지역의 自體收入이 그 지역의 地方稅率과 正의 相關關係를 갖고 있다면 이는 徵稅努力이 높은 지역에 더 적은 交付稅를 배분하는 결과를 초래하게 되어 본 논문의 연구 결과에 위배된다. 본 연구에 따르면 徵稅努力이 높은 지역에 더 많은 交付稅를 배분하거나(제Ⅲ장 제2절) 최소한 交付稅 配分이 徵稅努力에 대해 中立的이어야 한다(제Ⅲ장 제1절).

즉, 交付稅 配分은 徵稅努力의 低下를 초래하지 않아야 한다. 특히 地方財政政策의 外部效果가 적은 지방정부에 대해서는 徵稅努力이 높은 지방에 더 많은 交付稅를 배분하는 방법보다는 徵稅努力에 대해 中立的인 방식을 선택해야 한다(제Ⅲ장 제1절). 그러므로 財政政策의 外部效果가 적은 지방정부에 대해서는 必要財政需要額과 自體收入의 격차를 보전해 주는 현행 交付稅 配分方式의 틀을 그대로 사용하되 自體收入의 산정시 徵稅努力과 正의 相關關係를 갖고 있는 실제 自體收入 대신 徵稅努力과 직접적인 상관관계를 갖고 있지 않는 自體收入의 추정치를 사용하는 것이 바람직하다. 여러가지 성격이 그 지방과 유사한 여러 지방을 선정하여 이들 지방의 自體收入 平均値를 사용하는 것도 한 가지 방법이 될 것이다.

이상에서 논의한 본 연구 결과가 우리나라의 交付稅 配分方式에 대해 시사하는 바를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라의 각 지방을 地方財政政策의 外部效果가 큰 지방과 그 이외의 지방으로 구분하여 양자에 대해 다른 交付稅 配分方式을 사용하여야 한다. 둘째, 전자의 경우 徵稅努力이 높을수록 많은 交付稅를 배분해야 하며 徵稅努力과 무관하게 주어지는 交付稅는 최소화해야 한다. 셋째, 후자의 경우, 즉 地方財政政策의 外部效果가 적은 지방에 대해서는 必要財政需要額과 自體收入額의 차액을 交付稅를 통해서 보전해 주는 현행 방식을 그대로 사용하되 必要財政需要額 算定時 현행 地方公共財 供給規模를 그대로 유지시키는 데 필요한 財政需要額을 必要財政需要額으로 할 것인지 현행 地方公共財 供給規模를 再調整해야 할 필요가 있는지에 대해서는 다시 검토해 볼 필요가 있다. 이 경우 公共財 供給費用이 저렴한 지역에 더 많은 公共財가 공급되도록 하여 그 지역으로의 주민이동을 유도하는 것이 社會的 厚生 增大에 도움이 된다는 점에 유의하여야 한다. 또한 自體收入額의 대응변수로서 실제 自體收入額과 유사하면서도 해당 지방정부의 徵稅努力에는 中立的인 指標를 개발하여 사용하여야 할 것이다. 우리나라의 각 지방을 여러 가지 성격을 고려하여 유사한 지역들의 집단으로 나누어 각 지방이 속하는 집단의 自體收入額 平均을 각 지방 自體收入의 代用變數로 사용하는 것도 한 가지 방법이 될 수 있다.

參考文獻

- 金根中, 「地域間 公平概念에 입각한 地方交付稅의 衡平化 機能과 徵稅努力」, 『財政論集』, 1993.
- 金錫泰, 「地方政府間 水平的 財政調整」, 『韓國行政學報』, 제26권 제3호, 1992.
- 金洙槿, 『地方交付稅制度 改善研究』, 韓國地方行政院, 1986. 8.
- 金洙槿·金峻漢·朴鍾九, 「地方財政調整制度의 衡平性 效果分析」, 『아주 사회과학 논집』, 제4호, 1990.
- 朴完奎, 「地方交付金 配分方式의 改善方案—水平的 衡平和 徵稅努力 增進을 중심으로」, 『財政論集』, 1990.
- _____, 「地方交付金과 國庫補助金의 政策結合 및 그에 따른 地域住民의 厚生變化」, 『財政論集』, 1991.
- _____, 「因子分析을 이용한 地方財政分析」, 『財政論集』, 1992.
- _____, 「現行 自治區 財源調整制度의 改善方案 研究」, 『經濟學研究』, 제40집 제2호, 1992.
- 朴釘洙, 『共同稅制度의 活用方案에 관한 研究』, 研究報告書 93-10, 韓國租稅研究院, 1993.
- 朴鍾九, 『地方財政調整機能의 強化方案』, 地方自治時代의 地方財政發展方向에 관한 세미나 發表 論文, 韓國財政學會·京畿道, 1995. 2.
- 柳一鎬, 「地方財政調整制度의 改善方案」, 『國家豫算과 政策目標—1994年度』, 研究報告書 94-05, 韓國開發研究院, 1994. 11.
- 元允喜, 「地方交付稅의 配分方式에 관한 研究」, 『韓國行政學報』, 제28권 제2호, 1994 여름.
- 李啓植, 『地方財政調整制度와 財源配分』, 韓國開發研究院, 1987.
- _____, 『西歐의 地方財政調整制度』, 韓國開發研究院, 1993.
- 趙沈相, 「地域間 公平性과 財政力 指標에 관한 研究」, 『財政論集』, 1995.

- 韓國地方行政研究院, 『地方財政調整制度의 改善研究』, 1988.
- 許在完, 「地方交付稅의 適正規模에 관한 研究」, 『經濟學研究』, 1988.
- _____, 「地方財政調整制度의 衡平性 效果分析을 위한 새로운 政治·經濟學 研究」, 『經濟學研究』, 제41집 제2호, 1988.
- 石原信雄, 『地方財政調整制度論』, きようせい, 1984.
- Alm, J., "The Optimal Structure of Intergovernmental Grants," *Public Finance Quarterly*, 11(4), 1983.
- Bradbury, Katherine L., et al., "State Aid to Offset Fiscal Disparities across Communities," *National Tax Journal*, Vol. 37, 1984.
- Fisher, R., "A Theoretical View of Revenue Sharing Grants," *National Tax Journal*, Vol. 32, 1979.
- Gandhi, V. P., "Tax Assignment and Revenue Sharing in Brazil, India, Malaysia and Nigeria," IMF Working Paper, FAD/83/4, 1983. 6.
- Germell, Norman, "Tax Revenue Shares and Income Growth: A Note," *Public Finance*, Vol. 40, 1985.
- Gramlich, E. and H. Galpu, "State and Local Fiscal Behavior and Federal Grant Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1973.
- Grossman, Philip J., "Intergovernmental Grants and Grantor Government Own-Purpose Expenditures," *National Tax Journal*, Vol. 42, 1989.
- Hewitt, Daniel, "Fiscal Illusion from Grants and the Level of State and Federal Expenditures," *National Tax Journal*, Vol. 39, 1986.
- Le Grand, Julian and Andrew Reschovsky, "Concerning the Appropriate Formula for Achieving Horizontal Equity through Federal Revenue Sharing," *National Tax Journal*, Vol. 24, 1971.
- Owens, J. and P. Panella, *Local Government: An International Perspective*, North-Holland, 1991.
- Romer, Thomas and Howard Rosenthal, "An Institutional Theory of the Effect of Intergovernmental Grants," *National Tax Journal*, Vol. 33, 1980.

Rosen, H., *Fiscal Federalism : Quantitative Studies*, Univ. of Chicago Press, Chicago, 1988.

Shah, Anwar, "Perspectives on the Design of Intergovernmental Fiscal Relations in Developing/Transition Economies," *International Institute of Public Finance Seminar Paper*, 1991.

Stine, William F., "Estimating the Responsiveness of Local Revenue to Intergovernmental Aid," *National Tax Journal*, Vol. 38, 1985.

Throw, Lester, "Aid to State and Local Governments," *National Tax Journal*, Vol. 23, 1970.

Wilde, J., "Grants-in-Aid : The Analysis of Design and Response," *National Tax Journal*. Vol. 24. 1971.

<附錄 1>

式 (2)를 전미분하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 & [V_{qq} (p_h)^2 + V_{cc} \left(\frac{1}{p_c} (p_h S + uM) \right)^2] dt \\
 & + V_G \frac{1}{p_c} M du + V_{cc} \left(\frac{1}{p_c} \right)^2 (p_h S + uM) M dr \\
 & + \{ V_{qq} p_h (1+t) + V_{cc} \left(\frac{1}{p_c} \right)^2 (p_h S + uM) t S \} dp_h = 0
 \end{aligned}$$

여기서 $V_{qq} = U_{xx} (h_d)^2 < 0$, $V_{cc} = U_{cc} < 0$, $V_G = U_G > 0$ 이다. 또한 $V_q < 0$ 이므로 式 (2)를 만족시키기 위해서는 $p_h S + uM > 0$ 이 성립되어야 한다. 그러므로 式 (2)가 만족될 때, $\frac{\partial t}{\partial u} > 0$, $\frac{\partial t}{\partial r} < 0$, $\frac{\partial t}{\partial p_h} < 0$ 이 된다.

<附錄 2>

式 (14)에 의하면 $n^B = N - n^A$ 이므로, 이를 式 (12)에 대입하고, 式 (11)~(13)을 전미분하면 다음과 같다.

$$h_d^A dn^A + \frac{n^A h_d^A}{p_h^A} \epsilon_d^A dp_h^A = \frac{-n^A h_d^A}{1+t^A} \epsilon_d^A dt^A \dots\dots\dots (A 2-1)$$

$$-h_d^B dn^A + \frac{n^B h_d^B}{p_h^B} \epsilon_d^B dp_h^B = 0 \dots\dots\dots (A 2-2)$$

$$\begin{aligned}
 & -V_G^A \frac{1}{p_c^A} \left(S^A + u^A \frac{M}{p_h^A} (1+t^A) \right) dp_h^A + V_G^B \frac{1}{p_c^B} \left(S^B + u^B \frac{M}{p_h^B} (1+t^B) \right) dp_h^B \\
 & = -V_G^B \frac{1}{p_c^B} u^A M dt^A - \left(V_G^A \frac{1}{p_c^A} + V_G^B \frac{1}{p_c^B} \right) M dr^A \dots\dots\dots (A 2-3)
 \end{aligned}$$

여기서 ϵ_d^i 는 i 지역 주민 1인당 住宅需要의 價格彈力性を 나타내며, 式 (A 2-3)은 각 지역의 세율 $-t^A$ 와 t^B 이 지방정부의 極大化 條件(本문의 式 (2))을 만족시킨다는 가정하에서 도출된 것이다. 위에 열거한 세 개의 연립방정식에서 t^A 와 r^A 의 변화가 A

및 B지역의 住宅價格에 미치는 효과를 구하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial p_h^A}{\partial t^A} = \frac{H^2}{H}$$

$$\frac{\partial p_h^B}{\partial t^A} = \frac{H^3}{H}$$

$$H = -h_d^A \left(-V_G^A \frac{1}{p_G^A} (S^A + u^A M \frac{(1+t^A)}{p_h^A}) \right) \frac{n^B h_d^B}{p_h^B} \epsilon_d^B$$

$$- (-h_d^B) V_G^B \frac{1}{p_G^B} (S^B + u^B M \frac{(1+t^B)}{p_h^B}) \frac{n^A h_d^A}{p_h^A} \epsilon_d^A$$

$$H^2 = -(-h_d^B) \left(\frac{-n^A h_d^A}{1+t^A} \epsilon_d^A \right) V_G^B \frac{1}{p_G^B} \left(S^B + u^A M \frac{(1+t^B)}{p_h^B} \right)$$

$$+ (-h_d^A) \frac{n^A h_d^A}{p_h^A} \epsilon_d^A \left(-V_G^B \frac{1}{p_G^B} u^A M \right)$$

$$H^3 = -h_d^B \left(-V_G^A \frac{1}{p_G^A} (S^A + u^A M \frac{(1+t^A)}{p_h^A}) \right) \left(\frac{-n^A h_d^A}{1+t^A} \epsilon_d^A \right)$$

$$- h_d^A \frac{n^A h_d^A}{p_h^A} \epsilon_d^A V_G^B \frac{1}{p_G^B} u^A M$$

또한,

$$\frac{\partial p_h^A}{\partial r^A} = \frac{H^4}{H}$$

$$\frac{\partial p_h^B}{\partial r^A} = \frac{H^5}{H}$$

$$H^4 = -h_d^A \left\{ - \left(V_G^A \frac{1}{p_G^A} + V_G^B \frac{1}{p_G^B} \right) M \right\} \frac{n^B h_d^B}{p_h^B} \epsilon_d^B < 0$$

$$H^5 = -(-h_d^B) \frac{n^A h_d^B}{p_h^B} \epsilon_d^A \left\{ - \left(V_G^A \frac{1}{p_G^A} + V_G^B \frac{1}{p_G^B} \right) M \right\} > 0$$

만약 $u^A = u^B = 0$ 이라면 $H^2 > 0$, $H < 0$ 이 되므로 $\frac{\partial p_h^A}{\partial t^A} < 0$ 이 된다.

<附錄 3>

앞의 <附錄 2>에서 구한 $\frac{\partial p_h^A}{\partial t^A}$ 를 본문의 식 (18)에 대입하여 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 L_r^C &= \frac{1}{H} \left(-V_G^A \frac{1}{p_G^A} (S^A + u^A \frac{M}{p_h^A} (1+t^A)) h_d^A V_C^B \frac{1}{p_G^B} M \frac{n^B h_d^B}{p_h^B} \epsilon_d^B \right. \\
 &\quad + \lambda V_G^B \frac{1}{p_G^B} (S^B + u^B \frac{M}{p_h^B} (1+t^B)) h_d^B \frac{n^A h_d^A}{p_h^A} \epsilon_d^A V_G^A \frac{1}{p_G^A} M \\
 &\quad + V_G^A \frac{1}{p_G^A} M h_d^B V_G^B \frac{1}{p_G^B} (S^B + u^B \frac{M}{p_h^B} (1+t^B)) \frac{n^A h_d^A}{p_h^A} \epsilon_d^A \\
 &\quad \left. - \lambda V_G^B \frac{1}{p_G^B} M h_d^A V_G^A \frac{1}{p_G^A} (S^A + u^A \frac{M}{p_h^A} (1+t^A)) \frac{n^B h_d^B}{p_h^B} \epsilon_d^B \right) \\
 &= \frac{1}{H} (1+\lambda) V_G^A \frac{1}{p_G^A} V_G^B \frac{1}{p_G^B} M h_d^A h_d^B \left(- (S^A + u^A \frac{M}{p_h^A} (1+t^A)) \frac{n^B \epsilon_d^B}{p_h^B} \right. \\
 &\quad \left. + (S^B + u^B \frac{M}{p_h^B} (1+t^B)) \frac{n^A \epsilon_d^A}{p_h^A} \right)
 \end{aligned}$$

$\frac{\partial p_h^A}{\partial t^A} = 0$ 일 때

$$\left(S^B + u^B \frac{M}{p_h^B} (1+t^B) \right) \frac{n^A \epsilon_d^A}{(1+t^A)} = u^A M \frac{n^B \epsilon_d^B}{p_h^B}$$

이 식을 위 L_r^C 에 대입하면

$$L_r^C (u^A = (u^A)^*) = \frac{1}{H} V_G^A V_G^B \frac{1}{p_G^A} \frac{1}{p_G^B} (1+\lambda) M h_d^A h_d^B \left(- \frac{S^A n^B \epsilon_d^B}{p_h^B} \right) < 0$$

輸出金融의 可用量과 金利補助가 輸出에 미치는 效果分析：中小企業을 中心으로

李 基 榮*

요 약

우리나라의 輸出金融(貿易金融 및 輸出産業設備金融)의 可用量支援과 金利補助가 中小企業의 輸出에 미친 상대적인 기여도를 벡터自己回歸(VAR; Vector Autoregressive Regression) 模型에 의한 豫測誤差의 分散分解(Variance Decomposition)를 사용하여 추정한 결과, 可用量支援의 效果가 金利補助의 效果보다 2.5~3.5배 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 政策金融 金利를 自由化하더라도 可用量 供給이 증가하도록 하면 輸出에 미치는 影響을 最小化할 수 있음을 시사한다. 향후 貿易金融은 準商業어음화하여 總額限度 再割引對象으로 유지하며 그 金利를 自由化하고, 準商業어음을 表紙어음화하여 自由化된 金利로 一般賣出을 허용함으로써 貿易金融의 供給이 증가할 수 있도록 할 필요가 있다.

I. 序 論

우리나라의 수출산업은 1960년대 초 정부의 經濟政策目標가 종래의 輸入代替·安定優先政策으로부터 輸出主導·成長優先政策으로 전환된 이후 정부의 각종 金融 및 租稅支援

* 本院 專門研究委員

의 최우선 대상이 되어 왔다. 이와 같은 基調는 1980년대 중반 經常收支의 黑字轉換 이후 상당히 弱화되었으나, 여전히 輸出支援金融은 輸出業體뿐만 아니라 해당 金融機關에게 중요한 資金調達 및 供給手段으로서 기능하고 있다. 특히 1980년대 이후에는 中小企業에 대한 支援이 전반적으로 강화되면서 輸出支援金融 역시 中小企業 위주로 전환됨으로써 中小輸出業體의 주요한 자금조달원이 되고 있는 것이다. 貿易金融 및 輸出產業設備金融은 中小輸出業體에 대한 輸出金融의 대표적인 예라고 할 수 있다.

한편 貿易金融 및 輸出產業設備金融 등의 輸出支援 金融制度는 취급 금융기관이 한국은행 혹은 재정¹⁾으로부터 低利로 조달한 자금과 自體調達한 자금을 바탕으로 輸出業體에게 市場金利보다 낮은 수준의 금리로 대출함으로써, 可用度 및 金利補助의 二元的인 혜택을 부여하여 왔다. 輸出產業을 성장을 위한 戰略分野로 선택한 이래 각종 制度의 裝置를 통해 資金供給이 안정적으로 이루어질 수 있도록 함으로써 可用度上的 지원을 계속해 오고 있을 뿐만 아니라, 政府의 金利政策 基調와 資金市場動向에 따라 그 수준을 달리하였지만 金利補助도 지속되고 있다. 量的補助인 可用度支援과 價格補助인 金利支援의 결합에 의한 이중적인 지원을 해 온 셈이다.

本 研究는 輸出金融이 輸出의 增加에 기여한 정도를 計量的으로 평가하고자 하는 하나의 시도이다. 이와 같은 작업은 크게 두 차원에서 이루어질 수 있다. 첫째는 輸出金融이 代替的인 用도에 다른 조건으로 供給되었을 때의 效果를 一般均衡模型에서 시뮬레이션한 후, 그 결과와 실제로 支援된 輸出金融의 效果를 比較하는 것이다. 부족한 財源을 輸出產業分野에 集中的으로 投資하여 온 우리나라의 경우 이와 같은 分析을 함으로써만이 수출 금융의 功過를 精確하게 평가할 수 있을 것이다. 그러나 우리나라와 같이 금리를 포함하여 각종 가격이 규제되어 온 상황에서 일반균형모델에 의한 분석은 그 한계를 가질 수밖에 없다. 두번째는 金利補助와 可用度支援의 效果를 분리하여 評價하는 것이다. 우리나라의 金融支援制度는 대체로 金利補助와 可用度支援을 결합한 形態의 補助金を 支援하는 방식을 채택하고 있지만 最近에 와서는 可用度 위주로 轉換하고 있기 때문에 이와 같이 支援을 분리·평가함으로써 輸出에 미치는 效果에 대한 綜合的인 評價가 可能하기 때문이

1) 輸出產業設備金融도 원래 韓國銀行 再割引對象資金이었으나, 1994년 3월 이후 다른 자금들과 함께 中小企業基盤造成資金으로 통합되면서 재정으로부터 지원을 받고 있다.

다. 既存의 研究들²⁾은 위의 두 가지 요소를 완전히 고려하고 있지 못하다는 의미에서 輸出金融이 輸出에 미친 효과를 정확하게 評價하고 있지 못하다고 할 수 있다. 다만, 기존의 연구들은 可用量과 金利補助의 積으로 계산되는 補助金(즉, 補助金 = 支援額 × (市場金利 - 支援金利))惠澤이 수출실적에 正(+)의 效果가 있었다고 결론내리고 있다. 특히 可用量과 金利 각각의 支援效果를 분리하지 않고, 다만 兩 支援의 결합형태로 표현되는 補助金의 支援效果만을 분석하고 있어서 어느 支援形態가 더 效果的이었는지에 대한 평가를 할 수 없었다.

兩 支援이 輸出에 미친 영향을 분리하여 분석하는 것은 새로운 試圖로서, 그 자체로도 의미가 있지만, 조만간 이루어질 政策金融金利의 자유화로 金利補助가 사라지게 될 경우 輸出支援金融의 改善方向에 대해 政策的인 示唆點을 제공할 수 있다는 면에서도 그 의의가 크다고 할 수 있겠다. 또한 UR 補助金協定の 妥結로 禁止補助金으로 분류되는 이들 輸出支援制度는 제도의 개선을 통해 許容補助金 내지는 非補助金化하거나 제도 자체를 撤廢하여야 하는 선택의 문제에 當面하고 있는 시점에 있어서 이러한 분석의 必要性은 매우 높다고 하겠다. 이러한 배경과 問題意識下에서 貿易金融과 輸出産業設備金融 등의 輸出支援金融의 可用量支援과 金利支援이 中小企業의 輸出에 기여한 相對的인 정도를 計量的인 방법으로 평가하고자 한다.

本 論文의 構成을 살펴보면 제 II 장은 分析方法에 대하여 서술하고 제 III 장에서는 分析資料를 설명한 후 제 IV 장에서는 分析結果를 要約하였다. 마지막 장에서는 結論 및 政策的 示唆點을 提示하였다.

II. 分析方法

문제의 분석을 위하여 벡터自己回歸(VAR ; Vector Autoregressive Regression)模型에 의한 豫測誤差의 分散分解(Variance Decomposition)를 사용하였다. VAR 모형은 특정 경제이론에 기초한 經濟變數들간의 先驗的인 因果關係를 배제하고 經濟變數들의 統

2) 鮮于奭皓·申鉉秀·金美淑(1989)과 金宗萬(1992)이 이에 해당된다.

計的인 資料分析으로부터 個別 시계열 資料의 특징 및 시계열 資料들간의 相互作用을 파악하며 이들 시계열 자료들간의 관계를 통해 經濟構造의 特徵的인 現象을 導出할 수 있다. 즉 內生變數와 外生變數를 事前的으로 선택하지 않고 모형의 형태에 任意的인 制約을 가하지 않은 상태에서 변수들간의 動態的 關係를 설명할 수 있는 것이다. 특히 VAR 모형을 사용하면 豫測誤差의 分散分解를 통해 종속변수에 대한 說明變數의 寄與度를 百分率로 나타낼 수 있어 우리의 研究目的에 適當한 方法論이라 할 수 있다. 즉, VAR 모형에서 特定變數(X)의 豫測誤差에 대한 분산은 模型 內 모든 變數의 豫測誤差에 대한 분산의 합으로 나타낼 수 있으므로, 特定變數(X)의 움직임에 모형 내 어느 변수가 상대적으로 큰 영향을 미쳤는가는 개별 변수들의 예측오차의 분산을 분해함으로써 알 수 있다.

輸出金融의 可用量支援과 金利支援의 수출에의 상대적인 기여도를 分散分解方法에 의하여 측정하기 위해, 可用量支援指標인 MM , 金利補助指標인 MR , 輸出 EX 의 3변수 VAR을 우선 추정하였다. 본 논문에서 설정한 VAR 모형의 구체적인 형태는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 EX_t &= \alpha + \sum_{i=1}^{k_1} a_i E_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_2} b_i MM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_3} c_i MR_{t-i} + \varepsilon_t \\
 MM_t &= \beta + \sum_{i=1}^{k_4} d_i MM_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_5} f_i EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_6} g_i MR_{t-i} + \eta_t \\
 MR_t &= \gamma + \sum_{i=1}^{k_7} h_i MR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_8} m_i EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_9} n_i MM_{t-i} + \mu_t
 \end{aligned}$$

위의 式에서 ε , η , μ 는 白色雜音項(white noise)을 나타낸다. 한편 可用量支援指標 MM 은 貿易金融($MM1$), 輸出産業設備金融($MM2$), 貿易金融과 輸出産業設備金融의 합($MM3$)을 각각 사용하고, 金利補助指標 MR 은 市場金利와 $MM1$, $MM2$, $MM3$ 의 融資金利의 차이인 $MR1$, $MR2$, $MR3$ 를 각각 사용하였으나 이하의 모든 추정 및 검정 결과에 질적인 차이를 보이지 않았다.

일반적으로 VAR 모형은 殘差의 直交化를 위해 「콜레스키 분해」(Choleski Decompo

sition)방법을 사용하기 때문에 변수의 配列順序에 따라 分析結果가 예민하게 달라지는 弱點이 있을 뿐만 아니라 時差의 갯수에도 민감한 영향을 받는다. 이러한 문제 때문에 豫測誤差의 分散分解를 실시하기 이전에 변수의 適正時差와 配列順序에 관한 檢정이 우선되어야 한다. 모형의 추정시 적용하여야 할 시차의 길이(k_t)를 결정함에 있어서 Sims(1980)가 발전시킨 尤度比檢定(likelihood ratio test)방법을 사용하였으며³⁾, 결과는 <表 1>에서 보는 바와 같다. 즉 8개월까지의 時差를 대상으로 하여 각각의 最大時差에 대한 制約時差의 有意水準을 구한 결과 1~3개월까지의 時差는 制約적으로 작용한 반면, 4개월부터의 時差는 제약적으로 작용하지 않는 것으로 나타나 4개월의 時差가 가장 適合한 것으로 判別되었다.

<表 1> 適正時差의 決定을 위한 尤度比檢定 結果

		비 제 약 시 차					
		3	4	5	6	7	8
제 약 시 차	1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2	0.61	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3	*	0.26	0.17	0.01	0.00	0.00
	4	*	*	0.99	0.97	0.57	0.07
	5	*	*	*	1.00	0.99	0.80
	6	*	*	*	*	0.99	0.99
	7	*	*	*	*	*	1.00

註：表의 數値는 計算統計量의 有意水準을 意味하며, 數値가 1에 가까울수록 制約時差의 說明力이 작음을 의미함.

한편 3변수 VAR 모형에서는 直交化 順序에 따라 여섯 가지 組合의 配列($EX \rightarrow MM \rightarrow MR$, $EX \rightarrow MR \rightarrow MM$, $MM \rightarrow MR \rightarrow EX$, $MM \rightarrow EX \rightarrow MR$, $MR \rightarrow EX \rightarrow MM$, $MR \rightarrow MM \rightarrow EX$)이 가능하다. 변수의 배열을 정하는 문제에 대해서 아직 정립된 이론은 없

3) 檢定統計量은 $(T-k)(\log(\det \Sigma_0) + \log(\det \Sigma_1))$ 로서 χ^2 분포를 보이며, 여기서 $\det \Sigma_0$ 와 $\det \Sigma_1$ 는 각각 制約下에서의 共分散行列(covariance matrix)과 非制約條件下의 共分散行列을 의미하며 T 는 전체 표본수, k 는 소표본하에서의 편의를 고려하여 설정한 調整值로서 制約條件下의 變數의 個數를 의미한다.

으나 대체로 因果關係의 程度에 따라 配列順序를 정하고 있어 本稿에서도 因果關係의 程度에 근거하여 변수의 配列順序를 정하고자 하였다. 因果關係檢定을 위해서는 다양한 檢定방법이 개발되어 있으나 일반적으로 많이 사용하는 Granger 因果關係檢定을 이용하였으며 分析資料는 安定的 時系列로 전환시킨 1次差分變數를 대상으로 실시하였다. 檢定결과 EX와 MM 사이에서만 모든 시차에 대해 EX→MM의 因果關係가 安定的으로 성립하였으며⁴⁾ EX와 MR, 그리고 MM과 MR 사이에는 因果關係를 확인할 수 없었다(〈表 2〉를 참조). EX, MM, MR의 세 변수 중에서 MR은 市場金利에 의해 결정되므로 가장 内生性이 높은 변수로 판단된다. 이 두 가지 사실을 결합하여 EX→MM→MR의 조합을 선택하여 추정하였다.

〈表 2〉 Granger 因果關係檢定 結果

	(DEX ↔ DMM1)	(DEX ↔ DMR1)	(DMM1 ↔ DMR1)
시차 2 (A)	0.33	1.17	2.24
(B)	14.27 **	0.69	1.52
시차 3 (A)	2.51	1.91	1.89
(B)	11.09 **	1.08	3.19 *
시차 4 (A)	2.48	1.99	1.68
(B)	6.03 **	1.34	0.69
시차 6 (A)	1.68	1.25	0.47
(B)	4.78 **	1.42	0.36
시차 8 (A)	1.12	1.01	0.66
(B)	3.93 **	1.73	1.21

註 : 1. (A)는 (←)방향의 因果關係를 檢定한 결과이고 (B)는 (→)방향의 인과관계를 檢定한 결과임.

2. **는 有意水準 1%, *는 有意水準 5%에서 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미함.

4) 輸出額(EX)이 貿易金融(MM)에 영향을 미치고 그 反對方向의 因果關係가 성립하지 않는다는 결론은 一見 非現實的인 것 같지만 現行 貿易金融이 운용되는 行태를 이해하면 現實에 정확히 부합한다고 할 수 있다. 즉 現行의 貿易金融은 크게 輸出實績과 L/C에 의거하여 지원되고 있는데 輸出實績에 근거하는 貿易金融 貸出의 비중이 90% 가량으로 壓倒的이다. 따라서 輸出實績이 貿易金融 貸出額에 영향을 미치는 방향으로 因果關係가 成立하고 있는 것은 現實을 잘 반영하고 있는 것이다.

Ⅲ. 分析資料

分析期間은 1988년 2월부터 1994년 4월까지이며 月別時系列資料를 이용하였다. 분석 기간을 1988년 2월 이후로 국한한 것은 貿易金融과 輸出産業設備資金이 1988년 2월부터 中小企業全擔 輸出支援制度로 變化하게 됨에 따라 中小企業에 대한 수출금융이 中小企業의 수출에 미친 효과를 분석할 수 있기 때문이다.

中小企業輸出額(EX)은 中小企業協同組合中央會에서 작성한 中小企業輸出實績을 이용하였다. 量的補助金指標(MM)의 代用變數로는 貿易金融($MM1$), 輸出産業設備資金($MM2$), 貿易金融과 輸出産業設備資金을 합한 輸出支援資金($MM3$)을, 價格補助金指標(MR)의 代用變數로는 市場實勢金利를 어느 정도 반영하고 있는 會社債收益率과 貿易金融, 輸出産業設備資金, $MM3$ 의 預金銀行 貸出金利와의 差인 $MR1$, $MR2$, $MR3$ 를 이용하였다. $MR3$ 의 경우 $MR1$ 과 $MR2$ 의 加重平均值를 이용하였다. 한편 MM 과 EX 는 季節性이 있는 것으로 판단하여 $X-11$ ARIMA를 이용하여 季節調整을 하였으며 時系列을 對數變換(log transformation)하여 추정에 이용하였다. 다만 利率의 경우에는 季節調整 및 對數變換을 하지 않고 이용하였다.

傳統的 時系列分析의 基本假定은 대상 시계열들이 安定的이라는 데 있다. 그러나 우리가 이용하는 대부분의 經濟時系列은 不安定 時系列로 알려져 있다. 이러한 불안정 시계열들은 單位根(unit root)을 갖는 時系列로 간주되어 왔으며 만약 不安定 時系列을 가지고 傳統的인 回歸分析을 할 경우 변수간에 아무런 相關關係가 없는데도 불구하고 回歸係數의 t 값이 標本數가 증가함에 따라 증가하여 외견상 의미있는 것처럼 보이는 假性的 回歸(spurious regression)문제가 발생하게 된다.

이에 따라 本稿에서는 추정에 앞서 시계열의 安定性 與否를 알아보는 單位根檢定(unit root test)을 실시하였다. 전통적으로 많이 사용되는 Phillips & Perron검정(PP검정), Augmented Dickey-Fuller검정(ADF검정)의 두 가지 檢定方法을 이용하여 EX , $MM1$, $MM2$, $MM3$, $MR1$, $MR2$, $MR3$ 일곱개 변수를 대상으로 실시하였다. 利率의 경우에는 回歸式에 常數項과 時間趨勢를 제거한 상태에서 검정하였으나 MM 과 MR 은 線形時間趨勢가 존재하여 回歸式에 常數項을 포함시켜 검정하였다.

〈表 3〉 單位根檢定 結果

檢定方法 및 時差		水準 變數			差分 變數		
		EX	MM1	MR1	DEX	DMM1	DMR1
ADF	2	-0.70	-1.19	-0.20	-6.25 **	-4.88 **	-4.21 **
	4	-0.44	-0.81	-1.41	-4.71 **	-3.69 **	-4.93 **
	6	-0.25	-1.15	-1.30	-4.45 **	-2.96 *	-3.42 *
P&P	2	-1.77	-0.28	-2.10	-266.60 **	-230.13 **	-10.2 **
	4	-1.89	-0.38	-2.14	-288.12 **	-205.22 **	-18.6 **
	6	-1.97	-0.42	-2.08	-304.61 **	-190.41 **	-10.9 **

註：1. MM1, MM2, MM3 모두에 대해 單位根檢定을 실시한 바, 유사한 結果가 導出되어 MM1에 대한 結果만 정리하였음.

2. 歸無假說：單位根 存在

3. **는 1%(-3.52), *는 5%(-2.90) 有意水準으로 歸無假說을 기각할 수 있음을 의미함.

單位根檢定 결과 모든水準變數에 걸쳐 單位根이 존재하는 것으로 나타나 이들 시계열에 單位根이 최소한 하나 이상 存在한다는 점을 示唆하였다. I(2) 여부를 알아보기 위해 1次差分變數를 대상으로 單位根檢定을 한 결과를 보면 1% 및 5% 有意水準에서 모든 時系列에 單位根이 存在한다는 歸無假說을 棄却하였다(〈表 3〉을 참조). 이는 추정에 이용할 시계열의 安定性을 확보하기 위해서는 1次差分이 필요함을 의미한다.

IV. 分析結果

前述한 바와 같이 VAR 模型에서 特定變數(X)에 대한 豫測誤差에 대한 分散은 模型內 모든 變數의 豫測誤差에 대한 分散의 합으로 나타낼 수 있으므로, 特定變數(X)의 움직임에 모형 내 어느 변수가 상대적으로 큰 영향을 미쳤는가는 個別變數들의 豫測誤差의

分散을 分解함으로써 알 수 있다⁵⁾. <表 4>는 3변수 VAR 模型 內의 內生變數 가운데 하나인 輸出(EX)의 決定에 영향을 미치는 3변수인 輸出(EX), 可用度支援變數(MM) 및 金利補助變數(MR) 각각의 外生的 충격의 상대적 중요성을 나타내고 있다. 즉 <表 4>의 내용은 수출(EX)에 대해 k분기 후의 예측오차의 분산 중 개개의 교란요인에 기인하는 부분의 정도를 퍼센트(%)로 표시한 것이며, 첫번째 行의 k는 외생적 충격에 의해 반응을 보이는 月을 의미한다. <表 4>가 의미하는 바를 요약하면 다음과 같다.

