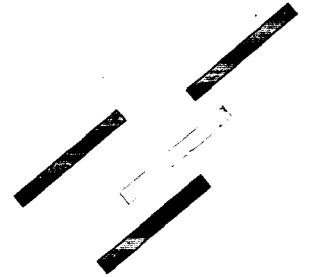


財政金融研究



1994년 11월 7일 登錄
登錄番號 사-1738



企業 寄附行爲의 動機에 관한 研究	金 珍 洙
地方交付稅의 衡平化 및 再分配效果分析	朴 釘 洙
메뉴費用과 價格衝擊分布	朴 宗 奎
메뉴費用과 產業別 要素價格衝擊下에서의 獨占的 競爭企業의 價格決定	朴 宗 奎
換率變動이 輸出入價格에 미치는 影響의 非對稱性	金 宗 萬
우리나라 銀行產業의 規模 및 範圍의 經濟分析	陳 炳 龍
인플레이션과 相對價格變動性	黃義珏 玄成珉

財政金融研究

Review of Fiscal and Financial Studies

第4卷 第1號(通卷 6號)

1997年 8月

目 次

論文 企業 寄附行爲의 動機에 관한 研究	金珍洙	1
地方交付稅의 衡平化 및 再分配效果分析	朴釘洙	25
메뉴費用과 價格衝擊分布	朴宗奎	53
메뉴費用과 產業別 要素價格衝擊下에서의 獨占的 競爭企業의	朴宗奎	93
價格決定		
換率變動이 輸出入價格에 미치는 影響의 非對稱性	金宗萬	139
우리나라 銀行產業의 規模 및 範圍의 經濟分析	陳炳龍	169
인플레이션과 相對價格變動性	黃義珏·玄成珉	215
書評 『中央銀行論』	鄭鎮鎬	243
英文抄錄		251

企業 寄附行爲의 動機에 관한 研究

金 珍 洙*

要 約

本 論文은 Navarro(1988)의 연구에 기초하여 우리나라 기업의 寄附行爲가 企業의 利潤極大化 動機에서 행해지는지 經營者의 效用極大化 動機에서 행해지는지를 實證 分析하고 있다. 우리나라의 資料를 이용하여 실증분석한 결과에 의하면 寄附金函數에서 가장 관심의 대상이 되는 변수인 稅率의 推定係數는 正의 값을 가졌으며 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이와 같은 결과는 理論的 模型으로부터 企業의 寄附行爲가 經營者의 效用極大化 動機에서 행해진다는 것을 의미한다.

本 論文의 實證分析 結果로부터 다음과 같은 政策的 示唆點을 도출해 볼 수 있다. 첫째, 寄附金에 대한 損金算入限度額을 대폭 축소할 필요가 있다. 寄附金을 경상적인 지출로 간주하여 과도하게 損金算入하도록 하는 것은 바람직하지 않다. 둘째, 寄附行爲는 기업보다는 가능하면 개인에 의해 이루어지도록 해야 할 것이다. 이를 위해 개인에 대해서는 寄附金에 대한 소득공제 한도를 대폭 상향조정하는 등의 寄附行爲誘引 策이 필요하다. 셋째, 寄附金의 모집방법이 개선될 필요가 있다. 기업이 寄附金을 지출하게 되면 그만큼 기업경영 성과가 나빠지므로 公權力이 직접·간접으로 개입하여 강제로 모금하는 것은 바람직하지 않다.

* 韓國租稅研究院 研究委員

I. 序 論

企業의 寄附金은 租稅나 公課金과는 달리 기업의 자발적인 의사에 따라 공익적인 목적을 위하여 國家 또는 地方自治團體 등에 무상으로 제공하는 금품을 말한다. 寄附行爲에 관한 연구는 1960년대부터 주로 美國에서 행해지고 있는데, 企業보다는 個人을 분석대상으로 하는 경우가 더 많다. 그 이유는 美國의 경우 기부행위가 대부분 個人에 의해 행해짐에 따라 자연히 企業에 의한 기부행위보다는 個人에 의한 기부행위가 研究者의 관심 대상이 되고 있기 때문이다¹⁾.

企業의 寄附行爲에 관한 연구는 크게 두 가지 부류로 구분할 수 있다. 그 중 하나는 寄附金의 수준을 결정하는 요인이 무엇인지를 분석하는 것이다. Johnson(1966)으로부터 시작된 이러한 연구들은 대부분 產業資料를 이용하여 미래의 寄附金 水準이 어떻게 될 것인지를 예측하거나 租稅政策에 대한 寄附行爲의 민감도를 측정하는 데 중점을 두고 있다.

그러나 이와 같은 연구는 個別企業이 왜 寄附行爲를 하는가 하는 질문에는 답을 할 수 없다는 한계점이 있었기 때문에 Clotfelter(1985)와 Navarro(1988)는 個別企業이 寄附行爲를 하는 동기를 밝히고자 하였다. 이들 두 論文은 기업이 기부행위를 하는 동기를 기업의 利潤極大化 動機와 경영자의 效用極大化 動機의 두 가지로 가정하였다는 공통점을 가지고 있다. 그러나 Clotfelter의 論文은 Navarro의 論文에 비해 기업이 어떤 동기에서 기부하는지를 분석할 수 있는 理論的인 模型을 제대로 갖추고 있지 못하다는 短點이 있다.

企業의 기부행위가 利潤極大化의 動機에서 행해지는 것인지 效用極大化의 動機에서 행해지는 것인지를 아는 것은 매우 중요하다. 왜냐하면 寄附行爲의 動機가 무엇인가에 따라 租稅政策의 방향이 달라져야 하기 때문이다. 만일 企業

1) 美國의 경우 企業에 의한 寄附金의 規模는 1940년 4천만달러, 1960년 4억 8천만달러, 1980년 25억 5천만달러였으며, 이는 해당 연도의 個人에 의한 寄附金 規模의 3%, 5.3%, 6.7%에 지나지 않을 정도로 낮은 수준이다.

이 利潤極大化의 動機에서 기부를 한다면 寄附金을 경상적인 지출로 간주하여 損金算入함으로써 稅金을 내지 않도록 하는 것이 당연하다. 그러나 經營者의 效用極大化의 動機에서 기부를 한다면 寄附金을 경상적인 지출로 간주하여 損金算入함으로써 稅金을 내지 않도록 하는 것은 바람직하지 않다. 왜냐하면 企業이 寄附金을 지출하는 것은 企業의 純利益을 감소시키는 행위이므로 결국 主의 財產權을 經營자가 남용하는 것이기 때문이다.

우리나라에서 기업의 寄附金은 현금·성금·찬조금·후원금·기부금 등의 명목으로 公權力이 직접·간접으로 개입되어 강제로 모금되는 경우가 많으며, 일반적으로 公課金과 마찬가지로 準租稅²⁾로 인식되는 경향이 있다³⁾. 그러나 비록 寄附金이 강제로 모금되는 경우가 많다고 하더라도 실제로 企業이 寄附行爲를 하는 이유는 利潤極大化의 動機나 效用極大化의 動機에서 찾을 수 있다. 따라서 현재 우리나라에서는 全無한 Navarro類의 연구가 寄附金에 대한 租稅政策을 수립하기 위한 기초연구로 행해질 필요가 있다.

이와 같은 배경에서 本 論文에서는 Navarro(1988)의 연구에 기초하여 우리나라 企業의 寄附行爲가 利潤極大化의 동기에서 행해지는 것인지 效用極大化의 동기에서 행해지는 것인지를 實證分析하였다. 本 論文은 다음과 같이 구성되어 있다. 第 I 節의 序論에 이어 第 II 節에서는 企業 寄附行爲의 動機에 관한 理論的 模型을 제시하고 있으며, 第 III 節에서는 우리나라 企業을 대상으로 寄附行爲의 動機에 관한 實證分析을 하고 있다. 第 IV 節에서는 研究結果를 요약하고 政策示唆點을 제시하고 있다.

2) 이춘근(1991)은 準租稅를 企業활동과정에서 필수적으로 부담해야 하는 순수한 生産費用과 租稅를 제외시킨 비필수적인 企業의 경제적 부담으로서의 公課金이라고 정의하고 있다.

3) 실제로 우리나라 企業의 準租稅 負擔實態를 분석한 이춘근(1991)과 中小企業協同組合中央會(1994)의 연구에서는 寄附金을 준조세의 범위에 포함하고 있다.

II. 理論的 模型

企業의 寄附行爲는 企業의 利潤極大化와 經營자의 效用極大化의 두 가지 動機에서 行해진다고 가정하자. 本 節의 理論的 模型은 Navarro(1988)가 제시한 利潤極大化 模型과 效用極大化 模型을 바탕으로 하되 費用函數를 단순화한 것이다.

1. 利潤極大化 模型

經營者가 寄附行爲를 廣告전략으로 사용하여 제품이미지나 企業이미지를 향상시킬 수 있다면 매출증대를 도모할 수 있으며 이를 통해 이윤극대화를 달성할 수 있을 것이다. 이처럼 經營者의 目標가 企業의 利潤極大化인 경우 이윤함수는 다음과 같이 표시될 수 있으며, 經營者는 이윤을 극대화하기 위해 生産量과 寄附金의 수준을 결정하게 된다.

$$\Pi = PQ(P, G) - C[Q(P, G)] - G \quad \dots\dots\dots (1)$$

여기서 Π 는 이윤, P 는 價格, Q 는 生産量, G 는 寄附金, C 는 生産費用을 나타낸다. 利潤極大化를 위한 1次條件(first order condition)을 구하기 위해 式 (1)을 먼저 Q 에 대해서 미분하면 다음의 式을 구할 수 있다.

$$P + Q \frac{\partial P}{\partial Q} = \frac{\partial C}{\partial Q} \quad \dots\dots\dots (2)$$

式 (2)의 양변을 P 로 나누어 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{P - (\partial C / \partial Q)}{P} = \frac{1}{\eta_p} \quad \dots\dots\dots (3)$$

여기서 $\eta_p = -(\partial Q / \partial P)(P / Q)$ 이고 需要의 價格彈力性을 나타낸다. 다음으로

式 (1)을 G 에 대해서 미분하면 다음의 式을 구할 수 있다.

$$P \frac{\partial Q}{\partial G} = \frac{\partial C}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial G} + 1 \dots\dots\dots (4)$$

式 (2)를 式 (4)에 대입하여 賣出額에 대한 寄附金의 비율을 구하면 다음과 같다.

$$\frac{G}{S} = \frac{\eta_C}{\eta_P} \dots\dots\dots (5)$$

여기서 $S = P \cdot Q$ 이고 賣出額을 나타낸다. 그리고 $\eta_C = (\partial Q / \partial G)(G / Q)$ 이고, 寄附金彈力性을 나타낸다. 式 (5)에서 보는 바와 같이 賣出額에 대한 寄附金의 비율은 寄附金彈力性이 커질수록 높아지고 需要의 價格彈力性이 커질수록 낮아진다.

企業의 寄附行爲는 賣出의 증대를 통해서 이윤극대화를 달성하게 하는 한편, 費用의 감소를 통해서도 이윤극대화를 달성하게 한다. 企業의 寄附行爲가 企業의 費用을 감소시키는 과정은 다음과 같다. 첫째, 企業의 寄附行爲로 인해 地域社會가 더 좋은 교육, 문화, 건강, 레저시설을 제공한다면 노동자는 임금이 조금 낮다고 하더라도 이를 감수할 것이다. 또한 교육에 대한 寄附가 장기적인 勞動供給을 증가시킨다면 企業은 임금을 낮출 수 있다. 둘째, 企業의 寄附行爲는 企業에 유리한 사회분위기를 만들어 준다. 寄附行爲로 인해 형성된 企業의 좋은 이미지는 企業에 불리한 稅金이 부과되지 않도록 하며, 불리한 規制를 당하지 않도록 하는 역할을 한다.

이와 같은 費用側面을 式 (1)에서 고려해 보자. 비용 C 는 生産量 Q 뿐만 아니라 기부금 G 의 함수로 표시될 수 있으므로 式 (1)을 다시 표시하면 다음과 같다⁴⁾.

4) 반면 Navarro(1988)는 費用을 生産量과 環境要因의 함수로 가정하였다. 그리고 환경 요인은 個別企業에 의해 지출되는 寄附金뿐만 아니라 같은 지역의 다른 기업이나 개인에 의해 지출되는 寄附金과 稅金에서 지출되는 社會福祉費用의 함수로 가정하였다. 본 논문에서 이러한 가정을 하지 않은 이유는 實證分析을 위한 자료의 부재를 인식하고 모형을 간단히 하기 위해서였다.

$$\Pi = PQ(P, G) - C[Q(P, G), G] - G \dots\dots\dots (6)$$

式 (6)에 租稅側面을 고려하면 企業의 이윤함수는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\Pi = (1-t)[PQ(P, G) - C[Q(P, G), G] - G] \dots\dots\dots (7)$$

利潤極大化를 위한 1次條件을 구하기 위해 式 (7)을 Q와 G에 대해 각각 미분하면, 租稅를 감안하지 않은 경우의 1次條件인 式 (2)와 式 (4)를 얻게 된다. 따라서 경영자의 목표가 이윤극대화인 경우 이윤극대화 모형의 1차조건으로부터 세금의 부과는 寄附金 水準에 영향을 미치지 않음을 알 수 있다. 즉,

$$\frac{dG}{dt} = 0 \dots\dots\dots (8)$$

이다.

2. 效用極大化 模型

企業이 성장하고 발전하여 所有와 經營의 분리가 촉진되면 代理人 問題가 발생한다. 主人-代理人 問題에 기초한 전통적인 經營者裁量模型(Williamson 1963, 1964)은 다음의 세 가지 가정을 기초로 하고 있다. 첫째, 企業의 經營者는 利潤 중에서 株主가 요구하는 최소한의 이윤을 초과하는 부분을 임의로 지출하려는 경향이 있다. 즉, 經營者는 불필요하게 안락한 사무실, 지나치게 많은 직원의 고용, 과도한 낭비, 필요 이상의 봉급 등을 위해 이윤 중 일부를 지출함으로써 자신의 효용을 증대시키게 된다. 寄附金도 이러한 支出과 마찬가지로 경영자의 효용을 증대시키는 역할을 한다. 經營者는 주주가 요구하는 최소한의 이윤을 초과하는 부분을 寄附金으로 지출함으로써 사회로부터 좋은 평판을 듣게 되며, 따라서는 자신의 效用을 극대화하게 된다. 둘째, 所有와 經營의 분리 정도가 클수록 경영자의 재량이 커진다. 즉, 所有와 經營의 분리 정도가 크면

經營者는 所有者의 간섭을 받지 않고 쉽게 裁量支出을 할 수 있게 된다. 셋째, 불완전한 資本市場이 존재한다.

그러나 主人-代理人 問題의 一般論(Jensen and Meckling, 1976)에서는 다음과 같이 經營者裁量模型의 가정들을 다소 완화하고 있다. 첫째, 기업의 所有者는 완전한 정보를 가지고 있다. 둘째, 기업의 所有者는 만일 經營者가 재량 지출을 하지 않는다면 그 대신 金錢的 보상을 해 줄 수도 있다.

위와 같은 두 가지 형태의 效用極大化 模型 중에서 論議의 편이를 위해 먼저 後者의 경우를 설정해 보자. 經營者가 효용을 극대화하기 위해서 寄附金의 水準 G , 寄附金を 제외한 기타 裁量支出 X , 그리고 生産量 Q 를 결정한다면 效用極大化 模型은 다음과 같이 표시될 수 있다. 이때 經營者의 裁量利潤 Π_D 는 稅後利潤 Π_R 에서 주주에 의해 경영진이 교체되거나 企業支配權市場에서 기업이 인수되는 것을 막는 데 필요한 최소한의 利潤 Π_0 를 차감한 것이다.

$$\max_{G, X, Q} U[G, X] \dots\dots\dots (9)$$

$$s.t. \Pi_D = \Pi_R - \Pi_0 \dots\dots\dots (10)$$

여기서 $R = P \cdot Q$ 이고 總收入을 나타내며, $\Pi_R = (1-t)[R(Q, G) - C[Q(P, G), G] - G - X]$ 이다. 따라서 效用極大化를 위한 「라그랑제」(Lagrange) 函數는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$L = U[G, X] + \lambda[\Pi_0 - (1-t)[R(Q, G) - C[Q(P, G), G] - G - X]] \dots\dots\dots (11)$$

이때 L 을 極大化시키는 1차조건을 구하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \Pi_0 - (1-t)(R - C - G - X) = 0 \dots\dots\dots (12)$$

$$\frac{\partial L}{\partial G} = U_G - \lambda[(1-t)(\frac{\partial R}{\partial G} - \frac{\partial C}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial G} - \frac{\partial C}{\partial G} - 1)] = 0 \dots\dots\dots (13)$$

$$\frac{\partial L}{\partial X} = U_x + \lambda(1-t) = 0 \dots\dots\dots (14)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Q} = -\lambda(1-t) \left(\frac{\partial R}{\partial Q} - \frac{\partial C}{\partial Q} \right) = 0 \dots\dots\dots (15)$$

여기서 U_c 와 U_x 는 U 를 G 와 X 에 대해 각각 미분한 것으로서 限界效用을 나타낸다. 比較靜學(comparative statics) 分析을 위해 式 (12)~(15)를 全微分하여 Π_0 의 變化가 G 에 미치는 效果를 구하면 다음과 같다⁵⁾.

$$\frac{\partial G}{\partial \Pi_0} \Big|_{t=\bar{t}} = \frac{-\lambda Z_6 [-(U_{GX} + U_{XX} Z_2)(1-t)]}{|\bar{H}|} \dots\dots\dots (16)$$

여기서 $|\bar{H}| < 0$, $\lambda < 0$, $Z_6 < 0$, $1-t > 0$, $U_{XX} < 0$ 이며, 式 (13)을 만족시키기 위해서는 $Z_2 < 0$ 이 성립되어야 한다. 만일 U_{GX} 가 加法的(additive) 效用函數라면 그 값은 0이고, 乘法的(multiplicative) 效用函數라면 그 값은 陽(+)이다. 따라서 어떤 경우에도 $\frac{\partial G}{\partial \Pi_0} < 0$ 이다.

같은 방법으로 $\frac{\partial G}{\partial t}$ 를 구하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial G}{\partial t} \Big|_{n_0=\bar{n}_0} = \frac{-\lambda Z_6 [-(U_{GX} + U_{XX} Z_2)(1-t) Z_1]}{|\bar{H}|} \dots\dots\dots (17)$$

여기서 Z_1 은 陽의 값을 갖기 때문에 式 (17)은 陰의 값을 갖는다. 즉, 稅率이 증가하면 寄附金支出은 감소한다. 式 (16)을 式 (17)에 대입하면 다음의 式을 유도할 수 있다.

$$\frac{\partial G}{\partial t} \Big|_{n_0=\bar{n}_0} = Z_1 \frac{\partial G}{\partial \Pi_0} \Big|_{t=\bar{t}} < 0 \dots\dots\dots (18)$$

5) 계산과정은 <附錄>에 자세히 설명되어 있다.

다음으로 전통적인 經營者裁量模型을 가정해 보자. 主人-代理人 問題의 一般論에서는 Π_D 가 效用函數에 포함되지 않았다. 그 이유는 Π_D 가 그 자체로 效用을 창출한다기보다는 經營者裁量支出에 대한 금전적인 보상의 수단으로 간주되었기 때문이다. 그러나 전통적인 經營者裁量模型에서는 經營者가 Π_D 를 지출함으로써 효용을 증대시키므로 效用函數에 Π_D 를 포함하여야 하며, 效用極大化模型은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\max U[G, X, \Pi_D] \dots\dots\dots (19)$$

$$\text{s.t. } \Pi_D = (1-t)(R-C-G-X)\Pi_0 - \geq 0 \dots\dots\dots (20)$$

앞의 모형에서와 동일한 방법을 사용하여 $\frac{\partial G}{\partial \Pi_0}$ 를 구하면 式 (21)을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial G}{\partial \Pi_0} \Big|_{t=\tau} = & \{U_{\Pi_D} Z_6 [U_{G\Pi_D} U_{XX} - U_{G\Pi_D} U_{XX}(1-t) + U_{XX} U_{\Pi_D \Pi_D}(1-t) Z_2 \\ & - U_{GX} U_{X\Pi_D} - U_{X\Pi_D}^2 (1-t) Z_2 + U_{GX} U_{X\Pi_D}(1-t)]\} / |J| \dots (21) \end{aligned}$$

여기서 所得效果를 나타내는 $\frac{\partial G}{\partial \Pi_0}$ 는 式 (16)과 마찬가지로 陰의 값을 갖는다.

다음으로 $\frac{\partial G}{\partial t}$ 를 구하면 式 (22)와 같다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial G}{\partial t} \Big|_{\Pi_0 = \bar{\Pi}_0} = & \{U_{\Pi_D} Z_6 [U_{G\Pi_D} U_{XX} - U_{G\Pi_D} U_{X\Pi_D}(1-t) + U_{XX} U_{\Pi_D \Pi_D}(1-t) Z_2 \\ & - U_{GX} U_{X\Pi_D} - U_{X\Pi_D}^2 (1-t) Z_2 + U_{GX} U_{\Pi_D \Pi_D}(1-t)] Z_1\} / |J| \\ & + \{U_{\Pi_D} Z_6 [U_{\Pi_D} U_{XX} Z_2 - U_{\Pi_D} U_{X\Pi_D}(1-t) Z_2 + U_{\Pi_D} U_{GX} \\ & - U_{\Pi_D} U_{GX} - U_{\Pi_D} U_{G\Pi_D}(1-t)]\} / |J| \dots\dots\dots (22) \end{aligned}$$

위의 式 (22)는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\frac{\partial G}{\partial t} \Big|_{\pi_0 = \bar{\pi}_0} = Z_1 \frac{\partial G}{\partial \Pi_0} \Big|_{t=\tau} + \{ U_{\Pi_0} Z_6 [U_{\Pi_0} U_{XX} Z_2 - U_{\Pi_0} U_{X\Pi_0} (1-t) Z_2 + U_{\Pi_0} U_{GX} - U_{\Pi_0} U_{G\Pi_0} (1-t)] \} / |J| \dots\dots\dots (23)$$

여기서 對替效果를 나타내는 $\frac{\partial G}{\partial t}$ 는 式 (18)과는 달리 陽의 값을 갖는다.

이상의 理論的 模型 중에서 어느 模型이 더 타당한가를 알기 위해 第III節에서는 實證分析을 실시하였다. 實證分析은 式 (8), (18), 그리고 (23) 중에서 어느 것이 현실에 부합하는지를 검증하는 것으로서 그 결과에 따라 寄附金에 대한 租稅政策方向이 달라져야 할 것이다.

만일 $\partial G/\partial t$ 가 0의 값을 갖는다면 利潤極大化 動機의 가설이 기각되지 않는 것이며, 따라서 寄附金을 정상적인 지출로 간주하여 세법상 損金算入할 수 있도록 하는 것은 당연하다. 그러나 만일 $\partial G/\partial t$ 가 0의 값을 갖지 않는다면 利潤極大化 動機의 가설은 기각되며, 이 경우 $\partial G/\partial t$ 가 陽의 값을 갖든 陰의 값을 갖든 效用極大化의 動機가 지지된다. 經營者가 효용극대화 의 동기에서 기부를 한다면 기부금을 정상적인 지출로 간주하여 손금산입함으로써 稅金을 내지 않도록 하는 것은 바람직하지 않다. 企業이 寄附金을 지출하게 되면 企業의 純利益이 감소하게 되므로 이는 결국 주주의 財產權을 經營者가 濫용하는 것이 되기 때문이다.

III. 實證分析

1. 推定模型 및 變數의 說明

第II節의 理論的 模型으로부터 도출된 변수들을 이용하여 寄附金의 最適水準 G^* 는 다음과 같은 함수형태로 표시될 수 있다.

$$G^* = f(\eta_c, \eta_p, t, C_c, \Pi_0, X) + \varepsilon \dots\dots\dots (24)$$

그러나 대부분의 變數들이 관측가능하지 않기 때문에 實證分析에서는 代理變數(proxy variable)를 사용하여 다음의 方程式을 추정하였다.

$$GS = \beta_0 + \beta_1 ADS + \beta_2 PCM + \beta_3 TXR + \beta_4 PERSEL + \beta_5 DERATIO + \beta_6 DIVCHA + \beta_7 SALS + \varepsilon \dots\dots\dots (25)$$

實證分析에 있어서 가장 큰 관심의 대상은 從屬變數인 寄附金과 說明變數인 稅率과의 관계이다. 만일 기부금과 세율간에 有意的인 相關關係가 없다는 결과를 얻게 되면 利潤極大化 動機의 假說이 성립하는 것이다. 반면 기부금과 세율간에 正의 相關關係가 있다는 결과를 얻게 되면 전통적인 經營者裁量模型下에서의 效用極大化 動機의 假說이 성립하는 것이며, 기부금과 세율간에 負의 相關關係가 있다는 결과를 얻게 되면 主人-代理人 問題의 一般論下에서의 效用極大化 動機의 假說이 성립하는 것이다.

從屬變數는 式 (5)에서 이론적으로 제시된 바와 같이 寄附金을 그대로 사용하지 않고 寄附金을 賣出額으로 나누어 산출한 變數(GS)를 사용하였으며, 說明變數인 稅率 t의 代理變數로는 기업이 부담한 稅金을 稅前純利益으로 나누어 산출한 變數(TXR)를 사용하였다. 이 외에도 본 研究에서는 다음과 같은 說明變數를 사용하였다.

우선 寄附金彈力性 η_c 의 代理變數로는 廣告費를 賣出額으로 나누어 산출한 變數(ADS)를 사용하였다. ADS는 企業이 마케팅 수단으로서 廣告에 의존하는 성향을 나타내며, 이는 寄附金彈力性和 거의 비슷한 성질을 갖는다⁶⁾. 式 (5)로부터 寄附金彈力性和 寄附金은 正의 상관계수가 있음을 알 수 있으므로 ADS와 GS도 正의 상관계수를 가질 것으로 예상된다.

需要의 價格彈力性 η_p 도 관측이 어렵기 때문에 이를 대변할 변수가 필요하다.

6) Navarro(1985), p. 75 참조.

式 (3)으로부터 經常利益을 賣出額으로 나누어 산출한 PCM⁷⁾이 需要의 價格彈力性의 逆의 값을 갖는다는 것을 알 수 있기 때문에 이를 η_p 의 代理變數로 사용하였다. 式 (5)를 보면 需要의 價格彈力性和 寄附金은 負의 상관관계가 있는 것으로 나타나므로 η_p 의 역수인 PCM과 GS는 正의 상관관계를 가질 것으로 예상된다.

寄附金이 기업의 費用側面에 미치는 영향을 나타내는 變數인 C_c 의 代理變數로는 人件費를 販賣費와 一般管理費의 합으로 나누어 산출한 變數(PERSEL)를 사용하였다. 기업이 기부행위를 할 때 나타나는 비용측면에서의 편익은 資本集約도가 높은 기업보다는 勞動集約도가 높은 기업에서 발생할 것이기 때문에 PERSEL을 C_c 의 代理變數로 사용한 것이다. 이는 PERSEL이 큰 기업일수록 기업의 寄附行爲로부터 얻는 편익이 클 것이라는 사실을 의미하며, 따라서 GS와 PERSEL은 正의 상관관계가 있을 것으로 예상된다.

Π_0 의 代理變數로는 두 가지를 사용하였다. 그 중 하나가 負債를 資產으로 나누어 산출한 變數(DERATIO)이다. 기업은 自己資本보다는 他人資本을 자금조달의 수단으로 더 선호하는 경향이 있다. 그러나 借入金 比率이 높을수록 파산의 위험이 더 높아지기 때문에 效用을 극대화하려는 經營者는 높은 借入金 比率을 피하고 부분최적화를 달성하려고 할 것이며, 또한 직업적 안정성을 위해 裁量支出을 줄일 것이다. 따라서 GS와 DERATIO는 負의 상관관계가 있을 것으로 예상된다. 다른 하나는 當該年度 配當額에서 前年度 配當額을 차감하여 산출한 變數(DIVCHA)이다. 전년도와 비교하여 당해연도의 株式當 配當額이 증가하면 經營者에 대한 株主의 압력이 약해질 것이며, 이로 인해 經營者의 裁量支出이 늘어날 가능성이 있다. 반면 당해연도의 株式當 配當額이 감소하면 經營者에 대한 株主의 압력이 강해질 것이며, 이로 인해 經營者裁量支出이 줄어들 가능성이 있다. 따라서 GS와 DIVCHA는 正의 상관관계가 있을 것으로 예상된다.

7) 式 (3)의 좌변 $\frac{P-MC}{P}$ 는 Lerner index라고 한다. 限界費用(MC)은 일반적으로 관측되지 않기 때문에 MC는 平均費用(AC)과 같다고 가정한다. 그러면 式 (3)의 좌변은 $\frac{P-AC}{P}$ 가 되며 분모와 분자에 생산량 Q를 곱하면 $\frac{PQ-AC \cdot Q}{PQ} = \frac{TR-TC}{TR} = \frac{\Pi}{TR}$ 가 된다. 여기서 TR은 總賣出額을 나타내며, TC는 總費用을 나타낸다. 따라서 PCM은 이와 같이 수정된 Lerner index를 관측하는 것이다.

기부금을 제외한 기타 裁量支出을 나타내는 X 의 代理變數로는 任員의 賃金を 賣出額으로 나누어 산출한 變數(SALS)를 사용하였다. X 를 대변할 變數로는 경영자의 사무실 크기, 스태프의 수, 실제의 재량지출액 등을 사용하여야 할 것이나, 資料의 제한으로 인해 SALS를 사용하였다. 裁量支出이 많은 기업일수록 寄附를 많이 할 것으로 예상되며, 따라서 GS와 SALS는 正의 상관관계를 가질 것으로 예상된다.

2. 利用資料 및 分析方法

本 研究에서는 分析期間을 1988년부터 1995년까지로 설정하였다. 分析對象은 製造業에 속하는 企業으로 한정하였는데, 그 이유는 다른 업종에 속한 기업은 그 財務的 特性이 상당히 다르기 때문이다. 實證分析에 사용한 資料는 韓國 信用情報(株)에서 정리한 企業財務諸表 SAS Dataset이다. 이 資料는 上場法人, 外監法人, 그리고 登錄法人을 망라하고 있으며, 해당 기업의 財務諸表상에 나타난 각 항목들을 상세히 수록하고 있다. 그러나 본 연구를 수행함에 있어서 이 資料는 推定模型의 분석에 필요한 變數의 값을 가지고 있지 않은 기업이 많이 포함되어 있다는 결함을 가지고 있다.

이에 따라 本 研究에서는 <表 1>에서 보는 바와 같이 企業財務諸表 SAS Dataset의 총 5만개 기업 중에서 推定模型의 분석에 필요한 變數의 값을 모두 가지고 있는 5,838개의 기업만을 分析對象으로 하였다는 한계점을 가지고 있다.

本 研究에서는 위에서 설명한 1988년부터 1995년까지의 자료를 統合(pooling)하여 橫斷面(cross section)資料로 이용하였다. 추정에 사용된 변수들의 基本統計値는 <表 2>에 요약되어 있으며, 說明變數들간에는 多重共線性(multicollinearity) 問題가 없는 것으로 나타났다⁸⁾.

8) 說明變數들간에 多重共線性 問題가 있는지를 알아보기 위해 먼저 Pearson 相關係數를 관찰하였다. 그 중 PCM과 SALS간의 相關係數가 0.40613으로 가장 컸으나, 이는 일반적인 기준인 0.8 내지 0.9에 미달하는 수치였다. 다음으로는 Belsley, Kuh & Welsch (1980)가 제시한 방법을 사용하였다. 매트릭스($X'X$)의 固有根(characteristic roots)의 '최대값/최소값 비율'(condition number) 중에서 가장 큰 수치는 9.86512로 나타났으나, 이는 일반적인 기준인 30에 미달하는 수치였다.

〈表 1〉 年度別 分析對象 企業數

(單位：個, %)

	韓信情 Dataset (A)	標 本 (B)	B / A
1988	4,598	585	12.7
1989	5,038	649	12.9
1990	5,845	784	13.4
1991	6,860	758	11.0
1992	6,955	745	10.7
1993	6,860	731	10.7
1994	7,328	793	10.8
1995	6,516	793	12.2
합 계	50,000	5,838	11.7

〈表 2〉 分析變數의 基礎統計值

變 數	全 體			上場法人			非上場法人		
	標本數	平 均	標準偏差	標本數	平 均	標準偏差	標本數	平 均	標準偏差
GS	5,838	0.003165	0.009914	2,668	0.002843	0.005981	3,170	0.003436	0.012279
ADS	5,838	0.011335	0.024944	2,668	0.015811	0.029479	3,170	0.007568	0.019586
PCM	5,838	0.066624	0.094694	2,668	0.044643	0.047085	3,170	0.085125	0.117904
TXR	5,838	0.332674	0.289160	2,668	0.325219	0.218221	3,170	0.338949	0.337409
PERSEL	5,838	0.424045	0.139509	2,668	0.380627	0.124369	3,170	0.460588	0.141097
DERATIO	5,838	2.528413	2.603430	2,668	2.193206	1.555315	3,170	2.810538	3.205328
DIVCHA	5,838	169899	1953932	2,668	236778	2161940	3,170	113610	1758297
SALS	5,838	0.007459	0.014115	2,668	0.004104	0.005896	3,170	0.010284	0.017896

實證分析에서는 通常의 最小自乘法(ordinary least squares)을 사용하여 式(25)를 추정하였다. 또한 標本을 上場法人과 非上場法人의 두 그룹으로 나누어 이 두 그룹이 서로 다른 推定係數를 갖는지도 살펴보았다.

3. 實證分析 結果

式(25)의 推定結果는 <表 3>과 같이 요약될 수 있다. 이에 따르면 전체기업의 수정결정계수 $\overline{R^2}$ 는 0.1674로 模型의 설명력이 그다지 높은 편은 아니다. 그러나 F 값은 168.67($> F_{0.01(7, 5830)} = 2.64$)로서 係數 全般의 有意성을 보여준다.

각 變數에 대한 推定結果를 구체적으로 살펴보자. 寄附金彈力性의 代理變數인 ADS와 需要의 價格彈力性의 代理變數인 PCM은 예상대로 正의 推定係數를 가졌으며, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타내었다. 또한 經營者의 기타 裁量支出을 대변하는 SALS의 推定係數도 예상대로 正의 부호를 가졌으며, 1%의 유의수준에서 통계적으로 有意하였다.

Π_0 의 代理變數 중의 하나인 DIVCHA는 예상대로 正의 推定係數를 가졌으며, 이는 10%의 유의수준에서 통계적으로 有意함을 나타내었다. 반면 Π_0 의 또 다른 代理變數인 DERATIO의 推定係數는 예상과 달리 正의 부호를 나타내었으나 통계적으로 有意하지는 못하였다. 이와 같은 결과는 借入金 比率이 높을수록 破産의 위험이 더 높아지기 때문에 效用을 極大化하려는 經營者는 높은 借入金 比率을 피하고 부분최적화를 달성하려고 할 것이며, 또한 직업적 안정성을 위해 재량지출을 줄일 것이라는 假說을 기각하는 것이다.

C_0 의 代理變數인 PERSEL의 推定係數는 예상대로 正의 부호를 나타내었으나, 통계적으로 유의하지 못하였다. 이는 기업이 寄附行爲를 할 때 비용측면에서 나타나는 편익이 資本集約度가 높은 기업보다는 勞動集約度가 높은 기업에서 발생한다는 假說을 기각하는 것이다.

本 研究의 주된 관심대상이 되는 變數는 TXR인데, 이의 推定係數는 正의 부호를 갖고 1% 수준에서 통계적으로 有意한 것으로 나타났다. 이는 利潤極大化

動機의 假說 대신 效用極大化 動機의 假說을 뒷받침하는 것이며, 그 중에서도 전통적인 經營者裁量模型의 가정을 완화한 主人-代理人 問題의 一般論下에서 的 效用極大化 動機의 假說을 지지하는 것이다. 이와 같은 결과는 美國의 기업들을 대상으로 연구한 Navarro(1988)의 결과와는 다른 것이다. Navarro의 연구결과는 이 推定係數가 0(零)이 아니라는 歸無假說을 기각하였으며, 따라서 利潤極大化 動機의 假說을 뒷받침하였다.

〈表 3〉 企業 寄附行爲의 動機에 관한 推定結果

說明變數	全體	上場法人	非上場法人
INTERCEPT	-0.00128 (-2.83)***	-0.00059 (-1.36)	-0.00239 (-2.96)***
ADS	0.04311 (8.75)***	0.05917 (16.01)***	0.00659 (0.62)
PCM	0.02917 (20.87)***	0.03535 (14.75)***	0.02929 (15.49)***
TXR	0.00178 (4.33)***	0.00121 (2.50)***	0.00198 (3.36)***
PERSEL	0.00077 (0.86)	0.00059 (0.69)	0.00184 (1.23)
DERATIO	0.00004 (0.93)	-0.00001 (-0.06)	0.00010 (1.62)
DIVCHA	0.0000000001 (1.94)*	0.0000000001 (1.66)*	0.0000000001 (1.22)
SALS	0.12892 (13.84)***	0.07157 (3.91)***	0.14210 (11.56)***
N	5,838	2,668	3,170
Adj R ²	0.1674	0.1947	0.1706
F	168.67	93.10	94.13

註: 1. () 안은 t-value임.

2. ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준(양측검증)에서 유의적임을 나타냄.

다음으로 전체기업을 上場法人과 非上場法人으로 나누어 式 (25)를 추정해 보았다. 上場企業과 非上場企業의 수정결정계수 \overline{R}^2 는 각각 0.1947과 0.1706으로 그다지 높은 편은 아니다. 반면 F 값은 각각 93.10($> F_{0.01(7, 2660)} = 2.64$)과 94.13($> F_{0.01(7, 3162)} = 2.64$)으로서 係數 全般의 有意성을 보여준다.

上場法人과 非上場法人의 推定係數가 같은지를 알아보기 위해서 먼저 Chow test를 해 보았다. Chow test를 위한 F 통계량은 다음과 같다.

$$\frac{(SSE - SSE_1 - SSE_2)/K}{(SSE_1 + SSE_2)/(T - 2K)} = 7.80 > F_{0.01(8, 5822)} = 2.51$$

이와 같은 결과는 上場法人과 非上場法人의 推定係數가 같다는 歸無假說을 기각하는 것이다. 두 그룹의 推定係數 중에서 가장 큰 차이를 보이는 것은 ADS의 推定係數이다. 上場法人의 경우 ADS의 推定係數는 正의 부호를 가지며 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 반면, 非上場法人의 경우 ADS의 推定係數는 통계적으로 유의하지 않았다. 다음으로는 DIVCHA의 推定係數가 차이를 보이고 있다. 上場法人의 경우 DIVCHA가 正의 부호를 가지며 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 반면, 非上場法人의 경우에는 통계적으로 유의하지 않았다. 이 외에도 DERATIO의 경우 통계적으로 有意하지는 않았으나, 上場法人과 非上場法人이 서로 다른 부호를 가졌다.

그러나 이와 같은 차이에도 불구하고 本 研究의 주된 관심의 대상인 TXR의 推定係數는 큰 차이를 보이지 않았다. 上場法人과 非上場法人의 TXR의 推定係數는 각각 0.00121과 0.00198이었으며, 각각 1%의 有意水準에서 통계적으로 유의하였다. 따라서 利潤極大化 動機의 假說 대신 效用極大化 動機의 假說을 뒷받침하는 本 論文의 研究結果는 전체기업을 上場法人과 非上場法人으로 나누었을 때에도 여전히 유효함을 알 수 있다.

IV. 結 論

本 研究에서는 Navarro(1988)의 研究에 기초하여 우리나라 企業의 寄附行爲가 企業의 利潤極大化 動機에서 행해지는 것인지 經營者의 效用極大化 動機에서 행해지는 것인지를 實證分析하였다. 本 研究의 實證分析 結果는 다음과 같이 요약된다.

本 研究에서는 寄附金과 稅率間에 正의 상관계수가 있으며, 推定係數는 1% 수준에서 통계적으로 有意하다는 결론을 얻었다. 이는 利潤極大化 動機의 假說 대신에 效用極大化 動機의 假說을 뒷받침하는 것이며, 그 중에서도 특히 主人-代理人 問題의 一般論下에서의 效用極大化 動機를 지지하는 것이다. 이와는 반대로 美國의 企業들을 대상으로 한 Navarro의 研究는 기부금과 세율간에 아무런 상관계수가 없다는 歸無假說을 기각하지 않았으며, 따라서 利潤極大化 動機의 假說을 뒷받침하였다.

이상의 實證分析 結果로부터 다음과 같은 政策的 示唆點을 도출할 수 있다. 첫째, 寄附金에 대한 損金算入 限度額을 대폭 축소할 필요가 있다. 美國의 경우 소득금액의 10%까지만을 損金算入 限度額으로 인정하고 있으나, 우리나라에서는 全額損金算入寄附金의 경우 소득금액의 100%까지를 損金算入 限度額으로 인정하고 있는 실정이다. 本 論文의 실증분석 결과는 企業이 經營者의 效用極大化 동기에서 寄附行爲를 한다는 假說을 뒷받침하고 있으므로 寄附金을 經常的인 支出로 간주하여 과도하게 損金算入하도록 허용하는 것은 바람직하지 않다. 經營者가 재량으로 寄附金을 지출하는 것은 바로 純利益의 감소로 연결되며, 이는 주주의 財產權을 남용하는 것으로 볼 수 있기 때문이다.

둘째, 寄附行爲는 企業보다는 個人에 의해 이루어지도록 해야 할 것이다. 이를 위해서는 企業의 寄附金에 대한 損金算入 限度를 축소하여 企業의 寄附行爲를 억제하는 동시에, 個人의 경우는 기부금에 대한 소득공제 한도를 대폭 상향 조정하는 등의 寄附行爲 誘引策이 필요하다. 企業의 利潤은 주주에게 배당되어야 하고 株主는 개인 입장에서 寄附行爲를 하는 것이 바람직하다고 판단되기

때문이다.

셋째, 寄附金의 募集方法이 개선될 필요가 있다. 기업의 寄附金은 企業의 자발적인 의사에 따라 國家 또는 地方自治團體 등에 제공되도록 해야 할 것이다. 기업이 寄附金을 지출하게 되면 그 만큼 企業의 經營成果가 나빠지는 것이므로 公權力이 직접·간접으로 개입되어 강제로 모금하는 것은 바람직하지 않다.

그러나 이상의 研究結果를 해석하고 적용하는 데에는 다음과 같은 限界點이 있다. 첫째, 이론적 모형의 대부분의 變數들은 관측이 가능하지 않았기 때문에 實證分析에서는 代理變數를 사용하여 方程式을 추정할 수밖에 없었다는 限界點이 있다. 둘째, 本 論文의 推定模型에 필요한 변수의 값을 가지고 있지 않은 기업이 많았기 때문에 총 5만개의 기업 중에서 5,838개의 기업만을 分析對象으로 하였다는 限界點이 있다.

參 考 文 獻

- 이춘근, 『企業의 準租稅實態에 관한 研究』, 韓國經濟研究院, 1991.
- 中小企業協同組合中央會, 『中小企業의 準租稅의 準租稅負擔 實態分析』, 1994.
- Belsley, D. A., E. Kuh and R. E. Welsch, *Regression Diagnostics*, New York : John Wiley and Sons, Inc., 1980.
- Bennett, James. T. and Manuel H. Johnson, "Corporate Contributions : Some Additional Considerations," *Public Choice*, Vol. 35, 1980.
- Clotfelter, Charles. T., *Federal Tax Policy and Charitable Giving*, Chicago : University of Chicago Press, 1985.
- _____, "The Impact of Tax Reform on Charitable Giving : A 1989 Perspective," in J. Slemrod(ed.), *Do Taxes Matter*, MIT Press, 1990.
- Clotfelter, Charles T. and C. Eugene Steuerle, "Charitable Contributions," in Henry J. Aaron and Joseph A. Pechman (eds.), *How Taxes Affect Economic Behavior*, Washington D.C. : Brooking Institution, 1981.
- Feldstein Martin, "A Contribution to the Theory of Tax Expenditure : The Case of Charitable Giving," in Henry J. Aaron and M. J. Boskin(eds.), *The Economics of Taxation*, 1980.
- Feldstein, Martin and Charles, Clotfelter, "Tax Incentives and Charitable Contributions in the United States," *Journal of Public Economics*, Vol. 5, 1976.
- Hochman, Harold M. and James D. Rodgers., "The Optimal Tax Treatment of Charitable Contributions," *National Tax Journal*, Vol. 30, 1977.
- Jensen, Michael C. and William H. Meckling, "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure,"

- Journal of Financial Accounting*, 1976.
- Johnson, Orace, "Corporate Philanthropy : An Analysis of Corporate Contributions," *Journal of Business*, Vol. 39, 1966.
- Keim, Gerald. D., Roger E. Meiners and Louis W. Frey, "On The Evaluation of Corporate Contributions," *Public Choice*, Vol. 35, 1980.
- Levy, Ferdinand K. and Gloria M. Shatto, "The Evaluation of Corporate Contributions," *Public Choice*, Vol. 33, 1978.
- _____, "The Evaluation of Corporate Contribution : A Reply," *Public Choice*, Vol. 35, 1980.
- Levyartz, R. A., "Corporate Philanthropic Contributions," *Journal of Finance*, June 1968.
- Navarro, Peter, "Why Do Corporations Give to Charity?," *Journal of Business*, Vol. 61, 1988.
- Schwartz, R. A., "Corporate Philanthropic Contributions," *Journal of Finance*, Vol. 22, 1968.
- _____, "Reply," *Journal of Finance*, Vol. 23, 1970.
- Webb, Natalie. J., "Corporate Profits and Social Responsibility : Subsidi-
zation of Corporate Income under Charitable Giving Tax Laws,"
Journal of Economics and Business, Vol. 48, 1996.
- Williamson, Oliver. E., "Managerial Discretion and Business Behavior,"
The American Economic Review, Vol. 53, 1963.
- _____, *The Economics of Discretionary Behavior : Managerial Objectives in
a Theory of the Firm*, N.J.: Prentice-Hall, 1964.

附 錄

式 (12)~(15)를 全微分하면 다음과 같다.

$$(1-t)dG+(1-t)dX=-Z_1dt-d\Pi_0 \dots\dots\dots (A-1)$$

$$-(1-t)Z_2d\lambda+[U_{CG}-\lambda Z_3]dG+U_{GX}dX-\lambda Z_4dQ=\lambda Z_2dt \dots\dots (A-2)$$

$$(1-t)d\lambda+U_{xG}dG+U_{xx}dX=\lambda dt \dots\dots\dots (A-3)$$

$$-\lambda Z_5dG-\lambda Z_6dQ=0 \dots\dots\dots (A-4)$$

여기서

$$Z_1=(R-C-G-X)$$

$$Z_2=\frac{\partial R}{\partial G}-\frac{\partial C}{\partial Q}\frac{\partial Q}{\partial G}-\frac{\partial C}{\partial G}-1$$

$$Z_3=(1-t)\left[\frac{\partial^2 R}{\partial G^2}+\frac{\partial^2 R}{\partial G\partial Q}\frac{\partial Q}{\partial G}-\frac{\partial^2 Q}{\partial G^2}\frac{\partial C}{\partial Q}-\frac{\partial^2 C}{\partial Q^2}\left(\frac{\partial Q}{\partial G}\right)^2\right. \\ \left.-\frac{\partial^2 C}{\partial G^2}-\frac{\partial^2 C}{\partial G\partial Q}\frac{\partial Q}{\partial G}\right]$$

$$Z_4=(1-t)\left[\frac{\partial^2 R}{\partial G^2}\frac{\partial Q}{\partial Q}-\frac{\partial^2 C}{\partial Q^2}\frac{\partial Q}{\partial G}\right]$$

$$Z_5=(1-t)\left[\frac{\partial^2 R}{\partial Q^2}\frac{\partial Q}{\partial G}+\frac{\partial^2 R}{\partial Q\partial G}-\frac{\partial^2 C}{\partial Q^2}\frac{\partial Q}{\partial G}\right]$$

$$Z_6=(1-t)\left[\frac{\partial^2 R}{\partial Q^2}-\frac{\partial^2 C}{\partial Q^2}\right]$$

式 (A-1)~(A-4)를 matrix form으로 바꾸면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} 0 & (1-t) & (1-t) & 0 \\ -(1-t)Z_2 & U_{GG}-\lambda Z_3 & U_{GX} & -\lambda Z_4 \\ (1-t) & U_{XG} & U_{XX} & 0 \\ 0 & -\lambda Z_5 & 0 & -\lambda Z_6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \partial\lambda/\partial\Pi_0 \\ \partial G/\partial\Pi_0 \\ \partial X/\partial\Pi_0 \\ \partial Q/\partial\Pi_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Π_0 의 변화가 G 에 미치는 效果를 구하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial G}{\partial\Pi_0} \Big|_{t=\tau} = \frac{-\lambda Z_6 [-(U_{GX} + U_{XX} Z_2)(1-t)]}{|\bar{H}|}$$

地方交付稅의 衡平化 및 再分配效果分析

朴 釘 洙*

要 約

地域間 經濟力の 隔差는 각 지방자치단체 고유재원인 地方稅收入에 반영되므로 지방재정세입을 지방세에만 의존하게 되면 전국적으로 유사한 수준의 행정 서비스를 공급하는 데 어려움이 따른다. 1인당 지방세 징수액의 수준이 높은 지방자치단체가 달성할 수 있는 행정수준을 기본적인 행정수요의 타겟으로 하여 지방공공재를 공급하려면 필연적으로 재정력이 떨어지는 지방자치단체에는 재원보장의 필요성이 생기게 된다. 地方交付稅制度는 이와 같은 財政力の 隔差를 시정하기 위한 수단으로 기능하여 왔다. 그러나 최근 지방분권화의 와중에서 地方交付稅의 地域間 衡平化 및 再分配效果에 대해 의문이 제기되고 있는데 본고는 이에 대한 實證分析을 통해 이러한 측면을 객관적으로 검증하였다. 분석결과 1970년대와 1980년대 전반까지 재분배효과가 매우 컸으나 1980년대 이후 차츰 그 효과가 축소되어 오고 있으며 1990년대에 들어와서는 1인당 재정력의 순위가 지방교부세의 교부 이후 역전되는 모습을 보이고 있다. 地方稅에 의한 財政責任性和 地方交付稅에 의한 地域間 衡平性間에 적절한 均衡이 중요하다는 시사점을 얻을 수 있다.

* 韓國租稅研究院 研究委員

저자는 본고를 읽고 귀중한 조언을 해주신 본원의 안종석 박사와 논평자들에게 깊은 감사를 드리며, 자료수집 및 실증분석을 도와준 김용대 연구원, 원고정리에 수고해준 조명희 연구조원께도 감사의 뜻을 전한다.

I. 問題의 提起

地方分權化나 地方自治의 책임성을 위해 재정적인 자립성의 확보는 매우 중요한 전제임에도 불구하고, 地方分權化에 관한 논의는 자칫하면 지방행정에 있어서의 기능배분이나 조직 및 인사에 대한 문제 중심으로 이루어지기 쉬웠다¹⁾. 그러나 최근 地方分權化에 대한 기대가 높아지면서 지방재정의 책임성이 지방 자치의 기초가 되므로 財政自立度를 높여야 한다는 논의가 활발해지고 있다. 그럼에도 불구하고 재정적인 책임성의 측면으로부터의 地方分權化에 접근하는 것을 어렵게 하는 가장 큰 요인은 지역간에 존재하는 경제력의 격차라고 할 수 있다. 地域間 經濟力의 隔差는 1960년대와 1970년대까지의 고도성장기를 통해 확대되었지만 1980년대 후반부터는 이른바 ‘地方自治’의 실질적인 진전으로 지방세의 확충과 지역균형개발의 지속적인 노력이 이루어져 서울과 수도권에 집중되었던 경제력이 분산되면서 지역간 격차가 완화되기 시작하였다.

이와 같이 그 정도에는 차이가 있으나 항상 존재하게 마련인 地域間的 經濟力 隔差는 전국적인 규모로 기본적인 수준의 행정서비스를 제공하는 데 장애가 된다. 각 지방자치단체의 고유재원인 지방세는 지역의 경제력 격차를 반영한다. 따라서 경제력이 커서 1人當 地方稅收의 수준이 높은 지방자치단체가 달성할 수 있는 행정수준을 기준하여 지방공공재와 서비스를 공급하려고 하면 필연적으로 세원확보 수준이 낮은 단체에는 재원보장의 필요성이 생긴다. 地方交付稅는 이와 같은 재정력의 격차를 시정하기 위한 효과적인 수단으로 역할을 수행해 왔다.

그렇지만 최근 地方分權化가 실질적으로 진전되는 과정에서 그 근본적인 문제점도 노정되고 있다. 본고의 목적은 이와 같은 地方交付稅制度의 형평화 및 재분배효과를 가능한 한 객관적으로 분석하여 평가하는 것이며 이를 위해 두 가지 분석을 시도하였다. 첫째는 地方交付稅制度를 포함한 일반재원의 지니계

1) 예를 들면, 1991년 12월에 발표된 한국재정연구회의 보고에서도 중앙정부와 지방정부 간 기능의 합리적 배분에 관한 논의에서 상이한 견해를 보였다.