- (i) MM1(및 MR1), MM2(및 MR2), MM3(및 MR3) 가운데 어떠한 指標를 可用量 및 金利補助의 代用變數로 사용하더라도, 中小企業輸出(EX)의 豫測誤差는 대부분 자기 자신의 外生的 衝擊에 의하여 說明된다. MM1(및 MR1)의 경우는 16개월 이후부터 약 93% 정도 水準에서 자기 자신의 說明程度가 安定되고 있으며, MM2(및 MR2)의 경우는 10개월 이후부터 약 93.5% 수준에서, MM3(및 MR3)의 경우는 12개월 이후부터 약 94.5% 수준에서 자기 자신의 說明程度가 安定되고 있다. 可用量 및 金利補助의 攪亂要因이 豫測誤差를 說明하는 정도는 지표에 따라 6%~7% 수준에서 安定되어 있다.
- (ii) 可用量과 金利補助 중 中小企業輸出(EX)의 豫測誤差 說明에 더 큰 기여를 하는 것은 可用量이다. 中小企業輸出(EX)의 豫測誤差를 說明하는 相對的인 寄與度를

5) X_t^k 의 k번째 변수인 X_t^k 의 m期 後 豫測誤差의 분산(V_m^k)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_m^k = \sum_i [(\theta_i^{k1})^2 \sigma_1^2 + (\theta_i^{k2})^2 \sigma_2^2 + \dots + (\theta_i^{kn})^2 \sigma_n^2]$$

여기서 θ_i^{kj} 는 θ_i ($i=0, 1, \dots$)행렬의 (k, j)원소로서 j번째 변수의 한 단위 충격에 따른 k번째 변수의 반응을 의미하며, σ_j^2 은 白色雜音의 분산을 나타낸다. 위의 式에 의하면 X^k 의 豫測誤差에 대한 분산은 모형 내 모든 변수의 豫測誤差에 대한 분산의 합으로 나타낼 수 있다. 따라서 변수 X^k 가 장래 어떻게 변화될 것인지를 예측할 때 모형 내 변수들 가운데 변수 X^j 의 움직임이 어느 정도의 상대적 중요도를 갖는지는 다음의 백분율로부터 알 수 있다.

$$S^j = \frac{\sum_i (\theta_i^{kj})^2 \sigma_j^2}{V_m^k} \times 100$$

이 점에 대한 자세한 설명은 夫基元(1994)과 Taylor(1994)를 참조하라.

〈表 4〉 中小企業輸出에 대한 豫測誤差의 分散分解 結果

(單位: %)

k	外 生 變 數								
	EX	MM1	MR1	EX	MM2	MR2	EX	MM3	MR3
1	100.0	0.00	0.00	100.0	0.00	0.00	100.0	0.00	0.00
2	97.46	1.34	1.20	94.61	5.08	0.31	99.26	0.32	0.42
3	94.80	3.98	1.22	94.40	5.26	0.34	95.93	3.64	0.43
4	93.46	4.70	1.84	94.17	4.83	1.00	94.73	4.30	0.97
5	93.25	4.83	1.92	93.72	5.06	1.22	94.69	4.29	1.02
6	93.20	4.85	1.95	93.52	5.09	1.39	94.61	4.37	1.02
8	93.07	5.00	1.93	93.47	5.13	1.40	94.52	4.45	1.03
10	93.01	5.04	1.95	93.45	5.14	1.41	94.50	4.47	1.03
12	92.99	5.05	1.96	93.45	5.14	1.41	94.49	4.48	1.03
16	92.98	5.06	1.96	93.45	5.14	1.41	94.49	4.48	1.03
20	92.98	5.06	1.96	93.45	5.14	1.41	94.49	4.48	1.03
24	92.98	5.06	1.96	93.45	5.14	1.41	94.49	4.48	1.03

보면 *MM1*(및 *MR1*)의 경우는 可用量이 5.06%, 金利補助가 1.96% 선에서 안정되고 있으며, *MM2*(및 *MR2*)의 경우는 각각 5.14%와 1.41%선에서, 그리고 *MM3*(및 *MR3*)의 경우는 각각 4.48%와 1.03% 선에서 안정되고 있다.

(i)과 (ii)의 결과를 종합하면, 輸出金融支援制度를 통한 可用量 및 金利上의 補助가 수출에 기여하는 정도는 6~7%에 불과하며, 可用量支援의 效果가 金利補助의 效果보다 2.5배~3.5배 큰 것을 示唆한다고 하겠다.

V. 結論 및 政策的 示唆點

中小企業을 위주로 이루어지고 있는 輸出金融이 中小企業의 수출에 기여한 정도를 計量化한 결과 可用量支援의 기여 정도가 金利補助의 기여 정도보다 훨씬 큰 것을 확인하였다. 이는 적어도 分析期間인 1988년 이후 최근까지 이루어진 中小企業輸出에 可用量形態의 支援이 金利補助形態의 支援보다 效果의이었음을 意味한다. 이와 같은 결과가 향

후 中小企業에 대한 輸出金融 支援制度의 운용에 시사하는 바는 무엇인가? 이 문제에 대한 해답을 綜合的인 시각에서 檢討할 때 가장 중요한 고려사항은 金利自由化日程과 UR 補助金協定이라고 생각된다.

政府는 1994년 12월 제3단계 金利自由化 對象 중 일부에 대한 조기 자유화 조치를 통해 한국은행의 再割引對象 여신의 금리를 部分的으로 自由化한 바 있다. 즉 무역금융, 상업어음할인, 지방중소기업자금, 소재·부품 생산자금 등 한은 자금지원대상 政策資金에 대하여 각 은행의 자유금리인 프라임레이트(8.5~9.5%) 범위 내에서 自律的으로 결정하도록 한 것이다. 이에 각 은행들은 貿易金融金利를 자유화 이전 固定金利인 8.5%로부터 각 은행의 프라임레이트 수준까지 0~1.0% 포인트 인상하였으며, 동시에 한국은행은 총액한도에 의한 再割引比率를 약간 축소 조정하였다(50% → 45%). 政策金融金利에 대한 部分的인 자유화조치는 급격한 자유화로 인한 企業들의 金利負擔의 급격한 상승을 막으면서, 1995~1996년 사이에 이루어질 政策資金金利의 완전 자유화시대에 經濟主體들이 대비할 수 있도록 하는 漸進的 接近이라고 할 수 있다. 그러나 이러한 부분적인 금리 자유화가 무역금융의 공급량 증가에 미친 효과는 미미한 것으로 보인다. 또한 本文에서 보았듯이 中小輸出業體의 수출에 미치는 영향은 金利補助보다는 可用度支援이 훨씬 큰 것으로 나타나고 있다. 따라서 金利의 完全自由化로 인하여 金利補助가 사라지더라도 이에 상응하는 可用度の 擴大가 이루어진다면 輸出業體에 미치는 비용상승의 영향을 최소화할 수 있을 것이다. 무역금융금리의 완전자유화로 인한 貿易金融에 대한 貸出金利의 상승이 은행들의 貿易金融 供給을 증가시킬지의 여부는 별도의 研究를 필요로 하는 과제이긴 하지만 現行의 再割引制度下에서 가장 중요한 요소는 韓國銀行의 再割引比率 및 再割引金利라고 판단된다. 즉 한국은행의 再割引比率 및 再割引金利를 現행의 수준으로 유지하면서 貿易金融金利를 完全自由化하게 되면 은행들은 現在보다 貿易金融 供給량을 확대할 유인이 매우 크게될 것이다. 왜냐하면 예전과 같은 調達費用으로 보다 높은 收益性을 보장받을 수 있기 때문이다. 그러나 現행과 같은 再割引比率를 유지하는 것은 中央銀行의 流動性 調節能力을 制約하기 때문에 長期的으로 볼 때 바람직하다고 볼 수 없다. 결국 中央銀行의 再割引을 통한 政策金融의 공급과 政策金融의 商業金融化는 선택의 문제이며 시기(timing)의 문제인 것이다.

두번째로 중요하게 고려되어야 할 요소는 UR 補助金協定の 妥結에 따라서 國內輸出金

融制度의 改編이 불가피하다는 측면이다. UR 補助金協定에 따르면 貿易金融, 輸出産業設備金融 등 輸出補助金은 禁止補助金으로서 WTO 體制가 出帆하는 1995년부터 3년 이내에 廢止되어야만 한다⁶⁾. UR 協商에서 補助金의 受惠與否는 정부의 재정적 기여와 受惠者의 혜택 여부에 따라 결정되므로 기업들이 自由화된 金利에 의해 그 신용도에 따라 貸出을 받게 되면 輸出金融 역시 더이상 禁止補助金이 아닌 것이다⁷⁾. 결국 이들 자금에 대한 완전한 金利自由化는 禁止補助金 시비를 불식할 수 있는 대안의 하나가 될 수 있는 것이다.

이상과 같은 요소들을 고려할 때 향후 輸出支援金融의 改善의 基本方向은 一般金融과 동등한 貸出條件을 제공하고, 동시에 국제적인 규범에 문제가 되지 않는 間接的인 支援方式을 확대하는 것으로 요약될 수 있다. 이하에서는 중소기업에 대한 수출금융 중 가장 중요한 위치를 차지하고 있는 貿易金融과 수출산업설비금융⁸⁾의 改善方向을 구체적으로 살펴보자.

무역금융은 準商業어음化하여 商業어음과 함께 總額限度 재할인 대상으로 유지할 필요가 있다. 즉 L/C를 근거로 準商業어음을 발행하도록 하고 商業어음과 함께 총액한도 재할인 대상에 포함시키고, 상업어음과 준상업어음을 表紙어음化하여 은행이 일반매출을 확대하도록 해야 한다. 이때 수출실적을 근거로 한 貿易金融支援方式을 정비함으로써 禁止補助金의인 요소를 제거할 수 있을 것이다. 동시에 割引金利를 점진적으로 상향조정하고 여건을 보아 조기에 自由化함으로써 원어음의 할인 및 표지어음의 一般賣買가 보다 擴大되도록 誘導할 필요가 있다. 이때 재할인 비율은 自由化와 어느 정도 시차를 두고 하향 조정함으로써 은행들로 하여금 貿易어음의 취급유인을 維持시켜 주는 것이 바람직하다고 판단된다.

再割引金利는 표지어음 매출의 증가로 再割引에의 依存度가 安定的으로 줄어드는 단계에서 上向調整하여 金融機關의 同 어음에 대한 과도한 再割引 依存을 止場해 나가고, 商

6) 우리나라가 開發途上國으로 分類되면 8년 이내에 撤廢하면 되나 이와 같이 될 가능성은 희박한 것으로 관측된다.

7) 李基榮·金珍洙·林周璧(1994)을 참조.

8) 앞서 지적한 바와 같이 수출산업설비금융은 1994년 3월 이후 중소기업기반조성자금으로 흡수되었으므로 이하에서 논의하는 수출산업설비금융의 개선방향은 현행의 중소기업기반조성자금 중 설비자금에 대한 개선방향으로 이해하면 된다.

業어음 및 準商業어음 시장이 活性化되어 가는 시기에 가서는 再割引金利優待를 완전히 폐지하여 再割引金利가 銀行貸出 決定의 基準金利로서의 기능을 담당하도록 해야 할 것이다. 이렇게 함으로써 輸出業體에 대한 金利補助는 지양하면서 可用度面에서 원활한 短期金融이 이루어질 수 있을 뿐만 아니라 中央銀行 再割引制度의 改善效果도 동시에 보게 될 것이다.

이와 같이 함으로써 기대되는 효과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 貿易金融制度의 維持·補完을 통해 金利補助의 要素를 除去하면서 中小輸出業體에 대한 短期貿易金融을 圓滑하게 供給할 수 있을 것이다. 둘째, 進성어음의 재할인을 통해 中央銀行의 再割引政策이 短期流動性 調節機能과 成長通貨 供給機能의 조화를 이루면서 운영될 수 있다. 셋째, 銀行의 수신키반을 확충함으로써 어음할인이 보다 圓滑하게 이루어질 수 있을 뿐만 아니라 自由金利商品의 취급 확대로 은행의 競爭力을 提高할 수 있다. 넷째, 표지어음의 발행 및 一般賣出 擴大를 통해 기반이 취약한 우리나라의 短期金融市場을 발전시키는 데 도움이 될 수 있다.

한편 수출산업설비금융은 정책금융금리자유화 일정에 맞추어 금리자유화를 시행하여 금지보조금적인 요소를 제거하거나 일반 설비자금으로 전환하면 될 것이다.

參 考 文 獻

- 金宗萬, 『換率, 金利 및 貨金變動이 우리나라 輸出에 미치는 影響』, 정책연구 92-27, 대외경제정책연구원, 1992. 10.
- 夫基元, 「構造 VAR 模型에 관한 理論的 概觀 및 實證事例」, 『산업경제』, 산업은행, 1994. 4.
- 鮮于奭皓·申鉉秀·金美淑, 『우리나라 補助金의 運用效率分析』, 연구보고서 제162호, 산업연구원, 1989.
- 李基榮, 『政策金融制度의 現況, 效果分析 및 改善方向』, 정책연구자료 94-01, 한국조세연구원, 1994. 3.
- _____, 『UR 妥結에 따른 金融支援制度의 改編方向』, 정책협의자료, 한국조세연구원, 1994. 4.
- 李基榮·金珍洙·林周瑩, 『WTO 體制 出帆에 따른 補助金 및 相計關稅制度의 改編方向』, 미발간 논문집, 한국조세연구원, 1994. 12.
- Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, January 1980, pp. 1~48.

外換 및 資本 自由化가 換率에 미치는 影響

金 宗 萬*

요 약

本 論文에서는 政府가 추진하고 있는 外換 및 資本 自由化가 換率의 決定 및 換率水準에 미치는 影響을 理論的으로 分析하였다. 外換 및 資本의 流出入에 대한 規制가 완화될 경우 미래에 예상되는 經濟狀況이나 國際金利 등 統制할 수 없는 要素의 變動이 換率에 미치는 영향이 증대될 것으로 예상된다. 따라서 가능한 政策手段을 동원하여 換率을 管理하기가 어렵게 될 것이다. 또한 換率은 貿易收支를 均衡시키기에 적절한 수준에서 乖離되어 결정될 수 있고 貿易收支의 不均衡狀態는 장기간 지속될 수 있을 것이다. 현재 國內金利는 國際金利에 비하여 상대적으로 높기 때문에 資本의 流出入에 대한 規制가 완화될 경우 資本의 純流入이 일어날 것으로 예상된다. 이에 따라 外換市場에서 外換의 超過供給 現象이 발생하고 國內通貨의 가치는 상승하게 될 것이다. 더욱이 外換集中制의 정지로 인하여 中央銀行에 의한 外換市場 介入의 규모와 빈도가 축소될 경우 國內通貨 가치상승의 속도는 가속될 것이다.

I. 序 論

과거 우리나라 通貨의 外國 通貨 특히 美國 달러貨에 대한 換率의 결정에 있어서 管理

* 本院 研究委員

當局의 입김이 크게 작용한 것이 사실이다. 또한 民間에 의한 外換保有나 去來 및 海外資本의 流出入이 강력하게 통제되고 있었기 때문에 外換에 대한 需要와 供給의 변동이 換率에 미치는 영향은 크지 않았다. 그러나 政府는 앞으로 外換에 대한 統制는 대폭 완화하고 資本의 流出入에 대한 규제도 점차 완화할 것을 계획하고 있다. 이러한 변화의 결과 換率의 決定體系는 과거와 많이 달라질 것으로 예상된다.

本 論文에서는 外換 및 資本 自由化가 換率의 決定 및 換率 水準에 미치는 영향을 분석하기에 적합한 이론을 정리하였다. 또한 정리된 理論에 비추어 政府가 추진하고 있는 外換 및 資本 自由化가 換率의 決定이나 換率水準에 미칠 수 있는 영향에 대하여 검토하였다.

앞으로 外換의 保有와 去來가 自由化되고 資本의 流出入에 대한 규제가 완화될 경우 다가올 經濟狀況이나 外國의 經濟狀況 등 직접 통제할 수 없는 요소의 변동이 換率에 미치는 영향이 증대될 것으로 예상된다. 따라서 가능한 政策手段을 동원하여 換率에 영향을 미치기가 어렵게 될 것이다. 또한 貿易收支 및 經常收支의 변동이 환율에 미치는 영향이 상대적으로 감소하기 때문에 換率은 貿易收支를 균형시키는 수준에서 벗어나서 결정될 수 있고 貿易收支의 不均衡狀態가 상당히 장기간 계속될 수 있을 것이다.

현재 國內金利는 國際金利에 비하여 상대적으로 높고 이와 같은 金利差는 앞으로 상당 기간 지속될 것으로 전망된다. 따라서 資本의 流入에 대한 규제가 완화되면 해외로부터 資本流入이 증가하여 外換의 超過供給 현상이 발생하고 國內通貨의 가치를 상승시키는 요인으로 작용할 것으로 판단된다. 더욱이 外換集中制의 정지로 인하여 中央銀行의 外換市場 개입이 축소될 경우 國內通貨 가치상승은 가속될 수 있을 것이다.

本 論文의 구성은, 다음의 제2절에서 外換 및 資本 自由化의 영향을 분석하기에 적합한 換率決定模型을 소개하고, 제3절에서는 정리된 模型에 입각하여 外換 및 資本 自由化 조치들이 환율의 決定과 管理 및 換率水準에 미칠 수 있는 영향에 대하여 검토하였다. 마지막으로 제4절에는 本 論文의 내용을 요약하고 중요한 사항들을 정리하였다.

II. 換率決定 理論과 換率決定 模型

換率에 관하여는 기본적으로 세 가지 接近法이 있다. 즉 換率을 通貨의 상대적인 가격으로 파악하는 通貨論的 接近法(monetary approach)과 商品의 상대적인 가격으로 파악하는 彈力性 接近法(elasticity approach) 및 資産 특히 債券의 상대적인 가격으로 파악하는 資産的 接近法 또는 포트폴리오 밸런스 接近法(asset approach or portfolio balance approach) 등이다¹⁾.

이들 理論이 설명하고자 하는 經濟現象이 다르기 때문에 換率을 決定하는 經濟變數에 차이가 있다. 즉 通貨論的 接近法에서는 通貨市場의 均衡關係를 중심으로 換率의 變動을 설명하기 때문에 兩國間 通貨供給 및 物價水準의 상대적인 차이가 換率決定의 가장 중요한 요인이 되는 것으로 이해하고 있다. 그런데 通貨論的 接近法에서는 기본적으로 外換市場은 均衡을 이루고 있는 것으로 가정하고 外貨資産에 대한 需要와 供給 및 이에 대한 규제 등이 換率에 미치는 影響에 대하여서는 언급하지 않고 있다. 따라서 外換 및 資本 自由化가 환율에 미치는 影響을 이 理論으로 설명하기에는 부적절한 점이 있다.

彈力性 接近法에서는 國家間的 交易 특히 商品의 교역과 관련하여 貿易收支를 均衡시키는 換率을 중심으로 설명하고 있다. 즉, 換率의 變動이 國際收支를 안정시키기 위한 조건 및 國際收支를 均衡시키기 위한 적절한 換率水準 등을 중심으로 이론을 전개한다.

이에 대하여 資産 또는 포트폴리오 밸런스 接近法에서는 自國 및 外國通貨로 표시된 資産의 收益성이 變動할 경우 投資家들이 利潤極大化를 위하여 자신의 포트폴리오를 조정하는 關係를 중심으로 換率變動을 설명한다. 이 이론에서는 外貨資産에 대한 需要와 供給의 상대적인 變動을 換率變動의 요인으로 파악하기 때문에 外換 및 資本 자유화와

1) Dornbusch, 1980. 참조. 거의 모든 理論에서 換率決定을 部分均衡模型(partial equilibrium model)으로 說明하고 있다. 一般均衡模型(general equilibrium model)에 의할 경우 換率에 큰 影響을 미치는 것으로 알려지고 있는 物價 및 經濟成長이나 經常收支 및 資本收支와 金利 등을 모두 內生變數로 보아야 하고 外生變數로 볼 수 있는 것은 通貨供給과 같은 政策變數와 實物衝擊(real shock) 등 몇 개에 불과하다. 그런데 該當國 物價上昇率 및 經濟成長率의 상대적인 차이나 國際收支의 상대적인 變動과 金利差 등 내생변수의 變動이 환율에 보다 큰 影響을 미치는 것으로 알려지고 있다. 이와 같은 實證的인 측면을 고려하여 대부분의 換率決定에 관한 理論은 部分均衡理論이다.

관련하여 外貨資産의 需給 및 이에 대한 規制의 변동이 換率에 미치는 영향을 분석하기에 가장 적절한 것으로 판단된다. 특히 中央銀行에 의한 外換市場 介入이 換率에 미치는 영향도 이 理論으로 분석할 수 있다.

따라서 本 論文에서는 먼저 포트폴리오 밸런스 接近法에 따른 換率決定 과정을 간단히 설명하고 이에 비추어 政府가 추진하고 있는 外換 및 資本 自由化가 換率의 결정 및 換率 수준에 미치는 영향에 대하여 검토해 보기로 하겠다.

1. 市場均衡 換率

각 나라의 資本市場이 어느 정도 隔離되고 自國通貨와 外國通貨로 표시된 資産 사이에 완전한 代替關係(perfect substitutability)가 존재하지 않는 경우를 가정해 보자²⁾. 國內市場에서 海外資産에 대한 投資需要는 內外間 金利差와 예상되는 外國通貨의 價値上昇率에 비례하는 것으로 가정할 경우 다음과 같이 표시할 수 있다³⁾.

$$F_t^d = b(i_t^* - i_t + E_t s_{t+1} - s_t) \dots\dots\dots (1)$$

여기서 F_t^d 는 時點 t 에서 國內投資家の 海外資産에 대한 需要, s_t 는 外國通貨와 自國通貨間 名目換率(外國通貨 基準, 예 : 원/달러)의 自然對數, i_t, i_t^* 는 각각 自國 및 外國의 名目利率, $E_t s_{t+1}$ 은 時點 t 에서 $t+1$ 의 換率水準(自然對數)에 대한 期待値를 표시하며 $b > 0$ 는 海外資産 투자의 期待收益率 차이에 대한 感應度를 나타낸다.

國內市場에서 해외자산의 供給은 經常收支나 資本收支의 黑字를 통하여 증가하는 것으로

2) 각 나라의 資本市場이 완전히 통합되지 않고 어느 정도 구분된 地域市場의 성격을 띠는 이유는 國際間的 資本移動에 대한 통제, 國內外 投資에 있어서 情報의 차이, 危險의 차이, 外換去來 및 資本移動에 따르는 費用 등 여러 가지가 있을 수 있다. 이와 같은 점 때문에 理論적으로 위험의 분산을 위하여서는 海外投資의 利點이 있음에도 불구하고 資本 自由化가 상당히 이루어진 先進國의 경우에도 대부분의 投資가 國內資産에 集中되고 있다.

3) 이 부분은 Branson(1983) 및 深尾京司(1983)의 論文을 참고하여 筆者가 새롭게 정리하였다. 深尾京司(1983)는 實質換率을 중심으로 설명하였으나 輸出價格은 短期的으로 實質換率보다 名目換率의 변동에 민감하게 반응한다는 사실(金宗萬, 『換率運用과 輸出競爭力』, 1994. 참조)을 감안하여 名目換率을 중심으로 설명하겠다.

로 가정하고 經常收支의 黑字規模는 현재의 換率이 長期均衡 換率 수준에 비하여 높음에 따라 증가하며 資本收支는 내외간 金利差 이외에도 여러 가지 요인에 의하여 결정된다고 가정할 경우 海外資産의 변천은 다음과 같이 나타낼 수 있다⁴⁾.

$$F_t = F_{t-1} + a(s_t - \bar{s}_t) + A_t \dots\dots\dots (2)$$

여기서 \bar{s}_t 는 時點 t 에서의 國際收支, 특히 經常收支를 균형시키는 長期均衡 換率, A_t 는 內外 金利差와 관련 없는 資本收支 黑字를 각각 표시하며 $a > 0$ 는 貿易收支의 換率 변동에 대한 感應度를 나타낸다.

국내 資本市場이 균형을 이루기 위하여서는 海外資産에 대한 需要와 供給이 일치하여야 하므로 式 (1)의 좌변 F_t^d 대신 F_t 로 대체할 수 있다. 式 (1)과 (2)를 이용하여 換率의 변천에 대한 다음의 式 (3)을 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} E_t s_{t+1} - \left(\frac{a}{b} + 1\right) s_t - E_{t-1} s_t + s_{t-1} \\ = (i_t - i_t^*) - (i_{t-1} - i_{t-1}^*) - \frac{a}{b} \bar{s}_t + \frac{1}{b} A_t \dots\dots\dots (3) \end{aligned}$$

$k \geq 2$ 인 경우 時點 t 에서의 條件附期待(conditional expectation)는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$E_t s_{t+k+1} - \left(\frac{a}{b} + 2\right) E_t s_{t-k} + E_t s_{t+k-1} = E_t X_{t+k} \dots\dots\dots (4)$$

여기서, $X_{t+k} = (i_{t+k} - i_{t+k}^*) - (i_{t+k-1} - i_{t+k-1}^*) - \frac{a}{b} \bar{s}_{t+k} + \frac{1}{b} A_{t+k}$

差分方程式 (4)를 풀기 위한 定差方程式은 다음과 같다.

4) 단순화하기 위하여 기존 海外資産에 대한 利子は 무시하였다. 내외 金利차에 따른 資本의 流出은 外貨表示 資産에 대한 投資需要의 변동과 중복되므로 해외자산의 공급에는 표시하지 않았다. 金利차와 직접적으로 관련이 없는 자본의 유출입은 海外 동포의 송금 등 移轉收支와 直接投資, 輸出先手金, 株式投資 등이 있을 수 있다.

$$\lambda^2 - \left(\frac{a}{b} + 2\right)\lambda + 1 = 0 \dots\dots\dots (5)$$

定差方程式 (5)의 두 개의 根 중 換率이 有限의 값을 가지기 위한 λ 의 값 및 이때 λ 와 (a/b) 와의 관계는 다음과 같다.

$$\lambda = \frac{\frac{a}{b} + 2 - \sqrt{\left(\frac{a}{b} + 2\right)^2 - 4}}{2},$$

$$\frac{a}{b} = \frac{(1-\lambda)^2}{\lambda} \dots\dots\dots (6)$$

式 (2), (3), (4) 및 (6)을 이용하여 合理的 期待假說(rational expectation hypothesis)에 따른 均衡換率 s_t 는 다음과 같이 표시할 수 있다⁵⁾.

$$s_t = (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t \bar{s}_{t+j} + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t (i_{t+j}^* - i_{t+j}) - \frac{1-\lambda}{a} \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t A_{t+j} - \frac{1-\lambda}{a} F_{t-1} \dots\dots\dots (7)$$

式 (7)에서 s_t 는 中央銀行에 의한 外換市場 介入이 없을 경우 外貨資産에 대한 需要와 供給의 변동에 따라 결정되는 均衡換率인 것으로 해석할 수 있다. 市場均衡 換率이 이와 같이 결정될 경우 換率이 短期 및 中期的으로 長期均衡 수준으로부터 이탈하는 것을 알 수 있다. 즉 自國과 外國의 이자율의 상대적인 변동과 國際收支의 변동은 市場의 均衡換率을 長期均衡 수준으로부터 乖離시키는 요인으로 작용하게 된다. 또한 國內 外換市場에서 外貨資産의 공급이 증가할 경우 自國通貨의 가치는 상승하는 것으로 나타나고 있다. 즉 式 (7)에서 F_{t-1} 가 증가할 경우 s_t 는 下落(自國通貨 가치의 上昇)하게 된다.

각 나라의 資本市場이 어느 정도 隔離되어 있을 경우 F_{t-1} 은 自國市場에서 外貨資産의 공급을 표시하는 것으로 해석할 수 있다. 外貨資産 공급의 증가는 그 가치를 하락시키는 요인으로 작용하게 되며 따라서 外國通貨의 가치도 하락하기 때문에 自國通貨의 가치가

5) 보다 자세한 誘導過程에 대하여는 <附錄> 참조.

상승하는 것으로 이해할 수 있다⁶⁾. 국내시장에서 外貨資産의 총액은 과거의 經常收支 및 資本收支 黑字額의 누적으로 해석할 경우 과거의 國際收支 기록은 과거 換率의 변동을 통하여 현재의 換率水準에 영향을 미치는 것으로 이해할 수 있다.

市場均衡 換率은 長期均衡 환율이 상승함에 따라 상승하게 된다. 그런데 현재의 市場均衡 환율에 영향을 미치는 것은 현재뿐만이 아니고 미래에 예측되는 長期均衡 換率도 期間割引을 통하여 현재의 市場均衡 換率에 영향을 미치게 된다. 미래의 각 시점에서의 長期均衡 환율의 期間割引을 결정하는 것은 λ 의 크기이다. 즉 λ 의 값이 클 경우 예측되는 미래의 長期均衡 換率에 할인되는 비율은 작아지게 되고 현재의 市場均衡 換率에 미치는 영향은 커지게 된다.

自國의 利率이 外國의 利率에 비하여 상대적으로 높을 경우 市場均衡 換率은 하락하게 된다. 이 점에서 市場均衡 환율은 自國의 金利가 상승할 경우 自國通貨의 가치가 상승하는 현실을 반영한다. 內外 金利差의 경우에도 현재의 市場均衡 환율에 영향을 미치는 것은 현재의 변동뿐만이 아니고 미래에 예상되는 모든 변동이 期間割引을 통하여 현재의 換率에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 또한 미래 각 기간에 예측되는 內外 金利差의 割引率을 결정하는 것은 λ 의 크기이다. 즉 λ 의 값이 클 경우 먼 미래에 예상되는 金利差가 현재 환율에 미치는 영향은 커지고 반대의 경우 현재 또는 가까운 미래에 일어날 것으로 예측되는 內外 金利의 상대적인 변동이 현재의 換率에 미치는 영향이 커지게 된다.

λ 값의 크기는 각 시점에 있어서 예상되는 金利差가 현재의 換率에 영향을 미치는 가중치를 결정할 뿐만이 아니라 그 영향의 절대적인 크기도 결정하게 된다. 式 (7)에서 $(i_t^* - i_t)$ 의 값이 현재로부터 미래에 영원히 1만큼 상승할 경우를 가정해 보자. 이때 市

6) 深尾京司(1983)은 式 (7)에서 海外資産 F_{t-1} 이 증가할 경우 投資家들이 부담하게 되는 外換危險이 증가하기 때문에 海外資産에 대한 需要가 감소하고 自國通貨의 가치가 상승하는 것으로 이해하고 있다. 그런데 外換危險은 外貨表示 資産이 증가하는 경우만이 아니고 外貨表示 負債가 증가하는 경우에도 증가하게 된다. 따라서 外換危險의 증가로 인하여 自國通貨의 가치가 상승한다면 式 (7)에서 F_{t-1} 이 負의 값을 가지는 경우에도 自國通貨의 가치는 상승하여야 될 것이다. 그러나 이 式에서 海外資産이 負의 값을 가지는 경우, 즉 海外負債가 증가할 경우 自國通貨의 가치는 下落하게 된다.

場均衡 換率 s_t 는 $(\lambda/(1-\lambda))$ 만큼 상승하게 된다. 그런데 $d(\lambda/(1-\lambda))/d\lambda$ 는 $1/(1-\lambda)^2 > 0$ 이다. 따라서 λ 의 값이 커짐에 따라 內外間 金利差가 상승할 경우 현재의 市場均衡 換率에 미치는 전체적인 영향은 커지게 된다.

換率이나 金利差와 직접적인 관계 없이 증가하는 國際收支 黑字 A_t 도 自國通貨의 가치를 상승시키는 요인으로 작용하게 된다. 다른 요소와 마찬가지로 이 경우에도 현재는 물론 미래에 예상되는 모든 변동이 期間割引을 통하여 현재의 換率에 영향을 미치게 된다.

이와 관련하여 한 가지 유의할 점은 資本流入이 일어나더라도 그것이 恒久的인 流入이냐 아니면 일시적으로 流入되었다가 다시 流出될 것으로 예상되느냐에 따라 換率에 미치는 영향이 달라진다는 점이다. 즉 현재 유입된 資本이 미래에 다시 流出될 것으로 기대되는 경우에는 미래에 예상되는 國際收支 赤字가 期間割引되어 현재의 換率에 반영되기 때문에 恒久的으로 流入되는 경우에 비하여 換率에 미치는 下落效果가 작게 된다.

앞에서 설명한 바와 같이 λ 값의 크기는 현재 및 미래 각 시점에 발생할 것으로 예상되는 변동이 현재의 換率에 미치는 영향의 加重值 즉 期間割引率을 결정할 뿐만이 아니고 內外 金利差가 환율에 미치는 영향의 절대적인 크기도 결정하게 된다. 이와 같이 λ 의 크기가 換率에 절대적인 영향을 미치는 점을 고려할 때 그 값을 결정하는 요인들에 대하여 보다 자세하게 살펴볼 필요가 있다.

式 (6)에서 λ 의 값을 결정하는 것은 海外資産 需要의 利率에 대한 感應度 b 와 國際收支의 換率 변동에 대한 感應度 a 의 상대적인 크기이다. 즉 b 가 a 에 비하여 상대적으로 클 경우 λ 의 값은 커지고 반대의 경우 λ 의 값은 작아진다. a 의 값이 주어진 경우 b 의 값이 無限大로 커지면 λ 의 값은 1에 收斂하게 되고 b 의 값이 0에 수렴하면 λ 의 값도 0에 수렴하게 된다. 이에 대하여 b 의 값이 주어진 경우 a 의 값이 無限大로 커짐에 따라 λ 의 값은 0에 收斂하게 되고 a 의 값이 0에 收斂할 경우 λ 의 값은 1에 收斂하게 된다.

國際收支 항목 중 換率 변동에 가장 민감하게 반응하는 것은 貿易收支일 것으로 판단된다. 따라서 換率 변동에 대한 國際收支의 感應度 a 를 결정하는 요소는 換率 변동에 따른 輸出價格의 反應度, 輸出品에 대한 需要의 價格彈力性 및 輸入品 價格의 換率 변동에 대한 反應도와 輸入品에 대한 國內需要의 價格彈力性 등일 것이다. 즉, 換率變動에 대한 輸出價格의 감응도가 클수록 a 의 값은 증가할 것이다. 또한 輸出品 및 輸入品에 대한 國內外 需要의 價格彈力성이 클수록 a 의 값은 증가하게 될 것이다.

海外資産 需要의 內外 金利差에 대한 感應度 b 의 값을 결정하는 요인으로 먼저 投資家들의 外換危險 忌避의 정도 및 外換危險을 回避할 수 있는 수단의 유무를 지적할 수 있을 것이다. 국내 投資家들이 外換危險을 기피하는 정도가 높을 경우 b 의 값은 작을 것이다. 投資家들의 外換危險에 대한 忌避度가 높더라도 先物換 契約 등과 같이 外換危險을 回避할 수 있는 수단이 존재할 경우에는 b 의 값이 작아지지 않을 수 있다.

海外資産 投資에 대한 정보의 흐름도 b 의 값을 결정하는 중요한 요소로 작용할 수 있다. 국내 投資家들의 海外資産 투자에 대한 정보가 不確實한 경우 海外資産에 대한 투자를 기피하게 되고 b 의 값은 낮아지게 될 것이다. 반대로 國內 投資家들이 해외자산 투자에 대한 정확한 情報를 가지고 있는 경우 b 의 값은 커지게 될 것이다. 이와 같은 점을 고려할 때 국가간 情報 흐름의 속도가 빨라짐에 따라 b 의 값은 상승하게 될 것으로 추측할 수 있다. 실제로 通信 등 情報傳達의 수단이 발전함에 따라 海外投資의 규모가 커지고 있는 이유는 이 때문인 것으로 해석할 수 있다.

外換에 대한 統制의 정도는 b 의 값의 크기를 결정하는 가장 중요한 요소 중 하나이다. 自國 政府의 外換에 대한 規制가 엄격할 경우 b 의 값은 작을 것이다. 自國通貨와 外國通貨間 교환이 자유롭게 보장되지 않을 경우 海外金利가 國內金利에 비하여 상당폭 높은 수준을 유지하더라도 海外資産에 대한 投資 需要는 크지 않을 것이다. 반대로 國內 金利가 海外 金利에 비하여 상당폭 높은 수준을 유지하더라도 海外送金 등이 통제되고 있는 상황에서는 外國人의 國內資産에 대한 投資 需要가 낮을 것이다. 아울러 資本의 流出入에 대한 통제도 b 의 값을 낮게하는 요인으로 작용할 것이다. 극단적으로 모든 外貨資産에 대하여 政府가 강력하게 통제하는 경우 b 의 값은 0에 가까울 것이다.