수와 지방세징수액의 지니계수간의 비율을 평균화계수로 하여 형평화효과를 측정하였다. 그리고 둘째는 地方交付稅制度를 통한 지역간의 재분배효과에 관한 실증분석으로 이를 통해 地方交付稅制度에 의한 각 지역의 수익과 부담간의 괴리상태를 명백하게 검증하였다.

본고의 구성은 다음과 같다.

제 II 절에서는 우리나라 재정형평화교부금인 地方交付稅制度를 설명하기 위해 地方財政調整制度의 일환으로서의 지방교부세의 개념과 기능에 대해서 개관함과 동시에 地方交付稅制度의 연혁과 개요, 그리고 역사적인 추이에 관하여 정리하였다. 그리고 제 III 절에서는 地方交付稅의 형평화효과를 측정하고 이어서 제 IV 절에서는 地方交付稅制度의 부담과 수익간의 비율을 추정함으로써 지역간 재분배효과를 실증분석하였다. 마지막으로 제 V 절에서는 분석결과 및 정책시사점을 정리하였다.

II. 地方財政 衡平化와 地方交付稅

1. 地方財政 衡平化의 概念과 機能

가. 經濟理論的 根據

지방자치단체의 재정력은 중앙정부에 비해 상당히 취약한 것이 일반적이고, 광역자치단체와 기초자치단체간에도 財政力隔差(垂直的 不均衡)가 나타난다. 뿐만 아니라 동일한 계층의 자치단체일 경우에도 첫째, 공공서비스를 공급하는데 사용되는 投入費用의 격차 둘째, 소득 및 부, 또는 공유재산 및 부존자원 등의 차이로 해서 재정력에 있어서 貧富의 不均衡이 나타나게 된다(Oakland, 1994). Bahl, Martinez, and Sjoquist(1992)는 財政力隔差(fiscal disparities)를 중심도시와 주변지역간의 상대적인 자원 즉, 수요격차(resource-requirements gap)로 정의하고 있다. 동 격차는 표준적인 지방의 조세노력에 의해 공급되는 재원과 정부서비스의 標準的인 수준을 공급하는 데 소요되는 비용

간의 차이로 나타난다. 이러한 財政力隔差는 효율성과 형평성차원에서 문제가 되며 나아가서는 國家統合에도 심각한 문제를 야기시킨다.

우리나라의 地方交付稅에 해당하는 財政衡平化交付金은 첫째, 순재정잉여의 지역간격차(net fiscal benefits differentials)를 줄임으로써 형평성과 효율성 양 측면 모두를 개선시킬 수 있으며 둘째, 동일 국가 내에 1인당 財政配分이 동등하도록 도모함으로써 공공서비스의 표준적인 최소한의 공급이 가능하여 형평성 기준을 충족하고 셋째, 주민이동을 비롯한 요소이동의 장벽을 줄임으로써 경제적 효율성을 진작시킨다(Shah, 1996)는 것을 목적으로 한다. 그럼에도 불구하고, 재정형평화교부금은 생산성이 높은 고소득지역으로 노동이 이동하는 것을 위축시키므로 오히려 비효율성을 야기시킨다는 반론의 제기(Courchene, 1984)도 있는 등 효율성 진작에 관해서는 합의에 도달하지는 못하고 있다.

Boadway and Flatters(1982)에 의하면 재정형평화교부금의 경제적인 논거는 다음의 두 가지로 요약된다. 첫째, 수직적인 財政隔差의 해소이다. 재정지출의 수요와 재정수입 수단간의 불균형은 대개 구조적으로 하위자치단체의 收入不足을 초래한다. 이와 같이 지방정부의 재정부족이 발생하는 원인으로는

- ① 지출과 세원배분이 부적절한 경우
- ② 지방정부의 課稅標準이 한정적이거나 신장성이 약한 경우
- ③ 상위정부가 지방정부의 과세표준을 잠식하는 경우 등을 들 수 있다.

이를 시정하기 위해서는 비교적 세원이 지역별로 고르게 분포되어 있는 세목을 지방정부로 이양하거나 이것이 여의치 않은 경우 세원의 공동이용방식 등의 활용이 필요하다.

둘째, 지역간의 수평적 불균형의 해소이다. 지역간의 財政力 隔差는 다음과 같은 이유에서 발생할 수 있다.

- ① 어떤 지역은 다른 지역에 비해 賦存資源이 풍부하고
- ② 특정 지역이 다른 지역에 비해 所得水準이 높아 재정력이 풍부할 수 있으며
- ③ 規模의 經濟를 이룰 수 있는 지역의 지리적인 규모나 주민수의 차이가 존재하고
- ④ 빈민이나 노약자 또는 학생의 비중 등 支出需要의 지역간 차이가 존재하며

⑤ 단순히 어떤 지역은 犯罪率이 높아 비용이 많이 들 수도 있다.

이와 같은 이유로 인하여 발생하는 지역간 財政便益의 隔差는 주민의 지역간 이동을 촉진하게 되고 주민과 자본의 이동은 과밀지역과 과소지역 모두에 형평성과 효율성의 측면에서 外部不經濟를 발생시킬 수 있다. 따라서 이의 조정을 위한 財政衡平化交付金(fiscal equalization transfers)이 필요하게 된다. 요컨대 기존 연구에서 분석된 재정형평화교부금의 역할은 공공서비스의 分權化된 공급을 허용하면서 동시에 국가 내에 통일된 공급의 장점을 활용하여 효율성과 형평성을 제고하는 데 있다.

나. 財政衡平化의 經濟的 意味

지방재정조정은 지방자치단체간, 특히 동일한 수준의 자치단체 및 그들 사이에 쓰이는 수평적인 財政力 隔差를 완전 또는 부분적으로 평준화하는 기능을 포함하는 제도를 나타내는 것으로 보고, 「財政力 隔差의 平準化」를 2개의 지역(지역A, 지역B)만이 존재하는 경우를 상정하여 <表 1>에 의해 개념적으로 설명할 수 있다. 첫번째 행은 費用指標(C)이고, 공공서비스 1단위당 공급비용의 차이를 나타낸다. 예를 들면 일정수의 가정에 수도를 공급하는 비용이 농촌지역과 도시지역에서 다르게 나타나며 전자의 쪽이 아무래도 높게 될 것이다. 그러나 토지수용비나 인건비가 중요한 도로나 공원서비스와 같은 경우는 전혀 반대의 결과를 나타낼 수 있다. 여기에서는 편의상 전체 비용의 가중평균치는 각각의 지역에서 동등하며 또한 그것은 중앙정부가 결정한 표준적 수준, 즉 1이라고 가정한다. 둘째 행은 需要指標(N)이고, 일정한 공공서비스 수준을 확보하기 위해 필요한 인구 1인당 공공서비스 총량으로 나타낼 수 있다. 수요지표는 학령아동의 비율이나 범죄율이 높은 지역에서는 커질 것이다²⁾. 여기에서는 양 지역 모두 수요의 가중평균치는 중앙정부가 정한 標準的 水準과 같다고 가정한다.

2) 우리나라의 경우 엄밀하게 이야기하면 이러한 주요 지방재정수요 측면에서의 차이는 지방재정에 반영되지 않고 있다. 교육자치가 별도로 교육감에 의해 예산 회계되고 있으며 경찰서비스도 중앙정부의 몫이다.

〈表 1〉 地方財政調整의 數値例

	기 호	지 역 A	지 역 B
비용 지표	C	1.00	1.00
수요 지표	N	1.00	1.00
1인당 과세소득(10만원)	T	16.00	20.00
비례세율	t	0.05	0.05
1인당 세수입(10만원)	tT	0.80	1.00
교부전 서비스 수준	tT/CN	0.80	1.00
교부금교부	G	0.20	0
교부후 서비스 수준	(G+tT)/CN	1.00	1.00

양 지역에서는 비례적인 지방소득세만으로 이루어지는 單一稅制를 채택하고 있는 것으로 가정하여 셋째 행에는 1인당 과세베이스(T)를, 넷째 행에는 세율(t)을 나타내었다. 다섯째 행에서는 과세베이스의 대소를 반영하여 B지역의 1인당 세수입(tT)이 A지역의 그것보다 크게 나타났다. 따라서 財政調整이 이루어지지 않는 경우에는 B지역 서비스수준(tT/CN)은 A지역의 그것보다도 높아진다. 그 결과 A지역의 甲씨와 B지역의 乙씨의 과세소득이 500만원씩 동일하더라도, 즉 地方所得稅의 납세액이 같아도 그 지역의 공공서비스에 따른 편익은 다르게 된다. 더욱이 지역간에 서비스공급비용이나 수요에 차이가 있는 경우는 말할 것도 없다.

조세부담이 동등함에도 불구하고 거주지역이 다른 것만으로 공공서비스의 수준이 다르면 경제적으로 동일한 개인이 받는 공공서비스와 세부담의 차액인 「財政剩餘」³⁾가 불평등하게 되어 사람들의 기대에 반하게 된다. 그래서 공평성의 관점에서 보면, A지역으로 재정조정 목적의 교부금을 교부하여, B지역과

3) 재정잉여의 균등화에 대하여 Buchanan은 개인을 단위로 하는 재정잉여의 격차를 중앙정부가 지역적 차별과세에 의해 시정하는 것을 제안하고 있다. 이에 대한 보다 자세한 논의는 Buchanan(1950) 참조. 그러나 현실에서의 재정조정은 중앙정부 대 지방자치단체, 지방자치단체 상호간에 구매력의 이전을 통해 행해지고 있다.

같은 「財政剩餘」를 제공하는 것이 바람직하다. 이 경우 세수입의 25%에 대응하는 1인당 2만원의 교부금은, A지역의 서비스 수준을 0.8로부터 1로 25% 끌어 올리기 때문에 양 지역의 서비스 수준은 중앙정부가 정한 표준적 수준으로 같아진다. 이것이 「財政力 隔差의 平準化」의 의미이다.

2. 地方交付稅의 沿革과 概要

우리나라의 대표적인 재정형평화교부금으로는 地方交付稅가 있다. 地方交付稅는 지역간 세원편중으로 인한 재정력 격차를 조정하고 지방행정 수행상 기본적인 재정수요액 중 不足財源을 補填하기 위해 국가가 매년 내국세⁴⁾의 일정비율을 지방자치단체에 교부하는 제도이다. 1951년의 임시지방분여세법을 효시로 하여 1968년까지는 地方財政交付金法, 地方交付稅法으로 발전하면서 지세, 영업세, 토지소득세, 유흥음식세, 전기가스세, 주세의 일부 등 국세의 특정세목이 대상세원이 되어 왔다.

이러한 특정국세로부터 地方交付稅 財源으로 충당되는 비율은 주로 국세와 지방세의 세원조정에 수반하는 보전을 위해서 대상세목이 바뀌어지고, 1969년 이후에는 내국세 전체의 일정비율로 地方交付稅의 재원이 정해지게 되었다. 그러나 불과 4년 뒤인 1972년에 이른바 「8·3조치」라고 불리는 「경제안정과 성장에 관한 긴급명령」에 의해 법정비율이 중단되고 1982년까지 매년 국가예산에서 정하는 바에 따르게 되었다. 1982년 4월 3일 「8·3조치」의 폐지로 地方交付稅의 재원은 당해연도 내국세의 13.27%와 결산차액에 의한 익년도의 정산액으로 고정되어 오늘에 이른다.

내국세 수입액의 일정비율로 산출되는 地方交付稅財源은, 총액의 11분의 10은 보통교부세로, 11분의 1은 특별교부세로 교부되고 있다. 보통교부세는 매년도 기준재정수요액이 기준재정수입액을 초과하는 지방자치단체에 교부되는 데 반해, 특별교부세는 지방자치단체의 특별한 수요를 고려하여 교부되고 있다. 보

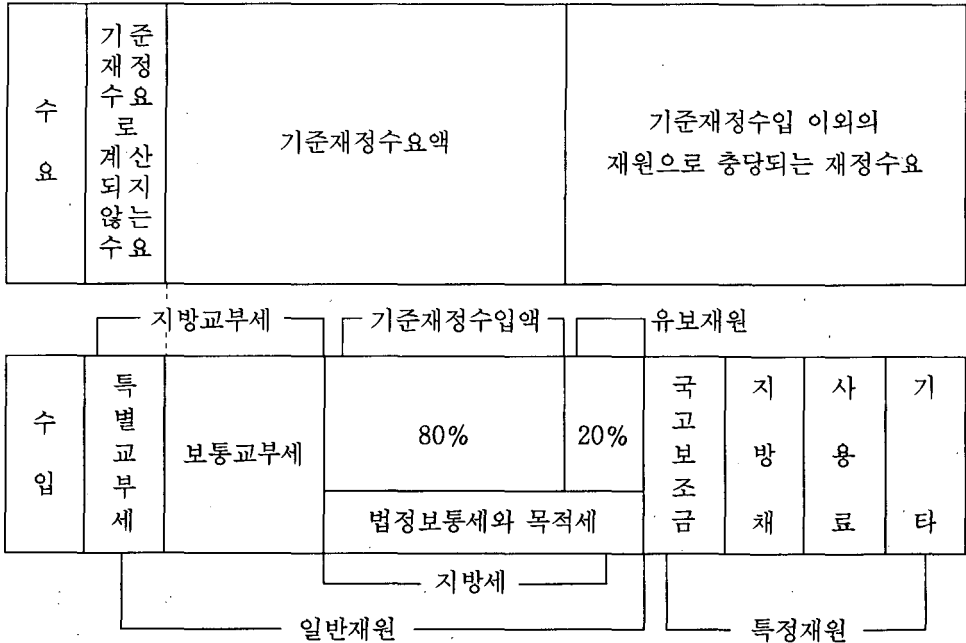
4) 내국세는 교통세, 농어촌특별세, 교육세, 방위세와 같은 목적세 그리고 관세를 제외한 국세를 의미한다.

통교부세 재원이 되는 금액이 내국세수입으로부터 자동적으로 산출되는 것에 반해 각 지방자치단체의 地方交付稅 필요액은 [圖 1]에 나타나 있는 바와 같이 基準財政需要額과 基準財政收入額의 差額으로부터 산출된다.

基準財政需要額은 각각의 지방자치단체가 적정한 수준으로 행정서비스를 공급하기 위해 필요한 財政需要를 인건비, 사회복지비, 보건비, 도로비 등 29개 항목, 47개 세항목으로 구분하여 산정한 금액의 합계액이고 개개의 경비는 ‘單位費用×測定單位의 값×補正係數’의 算式으로 계산된다. 기존의 연구에서도 밝히고 있는 바와 같이 각 자치단체의 地方交付稅 배분금액을 결정하는 가장 큰 요인은 基準財政需要額의 크기이고 이것에 의해 地方交付稅의 재정조정효과도 좌우되게 된다⁵⁾.

한편 基準財政收入額은 각 지방자치단체의 재정력을 합리적으로 측정하는 것

[圖 1] 地方交付稅의 算定方式



資料：內務部, 『地方財政經濟現況』, 1997.

5) 김수근 외(1995) 및 박완규(1993) 등 참조.

이고 원칙으로 당해연도 보통세 수입예상액(세목별 기준년도 부과액×예측변화율×징수율)의 80%에다 보정수입액으로 당해연도 목적세수입액의 80%, 전전년도 세수 정산차액의 50%의 80%, 당해 연도 시·군의 도세징수교부금수입의 80%를 더한 것으로 계산하고 있다. 이 양자의 차액이 재정부족액으로 산정된다. 그런데, 地方交付稅財源의 총액이 기준재정수요액과 기준재정수입액의 차이인 재정부족액의 전체 지방자치단체의 합계액과 항상 일치한다는 보장은 없어, 地方交付稅財源과 실제로 교부되는 금액에는 차이가 생기고 있다. 보통교부세 총액이 재정부족액에 미달되는 경우 조정률⁶⁾을 산정하여 普通地方交付稅로 교부되고 있다.

3. 地方交付稅의 推移

〈表 2〉는 시·도와 시·군·구를 더한 지방재정 전체의 세입결산 추이를 나타낸 것이다. 地方交付稅는 지방재정환경의 변화 특히 지방세와 세외수입의 확충으로 本稅가 세입 전체에서 차지하는 비중이 1970년 30.6% 수준에서 크게 줄어 들어 최근에는 11~12% 수준에서 안정세를 보이고 있다. 세입에서 차지하는 地方交付稅의 비중은 지방재정 전체에서 10% 남짓한 수준이지만 개개의 지방자치단체별로는 상당한 격차가 있고, 특히 1995년 세입결산 기준으로 군지역의 경우 세입 총액의 36.1%를 地方交付稅로 충당하고 있다.

여기서 눈에 띄는 것은 「8.3조치」하에 있었던 1975년과 1980년의 지방세비중이 이미 28.4%와 29.5%로, 地方財政이 많이 확충되었다고 이야기하는 1995년의 지방세비중(29.2%)과 크게 차이가 나지 않는다는 점이다. 이러한 현상은 동 기간 중 주로 지방채비중의 제고와 세외수입 비중⁷⁾의 제고로 설명되

6) 1997년의 경우 조정률은 보통교부세 총액 6조 2,619억원을 재정부족액이 발생한 단체의 재정부족액 총액 7조 4,055억원으로 나눈 0.84557이다.

7) 우리나라 세외수입은 1970년에 이미 37.2%(지방채 포함)에 이르고 있고 1995년에는 지방채발행규모(8.5%)를 제외하고도 39.6%에 이르러 다른 선진국(10~30%)에 비해 지나치게 비중이 큰 것으로 나타난다(안중석·박정수, 1996 참조). 이는 지방채의 포함 여부뿐만 아니라 이월금의 처리, 공기업사업수입의 개념 및 회계처리의 차이, 그리고 징수교부금과 같은 공동세적 성격의 수입 등이 가세하여 우리나라의 세외수입부문을 지나치게 크게 하는 것으로 보인다. 실제로 주요 외국과 비교가 가능한 세외수입(user charge)의 비중은 20%를 넘지 않아 그리 높은 편이라고 이야기할 수 없다.

는 부분의 제고로 설명되는 부분이다. 한편 지방재정의 규모는 지난 26년간 313.3배나 증가하였으며 재정책임성의 지표라 할 수 있는 지방세의 규모는 같은 기간동안 462배나 증가하였음을 알 수 있다.

〈表 2〉 地方財政의 歲入決算構造 推移

(單位：百萬圓, %)

	地方稅	稅外收入	地方交付稅	地方讓與金	國庫補助金	地方債	總計
1970	33,157	62,224	51,134	-	20,653	(8,888) ¹⁾	167,169
비중	19.8	37.2	30.6	-	12.4	(5.3) ¹⁾	100.0
1975	158,632	199,843	117,750	-	82,227	(29,014) ¹⁾	558,452
비중	28.4	35.8	21.1	-	14.7	(5.2) ¹⁾	100.0
1980	767,795	909,879	410,006	-	339,063	177,502	2,604,245
비중	29.5	34.9	15.7	-	13.0	6.8	100.0
1985	1,654,635	2,757,073	1,006,132	-	560,302	616,479	6,594,621
비중	25.1	41.8	15.3	-	8.5	9.3	100.0
1990	6,378,583	9,323,964	2,764,654	-	2,136,803	2,256,235	22,860,239
비중	27.9	40.8	12.1	-	9.3	9.9	100.0
1995	15,316,913	20,746,487	5,674,580	1,870,124	4,109,221	4,661,585 ²⁾ (4,470,572)	52,378,910
비중	29.2	39.6	10.8	3.6	7.8	8.9 ²⁾ (8.5)	100.0

註：1) 稅外收入에 포함된 수치이며 총계 기준임.

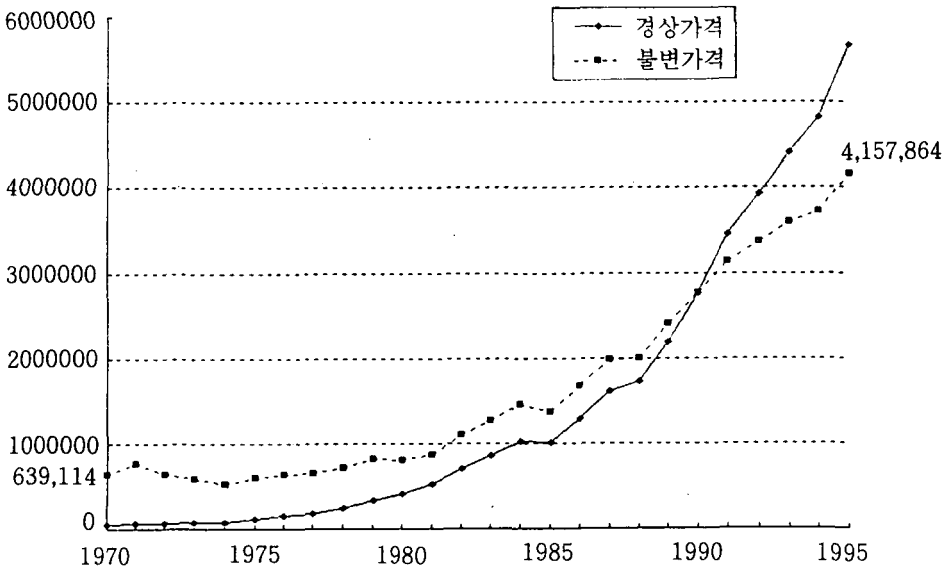
2) 지정재원을 나타냄. 지정재원에는 지방채, 재산매각수입, 보조금사용잔액, 기부금기금수입, 부담금 등이 포함되며 () 안은 이 중 지방채(총계)를 나타냄. 각 지방자치단체 일반 및 특별회계(순계기준)를 합산한 계수임.

資料：內務部, 『地方財政年鑑』, 各年度.

[圖 2]는 1970년부터 1995년까지의 地方交付稅財源의 추이를 나타낸 것이다. 경상가격 기준으로는 지난 25년간 地方交付稅財源의 규모가 111배 증가하였으나 1990년 불변가격 기준으로 하면 6.5배 증가한 데 그치고 있다. 반면에 지방세수입의 경우는 경상가격과 불변가격 각각 462배, 27.9배 증가한 것으로 나타나 경상가격과 불변가격 모두 지방세의 증가율이 훨씬 높은 것을 알 수 있다.

[圖 2] 地方交付稅財源의 推移(1970~1995)

(單位：百萬圓)



註：1979년도까지는 일반회계 총계기준, 나머지 연도는 일반회계 순계기준임.
 資料：內務部, 『地方財政年鑑』, 各 年度.

일반적으로 지방자치에 있어서 가장 중요한 것은 주민에게서 가까운, 다시 말해서 주민선호에 부응하는 공공서비스를 공급하는 것이다. 이와 같이 파급효과가 그리 크지 않은 지방공공재를 지방에서 공급하는 것이 효율성과 책임성, 그리고 주민 선호를 잘 반영한다는 점에서 바람직하다. 이를 위해서는 지방세

를 비롯한 일반재원의 안정성이 매우 중요하게 된다. 地方稅財源이 부족한 지역에서는 地方交付稅와 같은 일반재원이 이러한 기능을 수행하여야 하므로 안정적인 재정운영을 위해서는 세입측면에서의 안정성의 확보가 중요하며 地方交付稅財源의 안정성이 필요조건이 될 것이다. 이러한 의미에서는 1983년도의 「8·3조치의 폐지 및 법정률의 부활」은 지방교부세의 안정성을 회복한 조치였다고 할 수 있다.

地方分權化의 원칙은 지역의 행정비용을 지역의 부담에 의해 조달하는 것이다. 중앙정부가 전국적인 표준서비스 제공의 책임을 지는 경우는 지방자치단체가 공급하는 공공재의 과급범위가 관할권을 넘어서는 경우, 즉 外部效果가 존재하여 지방자치단체 수준에서는 일반적으로 그 공공재를 국가적인 관점에서 보아 바람직한 수준보다 적게 공급하게 되는 때이다. 따라서 이런 경우에는 다른 지역주민의 후생에 미치는 효과를 고려하여 중앙정부에서 개입하여 공공재 공급을 확대하도록 하는 것이 바람직한데 이를 위한 수단으로 많이 이용되는 것이 國庫補助金の 지급이다.

이것을 제외하고서는 본래 지역에서 부담할 필요가 있지만, 재정력이 약한 지방자치단체의 부담을 경감시켜 주는 제도로 地方交付稅制度가 있다. 표준적인 행정서비스의 수준을 지방세로 조달할 수 있는 지방자치단체에 맞추어 벤치마킹을 설정하고 그 밖의 단체에는 재원보장을 행하는 것이다. 실제로 우리나라의 기준재정수요를 책정하는 데 있어 이와 같은 목표설정이 이루어지고 있는 양으나 암묵적으로 이를 가정하고 있는 것으로 보인다. 따라서 이러한 수준의 서비스를 지역에서 부담하지 않고 달성할 수 있는 현상은 각 지역의 收益과 負擔의 괴리를 초래하고 收益이 負擔을 상회하는 지방자치단체는 동 재원에 지나치게 의존하게 될 가능성도 부인할 수 없다.

Ⅲ. 地方交付稅의 衡平化 效果測定

地方交付稅를 비롯한 地方財政調整制度의 衡平化測定에 대한 既存의 研究로는 박완규(1993, 1996), 김수근·김준한·박종구(1990), 안국찬(1996), 박병희(1996), 그리고 조기현(1996) 등 여러 편을 발견할 수 있다. 기존의 연구는 주로 평균편차, 분산, 변이계수, 지니계수, 엡킨슨지수, 타일의 엔트로피지수나 케탄 포다의 역진도지수(KP지수)와 같은 특정 不平等度指數를 이용하여 衡平化효과를 측정하거나 社會厚生函數를 이용하여 분석하는 경우 또는 그랜저 인과관계와 오차수정모형을 이용한 분석 등으로 이루어져 왔다. 그러나 기존 연구들이 택하고 있는 실증분석방법들이 근본적으로 불평등곡선의 형태에 관계없이 동일한 불평등치를 보일 수 있다는 점에서 정확한 분석이라고 말하기는 어렵다.

뿐만 아니라 연구들의 대부분은 그 대상기간이 당해 연도나 극히 제한된 기간동안을 분석하는 데 그쳐 지방교부세의 衡平化효과와 時系列 變化와 관련된 체계적 연구는 미흡했다고 할 수 있다.

〈表 3〉 先行研究 概觀

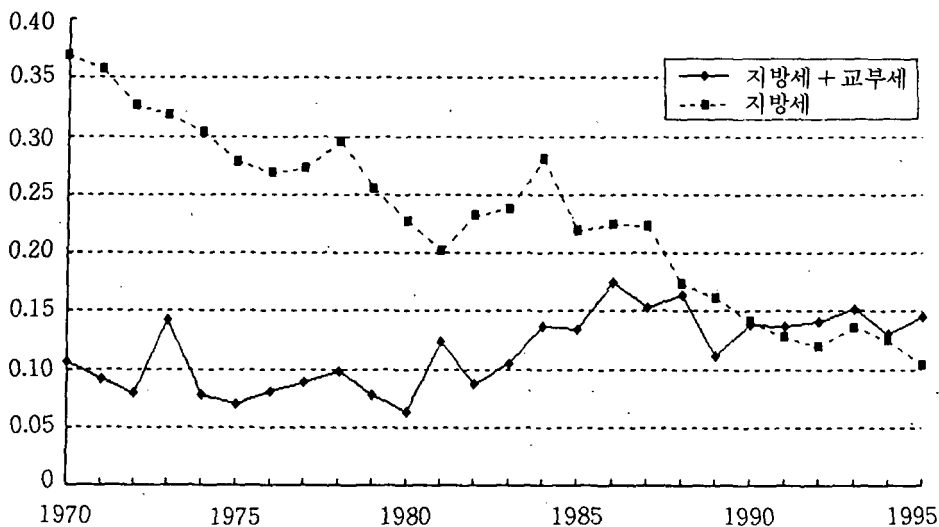
선행연구	분석기간	방 법 론	결 과
박완규(1993)	1988~1993	변이계수	시·군에 따라 효과 상이
박완규(1996)	1994	타일지수	시·군에 따라 효과 상이
김수근·김준한·박종구(1990)	1983~1985	집중지수, KP지수	시의 경우 衡平化효과 있음.
안국찬(1996)	1990~1994	상관관계	衡平化효과 있음.
박병희(1996)	1989~1994	KP지수, 가중변이계수	衡平化효과 있음.
조기현(1996)	1970~1994	그랜저인과관계, 오차수정모형	衡平化효과 없음.

본 연구에서는 1970년부터 1995년까지 지난 26년간의 時系列資料를 이용하여 形평화효과의 추이를 분석하고자 한다. 순위역전을 나타내지 못하는 한계가 있으나 形평화효과의 측정지표 중 지니계수를 이용한 방법이 국제적으로도 비교가 가능하다는 측면에서 가장 보편적으로 이용되고 있는바, 본고에서도 이러한 로렌즈곡선과 지니계수를 이용한 平均化계수를 통하여 衡平化效果를 분석한다.

분석단위는 15개 시·도로 개별 시·군의 재정변수를 합한 시·도의 재정변수가 분석의 대상이다. 물론 지니계수의 계산에 있어 표본오차를 줄이기 위해서나 회귀분석에 있어 오차항이 점근적으로 정규분포한다는 가정을 엄밀히 유지하기 위해서는 표본의 수가 보다 늘어나야 한다. 그럼에도 불구하고 시·군자료의 경우 지역소득자료 및 국세수입자료를 구할 수 없어 불가피하게 시·도 단위로 분석하기로 한다.

地方交付稅는 산정방식에 재원보장적 요소가 강해 지방자치단체의 재정력 격차가 직접적인 산정요소가 된다. 사후적으로 보면 地方交付稅의 재정조정기능이 매우 강한 것으로 나타나며 지방자치단체의 1인당 일반재원은 지방교부세에 의해 상당히 平均化되고 있는 것을 [圖 3]을 통해 볼 수 있다.

[圖 3] 地方稅와 一般財源稅의 지니係數 比較



[圖 3]은 1970년부터 1995년까지의 15개⁸⁾ 시·도간 1인당 지방세 징수액의 집중도와 여기에 地方交付稅配分額을 더한 일반재원의 집중도의 추이를 비교한 것이다⁹⁾. 여기서 집중도는 지니계수로 측정하였으며 지니계수(G)는 다음의 공식을 통해 산출하였다¹⁰⁾.

$$G = \frac{1}{2n(n-1)\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |Y_i - Y_j|$$

$$= 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2\mu} (Y_n + 2Y_{(n-1)} + \dots + nY_1)$$

여기서 $Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_n$ 이며, n 은 지방자치단체의 수, Y_i 는 i 번째 자치단체의 1인당 재정변수를 나타낸다.

[圖 3]을 전체적으로 개관하면 지방세의 분포는 지난 26년간 꾸준히 균등화 되는 방향으로 진전되어 1970년 지니계수가 0.369에서 1995년에는 0.104로 크게 낮아지고 있음을 알 수 있다. 이는 지역간 經濟力 隔差의 완화와 함께 地方稅制의 변천과도 연계가 있다. 지난 26년간 소득과세는 주민세가 신설되고(1973년), 사업소세가 신설되었으나(1977년), 가장 중요한 소득세원이던 농지세가 유명무실해진 점이 눈에 띈다. 따라서 所得課稅가 전체 지방세에서 차지하는 비중은 1980년 27.4%에서 최근 13.0%로 크게 위축되었다. 반면에 소비과세는 유흥음식세가 부가가치세로 통합되어 1980년에는 1.0%에 불과하던 것이 담배소비세의 도입으로 1990년에는 25.6%에 이르러 소비과세의 비중이 크게 신장되었다. 결국 소득과세의 감축과 소비과세의 신장이 보편적인 세부담의 방향으로 지방세부담구조를 바꾸는 데 일조를 한 것으로 평가된다¹¹⁾.

8) 실제로 시·도의 개수는 1980년까지는 11개, 1985년에는 13개, 그리고 1990년부터 15개로 늘어났다.

9) 한 가지 주의하여야 할 점은 두 개의 로렌쯔 곡선이 교차하는 경우 지니계수의 비교는 무의미할 수 있다는 것으로 여기서 우리는 이들 곡선들이 교차하지 않는다는 가정을 할 필요가 있다.

10) 물론 지방자치단체마다 인구수가 다르므로 이를 반영하여야 하나 분석의 단순화를 위해 각 자치단체의 대표값(1인당 재정변수)의 분포를 살펴보기로 한다.

11) 박정수(1997)에 의하면 담배소비세의 분포가 주민세나 사업소세와 같은 소득과세의 분포보다 훨씬 더 보편적임을 알 수 있다.

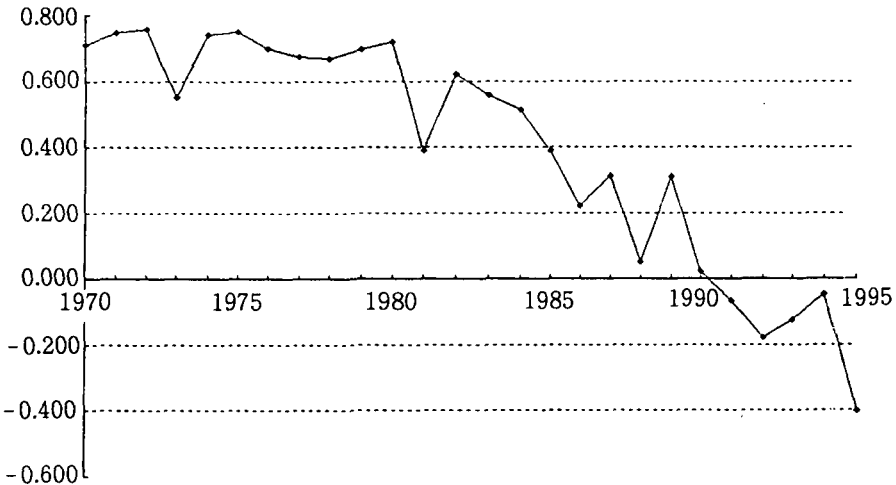
한편 지방세에 地方交付稅를 합한 일반재원의 분포는 이와는 반대로 1980년까지는 안정적인 분포를 보이다가 1980년부터는 불균등도가 확대되고 있는 것으로 나타난다. 나아가서 1990년부터는 지방세분포의 불균등도보다 일반재원 분포의 불균등도가 오히려 더 커져 역전되는 모습을 나타내고 있다.

持田信樹(1994)는 1인당 일반재원(교부세 + 지방세)에 관한 지니계수를 G_1 , 1인당 지방세 수입에 관한 지니계수를 G_2 라고 할 때 평준화 계수 φ 를 다음과 같이 정의하고 있는데 이는 형평화효과를 측정하는 데 매우 유용한 지표로 생각된다. 다시 말해서 평준화계수의 크기는 곧 地方交付稅의 수평적 재정조정기능의 강도를 나타내게 된다. 따라서 본 연구에서도 持田信樹의 평준화계수를 사용하기로 한다.

[圖 4]를 보면 平準化係數로 측정된 재정조정의 형평화효과도 지난 26년간

$$\varphi = \frac{(G_2 - G_1)}{G_2} = 1 - \frac{G_1}{G_2}$$

[圖 4] 1970~1995年間 平準化係數



크게 변화해 왔음을 알 수 있다. 1970년대 고도성장기에는 지역간 재정력의 현격한 격차에 따라서 지방세 수입의 격차도 매우 심했으나 1970년대를 통해 전국 균형개발계획의 실천으로 「지역격차의 시정」이라고 하는 정책이 중요해졌고 이에 따라 地方交付稅가 재원이 빈약한 지역에 주로 배분되기 시작하였다. 이 때문에 지방교부세의 재정조정기능을 나타내는 평준화 계수도 1970년대를 걸쳐 0.7로 높은 수준으로 안정된 모습을 보이고 있었다. 그런데 1980년대 후반이 되면서 후진지역에의 공장분산, 재정자금에 의하는 고용의 확대라고 하는 메커니즘 등을 통해 지역간의 所得隔差는 축소되기 시작하였고 평준화계수 또한 지속적으로 낮아지게 되었다. 1990년 이후에는 오히려 평준화계수가 負(-)의 값을 보이고 있는바 이는 다른 한편으로는 지방세원의 격차는 지속적으로 줄어 들고 있는 데 반해 地方交付稅로 인해 1인당 재정변수의 순위가 거꾸로 역전된 것을 의미한다. 다시 말해서 지방교부세 배분 후의 불균등도가 오히려 배분 전의 지방세분포의 불균등도를 초과하는 현상이 나타나게 되었다¹²⁾.

이와 같이 地方交付稅는 재정이 빈약한 지방에 대한 재원보장기능 즉, 수평적인 재정조정효과를 나타내고 있다. 그러나 지방교부세의 배분 전과 비교해 배분 후에 일반재원의 순위에 있어서 역전이 생기고 평준화계수가 負(-)의 값을 나타내는 조정이 금후에도 계속 필요한 것인가 하는 점에 관하여는 심도 있는 논의가 필요하다. 예를 들면 조정률을 대폭 낮추거나 기준재정수입액 산정시 기준세율을 완화하여 재정책임성을 강조하고 地方交付稅의 재원보장기능을 약하게 해 상대적으로 완화된 수준의 재원균등화에 역할을 한정할 필요가 있으며 지방자치시대에 적절한 지방세의 확충이 우선되어야 한다는 주장이 나오고 있는 것은 이 때문이다¹³⁾. 반면에 주민 1인당으로 비교하는 경우 「規模의 經濟」가 작용하기 어려운 낙후된 지역의 공급비용이 높은 것은 당연하다고 하는 주장에도 상당한 근거가 있으며 아직까지도 지역간에 심대한 총체적인 경제력의 격차가 줄어들지 않고 있고 수도권으로의 집중현상이 지속되고 있다는 점

12) 지니계수의 한계로서 교부세 배분 후의 순서가 달라지는 경우 이를 지수로써 나타내지 못한다.

13) 배인명·최병대(1996) 참조.

에서 이 문제는 도시와 농촌간에 수익과 부담을 어떻게 배분해야 하는가 라는 관점에서 향후에도 계속 연구되어야 할 것이다.

Ⅳ. 地方交付稅制度의 收益과 負擔

1. 分析의 目的과 模型

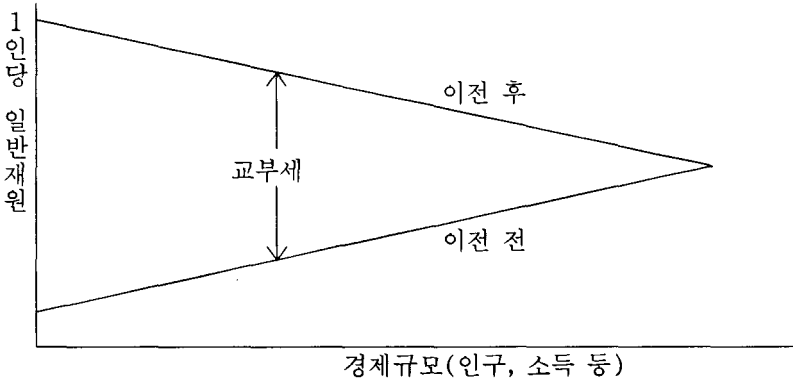
제 II 절에서 지적했던 바와 같이 地方交付稅制度는 내국세로서 징수한 세금의 일부를 지방자치단체에 배분하는 메커니즘이다. 각 지방자치단체는 각각의 경제력에 따라 동 재원이 되는 소득세, 법인세, 부가가치세 등 내국세를 부담하고 있는 반면 지방교부세는 각 지역의 財源保障을 목적으로 하고 있기 때문에 당연히 교부되는 금액은 각 지역이 부담하는 부담의 크고 작음에는 무관하게 결정되게 된다.

地方交付稅가 지방자치단체간의 격차를 어느 정도 해소하고 있는지 혹은 지방자치단체간의 불평등을 개선하는 효과에 관해서는 제 III 절에서 분석한 바 있다. 지방교부세의 각 지방자치단체의 재원에 대한 효과는 일반적으로 [圖 5]와 같이 도식화할 수 있다. 각 지역 고유의 일반재원인 지방세에 地方交付稅를 더하였을 경우, 1인당 일반재원의 크기는 지방교부세 배분 전후의 순위에 있어서 역전현상이 나타나고 있음을 앞에서 살펴보았다¹⁴⁾.

그렇지만 이와 같은 분석은 일반재원의 분포상황이 地方交付稅制度에 의해 어떻게 변화하는지를 본 것이고, 지방분권원칙의 하나의 요건인 각 지역에서의 收益과 負擔의 괴리라는 관점에서 분석한 것은 아니었다. 본절에서는 각 지역이 내국세로서 부담하고 있는 地方交付稅의 재원과 지방교부세로서 배분받는 금액을 비교하여 지방교부세제도를 통한 각 시·도의 收益과 負擔에 대해서 분석하고자 한다. 그리고 收益과 負擔의 比率로 각 시·도 경제력의 지표인 1인당 주민소득과의 상관관계를 살펴봄으로써 동 관계를 실증적으로 분석하기로 한다.

14) 박정수(1997) 및 안종석·박정수(1996)에서는 전체 지방재정규모와 지방세수입과의 관계가 負의 관계로 나타남을 회귀분석을 통해 보인 바 있다.

[圖 5] 地方交付稅에 의한 再分配 效果



이와 같은 관점에서 地方交付稅制度를 분석하는 데 있어 지방교부세의 재원이 되는 내국세가 각 지역에서 어느 정도나 부담되고 있는지를 산정하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 각 자치단체의 인구로 나눈 1인당 내국세 부담액으로 환산하여 사용하였다. 먼저 지방자치단체별로 내국세징수액을 세무서별 징수액을 통해 재분류하고 이렇게 분류된 자치단체별 내국세 부담액을 다시 광역자치단체, 특별시·광역시·도로 구분하였다. 여기서 주의하여야 할 점은 부가가치세의 수입분과 인지세수입은 지역별 안분이 불가능하므로 이를 분리하여 공동의 부담으로 계산하여야 한다는 것이다. 이렇게 구해진 내국세 부담액에서 地方交付稅가 차지하는 비중 즉, 전체 지방교부세 교부액/내국세의 비중을 계산하여 지역별 지방교부세 부담액을 산출하였다.

2. 分析結果

1970년부터 1995년까지 지난 26년간 5년 간격으로 각 시·도별로 地方交付稅財源으로 부담하고 있는 금액과 실제 지방교부세교부액의 비율을 구한 결과가 <表 4>에 나타나 있다. 각 시·도에 있어서 <表 4>의 값이 1을 상회하고 있으면 실제로 배분받은 지방교부세가 地方交付稅財源으로 부담한 세금을 상회하고 있는 것을

의미하고 지방교부세제도를 통한 수익이 부담을 초과하고 있는 것이 된다.

지역별로는 수도권이나 부산, 대구, 인천 등 대도시권에서 이 비율이 극단적으로 낮아지고 있다. 우리나라에 있어서 재정제도나 지방분권에 대해서 논의할 때 서울을 비롯한 대도시의 주민이나 행정담당자는 흔히 그 지역에서 부담하고 있는 세금이 다른 지역으로 이전되어 이용되고 있는 것에 대해 불만을 나타낸다¹⁵⁾. 그리고 그렇게 되는 가장 큰 요인 중 하나가 地方交付稅制度라고 지적된다¹⁶⁾. 본질의 분석결과는 직관적인 이미지만 있었던 수익과 부담간의 괴리의 주요 원인인 지방교부세제도의 영향을 명시적으로 보여주고 있다.

〈表 4〉의 마지막 행에 나타나 있는 수익/부담 비율의 분산의 크기를 보면 高度成長이 지속되면서 재정규모가 커짐에 따라 地方交付稅財源의 규모가 늘어나고 이에 따라 분산의 크기도 따라서 커지고 있는 것을 알 수 있다. 1970년에는 2.1472에 불과하던 분산이 1990년에는 7.4029로까지 확대되다가 최근 동분산이 줄어 들고 있어 1995년에는 5.4288을 나타내고 있다.

다음으로 이와 같은 地方交付稅制度를 수익과 부담비율, 즉 수익률의 총체적인 경향과 각 지역의 경제력 규모와의 관계를 통해서 살펴보기 위해 주민 1인당 소득¹⁷⁾과의 상관관계를 분석하였다. 지방교부세재원의 부담액에 대한 地方交付稅配分額과의 비율을 종속변수로 하고 1인당 주민소득¹⁸⁾을 Y라고 하면 양자의 관계에 대한 추계결과는 아래의 〈表 5〉와 같이 나타난다.

15) 실제로 1985년 이래 부산과 대구 등 대도시의 1인당 지역내총생산의 수준지수는 전국적으로 가장 낮은 것으로 나타난다. 수준지수란 시도별 1인당 생산액을 전국평균으로 나눠 전국대비 지역별 생산활동의 고저를 나타낸 지수이다. 지역경제의 변화에 대한 보다 상세한 논의는 장근호(1996) 참조.

16) 배인명·최병대(1996) 참조.

17) 본고에서는 주민소득의 대리변수로 1인당 지방세액, 1인당 주민세 소득할 규모, 1인당 지역총생산, 1인당 예금액을 사용하였다.

18) 1인당 주민소득을 대표하는 지표로는 1인당 지역총생산을 사용하는 경우가 많다. 지역총생산에는 주민들의 개인소득뿐만 아니라 다른 지역으로 이전될 가능성이 있는 법인소득까지 포함되어 있으므로 지역총생산은 실제적인 주민소득과 다를 수도 있다. 다시 말해서 생산측면에서 측정된 지역내 총생산개념은 그 지역 외부로부터의 요소소득이 포함되어 있지 않아 특히 서울과 부산 등 대도시의 경우 다양한 서비스산업의 부가가치 및 지하경제 등에 의한 소득이 제대로 파악되지 못하므로 다른 지역에 비해 과소추계되는 정도가 클 수 있다. 따라서 본 연구에서는 1인당 주민소득의 대리변수로 1인당 지방세 징수액, 1인당 예금 은행 예금액, 그리고 1인당 주민세 소득할을 함께 대리변수로 사용하였다.

〈表 4〉 各 市·道別 1人當 地方交付稅 負擔과 收益의 比率¹⁾

(單位：%)

	1970	1975	1980	1985	1990	1995
서울	0.0857	0.0051	0.0192	0.0000	0.0141	0.0008
부산	0.3843	0.0809	0.8397 ⁴⁾	0.1919	0.0839	0.1139
대구	—	—	—	0.1624	0.1755	0.2519
인천	—	—	—	0.0589	0.0744	0.4218
광주	—	—	—	—	0.9848	0.7919
대전	—	—	—	—	0.5597	0.2984
경기	1.4015	1.3779	1.0896	1.2591	0.9944	0.6930
강원	4.7951	8.3425	14.4603	13.9374	18.8865	11.3066
충북	6.4894	6.4939	12.3990	13.3805	14.9069	5.3883
충남	3.6710	5.2244	9.5308	6.9454	21.0326 ⁴⁾	9.7774
전북	3.6975	4.6282	5.4005	6.5135	7.0375	6.2266
전남	2.3006	2.2328	3.0804	4.2716	8.2852	18.6413
경북	2.5858	2.6683	3.9544	14.6744	12.8234	7.1718
경남	1.4887	1.2725	1.4340	1.7959	1.4457	2.7658
제주	5.9889	6.0473	7.3202	8.1891	8.1392	6.7642
수입분내국세 + 인지세 ²⁾	—	26.3627	3.0916	3.3658	4.0301	4.5107
전체 ³⁾	0.9997	1.0003	1.0004	1.0000	1.0001	0.9999
부산	2.1472	2.8074	4.9331	5.6091	7.4029	5.4288

註：1) 각 시·도별 1인당 지방교부세 부담과 수익의 비율 = 각 시도별 1인당 교부세 배분액 / 각 시도별 1인당 자원 부담액

각 시·도별 1인당 자원부담액 = 각 시도별 1인당 내국세수 징수결정액 × (교부세 총계 / 내국세 징수결정액 총계)

2) 각 시도별 1인당 교부세 총계 / 수입분 내국세 + 인지세의 1인당 부담액

3) 전체 = 1인당 교부세 총계 / 각 시도별 1인당 자원부담액 총계

4) 1980년 '남부산'세무서의 경우와 1990년 충남 '홍성'세무서의 경우 내국세 총액이 부가가치세의 환급으로 負의 값을 나타냄.

資料：國稅廳, 『國稅統計年報』, 各 年度.

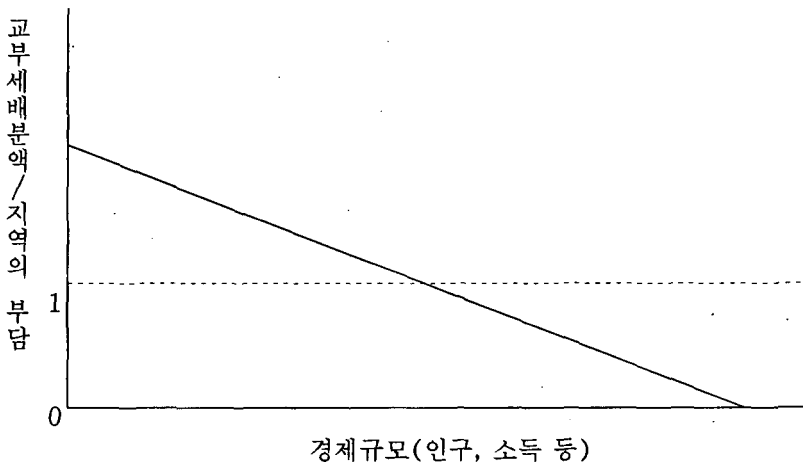
內務部, 『地方財政年鑑』, 各 年度.

韓國都市行政研究所, 『全國統計年鑑』, 各 年度.

〈表 5〉의 추계결과 중에서 중요한 의미를 지니는 값은 Y 의 계수이다. 地方交付稅制度를 통해 경제력이 강한 지역에서 낮은 지역으로의 재분배가 행해지고 있는 것은 이 계수가 負(-)의 값을 나타내고 있는 것으로 명백하게 알 수 있지만 더욱 중요한 문제는 그 기울기의 크기(계수의 절대치)로서 이 값이 클수록 재분배의 정도가 크고 收益과 負擔의 괴리도 크다.

추계결과를 보면 1970년대에는 경제력이 높은 지역에서 낮은 지역으로의 재원 이전의 효과가 매우 컸던 것을 알 수 있다. 1970年代 이후 점차로 지역간 격차가 줄어들어 따라 재분배효과는 점차 저하되었다. 〈表 2〉에서 보았던 바와 같이 지방재정 세입 중에서 地方交付稅가 차지하는 비중이 크게 줄어들고 있으며 1980년대 이후에는 차츰 각 지역에서의 경제력 격차가 축소되어 온 결과 地方交付稅財源으로서의 내국세를 각 지역에서 고르게 부담하게 되는 경향을 반영하고 있는 것이라고 해석할 수 있다. 향후 전국적인 經濟力 隔差의 축소는 지방교부세 제도를 통한 재분배효과가 지속적으로 줄어드는 방향으로 발전할 것으로 전망된다. [圖 6]은 수익·부담비율과 주민소득간의 관계를 도식화하여 나타낸 것이다. 앞으로 수익과 부담의 괴리가 줄어들 것이라는 전망은 [圖 6]에서 양자간의 관계를 나타낸 직선의 기울기가 줄어드는 것에서 할 수 있을 것이다.

[圖 6] 國稅負擔과 地方交付稅



〈表 5〉 地方交付稅 負擔과 收益의 比率과 地域所得代理變數와의 關係

	변수명	1970	1975	1980	1985	1990	1995
模型 I	R^2	-	-	-	0.1042	0.2283	0.0767
	상 수	-	-	-	15.1823 (1.74421)	26.7104 (2.5387)	-3.3723 (-0.4269)
	1인당 지역내 총생산	-	-	-	-5.1682 (-1.1312)	-5.3046 (-1.9610)*	1.2317 (1.0391)
模型 II	R^2	0.3148	0.3948	0.4735	0.4973	0.5427	0.5861
	상 수	4.2401 (5.0783)	6.2632 (4.6777)	12.7015 (4.5302)	15.1470 (4.8153)	27.6464 (4.9523)	26.1719 (5.1428)
	1인당 지방세	-1.5019 (-2.0334)*	-0.7226 (-2.4233)**	-0.4227 (-2.8448)**	-0.2764 (-3.2989)**	-0.1624 (-3.9276)**	-0.0694 (-4.2909)**
模型 III	R^2	-	0.4001	0.4341	0.2962	0.3651	0.3053
	상 수	-	5.1703 (5.3079)	9.3254 (4.9086)	9.8689 (4.0292)	13.7433 (4.3934)	11.5072 (3.7208)
	1인당 주민세 (소득할)	-	-6.5053 (-2.4499)**	-1.8718 (-2.6277)**	-1.2307 (-2.1514)*	-0.8117 (-2.7340)**	-0.2218 (-2.3899)**
模型 IV	R^2	0.3254	0.3066	0.2174	0.2549	0.3235	0.2977
	상 수	3.9464 (5.4472)	4.7169 (4.8881)	7.4681 (3.9277)	8.6702 (4.0194)	12.9183 (4.1752)	9.8288 (3.9332)
	1인당 예금은행 예금액	-47.1219 (-2.0837)*	-21.2428 (-1.9948)*	-9.0385 (-1.5811)	-6.0369 (-1.9400)*	-4.6939 (-2.4935)**	-2.0133 (-2.3476)**

註: 1. () 안은 t값임.