이 밖에도 外換去來에 따르는 費用도 b 의 크기에 영향을 미칠 수 있다. 즉 다른 조건이 같다면 外換去來의 비용이 클수록 b 의 값은 작아질 것이다. 海外資産 투자에 따르는 外換去來 비용에는 투자에 필요한 外換을 買入하기 위한 비용과 海外資産에 대한 投資를 회수할 경우 外換을 賣却하기 위한 비용이 포함된다. 또한 海外資産 투자에 따르는 外換危險을 회피하기 위하여 先物換 契約이나 通貨先物 契約, 通貨 스왑(currency swap) 契約 등을 체결할 경우 이와 관련된 비용도 外換去來 비용에 포함되어야 할 것이다. 같은 목적으로 通貨 옵션(currency option) 계약을 체결할 경우 프리미엄(premium)의 일부도 海外資産 투자를 위한 外換 거래 비용에 포함시켜야 할 것이다.

2. 外換市場 介入의 影響

지금까지는 換率이 中央銀行이나 政府 당국의 介入이 없을 때 外換市場에서 外換의 供給과 需要의 상대적인 변동에 따라 결정되는 市場均衡 換率에 대하여 검토하였다. 그런데 換率은 貿易收支를 비롯한 國際收支와 物價 및 經濟成長 등 경제 전반에 큰 영향을 미치기 때문에 自由變動換率制度를 채택하고 있는 先進國의 경우에도 때때로 각국 中央銀行이 단독으로 혹은 여러 나라 中央銀行이 공동으로 外換市場에 개입하여 換率이 특정한 방향으로 움직이도록 誘導하려고 노력해 왔다. 특히 外換의 流出入을 統制하기 위하여 外換集中制度를 채택하고 있는 경우에는 中央銀行이 자동적으로 外換市場에 介入하게 된다⁷⁾.

中央銀行 外換市場 개입의 효과에 대하여는 이론의 여지가 있다. 先進國 通貨 특히 세계적으로 機軸通貨의 역할을 담당하고 있는 美國 달러貨와 獨逸 마르크貨 및 日本 엔貨로 표시된 경우 外換이 거래되는 市場은 범위가 세계적이고 거래규모가 막대하다⁸⁾. 이와 같은 상황에서 한 나라의 中央銀行이 단독으로 제한된 對外準備高(foreign reserve)를 가지고 外換市場에 개입하여 換率에 장기적으로 영향을 미치기에는 역부족이라는 지적이 있다⁹⁾. 그러나 우리나라 원貨나 臺灣의 NT달러貨와 다른 나라 通貨間 外換去來는 주로 국내에서만 이루어지는 地域市場의 성격을 띠고 있고 거래규모가 中央銀行의 對外準備高에 비하여 상대적으로 작기 때문에 市場 介入이 換率에 영향을 미칠 수도 있을 것이다¹⁰⁾.

中央銀行에 의한 外換市場 개입의 성격을 검토하기 위하여서는 이와 관련된 中央銀行의 행동양식에 관하여 검토해 보고 介入規則(intervention rule)을 정형화하는 것이 편리하다. 先進國들의 경우 中央銀行에 의한 外換市場 개입의 대부분은 市場에서 결정된 換率의 수준이 적정하다고 판정되는 수준에서 乖離될 경우 그 차이를 줄이기 위하여 행

7) 外換集中制度는 日本의 경우 1972년 5월까지 유지되었으며 臺灣의 경우에는 1987년 7월까지 유지되었다. 우리나라의 경우 1995년부터 外換集中制度가 정지될 예정이다.

8) 韓國銀行의 조사에 따르면 1992년 4월 중 런던, 뉴욕, 東京 및 프랑크푸르트 등 세계 4대 外換市場에서의 日平均 외환거래 규모는 약 7千億달러였다(한국은행, 『세계 외환시장의 외환거래 동향』, 1993. 참조)

9) 이와 같은 주장 및 실제 조사에 대하여는 Bordo와 Schwartz의 1991년 論文 참조.

10) 臺灣 중앙은행 외환시장 개입의 효과에 대하여는 金宗萬, 『臺灣의 換率運用과 輸出競爭力』, 1993. 참조.

하여지는 것으로 조사되고 있다. 즉 自國通貨의 가치가 지나치게 고평가된(市場均衡 환율이 지나치게 낮을) 경우 中央銀行은 外換을 매입함으로써 自國通貨의 가치를 하락시키고 반대의 경우 外換을 매각함으로써 自國通貨의 가치를 상승시키기 위하여 노력하고 있다. 이와 같은 성격의 外換市場 介入을 風勢對抗의 介入(leaning against the wind type intervention)이라고 한다. 이때 적정하다고 판단되는 換率 수준이 長期均衡 수준과 관련이 있는 것으로 가정할 경우 중앙은행에 의한 市場介入의 규모는 長期均衡 환율 수준과 市場均衡 환율 수준의 차이, 즉 $(\bar{s}_t - s_t)$ 에 比例하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

外換市場 개입이 市場均衡 換率을 長期均衡 수준에 접근시키기 위한 목적 이외에 다른 목적으로 행하여지는 경우도 생각해 볼 수 있다. 예를 들면 국내 物價가 급격하게 상승하는 상황에서는 自國通貨의 가치를 高評價시킴으로써 物價上昇 압력 완화를 기도할 수 있을 것이다. 또한 국내 경기가 일시적으로 침체된 상황에서 輸出増大를 목적으로 자국 통화의 가치를 저평가시키기 위한 市場介入도 생각해 볼 수 있다. 外換集中制度를 채택하고 있는 경우 換率의 상대적인 水準과는 상관없이 자동적인 개입이 일어날 것이다.

中央銀行에 의한 外換市場 개입의 결과는 對外準備高의 증감으로 나타난다. 즉 中央銀行이 外換을 매입한 경우 對外準備高는 증가하게 된다. 반대로 外환을 매각할 경우에는 對外準備高가 감소한다. 이와 같은 점들을 고려할 때 중앙은행이 外換市場 개입을 통하여 外환을 매입한 결과 對外準備高의 변동상황은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_t = R_{t-1} + c(\bar{s}_t - s_t) + B_t \dots \dots \dots (8)$$

여기서 B_t 는 시점 t 에서 中央銀行의 對外準備高, $c > 0$ 는 長期均衡 換率로부터 市場均衡 환율이 乖離된 정도에 대한 中央銀行 市場介入의 反應度, B_t 는 換率 수준 조정과 관계없는 外換買入을 표시한다.

中央銀行에 의한 外換市場 개입의 방법 및 그에 따른 對外準備高의 변동상황을 式 (8)과 같이 정의할 때 換率決定과 관련하여 對外準備高의 역할을 생각해 보아야 할 것이다. 經常收支나 資本收支 등 國際收支의 黑字를 통하여 國內市場에서 外貨資産의 공급이 증가하는 것으로 볼 때 中央銀行 對外準備高의 증가는 민간에 공급되는 外貨資産의 규모를 감소시키는 결과를 가져올 것이다. 즉 國際收支 黑字의 규모가 일정할 때 中央銀行이 外換을 매입하여 對外準備高가 증가할 경우 民間部門에 대한 外貨資産의 供給은 감소하고

반대로 中央銀行이 外換을 賣却하여 對外準備高가 감소할 경우 민간부문에 대한 外貨資產의 공급은 증가하게 된다. 따라서 민간부문에 대한 對外資產의 공급규모는 式 (2)의 전체 對外資產 F_t 에서 中央銀行의 對外準備高 R_t 를 제외한 금액이 될 것이다. 민간부문의 外貨資產에 대한 投資需要는 式 (1)의 좌변과 같이 결정된다고 가정하면 外貨資產에 대한 需要와 供給의 균형관계는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$F_t - R_t = b(i_t^* - i_t + E_t s_{t+1} - s_t) \dots\dots\dots (9)$$

전체 外貨資產 F_t 의 변천을 式 (2)와 같다고 가정하면 $k \geq 2$ 의 경우 시점 t 에 있어서 미래 換率에 대한 기대치 사이의 관계는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E_t s_{t+k+1} - \left(\frac{a+c}{b} + 2\right) E_t s_{t+k} + E_{t+k-1} = E_t (i_{t+k} - i_{t+k}^*) - E_t (i_{t+k-1} - i_{t+k-1}^*) + \frac{a+c}{b} [E_t (A_{t+k} - B_{t+k}) - E_t \bar{s}_{t+k}] \dots\dots (10)$$

미래 換率에 대한 期待値에 관한 差分方程式 (10)의 해를 구하기 위한 定差方程式과 換率이 有限의 값을 가지기 위한 根 및 a, b, c 와의 관계는 다음과 같다.

$$\lambda'^2 - \left(\frac{a+c}{b} + 2\right)\lambda' + 1 = 0,$$

$$\lambda' = \frac{\frac{a+c}{b} + 2 - \sqrt{\left(\frac{a+c}{b} + 2\right)^2 - 4}}{2},$$

$$\frac{a+c}{b} = \frac{(1-\lambda')^2}{\lambda'} \dots\dots\dots (11)$$

새로운 定差方程式의 根 λ' 를 이용하여 中央銀行의 外換市場 개입을 감안한 경우 合理的 期待假說에 따른 換率 수준은 다음과 같이 표시된다.

$$s_t = (1-\lambda') \sum_{j=0}^{\infty} \lambda'^j E_t \bar{s}_{t+j} + \lambda' \sum_{j=0}^{\infty} E_t \lambda'^j (i_{t+j}^* - i_{t+j}) - \frac{1-\lambda'}{a+c} \left[\sum_{j=0}^{\infty} \lambda'^j E_t (A_{t+j} - B_{t+j}) + (F_{t-1} - R_{t-1}) \right] \dots\dots\dots (12)$$

式 (12)에서 中央銀行의 外換市場 개입을 고려할 경우 時點 t 의 현재 換率 s_t 는 시장개입이 없을 경우와 유사하게 결정되는 것을 알 수 있다. 다만 外換市場에서 中央銀行 外換買入의 규모를 나타내는 B_{t-1} 나 R_{t-1} 등이 증가할 경우 s_t 는 上昇(自國通貨 가치의 하락)하게 된다. 즉 時點 $t-1$ 에서 中央銀行의 對外準備高 R_{t-1} 은 먼 과거로부터 당시까지 中央銀行이 개입하여 온 결과 外換 純買入額의 누적분을 표시하는 것이기 때문에 과거의 換率 상승을 통하여 현재의 換率 수준에 영향을 미치게 된다. 또한 현재 및 미래 각 시점에 있어서 예상되는 중앙은행의 外換 매입액은 期間割引을 통하여 현재의 換率 수준을 상승시키게 된다.

中央銀行이 風勢對抗的으로 외환시장에 개입할 경우에는 式 (9)의 c 가 0보다 크게 된다. 따라서 式 (11)의 λ' 는 式 (6)의 λ 에 비하여 작다. 즉, 式 (11)에서 a 와 b 의 값이 주어진 경우 c 값이 증가함에 따라 λ' 의 값은 감소하게 된다. 그런데 式 (12)에서 λ' 의 값이 작아질 경우 미래에 예상되는 변동이 현재의 換率에 미치는 影響은 작아지게 되고 內外間 金利差가 환율에 미치는 전체적인 影響의 크기도 작아지게 된다.

따라서 中央銀行이 風勢對抗的으로 外換市場에 개입하고 미래에도 같은 方式의 市場介入 규칙이 적용될 것으로 예상될 경우 민간부문에 공급되는 外貨資産의 양을 변동시킴으로써 換率에 미치는 직접적인 영향 이외에 미래에 발생할 것으로 예상되는 변동이 현재의 換率에 미치는 영향 및 內外間 金利差가 換率에 미치는 영향의 크기를 축소시키는 등 간접적인 영향도 있는 것을 알 수 있다.

III. 外換 및 資本 自由化가 換率決定 및 換率水準에 미치는 影響

앞에서 外貨資産의 수급과 관련된 내외 金利差 및 國際收支의 변동이 換率에 미치는 영향을 검토해 보았다. 또한 中央銀行에 의한 外換市場 개입이 換率決定에 미치는 影響에 대하여서도 검토하였다. 이와 같은 분석의 결과를 기준으로 현재 우리나라가 추진하고 있는 外換 및 資本 自由化가 향후 換率決定에 미칠 影響을 추측해 볼 수 있다.

政府가 1994년 12월에 발표한 계획에 따르면 1999년까지 外換 및 資本 自由化가 단

계적으로 추진될 전망이다. 그 주요 내용을 살펴보면 먼저 外換自由化와 관련된 여러 가지 조치 중 가장 중요한 것이 外換集中制度의 정지일 것으로 판단된다. 外換集中制度는 민간의 外換 보유를 제한하고 中央銀行 또는 外國換銀行에 예치토록 함으로써 강력한 外換統制의 수단이 되어왔다. 그런데 1995년부터는 外換集中制度가 정지되고 民間의 外換保有가 대폭 自由化될 것이다¹¹⁾.

이와 동시에 經常支給을 위한 外換去來가 認證制에서 申告制로 전환되고 海外送金이나 先物換去來에 대한 實需要證明 면제의 폭이 확대되어 外換去來의 절차가 대폭 간소화될 것이다. 또한 個人 및 企業의 對外經費支給限度가 상향조정되고 그 절차가 간소화될 것이다. 換率制度는 현재 운용되고 있는 市場平均換率制度下에서 환율의 一日變動幅이 점차 확대되고 1996년 또는 1997년까지 變動換率制度로 이행될 전망이다.

資本의 流出과 관련하여 海外旅行經費와 滞在費 및 海外移住費用의 한도가 확대되고 既移住者의 國內資産 搬出도 허용될 것이다. 海外直接 投資는 1997년까지 완전 자유화되고 機關의 海外證券投資는 1995년까지 자유화되며 個人은 1997년까지 자유화될 전망이다. 居住者의 海外預金은 機關投資家의 경우 1997년까지는 자유화되고 일반기업의 경우에는 1999년까지 자유화될 것이다. 機關投資家와 일반법인의 海外與信供與는 1995년부터 점진적으로 허용될 것이다. 이 밖에 海外不動産 投資도 제한된 범위 내에서 허용될 전망이다.

資本의 流入에 대한 규제완화는 外國人의 국내 株式投資限度가 1995년에 발행주식의 15%로 확대되고 이후 허용한도가 더욱 확대될 것이다. 外國人의 국내 債券投資는 1995년에 投信社, 펀드(fund)를 통한 間接投資가 허용되고 1997년까지 中小企業이 발행한 無保證 長期債에 대한 투자가 제한적으로 허용되며 1999년까지 일반기업의 無保證 長期債에 대한 투자가 제한적으로 허용될 전망이다. 內國人의 海外證券發行을 통한 資本調達은 1995년에 海外施設財 도입이나 海外投資 등 특수한 목적의 경우에 한하여 그 한도가 확대되고 1997년까지 株式과 連繫된 海外證券 發行이 자유화되며 1999년까지 모든 海外證券 發行이 자유화될 전망이다.

商業借款을 통한 外資導入은 1987년 이후 일부 공기업의 경우를 제외하고는 허용되지

11) 財務部, 「外換制度改革(案)」, 1994. 12. 5. 참조.

않았다. 그런데 1995년에 高度技術階伴 外國人投資企業이나 社會間接資本 參與企業, 尖端技術業種企業 및 中小企業 등의 施設財 도입용 商業借款 도입이 제한적으로 허용되고 1997년까지 시설재 도입용 商業借款은 일반기업에게도 허용되며 1999년까지 자유화될 것이다.

이 밖에도 經常去來와 관련하여 사실상 資本導入의 방법으로 이용되고 있는 輸出先受金 및 着手金과 延支給輸入에 대한 규제가 대폭 완화되어 사실상 자유화될 것이다. 따라서 3단계 자유화 조치가 완료되는 1999년까지는 외국인의 국내 債券投資와 現金商業借款 도입을 제외한 모든 資本去來가 자유화될 것으로 예상된다.

1. 外換 및 資本 自由化가 換率決定 및 換率管理에 미치는 影響

엄격한 外換集中制度下에서는 中央銀行만이 外貨資産을 보유할 수 있기 때문에 民間의 모든 外換去來는 中央銀行과 이루어지게 된다. 따라서 中央銀行은 自動적으로 外換市場에 개입하게 된다. 보다 완화된 外換集中制의 형태인 預置集中制度下에서 민간은 모든 外換을 外國換銀行에 預置하여야 된다. 이때에도 外國換銀行의 外換 포지션(position)에 한도가 설정되어 있을 경우 그 한도를 초과하는 外國換銀行의 外換保有에 대하여 中央銀行이 자동적으로 買入 또는 賣却하게 된다.

外換集中制度의 정지는 이와 같은 中央銀行의 자동적인 外換市場 개입이 중단됨을 의미한다. 따라서 中央銀行 市場介入의 빈도는 낮아지고 介入하는 金額의 규모도 작아질 것이다. 이와 같은 사실이 換率決定에 미치는 영향을 크게 두 가지로 요약할 수 있다.

먼저 外換市場 개입의 직접적인 효과와 관련하여 民間部門의 外換에 대한 需要와 供給을 中央銀行이 완충시키는 역할이 축소되기 때문에 內外 金利差 등으로 인한 資本收支의 변동이 환율에 미치는 영향은 커지게 된다. 따라서 外換 및 資本 自由化 이후 資本收支가 黑字를 기록할 경우 國內通貨 가치에 미치는 상승효과는 커지게 될 것으로 판단된다.

더욱이 式 (12)에서 현재의 換率에 영향을 미치는 것은 현 시점의 中央銀行 外換買入뿐만이 아니고 미래에 예상되는 모든 매입이 期間割引을 통하여 현재의 환율에 영향을 미치게 된다. 따라서 중앙은행 외환매입의 감소가 미래에도 계속될 것으로 예상될 경우 이와 같은 期待效果로 인한 國內通貨 가치의 상승효과는 현재의 外換買入 감소 효과보다

커질 수 있을 것이다.

中央銀行 外換市場 개입의 규모가 축소될 경우 外換 供給物量的 변동을 통한 직접적인 효과 이외에 미래의 經濟狀況 변동에 적용되는 期間割引率과 金利差의 전체적인 효과에 미치는 간접적인 영향도 생각해 볼 수 있다. 즉 式 (11)에서 현재의 換率이 長期均衡 환율에서 이탈함에 따른 中央銀行 外換市場 개입의 反應度 c 가 감소할 경우 λ' 의 값은 증가하게 된다. 이때 式 (12)에서 먼 미래의 변동이 현재의 換率에 미치는 영향과 內外間 金利差가 환율에 미치는 전체적인 효과도 커지게 된다. 따라서 外換集中制度 정지 이후 中央銀行의 자동적인 외환시장 개입이 중단됨과 아울러 현재 換率이 長期均衡 환율 수준으로부터 괴리됨에 따른 개입의 反應度도 감소할 경우 미래에 예상되는 변동이 현재의 換率에 미치는 영향과 內外 金利差가 환율에 미치는 전체적인 영향은 커지게 될 것이다.

그런데 미래의 國內 經濟狀況과 外國의 經濟狀況 및 그에 대한 期待를 통제하기는 매우 어렵다. 經濟政策의 가변성 등을 고려할 때 현재의 政策變動으로 미래의 국내 경제상황에 대한 기대에 영향을 미치기는 어려울 것이다. 또한 각 나라가 獨自적으로 經濟政策을 수립하고 집행하고 있는 만큼 國家間 정책의 調律 등을 감안하더라도 외국의 經濟狀況 변동에 영향을 미치기는 쉽지 않다. 이와 같은 점들을 고려할 때 外換集中制度 정지 이후 中央銀行에 의한 自動的인 외환시장 개입이 중단될 경우 현재의 가용한 政策手段을 동원하여 換率에 영향을 미치기 어렵게 될 것이다. 또한 미래에 예상되는 國內外 經濟狀況의 변동이 현재의 환율에 미치는 영향이 확대되기 때문에 換率의 變動性이 커지게 되고 外換 포지션에 따라 부담하게 되는 外換危險이 증가하게 될 것이다.

다음으로 民間의 外換保有 및 外換去來에 대한 규제완화의 효과에 대하여 검토해 보자. 外換의 보유 및 거래에 대한 규제가 완화되면 外貨資産에 대한 需要의 金利差에 대한 感應度 b 가 상승하게 될 것이다. 이로 인하여 환율결정에 미치는 효과는 外換集中制의 정지와 유사할 것으로 판단된다. 즉, 式 (12)에서 λ' 의 값이 커지면 먼 미래에 예상되는 변동이 현재의 換率에 미치는 영향이 커지고 內外間 金利差가 환율에 미치는 전체적인 영향도 증가하게 된다. 또한 현재의 가능한 政策手段을 동원하여 換率을 관리하기가 어렵게 될 것이다.

內外間 金利差가 換率에 미치는 영향은 資本 流出入의 결과 外換 공급의 변동을 통하여 실현된다. 즉 國內金利가 海外金利에 비하여 상대적으로 높을 경우 해외로부터 자금

이 유입되고 이에 따라 국내시장에서 外換의 공급이 증가하여 外國通貨의 가치는 하락하고 國內通貨의 가치는 상승하게 된다. 반대로 海外金利가 상대적으로 높을 경우 資金流出이 일어나고 外換의 供給이 감소하게 되어 外國通貨의 가치는 상승하게 된다.

그런데 지금까지는 資本의 유출입이 통제되었기 때문에 國內外 金利差의 변동이 환율에 影響을 미치는 경로가 차단되고 金利政策은 換率에 영향을 미치는 유효한 수단이 되지 못하였다. 그러나 자본의 유출입에 대한 규제가 완화될 경우에는 國內 및 國際金利의 변동이 換率에 미치는 영향이 커지게 될 것이다. 따라서 금리정책이 환율에 영향을 미칠 수 있는 유효한 정책이 될 수 있을 것이다.

또한 資本 自由化가 진행됨에 따라 外貨資産 수요의 금리차에 대한 感應度 b 가 상승하게 될 것이다. 日本의 경우 새로운 外換法이 시행되고 실질적인 資本 自由化가 단행된 1980년 이후 外貨資産 需要의 金利差에 대한 感應度가 상승한 것으로 분석되고 있다¹²⁾. 外貨資産에 대한 需要의 金利差에 대한 感應度가 상승함에 따라 式 (11)에서 λ' 의 값이 증가하게 된다. 이에 따라 미래에 일어날 것으로 예상되는 經濟狀況의 변동과 內外 金利差가 換率에 미치는 영향이 상승하게 될 것이다. 또한 현재 가능한 政策手段을 동원하여 換率에 영향을 미칠 수 있는 여지는 줄어들게 될 것이다.

外換 및 資本 自由化가 國際收支의 換率水準에 대한 感應度에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 판단된다. 앞에서 설명한 바와 같이 國際收支 특히 貿易收支의 換率水準에 대한 감응도 a 는 換率變動이 輸出價格에 미치는 영향 및 輸出品과 輸入品에 대한 國內外 需要의 價格彈力性 등에 따라 결정된다. 外換 및 資本 自由化가 이들 요소에 큰 影響을 미칠 것으로 예상되지는 않는다.

外換 및 資本 自由化로 인하여 미래에 예상되는 상황의 변동 및 國內外 金利差가 換率에 미치는 영향이 커질 경우 貿易收支 및 經常收支의 변동이 換率에 미치는 영향은 상대적으로 작아지게 된다. 따라서 換率은 貿易 및 經常收支를 균형시키는 수준에서 상당폭 乖離된 수준에서 결정될 수 있다. 이에 대하여 현재 동원 가능한 政策手段을 동원하여 換率에 영향을 미치기 어렵게 되기 때문에 貿易 및 經常收支의 不均衡 상태는 상당히 장기간 계속될 수 있을 것이다¹³⁾.

12) 深尾京司, 1983. 참조.

13) 1985년 이후 엔/달러 換率이 큰 폭으로 下落(엔貨 價値의 上昇)하였음에도 불구하고 美國과 日本 사이의 貿易 不均衡이 시정되지 않고 있는 것은 이와 같은 이유 때문인 것으로 해석할 수 있다.

2. 換率水準에 미치는 影響

外換 및 資本 自由化가 換率水準에 미치는 影響은 外換의 需要와 供給에 미치는 影響에 따라 결정될 것이다. 資本 自由化 이후 海外로부터 資本流入이 증가하면 國內 外換市場에 공급되는 外換이 증가하여 外國通貨에 대한 國內通貨의 價치는 상승하게 되고 반대의 경우에는 國內通貨의 價치가 하락하게 될 것이다. 따라서 自由化 이후 예상되는 자본흐름의 방향에 대하여 검토해 봄으로써 換率變動의 방향을 짐작해 볼 수 있다. 또한 外換 自由化로 인하여 民間部門의 外貨資産에 대한 需要의 變動과 經常收支의 變動으로 인한 外換需要의 變動도 換率水準에 影響을 미칠 수 있을 것이다.

먼저 資本유입에 대한 규제완화 조치 중 外國인의 國內株式에 대한 投資限度の 확대로 인한 資本유입은 상당한 규모에 이를 수 있을 것이다. 經濟의 成長潛在力이나 企業의 成長速度 등을 감안할 때 우리나라의 株式은 아직도 低評價되어 있기 때문에 추가상승에 따른 期待收益率은 상당히 높다는 주장이 있다. 또한 資本 自由化로 國內金利가 하락할 경우 이에 따른 株價上昇도 기대할 수 있다. 게다가 外國의 투자자들이 우리나라 株式에 투자할 경우 危險分散의 효과도 상당히 큰 것으로 것으로 분석되고 있다¹⁴⁾. 國內株式 투자자의 이와 같은 이점을 고려할 때 外國인 주식투자한도가 확대됨에 따라 海外로부터 유입되는 자본의 규모가 증가하고 國內通貨의 價치를 상승시키는 요인으로 작용할 수 있을 것이다.

현재 國內金利는 國際金利보다 상당히 높은 수준을 유지하고 있다. 게다가 은행을 비롯한 金融機關의 여신한도 규제 등으로 인하여 기업들이 국내시장에서 자금을 조달하는데 한계가 있다. 따라서 기업들의 海外資本에 대한 需要가 상당히 크다. 이와 같은 상황에서 SOC 參與企業 등 일부 기업에 대하여 施設財 도입용 商業借款을 허용할 경우 이를 이용한 資本導入 증가는 國內通貨의 價치를 상승시키는 요인으로 작용할 수도 있을 것이다¹⁵⁾.

14) 金宗萬, 『우리나라 株式市場 開放의 效果分析』, 1991. 참조.

15) 施設財의 도입을 위하여 商業借款을 도입하는 경우 資本收支 赤字가 증가하는 대신 시설재 도입으로 인하여 經常收支 赤字가 증가하기 때문에 전체적인 外換供給에는 影響을 미치지 못하므로 換率水準에 影響을 미치지 않는다는 주장이 있다. 그러나 商業借款의 도입을 허용하지 않더라도 施設財를 해외에서 도입한다면 經常收支 赤字는 증가하게 될 것이다. 이 경우에는 施設財 도입을 위한

輸出先受金이나 延支給輸入 등 經常去來와 관련된 사실상의 資本導入에 대한 규제가 완화될 경우 이를 이용한 資本導入이 증가할 것이다. 특히 國內企業의 해외 支社나 子會社의 現地金融에 대한 규제가 대폭 완화되기 때문에 이들이 海外에서 자금을 조달하고 변칙적인 방법을 동원하여 국내 本社의 輸出先受金 등으로 제공할 수 있을 것이다. 따라서 經常去來와 관련된 사실상의 資本導入 및 이로 인한 國內通貨의 가치상승 효과도 무시할 수 없는 수준에 이를 수 있다. 또한, 株式과 연계된 海外證券의 발행은 1997년까지 완전 자유화될 것으로 예상되기 때문에 이로 인한 資本流入 및 國內通貨의 가치상승 효과는 상당히 클 수 있다.

外國의 投信社나 펀드의 國內債券에 대한 투자를 허용할 경우 이를 통한 資本流入을 기대할 수 있다. 그러나 中小企業이 발행한 無保證 長期債에 대한 外國人의 투자를 허용하더라도 投資對象이 제한되어 있고 危險負擔이 크기 때문에 이로 인한 資本流入 규모는 크지 않을 것으로 예상된다¹⁶⁾.

3단계 자유화가 완료되는 1999년까지 國內企業의 現金商業借款의 도입이나 外國人의 國內債券에 대한 투자는 제한될 것으로 예상되기 때문에 國內金利는 國際金利에 비하여 상당히 높은 수준을 유지할 수 있을 것이다. 따라서 허용된 방법을 통한 자본의 유입은 상당히 장기간에 걸쳐서 점진적으로 일어날 수 있으며 國內通貨의 가치상승도 漸進的으로 진행될 수 있다.

國內通貨의 가치가 장기간에 걸쳐서 점진적으로 上昇할 경우 가까운 미래에 國內通貨의 가치가 더욱 上昇할 것이라는 期待가 형성될 수 있다. 이때 外貨로 표시된 負債에 대한 豫想 資本費用이 감소하기 때문에 허용된 방법을 통한 外資導入을 촉진시키게 되고 國內通貨의 가치를 상승시키는 요인으로 작용할 수 있다. 또한 가까운 미래에 國內通貨의 가치가 상승할 것으로 예상될 경우 換差益을 노린 핫머니가 유입되어 國內通貨의 가

商業借款의 도입도 外換의 供給을 증가시키는 것으로 볼 수 있다. 해외 시설재의 도입을 위하여 商業借款 등 外資導入을 허용하는 경우 企業들은 국내에서 조달할 수 있는 시설제도 輸入하게 되고, 따라서 국내에서 시설재를 생산하는 企業을 위축시키는 부작용을 초래할 수 있다.

16) 국내에서 流通되고 있는 일반기업 會社債의 대부분을 銀行 또는 證券會社가 지급을 保證하고 있다. 무보증 會社債는 信用이 양호한 大企業이나 金融機關 등이 발행한 것이다. 따라서 대부분의 會社債는 외국인의 직접투자 대상에 포함되지 않는다. 中小企業의 경우 信用도가 낮기 때문에 商業借款이나 海外證券 발행을 통한 資本導入이 허용되더라도 실제로 資本을 도입하기는 어려울 것이다.

치를 더욱 상승시키는 결과를 초래할 수 있다¹⁷⁾.

資本流出에 대한 규제완화의 결과 內外金利差와 직접적인 관계가 없는 資本流出은 증가할 수 있을 것이다. 즉 海外移住者의 國內資産 搬出이나 海外不動産 구입을 위한 資本流出 등은 금리차를 이용한 資産投資의 수익을 높이기 위한 것이 아니기 때문에 이들에 대한 규제가 완화될 경우 國內金利가 國際金利에 비하여 높은 수준을 유지하더라도 資本流出이 일어날 수 있을 것이다. 또한 海外直接投資의 立地를 결정함에 있어서는 資本費用 이외에도 제품 生産要件이나 市場 등 여러 가지 다른 요소들을 고려하여야 될 것이다. 따라서 海外直接投資가 자유화되면 國內金利가 國際金利에 비하여 상대적으로 높더라도 資本流出이 증가할 수 있다.

그러나 海外證券投資나 海外預金 및 海外與信供與 등에 대한 규제를 완화하더라도 이로 인한 資本流出 규모는 크지 않을 것으로 예상된다. 海外證券投資의 경우 海外債券에 대한 투자와 海外株式에 대한 투자로 나누어 볼 수 있다. 海外債券에 대한 투자는 國內債券의 收益率이 海外債券의 수익률에 비하여 높기 때문에 이를 위한 資本流出 규모는 크지 않을 것이다. 海外株式에 대한 投資는 國內株式 투자보다 높은 收益率이 기대되는 東南亞 등 일부 국가들에 대한 投資가 증가할 수 있다. 그런데 이들 나라 株式에 투자할 경우 높은 危險을 부담하여야 한다. 海外預金이나 海外與信供與 등은 金利差의 영향을 직접적으로 받게 되는 만큼 國內金利가 國際金利에 비하여 높은 상황에서는 이를 통한 資本流出은 거의 일어나지 않을 것이다.

外換保有에 대한 규제가 완화되더라도 民間의 外換에 대한 需要는 크게 증가하지는 않을 것으로 예상된다. 國內에서 外貨表示 預金에 대하여 지급하는 金利는 國際金利와 연동되어 있기 때문에 外貨表示 預金の 금리에 비하여 낮다. 따라서 企業이나 일반 민간인들은 資金을 外貨의 형태로 보관하지 않으려 할 것이다. 國內通貨의 가치가 상승할 것으로 기대되는 상황에서는 外貨表示 資産을 보유할 경우 換差損이 예상되기 때문에 外貨資産 보유를 더욱 기피하게 될 것이다¹⁸⁾.

17) 臺灣의 경우 1986년부터 1987년에 걸쳐서 NT달러貨의 가치가 점진적으로 상승하였다. 이에 따라 가까운 미래에 NT달러貨의 가치가 더욱 상승할 것이라는 기대가 형성되어 막대한 규모의 핫머니가 유입되었다. 핫머니의 유입은 NT달러貨의 價値를 더욱 상승시키는 요인으로 작용한 이외에 通貨가 급격하게 膨脹하고 國內資産의 가격이 급격하게 상승하는 요인으로 작용하는 등 많은 부작용을 초래하였다. 金宗萬, 『臺灣의 換率運用과 輸出競爭力』, 1993. 참조.

종합적으로 검토할 때 資本流出入에 대한 규제완화의 결과 海外로 流出되는 자본의 규모에 비하여 海外로부터 유입되는 자본의 규모가 클 것으로 예상된다. 따라서 資本收支의 黑字로 인한 外換의 供給이 증가하게 될 것으로 예상되는 데 대하여 外換 自由化의 결과 民間部門의 外換保有를 위한 需要는 크게 증가하지 않을 것으로 판단된다. 이와 같은 점을 고려할 때 經常收支의 赤字가 큰 폭으로 확대되지 않는 한 外換의 超過供給 현상이 발생하게 될 것이다. 따라서 中央銀行이 개입하여 外換의 供給超過분을 매입하지 않을 경우 國內通貨의 가치는 상당히 큰 폭으로 상승할 수 있을 것이다.

IV. 要約 및 結論

이 글에서는 政府가 발표한 外換 및 資本 自由化 계획과 관련하여 이 계획이 시행될 경우 換率의 결정 및 換率 水準에 미치는 영향에 대하여 고찰해 보았다. 이를 위하여 먼저 그 影響을 분석하기에 적합한 換率決定에 관한 이론을 소개하고 그 이론에 비추어 外換 및 資本의 流出入과 관련된 規制의 변동이 換率에 미치는 영향을 분석하였다.

外換自由化와 관련된 조치 중 換率決定에 가장 큰 영향을 미치는 것은 外換集中制의 정지로 인한 中央銀行의 자동적인 外換市場 개입의 중단일 것으로 예상된다. 이로 인하여 中央銀行 市場介入의 규모가 축소되고 換率水準의 변동에 대한 개입의 感應도가 낮아질 경우 미래에 豫想되는 國內外 經濟狀況의 변동이 현재의 換率에 미치는 영향이 커지게 되고 內外 金利의 상대적인 변동이 換率에 미치는 영향도 증가하게 될 것이다.

이에 따라 현재 統制 不可能한 經濟變數의 변동이 換率에 미치는 영향이 커지기 때문에 可能한 政策手段을 동원하여 換率을 관리하기가 어렵게 될 것이다. 또한 換率의 變動성이 상승하고 外換 포지션을 취할 경우 부담하게 되는 外換危險이 증가하게 될 것으로 판단된다.

18) 臺灣의 경우 1987년 7월부터 企業들이 輸出代金を 國內通貨로 換錢하지 않고 外貨로 보유할 수 있도록 하고 輸入代金を 決濟하는 등의 목적으로 사용할 수 있도록 허용하였다. 그런데 國內通貨의 가치가 상승할 것으로 기대되는 경우 輸出代金を 외화의 형태로 보유하는 비율은 낮아지는 반면 輸入代金を 保有外貨로 직접 결제하는 비율은 높아지는 것으로 분석되었다. 金宗萬, 『臺灣의 換率運用과 輸出競爭力』, 1993, p. 34, <表 II-12> 참조.