2. * : 10% 수준에서 유의함, ** : 5% 수준에서도 유의함.

3. 1995년도의 지역내 총생산은 1994년 수치를 사용.

4. 각 설명변수의 단위: 1인당 지역내 총생산-백만원, 1인당 지방세-천원, 1인당 주민세(소득할)-백만원, 1인당 예금은행 예금액-천원.

資料: 內務部, 『地方財政年鑑』, 各年度.

統計廳, 『韓國統計年報』, 各年度.

_____, 『地域統計年報』, 各年度.

韓國都市行政研究所, 『全國統計年鑑』, 各年度.

V. 要約 및 結論

본고의 서두에서 우리나라 地方交付稅가 전국적으로 지방행정의 수준이 균일하도록 하는 데 큰 역할을 했다는 점을 지적하였다. 그리고 본고의 분석을 통해 이와 같은 지방교부세의 지역간 형평화효과 및 재분배효과에 대한 이러한 주장을 실증적으로 보였다. 이를 통해 地方交付稅制度로 인한 수익과 부담의 비율과 지역의 경제력과의 負의 관계도 명백하게 밝힐 수 있었다.

1970년대에는 경제력이 높은 지역에서 낮은 지역으로의 재원이전의 재분배 효과가 매우 컸던 것에 비해 1980年代로 들어서면서는 차츰 그 효과가 축소되어 오고 있다. 그 요인으로는 1970년대 이후 차츰 지역간의 경제력 격차가 축소되고 地方交付稅 財源으로서의 내국세를 각 지역에서 상대적으로 차별이 적도록 부담하게 된 것, 그리고 1980년대 후반 이후에는 이른바 ‘地方自治’의 실시를 위한 재정제도의 정비로 지방세수가 증가하였던 것에 의해 상대적으로 지방교부세의 교부액의 비중이 감소하여 온 것을 들 수 있다.

우리는 흔히 대도시지역의 주민이나 행정담당자들이 자체 지역의 부담은 많은 데 반해 이 재원이 동 지역에서 이용되지 못하는 것에 대해 불만을 표시하는 것을 볼 수 있는데 본고의 분석을 통해 동 사실이 계량적으로 명백하게 되고 또 그 상황은 경제적인 환경변화 등에 의해 변화하고 있다는 점이 밝혀졌다.

또한 1994년도에 실시된 교통세의 도입을 포함하는 세제개혁에 따라 석유, 경유에 대한 특별소비세가 地方交付稅財源에서 제외되었던 것도 동 재원의 축소를 초래하였다. 그리고 1980년대 후반 이후의 지방세의 확충을 통해 당해 지역의 세출을 그 지역의 부담에 의해 조달한다는 전통적인 의미에서의 收益과 負擔의 괴리가 축소된다는 점에서 지방분권화에 점차 가깝게 가고 있음을 알 수 있다.

地方分權은 지역의 기능을 지역의 책임(부담)으로 운영하려고 하는 것이다. 이러한 의미에서 地方交付稅는 각 지역의 수익과 부담의 괴리를 확대하지만 지방재정이 완수해야 하는 중요한 기능이 지방공공재의 적정한 수준 공급이라는 점에서 그 의미를 찾을 수 있다. 地方交付稅가 그 기본적인 재원을 당해 지역

에서 조달해야 하는 지방분권화에 역행된다 하더라도, 중앙정부의 공공재 공급을 위한 재원의 확충을 위하여 경제력에 따라 일부지역이 더 많이 부담하도록 요구하는 것은 불가피한 일이다. 그러나 다른 지역의 정비를 위하여 지나친 부담을 요구하는 것에 대한 저항이 거세지고 있는 것도 사실이다.

이러한 추세는 최근 地方自治團體의 剩餘財源을 증가시켜 지방재정의 신축성과 자주성을 증대시키고, 지방세 수입증가가 지방재정의 실질적인 확충에 기여하는 한계가치를 높여 新稅源의 개발이나 탄력세율의 활용 등을 통해 지방자치단체가 자체세수 확충노력에 보다 적극적으로 나서게 하여야 하며 이를 위해서는 지방교부세 배분산식에 인센티브 메커니즘을 도입하여야 한다는 주장과 맥을 같이 한다(한국개발연구원, 1996).

또한 현재 80%로 되어 있는 기준재정수요액 산정시 기준세율과 평균 85%대의 조정률하에서는 지방자치단체가 추가적으로 징수한 지방세수입의 32%만이 당해 자치단체의 실세수입으로 환원되므로 기준재정수요액 산정시 기준세율과 재원부족액과 교부세재원을 괴리에 의한 조정률을 하향조정하는 것이 바람직하다(유재원, 1997)는 주장도 本稿와 軌를 같이한다. 나아가서 자치단체의 재정책임성의 증대 및 세수확보 노력과 징세 노력을 촉진시키기 위해서는 기준재정수입액 산정시 당해 자치단체의 지방세수입을 활용하는 것이 아니라 標準租稅體系(representative tax system)에 의해 추정된 지방세수입을 지표로 사용하는 것을 신중히 검토할 필요가 있다.

따라서 地方交付稅制度의 개혁은 참으로 어려운 난제라고 할 수 있다. 이를 위해서는 전국민이 부담해야 하는 경비와 각 지역에서 부담해야 하는 경비의 의미를 재음미하고, 기존에 배분되어 있는 국세와 지방세의 배분체계에 대해서도 신중한 재검토가 필요하다. 또한 이른바 최소한의 공급으로 정의되고 있는 行政水準에 대해서도 재평가가 필요하다.

1997년 현재 시·도 수준에서는 서울특별시, 부산광역시, 경기도가 地方交付稅 不交付團體이다. 바꾸어 말하자면, 시·도 행정의 최소한을 그 지역의 지방세로 조달하고 있는 자치단체가 15개 시·도 중 3개에 불과하다는 의미이다. 이것은 근본적으로 지방의 재원이 부족한 것이든지 또는 최소한의 기본경비의

수준이 지나치게 높은 것이든지 또는 양자 모두에 기인하는 것으로 생각된다.

地域間 經濟力에 隔差가 있는 이상 엄밀한 의미에서의 최소의 공급달성을 위해서는 어떠한 방법을 통하더라도 地域間 再分配는 필요하다. 그렇지만 복지, 교육 등 지방공공재에 대한 수요가 계속 늘어나고 새로운 재정수요의 발생도 예상되는 현 시점에서 지방공공재에 대한 수익과 부담을 가능한 한 접근시키는 것은 행정의 비대화에 대한 주민의 감시, 그리고 책임있는 행정의 수행으로 이어진다는 점에서 地方交付稅는 最小限의 財源保障에 국한하는 쪽이 바람직할 것이다.

參 考 文 獻

- 김수근·김준한·박종구, 「지방재정조정제도의 형평성 효과 분석」, 아주사회과학
논총 제4호, 1990, pp. 145~178.
- 김수근 외, 『지방자치체 실시에 따른 지방자치단체의 재정운용 개선방안』, 한
국재정연구회, 1991.
- _____, 『재정격차완화를 위한 합리적인 재정조정제도 연구』, 한국지방행정연
구원, 1995.
- 내무부, 『지방재정발전계획』, 1996.
- _____, 『지방재정경제현황』, 1997.
- 박병희, 「지방재정조정제도의 균등화 및 역진화효과분석」, 『공공경제』, 창간호,
1996, pp. 88~107.
- 박완규, 「지방재정조정제도의 형평화기능과 지역균형발전」, '93지방재정발전세
미나 발표논문, 한국재정학회, 1993.
- _____, 「지방자치단체의 재정변수에 대한 실증분석」, 『재정논집』, 제11집,
1996, pp. 263~279.
- 박정수, 『광역자치단체와 기초자치단체간 자원조정에 관한 연구』, 한국조세연
구원, 1997.
- 배인명·최병대, 「지방재정조정제도에 대한 평가 - 서울시와 중앙정부간의 관
계를 중심으로 -」, 『지방행정연구』, 제11권 제1호, 1996, pp. 183~
202.
- 안국찬, 「지방재정조정제도의 효과에 관한 연구 - 지출과 형평에 관한 효과를
중심으로 -」, 한국정책학회 동계학술대회 발표논문, 1996.
- 안종석·박정수, 『중앙정부와 지방자치단체간 자원배분에 관한 연구』, 한국조세
연구원, 1996.
- 유재원, 「보통교부세 기준세율의 정치경제적 의미」, 『한국행정학보』, 제31권
제1호, 1997, pp. 23~37.

- 장근호, 「지역경제와 산업구조의 변화」, 『재정포럼』, 제5호, 한국조세연구원, 1996. 11, pp. 34~47.
- 조기현, 「시계열이론을 이용한 이전재정의 형평화효과분석」, 『지방행정연구』, 제11권 제3호, 1996, pp. 99~119.
- 한국개발연구원, 『재정정책의 중·장기발전방향』, 1996.
- 指田信樹, 「재정조정제도의 구조와 기능」, 佐藤進·林健久, 『地方財政讀本』, 東京: 東洋經濟新報社, 1994, pp. 173~194.
- Bahl, Roy W., J. Martinez-Vasquez and D. Sjoquist, "Central City-Suburban Fiscal Disparities," *Public Finance Quarterly*, Vol. 20, 1992, pp. 420~432.
- Bahl, Roy W. and Johannes F. Linn, *Urban Public Finance in Developing Countries*, Oxford: Oxford University Press, 1992.
- Boadway, Robin and Frank Flatters, "Efficiency and Equalization Payments in a Federal System of Government: a Synthesis and Extension of Recent Results," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 15, 1982.
- Buchanan, J., "Federalism and Fiscal Equity," *American Economic Review*, Vol. 40, 1950, pp. 583~599.
- Courchene, T. J., *Equalization Payments*, Toronto: Ontario Economic Council, 1984.
- Oakland, William H., "Recognizing and Correcting for Fiscal Disparities: A Critical Analysis," in John E. Anderson(ed.), *Fiscal Equalization for State and Local Government Finance*, Westport, CT: Praeger, 1994.
- Shah, Anwar, "A Fiscal Need Approach to Equalization," *Canadian Public Policy*, Vol. XXII, No. 2, 1996, pp. 99~115.

메뉴費用과 價格衝擊分布

朴宗奎*

要約

이 논문은 1975년 1월부터 1996년 7월까지의 1990년 기준 월별 전도시 개별 소비자 물가지수의 變化率分布를 분석한 결과 다음과 같은 네 가지 경험적 특징을 발견하고 있다. 첫째 총인플레이션율이 높을수록 價格變化率分布는 더욱 分散되며, 둘째 價格變化率分布는 0%에서 密集되어 있고, 셋째 정규분포로서는 설명할 수 없을 만큼의 非對稱性을 나타내는 경우가 대부분이며, 넷째 그 꼬리는 정규분포의 그것보다 두텁다. 메뉴費用 理論에 입각한 코어 인플레이션을 측정이나 가격결정에 관한 연구에서는 暗默的으로 이러한 價格變化率分布를 價格衝擊分布로 看做하고 있다. 그러나 본 논문은 메뉴費用 理論이 示唆하는 檢定可能假設의 檢定을 통하여 價格變化率 가운데 0%에서의 頻度를 제외시킨 것을 價格衝擊分布로 보아야 한다고 주장한다. 이렇게 만들어진 새로운 價格衝擊分布는 價格變化率分布의 비정규적 특징을 그대로 유지할 뿐 아니라 인플레이션율의 推移를 더욱 성공적으로 설명할 수 있다. 따라서 공급측면의 가격충격을 측정하거나 코어 인플레이션율을 산출함에 있어서 기존의 연구에서와는 달리 價格變化率分布보다는 새로운 價格衝擊分布가 경험적 분석의 대상이 되어야 한다.

* 韓國租稅研究院 專門研究委員.

이 논문의 草稿를 읽고 유익한 조언을 해주신 두분 익명의 논평가들께 감사드리며 프로그램 작업에 도움을 주신 吳世珍 연구원과 원고정리에 수고하신 卞敬淑 연구조원께도 감사드립니다.

I. 序 論

경제이론의 통계적 모형에서 誤差項의 확률분포는 대부분의 경우 正規分布로 假定되어 있다. 예를 들어 合理的 期待假說에 근거한 不完全 價格認識模型(price misperception model)에서 自然로그를 취한 물가수준과 상대가격들은 相互 獨立的(mutually independent)이면서 時差的으로 獨立的(serrealy independent)인 正規分布를 따른다(Lucas(1973), Cukierman(1984)). 그러나 가격 변화율 분포의 실제 모습을 살펴보면 그것이 정규분포를 따른다고 하기에는 非正規的인 특성이 너무나 顯著하게 나타나고 있음을 발견하게 된다.

Mizon, Safford and Thomas(1990)는 영국 소비자 물가의 월별 가격변화율 분포가 정규분포를 따르지 않는다는 점을 지적한 바 있으며 최근에는 우리나라 소비자 물가의 가격변화율 분포도 정규적이라고 보기 어렵다는 주장이 나오고 있다(朴宗奎(1996, 1997a), 柳潤河·成明基(1996)). 만약 가격 변화율 분포가 정규분포를 따르지 않는다면, 그것을 정규분포라고 가정하는 여러 가지 이론적 模型의 결론들은 경험적으로 뒷받침되기 어려울 뿐 아니라 그 이론들이 이러한 비정규적 분포를 許容할 수 있을 만큼 충분히 伸縮的이고 一般的인가 하는 문제가 제기될 수 있다.

그러나 本 논문은 가격변화율 분포가 非正規的인 경우 이론적 模型間의 優劣이 어떻게 달라지는지를 비교하는 데 목표를 두고 있지 않다. 本 논문이 밝혀 보고자 하는 것은 다음과 같은 두 가지이다. 우선 우리나라 개별 소비자 가격 변화율 분포가 정규분포를 따른다고 보기에는 비대칭적일 뿐 아니라 꼬리가 두터운(heavy tail) 특징을 가지고 있다는 점이다. 또한 개별 가격 변화율의 경험적 분포는 0%에서 密集되어(concentrated) 있으며 인플레이션율이 높을수록 개별 가격 변화율 분포는 더욱 分散되어(dispersed) 있다는 점도 추가적으로 지적하고 있다. 다음으로 所謂 코어(core) 인플레이션율을 측정함에 있어서 수많은 개별가격 변화율 데이터가 가지고 있는 풍부한 情報를 어떻게 이용할 수 있을 것인가 하는 점이다.

최근 들어 중앙은행이 책임을 지고 통제해야 하는 인플레이션의 범위가 어디까지인가 하는 문제가 부각되는 가운데 코어 인플레이션율에 대한 관심이 점차 높아지고 있다. 코어 인플레이션율은 명목 총수요에 의한, 또는 통화적 현상으로서의 인플레이션율로 定義되는데 그 측정방법은 여러 가지가 있지만 가장 최근에는 개별가격 변화율 분포로부터 직접적으로 추출해 내는 방법들이 소개되고 있다. 즉 개별 가격이 매우 큰 폭으로 변화하는 경우는 수요측면의 가격충격보다는 공급측면의 가격충격에 의해 誘發된다고 보고, 코어 인플레이션율의 산출과정에서 개별 가격 변화율 분포의 꼬리부분에 해당하는 극단적인 값들을 제외시키자는 것이다.

이 방법은 價格設定者들이 가격 변화폭을 결정함에 있어서 메뉴費用(menu cost)보다 작은 크기의 가격충격은 가격변화에 반영시키지 않지만 메뉴費用보다 커다란 가격충격은 가격변화에 그대로 반영시킨다는 점을 暗黙적으로 가정하고 있다. 그러므로 큰 폭의 가격변화가 관찰된다면 그것은 결국 그만한 크기의 가격충격이 발생하였기 때문이며 또한 그것은 공급측면의 가격충격에 의한 것이므로 코어 인플레이션율의 산출에서 제외되어야 한다는 것이다. 결과적으로 이들 방법은 非活動領域(range of inaction)¹⁾ 밖에서 발생하는 모든 가격변화를 가격충격과 同一視하고 있다고 할 수 있다. 이러한 생각에 따르면, 0%가 아닌 모든 가격 변화율은 곧 그만한 크기의 가격충격을 의미하므로, 가격 변화율 분포에서 특히 큰 폭의 가격조정이 이루어진 꼬리부분을 적절히 다루기만 한다면 공급충격을 측정하는 여러 가지 척도를 만들어낼 수 있을 뿐 아니라 (Ball and Mankiw(1995)), 이 부분을 적절히 제거하기만 하면 총수요에 의한 가격변화, 또는 통화적 현상으로서의 인플레이션율인 코어 인플레이션율을 추출해 낼 수 있다(Bryan and Pike(1991), Bryan and Cecchetti(1994), Bryden and Carlson (1994)).

그러나 가격변화율 분포로써 공급측면의 가격충격을 측정하는 척도라든지 코어 인플레이션율을 추출해 내는 데에는 문제가 있을 수 있다. 즉 메뉴 비용보

1) 메뉴비용 때문에 가격조정을 하지 않는 영역을 의미한다.

다 작은 크기의 가격충격을 가격조정에 반영시키지 않는다는 內生的 過程을 감안하면 가격변화율 분포 자체를 가격충격 분포라고 看做할 수 없기 때문이다. 이 문제는 결국 가격 변화율이 0%인 경우를 어떻게 처리하는가 하는 문제로 요약된다. 만약 가격 변화율 분포가 곧 가격충격 분포라고 看做한다면 가격변화율이 0%라는 것은 가격충격이 전혀 발생하지 않았을 경우에 국한될 것이다. 그러나 메뉴 비용이론에 의하면 가격 변화율이 0%라는 것은 가격충격이 전혀 발생하지 않았을 경우는 물론 가격 충격이 발생하긴 했지만 그 크기가 메뉴비용보다 작기 때문에 가격조정에 반영되지 않았던 경우를 모두 포함하게 된다. 즉 가격 변화율이 0%라는 것은 가격충격이 전혀 발생하지 않았을 경우는 물론 메뉴비용보다 절대값이 작은 가격충격이 발생했을 경우가 混在되어 나타나는 事件(event)이라고 보아야 한다. 결국 가격변화율 분포 가운데 0%에서의 頻度(relative frequency)는 다른 값에서의 頻도와 성질이 다르므로 가격변화율 분포를 곧 가격충격 분포로 看做하고자 한다면 0%에서의 頻度は 하나의 汚染된(contaminated) 관측치인 것이다. 물론 개별 가격 변화율은 무수히 많은 값들을 취할 수 있으므로 그 가운데 하필 0%에서의 값만을 문제삼는 것에 대하여 讀者들은 이 논문이 매우 枝葉的인 문제에 매달리고 있다는 印象을 받겠지만 0%에서의 頻度は 그야말로 壓倒的으로 크기 때문에 이 문제를 소홀히 다루어서는 안된다고 생각한다. 이 논문의 결론은 Ball and Mankiw(1995), Bryan and Pike(1991), Bryan and Cecchetti(1994), Bryden and Carlson(1994) 등의 연구에서와는 달리, 가격 변화율 분포에서부터 0%에서의 頻度を 제외시킨 새로운 분포²⁾가 가격 변화율 분포 자체보다는 메뉴 비용 이론에 등장하는 가격충격이라는 개념과 더욱 符合한다는 것이다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II절에서는 가격 설정자의 가격결정 과정과 여기에 따라 가격변화율 분포를 구성하는 방법을 설명한 뒤 우리나라 소비자 물가의 월별 가격변화율 분포의 몇 가지 비정규적 특징을 설명하고 있다.

2) 즉 개별 가격 변화율 분포에서부터 0%에서의 頻度を 제외시킨 뒤 그 경험적 確率密度函數의 積分값이 1이 되도록 正常化(normalize)시킨 새로운 분포이다. 이후부터는 이 분포를 가격충격 분포라고 指稱하기로 한다.

그리고 제 III절에서는 메뉴비용 이론이 示唆하는 檢定可能 假說(testable hypothesis)을 찾아낸 뒤 이 가설의 검정을 통하여 가격 변화율 분포가 가격 충격분포로 간주되기 적당치 않음을 보였다. 제 IV절에서는 새로운 가격충격분포가 가격변화율 분포의 비정규적 특징을 그대로 가지고 있을 뿐 아니라 檢定可能 假說을 만족시킴을 보였다. 또한 새로운 가격충격분포의 積率(moment) 들은 가격변화율 분포의 積率들보다 인플레이션율의 추이를 더욱 성공적으로 설명한다는 점을 밝히고 이러한 결과들을 감안하였을 때 공급측면의 가격충격을 측정하거나 코어 인플레이션율을 산출함에 있어서 기존의 연구에서와는 달리 새로운 가격충격분포를 분석대상으로 삼아야 한다는 결론을 내리고 있다.

II. 個別 消費者 價格 變化率 分布의 構成

이 논문에서 분석하는 자료는 470개 개별품목을 포함하는 1975년 1월부터 1996년 7월까지의 1990년 기준 월별 전도시 소비자 물가지수이다. 消費者 物價指數 바스켓에 포함되어 있는 개별 품목의 개수를 n 이라고 하면³⁾ 總指數 P_t 는 n 개의 個別品目 物價指數 P_t^i 를 각각의 加重值⁴⁾ w_i 로써 加重平均하여 얻어진다.

$$P_t = \sum_{i=1}^n w_i P_t^i, \sum_{i=1}^n w_i = 1 \dots\dots\dots(1)$$

총지수가 개별 품목지수의 가중평균인 것처럼 總指數의 前月對比 增加率 π_t 도 i 번째 消費財 價格 증가율 π_t^i 의 加重平均值이다.

3) 즉 n 은 470이다.

4) w_i 는 기준연도의 시점에서 소비자가 i 번째 소비재를 구입하기 위해 지출한 금액의 비중이다.

$$\pi_t \equiv \frac{P_t P_{t-1}}{P_{t-1}} = \sum_{i=1}^n w_i \cdot \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}} \cdot \frac{P_t^i - P_{t-1}^i}{P_{t-1}^i} = \sum_{i=1}^n w_i \cdot \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}} \cdot \pi_t^i \dots\dots (2)$$

그런데 식 (2)에서 보는 바와 같이 총지수의 증가율은 개별 가격 변화율 π_t^i 의 단순평균이 아니라 前期에 있어서 그 품목의 상대가격 P_{t-1}^i/P_{t-1} 에 그 품목의 가중치 w_i 를 곱한 것을 새로운 가중치로 하는 또 하나의 가중평균치이다. 따라서 소비자 물가지수 증가율 π_t 는 n 개의 개별 가격 변화율이 가지고 있는 풍부한 정보 가운데 각각의 位置(location)만을 가중평균하여 하나의 숫자로 요약하고 있다는 의미를 가진다.

이 논문에서 보이고자 하는 것은 개별 가격변화율 π_t^i 로 이루어진 경험적 확률분포가 정규분포를 따른다고 볼 수 없다는 점이다. 그런데 실제의 데이터로부터 π_t^i 의 경험적 분포를 구성하기 위해서는 다소의 이론적 기초가 필요하다.

이 논문은 메뉴비용 이론과 가격충격 분포의 이론적 일치성에 대한 문제를 다루고 있으므로 그 이론에서와 같이 동질적인 대표적 경제주체로서 獨占的 競爭企業(monopolistically competitive firm)을 상정하기로 한다. 獨占的 競爭企業의 가정에 따르면 각 기업이 생산·판매하는 消費財는 差別化되어 있기 때문에 서로 不完全 代替財의 관계를 가지고 있으므로 각 기업은 일정한 市場占有力(market power)을 보유하고 있으며, 자신이 當面하고 있는 右下向의 수요곡선을 認識하고, 이에 따라 자신이 판매할 수 있는 수량을 주어진 조건으로 받아들이는(quantity taker) 한편 자신이 생산한 제품의 판매가격을 결정하는 가격 설정자(price setter)이다. 이러한 가정에 따른 가격결정 과정은 다음과 같다. 각 기업은 t 期에서 總 期待 物價水準(aggregate expected price level) P_t^e 에 대한 豫想值⁵⁾를 결정한 뒤 자신의 이윤을 극대화하는 상대가격(desired

5) 각 기업은 t 期에 있어서의 전반적인 물가수준을 정확히 알 수는 없으며 단지 자신들이 共有하고 있는 情報集合(information set)에 근거하여 이를 예상할 수 있을 뿐이다. 물론 이러한 기대 인플레이션율은 기업마다 서로 다를 수 있겠지만 이들은 동질적이기 때문에 서로 크게 다르지 않는 인플레이션 기대를 가지고 있을 것이다.

relative price) ϕ_t^i 를 결정함으로써 식 (3)에서와 같이 i 번째 消費財의 名目價格水準(nominal price level) P_t^i 를 정한다.

$$P_t^i = P_t^e \frac{P_t^i}{P_t^e} \equiv P_t^e \phi_t^i, \phi_t^i \equiv \frac{P_t^i}{P_t^e} \dots\dots\dots (3)$$

이 때 개별 가격변화율 π_t^i 는 다음과 같은 항등식에 의해 결정된다.

$$\pi_t^i \equiv \frac{P_t^i - P_{t-1}^i}{P_{t-1}^i} = \frac{\frac{P_t^i}{P_t^e} \cdot P_t^e - \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}^e} \cdot P_{t-1}^e + \frac{P_t^i}{P_{t-1}^e} \cdot P_{t-1}^e - \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}^e} \cdot P_{t-1}^e}{\frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}^e} \cdot P_{t-1}^e}$$

$$= \pi_t^e (\eta_t^i + 1) + \eta_t^i = \pi_t^e + (1 + \pi_t^e) \eta_t^i \dots\dots\dots (4)$$

여기서 $\pi_t^e \equiv \frac{P_t^e - P_{t-1}^e}{P_{t-1}^e}$, $\eta_t^i \equiv \frac{\phi_t^i - \phi_{t-1}^i}{\phi_{t-1}^i} = \frac{P_t^i/P_t^e - P_{t-1}^i/P_{t-1}^e}{P_{t-1}^i/P_{t-1}^e}$ 는 각각

기대 인플레이션을 및 상대가격 증가율을 나타낸다.

식 (4)의 π_t^i 는 개별품목의 가격변화율을 나타내는 것으로서 우리가 만약 가격변화의 경험적 분포를 오직 π_t^i 만으로 구성한다면 每期에 있어서 가격변화율의 관측치의 개수는 π_t^i 의 개수, 즉 470개이므로, 그것은 결국 經濟 內에 470개의 기업만이 존재하며 이들 기업은 각각 하나씩의 개별품목을 생산한다고 가정하는 것과 다를 바 없을 것이다.

그런데 가격 증가율이 동일하다 하더라도 식 (2)에서 보는 바와 같이 가중치가 높은 품목은 가중치가 낮은 품목보다 언제나 총물가지수의 변화에 더 많은 기여를 하게 되어 있다. 이처럼 가중치가 높은 품목을 생산하는 기업의 가격결정이 가중치가 낮은 품목을 생산하는 기업에 비해 총물가지수에 기여하는 기여도가 언제나 크다면 Blanchard and Kiyotaki(1987), Ball, Mankiw and

Romer(1988)의 의미에서 그들이 제공하는 외부성의 크기가 서로 다르다는 것이므로 경제주체들이 동질적으로 다루어지고 있다고 할 수 없을 것이며, 다시 말하여 경제주체는 서로 동질적이지 않다고 가정하는 것과 같다. 만약 각 기업이 서로 동질적이라면 그 생산함수도 동일할 것이므로, 다른 조건이 일정한 한, 각 기업의 생산량도 크게 다르지 않을 것이기 때문에 가중치가 큰 개별품목일수록 그만큼 많은 생산자가 참여하고 있다고 가정하여야 할 것이다. 예를 들어 어떤 제품의 가중치가 15.3/1,000이라면 10,000개의 기업 중 153개의 기업이 그 제품을 생산·판매하는 데 참여하고 있다고 보아야 한다는 것이다.

이러한 논의에 따르면 가격변화율의 경험적 분포는 다음과 같이 얻어진다. 가격변화율을 나타내는 가로축을 K 개의 구간으로 나누었을 때⁷⁾ 가격 변화율이 k 번째 구간 I_k 에 속하는 품목들은 m 개가 있어 $\pi_i^1, \pi_i^2, \dots, \pi_i^m \in I_k$ 이며 이들 품목의 가중치를 w_1, w_2, \dots, w_m 이라고 하자. k 번째 구간에 속하는 관측치는 사실상 m 개이기 때문에 하나의 기업이 하나의 제품만을 생산한다고 했을 때에 k 번째 구간에서의 빈도는 $m/470$ 이 될 것이다. 그러나 동질적인 대표적 경제주체를 가정한다면 가격변화율이 π_i^k 인 기업의 개수는 한 개가 아니라 w_i 개라고 간주되므로 k 번째 구간에서의 빈도는 $(w_1 + w_2 + \dots + w_m) / (w_1 + \dots + w_{4701})$ 이된다. 따라서 가중치가 큰 품목일수록 가격변화율의 경험적 분포에서 중요한 비중을 차지하도록 하였다. 이러한 방법에 따라 얻어진 가격변화율의 경험적 분포의 특징을 살펴보기로 하자.

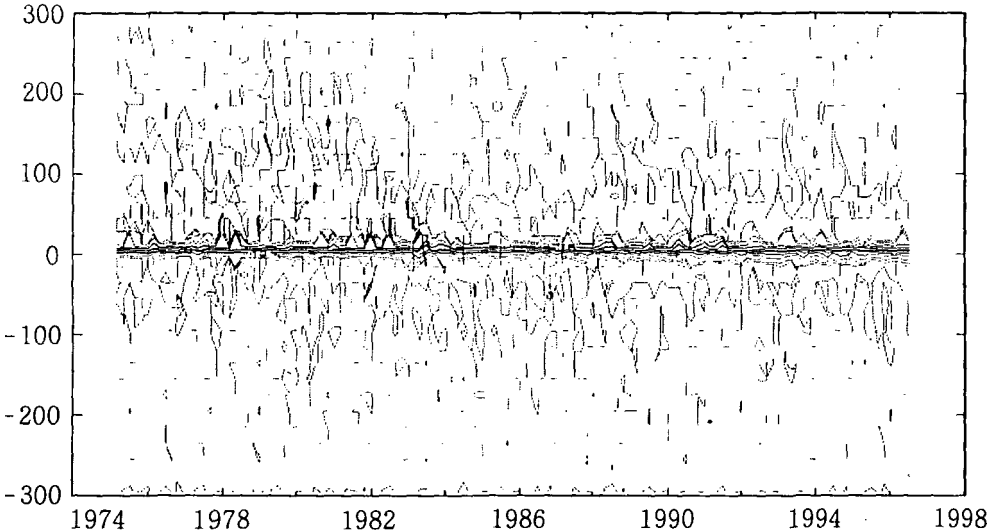
6) 박종규(1997)에 의하면 一般均衡下에서 각 기업의 최종적인 생산량은 명목 총수요와 실질임금, 그 기업이 사용하고 있는 외부생산요소의 실질 가격 등에 의해 결정되는데 기업고유의 외부생산요소(이를테면 석유류를 사용하는가 하지 않는가, 기후조건에 크게 좌우되는가 아닌가 등)를 감안하지 않는다면 각 기업의 생산량은 동일하게 나타난다.

7) 이 논문에서는 年率化된 가격변화율의 범위를 -300%에서 +300%까지 잡은 뒤 이를 0.1% 단위로 6천개의 구간으로 나누어 분석하고 있다.

Ⅲ. 個別 消費者 價格 變化率 分布의 特徵

우리나라 소비자 물가 가격변화율의 히스토그램을 제II절 제1항의 방법에 따라 구성한 뒤 그로부터 얻어진 等高線 地圖(contour map)를 그린 것이 [圖 1]에 제시되어 있다.

[圖 1] 消費者 價格變化率의 等高線 地圖



이 그림의 가로축은 1975년 2월부터 1996년 7월까지의 기간을, 세로축은 年率化된 前月對比 價格變化율을 나타낸다. 이 그림을 통하여 우리는 高率의 인플레이션이 진행되고 있던 1970년대 말과 1980년대 초반, 그리고 1990년도 근처에는 등고선이 더욱 퍼져(dispersed) 있는 등, 인플레이션율이 높을수록 가격변화율 분포는 분산되어 나타나고 있으며 대부분의 가격 변화율이 0%에 密集되어 있음을 알 수 있다. 또한 양의 가격변화율이 음의 가격변화율보다 빈번히 관측되며 +300%에서 -300%까지의 큰폭의 가격변화율 값이 관찰되는 경우가 많음을 보게 된다. 이러한 내용을 다음과 같이 네 가지의 특징으로

정리⁸⁾해 볼 수 있다.

첫째, 인플레이션율이 높을수록 가격변화율 분포는 더욱 分散되어(dispersed) 있다.

둘째, 가격변화율의 경험적 분포는 0%에서 밀집되어 있다. 즉 0%에서의 빈도가 다른 점에서의 빈도보다 압도적으로 크다.

셋째, 가격변화율의 경험적 분포는 거의 모든 경우에 있어서 비대칭적이며 특히 양의 歪度를 가지는 경우가 대부분이다.

넷째, 모든 경우에 있어서 정규분포라고 하기에는 첨도가 크며 가격변화율 가운데에는 (양으로 또는 음으로) 이례적으로 매우 큰 값을 나타내는 경우가 많다.

이상과 같은 네 가지 특징들에 대해 차례로 설명해 보기로 한다.

1. 인플레이션率과 相對價格 變化의 動學的 關係

인플레이션율이 높을수록 가격 변화폭이 커지는 현상은 이 논문 제 VI 절의 경험적 분석결과에서 제시되고 있는 바와 같이 인플레이션율과 가격변화 분포의 표준편차 사이에 나타나는 뚜렷한 양의 상관관계로 확인할 수 있다. 이러한 현상은 인플레이션율과 상대가격 변동성(relative price variability) 사이에 존재하는 陽의 상관관계에 대한 여러 문헌에서 이미 오래 전부터 지적되어 왔으며 다양한 이론적인 설명이 제시된 바 있다⁹⁾.

8) 물론 [圖 1]만으로 이러한 네 가지 특징을 발견하였다고 주장하기는 어렵다. 아래에서는 이 네 가지 가운데 두 번째에서 네 번째의 특징에 대해서 추가적인 분석을 하고 있다. 한편 필자는 이 네 가지 외에도 가격변화율 분포의 最頻값(mode)이 유일하지 않음을 발견하였다. 最頻값이 유일하지 않다면 그 자체만으로도 정규분포를 기각할 수 있는 증거가 되겠지만 한 분포의 最頻값의 個數를 판단하기 위한 수학적 기준을 마련하기 어려웠으므로 일단 이 논문에서는 最頻값의 個數에 대한 논의는 제외하기로 하였다.

9) 이에 대한 서베이 논문으로서 Fisher(1981)를 참조하기 바람. Fisher(1981), Sheshinski and Weiss(1977)에서는 상대가격 변동성의 尺度(measure)로서 명목가격증가율 π_t^i 의 分散을 사용하고 있다.

그러나 이 상관관계는 다음과 같이 논의를 통하여 간략하게 이해될 수 있다. 즉 가격변화율 恒等式인 式 (4)를 보면 기대 인플레이션을 π_t^e 가 클수록 π_t^i 의 π_t^e 에 대한 條件附 分散(conditional variance)¹⁰⁾은 더욱 커지는 관계가 성립함을 알 수 있다.

$$\pi_t^i \equiv \pi_t^e + (1 + \pi_t^e)\eta_t^i \Rightarrow Var(\pi_t^i/\pi_t^e) = (1 + \pi_t^e)^2 Var(\eta_t^i) \dots (5)$$

따라서 실제 인플레이션율과 기대인플레이션율이 서로 양의 상관관계를 가지고 있다면 인플레이션율이 높을수록 가격설정자들이 가지고 있는 기대 인플레이션율이 높아질 것이고 그럴수록 그들이 결정하는 개별가격 증가율의 변동폭의 편차는 더욱 커질 것이다.

그러나 가격변화율을 式 (4)의 항등식에 따라 구하지 않고 Taylor 근사법에 따라 式 (3)에 自然로그를 취한 뒤 微分¹¹⁾한다면 가격변화율 π_t^i 는 기대 인플레이션율 π_t^e 와 상대가격 증가율 η_t^i 의 합으로 이루어지게 된다. 그러므로 기대 인플레이션율을 주어진 것으로 하였을 때 π_t^i 의 조건부 분산은 기대 인플레이션율과 아무런 관련을 가지지 못하게 된다.

$$\ln P_t^i = \ln P_t^e + \ln P_t^i/P_t^e \Rightarrow \pi_t^i \doteq \pi_t^e + \eta_t^i \Rightarrow Var(\pi_t^i | \pi_t^e) \doteq Var(\eta_t^i)$$

따라서 개별 가격 변화율을 Taylor 근사법에 의하여 구하지 않고 式 (4)에서와 같이 직접적으로 구한다면 상대가격 변동성과 인플레이션율간의 양의 상관관계는 보다 쉽게 이해할 수 있다.

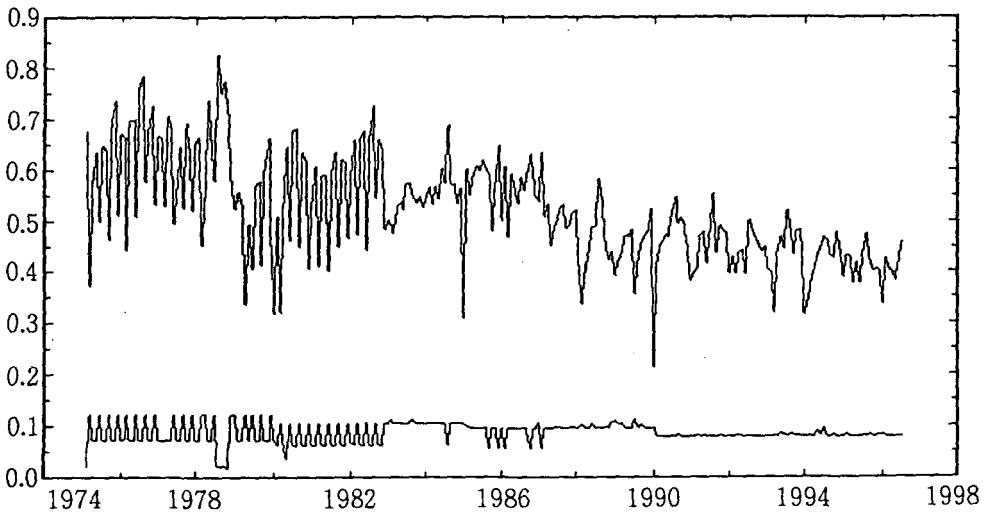
10) 이 논문의 가격결정 모형에서는 가격 설정자들이 일단 기대 인플레이션율을 형성한 뒤 개별가격을 정하도록 되어 있으므로 기대 인플레이션율을 주어진다고 보아도 무방할 것이다.

11) 이는 불연속시간(discrete time)에서의 변화율을 연속시간(continuous time)에서의 변화율로써 近似시키는 방법이라고 할 수 있다. 실제로 Fisher(1981), Sheshinski and Weiss(1977) 등은 이 방법을 사용하고 있으며 이러한 전통은 Ball and Mankiw(1995)에도 이어지고 있다. 그러나 가격변화율은 급격하게 달라질 수 있는데 그럼에도 불구하고 이 방법을 사용하면 실제의 변화율과 많은 차이가 발생할 수도 있다.

2. 個別 價格의 名目 硬直性

개별 가격 변화율 분포에서 0%에서의 頻度값을 h_i^0 이라고 표시하면 이 값은 가격조정을 하지 않았던 경우의 頻度(frequency)를 나타낸다. 그런데 h_i^0 은 모든 기간에 걸쳐 가격변화율 분포의 最頻값으로 나타나고 있다. 바꾸어 말하면 가격변화율 가운데 가장 빈도가 큰 경우는 가격조정을 전혀 하지 않을 경우이다. 또한 h_i^0 의 크기는 다른 빈도값에 비해 압도적으로 크다.

[圖 2] 個別 價格 變化率 分布의 1次 및 2次 最頻값



[圖 2]에서는 가격변화율 분포의 1차 및 2차 최빈값¹²⁾을 함께 보여주고 있는데 이 그림이 보여주는 바와 같이 우리나라 소비자 물가는 1975년 2월부터 1996년 7월까지의 258개월 중 거의 모든 기간에 걸쳐 가격조정을 하지 않는

12) 1차 최빈값은 개별 가격 변화율 분포 가운데 가장 빈도값이 큰 것을 말하고 2차 최빈값은 1차 최빈값 이외에 그 다음으로 빈도값이 큰 것을 의미한다.

[圖 2]에서 두개의 실선 중에 윗부분에 있는 것이 1차 최빈값이며 아래부분에 있는 것이 2차 최빈값이다.

경우가 약 40% 이상에 달하고 있으며, 가격변화율이 두 번째로 빈번하게 일어나는 2차 빈도값에 비해서도 h_i^0 는 압도적으로 크다는 점을 확연하게 알 수 있다. 따라서 우리나라의 소비재 가격변화에는 상당한 명목 경직성(nominal rigidity)이 나타나고 있다는 점을 발견할 수 있는데, 메뉴비용과 같은 어떤 마찰적 요인으로 말미암아 가격충격이 발생함에도 불구하고 가격조정을 하지 않기 때문에 그러한지, 아니면 가격충격이 발생하지 않을 확률 자체가 40% 이상이기 때문에 그러한지, 또는 이 두가지 경우가 혼재되어 있기 때문에 그러한지를 구분하기는 어렵다고 하겠다.

3. 價格變化率 分布의 歪度 및 尖度

Mizon, Safford and Thomas(1990)는 영국의 월별 소비자 물가지수 변화율의 분포가 정규분포라는 귀무가설을 강하게 기각함을 보이는 한편 정규분포로는 설명되지 못할 만큼의 뚜렷한 비대칭성을, 즉 0이 아닌 歪度を 가질 뿐 아니라, 심지어 最頻값이 두 개(bi-modality)인 경우도 있다는 사실을 지적한 바 있다. 우리나라의 월별 소비자 가격변화율 분포도 이와 똑같은 성질을 나타내고 있다.

〈表 1〉 個別 價格變化率 分布의 歪度와 尖度

	歪度 > 0	歪度 < 0	計
尖度 > 3	226 : 87.6%	11 : 4.3%	237 : 91.9%
尖度 < 3	21 : 8.1%	0 : 0 %	21 : 8.1%
計	247 : 95.7%	11 : 4.3%	258 : 100 %

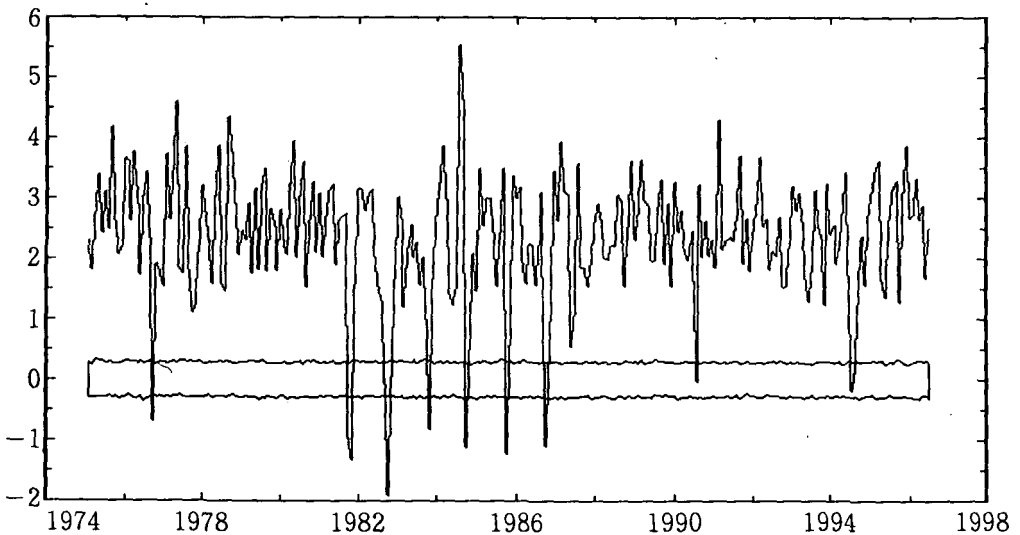
〈表 1〉은 개별 가격 변화율 분포의 歪도와 첨도를 정규분포의 그것과 비교한 결과이다. 이 표에 따르면 1975년 2월부터 1996년 7월까지 258개월 가운데 陽의 歪度を 보이는 경우는 247개월로서 전체의 95.7%¹³⁾, 陰의 歪度を 보이는

13) 이처럼 왜도가 양인 경우가 압도적인 것은 가격조정의 하방경직성이 뚜렷하게 존재하고 있음을 말해주는 결과라고 할 수 있다.

경우는 11개월에 불과한 4.3%였으며 尖度가 정규분포보다 컸던 경우는 237개월로서 전체의 91.9%, 정규분포보다 작았던 경우는 21개월인 8.1%였다. 그리고 陽의 歪度を 가지는 동시에 尖度가 정규분포보다 컸던 경우는 226개월로서 전체의 87.6%였다.

그러나 어떤 확률변수가 정규분포를 따른다 해도 그 경험적 분포의 歪도와 尖度は 정확히 0과 3이 아닐 수도 있기 때문에 어떤 분포의 정규성 여부를 판단하기 위해 그 歪도와 尖度を 0과 3과 비교하는 것은 어디까지나 수학적인 기준일 뿐이라고 할 수 있다. 그보다는 차라리 정규분포를 따르는 변수값을 생성¹⁴⁾해 내어 정규분포가 허용하는 歪도와 尖도값의 범위와 실제 분포의 歪도와 尖도값을 비교하는 것이 보다 타당한 방법이라 하겠다.

[圖 3] 시뮬레이션에 의한 歪도값의 比較



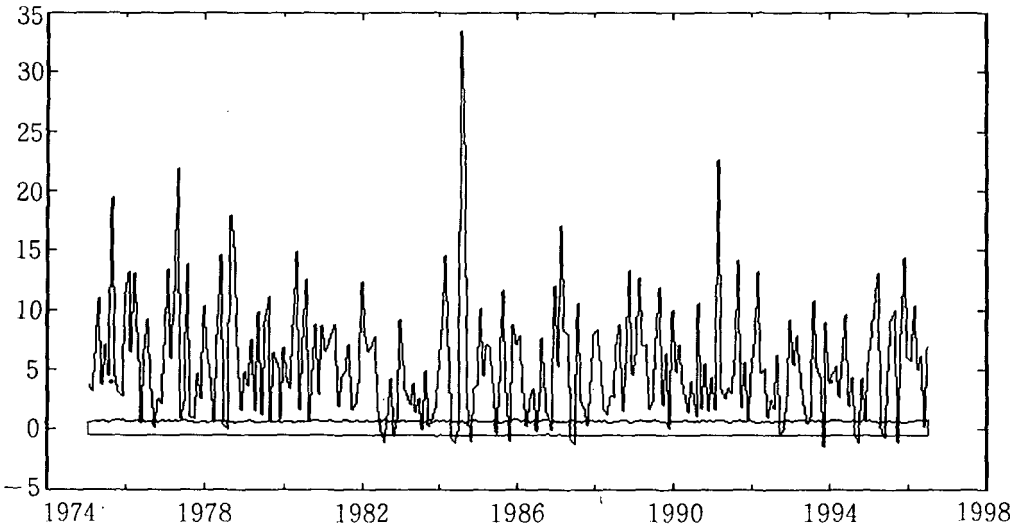
註 : 어두운 영역에서 벗어나는 경우는 비대칭적 분포일 확률이 99%임을 의미함.

14) 이들 그림은 정규분포를 따르는 데이터를 1천번씩 생성해 내어 기각역을 만들고 있다.

[圖 3]과 [圖 4]에서의 실선은 가격변화율 분포의 歪度와 尖度を 나타내고 있으며 각 그림 가운데 그림자로 표시된 영역은 정규분포가 99%의 확률로써 허용할 수 있는 歪度和 尖도의 범위를 나타내고 있다¹⁵⁾. 즉 가격변화율의 분포가 정규분포를 따른다면 歪度和 尖도의 값이 이 범위에서 벗어날 확률은 1%에 불과하다.

이 그림에서 볼 수 있듯이 가격변화율 분포는 정규분포를 따른다고 하기에는 너무 비대칭적인 동시에 꼬리가 두터운 경우가 대부분이다. 이 그림에서의 그림자로 표시된 99%의 영역뿐 아니라 95% 및 90%의 영역을 만든 뒤 실제의 歪度和 尖도가 이들 영역에 포함되는 경우를 세어 본 결과가 아래의 <表 2>에 제시되어 있는데 이 표에 따르면 歪도의 경우 전체의 1.6%, 1.9%, 1.9%만이, 尖도의 경우 전체의 6.2%, 6.6%, 8.2%만이 각각 90%, 95%, 99% 영역에

[圖 4] 시뮬레이션에 의한 尖도값의 比較



註 : 어두운 영역에서 벗어나는 경우는 정규분포보다 꼬리가 두터울 확률이 99%임을 의미함.

15) 단 [圖 4]에서는 편의상 모든 첨도값들로부터 3을 차감한 결과임에 주의하기 바란다.

속하였던 것으로 나타나 가격변화율 분포가 정규분포를 따른다고 하기에는 일반적으로 비대칭적일 뿐만 아니라 꼬리가 두텁다는 사실을 확인할 수 있었다.

〈表 2〉 歪도와 尖도로 判斷했을 때 價格變化率 分布가 正規分布일 確率

(單位：%)

	歪 度	尖 度
90% 영역	1.6	6.2
95% 영역	1.9	6.6
99% 영역	1.9	8.1

4. Kolmogorov 檢定法에 의한 正規性 檢定

여기까지의 결과만으로도 가격변화율 분포가 비정규적이라는 판단을 할 수 있겠지만 정규성을 검정하는 Kolmogorov의 방법(Bickell and Doksum (1977))에 따라 가격변화율 분포의 정규성을 검정해 보기로 하겠다. Kolmogorov 검정법은 經驗的 確率分布函數(empirical probability distribution function)가 정규분포의 確率分布函數에서부터 얼마나 벗어나는가를 가지고 그 분포의 정규성을 검정하는 방법이다. 즉 어떤 분포의 經驗的 確率分布函數를 $\hat{F}_n(\cdot)$, 정규분포의 確率分布函數를 $\Phi(\cdot)$, 샘플平均, 샘플標準偏差를 각각 $\bar{\pi}_n$ 으로 표시했을 때 Kolmogorov 검정통계량 K_n 은 다음과 같이 정의되며 이것이 〈表 3〉의 유의값보다 크면, 즉 $K_n > k_n^*(\alpha)$ 이면, 확률 $1-\alpha$ 로써 정규분포의 귀무가설은 기각된다.

$$K_n \equiv \max_{-\infty < \pi < \infty} \left| \hat{F}_n(\pi) - \Phi\left(\frac{\pi - \bar{\pi}_n}{S_n}\right) \right|$$

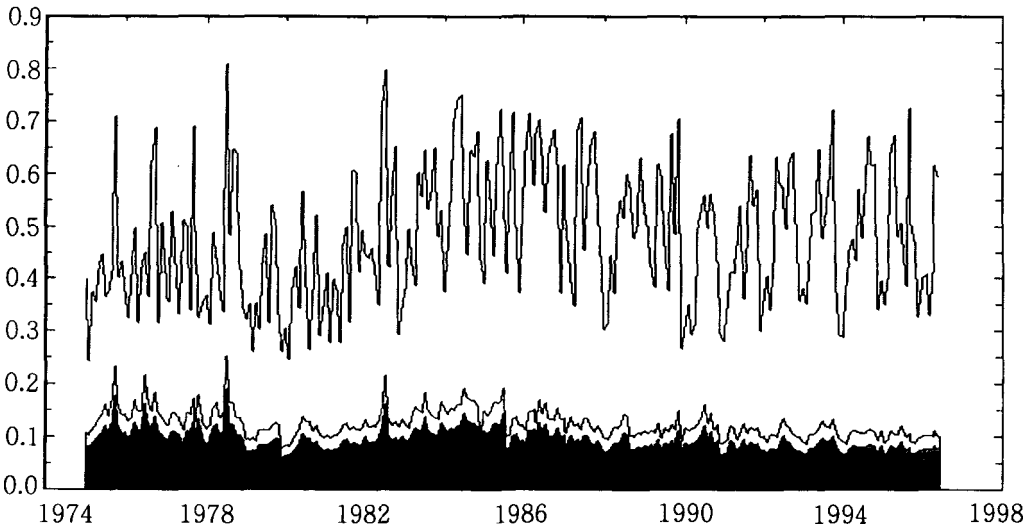
〈表 3〉 Kolmogorov 檢定の 有意값 (Bickell Doksum(1977) p. 381에서 발취)

(單位：%)

유의수준 α	0.15	0.10	0.05	0.25	0.01
$(\sqrt{n} - 0.01 + \frac{0.85}{\sqrt{n}})k_n^*(\alpha)$	0.775	0.819	0.895	0.995	1.035

아래의 [圖 5]는 258개월의 기간에 걸친 Kolmogorov 검정통계량 값과 기각역을 나타내고 있는데 짙은 그림자로 표시된 부분은 85% 기각역을, 옅은 그림자로 표시된 부분은 99% 기각역을 나타낸다. 이 그림에 따르면 가격변화율 분포의 정규성은 258개월의 全期間에 걸쳐 99%의 확률로써 기각되고 있다. 따라서 우리나라 소비자물가의 가격변화율 분포의 특징도 영국의 경우와 마찬가지로 비대칭적이며 꼬리가 두터운 비정규분포를 따르는 것으로 요약될 수 있다.