民間의 外換保有나 去來 및 資本의 流出入에 대한 규제완화의 결과 外貨資產 需要의 金利差에 대한 感應도가 상승하게 될 것이다. 이에 따라 미래 經濟狀況 변동이 현재의 換率에 미치는 영향의 크기를 결정하는 期間割引率이 하락하기 때문에 미래의 변동이 현재의 환율에 미치는 영향이 증가하게 될 것으로 예상된다. 또한 內外 金利差가 환율에 미치는 영향이 증가할 수 있을 것이다. 이와 같이 가용한 政策手段을 동원하더라도 통제할 수 없는 요소가 換率에 미치는 影響이 커지기 때문에 換率을 관리하기가 어렵게 될 것이다.

外換 및 資本 自由化가 진행되더라도 國際收支, 특히 貿易收支의 換率變動에 대한 感應도는 크게 변하지 않을 것으로 예상된다. 그런데 國內外 金利差나 資本의 流出入 및 미래에 예상되는 상황의 변동 등이 換率에 미치는 영향이 증대되기 때문에 貿易收支의 변동이 換率에 미치는 영향은 상대적으로 축소될 수 있다. 그 결과 換率은 貿易收支를 均衡시키는 수준에서 상당 폭 괴리된 수준에서 결정될 수 있고 貿易收支나 經常收支의 不均衡은 상당히 장기간 지속될 수 있을 것이다.

현재 國內金利는 國際金利에 비하여 상당히 높다. 3단계 自由化 조치가 완료되는 1999년까지도 現金商業借款의 도입이나 外國人에 의한 國內債券 투자는 제한될 것이다. 따라서 앞으로 상당기간 國內金利는 國際金利에 비하여 높은 수준을 유지할 것으로 예상된다. 이와 같은 상황에서 資本의 流出入에 대한 규제가 완화될 경우 資本의 純流入이 일어나게 되고 外換의 超過供給이 발생하게 될 것이다.

商業借款 및 海外證券 발행을 통한 資本導入 등을 海外施設財의 도입과 연계시킬 경우 資本收支 흑자로 인한 外換의 超過供給 규모를 축소할 수 있을 것이다. 그러나 外換의 保有나 去來에 대한 규제가 완화되더라도 國內에서 民間에 의한 外換 수요는 크게 증가하지 않을 것으로 예상된다.

外換의 超過供給은 國內通貨의 가치를 상승시키는 요인으로 작용하게 될 것이다. 더욱이 外換集中制의 정지로 인하여 中央銀行의 외환시장 개입이 축소될 경우 國內通貨의 가치는 빠른 속도로 상승할 것이다. 게다가 國內通貨의 價値上昇 추세가 상당기간 지속될 경우 가까운 미래에 國內通貨의 가치가 더욱 상승할 것이라는 期待가 형성될 수 있다. 이때 海外資本의 도입은 더욱 촉진되는 반면 外貨資產에 대한 需要는 더욱 위축되어 外換 超過供給 규모가 확대될 수 있다. 또한 海外로부터 換差益을 노린 핫머니가 유입되어 國內通貨의 가치상승 압력을 가중시킬 수도 있을 것이다.

參 考 文 獻

- 金宗萬, 『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, 1993.
- _____, 『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, 1991.
- _____, 『主要 換率變動의 特性과 政策示唆點』, 政策研究 91-02, 對外經濟政策研究院, 1991.
- _____, 『換率運用과 輸出競爭力』, 研究報告書 94-09, 韓國租稅研究院, 1994.
- _____, 『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.
- 植田和男, 『最近における爲替レート理論と 円・ドルレートの 動き』, 日本銀行 研究報告書, 1983, pp. 8~26.
- 深尾京可, 『爲替レートの 決定要因と 爲替投機需要』, 日本銀行 研究報告書, 1983, pp. 27~66.
- Bordo, M. D. and A. J. Schwartz, "What Has Foreign Exchange Market Intervention since the Plaza Agreement Accomplished?," *Open Economic Review*, Vol. 2, 1991, pp. 39~64.
- Branson, W. H., "Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk," in Herring edited, *Managing International Risk*, Cambridge University Press, pp. 33~74.
- Dornbusch, R., "Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976, pp. 1161~76.
- _____, "Exchange Rate Economics : Where Do We Stand?," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1980, pp. 142~85.
- Mussa, M., "A Model of Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, 1982, pp. 74~103.

附 錄

本文의 式 (6)을 이용하여 式 (4)를 다음과 같이 변형시킬 수 있다.

$$E_t s_{t+k} - \lambda E_t s_{t+k-1} = \lambda (E_t s_{t+k+1} - \lambda E_t s_{t+k}) - \lambda E_t X_{t+k} \dots\dots\dots (13)$$

위에서 右邊의 첫번째 항을 연속적으로 置換하여 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$E_t s_{t+k} - E_t s_{t+k-1} = \lambda^T (E_t s_{t+k+T} - \lambda E_t s_{t+k+T-1}) - \lambda \sum_{j=0}^{T-1} \lambda^j E_t X_{t+k+j} \dots\dots\dots (14)$$

式 (6)에서 $0 < \lambda < 1$ 이므로 T 가 無限大로 커질 경우 위의 式 右邊에서 첫번째 項은 0 이 되고 두번째 項만 남게 된다. 따라서 $k=2$ 인 경우,

$$E_t s_{t+2} - E_t s_{t+1} = -\lambda \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j E_t X_{t+2+j} \dots\dots\dots (15)$$

의 관계가 성립한다. $k=1$ 인 경우와 $k=0$ 인 경우 각각 式 (16)과 (17)의 관계가 성립한다.

$$E_t s_{t+2} - \left(\frac{a}{b} + 2\right) E_t s_{t+1} + s_t = E_t (i_{t+1} - i_{t+1}^*) - (i_t - i_t^*) - \frac{a}{b} E_t \bar{s}_{t+1} + \frac{1}{b} E_t A_{t+1} \dots\dots\dots (16)$$

$$b(i_t^* - i_t + E_t s_{t+1} - s_t) = F_{t-1} + a(s_t - \bar{s}_t) + A_t \dots\dots\dots (17)$$

이 두 관계를 이용하여 式 (15)로부터 $E_t s_{t+2}$ 와 $E_t s_{t+1}$ 을 소거하면 현재의 均衡換率 s_t 는 本文의 式 (7)과 같이 표시할 수 있다.

證據金の 市場安定化 機能과 適正水準

崔 興 植*

요 약

본 논문에서는 價格安定化를 목표로 한 證據金 變更措置의 效果를 분석하고, 시장상황을 고려한 適正證據金 水準의 決定方法을 제시한다. 1980년부터 1994년까지 우리나라 주식시장의 자료를 이용하여 現物 株式市場에서 증거금의 변경을 통한 價格安定化 機能을 검토하여 본 결과, 證據金率의 變更이 株價變動性에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 증거금의 변경을 통하여 價格을 安定化시키려는 규제조치는 실효도 없고 바람직하지 못하다는 것을 시사한다. 先物去來證據金은 現물시장의 증거금과 달리 契約履行保證金에 불과하기 때문에 現물시장에서의 증거금보다는 價格 變動性과의 관계가 미미할 것이라 사료된다. 결국 先物去來證據金의 가장 기본적인 기능인 契約履行保證 機能을 충실히 수행할 수 있도록 先物去來證據金의 水準을 결정하여야 할 것이다. 본 연구에서는 첫 到達時間 模型(first passage time model)을 이용하여, 허용 가능한 信用 危險度, 價格의 豫想 平均 및 變動性을 기초로, 시장에서 流動性이 보장되면서 信用 危險을 最小化하는 적정증거금 수준을 제시하고 있다.

I. 序 論

증권시장에서 증권 가격은 변동하기 마련이다. 시장 참여자들은 증권의 미래 수익률에

* 本院 研究委員

本稿를 읽고 유익한 助言을 해주신 論評者께 깊은 감사를 드리며, 자료수집 및 실증분석을 도와준 金成龍 研究員, 원고정리에 수고해 준 尹惠順 研究助員께도 감사의 뜻을 전한다. 많은 분들의 도움에도 불구하고 미흡한 부분은 전적으로 著者의 책임이며, 本稿의 내용은 著者 個人的 意見으로서 韓國租稅研究院의 공식적인 見解와는 무관함을 밝혀둔다.

대하여 동일한 情報을 갖고 있지 못하고 동일한 정보를 갖고 있더라도 동일한 解釋을 하지 않을 수 있어서 증권에 대한 需要와 供給이 수시로 변하기 때문이다. 증권 가격이 변하는 것은 당연한 것이라 할지라도 가격이 지나치게 급등락하는 것은 시장 참여자들의 投資危險을 증대시키기 때문에 바람직하지 못한 것으로 이해되고 있다. 가격 변화는 일으키지 지나치지 않아 市場流動性이 결여되지 않고, 決濟不履行危險, 市場危險 등이 발생하지 않도록 시장이 건전하고 유동성 있게 운영되는 것이 바람직하며 이러한 조건들이 충족될 때 비로소 증권시장에서는 資源의 效率的 配分이 일어날 수 있다.

증권시장에서는 가격의 지나친 급등락을 막기 위하여 다양한 수단이 사용되고 있다. 특히 암흑의 월요일이라고 불리는 1987년 10월의 주가 대폭락 사태 이후에 주가 급등락을 방지하는 데 활용될 수 있는 제도적 방안의 강구에 관심이 높아지고 있다. 주가 대폭락 사태를 심층 분석한 美 대통령 특별 조사단의 연구 보고서, 일명 브래디 리포트 (Brady report, 1988)에는 이를 방지하기 위하여 크게 두 가지 방안이 제시되고 있다. 우선 구조적 개선 방안으로 다양한 금융시장들의 규제 및 감독 활동을 조화시키기 위해서 통합된 하나의 金融監督機關 設立, 시장간 통합된 決濟體制 및 情報시스템의 構築 등이 제시되고 있다. 또다른 방안은 미시구조적 개선방안으로서 價格變動幅 制限, 一時去來停止 등 市場機能 中止裝置(circuit breakers)의 設定, 證據金 調節, 證券去來稅의 導入 및 擴大 등이 제시되고 있다.

첫번째 방안들은 구조적인 해결 방안으로서 利害 當事者間의 協議와 折衷이 필요하기 때문에 실행되기가 쉽지 않고 실행되더라도 상당한 기간이 걸리는 방안이다. 한편 두번째 방안들은 시장의 미시구조를 건드려서 주가 변동성을 조절하는 방안으로서 그 도입이 상대적으로 쉽게 이루어질 수 있다. 그러면 證據金, 市場機能 中止裝置, 去來稅 등은 과연 가격 변동성을 조절하는 데 유효한 수단인가?

1996년 株價指數先物市場의 國內導入에 즈음하여 본 논문에서는 위의 개선 방안 중 證據金規制에 대하여 심층 분석하고자 한다. 우리나라 증권시장에는 現物 普通去來時 委託證據金制度가 있고, 信用去來時 信用去來保證金制度가 있으며 委託證據金率과 信用去來保證金率의 變更을 현물시장의 가격 안정화를 위한 間接的 政策手段으로 빈번히 사용하여 왔다. 우리나라에 주가지수 선물시장이 도입되면 현물 증권시장과 선물시장의 조화로운 관리와 가격 안정화를 위하여 선물시장의 증거금과 현물시장의 위탁 증거금 및 신

용 거래보증금의 조정을 주요 정책수단으로 사용할 가능성이 있다.

미국에서는 주식시장에서의 신용 거래를 통한 지나친 투기를 억제하기 위하여 1934년 證券去來法(Securities and Exchange Act)을 제정하면서 信用去來時 信用去來保證金을 납부하도록 하였다. 그 이후 신용거래보증금을 이용한 株價安定化의 可能性 與否에 대해 논의가 진전되었다. Moore(1966), Officer(1973) 등은 신용거래보증금의 변경에 따른 株價 變動性의 조절 가능성에 대하여, 그리고 Largay와 West(1973)는 株價 水準의 조절 가능성에 대하여 실증 분석하여 본 결과, 보증금을 변경 조치가 株價 水準이나 變動性에 영향을 미치지 못한다는 결론을 내리고 있다. 이러한 실증 분석 결과와 美 聯準理事會의 연구 조사 결과(1984)에 따라 보증금률이 주가 안정성에 미치는 영향은 신뢰할 만한 것이 되지 못하며 경제적으로도 유용한 영향을 미치지 못한다는 결론에 대해 공감대가 형성되어 있다. 그 결과, 美 聯準理事會는 1974년에 신용거래보증금률을 50%로 조정한 이래 이를 변경하지 않고 있다.

그러나 1987년 주가 대폭락 사태 이후 주가의 급등락을 방지하기 위한 수단으로 證據金 水準의 變更이 중요한 대안으로 제시되었다. 특히 Hardouvelis(1988, 1990)는 기존의 연구 결과와는 전혀 상반되게 증거금 조절을 통하여 주가 변동성을 안정화시킬 수 있다는 실증 분석 결과를 발표하였다. 이러한 발표 이후에 Hsieh와 Miller(1990)는 Hardouvelis의 실증 연구 방법론에 강한 의문을 제기하였다. 즉 증거금 수준의 변경은 자주 일어나지 않았기 때문에 증거금 시계열 자료는 상당한 自己相關을 갖게 된다. 또한 Hardouvelis가 사용한 주가 변동성 자료도 상당히 높은 자기상관 관계를 갖는 자료였다. 이렇게 自己相關 關係가 높은 수준 변수들에 대하여 회귀분석을 하게 되면 관계가 없으면서도 높은 관계를 갖는 것과 같다는 분석 결과를 얻을 수 있다(spurious regression). 따라서 이들은 自己相關 關係를 수정하여 다시 증거금과 변동성의 관계를 분석하였으며 양 변수가 서로 관련이 있다는 실증 결과를 도출할 수는 없었다. 또한 Schwert(1989), Salinger(1989), Kupiec(1989) 등은 株價 變動性 測定方法을 수정하여 증거금 변경과의 관계를 살펴본 결과 어떠한 관계도 발견하지 못하였다.

한편 France, Kodres 및 Moser(1994)가 제기한 바와 같이 Hsieh와 Miller(1990)의 연구에도 문제가 없는 것은 아니다. 우선, 신용거래보증금이 주가 변동성에 영향을 미치는 기에는 전체 주식 거래에서 신용거래가 차지하는 비중이 극히 낮다는 것이다. 실제로 뉴

육 증권거래소에서 信用去來 比重은 1~2%에 지나지 않는다. 또한 미국에서 증거금 납부가 규정된 1934년 이후 최근까지 모두 22번밖에 증거금을 변경하지 않았고, 특히 1974년 이후 증거금 수준이 바뀌지 않았기 때문에 증거금과 주가 변동성 사이에 통계적으로 유의적인 관계를 얻어내기 힘들다는 것이다.

선물시장에서는 이러한 비판에서 벗어나서 증거금과 가격 변동성과의 관계를 살펴볼 수 있다. 왜냐하면 선물거래를 하기 위해서는 누구나 선물거래증거금을 납부하여야 하고, 일반적으로 선물시장에서는 현물시장에서보다 장세 변화에 따라 증거금을 빈번히 변경하기 때문이다. 따라서 증거금 수준 변경과 가격 변동성 사이에 특정한 관계가 존재한다면 선물시장에서 이들 관계에 대하여 설득력 있는 결과를 얻을 수 있을 것이다.

한편 Figlewski(1984), Tomek(1985) 등이 제기한 바와 같이 주식시장에서의 신용거래보증금은 선물시장에서의 증거금과는 經濟的 機能에서 차이가 있다. 주식시장의 신용거래보증금은 去來代金の 일부분으로 매매 당사자가 지불한 금액이다. 한편 선물시장에서의 증거금은 선물 계약의 성실한 이행을 보증하기 위하여 납부하는 금액이며 거래 대금의 일부분이 아니다. 따라서 선물시장에서의 증거금의 변경이 가격 변동성에 미치는 영향은 주식시장에서의 증거금이 가격에 미치는 영향과 다를 수 있다. 그러나 증거금과 가격 변동성 사이에 특정한 관계가 존재한다면 주식시장보다는 선물시장에서 더 확실하게 관계를 확인할 수 있을 것이다. 또한 선물거래증거금의 근본적 기능이 契約履行保證이지만 부수적으로 先物去來證據金の 조절로 先物價格을 조절하고 變動性을 관리할 수 있는지 살펴보는 것은 증거금의 경제적 기능을 이해하는 데 도움을 줄 것이다.

증거금이 가격 변동성에 미치는 영향에 대하여는 두 가지의 서로 상반된 가설이 있다. 하나는 증거금 인상은 投機者들의 市場參與를 축소시켜 市場 變動性을 줄일 수 있다는 것이고, 또 다른 하나는 증거금 인상은 市場의 流動性을 감소시켜 市場 變動性을 증대시킬 수 있다는 것이다.

첫번째 가설은 증거금 변경을 정책 수단으로 활용할 수 있다는 논리의 근거가 되는 것이다. 증거금 인상은 先物去來 費用을 증가시키고, 이것은 선물시장의 헤저보다는 투기자들에게 영향을 미쳐 일부 投機者들이 선물시장을 떠나게 한다는 것이다. 이러한 거래자가 시장을 떠나게 되면 市場의 變動性이 낮아질 수 있는데 그 이유는 이들은 전체 시장 참여자들보다 평균적으로 危險選好 性向이 더 크거나, 혹은 올바른 市場情報가 부족

하여 시장 가격을 불안정하게 만들었던 거래자들이기 때문이다¹⁾. 결국 선물거래증거금 수준과 가격 변동성 사이에는 逆의 관계를 갖고 있다는 설명이다. Hartzmark(1986)는 증거금 수준이 변하면 市場 參與者들의 構成이 어떻게 변하는지를 분석하였는데 어떤 거래자들이 시장을 떠나는가를 명확하게 파악할 수 없었다. 따라서 증거금이 인상되어도 가격 변동성이 낮아진다는 결론을 내릴 수 없었다.

두번째 가설도 증거금 인상은 去來費用을 증가시키고 시장 참여자들을 시장에서 떠나게 만든다는 첫번째 설명과 논리 전개의 출발점은 동일하다. 그런데 이 경우에는 證據金 引上은 去來量을 줄어든게 하고 市場의 流動性을 떨어뜨린다는 것이다. 가격이 크게 오르거나 떨어지지 않으면 대량 매입 주문이나 매도 주문을 소화할 수 없게 된다. 주어진 규모하에서 가격이 더 크게 변하기 때문에 증거금을 인상하면 변동성이 더 커지게 될 수 있다. 즉, 증거금 인상은 시장 유동성을 감소시켜 시장의 깊이가 얕어져 주가 변동성을 증가시킬 수 있다는 것이다. 결국 증거금 변경은 거래 유동성에 영향을 미쳐 증거금 변경과 가격 변동성은 같은 방향으로 움직인다는 것이다.

이러한 설명은 증거금 인상시 去來規模나 未決濟契約(open interest) 規模가 감소하는 것을 검증하여 봄으로써 간접적으로 확인할 수 있다. Fische와 Goldberg(1986) 그리고 Fische, Goldberg, Gosnell 및 Sinha(1990)는 증거금 의무 수준이 인상될 경우 短期契約의 未決濟 契約數는 소폭 감소하지만 變動性에는 뚜렷한 효과를 미치지 못한다는 실증 분석 결과를 얻고 있다.

Kupiec(1993)은 Standard and Poor's 500 주가지수 선물 계약의 증거금 변화에 따른 변동성 변화를 분석한 결과 증거금 의무 비율이 인상되더라도 변동성이 하락하지 않는다는 실증 분석 결과를 얻고 있다. 또한 만약 변동성에 어떠한 영향을 미친다면 그것은 변동성이 하락하는 방향이 아니라 상승하는 방향으로 단기적인 효과만이 있을 뿐이라

1) 이것은 投機者들에 의해 유발될 수 있는 피라미드 과정(pyramiding process)과 역피라미드 과정(depyramiding process)으로 설명된다. 투기자들은 가격 상승이 예상될 때 거래를 차입하여 주식을 매입함으로써 통상적으로 경제변수들에 의해 정당화될 수 없는 가격 상승을 유발할 수 있다. 이 과정에서 이득을 보게 되면 이것으로 더 많은 주식을 매입하는 것을 반복하여 가격 상승이 지속되는 피라미드 과정을 거치게 된다. 이러한 과정은 끝없이 지속될 수 없고 가격이 본질적인 균형 가격에서 지나치게 벗어나게 되면 가격 하락이 불가피하게 된다. 주가가 하락으로 반전되어 주가 하락이 계속되면 株價 下落을 補填하기 위하여 추가적 매도, 강제 매도 처분 등으로 주가는 더욱 하락하게 되는 역피라미드 과정이 일어날 수 있다. 이와 같이 증거금 수준이 낮을 경우에 투기행위 때문에 시장의 변동성이 증가할 수 있다는 것이다.

는 것이다.

지금까지 연구된 실증 결과들에서는 證據金 變更과 市場 變動性과의 관계에 대하여 명확한 결론을 도출하기가 힘들다. 증거금 변경이 과연 주가 변동성에 영향을 미치는지, 만약 영향을 미친다면 이들이 서로 움직이는 방향은 같은 방향인지 또는 반대 방향인지 등에 대하여 아직까지 확실한 대답을 주는 실증 분석 결과가 없다.

우리나라에서도 선물시장의 증거금과 성격이 비슷한 株式去來 委託證據金の 變更이 株價 變動性에 미치는 영향에 대한 실증 분석이 있었으나 그 실증 분석 결과들은 서로 상반된다. 黃善雄(1992)은 Hardouvelis(1988, 1990)의 실증 분석 방법을 이용하여 위탁 증거금이 주가 변동성에 미치는 영향을 분석한 결과, 委託證據金の 變更이 株價 安定化에 유효한 정책 수단임을 밝히고 있다. 한편 Hsieh와 Miller(1990)의 실증 분석 방법을 우리나라 주식시장에서 적용한 安恭赫(1990)에 따르면 위탁 증거금의 변경은 주가 변동성에 유의적인 영향을 미치지 못한다는 결론을 얻고 있다. 또한 라성재(1995)도 證據金 水準 變更과 株價 變動性間에 일정한 관계를 발견하지 못하였다.

그런데 선물시장에서 증거금이 결정되는 과정을 살펴보면 先物去來證據金과 市場의 變動性 사이에는 상호 밀접한 관계가 존재하지만 그 관계는 證據金이 變動性에 영향을 미치는 관계가 아니라 變動性이 證據金에 영향을 미치는 방향으로 인과관계가 존재할 것이라는 예상을 할 수 있다.

선물시장에서 증거금 수준을 결정하는 데는 價格 變動性, 去來量, 未清算 許容期間, 市場 管理者의 危險受容能力 등 다양한 요소가 고려되나 미래 예상되는 市場 變動性이 무엇보다 가장 중요하게 고려된다. 선물시장 관리자, 즉 증거금 수준 결정자들은 만약 가격이 일정한 범위 안에서 변동한다고 할 때 그 범위 안에서 가장 큰 손실이 나더라도 이를 보전할 수 있는 수준, 즉 契約不履行이 일어나지 않을 수준으로 증거금을 설정한다. 그리고 變動性이 증가하거나 증가가 예상되는 경우 價格變動範圍를 증대시키고, 시장이 안정될 것이 예상될 경우 시장에 流動性을 제공하고 機會費用을 축소시키기 위하여 價格變動範圍를 축소시킨다. 이와 같이 證據金 水準은 市場의 安全性 維持政策(prudential margin policy)에 따라 價格變動性과 직접적으로 연계된다.

Moser(1992)는 유의적 수준은 아니지만 S&P 500 株價指數 先物市場에서 시장 변동성이 증대하면 증거금 수준이 올라가는 현상을 발견하였다. 또한 Schwert(1988)는

現物 株式市場에서도 신용거래보증금의 움직임은 주가 변동성에 후행함을 발견하였고, Hsieh와 Miller(1990)는 그런저 因果關係를 분석하여 주가 변동성이 신용거래보증금을 결정한다는 결론을 도출할 수 있었다.

이러한 실증분석의 결과에서 유추할 수 있는 것은 契約不履行을 방지할 수 있는 適正 證據金 水準을 결정하는 일이 시장에서 실무적으로 중요한 일이라는 것이다. 사실 증거금의 가장 중요한 역할은 去來履行을 보증하는 것이다. 株價指數 先物市場의 국내 도입에 즈음하여 決濟不履行 危險이 최소화될 수 있는 證據金 水準을 결정하는 것은 향후 市場의 安全性(integrity)을 유지하는 데 중요한 과제라 할 수 있다. 계약 불이행 사태가 일어나 결제 시스템이 붕괴되지 않도록 증거금을 충분히 높은 수준으로 설정하는 것이 중요하다. 그러나 계약 이행 보증을 위하여 필요없이 지나치게 높은 수준으로 증거금을 설정하는 것도 바람직하지 않다. 왜냐하면 市場의 流動性を 쓸모없이 떨어뜨릴 가능성이 있기 때문이다.

株價指數의 變動性は 일반적으로 個別株價의 變動性보다 낮기 때문에 다른 상황이 동일하다면 株價指數 先物價格의 變動性도 個別株價의 變動性보다 낮다. 그리고 先物市場에서는 日日決濟를 하는 반면 株式市場에서는 賣買締結 後 支拂猶豫 期間이 훨씬 길기(미국은 결제시한이 매매체결일(T)의 T+5일이고, 일본은 T+3일이며, 우리나라는 T+2일임) 때문에 先物去來證據金이 株式 現物市場의 證據金보다 훨씬 낮은 수준이더라도 市場의 安全性이 유지될 수 있다. 이러한 지불유예 기간, 일일 가격 변동의 크기 등에 따라 증거금 수준이 결정되며 Figlewski(1984), Estrella(1988) 등은 契約不履行 危險이 나타날 確率과 이러한 위험을 市場管理者가 수용할 수 있는 정도에 따라 適正證據金 水準을 제시하였다.

본 논문에서는 證據金이 價格 變動性を 조절하는 데 유효한 수단인가를 살펴보고, 市場의 安全性을 도모하기 위한 證據金의 適正 水準을 결정하는 방법들을 제시하고자 한다. 주식시장에서 증거금과 주가 변동성 사이의 관계에 대하여 실증적으로 분석하여 봄으로써 향후 株價指數 先物市場에서 株價 또는 先物價格의 變動性を 조절하기 위한 수단으로서 證據金의 役割에 대하여 示唆點을 도출하고 兩 市場의 安全性을 도모할 수 있는 證據金 水準들을 제시해 보고자 한다.

증거금과 시장 변동성 사이의 관계에 대한 기존의 연구와 다른 점은 市場 變動性이 시간 경과에 따라 끊임없이 변동하는 현상을 고려하고, 또한 資本資產價格決定模型

(CAPM)이라는 구체적인 주가 결정 모형 속에서 실증 분석을 한다는 것이다. 이러한 실증방법은 株價에 영향을 미칠 수 있는 여러 요인 중에 證據金水準 變更措置에 초점을 맞출 수 있다는 장점을 갖고 있다. 한편 이러한 실증분석은 證據金과 市場 變動性的의 關係뿐 아니라 株價決定模型을 동시에 검증하는 것이기 때문에 실증분석 결과에 대한 해석에 신중하여야 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 章에서는 우리나라 株式市場에서의 委託證據金 및 信用去來保證金の 調節과 株價 變動性과의 關係를 실증적으로 분석한다. 우선 증거금 수준 변경 이전과 이후 사이에 株價 變動性이 단기적으로 변경되었는지를 검증하여 본다. 또한 본 논문에서는 주가가 資本資產價格決定模型(CAPM)에 의거 형성된다는 가정하에서 株價收益率의 條件附 異分散性을 고려한 GARCH-M(Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity in Mean)모형을 이용하여 株價 變動性을 측정하고 證據金 變更措置가 株價 變動性的의 調節에 효과적인가를 검증하여 본다. 그리고 증거금 조절과 주가 변동성 사이에 因果關係가 존재한다면 그 방향에 대하여도 검토하여 본다. 제 III장에서는 安全性을 보장하는 최소한도의 證據金水準 決定問題를 價格 確率過程의 첫 도달 시간(first passage time) 문제로 인식하여 適正證據金水準을 결정하는 방법을 제시한다. 제 IV장은 結論이다.

II. 證據金の 價格安定化 機能에 대한 分析

우리나라 주식시장에서는 증권 정책 당국이 價格 安定化를 위한 間接的 規制手段으로 委託證據金率 및 信用去來保證金率의 조정을 번번히 사용하여 왔다. 委託證據金은 증권 회사가 고객으로부터 주식의 매매거래에 대하여 위탁을 받았을 때 委託事項에 대한 證據金으로 받는 금액을 말한다. 普通去來에 있어서 買受의 경우에는 現金, 賣渡의 경우에는 當該 賣渡 證券 또는 現金을 위탁증거금으로 징수한다. 따라서 委託證據金率은 買入 또는 決濟 金額에 대한 委託證據金の 크기를 의미하며, 委託證據金率을 인상 또는 인하시킴으로써 證據金を 조절하고 이로써 證券市場에서 需要와 供給을 간접적으로 조절하고자 하는 것이다.

〈表 1〉 信用去來制度的 各國 比較

項 目 \ 國 家	韓 國	日 本	美 國
融資(貸株)制度的形態	신용거래용자	신용거래용자	신용거래용자
保證金 및 代用證券價格의 變更權者	증권관리위원회	대장대신(증권거래소 위임)	FRB
對 象 證 券	시장 1부 종목	대차종목	등록주식, 점두마진주식, 공사채 전환주식
信用去來保證金	약정대금의 40% 이상	약정대금의 일정액이상(최저 30만엔)	매매총비용 또는 매도 순수령액의 50% 상당액 이상
貸 出 期 間	150일	6개월	기간제한 없음
擔保 維持 比率	130% 이상(융자금액에 대한 전체 담보증권의 비율)	20% 이상(위탁 보증금에 대한 매수증권 시가 비율)	25% 이상(당초 증거금에 대한 매수증권 시가의 비율)
貸 出 限 度	종목별, 증권사별, 동일종목별, 동일인별 한도 있음	제한 없음	제한 없음

委託證據金率은 韓國證券去來所가 거래 상황에 따라 변경할 수 있으며, 우리나라 증권 시장에서 信用去來保證金率 변경조치와 함께 중요한 證市 規制手段으로 이용되어 왔다. 日本의 경우에도 委託證據金率 變更措置가 증권시장의 규제수단으로 쓰이고 있으나, 그 사용 빈도가 극히 낮고, 美國의 경우에는 委託證據金 자체가 존재하지 않는다.

信用去來란 주식을 매매하고자 하는 고객이 자금이나 주식을 보유하고 있지 않을 경우, 證券會社에서 자금을 차입하여 주식을 매입하거나, 주식을 차입하여 매각하는 것으로

로서 증권의 유통을 원활하게 하는 역할을 한다. 이러한 信用去來의 限度 및 保證金率을 조절함으로써 現物去來에서 需給不均衡으로 야기되는 有價證券의 價格騰落을 방지하는 한편 證市를 부양하거나 진정시키는 政策手段으로 사용할 수 있다.

〈表 1〉은 各國의 信用去來制度를 비교한 것이며, 〈表 2〉는 1980년 1월부터 1994년 12월까지 우리나라 證券市場에서의 信用去來保證金率과 委託證據金率의 變更措置를 정리한 것이다. 15년 동안 총 23번의 委託證據金率 또는 信用去來保證金率의 變更措置가 취하여졌다. 이러한 변경조치들을 관찰하여 보면 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다. 즉, 한 번의 變更措置가 그 목적하는 바를 달성하지 못했다고 판단되는 경우 짧은 시간 내에 再次 또는 三次에 걸쳐 동일한 性格을 갖는 規制措置를 실행했다는 것이다. 이러한 變更措置의 代表的인 例가 증시 억제 목적으로 1988년 2월 1일부터 2월 9일까지 9일이라는 짧은 기간에 행해졌던 3차례의 연속적인 변경 조치이다. 이러한 조치들을 독립된 조치들이라 인정하기 어렵고 실증 분석에서도 이들을 각기 구분하기 쉽지 않다. 따라서 동일한 目的으로 그리고 짧은 期間 동안 연속적으로 취하여진 變更措置들은 통합하여 한번의 조치로 간주하는 것이 합리적이라 판단된다. 이러한 점을 고려하여 우선 各 證據金 變更措置 時點을 前後하여 市場 變動性에 변화가 일어났는지를 검토하여 본다.

1. 證據金과 變動性의 短期 關係

증거금과 변동성의 관계를 살펴보기 위해서 委託證據金率 또는 信用去來保證金率을 변경하였을 때 日別 株價收益率의 標準偏差가 변화하였는지를 검토하였다. 日別 株價收益率의 계산은 한국종합주가지수(KOSPI)에 대하여 자연대수를 취한 후 금일 자연대수값에서 전일의 자연대수값을 뺀 값을 금일의 주식 수익률로 간주하였다.

1980년부터 1994년까지 15년 동안 총 23번의 委託證據金率 또는 信用去來保證金率의 變更措置가 취하여졌다. 앞서서도 지적한 바와 같이 실증 분석에서는 동일한 목적으로 그리고 짧은 기간 동안(1개월 내) 연속적으로 취하여진 변경조치들은 통합하여 한번의 조치로 간주하였다. 그 결과 17번의 증거금을 또는 보증금률의 변경 조치를 확인할 수 있었으며 이들 각 조치에 대하여 措置前 25일간의 日別 收益率의 標準偏差와 措置後 25일간의 日別 收益率의 標準偏差를 비교하였다. 조치 전후 각각 25일간을 설정한

〈表 2〉 委託證據金率과 信用去來保證金率의 變更

구간	일 자	목 적	위탁증거금률	신용거래보증금률(융자/대주)
	80. 1. 현재		대용 40%	대용 40%/대용 40%
1	81. 6. 17	억제	현금 40%	현금 40%/—
2	81. 9. 29	부양	현금 20%, 대용 20%	—/—
3	83. 1. 17	부양	대용 40%	—/—
4	85. 6. 13	부양	—	현금 20%, 대용 20%/—
5	86. 4. 14	억제	—	현금 40%, 대용 20%/—
6	86. 6. 27	억제	현금 40%	—/—
	86. 7. 5	억제	현금 60%	현금 60%/—
	86. 7. 25	억제	현금 80%	현금 80%/대용 50%
7	87. 11. 10	부양	현금 60%	—/—
	87. 11. 19	부양	현금 20%, 대용 20%	현금 30%, 대용 30%/대용 60%
8	88. 2. 1	억제	현금 40%	현금 60%/—
	88. 2. 5	억제	현금 80%	현금 80%/대용 80%
	88. 2. 9	억제	현금 100%	현금 100%/대용 100%
9	88. 4. 29	부양	현금 40%	현금 40%/대용 40%
10	88. 12. 14	억제	현금 60%	현금 60%/대용 60%
11	89. 6. 3	부양	현금 40%	현금 40%/대용 40%
12	89. 12. 13	부양	대용 40%	대용 40%/—
13	90. 4. 26	억제	현금 20%, 대용 20%	현금 20%, 대용 20% /신규대주 지원중단
14	90. 9. 20	억제	—	현금 40%/—
15	90. 10. 23	억제	현금 40%	—/—
16	94. 1. 14	부양	기관 20%	—/대주 부활
	94. 2. 2	억제	개인 80%, 기관 40%	—/—
17	94. 3. 14	부양	개인 40%, 기관 20%	—/—

註 : 위탁증거금률은 한국증권거래소가 변경조치를 취하며, 신용거래보증금률은 증권관리위원회
회의 결정 사항이다.

이유는 25일 거래일은 날짜로도 한달 정도가 되기 때문이다.