[圖 5] Kolmogorov 檢定統計量 값과 85~99% 棄却域



IV. 메뉴費用理論과 價格衝擊分布

가격 설정자가 자신이 당면한 가격충격을 그대로 가격변화에 반영하지 않고 어떤 내부적인 판단에 따라 일정한 크기 이상의 충격만을 가격변화로 반영한다면 가격변화율 분포가 가격충격분포 그 자체를 의미한다고 볼 수 없다. 그러나 메뉴비용에 근거하여 공급측면의 가격충격 크기를 측정하거나, 공급측면의 가격충격을 제거함으로써 코어 인플레이션을 추출하려는 여러 가지 연구에서는 사실상 가격변화율 분포를 가격충격 분포로 간주하고 있다. 예를 들어 Ball and Mankiw(1995)는 가격변화율의 歪度를 비롯하여 분포의 비대칭성을 표현하는 Asym10과 Q라는 지표로 공급측면의 가격충격 지표로 사용할 것을 주장하고 있으며 Bryan and Pike(1991)과 Bryden and Carlson(1994)은 가격변화율 분포의 중간값(median)을, Bryan and Cecchetti(1994)은 15% 절취샘플평균(trimmed sample mean)을 코어 인플레이션율로 간주할 것을 주장하고 있다.

그런데 가격조정을 하지 않는 빈도인 h_i^0 의 크기가 [圖 2]에서 보는 바와 같이 압도적이라면 h_i^0 를 가격변화율 분포에 포함시키느냐 아니냐에 따라 이들 연구에서 계산하는 여러 가지 지표들의 값이 매우 달라질 것이기 때문에 이 h_i^0 를 어떻게 다루느냐 하는 것은 중요한 문제가 될 수 있다. 예를 들어 h_i^0 를 제외한 가격변화율 분포의 歪度, Asym10 및 Q는 h_i^0 를 포함하였을 때의 그것과는 상당히 달라질 것이며 h_i^0 를 제외한 가격변화율 분포의 중간값이나 15% 절취평균값도 h_i^0 를 포함하였을 때의 그것과는 상당히 달라질 것이다.

서론에서 언급한 바와 같이 가격조정이 일어나지 않는 경우를 하나의 오염된 관측치라고 보았을 때 이 문제는 오염된 관측치를 분석에 포함시킬 것인가 하는 것이라고 할 수 있으며 그 판단은 이들 연구가 기초로 하고 있는 메뉴비용이론이 시사하는 검정가능 가설(testable hypothesis)을 통하여 이루어질 수밖에 없다.

1. 메뉴費用理論에 의한 檢定可能假說

t 期에서 i 번째 개별기업이 지불해야 할 메뉴비용을 c_t^i , 자신이 당면한 가격충격에 맞추어 변화시키고자 하는 명목가격 변화율을 π_t^i 라고 하자. 메뉴 비용 이론에 따르면 가격충격에 당면한 각 개별기업은 자신이 원하는 가격변화율을 자신의 메뉴비용과 비교해 본 뒤 가격조정 여부를 결정하는데 자신이 원하는 명목가격의 변화폭이 메뉴비용보다 크다면 그것을 그대로 가격변화에 반영할 것이지만 그렇지 않을 경우에는 가격조정을 하지 않는다. 즉 가격변화율 항등式 (4)에 따라 $\pi_t^i \equiv \pi_t + (1 + \pi_t)\eta_t^i$ 에서부터

$$c_t^i \geq \{\pi_t^e + (1 + \pi_t^e)\eta_t^i\}^2 \Leftrightarrow \frac{-\sqrt{c_t^i} - \pi_t^e}{1 + \pi_t^e} \leq \eta_t^i \leq \frac{\sqrt{c_t^i} - \pi_t^e}{1 + \pi_t^e} \text{ 이면}$$

$$\pi_t^i = 0 \dots\dots\dots (6)$$

이라는 행동양식을 가정¹⁶⁾하자. 즉 상대가격 충격 η_t^i 의 크기가 가격변화를 초래하지 않는 구간(range of inaction) $[-(\sqrt{c_t^i} + \pi_t^e)/(1 + \pi_t^e), (\sqrt{c_t^i} - \pi_t^e)/(1 + \pi_t^e)]$ 에 속할 때 그 기업은 가격충격에도 불구하고 명목가격을 변화시키지 않는다. 그렇지만 상대가격 충격의 크기가 이 구간의 범위를 벗어난다면 그 기업은 자신이 당면한 가격충격을 그대로 가격변화에 반영할 것이므로 그 기업의 가격변화율은 그 기업이 당면한 가격충격의 크기와 동일하다.

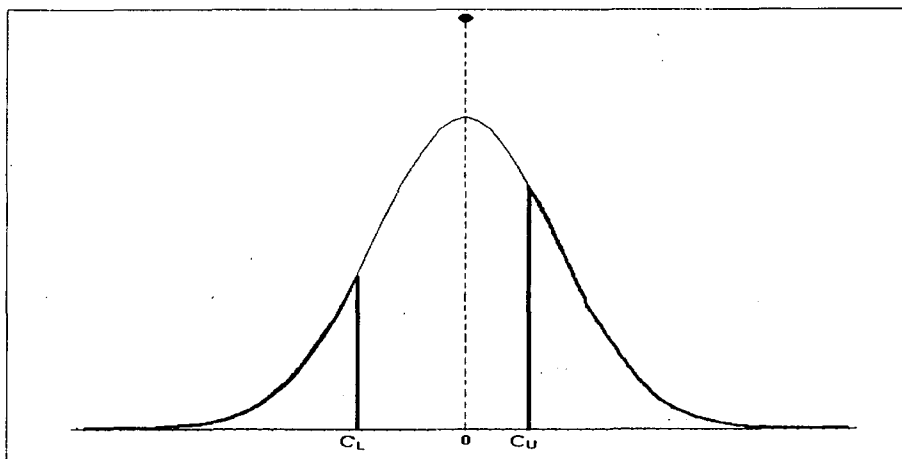
[圖 6]은 이러한 내용을 그림으로 표현한 것이다. 이 그림에서 가격충격의 분포는 鐘모양의 가는 실선이며 가격변화율 분포는 굵은 실선 및 0%에서의 확률매스(probability mass) h_t^0 로 구성된다. 메뉴비용 이론에 따르면 가격충격의 크기가 그림자진 구간(Shaded)에 속할 때 개별기업은 가격충격의 크기에 맞추

16) 여기서 우리는 Ball and Mankiw(1995)에서와 같이 모든 t 와 i 에 대해 메뉴비용의 크기를 $0 < c_t^i < 1$ 이라고 가정한다. 즉 메뉴 비용이 0.15라면 개별기업은 자신이 원하는 명목가격 변화율이 15% 이내가 될 때 차라리 가격수준을 변화시키지 않으려 할 것이다. 그러나 메뉴비용의 크기가 1보다 크더라도 이 논문의 결론에는 아무런 질적인 변화가 없다.

어 가격조정을 하지만 그렇지 않을 때에는 비록 가격충격이 있더라도 가격조정을 하지 않는다. 따라서 가격조정이 일어나지 않는 경우의 빈도값인 h_t^0 는 결국 가격충격분포 가운데 非活動領域의 확률에 해당한다.

$$h_t^0 = Pr\{\eta_t^i \in [C_L, C_U]\} \dots\dots\dots (7)$$

[圖 6] 價格衝擊分布와 메뉴費用에 의한 價格變化率 分布



註 : $C_L \equiv -(\sqrt{c_t^i} + \pi_t^e)/(1 + \pi_t^e)$, $C_U \equiv -(\sqrt{c_t^i} - \pi_t^e)/(1 + \pi_t^e)$ 를 나타냄.

그런데 개별기업이 가지고 있는 메뉴비용의 유의값(critical value)들인 C_L , C_U 는 각자가 지불해야 할 메뉴 비용 c_t^i 뿐만 아니라 기대 인플레이션율에 의해서도 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 특히 구간 $[C_L, C_U]$ 의 폭은 $C_U - C_L = 2\sqrt{c_t^i}/(1 + \pi_t^e)$ 이므로 기대 인플레이션율 π_t^e 가 증가할수록 폭은 작아진다. 따라서 다른 조건이 일정할 경우 기대 인플레이션율이 증가할수록 위 그림의 빗금친 부분의 積分값은 작아질 것이기 때문에 결과적으로 가격조정을 하지 않을 확률인 h_t^0 는 작아질 것이다. 이 결과는 c_t^i 의 크기를 1보다 작다고 가정한 결과, π_t^e 변화에 따른 C_L 과 C_U 의 변화폭이 다르기 때문에, 즉 C_U 가 C_L 보다 더 많이

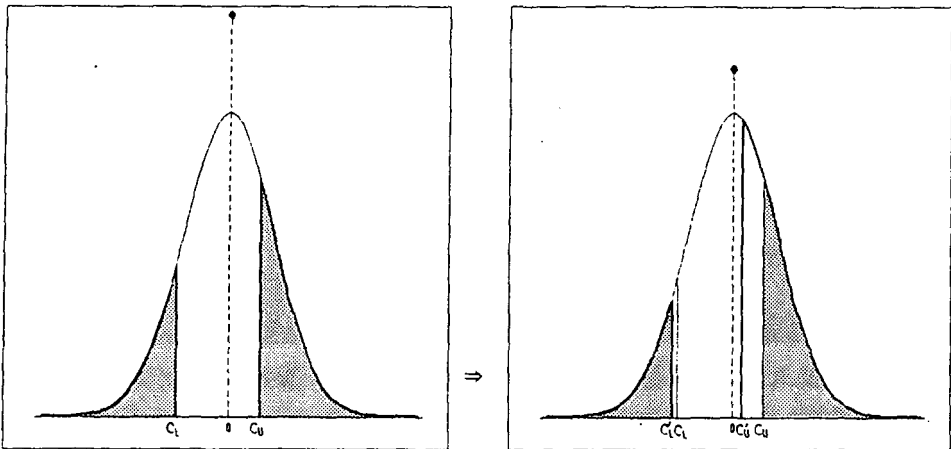
줄어들기 때문에 발생하는 현상이다.

$$0 > \frac{\partial C_L(c_t^i, \pi_t^e)}{\partial \pi_t^e} = -\frac{1 - \sqrt{c_t^i}}{(1 + \pi_t^e)^2} > \frac{\partial C_U(c_t^i, \pi_t^e)}{\partial \pi_t^e} = -\frac{1 + \sqrt{c_t^i}}{(1 + \pi_t^e)^2}$$

..... (8)

[圖 7]은 기대 인플레이션율이 증가함에 따라 h_t^0 의 높이가 낮아지는 관계를 보여주고 있는데 기대 인플레이션율이 상승하면 이 그림에서와 같이 가격변화를 하지 않는 구간 $[C_L, C_U]$ 의 폭이 줄어들기 때문에 다른 조건이 일정한 한 그 구간의 확률 역시 작아지게 된다. 따라서 메뉴비용 이론이 시사하는 검정가능 가설은 π_t^e 과 h_t^0 사이에 同時間的(concurrent)인 음의 상관관계가 존재한다는 것이라 할 수 있다.

[圖 7] 期待 인플레이션率이 增加할 境遇 h_t^0 의 變化



이 외에도 h_t^0 와 가격충격분포의 적률들과의 여러 가지 상관관계들을 상정해 볼 수도 있겠으나 그러한 상관관계들은 가격충격분포의 위치와 모양에 따라 부호가 변할 가능성이 충분하므로 어느 경우에나 타당한 검정가능 가설을

설정하기는 어렵다. 예를 들어 기대 인플레이션율과 메뉴 비용이 변하지 않는 (즉 C_L 과 C_U 가 일정한) 가운데, 가격충격 분포의 중심위치가 애초에 陽의 領域에 놓여 있었다면, 가격충격분포의 평균값이 증가함에 따라(즉 그 분포가 오른쪽으로 이동함에 따라) h_i^0 값은 감소하므로 가격충격 분포의 평균값과 h_i^0 사이에는 음의 상관관계가 성립될 것이다. 그러나 가격충격분포가 애초에 顯著한 陰의 領域에 놓여 있었다면 가격충격분포의 평균값이 증가함에 따라 h_i^0 값은 오히려 증가하므로 가격충격 분포의 평균값과 h_i^0 사이에는 양의 상관관계가 성립될 것이다. 이처럼 h_i^0 와 가격충격분포의 적률들이 어떤 상관관계를 가지는가에 대해서는 일률적인 판단기준을 만들어 낼 수 없었다.

다음 항에서는 이러한 상관관계, 즉 π_i^e 와 h_i^0 사이의 同時間的인 陰의 상관관계가 실제로 나타나는지를 h_i^0 를 설명하는 회귀방정식을 통하여 살펴보고 있다. 式 (7)에 의하면 h_i^0 는 가격충격의 確率密度函數의 C_L 에서 C_U 까지의 積分값이므로 h_i^0 는 C_L 과 C_U 의 함수, 즉 메뉴 비용과 기대 인플레이션율의 함수일 뿐 아니라 가격충격분포의 형태에 의해 좌우된다. 이 가운데 메뉴 비용과 기대 인플레이션율은 우리가 관찰할 수 있는 값이 아니며, 특히 메뉴 비용을 어떻게 추출하는가에 대한 이렇다 할 만한 이론은 아직 없으므로, 메뉴 비용은 h_i^0 를 설명하는 회귀방정식에서 제외시키기로 하였다. 또한 가격 설정자들이 기대 인플레이션율을 어떤 방법으로 형성하는가에 따라 이 회귀방정식의 추정결과는 달라질 수 있을 것인데 이 논문에서는 가장 간단한 형태의 인플레이션 기대 형성과정인 完全豫見(perfect foresight)과 適應的 期待(adaptive expectation)에 따른 두가지 기대 인플레이션율에 대해 회귀분석을 하였다.

한편 가격충격 분포의 형태를 설명하기 위해서는 그 분포의 積率¹⁷⁾들을 사용해 볼 수 있을 것이다. 따라서 h_i^0 를 설명하기 위한 회귀방정식에서는 式 (9)

17) 왜냐하면 積率母函數(moment generating function)으로써 확률분포를 定義하는 것에서 알 수 있듯이 어떤 확률분포의 모든 積率(moment)이 주어지면 매우 특수한 경우를 제외하고는 그 분포가 어떤 분포인지를 確定할(identify) 수 있기 때문이다.

18) 어떤 분포의 1차 積率은 平均, 2차 積率은 分散, 3차 積率은 왜도, 4차 積率은 첨도를 나타낸다.

와 같이 기대 인플레이션율과 가격충격 분포의 적률 가운데 1차에서 4차까지의 積率¹⁶⁾만을 설명변수에 포함시켜 보았다.

$$h_t^0 = a + b \cdot (\text{기대 인플레이션율}) + \sum_{i=1}^4 c_i \cdot (i\text{차 積率}) \dots\dots\dots (9)$$

앞에서 설명한 바와 같이 메뉴비용 이론이 示唆하는 檢定可能 假說은 가격충격 분포에서 非活動領域의 확률인 h_t^0 와 기대 인플레이션율 사이에 同時間的으로 음의 상관관계가 성립한다는 것이었다. 그런데 가격충격이라는 것은 어디까지나 理論的인 概念으로서 데이터를 통해 미루어 짐작할 수 있을 뿐 가격충격 자체를 관찰할 수는 없으므로 엄밀한 의미에서의 가격충격 분포의 적률도 사실 상 구할 수는 없다. 본 논문에서 밝혀 보고자 하는 것은 이미 여러 차례 설명한 바와 같이 가격변화율 분포를 가격충격분포로 간주할 수 있는가 하는 데에 지나지 않는다. 즉 가격변화율 분포의 적률들을 위의 식에 대입하였을 때 과연 b 의 부호가 음수로 나오겠는지를 살펴보려는 것이다. 이를테면 우리가 가격충격 분포를 올바르게 선택하였을 때 式 (9)의 기대 인플레이션율의 계수인 b 의 부호는 음으로 나타나게 될 것이다.

이처럼 式 (9)에서 b 의 부호를 통해 가격충격 분포로서의 적격성을 판별하고자 할 때 우리가 주의해야 할 점은 우리가 검정하려 하는 가격충격분포로서의 적격성 여부는 메뉴 비용 이론과 기대 인플레이션율 형성에 대한 가정을 기초로 하고 있다는 점이다. 이를테면 식 (9)의 설명변수에 가격변화율 분포의 적률들을 포함시켰을 때 b 의 부호가 음수가 아닌 양수로 나온다고 하였을 때 우리가 기각할 수 있는 것은 메뉴비용 이론과 기대 인플레이션율 형성에 대한 가정, 그리고 가격변화율 분포의 가격충격 분포로서의 적격성이라는 세가지 가설로 이루어진 竝立假說(joint hypothesis)이지 이 세가지를 개별적으로 기각할 수는 없다. 다시 말하여 b 의 부호가 양수로 나온다면 가격변화율 분포를 가격충격 분포로 간주하는 것이 메뉴비용 이론과 완전예견 및 적응적 기대형성과는 부합하지 않는다는 점을 示唆한다.

2. 假說檢定 結果(1)

이상과 같은 논의에 따라 가격변화율 분포를 가격충격분포로 간주하는 것이 메뉴비용 이론과 부합하는지를 살펴보기 위해 式 (9)의 가격충격 분포의 적률에 가격변화율 분포의 적률을 대입하여 회귀분석을 해보았으며 그 결과를 <表 4>에서 <表 7>¹⁹⁾에 제시하였다.

그런데 우리나라의 경우 물가통계를 비롯한 거시경제 변수 증가율은 계절조정을 거친 뒤 前期對比 증가율로 발표되는 것이 아니라 계절조정을 하지 않은 채 前年 同期對比로 발표되는 것이 대부분이므로 경제주체들이 인식하는 인플레이션율은 전년 동월대비 증가율의 형태를 가질 가능성이 많다. 따라서 기대 인플레이션율을 산출함에 사용되는 과거 인플레이션율로서 물가지수의 전기대비 및 전년 동기대비 증가율을 각각 사용하여 보았다.

<表 4>에서 <表 6>까지의 첫 번째 列(column)은 인플레이션 기대가 완전예견에 따라 형성되었을 때의 결과이며 두 번째에서 네 번째의 列에는 적응적 기대에 따라 인플레이션 기대를 형성하였을 때의 결과를 나타낸다. 즉 두 번째 列은 당월 및 전월의 인플레이션율만으로 인플레이션 기대를 형성할 경우이며 세 번째 列은 半年間, 네 번째 列은 一年間에 걸친 인플레이션율으로써 인플레이션 기대를 형성할 경우이다²⁰⁾. <表 4>는 기대 인플레이션율이 前月對比 인플레이션율을 기준으로 형성된다고 가정하는 한편 설명변수로서 가격변화율 분포의 평균과 분산을 포함시켰을 때의 회귀방정식의 추정결과이며 <表 5>는 <表 4>와는 달리 기대 인플레이션이 前年 同月對比 인플레이션율을 기준으로 형성된다고 가정하였을 때의 회귀분석 결과이다. 그리고 <表 6>과 <表 7>은 <表 4>

19) 괄호 안의 숫자는 계수의 p값을 의미한다.

20) 만약 인플레이션 기대를 적응적으로 形成하는 데에 일년 이상의 기간이 필요하다면 이러한 회귀분석 결과의 타당성은 줄어들 수밖에 없다. 그러나 적응적 期待形成을 위하여 얼마의 시간이 필요한가에 대해서는 아무도 정확히 말할 수 없을 것이다. 기대 인플레이션율의 보다 엄밀한 측정에 대해서는 박종규(1997b)를 참조하기 바란다.

21) 즉 <表 6>의 첫번째 列의 결과를 말한다. 경우에도 μ_1^0 와 기대 인플레이션율과의 음의 상관관계는 유의하지 않다.

와 <表 5>의 회귀방정식에 가격변화율 분포의 歪度와 尖度를 설명변수로 추가하였을 때의 결과이다.

이들 표에 따르면 전월대비 증가율을 사용하면서 완전예견에 따라 기대 인플레이션율을 형성할 경우²¹⁾를 제외하면 모든 경우에 있어서 h_t^0 와 기대 인플레이션율은 有意한 陽의 同時間的 상관관계를 나타내고 있음을 알 수 있다. 따라서 이 결과는 가격변화율 분포를 가격충격분포로 간주하는 것과 메뉴비용 이론, 그리고 완전예견이나 적응적 기대라는 세가지 가설로 이루어지는 竝立假說(joint hypothesis)을 기각하고 있다. 즉 완전예견 또는 적응적 기대를 가정하면서 메뉴비용 이론에 입각하고자 한다면 가격변화율 분포를 가격충격분포로 간주할 수 없다는 사실을 말해 준다. 그러므로 메뉴비용이론에 입각하면서 가격변화율 분포를 가격충격 분포로 간주하고 있는 Ball and Mankiw(1995), Bryan and Pike(1991), Bryden and Carlson(1994)), Bryan and Cecchetti(1994)의 연구는 접근방법의 타당성에 대해 재검토가 필요하다는 결론을 내릴 수 있다.

<表 4> 回歸分析 結果(I) : 從屬變數는 h_t^0 , 前月對比 增加率 使用

	(1)	(2)	(3)	(4)
상 수	0.46147 (0.00000)	0.46078 (0.00000)	0.45668 (0.00000)	0.45045 (0.00000)
π^e	0.00179 (0.03232)	0.00240 (0.01117)	0.00473 (0.00001)	0.00609 (0.00000)
평균	-0.00984 (0.00000)	-0.00981 (0.00000)	-0.00871 (0.00000)	-0.00835 (0.00000)
표준편차	0.00407 (0.00013)	0.00363 (0.00066)	0.00222 (0.02773)	0.00162 (0.08269)
\bar{R}^2	0.09268	0.10294	0.14594	0.16108
DW	1.05677	1.01438	0.96331	0.94420

註 : (1) $\pi_t^e = \pi_t$ (2) $\pi_t^e = (\pi_t + \pi_{t-1})/2$ (3) $\pi_t^e = (\pi_t + \dots + \pi_{t-5})/6$

(4) $\pi_t^e = (\pi_t + \dots + \pi_{t-11})/12$

〈表 5〉 回歸分析 結果(II) : 從屬變數는 h_t^0 , 前年 同月對比 增加率 使用

	(5)	(6)	(7)	(8)
상 수	0.45354 (0.00000)	0.45420 (0.00000)	0.45246 (0.00000)	0.45389 (0.00000)
π^e	0.00045 (0.00000)	0.00044 (0.00000)	0.00041 (0.00000)	0.00039 (0.00001)
평균	-0.00832 (0.00000)	-0.00810 (0.00000)	-0.00778 (0.00000)	-0.00711 (0.00000)
표준편차	0.00162 (0.08377)	0.00165 (0.07948)	0.00180 (0.06000)	0.00153 (0.09362)
\bar{R}^2	0.15985	0.15548	0.15753	0.14521
DW	0.94310	0.94701	0.95122	0.96702

註 : (5) $\pi_t^e = P_t/P_{t-12}$ (6) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + P_{t-1}/P_{t-13})/2$

(7) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + \dots + P_{t-5}/P_{t-17})/6$

(8) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + \dots + P_{t-11}/P_{t-23})/12$

〈表 6〉 回歸分析 結果(III) : 從屬變數는 h_t^0 , 前月對比 增加率 使用

	(1)	(2)	(3)	(4)
상 수	0.39809 (0.00000)	0.39612 (0.00000)	0.40644 (0.00000)	0.40538 (0.00000)
π^e	-0.00014 (0.44759)	0.00113 (0.14269)	0.00394 (0.00020)	0.00513 (0.00003)
평균	-0.01082 (0.00000)	-0.01186 (0.00000)	-0.01089 (0.00000)	-0.01038 (0.00000)
표준편차	0.00628 (0.00000)	0.00580 (0.00001)	0.00394 (0.00198)	0.00335 (0.00764)
왜 도	0.01488 (0.08939)	0.01425 (0.09657)	0.00757 (0.24458)	0.00428 (0.34568)
첨 도	0.00349 (0.05225)	0.00320 (0.06365)	0.00371 (0.03511)	0.00444 (0.01474)
\bar{R}^2	0.14661	0.15697	0.18901	0.20776
DW	1.11002	1.07787	1.02040	0.97950

註 : (1) $\pi_t^e = \pi_t$ (2) $\pi_t^e = (\pi_t + \pi_{t-1})/2$ (3) $\pi_t^e = (\pi_t + \dots + \pi_{t-5})/6$

(4) $\pi_t^e = (\pi_t + \dots + \pi_{t-11})/12$

〈表 7〉 回歸分析 結果 (IV) : 從屬變數는 h_t^0 , 前年 同月對比 增加率 使用

	(5)	(6)	(7)	(8)
상 수	0.40786 (0.00000)	0.40886 (0.00000)	0.41110 (0.00000)	0.41972 (0.00000)
π^e	0.00038 (0.00003)	0.00037 (0.00003)	0.00037 (0.00003)	0.00035 (0.00005)
평 균	-0.01036 (0.00000)	-0.01016 (0.00000)	-0.00969 (0.00000)	-0.00872 (0.00000)
표준편차	0.00335 (0.00769)	0.00332 (0.00805)	0.00328 (0.00802)	0.00278 (0.01902)
왜 도	0.00432 (0.34437)	0.00394 (0.35775)	0.00291 (0.39304)	-0.00008 (0.49701)
첨 도	0.00444 (0.01476)	0.00451 (0.01364)	0.00440 (0.01513)	0.00473 (0.00890)
\bar{R}^2	0.20669	0.20282	0.20053	0.18942
DW	0.97841	0.97584	0.97725	0.99955

註 : (5) $\pi_t^e = P_t/P_{t-12}$ (6) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + P_{t-1}/P_{t-13})/2$
 (7) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + \dots + P_{t-5}/P_{t-17})/6$
 (8) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + \dots + P_{t-11}/P_{t-23})/12$

V. 메뉴비용 理論과 새로운 價格衝擊 分布의 構成

이상과 같은 회귀분석 결과는 메뉴비용 이론에 입각하는 한, 그리고 완전예견 및 적응적 기대를 가정하는 한, 가격변화를 분포를 가격충격 분포로 간주할 수 없다는 점을 보여주고 있다. [圖 7]에서 보는 바와 같이 가격변화율 분포와 가격충격 분포의 차이는 바로 非活動領域에서 발생한다. 즉 [圖 7]의 非活動領域 $[C_L, C_U]$ 밖에서는 가는 실선으로 표시된 鐘모양의 가격충격 분포와 굵은 실선으로 표시된 가격변화율 분포가 서로 일치한다. 그러나 비활동영역 內에서

가격충격 분포는 鐘모양의 連續函數(continuous function) 형태를 가지는 반면 가격변화율 분포는 0%에서의 확률매스라는 不連續的(discrete)인 형태를 가진다. 따라서 가격변화율 분포와 가격충격 분포의 차이점에 대한 문제는 가격변화율 분포 가운데 0%에서의 빈도 h_i^0 를 어떻게 처리하는가 하는 문제로 요약된다.