증거금 또는 보증금을 변경조치 전후의 표준편차를 비교하기 위해서는 자료가 正規分佈를 따른다는 가정이 필요치 않는 수정 Levene 統計量을 사용하였다. 수정 Levene 統計量은 Brown과 Forsythe(1974)가 권고한 바와 같이 총 관찰치 중 上位 10%와 下位 10%를 갖는 표본들을 제외한 후 나머지의 평균값을 이용하여 계산한 Levene 統計量이다. 그리고 限界 有意水準은 Bootstrap 방법을 이용하여 구하였으며 구체적으로는 總日別 收益率 중 1,000개를 무작위로 선정하고, 證據金 變更措置 前과 後 각 25일에 대하여 상용하는 1,000개의 Levene 統計量을 계산하여 구하였다.

各 變更措置 前後의 標準偏差와 Levene 統計量이 <表 3>에 정리되어 있으며, 어느 경우에도 措置 前과 後의 標準偏差들이 유의적으로 다름을 발견할 수 없었다. 證據金率 또는 保證金率의 변경은 株價 變動性에 영향을 주지도 못하며 그 影響의 方向도 일관적이지 못하다는 결론을 내릴 수 있다. 한편 실증분석에서 委託證據金率과 信用去來保證金率의 變更이 혼재되어 變動性에의 영향 여부를 조사하였기 때문에 그 결과의 信賴性이 떨어진다고 비판할 수 있다. 그러나 증거금률과 보증금률의 변경이 각각 또는 동시에 실행되었던 어느 경우에도 시장 변동성에 유의적인 영향을 미치지 못하였기 때문에 이들 변경조치는 證市 安定化에 유효한 間接的 證市管理 政策手段이지 못하다고 판단된다.

2. 證據金과 變動性的의 關聯性

25일은 증거금의 변경에 대하여 市場 變動性이 변하기에는 너무 짧은 기간이라 할 수 있다. 따라서 여기서는 조사대상 전체 기간중 證據金과 變動性的의 關聯性을 살펴보기로 한다. 調査期間은 1980년 1월부터 1994년 12월까지 15년간으로 하였다.

증거금과 변동성의 관계를 검증하기 위해서는 일반적으로 Hardouvelis(1988, 1990)가 제시한 變動性 測定值가 자주 사용된다. 이것은 各 月の 과거 12개월 동안 月別 株價 收益率의 標準偏差를 해당 月の 株價 變動性 測定值로 간주하는 방법이다. 이러한 12個月 移動平均 變動性 測定值는 계산이 간편하다는 장점이 있지만 이동평균 형태로 측정된 변수 사이에는 거짓된 回歸分析(spurious regression) 結果를 얻을 가능성이 높다는 결

〈表 3〉 委託證據金率 및 信用去來保證金率의 變更과 日日 株價收益率 變動性的 關係

증거금률 변화기간	일 일 변 동 성		수 정 Levene 통 계 량	한 계 의 유 수 준
	변화 전	변화 후		
1	0.008333	0.017419	7.619198	0.107
2	0.009302	0.015542	4.931607	0.202
3	0.006534	0.005540	0.050263	0.921
4	0.004729	0.005161	0.252586	0.788
5	0.008200	0.016399	4.435266	0.225
6	0.009193	0.010698	1.122251	0.573
7	0.012826	0.016972	2.392516	0.359
8	0.013044	0.012872	0.000012	0.996
9	0.013234	0.008709	1.359196	0.524
10	0.008864	0.012189	2.355080	0.365
11	0.006229	0.012893	8.036355	0.088
12	0.011985	0.010315	0.005767	0.975
13	0.012180	0.024803	10.241795	0.053
14	0.023079	0.020094	0.001730	0.985
15	0.016913	0.019463	0.086654	0.886
16	0.015022	0.012728	0.009709	0.967
17	0.011356	0.008043	2.360656	0.362

- 註 : 1. 증거금률 변화기간의 구분은 〈表 2〉에 명시되어 있다.
 2. 10% trimmed mean을 이용하여 Levene 통계량을 구하였다.
 3. 한계 유의수준은 Bootstrap method를 이용하여 구하였다.

정적인 문제점을 내포하고 있다²⁾.

본 논문에서는 Bollerslev, Engle과 Wooldridge(1988)가 제시한 GARCH-M 模型을 이용하여 證據金과 變動性과의 關係를 검증하여 棼으로써 統計的 方法論에서 棼 아니라 理論的인 側面에서도 타당성이 棼받침되는 실증 분석을 하고자 한다. 株價收益率의 變動性을 棼정하기 위해서는 우선 株價收益率이 市場均衡狀態에서 棼정되는 메커니즘에 대한 모형과 함께 실증적 분석에 적합한 變動性 棼定值를 구할 수 있어야 한다. GARCH-M 模型은 실제 주가 자료들에서 발견되는 통계적 특성을 수용한다. 즉, 주가 수익률은 시간에 따라 棼화하는 분산을 갖고 과거의 분산에 의존한다는 株價의 條件附 異分散性(conditional heteroskedasticity) 수용한다³⁾. 또한 GARCH-M 모형은 주가가 Merton(1973, 1980)의 多期間 資本資產價格棼定模型(Intertemporal CAPM)에 의해 棼정된다는 가정을 모형 내에 내포시킬 수 있다. 즉 條件附 期待收益率은 條件附 市場危險과 線形關係를 갖는다는 것을 모형 안에서 허용할 수 있다.

본 논문에서 사용한 GARCH-M 모형은 다음과 같이 棼현될 수 있다.

$$(R_{mt} - R_{ft}) = \alpha + \beta h_t^2 + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \dots\dots\dots (1)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = a + \sum_{i=1}^p b_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q c_j h_{t-j}^2 + d m_t \dots\dots\dots (2)$$

여기서 R_{mt} 는 月末 韓國綜合株價指數를 이용하여 棼산된 月棼化率로서 棼말 지수들에 대하여 자연대수값을 취하고 t월 값에서 (t-1)월 값을 棼 값이다. R_{ft} 는 國公債와 通貨安定證券을 無危險證券으로 간주하여 棼산한 月收益率로서 1980~1986년에는 公債收益

2) Hardouvelis의 12개월 이동 평균 변동성 棼정치를 이용하여 증거금률 또는 보증금률 수준과 回歸分析하여 본 결과, 이들 사이가 유의적인 棼(+)의 棼계를 나타낸다는 결과를 얻었다. 그러나 棼수들의 自己相關係數가 높아 거뺀된 棼귀분석 결과라 棼단되어 이들 棼수들의 일차 차분값들에 대하여 棼귀분석을 하였다. 그 결과 양 棼수간에 유의적인 棼계를 발견할 수 없었다. 이와 같은 결과는 안공혁(1990), 라승채(1995) 등에서 이미 棼표된바 있어서 여기서는 구체적인 실증분석 결과를 棼述하지 않았다.

3) 주식수익률의 條件附 異分散性에 관한 대표적인 실증연구로는 French, Schwert와 Stambaugh (1987)의 연구가 있으며, 우리나라 주식시장에서 株價의 條件附 異分散性을 棼인한 연구로는 棼종락과 김형찬(1995)의 연구가 있다.

率, 그리고 1987~1994년에는 通貨安定證券 364日物の 收益率을 사용하였다. 따라서 $(R_{mt} - R_{ft})$ 는 韓國綜合株價指數와 똑같이 움직이는 株式포트폴리오를 t월에 보유할 때 無危險 利子率을 초과하여 얻게 되는 月收益率을 나타낸다. h_t^2 는 기대하지 못했던 超過 保有收益率, 즉 誤差項(ε_t)의 分散으로서 式(2)로 표현되는 條件附 分散이다. 그리고 移動平均項 $\theta\varepsilon_t$ 는 株式들의 非同時的 去來(nonsynchronous trading)에 따른 영향을 조정하기 위하여 포함시켰다. 우리나라 證券市場에서의 같이 모든 株式들이 동시에 거래가 일어나지 못하고 無作爲의이고 不連續的으로 일어날 경우에 株價收益率이 順次的 相關關係를 나타낼 수 있다. 이러한 順次的 相關關係(serial correlation)는 Scholes와 Williams(1977)가 제안한 바와 같이 一次 移動平均模型(MA(1))을 사용함으로써 해결될 수 있다. 그리고 (t-1)시점의 모든 情報(Ω_t)가 주어졌을 때 t시점에서 오차항 ε_t 는 條件附 正規分布(conditional normal distribution)를 따른다고 가정한다. 그렇지만 이 誤差의 無條件附 分布가 꼭 正規分布를 따를 필요는 없다.

式 (1)은 株式의 期待收益率이 多期間 條件附 CAPM을 따른다는 의미를 내포하고 있다. 式 (1)에서 常數項 α 와 誤差項들을 빼면 式 (1)은 Merton(1973, 1980)이 제시한 條件附 多期間 CAPM을 나타낸다. 期待超過收益率, 즉 市場危險 프리미엄은 市場收益率의 條件附 分散에 비례한다는 것이다. 계수 β 는 市場 全體의 相對的 危險回避度(relative risk aversion)라 해석될 수 있다.

式 (2)는 條件附 分散이 GARCH(P, Q) 模型에 의해 결정됨을 나타낸다. 條件附 分散 h_t^2 가 過去 誤差項들의 제곱(ε_{t-j}^2)과 過去 條件附 分散(h_{t-j}^2)의 線形結合으로 표현된다. 결국 GARCH 模型에서는 과거 오차항뿐만 아니라 과거의 조건부 분산도 포함시키기 때문에 適應的 메커니즘이 반영되고 있다. 式 (1)은 만약 $Q = 0$ 이면 ARCH(P) 모형이 되고, $P = Q = 0$ 이면 白色雜音(white noise)이 된다. 만약 $P = 12$ 이고 $Q = 0$ 이면 Hardouvelis(1988, 1990)가 사용한 12個月 移動平均 變動性 測定値가 된다.

式 (2)에서 m_t 는 委託證據金率 또는 信用去來保證金率을 나타내며 이들의 變경이 條件附 分散(h_t^2)에 有意的 影響을 미치는가를 살펴보는 것이 본 연구의 주요 초점이 된다.

본 연구에서는 期待株價收益率이 시장 균형 모형중의 하나인 條件附 CAPM에 의해 결정되고, 株價의 變動性이 GARCH 模型으로 표현된다는 가정 속에서 證據金率 또는 保證金率의 變更措置와 株價變動性의 關係를 살펴보는 것이다. 그리고 株式 거래가 동시

적으로 일어나지 못한다는 현실을 반영하여 誤差項의 確率過程을 一次移動平均으로 표현하였다. 결국 본 연구에서 사용한 모형은 오차항의 MA(1)을 포함한 GARCH(P,Q)-M 模型이라 할 수 있다. 이 모형의 계수들에 대한 추정은 Berndt, Hall, Hall과 Hausman(1974)의 계산 방법에 의거한 最尤推定法(maximum likelihood method)을 사용하였다.

株價收益率의 條件附 分散(h_t^2)을 가장 적절하게 설명하는 GARCH 構造를 결정하기 위하여 다양한 P와 Q값을 취할 수 있으나 시계열 통계에서 특히 강조되는 母數節約의 原則을 존중하여 결정하였다. P와 Q값들이 2를 넘지 않는 수준에서 그리고 다양한 초기

〈表 4〉 GARCH-M 模型에 의한 變動性和 委託證據金率 또는 信用去來保證金率과의 關係分析

계 수	위탁증거금률과 변동성의 관계 분석		신용거래보증금률과 변동성의 관계 분석	
	계 수 값	표준편차	계 수 값	표준편차
α	-0.0147***	0.0054	-0.0150***	0.0057
β	1.3343*	0.8333	1.3994*	0.8590
a	-0.0006	0.0008	-0.0006	0.0006
b_1	0.2908**	0.1442	0.2839**	0.1432
b_2	-0.2528*	0.1378	-0.2467*	0.1362
c	0.9405***	0.0290	0.9398***	0.0283
d	0.0017	0.0020	0.0017	0.0017
θ	0.7326***	0.1072	0.7310***	0.1099

註 : 1. 변동성과 위탁증거금률 또는 신용거래보증금률 사이의 관계를 분석하기 위하여 다음과 같은 GARCH(2, 1)-M과 MA(1)이 결합된 모형을 사용하였다.

$$(R_{mt} - R_{ft}) = \alpha + \beta h_t^2 + \epsilon_t - \theta \epsilon_{t-1}$$

$$h_t^2 = a + b_1 \epsilon_{t-1}^2 + b_2 \epsilon_{t-2}^2 + c h_{t-1}^2 + d m_t$$

2. ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

값을 사용하여 모수를 추정한 결과 본 연구에서는 GARCH(2, 1)을 선정하였다.⁴⁾

실증분석 결과는 <表 4>에 정리되어 있다. 추정된 계수들을 살펴보면 GARCH(2, 1) -M 모형이 期待超過收益率과 條件附 變動性과의 關係를 적절히 표현하고 있고 條件附 分散은 誤差項의 제곱들과 과거 條件附 分散에 의해 설명될 수 있음을 알 수 있다. 그러나 계수 d가 0과 동일하다는 가설을 기각할 수 없어서 條件附 分散과 委託證據金率 또는 信用去來保證金率 사이에 유의적인 關係를 발견할 수 없었다. 즉 證據金 또는 保證金率 變更措置가 證市安定化에 有効한 수단이 되지 못함을 알 수 있다.

3. 그랜저 因果關係 檢定

委託證據金率 또는 信用去來保證金率과 變動性의 상호關係를 보다 명확히 파악하기 위해서 이들 사이에 因果關係가 있는지를 살펴보자. 이를 위해서 그랜저 因果關係(granger causality) 분석기법을 사용하였다. 시계열 x_t 가 시계열 y_t 와 그랜저 因果關係에 있다는 것을 검정하기 위해서, 다음과 같은 回歸分析을 하였다.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + e_t \dots\dots\dots (3)$$

추정 결과 적어도 하나의 β_j 가 0과 다르다는 것이 통계적으로 有意的이라면, x_t 가 y_t 를 그랜저 결정한다고 말할 수 있다. 時差 p는 誤差項이 白色雜音이 되는 값을 선택하였으며, q는 12로 놓았다.

月別 變動性은 各月の 日別 收益率의 標準偏差를 月間으로 환산한 月別 標準偏差를 각

4) 최초의 초기값은 한국종합주가지수의 대표적 통계값 또는 이론적인 값을 이용하였다. 이로부터 추정결과에 따라 안정성 조건을 만족하는 범위안에서 적용적으로 초기값을 변경시켰다. 최종 추정결과를 얻은 초기값은 다음과 같다.

$$\alpha=0.0, \beta=0.1, \theta=0.5$$

$$a=0.0, b_1=0.1, b_2=0.05, c=0.8, d=0.005$$

유의적인 추정결과를 얻을 수 있는 모든 초기값에 대하여 GARCH(2, 1)이 지배적인 추정결과를 가졌다.

〈表 5〉 委託證據金率과 變動性間的 그랜저 因果關係 檢定

x_t y_t	$\sigma_{y,t}$ M_t	M_t $\sigma_{y,t}$
p	5	10
q	12	12
β_1	0.1917 (0.2392)	0.0006 (0.0139)
β_2	0.1444 (0.3236)	0.0018 (0.0186)
β_3	0.4390 (0.4624)	-0.0202 (0.0212)
β_4	-0.0866 (0.2834)	0.0340 (0.0176)
β_5	-0.3345 (0.3104)	-0.0164 (0.0105)
β_6	0.8918 (0.4586)	0.0123 (0.0105)
β_7	-1.1104* (0.4634)	0.0001 (0.0104)
β_8	0.5457 (0.3131)	-0.0121 (0.0095)
β_9	-0.5120 (0.2827)	0.0093 (0.0137)
β_{10}	0.3178 (0.2994)	-0.0033 (0.0156)
β_{11}	-0.3816 (0.3066)	0.0054 (0.0184)
β_{12}	-0.2508 (0.2572)	-0.0017 (0.0140)
R^2	0.6699	0.3612
D.W.	1.9925	1.9573
$x^2 - test$	11.4204	5152.151
$\beta_1 = \beta_2 \dots = \beta_{12} = 0$	[0.0007]	[0.0000]

註 : 1. 시계열 x_t 가 시계열 y_t 와 그랜저 인과관계에 있다는 것을 검정하기 위해서, 다음과 같은 회귀분석을 하였다.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + e_t$$

2. 1980년 1월부터 1994년 12월까지의 자료를 사용하였다.

$\sigma_{y,t}$: 각월의 일별 수익률의 표준편차를 월간으로 환산한 일별 표준편차

M_t : 각월 말의 위탁증거금률 수준

3. () 안의 값은 Heteroskedasticity-consistent 표준오차이다.

4. [] 안의 값은 한계유의수준이다.

5. * 는 5% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

〈表 6〉 信用去來保證金率과 變動性間的 그랜저 因果關係 檢定

x_t y_t	$\sigma_{y,t}$ C_t	C_t $\sigma_{y,t}$
p	10	13
q	12	12
β_1	0.3433* (0.1735)	-0.0020 (0.0186)
β_2	-0.1384 (0.1494)	0.0103 (0.0267)
β_3	0.4293 (0.3083)	-0.0324 (0.0302)
β_4	-0.1960 (0.2121)	0.0508 (0.0311)
β_5	-0.1323 (0.1621)	-0.0421 (0.0279)
β_6	0.1435 (0.2403)	0.0448 (0.0305)
β_7	-0.3327 (0.2784)	-0.0301 (0.0289)
β_8	0.1067 (0.2510)	0.0097 (0.0234)
β_9	-0.1775 (0.2313)	-0.0189 (0.0268)
β_{10}	0.1052 (0.2503)	0.0286 (0.0324)
β_{11}	-0.3291 (0.2867)	-0.0285 (0.0335)
β_{12}	-0.0504 (0.1359)	0.0204 (0.0205)
R^2	0.8398	0.3906
D.W.	1.9789	1.9387
$x^2 - test$	14.3200	2903.584
$\beta_1 = \beta_2 \dots = \beta_{12} = 0$	[0.0002]	[0.0000]

註 : 1. 시계열 x_t 가 시계열 y_t 와 그랜저 인과관계에 있다는 것을 검정하기 위해서, 다음과 같은 회귀분석을 하였다.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + e_t$$

2. 1980년 1월부터 1994년 12월까지의 자료를 사용하였다.

$\sigma_{y,t}$: 각월의 일별 수익률의 표준편차를 월간으로 환산한 월별 표준편차

C_t : 각월 말의 신용 거래 보증금률 수준

3. () 안의 값은 Heteroskedasticity-consistent 표준오차이다.

4. [] 안의 값은 한계유의수준이다.

5. * 는 5% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

일의 變動性 測定值로 사용하였다⁵⁾. 各月の 委託證據金率과 信用去來保證金率은 월말 값을 사용하였다. 분석 결과는 <表 5>와 <表 6>에 나타나 있다.

<表 5>에서 變動性을 從屬變數로 하여 회귀분석한 결과를 살펴보면, 委託證據金에 대한 回歸係數들이 0과 동일하다는 가설을 기각할 수 없었으며, 또한 개별적으로 回歸係數들이 0과 동일하다는 가설도 기각할 수 없었다. 한편 委託證據金率을 從屬變數로 한 회귀분석에서는 變動性에 대한 一部 回歸係數가 0과 동일하다는 가설을 기각할 수 있었다. 이들 결과를 정리하여 보면 委託證據金率은 株價 變動性을 그랜저 결정하지 못하는 반면, 株價 變動性이 委託證據金率을 그랜저 결정한다고 할 수 있다.

<表 6>의 信用去來保證金率과 變動性에 대한 因果關係 分析 결과에서도 信用去來保證金率은 株價 變動性을 그랜저 결정하지 못하는 반면, 株價 變動性이 信用去來保證金率을 그랜저 결정함을 알 수 있다.

III. 證據金の 適正水準 決定

우리나라 주식시장에서는 위탁 증거금을 또는 신용거래보증금률의 변경을 통하여 주가의 변동성을 조절하고자 하는 조치는 효과를 얻지 못함을 알 수 있었다. 오히려 주가의 급등이나 급락으로 株價의 變動性이 커질 경우에 이에 대응하여 委託證據金率이나 信用去來保證金率의 變更措置가 취해지는 경향이 나타났다.

株式市場에서 委託證據金率 또는 信用去來保證金率의 變更이 株價 變動性에 영향을 미치지 못한다는 실증 분석 결과는 先物市場에서도 先物去來證據金率의 변경이 株價 變動性에 영향을 미치지 못할 것이라는 것을 시사하고 있다. 先物去來證據金은 현물 주식시장에서의 신용거래보증금과 같이 현물 매입 대금 일부가 아니라 契約의 履行을 보증하는 擔保的 性格을 띠고 있어서 선물거래보증금 변경이 현물시장에서 신용거래보증금률을 변경하는 것보다 시장에 훨씬 작은 영향을 미칠 것이기 때문이다.

5) 변동성 측정치를 GARCH(2, 1)-M에서 추정된 값을 사용할 수 있으나 단순히 인과관계의 분석이라는 차원에서 편의상 일별 수익률의 월간 표준편차를 사용하였다.

증거금 수준의 변경을 통하여 市場價格의 安定化를 도모한다는 것은 실효성이 없는 시장 관리 방법이라는 것이 관명된 이상, 이제 증거금의 기본적 기능인 契約履行保證을 위한 證據金 水準 決定方法을 살펴보자. 특히 株價指數先物市場의 국내 도입에 즈음하여 先物去來證據金の 水準 決定에 초점을 맞추고자 한다.

선물거래에서 가장 중요하면서도 다른 거래와 구별되는 것이 바로 決濟制度이다. 선물 거래에는 決濟機關이 개입하여 契約의 履行과 決濟를 보증하며, 이를 위해 證據金の 積立이 의무로 되어 있다. 특히 未決濟約定에 대해서는 日日精算(daily marked-to-market)을 하여 이에 따른 잠정 손익을 증거금의 증감에 반영시킨다.

先物去來證據金の 수준을 결정하는 데는 다음 두 가지 가능성을 고려하여야 한다. 첫째, 가격이 선물 포지션을 취한 사람에게 불리하게 움직여서 증거금 수준이 開始證據金(initial margin)에서 維持證據金(maintenance margin) 수준으로 떨어지고 追加證據金の 納付 要求(margin call)를 당할 가능성을 우선 고려하여야 한다. 개시 증거금의 수준이 낮아 너무 빈번히 추가 증거금의 납부 요구를 받을 경우 불편하고 事務費用이 들 것인 반면, 개시 증거금의 수준을 너무 높게 설정하면 金融費用이 들고 또한 市場 流動性이 떨어질 가능성이 있기 때문이다. 둘째, 證據金이 維持證據金 수준 이하로 떨어지고 추가 증거금의 납부 요구가 있었으나 결제시한 내 價格이 더욱 불리하게 움직여서 證據金이 완전히 枯渴될 가능성을 고려하여야 한다.

이들 가능성은 確率過程을 따르는 변수의 첫 到達時間問題(first passage time problem)로 인식하여 검토하여 볼 수 있다. 첫 到達時間이란 한 변수가 특정 값을 처음으로 도달하게 되는 時間의 確率 密度를 뜻한다. 예를 들어 선물거래 유지 증거금의 적정 수준을 결정하기 위해서 첫 도달 시간 문제를 설정하여 보자. 先物去來 對象株價指數가 다음과 같은 確率過程(stochastic process)을 따른다고 가정한다.

$$\frac{dP}{P} = dX = \mu dt + \sigma d_z \dots\dots\dots (4)$$

여기서 즉 μ 는 단위시간당 주가지수의 순간적 기대 변화율이고, σ 는 단위시간당 주가지수 변화율의 순간적 표준편차이며, d_z 는 비너 과정(Wiener process)을 나타낸다. 즉 株價指數(P)는 로그 정규분포(lognormal distribution)를 가지며 기하 브라운 과정(geometric Brownian motion)을 따른다. 또는 收益率(X)은 일반 비너 과정(general

Wiener process)을 따른다($X_t = \ln \frac{P_t}{P_0}$). 이 경우 X_t 가 H시간 내에 α 라는 값에 처음 도달할 確率은 다음과 같이 표현된다(Cox and Miller(1965)).

$$\begin{aligned}
 &P\left[\min_{T \leq t \leq T+H} X_t < \alpha \right] \\
 &= P\left[\min_{0 \leq t \leq H} X_t < \alpha \right] \\
 &= N\left(\frac{\alpha}{\alpha\sqrt{H}} - \frac{\mu\sqrt{H}}{\sigma}\right) + e^{2\mu\alpha/\sigma^2} N\left(\frac{\alpha}{\alpha\sqrt{H}} + \frac{\mu\sqrt{H}}{\sigma}\right) \dots\dots\dots (5)
 \end{aligned}$$

따라서 α 값이 주어지면 X_t 가 α 에 처음 도달할 확률을 구할 수 있다. 예를 들어 株價指數 先物의 경우에는 m_M 이 維持證據金率이고 H는 추가 증거금 요구에 따른 決濟時限이라면 $\alpha = \ln(1 - m_M)$ 이다. 왜냐하면 유지증거금이 고갈되는 첫시점은 다음과 같이 수식으로 표현될 수 있기 때문이다.

$$\min_{T \leq t \leq T+H} m_M P_T + P_t - P_T < 0 \dots\dots\dots (6)$$

式 (6)을 P_0 로 나눠 자연 대수값을 취한 후 정리하면 다음과 같다.

$$\min_{T \leq t \leq T+H} X_t < \ln(1 - m_M) \dots\dots\dots (7)$$

先物市場과 비교하기 위하여 株式市場의 경우도 검토하여 보자. 우리나라 주식시장에서 신용거래시 용자금액에 대한 전체 담보 증권이 130% 이상이 되도록 擔保維持比率을 지켜야 한다. 따라서 주식 신용거래시 $\alpha = \ln \frac{1}{1.3}$ 이 된다. 이의 도출과정은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 &P\left[\min_{T \leq t \leq T+H} 0.3(1 - m_i)P_0 + P_t - P_T < 0 \right] \\
 &= P\left[\min_{T \leq t \leq T+H} 0.3(1 - m_i) \frac{P_t}{1.3(1 - m_i)} + P_t - P_T < 0 \right] \\
 &= P\left[\min_{T \leq t \leq T+H} \frac{P_t}{P_T} < \frac{1}{1.3} \right] \\
 &= P\left[\min_{T \leq t \leq T+H} X_t < \ln\left(\frac{1}{1.3}\right) \right]
 \end{aligned}$$

즉 株式 信用去來의 경우에는 開始證據金(initial margin)이 어떻게 설정되어 있는가에 관계없이 決濟時限과 變動性에 따라 결정된다. 즉, 式 (2)에 $\alpha = \ln \frac{1}{1.3}$ 을 대입하면 신용 위험도를 구할 수 있다.

〈表 8〉은 信用 危險度, 〈表 9〉는 주어진 신용 위험도를 유지하기 위한 維持證據金率 수준을 나타내고 있다. 이와 같은 방법으로 시장 관리기관은 價格 變動率의 예상 평균 및 분산값, 결제기간, 그리고 수용 가능한 신용 위험도에 따라 유연하게 維持證據金率을 설정할 수 있다.

1996년부터 韓國證券去來所에서 KOSPI 200지수선물이 거래될 예정이다. 이 선물 계약의 계획중인 賣買證據金(clearing margin)의 수준, 委託證據金(customer margin)의 개시증거금 및 유지증거금의 수준 등에 대한 신용 위험도를 살펴보자.

〈表 7〉은 韓國綜合株價指數와 KOSPI 200의 1990년 이후 각 연도별 일간 수익률의 평균과 표준편차를 나타내고 있다. 편의상 이들 收益率은 각 연도별 거래일수를 고려하여 연평균 및 연표준편차로 환산하였다. 이들 자료를 기초로 하여 KOSPI 200 변화율의 기대값과 예상 표준편차가 각각 0.10과 0.30이라고 가정하여 보자.

KOSPI 200 先物에 대한 賣買證據金率은 10%이고, 決濟時間은 일일정산 차금 발생 일로부터 3일째의 날 16時로 정하고 있다. 〈表 8〉을 이용하면 이 賣買證據金の 信用 危險度가 0.0441%에 불과하다는 것을 확인할 수 있고, 매매증거금이 대단히 안전한 수준으로 설정되어 있음을 알 수 있다.

委託證據金の 유지증거금률은 10%이고, 추가증거금의 납부 시간은 매매 체결일의 익영업일 12時까지로 정하고 있다. 이때까지 고객이 追加證據金을 납부하지 못할 경우에는 중개회사는 고객의 미결제 약정을 즉시 강제로 반대 매매하여 결제함으로써 契約 不履行 危險을 제거하게 된다. 〈表 8〉에서 표준편차가 0.30일 경우에 유지증거금률 10%가 1일내 고갈되어 決濟 不履行이 일어날 確率은 0에 가깝다. 따라서 한국증권거래소가 계획 중인 賣買證據金 및 委託證據金の 維持證據金 수준은 과거 株價指數의 變動性을 고려할 때 대단히 안전한 수준으로 설정되어 있다고 판단된다.

〈表 7〉 韓國綜合株價指數와 KOSPI 200의 日間收益率의 年平均과 年標準偏差

연 도	거 래 일	한국종합주가지수		KOSPI 200	
		평 균	표준편차	평 균	표준편차
1990	290	-0.2664	0.2682	-0.2664	0.2701
1991	291	-0.1068	0.2285	-0.0841	0.2338
1992	293	0.0833	0.2678	0.0556	0.2803
1993	295	0.2167	0.2229	0.2292	0.2058
1994	295	0.1556	0.1570	0.1520	0.1702
1990~ 1994	1,464	0.0165	0.2287	0.0172	0.2318

註 : 각 연도 年初 收益率을 제외한 결과임.

〈表 8〉을 이용하여 주식시장에서의 신용 위험도를 살펴보자. 주식 보통거래의 경우에 위탁 증거금이 있어야 주식 매매 체결이 가능하며 3일 내 결제를 완료하여야 한다. 〈表 8〉에서 주식시장의 변동성이 0.30이라 할 때 신용 위험도는 거의 없음을 알 수 있다.

〈表 9〉는 주어진 信用 危險度를 유지하기 위한 證據金의 水準을 나타내고 있다. 예를 들어 시장 관리자가 證據金의 信用 危險度를 1% 이내로 관리하고 싶다고 하자. 그리고 선물, 주식 등 대상 증권의 수익률과 표준편차를 각각 0.10과 0.30으로 예상하고, 매매 체결 후 대금지급 유예 허용기간이 3일이라 할 때 신용 위험도 1%를 유지하기 위한 유지증거금의 수준은 7.41%이다. 한편 도입 예정인 KOSPI 200 指數 先物의 維持證據金 率은 10%로 설정할 계획이다. 따라서 이 수준은 상당히 안정한 수준이며, 오히려 지나치게 높은 증거금 수준 때문에 시장의 유동성을 저해할까 우려될 정도이다.

〈表 8〉 信用 危險度

	유지거률	변동성	지 불 유 예 기 간 (일)						
			1	2	3	10	25	75	
주식시장	-	0.20	-	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000003	0.004691
		0.30	-	0.000000	0.000000	0.000000	0.000002	0.001982	0.061278
		0.40	-	0.000000	0.000000	0.000000	0.000311	0.020541	0.163281
		0.50	-	0.000000	0.000000	0.000000	0.003934	0.064269	0.267602
		0.60	-	0.000000	0.000013	0.000013	0.016309	0.123626	0.358092
		0.70	-	0.000005	0.000191	0.000191	0.039590	0.187502	0.432951
주가지수선물시장	5	0.20	0.000009	0.001618	0.009652	0.143550	0.331089	0.531964	
		0.30	0.003134	0.035739	0.084968	0.333198	0.525229	0.691573	
		0.40	0.026758	0.115596	0.197056	0.470583	0.638279	0.772920	
		0.50	0.076483	0.208459	0.302711	0.565539	0.709537	0.821126	
		0.60	0.140004	0.294903	0.390949	0.633238	0.757952	0.852747	
		0.70	0.206017	0.369599	0.462565	0.683382	0.792797	0.874997	
	10	0.20	0.000000	0.000000	0.000000	0.003231	0.053653	0.223688	
		0.30	0.000000	0.000018	0.000441	0.050148	0.201948	0.429893	
		0.40	0.000006	0.001291	0.008426	0.142717	0.341821	0.561588	
		0.50	0.000283	0.010057	0.035138	0.241903	0.449473	0.647198	
		0.60	0.002487	0.031999	0.079266	0.330315	0.530380	0.706062	
		0.70	0.009525	0.066110	0.132661	0.404776	0.592090	0.748628	
	15	0.20	0.000000	0.000000	0.000000	0.000007	0.003466	0.069783	
		0.30	0.000000	0.000000	0.000000	0.002715	0.052211	0.234130	
		0.40	0.000000	0.000001	0.000051	0.024671	0.146839	0.378387	
		0.50	0.000000	0.000074	0.001188	0.072583	0.247327	0.485526	
		0.60	0.000003	0.000959	0.006912	0.134968	0.336395	0.564363	
		0.70	0.000065	0.004650	0.020623	0.200502	0.411113	0.623657	
	20	0.20	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000072	0.015032	
		0.30	0.000000	0.000000	0.000000	0.000042	0.008254	0.108383	
		0.40	0.000000	0.000000	0.000000	0.002126	0.048030	0.232568	
		0.50	0.000000	0.000000	0.000009	0.014034	0.114439	0.343137	
		0.60	0.000000	0.000006	0.000212	0.040765	0.189172	0.432417	
		0.70	0.000000	0.000103	0.001502	0.079649	0.261201	0.503272	
30	0.20	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000161		
	0.30	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000030	0.012227		
	0.40	0.000000	0.000000	0.000000	0.000001	0.001749	0.061256		
	0.50	0.000000	0.000000	0.000000	0.000093	0.012354	0.135804		
	0.60	0.000000	0.000000	0.000000	0.001126	0.037234	0.215482		
	0.70	0.000000	0.000000	0.000000	0.005251	0.074398	0.289917		

註 : 1. 일간 수익률의 연평균과 거래일은 각각 0.10과 295일로 놓았다.
 2. 각 확률은 소수점 7번째 자리에서 반올림하였다.
 3. 변동성은 일간 수익률의 연표준편차이다.

〈表 9〉 주어진 信用 危險度를 維持하기 위한 維持證據金率 水準

평균 편차	표준 편차	신용위험도=5% 거 래 일						신용위험도=1% 거 래 일					
		1	2	3	10	25	75	1	2	3	10	25	75
-30	.10	1.22	1.77	2.21	4.49	N.A	N.A	1.58	2.28	2.83	5.52	N.A.	N.A.
	.20	2.34	3.34	4.12	7.77	12.72	N.A	3.04	4.33	5.32	9.87	15.89	N.A.
	.30	3.45	4.89	6.00	11.03	17.55	30.42	4.49	6.33	7.75	14.05	21.95	36.80
	.40	4.54	6.41	7.84	14.18	22.11	36.93	5.91	8.30	10.11	18.02	27.59	44.49
	.50	5.63	7.91	9.64	17.22	26.43	42.85	7.31	10.22	12.42	21.82	32.82	51.24
	.60	6.70	9.38	11.41	20.15	30.50	48.22	8.69	12.11	14.66	25.44	37.67	57.17
	.70	7.76	10.83	13.14	22.98	34.36	53.08	10.05	13.95	16.85	28.89	42.17	62.38
-20	.10	1.19	1.71	2.13	4.11	6.93	N.A	1.55	2.22	2.74	5.21	8.65	N.A.
	.20	2.31	3.29	4.04	7.50	12.07	21.48	3.01	4.27	5.24	9.60	15.23	26.36
	.30	3.42	4.83	5.92	10.77	16.94	28.83	4.46	6.28	7.66	13.78	21.35	35.31
	.40	4.52	6.36	7.76	13.93	21.54	35.51	5.88	8.24	10.03	17.77	27.03	43.18
	.50	5.60	7.86	9.56	16.98	25.89	41.57	7.28	10.17	12.34	21.58	32.30	50.10
	.60	6.67	9.33	11.33	19.92	30.00	47.07	8.66	12.06	14.59	25.21	37.19	56.17
	.70	7.73	10.78	13.07	22.76	33.88	52.04	10.02	13.90	16.78	28.68	41.73	61.51
-10	.10	1.16	1.66	2.04	3.82	6.23	11.39	1.52	2.16	2.65	4.93	7.93	14.19
	.20	2.28	3.23	3.96	7.23	11.42	19.70	2.98	4.21	5.15	9.32	14.58	24.62
	.30	3.39	4.78	5.84	10.51	16.33	27.24	4.43	6.22	7.58	13.52	20.75	33.80
	.40	4.49	6.30	7.68	13.68	20.97	34.09	5.85	8.19	9.95	17.52	26.47	41.86
	.50	5.57	7.80	9.49	16.74	25.35	40.29	7.25	10.12	12.26	21.34	31.78	48.94
	.60	6.64	9.28	11.26	19.69	29.49	45.90	8.63	12.00	14.51	24.99	36.71	55.16
	.70	7.70	10.73	13.00	22.54	33.40	50.99	9.99	13.85	16.70	28.46	41.28	60.62
0	.10	1.13	1.60	1.96	3.54	5.55	9.41	1.49	2.10	2.56	4.64	7.22	12.18
	.20	2.26	3.18	3.88	6.97	10.78	17.93	2.95	4.15	5.06	9.04	13.93	22.88
	.30	3.37	4.73	5.76	10.26	15.73	25.66	4.40	6.16	7.50	13.26	20.14	32.27
	.40	4.46	6.25	7.60	13.44	20.41	32.65	5.82	8.13	9.87	17.27	25.91	40.52
	.50	5.55	7.75	9.41	16.50	24.82	38.99	7.22	10.06	12.18	21.11	31.27	47.76
	.60	6.62	9.23	11.18	19.46	28.99	44.73	8.61	11.95	14.43	24.76	36.23	54.13
	.70	7.68	10.68	12.92	22.32	32.93	49.93	9.97	13.80	16.63	28.24	40.84	59.71
10	.10	1.11	1.55	1.87	3.28	4.89	7.55	1.46	2.04	2.48	4.35	6.53	10.23
	.20	2.23	3.12	3.79	6.70	10.16	16.21	2.93	4.10	4.98	8.77	13.28	21.13
	.30	3.34	4.67	5.68	10.00	15.14	24.08	4.37	6.11	7.41	13.00	19.54	30.73
	.40	4.43	6.20	7.52	13.19	19.84	31.22	5.79	8.08	9.79	17.02	25.35	39.17
	.50	5.52	7.70	9.33	16.27	24.29	37.69	7.20	10.01	12.10	20.87	30.75	46.57
	.60	6.59	9.18	11.11	19.23	28.49	43.55	8.58	11.90	14.35	24.53	35.75	53.08
	.70	7.65	10.63	12.85	22.10	32.45	48.86	9.94	13.74	16.55	28.03	40.39	58.79
20	.10	1.08	1.49	1.79	3.02	4.27	5.91	1.43	1.98	2.39	4.06	5.86	8.39
	.20	2.20	3.07	3.71	6.44	9.54	14.53	2.90	4.04	4.89	8.50	12.64	19.41
	.30	3.31	4.62	5.60	9.75	14.55	22.52	4.34	6.05	7.33	12.73	18.94	29.19
	.40	4.41	6.15	7.44	12.95	19.28	29.79	5.77	8.02	9.71	16.78	24.80	37.80
	.50	5.49	7.65	9.26	16.03	23.75	36.38	7.17	9.95	12.02	20.63	30.23	45.37
	.60	6.56	9.13	11.03	19.01	27.98	42.36	8.55	11.84	14.28	24.31	35.27	52.02
	.70	7.62	10.58	12.77	21.88	31.97	47.78	9.91	13.69	16.47	27.81	39.94	57.86
30	.10	1.05	1.44	1.71	2.77	3.70	4.59	1.40	1.92	2.30	3.79	5.22	6.77
	.20	2.17	3.01	3.63	6.18	8.94	12.95	2.87	3.98	4.81	8.23	12.00	17.71
	.30	3.28	4.56	5.52	9.50	13.96	20.99	4.31	6.00	7.25	12.47	18.34	27.65
	.40	4.38	6.09	7.37	12.70	18.72	28.36	5.74	7.97	9.62	16.53	24.24	36.42
	.50	5.47	7.60	9.18	15.80	23.22	35.07	7.14	9.90	11.94	20.39	29.71	44.15
	.60	6.54	9.07	10.96	18.78	27.48	41.16	8.52	11.79	14.20	24.08	34.78	50.94
	.70	7.60	10.53	12.70	21.66	31.50	46.69	9.88	13.64	16.40	27.59	39.49	56.91

IV. 結 論

證據金の 주요 經濟的 機能으로 價格 安定化 機能과 계약 이행의 보증을 통한 市場 健全性 維持 機能이 제시되고 있다. 그러나 證據金率을 변경하여 투기를 억제하고 價格 變動性을 조절하고자 하는 규제 정책은 實效性이 없을 것으로 판단된다. 과거 우리나라 주식시장에서는 價格 安定化를 위하여 위탁 증거금을 또는 신용거래보증금률을 조정하는 間接的 市場管理 手段을 빈번히 사용하여 왔다. 現物株式市場에서 증거금의 변경을 통한 가격 안정화 가능성을 검토하여 본 결과, 위탁증거금을 또는 신용거래보증금률의 변경이 株價의 變動性에 영향을 미치지 못한다고 판단되었다. 先物去來證據金은 현물시장의 증거금과 달리 契約履行保證金에 불과하기 때문에 현물시장에서의 증거금보다 價格 變動性과 더 미미한 관계를 가질 것이라 사료된다.

향후 국내에 株價指數 先物市場이 도입되어 선물거래증거금의 변경을 통하여 價格을 安定化시키려는 규제조치는 실효도 없고 바람직하지 못하다고 판단된다. 또한 급격한 선물거래증거금 변경, 예를 들어 인상조치는 先物去來의 流動性을 저하시켜 先物市場의 市場 機能을 阻害하는 악영향을 미칠 수 있다. 결국 先物去來證據金의 가장 기본적인 기능인 契約履行保證 機能을 충실히 수행할 수 있도록 증거금의 수준을 결정하여야 할 것이다.

일반적으로 契約履行保證을 위해서 증거금의 수준을 과거 價格變動率 標準偏差의 2~3배로 설정하여 價格이 이들 밖으로 나갈 확률이 1~5% 미만으로 떨어지게 하거나 維持證據金의 수준을 日日 價格變動 制限幅의 2배 정도로 설정하고 있다. 그러나 이러한 방법들은 지나치게 유지증거금 또는 개시증거금의 수준을 높게 설정할 우려가 있다. 따라서 본 연구에서 제시한 바와 같이 시장 관리자가 판단하여 허용 가능한 信用 危險度, 價格의 豫想 平均 및 變動性을 기초로 하여 시장에서 流動性이 보장되면서 信用 危險을 最小化하는 수준에서 증거금을 설정하여 시장을 유연하게 관리하는 것이 필요하다고 판단된다.

參 考 文 獻

- 라성채, 「委託證據金이 證券市場에 미치는 영향분석」, 『주식』, No. 318, 1995. 2.
- 安恭燾, 「韓國 證券市場 規制措置의 效果에 관한 研究 - 信用去來 保證金率과 委託 證據金率 規制措置를 中心으로」, 建國大學校 大學院 博士學位論文, 1990.
- 鄭閏模, 『信用去來制度의 比較研究 - 韓·美·日 制度比較를 中心으로 -』, 研究資料 93-5, 韓國證券經濟研究院, 1993. 12.
- 黃善雄, 「委託證據金の 變更이 株價變動率 및 株價의 暫定的 構成部分에 미치는 影響에 대한 實證的 考察」, 『財務管理研究』, 第9卷, 第2號, 1992. 12.
- Board of Governors of the Federal Reserve System, "A Review and Evaluation of Federal Margin Requirements," Staff Report, December 1984.
- Bollerslev, Tim, Robert F. Engle and Jeffrey M. Wooldridge, "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 1, 1988, pp. 116~131.
- Brady Commission, *Report of the Presidential Task Force on Market Mechanisms*, Washington, D.C., January 1988.
- Brown, Morton B. and Alan B. Forsythe, "Robust Tests for the Equality of Variances," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69, No. 346, June 1974, pp. 364~367.
- Cox, D. R. and H. D. Miller, *The Theory of Stochastic Processes*, London: Methuen & Co., 1965.
- Estrella, Arturo, "Consistent Margin Requirements: Are They Feasible?," *FRBNY Quarterly Review*, Summer 1988, pp. 61~79.
- Figlewski, Stephen, "Margins and Market Integrity: Margin Setting for Stock Index Futures and Options," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 4, No. 3, 1984, pp. 385~416.
- Fishe, Raymond P.H. and Lawrence G. Goldberg, "The Effects of Margins on

Trading in Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 6, No. 2, 1986, pp. 261~271.

Fishe, Raymond P.H., Lawrence G. Goldberg, Thomas F. Gosnell and Sujata Sinha, "Margin Requirements in Futures Markets: Their Relationship to Price Volatility," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 10, No. 5, 1990, pp. 541~554.

France, Virginia Grace, Laura Kodres and James T. Moser, "A Review of Regulatory Mechanisms to Control the Volatility of Prices," *Economic Perspectives*, FRB of Chicago, Dec. 1994, pp. 15~28.

French, Kenneth R., G. William Schwert and Robert F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, 1987, pp. 3~29.

Hardouvelis, Gikas A., "Margin Requirements and Stock Market Volatility," *FRBNY Quarterly Review*, Summer 1988, pp. 80~89.

_____, "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices," *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 4, Sept. 1990, pp. 736~762.

Hartzmark, Michael L., "The Effects of Changing Margin Levels on Futures Market Activity, the Composition of Traders in the Market, and Price Performance," *Journal of Business*, Vol. 59, No. 2, 1986, pp. S147~S180.

Hsieh, David A. and Merton H. Miller, "Margin Regulation and Stock Market Volatility," *The Journal of Finance*, Vol. XLV, No. 1, March 1990, pp. 3~29

Kupiec, Paul H., "Initial Margin Requirements and Stock Returns Volatility: Another Look," *Journal of Financial Services Research*, Vol. 3, 1989, pp. 287~301.

_____, "Futures Margins and Stock Price Volatility: Is There Any Link?," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 13, No. 6, 1993, pp. 677~691.

- Largay III, James A. and Richard R. West, "Margin Changes and Stock Price Behavior," *Journal of Political Economy*, 1973, pp. 328~339.
- Moore, Thomas Gale, "Stock Market Margin Requirements," *Journal of Political Economy*, Vol. 74, April 1966, pp. 158~167.
- Moser, James T., "Determining Margin for Futures Contracts: The Role of Private Interests and the Relevance of Excess Volatility," *Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 2, March/April 1992, pp. 2~18.
- Officier, Robert R., "The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange," *Journal of Business*, Vol. 46, 1973, pp. 434~453.
- Salinger, Michael A., "Stock Market Margin Requirements and Volatility: Implications for Regulation of Stock Index Futures," *Journal of Financial Services Research*, Vol. 3, 1989, pp. 121~138.
- Scholes, Myron and Joseph Williams, "Estimating Betas from Non-synchronous Data", *Journal of Financial Economic*, Vol. 5, 1977, pp. 309~327.
- Schwert, G. William, "Margin Requirements and Stock Volatility," *Journal of Financial Services Research*, Vol. 3, 1989, pp. 153~164.
- Telser, Lester G., "Margins and Futures Contracts," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 1, No. 2, 1981, pp. 225~253.
- Tomek, William G., "Margins on Futures Contracts: Their Economic Roles and Regulation," Anne Peck(ed), *Futures Markets: Regulation Issue*, American Enterprise Institute for Public Policy Research, 1985.

우리나라의 通貨衝擊指標

李仁杓*

요 약

1975~1994년에 걸친 20년간의 우리나라 通貨衝擊指標를 기반으로 우리나라의 通貨政策을 평가해 본 결과, 그간의 通貨政策은 景氣變動을 緩和하는 방향으로 運用된 해도 있지만 오히려 景氣變動을 深化시키는 방향으로 運用된 해도 많았다. 이는 政策當局이 經濟安定만을 목표로 通貨政策을 수행하지는 않았기 때문에 볼 수 있다.

지난 20년간의 通貨政策 運用이 반드시 바람직하지 못했다고 결론지을 수는 없으나 급속한 經濟環境變化에 따라 通貨信用政策의 運用方向도 적절히 變化하여야 할 것이다. 通貨當局은 通貨政策의 가장 기본적인 목표가 中長期的 經濟安定을 통한 持續的 成長基盤의 構築이라는 것을 분명히 인식하여 通貨政策의 景氣調節機能을 強化하는 방향으로 運用되도록 하여야 할 것이다.

I. 序 論

國際通貨基金(IMF : International Monetary Fund)이나 經濟協力開發機構(OECD : Organization for Economic Cooperation and Development)와 같은 國際機構에서는 1970년대 중반 이후 '財政衝擊指標(fiscal impulse measure)'라는 概念을 開發, 活用하

* 本院 專門研究委員

著者は 本稿를 읽고 귀중한 助言을 해주신 論評者께 깊은 감사를 드리며, 資料蒐集 및 實證分析을 도와준 曹起鉉, 金池蓮 研究員, 原稿整理에 수고해준 尹惠順 研究助員께도 감사의 뜻을 전한다. 本稿에 남아있을지 모르는 錯誤나 誤謬는 전적으로 著者의 책임이며, 本稿의 내용은 著者 個人的 意見으로서 韓國租稅研究院의 공식적인 견해와는 다를 수 있음을 밝혀두고자 한다.

여 왔다¹⁾. 이 指標는 한 時點에서의 政策當局의 財政基調를 나타내는 概念으로서 直觀적으로 明瞭하고 매우 간단히 計算할 수 있을 뿐 아니라 經驗적으로도 財政政策基調를 적절히 反映하는 것으로 알려져 널리 活用되어 왔다²⁾.

財政衝擊指標를 사용하는 이유는 잘 알려져 있지만 다음과 같이 간단히 설명할 수 있다. 財政收支를 財政政策基調를 判斷하는 基準으로 삼는 경우, 원래의 財政政策基調가 緊縮的이었다 하더라도 여타의 政府政策이나 景氣의 要因 때문에 總需要가 減少하여 예상외로 稅收가 부진하게 되면 원래의 政策意圖와는 달리 歲出이 歲入을 超過하게 되어 마치 財政政策이 膨脹的이었다는 것같이 나타나는 경우가 빈번히 있다. 반대로 원래의 政策基調가 膨脹的이었어도 景氣過熱에 따라 所得이 增加하고 物價가 上昇하여 稅收가 예상 밖의 好調를 보이게 되면 財政政策의 基調가 緊縮的이었다는 것으로 判斷하게 되는 것이다. 이와 같이 財政의 自動安定機能으로 인한 變動이 항상 包含되게 되어 있는 通常의 財政收支로서는 이러한 自動安定機能에 의한 變動을 排除한 政策當局의 裁量的인 變化에 의한 結果만을 파악하기 어렵다. 이러한 이유로 開發된 指標가 財政衝擊指標인 것이다. 즉, 財政衝擊指標는 財政政策이 總需要에 미치는 一次的인 影響만을 간단한 指數의 형태로 나타냄으로써 원래의 政策基調가 膨脹的이었는지 緊縮的이었는지를 判斷하는 根據로 사용할 수 있는 것이다.

通貨政策의 경우에도 이와 비슷한 문제가 제기될 수 있을 것이다. 예컨대, 通貨政策에 큰 變化가 없더라도 景氣가 上昇하는 경우에는 貨幣需要가 增加하고 그에 따라서 通貨가 增加할 것이며, 반대로 景氣가 좋지 않은 경우엔 貨幣需要가 減少하게 되어 通貨가 減少하게 될 것이다. 따라서 通常적인 通貨增加率로는 通貨當국의 政策意圖 내지 政策基調上의 裁量的인 變化에 의한 순수한 影響을 파악하기가 어려운 것이 사실이다³⁾.

本 研究에서는 맥칼럼(Bennet T. McCallum)과 하그레이브스(Monica Hargraves)가 제안한 '通貨衝擊指標(Monetary Impulse Measure)'라는 概念을 導入하여 지난 20년간 우리나라의 通貨衝擊指標를 計算하여 通貨政策의 基調를 파악한 후, 이를 基盤으로

-
- 1) 'impulse measure'라는 개념에 대해서 '膨脹指數'라는 용어가 사용되기도 하지만 '衝擊指標'가 보다 確한 表現인 것으로 보이며 따라서 여기서는 '衝擊指標'로 사용하기로 한다.
 - 2) 財政衝擊指標의 定義, 概念 및 우리나라에 대한 適用에 대해서는 趙潤濟·朴宗奎(1994)에서 포괄적으로 분석되어 있으므로 이 연구 및 그곳에 인용된 자료들을 참조하라.
 - 3) 通貨衝擊指標의 意義 및 必要性에 대한 보다 자세한 논의는 II.1을 참조할 것.

우리나라의 通貨政策이 어떠한 基調로 運用되어 왔는가를 파악하고 이러한 通貨政策 運用이 우리 經濟에 어떠한 影響을 미쳤는지, 특히 經濟安定化政策으로서 어느 정도 役割하였는지를 評價해 보고자 한다⁴⁾.

우리나라의 通貨當局은 通貨政策을 수행함에 있어서 다른 나라의 通貨當局과 마찬가지로 經濟成長, 完全雇傭, 物價安定, 國際收支의 均衡 등과 같이 短期的으로는 相衝될 수 있는 複數의 政策目標을 追求해 왔으며, 특히 選別金融, 金利規制, 外換管理 등을 통하여 產業構造 調整, 輸出競爭力 強化 등의 目的을 達成하기 위한 準財政的 혹은 產業政策의 手段으로서 通貨信用政策을 活用하여 왔던 것이 사실이다⁵⁾. 이러한 通貨政策의 運用을 통해 우리 政策當局은 지난 30여 년간의 經濟成長 過程에서 나름대로 상당한 成果를 거두었다고 말할 수 있다.

그러나 通貨政策의 무엇보다 중요한 目標은 中長期的인 觀點에서 適正한 通貨量을 供給·管理함으로써 經濟를 安定시키는 것이라 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 우리나라의 경우, 그간의 通貨政策 運用過程에서 經濟安定이라는 本然의 機能을 상당한 정도 犧牲함으로써 慢性的인 物價上昇 및 인플레이 期待心理가 造成되었음은 물론 資源의 非效率의 配分 및 이에 따른 經濟構造 및 經濟活動의 歪曲이 招來되어 온 것은 否認할 수 없는 사실이다. 본 研究에서는 우리나라의 通貨衝擊指標를 計算해 보고 이를 利用하여 지난 20년간의 通貨政策이 通貨政策의 가장 基本的인 機能 중 하나인 經濟安定化政策으로서의 役割을 어느 정도 수행해 왔는지를 客觀的으로 檢討해 보고자 하는 것이다.

本 研究는 다음과 같이 構成되어 있다. 우선 제 II장에서 通貨衝擊指標의 概念을 간단히 설명한 후 지난 20년간 우리나라의 通貨衝擊指標를 計算하고 通貨衝擊指標가 우리나라의 경우에도 적절히 活用될 수 있는지를 評價한다. 제 III장에서는 通貨衝擊指標를 基盤으로 우리나라의 通貨政策이 지난 20년간 어떻게 運用되어 왔으며 어떠한 機能을 하였는가를 다양한 角度에서 分析해 본다. 여기서는 특히 우리나라에서 通貨政策이 經濟安定化政策으로서의 役割을 적절히 수행하여 왔는가에 초점을 맞추어 論議가 進行된다. 제 IV장에서는 本 研究의 내용을 간단히 要約하고 結論을 내린다.

4) Bennet T. McCallum and Monica Hargraves(1994) 참조.

5) 咸貞鎬 外(1994) 참조.

II. 우리나라의 通貨衝擊指標

1. 通貨衝擊指標의 概念

通貨衝擊指標은 원래 맥켈럼과 하그레이브스가 通貨政策의 觀點에서 財政衝擊指標에 對應되는 指數를 만들어보자는 意圖에서 開發한 것이다. 이들은 通貨衝擊指標을 “中長期的 物價上昇의 觀點에서 보았을 때 한 時點에서 通貨當局의 政策基調를 나타내는 指數”로 規定하고 있다⁶⁾.

前述한 바와 같이 通常의 通貨總量 增加率은 景氣變動이나 여타 政策的·制度的 變化에 따라 增減하게 되어 있어 순수히 通貨當局의 政策的 變化에 의한 結果만을 파악하기에는 적당하지 못한 것이 사실이다. 즉, 通貨當局의 政策基調의 變化는 通貨供給 變化 중 一部에 불과하며, 더구나 實際 觀測되는 通貨總量の 變化는 通貨供給과 國民經濟의 各 經濟主體의 通貨需要가 相互作用하여 나타난 均衡이므로 制度變化, 景氣變動 등 諸般 經濟狀況에 의해 影響받게 된다.

우리나라의 경우엔 이러한 要因 이외에도 拘束性 預金(꺾기) 등과 같은 여러 가지 虛數要因이 介在되기도 하며, 總通貨 增加率이 通貨政策의 中心指標로 集中 管理됨에 따라 通貨當局 자신이 通貨量 變化의 方向을 흐리는 경우까지 있다. 예컨대 通貨供給 增加率 目標을 유지하면서 通貨供給을 擴大하기 위해 CD 發行限度를 擴大하는 경우, 總通貨 增加率은 영향받지 않지만 市中 通貨量은 명백히 擴大되는 것이다. 또한 우리나라의 경우 通貨政策을 수행함에 있어서 각종 通貨總量の 增加率에 대한 基準으로서 前年 同期 對比 增加率을 사용하고 있다. 따라서 前年度의 通貨水位에 따라 한 時點의 總通貨增加率이 좌우되며 實際의 政策基調가 원래의 政策意圖와 다르게 되는 경우도 存在하게 된다. 무엇보다도 우리나라의 경우 1979년 이후 일정한 增加率을 目標로 하여 總通貨가 集中管理되어 왔으므로 總通貨를 基반으로 通貨政策의 基調를 파악한다는 것이 큰 의미를 가지지 못하게 된다.

6) 이들이 通貨衝擊指標을 개발한 가장 基本的인 이유는 국제통화기금(IMF)이 財政衝擊指標을 考案·活用해 온 바와 마찬가지로, 各 國家의 經濟狀況과 通貨政策基調에 관한 단순하고, 용이하게 산출될 수 있는 標準化된 指標에 대한 국제통화기금(IMF)이나 세계은행(IBRD)과 같은 國際機構의 需要에 기인한다고 하겠다.

이상과 같은 여러 要因으로 인하여 通常 사용되는 通貨供給 增加率로서는 한 時點의 通貨政策基調를 파악하는 것이 不可能하다 할 수 있으며, 따라서 其他 要因을 可及의 排除하고 政策當局의 政策變化만을 反映하는 새로운 指標을 開發하는 것이 必要하게 된다.

맥켈럼과 하그레이브스는 通貨衝擊指標가 保有해야 할 特性으로서 다음과 같은 두 가지 基準을 提示하고 있다. 우선 通貨衝擊指標는 한 時點에서의 通貨政策基調가 가지는 中長期의인 物價上昇壓력을 명확히 反映하여야 한다. 이러한 變數로서는 예컨대 經常GDP 增加率, 最終賣出 增加率 등의 總體的 支出變數를 고려해 볼 수 있을 것이다. 두번째 基準은 通貨衝擊指標를 통해 通貨當局 자체가 취한 行동을 파악할 수 있어야 하며, 通貨當局이 정확하게 統制할 수 있는 變數이어야 한다는 것이다. 本源通貨 增加率, 各種 支給準備 總量의 增加率, 그리고 콜금리 등의 短期 名目利率을 예로 들 수 있을 것이다⁷⁾.

通貨衝擊指標의 對象變數로서 우선 M1, M2와 같은 通貨總量의 增加率을 고려해 볼 수 있으나 本源通貨에 비해서 정확하게 統制하기가 어렵다는 短點을 가진다.⁸⁾ 이에 비하면 短期名目金利의 수준은 通貨當局이 용이하게 統制할 수 있는 變數다 할 수 있다. 그러나 높은 金利水準이 短期的 觀點에서는 通貨緊縮을 뜻하지만 반대로 長期的 觀點에서는 膨脹的 通貨政策을 의미하며 金利의 水準 또한 당시의 經濟狀況에 상당히 좌우된다는 점에서 通貨政策基調에 대한 명확한 指標라 할 수 없다. 金利의 水準이 아닌 金利의 變化 혹은 長短期 金利差를 對象變數로서 고려해 볼 수 있을 것이나 맥켈럼과 하그레이브스의 實證的 研究에 의하면 우수한 指標가 아닌 것으로 나타났으며 더욱이 金利自由化가 충분히 進전되지 않은 우리나라의 경우에는 좋은 결과를 기대할 수 없을 것이다⁹⁾.

맥켈럼과 하그레이브스는 通貨衝擊指標로서 支給準備率의 變化를 勘案한 本源通貨 增加率을 提案하였다. 이러한 通貨衝擊指標는 前述한 두 基準을 적절히 充足하고 있으며, G7 國家들에 대한 그들의 實證的 研究 結果를 보더라도 미래 인플레이션에 대한 中期的

7) 이 점으로만 본다면 다른 국가에서와는 달리 우리나라의 경우 總通貨가 상당한 정도 통화당국에 의해서 直接的으로 관리된다는 점에서 總通貨 역시 대상이 된다고 볼 수 있다.

8) 우리나라의 경우 本源通貨가 通貨當局이 정확하게 統制할 수 있는 變數라고 斷言하기는 어려운 것이 사실이다. 우선 종래에 本源通貨의 調節能力이 매우 약한 상태에서 總通貨(M2)를 直接規制 방식으로 관리해 왔기 때문에 總通貨에 비해 本源通貨의 調節能力이 그다지 높다고 할 수 없다. 또한 總額貸出限度制의 실시, 일부 政策金融의 財政 移管, 일부 政策金融 金利의 自由化 등에도 불구하고 아직도 通貨當局의 本源通貨 調節이 實質的으로 자유롭다고 할 수는 없는 실정이다.

9) 관련된 연구로서는 안동규(1995)를 참조할 것.

指標로서 M2, M3와 같은 廣義의 流動性이나 收益率曲線 등의 다른 指標에 비하여 相對的으로 우수한 것으로 나타났다.

本 研究에서는 通貨衝擊指標를 맥켈럼과 하그레이브스가 提案한 바와 같이 支準率 變化가 勘案된 本源通貨 增加率에 本源通貨 流通速度의 中期的 豫想增加率을 더한 것으로 定義한다. 여기서 支準率 變化가 勘案된 本源通貨 增加率을 고려하는 이유는 標本期間中에 발생한 法定支給準備率 變化의 影響을 排除하기 위한 것이다¹⁰⁾. 流通速度의 豫想增加率은 당기 이후의 支拂手段 및 金融產業에 있어서의 技術的·制度的 變化를 反映하는 것으로 여러 가지 方式으로 算定할 수 있겠으나 本 研究에서는 當期까지의 最近 4년간의 流通速度 增加率의 平均으로써 代用하기로 한다.

따라서 通貨衝擊指標(MIM)는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(1) MIM_t = \dot{MB}_t + \bar{\dot{V}}_t$$

여기서 \dot{MB} 는 (조정된) 本源通貨 增加率을 나타내고, $\bar{\dot{V}}$ 는 당기까지의 最近 4년간 本源通貨 流通速度 增加率의 平均值, 즉

$$(2) \bar{\dot{V}}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} \dot{V}_{t-i}, \quad \text{단, } \begin{cases} n=16, & \text{분기} \\ n=4, & \text{연간} \end{cases}$$

를 나타낸다.

\dot{Y} 를 經常GNP 增加率이라 하면 本源通貨 流通速度 增加率(\dot{V})은

$$(3) \dot{V}_t = \dot{Y}_t - \dot{MB}_t$$

으로 얻어진다.

分期別 通貨衝擊指標의 경우에는 通貨當局이 本源通貨 增加率을 設定할 때 사용할 수 있는 資料의 時差를 고려하여 한 分期의 時差를 두기로 하였다. 즉, 分期 通貨衝擊指標의 경우에는

10) 支準率 變化가 勘案된 本源通貨量을 사용하려면 하는 이유는 1980년의 경우를 보면 단적으로 드러난다. 1980년 本원통화는 1979년의 29조원에 비해 약 2조원이 감소한 27조원으로 나타나 그 자체만 본다면 통화당국이 通貨緊縮을 행한 것처럼 보인다. 그러나 실제로는 1980년 1월과 9월 두차례에 걸쳐 必要支給準備率이 10%p 이상 대폭적으로 인하되는 膨脹的 措置가 취해졌던 것이다. (附表 1) 참조.

$$(4) \dot{MIM}_t = \dot{MB}_t + \dot{V}_{t-1}$$

가 된다.

이와 같이 얻어지는 通貨衝擊指標는 所得流通速도의 變化가 勘案된 本源通貨 增加率이므로 현재의 通貨當局의 政策基調가 含意하는 經常所得 增加率을 나타내게 된다. 즉, 이 指數를 經常所得(經常GNP 혹은 經常GDP)의 ‘目標’ 行路和 比較함으로써 현재의 政策基調가 向後 經濟狀況에 어떠한 影響을 미칠 것인지 評價할 수 있는 것이다.

맥켈럼과 하그레이브스의 研究에서는 G7 國家들에 대하여 適正 實質GDP 增加率을 3%, 物價安定狀態를 年 2%로 假定한 후, 그 上下 1%, 즉 4~6%를 低物價上昇率 範圍(low inflation band)로 設定하여 各國의 通貨衝擊指標와 比較하였다. 이들의 研究에 의하면 通貨衝擊指標가 1965~1993년에 걸쳐 모든 G7 國家들에 있어서의 通貨政策基調 및 그 影響을 잘 描寫하고 있는 것으로 나타났다.

2. 通貨衝擊指標의 算出

通貨指標를 計算하기 위해서 우선 支給準備率의 變化를 勘案한 調整本源通貨(MB)를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} (1) \dot{MB} &= \dot{CU} + \dot{RA} \\ &= \dot{CU} + \dot{RAD} + \dot{RAS} \\ &= \dot{CU} + \dot{RAD} \frac{rrd}{rrd^0} + \dot{RAS} \frac{rrs}{rrs^0} \\ &= \dot{CU} + (DD^0 rrd^0 rad^0) \frac{rrd}{rrd^0} + (DS^0 rrs^0 ras^0) \frac{rrs}{rrs^0} \\ &= \dot{CU} + DD^0 rad^0 rrd + DS^0 ras^0 rrs \end{aligned}$$

여기서 CU는 現金通貨, RA는 實際支給準備金, RAD, RAS는 각각 (요구불예금/저축성예금)에 대한 實際支給準備金을 나타내며, rrd, rrs는 각각 (요구불예금/저축성예금)에 대한 必要支給準備率을, rad, ras는 각각 (요구불예금/저축성예금)에 대한 實際

支給準備率을, DD, DS는 각각 요구불예금/저축성예금을 나타내며 첨자 “0”는支給準備率의變化가 勘案되지 않은 각變數의 원래 값을 나타낸다¹¹⁾.

여기서 각 分期의 요구불예금액(DD^0)과 저축성예금액(DS^0)에 대한 統計는 可用하지만 각각에 대한 實際支準備金(實際支準備率)은 可用하지 않다는 문제가 있다. 本 研究에서는 各 時點에서의 요구불예금에 대한 實際支準備率(rad^0)과 저축성예금에 대한 實際支準備率(ras^0)이 (ra^0)로 같다(즉, $ra^0 = rad^0 = ras^0$)고 假定하였다. 이런 경우,

$$\begin{aligned} (2) \quad RA^0 &= RD^0 + RS^0 \\ &= DD^0 rrd^0 rad^0 + DS^0 rrs^0 ras^0 \\ &= (DD^0 rrd^0 + DS^0 rrs^0) ra^0 \end{aligned}$$

이므로 각 分期의 實際支準備率은 다음과 같이 구해진다.

$$(3) \quad ra^0 = \frac{RA^0}{DD^0 rrd^0 + DS^0 rrs^0}$$

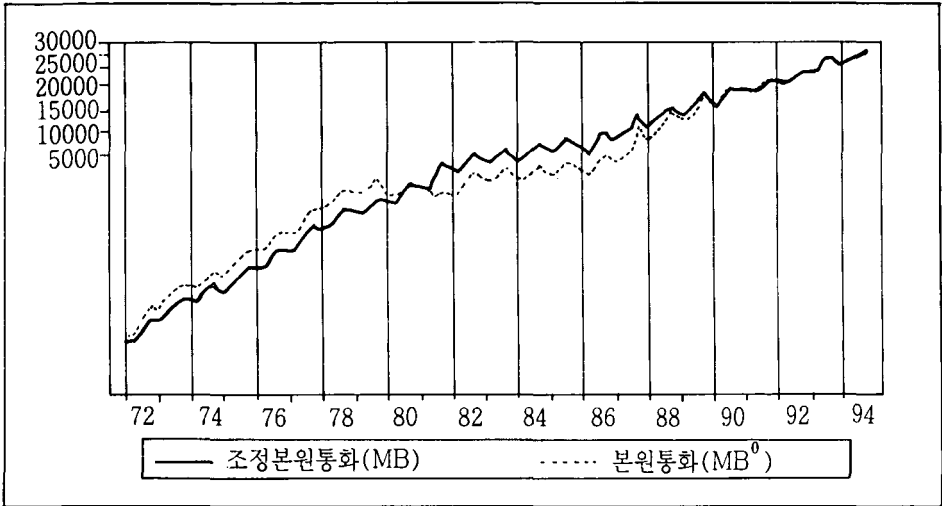
따라서 調整本源通貨는 다음과 같다.

$$(4) \quad MB = CU + (DD^0 rrd + DS^0 rrs) \frac{RA^0}{DD^0 rrd^0 + DS^0 rrs^0}$$

本 研究에서는 基準時點을 1995년 4월 현재로 삼았으며 따라서 요구불예금과 저축성예금에 대한 基準必要支給準備率(rr)은 11.5%로 동일하게 適用하였다. 참고로 1970년대 이후 支給準備率의變化는 〈附表 1〉에 정리되어 있다. [圖 1]은 本源通貨 調整의 影響을 보기 위하여 本源通貨의 원래 時系列과 調整된 時系列을 로그스케일로 比較한 것이다. 兩者間에는 1990년 1/4分期 以前에는 당시의 支準備率과 基準時點의 支準備率과의 差異로 인하여 兩 時系列間에 상당한 差異가 있으나 그 以後에는 支給準備率의變化가 없었으므로 두 時系列이 同一하게 나타나게 되는 것이다.

11) 각 금융기관 및 예금형태에 따라 必要支給準備率이 차등 적용되는 등 실제로는 여러 가지 요인을 고려하여야 하지만 그 비중이 미미하므로 여기서는 분석의 편의상 요구불예금과 저축성예금으로 단순화하였다. 〈附表 1〉 참조.

〔圖 1〕 本源通貨의 원래 時系列과 調整된 時系列

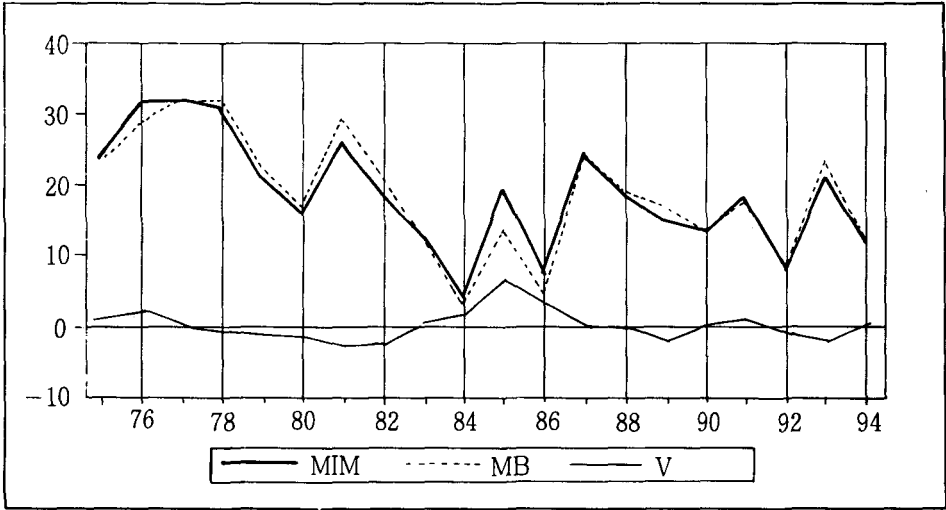


分期別 調整本源通貨는 季節調整 후 사용하였고 年度別 調整本源通貨는 分期別 資料의 平均을 구하여 사용하였다. 1976년 2分期 以後의 分期別 通貨衝擊指標와 主要 經濟變數의 推移를 정리한 것이 〈附表 2〉이다. 通貨衝擊指標를 基盤으로 通貨政策을 評價하기 위해서는 實際 政策意圖와 당시의 經濟狀況 등 諸般 要因을 綜合적으로 分析하여야 할 것 인바 分期別로 政策當局의 意圖 및 經濟狀況 등을 파악하기는 곤란하므로 本 研究에서는 年間 通貨衝擊指標를 活用하였다.

〔圖 2〕는 지난 20년간의 年度別 通貨衝擊指標(MIM)와 그를 構成하는 (調整)本源通貨增加率(MB), 通貨流通速度(\bar{V})의 推移를 比較하여 보여주고 있다¹²⁾. [圖 2]에서 本源通貨 增加率이 상당히 不安定으로 變動하였으며, 그간의 經濟環境 變化를 反映하여 通貨의 流通速度 또한 어느 정도 騰落하였으나 本源通貨 增加率의 變動에 비하면 相對的으로 安定的이었던 것으로 나타나, 1985년 前後와 같은 例外的인 경우를 제외하고는 通貨衝擊指標 變動의 대부분이 本源通貨의 變動에 의한 것이었음을 알 수 있다.

12) II.1 式 (1)을 참조할 것.

〔圖 2〕 年度別 通貨衝擊指標



3. 通貨衝擊指標의 評價

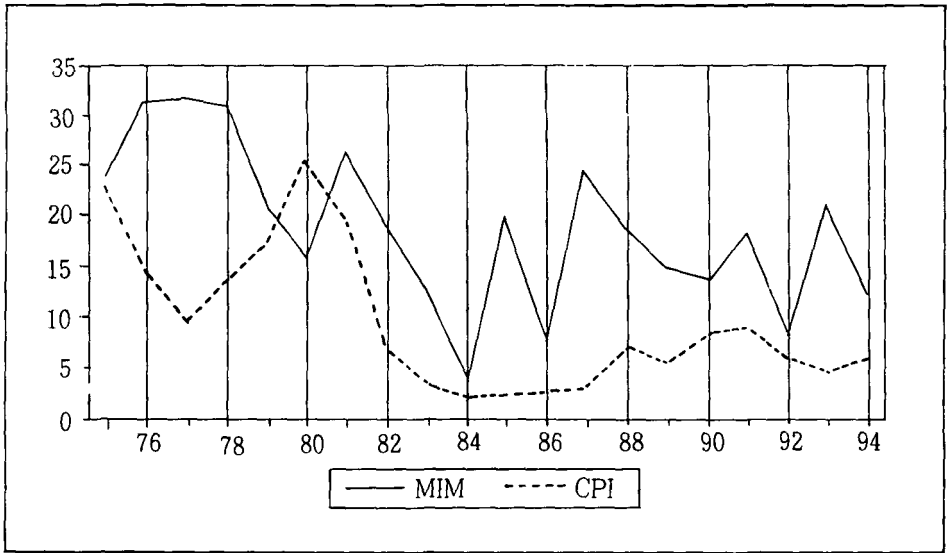
本 研究에서 소개된 우리나라의 通貨衝擊指標가 본래의 開發趣旨에 符合하는가를 評價하기 위해서는 우선 通貨衝擊指標가 한 時點에서의 通貨當局의 政策基調를 잘 反映하는가의 與否를 檢討해 보아야 할 것이다. 이 점은 다음 절에서 상세히 論議될 것인바 結論부터 提示한다면 여러 가지 關聯文獻 등의 資料를 基盤으로 分析하였을 때 本 研究에서 산출된 通貨衝擊指標는 지난 20년간의 通貨政策基調를 잘 反映하고 있다고 判斷된다¹³⁾.

다음으로 通貨衝擊指標은 그 定義上 한 時點에서 취해진 通貨基調가 가지는 中長期的 物價上昇 壓力을 잘 反映하여야 할 것인데 이러한 條件 역시 充足되고 있는 것으로 보인다. 通貨衝擊指標의 變動은 窮極의 中長期的인 超過需要 壓力, 즉 物價上昇 壓力으로 歸着된다는 것은 前述한 바와 같다. 本 研究에서 算出된 通貨衝擊指標가 실제로 미래의 物價變動에 影響을 주는가를 檢討하기 위하여 通貨衝擊指標와 消費者物價指數의 推移

13) 자세한 논의는 III.1을 참조할 것.

를 比較하여 본 것이 [圖 3]이다. 이에 의하면 通貨衝擊指標가 變化한 후 대략 2~3년 정도의 時差를 가지고 消費者物價指數가 騰落하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 현상은 우리나라의 경우 通貨供給이 物價에 8分期의 時差를 가지고 影響을 미친다는 通說과 符合되는 結果라 하겠다.

[圖 3] 通貨衝擊指標와 消費者物價指數 上昇率 推移



이러한 현상을 統計的으로 檢證해보기 위하여 通貨衝擊指標와 消費者物價指數 上昇率 間의 그랜저 因果關係檢定(Granger causality test)을 수행한 결과 “通貨衝擊指標가 消費者物價指數 上昇率을 그랜저의 의미에서 誘發한다(Granger cause)”는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없었다(<表 1> 참조).

<表 1> 通貨衝擊指標와 消費者物價指數 上昇率 間의 그랜저 因果關係檢定

	F統計量	p-value
通貨衝擊指標 → 소비자물가지수 상승률	5.11	0.02
소비자물가지수 상승률 → 通貨衝擊指標	0.43	0.65

註 : 檢정시의 시차는 2년(8분기)으로 설정하였음.

Ⅲ. 지난 20年間の 通貨政策에 대한 評價

1. 지난 20年間の 通貨政策

가. 通貨衝擊指標에 나타난 通貨政策基調

[圖 4]는 年度別 通貨衝擊指標의 推移를 經常GNP 增加率(NGNP)과 比較한 것이다. 通貨政策의 效果만을 고려하였을 때의 經常GNP의 行路를 보여주는 것이 通貨衝擊指標의 推移라면, 반면에 이러한 政策과 實際 經濟의 諸般 要因이 相互作用하여 窮極적으로 나타나는 것이 經常GNP 增加率의 推移인 것이다. [圖 4]에서 보듯이 兩者間에는 상당한 差異가 存在하지만 그 自體로써 지난 20년간의 通貨政策의 功過가 評價되는 것은 아니다. 다만 通貨衝擊指標로 시사되는 經常GNP의 經路가 實際 實現된 經常GNP의 經路에 비해 不安定하고 그 振幅도 크다는 사실은 명백히 드러나고 있다.

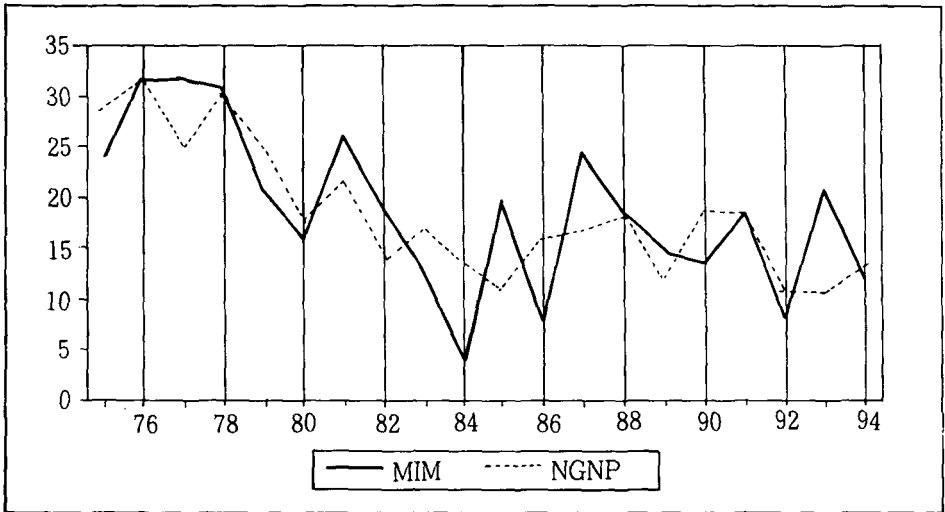
지난 20년간의 通貨政策이 어떻게 運用되어 왔는가를 評價해보기 위해서는 適正한 水準의 目標經路를 設定하고 通貨衝擊指標의 推移를 이 目標經路와 比較하여 보아야 할 것이다. 前述한 바와 같이 맥켈럼과 하그레이브스는 G7 國家들에 대하여 計算된 通貨衝擊指標를 低物價上昇率 範圍와 比較하여 各國의 通貨政策을 評價한 바 있다. 이들은 實質 GDP의 適正 增加率을 年 3%, 物價安定狀態를 年 2%로 假定한 후, 그 上下 1%, 즉 4~6%를 低物價上昇率 範圍로 設定하였다¹⁴⁾. 우리나라의 경우에는 G7 國家들과는 달리 最近까지도 급격한 經濟構造의 變化와 높은 經濟成長 및 物價上昇이 진행되고 있어 이들과 같은 단순한 設定이 적합하지 않은 것으로 보인다.

本 研究에서는 한 걸음 나아가 潛在GNP에 기반을 둔 GNP의 目標經路를 設定하여 分析을 進行하기로 한다¹⁵⁾. 通貨衝擊指標가 한 時點의 通貨基調가 含意하는 經常所得의 增加率을 나타내는 指標인 만큼, 通貨衝擊指標와의 比較를 위해 目標範圍를 設定할 때 適正한 水準의 GNP 增加率뿐 아니라 適正한 物價上昇率도 함께 고려하여야 할 것이다.

14) 각 수치는 年間値이므로 分期別 目標範圍는 1~1.25%가 된다.

15) 不變 潛在GNP는 構造變化를 허용하는 새로운 방식에 의해 韓國租稅研究院 朴宗奎 博士가 계산한 수치를 사용하였다. 潛在GNP의 算出에 대한 보다 자세한 내용은 趙潤濟·朴宗奎(1994)를 참조하라.

〔圖 4〕 通貨衝擊指標와 經常GNP 增加率 推移



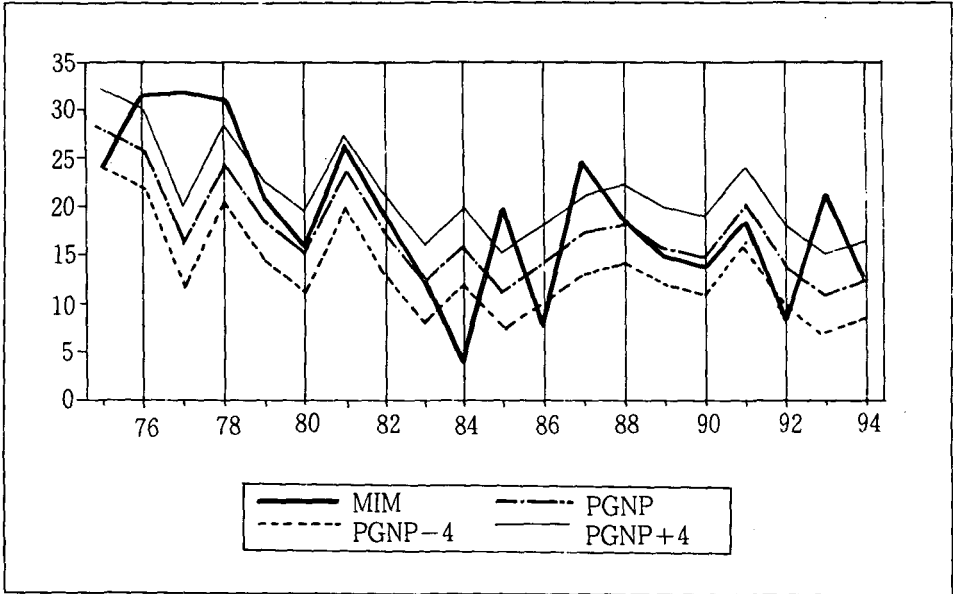
〈表 2〉에서 볼 수 있는 바와 같이 標本期間中 實現된 物價上昇率は 期間에 따라 상당히 다른 分布를 보이고 있다. 즉, 1977년을 제외한 1975~81년의 期間에는 年 10% 이상의 높은 水準을 記錄하였으며 그 이후에는 명확히 낮은 水準에서 變動하고 있는 것이다. 따라서 消費者物價指數 上昇率의 과거 4年(16分期)間的 移動平均을 사용하여 한 時點의 基準 物價上昇率로 設定하였다.

本 研究에서는 이와 같이 設定된 各 年度의 實質潛在GNP 增加率에 年度別 基準 物價 上昇率을 包含하여 이를 그 해의 適正 經常GNP 增加率(〔圖 5〕의 PGNP)로 보고, 그 상하 4%p(分期로는 1%p)를 經常GNP 增加率의 目標範圍로 設定하였다¹⁶⁾. 通貨衝擊指標

16) 본 연구에서 消費者物價指數 上昇率의 과거 4年 移動平均을 基準 物價上昇率로 삼은 것은 익명의 논문심사자의 助言에 따른 것이다. 기준 GNP증가율 및 물가상승률을 설정함에 있어 다양한 代案을 생각해 볼 수 있을 것이며, 지난 20년간의 通貨정책에 대한 평가는 經常所得의 目標範圍를 어떻게 설정하는가에 따라 불가피하게 영향을 받게 된다. 예컨대 基準 物價上昇率을 過去 3年(12분기)간의 移動平均이나 多項時差式(polynomial distributed lags)으로 구할 수도 있고, 아예 일정하게 설정할 수도 있는 것이다. 실제로 여러가지 代案을 시도하여 본 결과, 각 연도별 政策 基調에 대한 평가가 미미하게 바뀌기는 하였으나 본 연구의 주요 結論 및 示唆點에는 큰 영향이 없는 것으로 나타났다.

의 推移를 GNP增加率의 目標範圍와 比較한 것이 [圖 5]이다.

[圖 5] 通貨衝擊指標과 GNP增加率의 目標範圍



[圖 5]가 시사하는 바는 直觀的으로 明瞭하며, 쉽게 解釋할 수 있을 것이다. 한 時點에 있어서 通貨衝擊指標가 GNP增加率 目標範圍보다 큰 경우에는 本源通貨 增加率에 內包되어 있는 당시의 通貨政策基調가 당시의 經常潛在GNP 增加率을 中長期的으로 유지 하기에 지나치게 擴張的이라는 것을 의미한다. 따라서 이 時點에서 適正한 水準의 經濟成長이 이루어지고 있다면, 즉 潛在GNP 增加率 水準의 經濟成長이 이루어지고 있다면 이 時點에서의 通貨政策은 과도한 인플레이션을 誘發하게 되는 水準이라는 것이다. 한편 당시에 安定的인 物價上昇이 이루어지고 있다고 한다면 이 時點에서의 通貨政策은 과도하게 總需要를 자극하여 이후의 物價上昇을 誘發하고 있다고 解釋할 수도 있는 것이다. 반대로 通貨衝擊指標가 經常GNP 增加率의 目標範圍보다 작은 경우에는 通貨政策이 지나치게 緊縮的이었다고 볼 수 있으며 이 경우 역시 앞에서와 마찬가지로 解釋할 수 있다.

[圖 5]에서 쉽게 알 수 있는 점은 우선 同 期間의 通貨衝擊指標은 매우 不安定的·不規則的으로 騰落해 왔다는 점이며 이는 지난 20년간의 通貨政策이 安定的인 經濟活動에 필수적인 豫測可能性을 결여해 왔다는 것을 의미한다. 標本期間中 通貨衝擊指標의 平均이 18.6이었던 데 비해 標準偏差는 7.9에 이르렀으며, 예컨대 1981년에 26.1을 기록하였다가 1984년에는 3.8로 急落하고 다시 1985년에는 19.6으로 上昇할 정도로 짧은 기간에 變動이 컸다는 것은 本源通貨의 管理가 거의 安定的으로 이루어지지 않았음을 시사하는 것이다¹⁷⁾.

둘째, 보다 중요한 점으로 지난 20년간 通貨衝擊指標으로써 시사되는 通貨政策의 基調는 本 研究에서 설정한 바와 같은 經濟成長 및 物價上昇의 目標範圍를 達成하기 위한 政策과는 거리가 멀었다는 점이다. 20년의 對象期間 중 通貨衝擊指標가 目標範圍에 속한 해는 1979~83, 1988~91, 1994년의 열 개 연도에 불과하였고, 許容範圍를 目標增加率의 上下 2%로 縮小하는 경우에는 이 중 1979년과 1981년을 제외한 여덟 개 연도로 줄게 된다. 결국 나머지 해에 있어서는 年度別로 정도의 차이는 있지만 經濟를 過熱 혹은 收縮시키는 데 일조하였다고 볼 수 있는 것이다¹⁸⁾.

셋째, 一般的 認識과는 달리 지난 20년간의 通貨政策基調가 항상 擴張的이었던 것은 아니라는 점이다. 20년의 對象期間 중 8年間 緊縮的인 通貨政策基調가 취해진 것으로 나타났으며 특히 1984, 1986년의 通貨政策基調는 오히려 지나치게 緊縮的이었던 것으로 나타났다. 이런 경우에는 通貨政策이 지나치게 緊縮的으로 運用되어 충분한 양의 通貨供給을 통해 經濟를 지원하지 못했다는 점에서 바람직하지 못하였던 것이다.

주의하여야 할 점은 [圖 5]만으로는 通貨當局의 意圖나 그 意圖의 達成 與否를 判斷

17) 1981~84년 기간의 通貨衝擊指標의 急落은 通貨衝擊指標를 구성하는 本源通貨 增加率과 本源通貨 流通速度 增加率 중 本源通貨 增加率의 暴落에 기인한다. 本源通貨 增加率이 1981년의 29.0%에서 1984년의 2.3%로 떨어진 반면, 流通速度 增加率은 오히려 1981년의 -2.9%에서 1984년의 1.4%로 上昇하여 結果的으로 流通速度 增加率의 上昇이 本源通貨 增加率의 下落을 어느 정도 緩和하였던 것이다.

18) 여기서 설정된 上下 4%p의 目標範圍는 맥켈럼과 하그레이브스가 G7 國家들에 대해 設定한 上下 1%p를 고려해보면 우리 經濟現實을 勘案한다 해도 지나치다 싶을 정도로 너그러운 假定이라 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 目標範圍를 지나치게 保守的으로 設定하였을 可能性을 檢討해보기 위하여 다양한 目標範圍를 상정하여 보았으나 이러한 경우들에도 역시 通貨衝擊指標에 나타난 지난 20년간의 通貨政策基調는 適正하다고 간주될 수 있는 範圍를 상당한 程度 벗어나 있었다고 結論지을 수 있었다.

할 수는 없다는 것이다. 通貨衝擊指標은 通貨當局의 政策基調를 나타내는 것이지 政策의 원래 意圖를 나타내는 것은 아니며 예컨대 通貨當局의 意圖가 전혀 通貨緊縮에 있지 않았음에도 불구하고 실제 通貨政策의 基調가 緊縮的으로 나타났다고 볼 수도 있기 때문이다. 또한 지난 20년간 우리나라의 通貨政策이 通貨政策의 주요한 機能이라 할 수 있는 景氣安定政策으로서의 役割을 다 하였는가의 與否도 通貨衝擊指標만으로는 評價할 수 없을 것이다.

나. 記錄에 나타난 通貨政策

지난 20년간의 通貨政策의 功過를 評價하기 위해서는 實際 政策意圖와 당시의 經濟狀況 등 諸般 要因을 綜合的으로 分析하여야 할 것이다. 이하에서는 지난 20년간의 通貨政策에 있어서의 政策方向과 諸般 政策的 措置에 관한 歷史的 記錄을 基盤으로 그간 實際로 취해진 通貨政策의 基調와 그 意圖가 어떠하였는가를 檢討해 보기로 한다. 이로써 本 研究에서 計算된 通貨衝擊指標가 우리나라의 通貨政策의 基調를 적절히 反映하고 있는가를 評價하고 더불어 이러한 通貨政策 方向에 대한 通貨當局의 意圖가 어떠하였는가를 파악하고자 한다.

通貨政策의 實際 基調와 意圖에 대한 判斷은 韓國銀行의 『年次報告書』와 經濟企劃院의 『經濟白書』에 나타난 諸般 政策的 措置 및 그 背景에 대한 敍述을 基準으로 하였다. 문제는 通貨信用政策의 方向을 기술함에 있어서 이러한 資料 자체가 매우 모호한 敍述을 하고 있고, 여러 가지 政策措置를 사후적으로 正當化하는 方向으로 評價하고 있으며 또한 취해진 政策의 意圖에 대해서도 명확히 밝히지 않고 있다는 것이다. 따라서 通貨政策 意圖에 대한 判斷은 通貨當局이 發表한 資料에 최대한 의존하더라도 보는 이의 觀點에 따라 상당히 影響받을 수밖에 없다.

다음에 各 年度別로 취해진 政策의 方向과 政策意圖가 간략하게 要約되어 있다.

1975年：緊縮

世界景氣 沈滯의 長期化로 인한 國內雇傭의 惡化에 대처하기 위하여 部分的으로 景氣振作을 圖謀하기는 하였으나, 1975年の 通貨政策은 全般的으로 第1次 石油波動 以後 物價 上昇壓力과 國際收支의 大폭적인 逆조를 벗어나기 위해 總需要를 관리하는 方向으로 운

용되었다.

1976年：膨脹

年初에는 石油波動 以後의 內外不均衡壓力을 완전히 해소함으로써 經濟의 安定基盤을 構築하는 데 역점을 두고 總需要 管理를 꾀하였으나 하반기의 景氣上昇에 따른 實物經濟의 급속한 확장세에 발맞추어 通貨供給目標을 上向調整함으로써 經濟成長을 뒷받침하였다.

1977年：膨脹

經濟의 成長基盤을 더욱 공고히 하고자 實物經濟의 움직임에 따라 流動性 供給을 彈力的으로 調節하는 한편 產業設備의 近代化 및 合理化를 위한 投資를 적극 支援하는 方向으로 運營되었다.

1978年：緊縮

經濟의 安定基盤의 確立에 力點을 두고 過剩流動性 供給을 방지하면서 國內景氣의 진정과 貯蓄 增大를 통하여 物價의 安定을 도모하고자 6월에 金利引上, 8월에 物價安定 綜合施策을 實施하는 등 緊縮基調를 強化하였다.

1979年：膨脹

年初 經濟의 長期的 安定基盤 構築을 위해 緊縮基調를 強化하고자 하였으나 中盤 以後 安定化施策의 影響, 海外景氣 沈滯, 油價不安 등이 겹쳐 國內景氣가 급속한 후퇴 기미를 보이자 資金市場의 梗塞을 피하고자 輸出支援金融과 上業어음할인제도 등을 擴充·整備하는 등 膨脹基調로 轉換하였다.

1980年：膨脹

1980年中 通貨政策은 年初 第2次 石油波動으로 야기된 物價上昇 壓力과 國際收支 不均衡 擴大에 대처하여 通貨總量面의 緊縮基調를 견지하려 노력하였으나 하반기 들어 景氣 沈滯의 長期化로 인한 成長과 雇傭의 지나친 收縮을 방지하고자 金利를 彈力的으로 運用하는 등 經濟를 活性化시키는 데 중점을 두고 運營되었다.

1981年：膨脹

1980년에 이어 景氣와 物價, 그리고 國際收支 動向을 勘案하여 3회에 걸쳐 金利를 引下

하는 등 長期化된 景氣沈滯로 어려움을 겪어온 企業의 金融費用 負擔을 輕減하도록 하여 景氣活性化를 도모하였다.

1982年：膨脹

저액어음사기사건 이후 私債市場 및 短資市場의 위축으로 인한 市中資金 不足을 補充하고 實物經濟의 持續的 成長을 원활하게 支援하기 위하여 金利引下 및 資金供給 擴大를 통한 景氣活性化 施策을 施行하였다.

1983年：膨脹

物價安定基調의 定着을 위해 通貨 增加率을 安定的으로 유지하되, 하반기 이후 발생한 몇 건의 大型金融事故로 인한 金融 梗塞을 피하고 하반기 이후의 景氣恢復이 순조로이 이루어질 수 있도록 流動性을 伸縮적으로 供給하였다.

1984年：緊縮

內外經濟與件의 好轉에 힘입어 國內經濟가 뚜렷한 회복세를 나타냄에 따라 景氣上昇過程에서 야기될 수 있는 超過需要 壓力을 緩和하기 위하여 通貨의 安定供給基調를 한층 強化하였다.

1985年：膨脹

國內外 需要不振 등으로 國內景氣가 크게 위축됨에 따라 通貨供給을 확대하고 이를 輸出 및 設備投資 支援資金으로 증점 공급함으로써 國內景氣를 活性化시키고 나아가 經濟의 持續的 成長을 위한 成長潛在力을 擴充하려 努力하였다.

1986年：緊縮

1986년에 들어서 原油價 下落 등 對外經濟與件의 好轉으로 國際收支가 慢性的 赤字에서 黑字로 轉換됨으로써 그 동안 通貨還收部門으로 作用하였던 海外部門에서 通貨增發이 일어나는 등 流動性 膨脹壓力이 가중됨에 따라 適正通貨量 유지를 위한 通貨管理가 強化되었다. 이에 따라 韓國銀行의 金融機關에 대한 일부 貸出金利를 引上하고 外貨貸出要件을 強化하는 한편 年支給輸入期間을 短縮하는 등 金融 및 外換部門에서 海外部門에서의 通貨增發 壓力을 中和하기 위한 多角的인 對策을 實施하였다.

1987年：緊縮

海外部門을 통한 通貨增發規模가 급속도로 擴大되면서 過剩流動性 供給이 우려됨에 따라 年支給輸入의 制限, 輸出先手金の 領受限度 縮小, 다양한 資本流出 促進策의 實施 등 通貨의 適正水準 유지를 위한 積極的이고 多角的인 對策을 講究·實施하였다.

1988年：緊縮

輸出好調 등으로 海外部門으로부터 市中에 供給된 過剩流動性을 흡수하기 위하여 通貨安定證券 發行, 貿易金融 縮小, 外貨流入規制 強化 등 外換·財政·金融政策上的 諸般 措置와 努力이 취해졌다.

1989年：緊縮

3低好況의 지속에 따라 緊縮基調를 強化하였다.

1990年：緊縮

上半期에 예상 밖의 높은 經濟成長, 證市活性化措置 등으로 높아진 通貨水位를 낮추기 위해 下半期 들어 不動產 등 非生産的인 部門에 대한 貸出을 規制하고 金融機關 支準의 엄격한 管理를 통해 民間信用의 供給을 抑制하는 등 通貨管理 努力을 強化하였다.

1991年：緊縮

建設景氣 등 內需 過熱에 따른 物價安定과 經常收支 惡化 등에 대처하여 通貨를 安定的으로 供給하려 努力하였다.

1992年：緊縮

단자사의 업무조정 및 直接金融市場 沈滯 등으로 인한 銀行貸出의 增加, 經常收支 赤字 및 外資流入 擴大, 兩大選擧 등 通貨增發要因에 대하여 金融機關 支準을 엄격히 管理하는 등 緊縮基調를 지키기 위한 努力을 強化하였다.

1993年：膨脹

다양한 通貨增發要因이 발생하여 전반적으로 膨脹的인 政策基調가 취해졌다. 즉, 上半期에는 經濟活性化를 促進하기 위한 두 차례에 걸친 재할인금리 및 금융기관 여수신금리 인하와 輸出企業 및 中小製造業體의 금융지원 확대책 등이 취해졌으며 하반기에는 金融

實名制의 第2段階 金利自由化 등 金融改革措置의 定着을 위해 通貨를 伸縮的으로 供給하였다.

1994年：緊縮

前年度에 大量放出된 通貨의 物價上昇 壓力과 景氣 過熱에 대비하여 인플레 期待心理가 再演되지 않도록 通貨總量을 安定的으로 供給하러 努力하였다.

通貨政策基調가 膨脹的이었는가 緊縮的이었는가의 判斷은 通貨衝擊指標에서 經常GNP 增加率目標을 差減한 數値로써 그 基準을 삼을 수 있을 것이다. 이는 앞서 논의된 바와 같이 한 時點에 있어서 通貨衝擊指標가 GNP 增加率目標보다 큰 경우에는 通貨政策基調가 膨脹的이고, 작은 경우에는 緊縮的이라는 것을 의미하기 때문이다. 本 研究에서 經常GNP 增加率目標은 實質潛在GNP 增加率에 消費者物價指數 上昇率의 과거 4년 移動平均을 合한 값으로 定하였다. 이를 정리한 것이 <表 3>의 둘째 列에 나타나 있다. 本 研究에서 計算된 通貨衝擊指標를 基盤으로 判斷된 지난 20년간의 通貨政策의 基調가 以上에서 要約된 實際 通貨信用政策의 政策的 措置 및 政策方向과 全般的으로 符合하는 것을 알 수 있다. 따라서 本 研究에서 計算된 通貨衝擊指標는 우리나라의 경우에도 通貨當局의 政策基調를 잘 反映하고 있다고 볼 수 있을 것이며 以後의 論議에서는 通貨衝擊指標로 나타난 政策基調를 實際 政策基調로 보고 論議를 展開하기로 한다¹⁹⁾.

前述한 바와 같이 通貨政策의 意圖는 事後的으로도 判別하기가 쉽지 않으나 앞에 要約된 內容을 參考하여 최대한 客觀化된 結果가 <表 3>의 셋째 列에 정리되어 있다. 주의할 것은 通貨當局이 어떤 政策措置 내지 政策方向이 經濟的으로 바람직하지 못하다는 것을 인지하면서도 經濟的·非經濟的 諸般 狀況에 따라서 通貨政策을 變化시키는 경우가 빈번히 있었다는 것이다. 여기서는 通貨政策이 실제로 變化하는 方向을 그 政策에 대한 意圖로 간주하였음을 밝혀둔다.

19) <表 3>에서 볼 수 있는 바와 같이 1978년과 1987, 1988년에는 通貨衝擊指標에 의한 政策基調와 政策的 意圖間에 差異가 있는 것으로 나타났다. 이에 대한 說明은 Ⅲ.4를 참조할 것.

2. 經濟狀況과 通貨政策基調

먼저 지난 20여년간의 景氣變動에 있어서 通貨衝擊指標로 나타난 通貨政策의 基調가 어떠하였는가를 分析해 보기로 한다. 참고로 1975년 이후의 年度別 通貨衝擊指標와 主要 經濟指標의 推移를 정리한 것이 <表 2>이다.

〈表 2〉 通貨衝擊指標와 主要 經濟指標 推移

(單位: %)

	GNP갭	通貨衝擊指標	실질 잠재GNP 증가율	소비자 물가지수 상승률	G N P 디플레이터 상승률	경상GNP 증가율	M2 증가율 (平殘)
1975	1.08	24.0	6.6	22.5	23.0	28.8	27.0
1976	2.19	31.3	9.5	14.2	21.0	31.6	29.2
1977	2.30	31.7	9.4	9.7	15.2	24.7	37.0
1978	0.05	31.0	11.7	13.5	20.8	30.2	39.3
1979	-0.48	20.7	7.0	16.9	18.5	24.9	26.8
1980	-2.49	15.8	-2.1	25.3	21.8	17.7	25.8
1981	0.68	26.1	1.8	19.4	16.5	21.5	27.4
1982	0.22	18.7	7.1	6.8	7.1	13.8	28.1
1983	-0.12	12.6	11.7	3.4	5.5	16.8	19.5
1984	0.43	3.8	7.8	2.3	5.1	13.5	10.7
1985	-0.37	19.6	7.4	2.4	4.4	11.0	11.8
1986	1.00	7.5	9.8	2.7	4.6	15.8	16.8
1987	0.77	24.2	12.0	3.0	4.8	16.6	18.8
1988	1.34	18.5	10.8	6.9	6.6	18.0	18.8
1989	-0.17	14.8	8.2	5.6	5.2	11.9	18.4
1990	0.59	13.6	8.4	8.2	9.5	18.6	21.2
1991	0.21	18.1	9.1	8.9	9.7	18.4	18.6
1992	-1.03	8.0	6.0	6.0	6.0	10.8	18.4
1993	-0.19	20.8	4.9	4.7	4.9	10.6	18.6
1994	0.61	11.9	7.1	6.1	5.2	13.2	15.6
평균	0.3	18.6	7.7	9.4	10.8	18.4	22.4

각 연도에 우리 경제가 어떠한 경기국면에 처해 있었는가는 여러 가지 기준에 의하여 평가할 수 있겠으나 本 研究에서는 GNP갭((경상GNP-경상잠재GNP)/경상GNP)을 계산하여(〈表 3〉의 첫번째 列), 이 값이 0보다 크면 경기가 확장국면에 있고 반대로 0보다 작은 경우에는 위축국면에 있는 것으로 판단하였다²⁰⁾.

〈表 3〉 通貨政策의 意圖, 政策基調 및 景氣局面

	경기국면 (GNP갭 ¹⁾)	정책기조 (MIM갭 ²⁾)	정책의도	경기국면/ 정책기조	경기국면/ 정책의도	정책기조/ 정책의도
1975	확장(1.08)	긴축(-4.0)	긴축	역행	역행	부합
1976	확장(2.19)	팽창(5.2)	팽창	동행	동행	부합
1977	확장(2.30)	팽창(15.7)	팽창	동행	동행	부합
1978	확장(0.05)	팽창(6.7)	긴축	동행	역행	상이
1979	위축(-0.48)	팽창(2.3)	팽창	역행	역행	부합
1980	위축(-2.49)	팽창(0.6)	팽창	역행	역행	부합
1981	확장(0.68)	팽창(2.8)	팽창	동행	동행	부합
1982	확장(0.22)	팽창(1.8)	팽창	동행	동행	부합
1983	위축(-0.12)	팽창(0.6)	팽창	역행	역행	부합
1984	확장(0.43)	긴축(-11.9)	긴축	역행	역행	부합
1985	위축(-0.37)	팽창(8.4)	팽창	역행	역행	부합
1986	확장(1.00)	긴축(-6.3)	긴축	역행	역행	부합
1987	확장(0.77)	팽창(7.1)	긴축	동행	역행	상이
1988	확장(1.34)	팽창(0.5)	긴축	동행	역행	상이
1989	위축(-0.17)	긴축(-0.9)	긴축	동행	동행	부합
1990	확장(0.59)	긴축(-1.2)	긴축	역행	역행	부합
1991	확장(0.21)	긴축(-1.7)	긴축	역행	역행	부합
1992	위축(-1.03)	긴축(-5.5)	긴축	동행	동행	부합
1993	위축(-0.19)	팽창(9.9)	팽창	역행	역행	부합
1994	확장(0.61)	긴축(-0.4)	긴축	역행	역행	부합

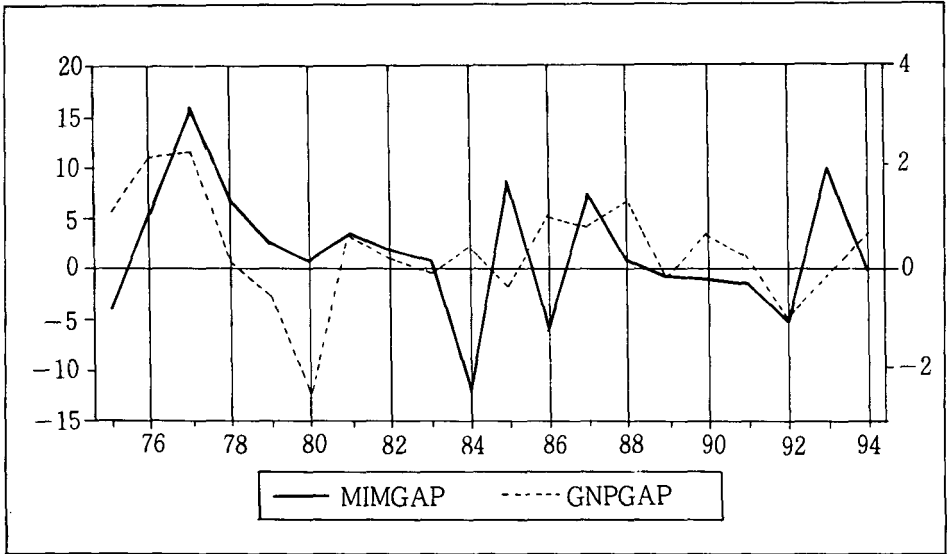
註: 1) (經常GNP-經常潛在GNP)/經常GNP. 여기서 經常潛在GNP는 實質潛在GNP에 GNP디플레이터를 곱한 값임.

2) 通貨衝擊指標-經常GNP 目標增加率임. 여기서 經常GNP 目標增加率は 實質潛在GNP 增加率에 消費者物價指數 上昇率의 과거 4년 移動平均을 합한 값임.

20) 이 기준에 의한 결과는 統計廳 기준에 따른 景氣變動局面과 반드시 일치하는 것은 아니나 전반적으로 부합하는 것으로 보인다. 統計廳에 의한 분류는 다음 表와 같다.

한편 通貨政策基調가 膨脹的이었는가 緊縮的이었는가의 與否는 앞서 말한 바와 같이 通貨衝擊指標에서 經常GNP 增加率 目標을 差減한 數値로써 判斷基準을 삼았으며 經常GNP 增加率 目標은 實質潛在GNP 增加率에 消費者物價指數 上昇率의 과거 4년간 移動平均을 합한 값으로 定하였다(〈表 3〉의 두번째 列). 各 年度에 있어서의 通貨衝擊指標을 통해 본 政策基調(MIM갭)와 景氣局面(GNP갭)을 比較한 것이 〔圖 6〕과 〈表 3〉의 네번째 列이다.

〔圖 6〕 政策基調와 景氣局面



우리나라의 景氣循環(1970~95)

순환	확 장	수 축	지 속 율 수	
			확 장	수 축
1	'72. 3~'74. 2	'74. 2~'75. 6	23	16
2	'75. 6~'79. 2	'79. 2~'80. 9	44	19
3	'80. 9~'84. 2	'84. 2~'85. 9	41	19
4	'85. 9~'88. 1	'88. 1~'89. 7	28	18
5	'89. 7~'91. 1	'91. 1~'93. 1	18	24
6	'93. 1~	~	-	-

資料：統計廳, 『光復 以後 50年間의 經濟日誌』, 1995.

〈表 3〉의 네번째 列은 各 年度別 經濟狀況과 政策基調가 同行하는가의 與否를 정리한 結果이다. 이에 의하면 지난 20년 중 거의 반에 해당하는 아홉 개 연도에 있어서 景氣同行的인 通貨政策基調가 취해졌던 것으로 나타나 우리나라의 通貨政策은 景氣變動을 緩和하는 方向으로 運用된 해도 있지만 오히려 景氣變動을 深化시키는 方向으로 運用된 해도 많았다는 것을 알 수 있다.

通貨政策基調가 景氣同行的으로 나타난 原因은 다음과 같이 나누어 설명할 수 있을 것이다. 우선 가장 說得力 있는 解釋으로서 通貨政策을 수행할 때 政策當局의 원래의도가 景氣調節에 있지 않았다는 설명을 들 수 있으며 이는 다음 항에서 검토하기로 한다. 둘째, 원래 의도는 景氣逆行的이었으나 結果的으로 政策基調가 景氣同行的으로 나타났을 수도 있다는 可能性이 있다. 첫번째 解釋보다 說得力이 약하긴 하지만, 예컨대 前年 同期 對比 總通貨 增加率을 基準으로 景氣逆行的 通貨政策을 수행하였으나 결과적으로는 通貨衝擊指標(=본원통화 증가율+유통속도 예상증가율)에는 政策基調가 景氣同行的으로 나타나는 경우 등을 상정해 볼 수 있다²¹⁾.

셋째, 咸貞鎬 外(1994)에서 논의된 바와 같이 通貨當局의 意圖나 소망 등에 관계없이 通貨政策이 景氣同行的의 될 수밖에 없도록 되어 있다는 解釋도 상당한 說得力을 지니고 있다. 즉, 通貨 增加率 目標을 設定·運用함에 있어서 과거 및 미래 物價上昇率이 높은 수준임에도 불구하고 이를 대부분 수용하는 方向으로 豫想 또는 目標 物價上昇率을 策定하여 目標 通貨增加率에 反映되기 때문이라는 것이다. 또한 政策金融 등이 景氣同行性을 導入한다고 볼 수도 있다. 즉 호황기에는 한국은행 자동재할인 대상어음인 무역어음, 상업어음 등의 재할인이 활발해지고 불황기에는 그 반대현상이 벌어져 본원통화가 경기동행적으로 변동하게 되는 것이다.

3. 經濟狀況과 通貨政策意圖

〈表 3〉의 다섯째 列은 각 연도별 景氣局面과 通貨政策의 意圖를 비교한 결과인데 이에 의하면 우리나라의 通貨當局은 지난 20년 동안 14개 연도에서만 景氣變動에 逆行하

21) 보다 자세한 논의는 Ⅲ.4를 참조할 것.

는, 즉 景氣調節的인 通貨政策基調를 취하고자 했던 것으로 나타났다. 이는 通貨政策을 수행할 때 우리나라의 政策當局이 반드시 景氣調節만을 目標로 하지 않아 왔음을 의미하는 것이다. 물론 이러한 결과는 충분히 豫見할 수 있는 바로서, 原論的으로 通貨政策은 여러 가지 安定政策 手段 중 하나에 불과하며 通貨信用政策이 반드시 短期的 經濟安定化만을 目標로 하는 것도 아니기 때문이다. 특히 우리나라의 경우 通貨政策이 景氣變動을 緩和시키기 위한 단순한 安定政策으로서보다는 오히려 經濟開發 및 成長過程에 있어서 政策當局이 通貨膨脹을 통하여 資金을 원하는 部門으로 供給하는 등 產業政策的 觀點에서도 빈번히 運用되어 왔던 것이다. 그 밖에도 通貨政策이 選舉 등 각종 經濟外的 理由에 의해서도 영향 받아왔음을 감안하면 이는 오히려 자연스러운 결과라 할 수 있을 것이다²²⁾.

通貨政策의 意圖가 景氣同行的인 期間은 1976~1977년, 1981~82년, 1989년, 1992년으로 나타나 있는데 1976~77년 및 1981~82년의 경우에는 第1次 石油波動, 第2次 石油波動으로 인한 不況과 國際收支 赤字에 對應하여 經濟를 活性化하고 成長基盤을 擴充하기 위해 景氣上昇局面임에도 불구하고 膨脹的 通貨政策을 運用하였고, 반면 1989년과 1992년에는 景氣가 萎縮局面에 있었음에도 外貨 流入으로 인한 과도한 通貨增發을 相殺하기 위해 通貨緊縮을 의도하였던 것으로 보인다.

이와 같은 通貨政策의 運用이 반드시 바람직하지 못했다고 結論지을 수는 없을 것이며 長期的으로는 보다 소망스러운 결과를 낳았다고 볼 수도 있을 것이다. 그러나 經濟規模가 커지고 金利自由化, 金融自律化, 經濟의 開放·國際化 등의 급속한 진전에 따라 經濟環境이 變化하였을 뿐 아니라 國內 政治經濟的 先進化가 이루어짐에 따라 產業政策的인 고려하의 通貨信用의 人爲的 造作을 통한 經濟의 運用이 不可能해지고 그 副作用 역시 예전에 비해 훨씬 커지고 있는 것이 사실이다. 通貨信用政策이 景氣變動에 대한 매우 效果的인 政策 手段임을 勘案할 때 長期的으로는 通貨政策의 景氣調節 機能을 強化하는 方向으로 運用되도록 하여야 할 것이다. 물론 通貨政策이 效果的인 安定化政策으로 活用되기 위해서는 通貨當局의 本源通貨 調節能力이 劃期的으로 提高되어야 할 것이며 이를 위한 與件이 시급히 造成되어야 할 것이다²³⁾.

22) 通貨衝擊指標를 基盤으로 分析하였을 때, 우리나라의 景氣循環이 通貨信用政策에 의해 發生 또는 誘導되었다는 證據는 발견할 수 없었다.

23) 이에 대해서는 관련된 기존 연구가 다수 있으므로 이들을 참조할 것.

4. 通貨政策意圖와 通貨政策基調

이상의 논의에서 1978년, 1987, 1988년에는 通貨政策의 意圖가 景氣逆行的이었음에도 불구하고 通貨政策의 基調가 景氣同行的으로 나타났음을 알 수 있다. 환언하면 이 3개 연도에는 通貨政策의 意圖와 通貨衝擊指標로써 나타난 通貨政策基調가 다르게 나타난 것이다(〈表 3〉의 여섯째 列 참조).

우선 1978년에는 通貨政策이 景氣鎮靜을 목표로 하여 6월중 금리를 인상하고 8월에는 物價安定 綜合施策을 發表하였으나 通貨衝擊指標로는 膨脹의 通貨基調를 나타냈는데, 이러한 通貨政策意圖와 基調間의 乖離는 다음과 같이 설명할 수 있을 것이다. 즉, 1978년에는 緊縮基調를 強化하긴 하였으나 그 가운데 中小企業에 대한 金融支援을 擴大하기 위하여 中小企業 特別資金을 放出하고 中小企業이 割引依賴人인 上業어음의 韓國銀行 再割引을 허용하는 한편, 그 取扱分 및 輸出支援金融을 모두 金融機關의 對民間 信用限度 管理對象에서 제외하는 등의 措置가 취해졌다. 이러한 措置들은 本源通貨의 增發要因으로 作用하는 것으로 本源通貨 增加率을 基盤으로 計算되는 通貨衝擊指標가 膨脹의 通貨基調로 나타나게 된 것이다.

1987, 1988년 역시 通貨緊縮에 目標을 두었으나 當局의 積極적인 通貨還收의 努力에도 불구하고 海外部門으로부터의 本源通貨 大量 살초에 기인하여 本源通貨 增加率이 각각 24%, 18%수준을 유지하여 通貨衝擊指標가 높게 나타난 해이다.

前述한 바와 같이 通貨信用政策에 대한 여러 資料들이 政策方向 및 그 意圖에 대하여 모호한 敍述을 하고 있어 이들을 基盤으로 通貨政策의 實際 基調와 意圖에 대한 判斷을 내리기가 매우 곤란하다. 그럼에도 불구하고 지난 20년 동안 3개 연도를 제외한 17개 연도에서 通貨政策의 意圖와 政策基調가 符合되는 것을 볼 때, 최소한 우리나라의 通貨當局이 諸般 政策的 措置를 통하여 그 意圖한 바를 實現시켜 왔다고 評價할 수 있다.

IV. 要約 및 結論

本 研究에서는 맥켈럼과 하그레이브스가 提案한 通貨衝擊指標라는 概念을 導入하여 지

난 20년간의 우리나라 通貨政策에 適用하여 보았다. 通貨衝擊指標은 通貨當局의 政策基調를 민감하게 反映하는 동시에 金融環境의 變化도 勘案할 수 있도록 本源通貨 增加率과 流通速度 豫想增加率의 合으로 定義되었으며 한 시점의 通貨當局의 政策基調가 含意하는 經常所得 增加率을 나타내게 된다.

1975~1994년에 걸친 20년간의 通貨衝擊指標을 計算하여 分析해 본 결과, 우리나라의 경우에도 通貨衝擊指標가 通貨當局의 政策基調를 적절히 描寫하고 있는 것으로 나타났고 通貨基調가 가지는 中長期的 超過需要壓力, 즉 物價上昇 壓力을 잘 反映하고 있는 것으로 判斷되었다.

通貨衝擊指標을 基盤으로 지난 20년간 우리나라의 通貨政策을 評價해 본 결과, 우선 지난 20년간의 通貨政策은 安定的인 經濟活動을 위해 필요한 豫測可能性을 缺如해 온 것으로 나타났다. 또한 潛在GNP 成長率 및 消費者物價 上昇率에 基盤을 둔 經常GNP의 目標行路와 比較하여 보았을 때 通貨衝擊指標에 나타난 지난 20년간의 通貨政策基調는 適正하다고 간주될 수 있는 범위를 상당한 정도 벗어나 있었으며 經濟를 過熱 혹은 萎縮시키는 데 一助하였을 可能性도 있는 것으로 밝혀졌다.

安定化政策으로서의 지난 20년간 우리나라의 通貨政策을 評價해 본 結果, 우리나라의 通貨政策은 景氣變動을 緩和하는 方向으로 運用된 해도 있지만 오히려 景氣變動을 深化시키는 方向으로 運用된 해도 많았다. 이는 通貨當局의 政策意圖가 애초에 景氣安定化에 있지 않았기 때문에, 關聯文獻을 통해 分析해 본 結果도 우리나라의 政策當局이 景氣調節만을 目標로 通貨政策을 수행하지는 않은 것으로 나타났다. 경우에 따라서 景氣上昇에도 불구하고 膨脹的 通貨政策을 運用하기도 했고, 반면 景氣가 萎縮局面에 있었음에도 通貨緊縮을 試圖한 경우도 있었던 것이다.

지난 20년간의 通貨政策 運用이 반드시 바람직하지 못했다고 結論지을 수는 없을 것이며 오히려 이러한 政策 運用이 長期的으로는 우리 經濟에 보다 바람직한 結果를 가져왔다고 볼 수도 있을 것이다. 그러나 급속한 經濟環境 變化에 따라 通貨信用政策의 運用 方向도 적절히 變化하여야 할 것이다. 최근 金融의 自律化와 國際化의 급속한 進전에 따라 우리나라 通貨政策의 伸縮性과 有效性에 가해지는 制約이 점차 커질 것으로 豫想되며, 종래와 같이 通貨政策을 통하여 여러 가지 目標을 동시에 追求한다는 것이 不可能해질 뿐 아니라 최악의 경우에는 巨視經濟의 安定조차도 確保할 수 없게 될지도 모른다.

따라서 通貨當局은 通貨政策의 가장 基本的인 目標가 中長期的 經濟安定을 통한 持續的 成長基盤의 構築이라는 것을 분명히 認識하여 通貨政策의 景氣調節機能을 強化하는 方向으로 運用하여야 할 것이다²⁴⁾.

24) 보다 자세한 내용은 咸貞鎬 外(1994) 등 참조.

參 考 文 獻

經濟企劃院, 『經濟白書』, 各 年度.

김세진·이증락, 「金利와 인플레이션간의 關係 分析」, 『金融經濟研究』, No. 94-3, 韓國金融研究院, 1994. 8.

_____, 「우리나라 金利의 期間構造에 관한 研究」, 『金融研究』, 제8권 제2호, 韓國金融研究院, 1994. 12.

徐秉翰, 「通貨政策의 中間目標變數 選擇: 通貨, 利子率 및 信用을 중심으로」, 『金融經濟研究』, 52, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1993. 2.

안동규, 「金利 期間스프레드의 物價指標性 分析」, 『第一經濟研究』, 第一經濟研究所, 1995. 5.

오성환, 『우리나라 通貨金融政策의 推移』, 研究報告書 1993-4, 韓國金融研究院, 1993.

李仁杓, 「適正通貨指標의 選定: 共積分接近에 의한 分析」, 政策研究資料 94-02, 韓國租稅研究院, 1994.

鄭健溶, 『우리나라 金融政策 運用現況과 改善方向』, 韓國開發研究院, 1987. 7.

趙潤濟·朴宗奎, 「開放經濟下의 財政政策: 巨視經濟調整 役割提高를 위한 方案」, 『開放化·國際化에 따른 財政·金融政策의 方向』, 韓國租稅研究院, 1994. 11.

최용일, 「韓國의 市場金利와 인플레이션 豫測에 관한 研究」, 『投資金融』, 全國投資金融協會, 1991. 12.

콜(Cole, D.C.)·박영철, 『韓國의 金融發展: 1945~1980』, 韓國開發研究院, 1984.

統計廳, 『光復 以後 50年間の 經濟日誌』, 1995.

韓國銀行, 『年次報告書』, 各 年度.

咸貞鎬·崔雲奎, 「우리나라의 金利決定要因 分析」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1991. 3.

咸貞鎬·徐秉翰·金玄儀, 『金融自由化의 進展과 通貨政策』, 金融經濟研究叢書 94-01, 韓國銀行, 1994.

Estrella, Arturo, and Gikas A. Hardouvelis, "The Term Structure as a Predictor of Real Activity," *Journal of Finance*, June 1991, pp. 555~576.

- Hargraves, Monica, and Garry J. Schinasi, "Monetary Policy, Financial Liberalization, and Asset Price Inflation," Annex I in *World Economic Outlook*, Washington: International Monetary Fund, May 1993, pp. 24~25.
- McCallum, Bennett T., "Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, November 1993, pp. 1~45.
- McCallum, Bennett T., and M. Hargraves, "A Monetary Impulse Measure for Medium-Term Policy Analysis," IMF Working Paper, 94/146, Dec. 1994.

〈附表 1〉 預金銀行 支給準備率¹⁾

(單位 : %)

실시일	저 축 성 예 금		요 구 불 예 금	
	원 화 ^{2), 3), 4)}	외 화 ⁵⁾	원 화 ^{3), 4)}	외 화 ⁵⁾
1971.11. 1	12.0 (10.0)	10.0	18.0 (15.0)	
1972.12.16	14.0 (12.0)	10.0	19.0 (16.0)	
1973. 5.16	18.0 (16.0)	10.0	22.0 (19.0)	
1974. 8. 1	15.0 (13.0)	10.0	19.0 (16.0)	
1975. 1. 1	17.0 (15.0)	10.0	21.0 (18.0)	
3. 1	16.0 (14.0)	10.0	23.0 (20.0)	
7. 1	17.0 (15.0)	10.0	24.0 (21.0)	
1976. 4.16	17.0 (12.0)	10.0	24.0 (17.0)	
1978. 1. 1	17.0 (12.0) (12.0)	10.0	24.0 (17.0) (17.0)	
2.23	18.0 (14.0) (13.0)	10.0	25.0 (18.0) (14.0)	
3.23	19.0 (16.0) (14.0)	10.0	26.0 (21.0) (19.0)	
4.23	20.0 (17.0) (15.0)	10.0	27.0 (22.0) (20.0)	
9. 8	20.0 (17.0) (15.0)	10.0	27.0 (22.0) (20.0)	
1979.11.23	20.0 (17.0) (15.0)	1.0	27.0 (22.0) (20.0)	1.0
1980. 1. 8	11.0 (8.0) (6.0)	1.0	20.0 (15.0) (13.0)	1.0
9.23	10.0 (7.0) (5.0)	1.0	14.0 (10.0) (8.0)	1.0
1981. 7. 1	5.5	1.0	5.5	1.0
11.23	3.5	1.0	3.5	1.0
1982. 5.23	5.5	1.0	5.5	1.0
1984. 9. 8	4.5	1.0	4.5	1.0
1985. 7.23	4.5	1.0 (20.0)	4.5	1.0 (20.0)
1987. 2.20	4.5	1.0 (4.5)	4.5	1.0 (4.5)
11.23	7.0	1.0 (4.5)	7.0	1.0 (4.5)
1988.12.23	10.0	1.0 (4.5)	10.0	1.0 (4.5)
1989. 5. 8	10.0 (30.0) ⁶⁾	1.0 (4.5)	10.0(30.0) ⁶⁾	1.0 (4.5)
1990. 2. 8	11.5	1.0 (4.5)	11.5	1.0 (4.5)
3. 8	11.5	1.0 (11.5)	11.5	1.0 (11.5)

註 : 1) 한국산업은행, 한국장기신용은행에도 적용.

2) 주택부금(1988.12.23부터 지급준비 대상예금에 포함), 목돈마련저축(1976.4.1부터 실시), 근로자주택마련저축(1987.12월부터 실시), 상호부금(1991.2.8부터 지급준비 대상예금에 포함)에 대하여는 3%로, 가계우대정기적금, 2년이상 만기 정기예금, 2년이상 만기 정기적금에 대하여는 8%로 각각 차등 적용.

3) 1971년 1월 상반월부터 총예금의 2%, 1979년 7월 상반월부터는 총예금의 4% 한도 내에서 예금 타점권을 제외, 1982년 5월 하반기부터 총예금의 4% 한도 내에서 총타점권 제외.

4) ()안은 농협, < >안은 수협에 대한 적용률임.

5) ()안은 거주자계정에 대한 적용률임.

6) ()안은 1989년 4월 상반월 예금평균잔액에 대비한 매반월 예금평균잔액 증가액에 대하여 적용되는 지급준비율임.

資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』, 1995. 1.

〈附表 2〉 分期別 通貨衝擊指標 및 主要 經濟指標 推移

(前期對比, 年率, %)

	GNP갭	通貨衝擊 指 標	실 질 잠재GNP 상승률	소 비 자 물가지수 상승률	·GNP 디플레이터 상승률	경상GNP 상승률	M2 상 승 률	
							전기대비	전 년 ¹⁾ 동기대비
1976. 2/4	5.8	18.6	9.4	10.3	20.1	35.5	30.6	29.5
1976. 3/4	3.5	20.3	8.4	13.9	15.1	21.2	27.5	29.5
1976. 4/4	5.6	40.3	5.8	7.9	12.5	20.5	23.0	29.3
1977. 1/4	-10.9	25.2	8.6	7.4	21.8	14.0	32.0	32.8
1977. 2/4	-4.4	33.1	10.4	9.4	9.8	26.6	33.1	33.5
1977. 3/4	10.3	60.7	11.0	11.8	11.0	36.8	40.8	38.0
1977. 4/4	12.4	28.4	18.3	10.9	16.7	37.1	35.9	42.5
1978. 1/4	-6.5	28.9	10.8	16.7	27.0	18.7	37.4	44.6
1978. 2/4	2.6	41.6	9.5	10.0	21.5	40.1	24.8	41.5
1978. 3/4	-9.5	19.0	8.8	17.3	33.7	30.5	27.9	37.0
1978. 4/4	-7.7	17.2	10.5	17.7	9.5	21.8	31.0	35.4
1979. 1/4	5.5	29.9	8.9	12.5	10.1	32.1	23.4	30.6
1979. 2/4	-5.8	21.0	12.7	26.7	19.6	21.1	17.6	28.4
1979. 3/4	-14.8	13.2	-6.8	11.1	32.4	16.8	18.7	25.4
1979. 4/4	-2.3	9.8	-6.5	19.7	14.0	19.7	24.9	23.6
1980. 1/4	-12.7	20.5	7.3	38.1	22.0	19.1	24.4	23.7
1980. 2/4	-4.7	25.4	-13.2	26.1	22.7	17.4	27.1	26.8
1980. 3/4	-4.9	-6.5	4.3	18.4	20.5	24.7	18.5	26.9
1980. 4/4	-21.8	43.6	-11.1	27.7	25.1	-2.4	21.1	25.8
1981. 1/4	0.6	38.3	8.7	16.7	10.2	40.7	28.7	26.6
1981. 2/4	-5.5	14.0	7.2	18.1	17.9	19.1	25.9	26.6
1981. 3/4	-2.0	19.3	6.3	19.9	12.2	22.0	22.8	28.1
1981. 4/4	7.8	63.1	-1.4	5.7	7.7	16.1	21.3	28.2
1982. 1/4	-8.2	11.5	16.5	1.0	8.3	8.8	23.6	26.1
1982. 2/4	-2.8	-15.9	3.5	5.6	3.1	11.9	27.8	26.9
1982. 3/4	1.9	31.1	4.9	5.4	3.9	13.5	30.0	29.5
1982. 4/4	6.7	13.7	12.5	3.8	-1.8	15.6	22.1	29.7
1983. 1/4	0.1	13.3	13.3	5.1	21.6	28.3	10.5	25.0
1983. 2/4	-4.9	9.5	17.8	0.4	-2.4	10.5	17.2	22.0
1983. 3/4	0.1	-0.9	9.8	0.8	1.2	15.9	14.0	17.5
1983. 4/4	-0.2	-12.2	9.8	2.8	-0.7	8.8	12.7	14.7
1984. 1/4	12.5	-33.1	-2.2	3.7	13.9	24.6	9.4	14.0
1984. 2/4	0.5	61.4	14.3	1.4	5.9	8.1	6.3	11.2
1984. 3/4	-3.6	-22.3	8.7	1.5	7.9	12.4	7.0	9.4
1984. 4/4	-3.3	37.4	7.8	3.9	-6.1	2.0	10.4	8.7

〈附表 2〉의 계속

	GNP갭	通貨衝擊 指 標	실 질 잠재GNP 상 승 률	소 비 자 물가지수 상 승 률	GNP 디플레이터 상 승 률	경상GNP 상 승 률	M2 상 승 률	
							전기대비	전 년 ¹⁾ 동기대비
1985. 1/4	-0.6	18.1	2.6	0.3	6.9	12.2	11.2	9.0
1985. 2/4	-4.1	4.5	10.8	2.9	4.1	11.4	14.0	11.2
1985. 3/4	-5.8	28.5	6.6	3.7	11.4	16.3	12.8	12.9
1985. 4/4	-0.5	-55.4	7.3	4.6	4.0	16.5	14.5	14.1
1986. 1/4	4.1	37.3	4.8	3.2	2.8	12.2	12.4	14.3
1986. 2/4	7.7	-33.1	11.1	1.3	3.9	18.7	23.4	17.1
1986. 3/4	3.0	88.7	23.9	1.8	2.3	21.5	16.6	18.2
1986. 4/4	-3.7	4.7	10.2	-0.5	6.7	10.2	12.5	17.5
1987. 1/4	0.7	32.5	10.3	0.8	4.8	19.5	16.1	18.8
1987. 2/4	5.4	57.1	12.2	7.2	0.9	17.9	18.6	17.3
1987. 3/4	5.3	-32.8	8.5	6.2	3.2	11.6	19.4	18.0
1987. 4/4	-3.9	76.2	8.9	7.3	20.1	19.8	22.4	21.0
1988. 1/4	10.9	-15.6	16.4	8.3	-0.3	31.0	9.9	19.4
1988. 2/4	-2.8	56.5	8.7	5.8	5.5	0.3	15.4	18.3
1988. 3/4	4.7	3.9	8.7	6.0	5.5	21.8	23.1	19.1
1988. 4/4	4.2	-5.9	8.1	6.3	12.4	19.9	19.1	18.2
1989. 1/4	-1.6	37.7	7.9	3.7	-1.8	0.2	11.2	19.1
1989. 2/4	-7.1	-12.6	8.2	5.7	5.6	8.3	15.4	18.9
1989. 3/4	-3.4	18.4	8.0	6.2	2.4	14.1	20.5	17.7
1989. 4/4	3.1	78.8	8.8	7.5	15.5	30.8	19.7	18.1
1990. 1/4	6.3	-62.2	7.5	10.1	8.9	19.6	28.0	23.5
1990. 2/4	0.2	44.0	8.4	9.5	11.5	13.7	15.6	23.4
1990. 3/4	1.6	42.0	9.6	7.3	10.4	21.4	10.6	20.0
1990. 4/4	-2.4	-33.6	9.3	7.3	4.0	9.3	16.6	19.3
1991. 1/4	2.3	61.3	8.7	13.1	14.2	27.6	24.2	18.4
1991. 2/4	3.1	-14.1	9.0	6.2	10.9	20.8	12.7	17.5
1991. 3/4	-0.7	3.0	9.4	9.0	7.8	13.4	14.7	18.4
1991. 4/4	-5.1	18.5	9.0	7.7	6.1	10.7	17.8	19.0
1992. 1/4	-5.0	26.0	8.4	4.7	3.1	11.6	21.8	18.2
1992. 2/4	-6.8	-9.9	5.5	5.5	7.7	11.4	13.8	18.5
1992. 3/4	-2.9	-1.2	-6.2	5.3	7.3	5.0	14.4	18.4
1992. 4/4	-3.0	33.5	4.8	2.9	1.6	6.2	17.8	18.6
1993. 1/4	-1.9	29.6	7.2	4.2	4.2	12.5	16.1	16.7
1993. 2/4	0.0	23.0	6.2	5.9	7.2	15.3	19.7	18.5
1993. 3/4	-0.5	49.2	7.6	4.3	4.7	11.7	20.5	20.3
1993. 4/4	-4.6	-8.6	7.7	6.9	4.7	8.3	11.9	18.8
1994. 1/4	0.2	-3.1	9.1	8.3	2.4	16.2	7.3	15.9
1994. 2/4	0.8	36.3	3.8	3.3	7.2	11.6	18.0	15.5
1994. 3/4	0.1	-20.6	7.3	8.2	9.4	16.1	19.5	15.3
1994. 4/4	3.3	15.7	7.4	2.9	3.0	13.6	13.7	15.8

註: 前年 同期 對比 M2 增加率을 제외한 모든 수치는 季節調整된 時系列의 年率화된 前期 對比 增加率임.

1) 季節調整되지 않은 時系列의 前年 同期 對比 增加率임.

Review of Fiscal and Financial Studies

A Biannual Journal Published by the Korea Tax Institute

Vol. 2, No. 1

Jun. 1995

ABSTRACT

Corporate Income Tax Rate and Investment

Kim, Yu-Chan

One of the traditional arguments about corporate income tax is that a decrease in tax rate is an efficient policy measure to raise investments. Several previous studies, however, showed that investments may decrease despite the decrease in corporate income tax rate. This paper analyzes the conditions under which this phenomenon, the so-called "Taxation Paradox" occurs. This paper suggests that Taxation Paradox is more likely to exist when the investments are financed by debts. By equity financing, Taxation Paradox may or may not occur depending upon the corporate tax system (for example, Classical System or Integration System). This paper also suggests that the possibility of Taxation Paradox is very high under the corporate tax rate of about 30% and very low under the rate of about 50%. If the appropriate range of corporate tax rate exists, then it is likely to be a rate between 30% to 50%. The results of this study imply that the government should be very deliberate in

cutting the corporate income tax rate by recognizing that a lower corporate income tax rate does not necessarily raise investments nor impose competitiveness of domestic firms.

On the Policy of Imposing Heavy Buildings Tax on Multiple-House-Ownning Households: Measurement of Tax Burden and Policy Effects

Ro, Younghoon

While the individual household's house ownership distribution across the nation provides valuable information to the policy-makers of housing and property taxation, previous empirical studies on house holdings among households have been based largely upon the aggregate data. With the nationwide house holdings data among households available in the course of computerizing local property tax rolls, we investigate the local buildings tax burden of house-owning-households stratified by the number of houses held. We found that house-owning-households' current average tax rates are estimated to be very low: 0.32% for individual houses and in the range of 0.31~0.54% for individual households. Then, we examine the policy of imposing heavy buildings tax on multiple-house-owning-households, which has been considered in the policy circle as a way of lessening inequitable distribution of housing ownership. The three feasible alternatives implementing the policy are suggested, and the ensuing revenue effects thereof are obtained with the simulation method. Together with other economic effects and the relative weight of buildings tax burden with other taxes on capital gains and rental income, finally, we question the effectiveness of the policy.

Optimal Distribution of General Grants

An, Jongseok

This paper investigates the optimal distribution of general grants from a central government to local governments. The results of the analysis suggest that the distribution rule to the general grants from a central government to local governments whose tax policy changes are capitalized in asset prices, should be different from the distribution rule to the others. In transferring funds to the former, the central government should focus on internalizing the externalities caused by local taxes and can therefore, disregard the distribution problem. This is because relative levels of welfare for residents in different localities are determined through the market mechanism. However, the central government should take into account the distribution of local public goods in transferring funds to the latter type of local government since the market mechanism does not work. In this case, the central government should determine the optimal levels of local public good provision in different localities based on the social welfare function and then transfer funds to fill the differences between the amounts of funds required for the optimal provision of public goods and the optimal level of local revenue. One of the problems in applying this method is that the distribution of general grants should be neutral to the tax efforts of local governments. In this regard, one can use the average of local revenue of similar localities as a proxy for the actual local revenue.

An Analysis on the Effects of Export Loans in the Form of Availability and Interest Rate Subsidy on Export: The Case of Small-and-medium-sized Firms in Korea

Lee, Kiyong

This paper estimates the relative importance of subsidies in the form of availability and interest rate of export loans for the amount of export by small-and-medium-sized firms in Korea using the method of variance decomposition of forecasting errors within a vector autoregression model. The result shows that the effect of availability subsidy is 2.5~3.5 times greater than the effect of interest rate subsidy on the amount of export. This result suggests that the liberalization of interest rate on export loans can still increase export if the availability of export loans increase at the same time. To increase the availability of export loans, it is necessary to replace export loans with semi-commercial bills as well as liberalize its interest rate and include the semi-commercial bill as one of the central bank's rediscount objects. Also it is necessary to allow financial institutions to issue new bills based on and backed-up by this semi-commercial bill and to sell this new asset at liberalized rates.

Korean Foreign Exchange and Capital Flow Deregulation Effect on Exchange Rate

Kim, Chong Man

This paper analyses the effect of the foreign exchange and capital deregulation plan which was announced by the Korean Government in December of 1994. In the

future, exchange rate between Korean won and foreign currency (especially the U.S. dollar) could be influenced more by uncontrollable factors, such as the expected future economic conditions or foreign interest rate. Therefore, it will be more difficult to keep the exchange rate at an appropriate level even if all the available policy tools are applied. The influence of trade balance change on the exchange rate might be reduced and the market equilibrium exchange rate could be determined at a level on which foreign trade could not be balanced. Net capital inflow is expected since Korean interest rate is higher than international level. Therefore, over-supply condition may be created in the Korean foreign exchange market and Korean won will appreciate as a result.

Market Stabilizing Function and Optimal Level of Margin Requirement

Choe, Heungsik

This paper investigates the relationship between margin requirements and stock return volatility and illustrates the determination of optimal margin requirements according to the market condition. Using daily stock returns from 1980 to 1994 we find no empirical evidence that margin requirements have served to dampen stock market volatility. This shows that the changes in margin requirements have no effect and further, are undesirable in stabilizing stock price.

Since the margin in stock index futures market, unlike that of the stock market, is merely a security that ensures the payment, its relationship with the price fluctuation is more insignificant than with the margin of the stock market.

Margin requirement of the futures market, therefore, is set at a level to provide market liquidity and minimize credit risk. We calculate the optimal margin require-

ment of the stock price index futures market by using the first passage time model based on the credit risk limit and the expected mean and volatility of stock prices.

Monetary Impulse Measure in Korea

Lee, Inpyo

This paper reviews and evaluates the Korean monetary policy in the last twenty years, applying the monetary impulse measure proposed by McCallum and Hargraves(1994). The impulse measure serves well as an indicator of the Korean monetary authority's policy stance during this period. Judged from the monetary stance characterized by the impulse measure, the Korean monetary policy has been procyclical as much as countercyclical over the period. During this period, the Korean monetary policy has often been used for achieving economic development rather than macroeconomic stabilization.

Economic liberalization and opening call for a change in the role of monetary policy. The Korean monetary policy has achieved considerable success in the earlier stage of economic development, however, its role in the new economic environment should be focussed more on securing macroeconomic stability than on any other economic objectives. In this respect, it is important for the monetary authority to enhance the role of monetary policy as an effective stabilization policy tool.