본 논문에서는 가격변화율의 범위를 $\pm 300\%$ 로 잡은 뒤 이를 0.1% 단위로 6천개의 구간으로 나눔으로써 개별 가격변화율은 6천가지의 값을 가질 수 있도록 허용하고 있다. 이처럼 개별 가격변화율은 수많은 값을 취할 수 있는데 그 가운데 하필 0%에서의 값에 대해서만 주의를 요한다고 주장하는 것은 상당히 枝葉的인 문제에 穿鑿하고 있지 않은가라는 印象을 줄 수 있다. 그러나 제Ⅲ절 2항의 [圖 2]에서 보는 바와 같이 가격변화율 분포 중 0%에서의 相對的頻度(relative frequency) h_i^0 는 모든 경우에 있어서 一次 最頻값이었으며 그 크기도 그야말로 壓倒的이었음을 감안한다면 이 문제의 중요성을 이해할 수 있을 것이다.

또한 가격변화율 분포의 수많은 상대적 빈도 가운데 h_i^0 는 매우 독특한 의미를 갖고 있다. 즉 가격변화율이 0%가 아닌 $x\%$ 였다면 그것은 가격충격의 크기가 $x\%$ 였기 때문이라고 할 수 있지만 가격변화율이 0%였다면 가격충격의 크기가 0%였다고 볼 수만은 없다. 메뉴 비용이론에 따르면 실제 가격변화율이 0%라는 것은 가격충격이 전혀 발생하지 않았을 경우는 물론 가격충격이 발생하긴 했지만 그 크기가 메뉴비용보다 작기 때문에 가격변화가 일어나지 않았을 경우를 모두 포함한다. 그러므로 가격변화율이 0%라는 事件은 가격충격이 전혀 발생하지 않았을 경우는 물론 메뉴비용보다 절대값이 작은 가격충격이 발생했을 경우가 混在되어 나타나는 事件이라고 보아야 한다. 따라서 가격변화율 분포를 가격충격 분포로 간주하고자 할 때 가격변화율 분포로부터 h_i^0 는 하나의 汚染된 관측치가 된다.

본 논문에서 주장하고자 하는 假說은 데이터로부터 가격충격 분포를 재구성함에 있어서 가격변화율 분포 가운데 오염된 관측치 h_i^0 는 제외되어야 한다는

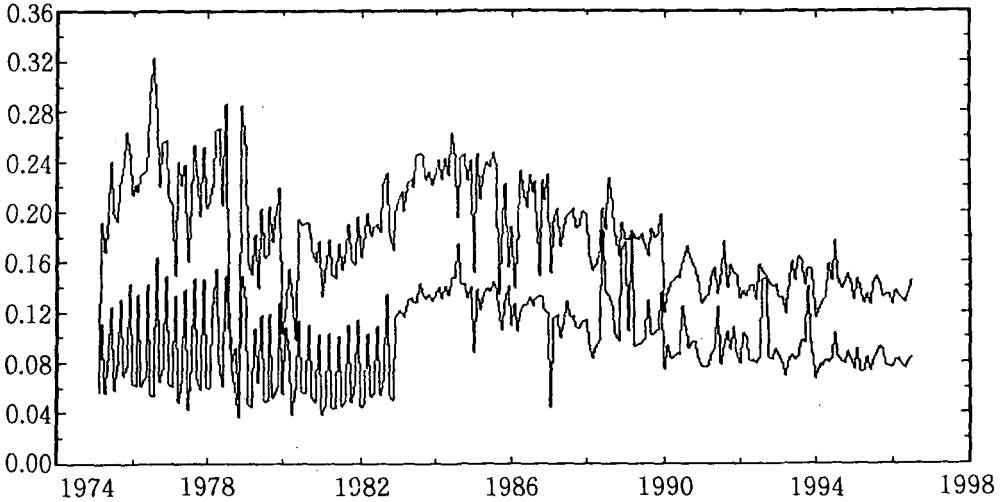
점이다. 즉 가격변화율 분포로부터 h_t^0 를 제외시킨 뒤 正常化를 통하여 새로운 분포를 구성해야 한다는 것이다. 이와 같이 가격변화율 분포에서 h_t^0 를 제외시켜 새로운 분포를 만든다면 그것은 오염된 관측치를 배제한다는 의미를 가지는 동시에 메뉴비용보다 작은 크기의 가격충격을 가격충격 분포에 포함시키지 않는다는 의미²²⁾를 가진다. 이 방법은 h_t^0 에 포함되어 있는 가격충격에 대한 정보를 희생시키는 것이지만 그럼에도 불구하고 이에 따라 새로이 구성된 새로운 가격충격 분포는 가격변화율 분포가 가지고 있었던 分布 形態上的 특징을 모두 유지하고 있을 뿐 아니라 메뉴비용 이론이 示唆하는 檢證가능 가설을 기각하지 않는다는 장점이 있다.

1. 새로운 價格衝擊 分布의 特徵

제Ⅲ절에서와 같이 새로운 가격충격 분포의 특징을 차례로 살펴보기로 하자. [圖 8]은 가격충격 분포의 1차 및 2차 최빈값을 그린 것인데 이 그림에 따르면 새로운 가격충격 분포의 1차 최빈값은 대략 20% 내외에 불과하며 2차 최빈값과의 차이도 [圖 2]의 그것보다 월등하게 줄어들었음을 알 수 있다. 그리고 <表 8>은 새로운 가격충격 분포의 歪度와 첨도를 정규분포의 그것과 비교한 결과를 제시하고 있는데 <表 8>을 <表 1>과 비교하여 보면 새로운 가격충격 분포가 양의 歪度を 가지는 경우는 가격변화율 분포에 비해 3개월이, 尖도가 정규분포보다 큰 경우는 23개월이 줄어들고 있다. 그러나 총 258개월 중 歪도가 정규분포보다 컸던 경우는 243개월로서 전체의 94.2%, 尖도가 정규분포보다 컸던 경우는 214개월로서 전체의 86.4%에 해당하는 등, h_t^0 를 제외시킨 새로운 가격충격 분포에 있어서도 陽의 歪度を 가지거나 尖도가 정규분포보다 큰 경우가 壓倒的으로 많았다.

22) 그러므로 엄밀하게 말해서 이렇게 새로이 만들어지는 분포는 단지 가격변화율 분포로부터 재구성한 가격충격 분포일 뿐이며 理論的 價格衝擊 分布, 즉 [圖 6]의 가는 실선으로 그려진 鐘모양의 가격충격 분포와는 정확하게 일치한다고 말할 수는 없다. 그러나 이후부터는 편의상 이것을 새로운 가격충격 분포라고 指稱하기로 한다.

[圖 8] 價格衝擊 分布의 1次 및 2次 最頻값



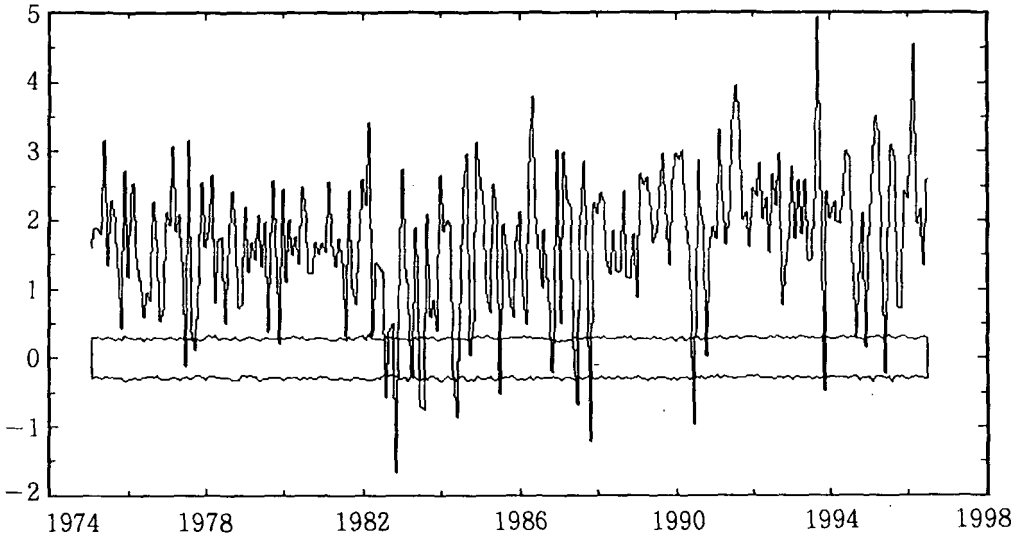
〈表 8〉 價格衝擊 分布의 歪度와 尖度

	歪度 > 0	歪度 < 0	계
尖度 > 3	209 : 81.0%	14 : 5.4%	214 : 86.4%
尖度 < 3	34 : 13.2%	1 : 0.4%	35 : 13.6%
계	243 : 94.2%	15 : 5.8%	258 : 100.0%

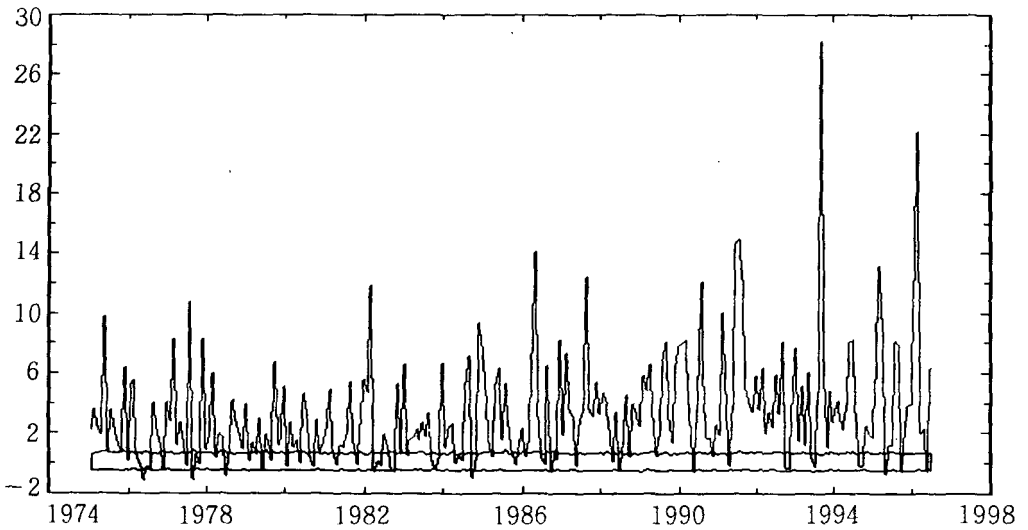
한편 [圖 9]와 [圖 10]은 정규분포가 허용하는 歪도와 尖도값의 99% 범위와 새로운 가격충격 분포의 歪도와 尖도를 비교한 결과인데 이들을 [圖 3]과 [圖 4]와 비교해 보면 가격변화율 분포에 비해 새로운 가격충격 분포에서는 歪도와 첨도값의 크기가 상당히 줄어들지만 그럼에도 불구하고 새로운 가격충격 분포 역시 정규분포로 보기는 어렵다는 것을 알 수 있다²³⁾.

23) [圖 4]에서의 마찬가지로 [圖 10]에서도 편의상 모든 첨도값들로부터 3을 차감하고 있음에 주의하기 바란다.

[圖 9] 시뮬레이션에 의한 價格衝擊 分布 歪度값의 比較



[圖 10] 시뮬레이션에 의한 尖度값의 比較



또한 <表 9>에 따르면 歪度의 경우 전체의 2.3%, 2.7%, 4.3%만이, 尖度의 경우 전체의 12.8%, 15.9%, 19.4%만이 각각 90%, 95%, 99% 영역에 속하였던 것으로 나타나고 있다. 이 결과를 <表 2>와 비교해 보면 歪도와 첨도만으로 판단하였을 때 새로운 가격충격 분포가 정규분포일 확률은 가격변화율 분포보다 다소 커지긴 하지만 새로운 가격충격 분포가 정규분포를 따른다고 하기에 는 아직도 비대칭적일 뿐만 아니라 분포의 꼬리가 두텁다는 사실을 알 수 있다.

<表 9> 歪도와 尖도로 判斷했을 때 價格衝擊 分布가 正規分布일 確率

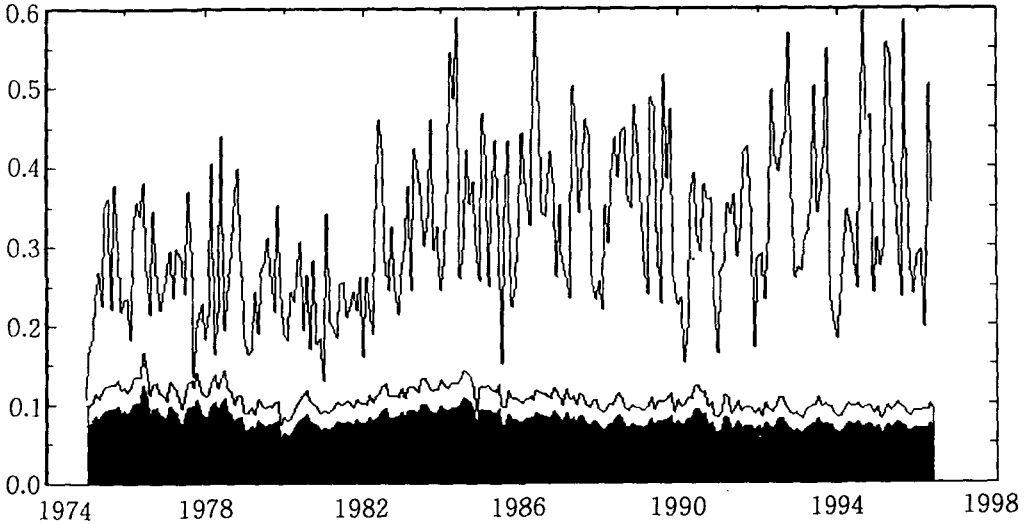
(單位 : %)

	왜 도	첨 도
90 영역	2.3	12.8
95 영역	2.7	15.9
99 영역	4.3	19.4

그리고 [圖 11]은 Kolmogorov 검정을 통해 새로운 가격충격 분포의 正規性을 검정해 본 결과인데 [圖 6]과 비교해 보면 가격변화율 분포보다는 Kolmogorov 통계량 값이 기각역에 더욱 가까이 근접하지만 가격변화율 분포의 경우와 마찬가지로 새로운 가격충격 분포가 정규분포라는 귀무가설은 언제나 99%의 확률로써 기각되고 있다.

이상과 같이 가격충격 분포는 가격변화율 분포와 마찬가지로 비대칭적일 뿐만 아니라 꼬리가 두터운 비정규분포를 따른다는 사실을 알 수 있었다. 다음 항에서는 가격변화율 분포 대신 새로운 가격충격 분포를 사용하였을 때 메뉴비용 이론이 시사하는 검정가능 가설이 성립할 수 있는지를 살펴보기로 하자.

[圖 11] Kolmogorov 檢定統計量 값과 85~99% 棄却域



2. 假說檢定 結果(2)

여기서는 제 VI 절 2항에서와 마찬가지로 방법으로 회귀방정식을 구성하되 가격 변화율 분포의 적률 대신 새로운 가격충격 분포의 적률을 설명변수로 사용하여 회귀분석을 하였으며 그 결과들이 아래의 <表 10>~<表 13>에 제시되어 있다. 이 표들이 보여주는 바와 같이 새로운 가격충격 분포의 적률을 사용하였을 때에는 가격변화율 분포의 적률을 사용하였을 때(<表 4>에서 <表 7>)와는 반대로 기대 인플레이션율의 계수가 모두 음수로 나타나 매뉴비용 이론이 시사하는 검정가능 가설이 비로소 성립할 수 있음을 알 수 있다. 따라서 완전예견 또는 적응적 기대를 가정하면서 매뉴비용 이론에 입각하고자 한다면 가격변화율 분포보다는 가격충격 분포를 사용하여 분석을 하는 것이 보다 一致性(consistency)있는 방법이라고 할 수 있다.

예를 들어 Ball and Mankiw(1995)가 提案하고 있는 공급측면의 가격충격 측정지표들인 歪度 및 Asym10, Q 등을 산출함에 있어서 가격변화율 분포를 사용하기보다는 새로운 가격충격 분포를 사용하는 것이 더욱 타당한 방법일 것이다. 뿐만 아니라 코어 인플레이션을로서 가격변화율 분포의 중간값이나 $\alpha\%$ 절취평균을 산출함에 있어서도 가격변화율 분포의 중간값이나 $\alpha\%$ 절취평균보다는 새로운 가격충격 분포의 그것이 메뉴비용이론과 부합하는 코어 인플레이션을 산출방법이 될 것이다.

〈表 10〉 回歸分析 結果(V) : 從屬變數는 h_t^0 , 前月對比 增加率 使用

	(1)	(2)	(3)	(4)
상 수	0.45034 (0.00000)	0.43907 (0.00000)	0.42563 (0.00000)	0.41838 (0.00000)
π^e	-0.00598 (0.00000)	-0.00387 (0.00009)	-0.00115 (0.15653)	-0.00045 (0.36064)
평균	0.00067 (0.15291)	-0.00102 (0.04065)	-0.00232 (0.00000)	-0.00249 (0.00000)
표준편차	0.00421 (0.00000)	0.00441 (0.00000)	0.00442 (0.00000)	0.00451 (0.00000)
$\overline{R^2}$	0.33740	0.29710	0.25691	0.25911
DW	1.49114	1.50488	1.39104	1.31536

註 : (1) $\pi_t^e = \pi_t$ (2) $\pi_t^e = (\pi_t + \pi_{t-1})/2$ (3) $\pi_t^e = (\pi_t + \dots + \pi_{t-5})/6$
 (4) $\pi_t^e = (\pi_t + \dots + \pi_{t-11})/12$

〈表 11〉 回歸分析 結果(VI) : 從屬變數는 h_t^0 , 前年 同月對比 增加率 使用

	(5)	(6)	(7)	(8)
상 수	0.41833 (0.00000)	0.41828 (0.00000)	0.41636 (0.00000)	0.41541 (0.00000)
π	-0.00004 (0.34393)	-0.00003 (0.36372)	-0.00001 (0.44998)	-0.00001 (0.43424)
평균	-0.00249 (0.00000)	-0.00248 (0.00000)	-0.00256 (0.00000)	-0.00262 (0.00000)
표준편차	0.00452 (0.00000)	0.00448 (0.00000)	0.00442 (0.00000)	0.00438 (0.00000)
\bar{R}^2	0.25921	0.25762	0.26493	0.25843
DW	1.31656	1.32253	1.28765	1.31870

註 : (5) $\pi_t^* = P_t/P_{t-12}$ (6) $\pi_t^* = (P_t/P_{t-12} + P_{t-1}/P_{t-13})/2$

(7) $\pi_t^* = (P_t/P_{t-12} + \dots + P_{t-5}/P_{t-17})/6$

(8) $\pi_t^* = (P_t/P_{t-12} + \dots + P_{t-11}/P_{t-23})/12$

〈表 12〉 回歸分析 結果(VII) : 從屬變數는 h_t^0 , 前月對比 增加率 使用

	(1)	(2)	(3)	(4)
상 수	0.45555 (0.00000)	0.44966 (0.00000)	0.44275 (0.00000)	0.43168 (0.00000)
π	-0.00580 (0.00000)	-0.00373 (0.00016)	-0.00129 (0.13103)	-0.00059 (0.32236)
평균	0.00063 (0.17964)	-0.00100 (0.05286)	-0.00216 (0.00003)	-0.00239 (0.00001)
표준편차	0.00413 (0.00000)	0.00425 (0.00000)	0.00421 (0.00000)	0.00435 (0.00000)
왜 도	-0.00065 (0.47109)	0.00020 (0.49116)	-0.00194 (0.4195)	-0.00026 (0.48912)
첨 도	-0.00093 (0.34112)	-0.00241 (0.1499)	-0.00252 (0.14789)	-0.00247 (0.15067)
\bar{R}^2	0.33349	0.29861	0.26172	0.26132
DW	1.48980	1.49715	1.39538	1.31801

註 : (1) $\pi_t^* = \pi_t$ (2) $\pi_t^* = (\pi_t + \pi_{t-1})/2$ (3) $\pi_t^* = (\pi_t + \dots + \pi_{t-5})/6$

(4) $\pi_t^* = (\pi_t + \dots + \pi_{t-11})/12$

〈表 13〉 回歸分析 結果(VIII) : 從屬變數는 h_t^0 , 前年 同月對比 增加率 使用

	(5)	(6)	(7)	(8)
상 수	0.43156 (0.00000)	0.43157 (0.00000)	0.42891 (0.00000)	0.42413 (0.00000)
π	-0.00005 (0.30499)	-0.00004 (0.32537)	-0.00002 (0.41494)	-0.00002 (0.40486)
평균	-0.00238 (0.00001)	-0.00237 (0.00001)	-0.00245 (0.00000)	-0.00255 (0.00000)
표준편차	0.00436 (0.00000)	0.00432 (0.00000)	0.00427 (0.00000)	0.00428 (0.00000)
왜 도	-0.00023 (0.49048)	-0.00060 (0.47462)	-0.00108 (0.45405)	0.00004 (0.49827)
첨 도	-0.00248 (0.14936)	-0.00232 (0.16579)	-0.00195 (0.20415)	-0.00171 (0.23033)
\bar{R}^2	0.26147	0.25932	0.26515	0.25629
DW	1.31929	1.32456	1.28952	1.31567

註 : (5) $\pi_t^e = P_t/P_{t-12}$ (6) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + P_{t-1}/P_{t-13})/2$
 (7) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + \dots + P_{t-5}/P_{t-17})/6$
 (8) $\pi_t^e = (P_t/P_{t-12} + \dots + P_{t-11}/P_{t-23})/12$

VI. 結 論

이상과 같은 논의를 통하여 가격변화율 분포에서 h_t^0 를 제외시켜 만든 새로운 가격충격 분포는 가격변화율 분포보다 더욱 적절한 가격충격 분포로 사용될 수 있다는 결론을 내릴 수 있다. 본 논문의 이러한 결론을 뒷받침하기 위해서 가격변화율 분포를 가격충격 분포로 간주하고 있는 Ball and Mankiw(1995)의 경험적 분석에서 가격변화율 분포 대신에 새로운 가격충격 분포를 사용하였을

때 분석결과가 개선되는지 與否를 살펴보기로 하자²⁴⁾.

〈表 14〉 인플레이션 方程式 推定結果

	A					B				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
상 수	4.1894 (0.0000)	7.1942 (0.0000)	5.0584 (0.0000)	-3.0147 (0.0168)	-0.4111 (0.3926)	4.1894 (0.0000)	4.9296 (0.0000)	3.7526 (0.0000)	0.0160 (0.4938)	0.7738 (0.2375)
inf[-1]	0.5186 (0.0000)	0.1111 (0.0036)	0.0694 (0.0505)	0.0624 (0.0549)	0.0557 (0.0704)	0.5186 (0.0000)	0.0682 (0.0280)	0.0539 (0.0667)	0.0577 (0.0477)	0.0606 (0.0388)
평균		1.3336 (0.0000)	1.1644 (0.0000)	0.8138 (0.0000)	0.9103 (0.0000)		0.5358 (0.0000)	0.5097 (0.0000)	0.4529 (0.0000)	0.4751 (0.0000)
표준편차			0.2119 (0.0005)	0.3904 (0.0000)	0.3384 (0.0000)			0.0559 (0.0156)	0.1098 (0.0000)	0.0962 (0.0003)
왜 도				2.6541 (0.0000)	0.7072 (0.1222)				1.6120 (0.0000)	0.6388 (0.1268)
첨 도					0.4945 (0.0000)					0.3330 (0.0142)
\bar{R}^2	0.2647	0.6888	0.7006	0.7456	0.7608	0.2647	0.7688	0.7721	0.7895	0.7927
DW	2.0873	2.0723	2.0497	1.9287	1.8966	2.0873	2.1015	2.0521	1.9556	1.9881

註：괄호의 값은 그 해당변수의 *p*값임.

Ball and Mankiw(1995)는 가격변화를 분포의 歪度가 그 분포의 표준편차보다 인플레이션율을 더욱 성공적으로 설명함을 회귀분석을 통하여 밝힘으로써

24) 앞에서 필자는 Ball and Mankiw(1995)의 연구뿐 아니라 Bryan and Pike(1991), Bryan and Cecchetti(1994), Bryden and Carlson(1994) 등의 코어 인플레이션을 측정에 관한 연구에서도 가격변화를 분포를 가격충격 분포로 간주함이 타당하지 않다고 주장한 바 있다. 그러나 이 논문에서는 코어 인플레이션율을 산출하는 데 있어서 가격변화를 분포를 사용하는 것이 좋은지 새로운 가격충격 분포를 사용하는 것이 좋은지에 대한 문제는 다루지 않기로 한다. 이 문제에 대해서는 박종규(1997b)를 참조하기 바란다.

가격변화의 비대칭성이 공급측면의 가격충격을 성공적으로 표현하는 지표가 된다고 주장한 바 있다. <表 14>는 Ball and Mankiw(1995)가 추정하고 있는 인플레이션 방정식을 우리나라의 소비자 물가 데이터를 사용하여 추정해 본 결과이다. <表 14>의 A 부분은 가격변화율 분포를 사용하였을 때의 회귀분석 결과이고 B 부분은 새로운 가격충격 분포를 사용하였을 때의 결과이며 각각의 회귀방정식의 설명변수에는 Ball and Mankiw(1995)가 하고 있는 대로 前期의 인플레이션율을 추가하였다.

<表 14>에 의하면 인플레이션율을 상수항과 前期 인플레이션율만으로 설명하였을 때에는 $\overline{R^2}$ 값이 0.2647밖에 되지 않았으나 가격변화율 분포의 적률(A 부분의 경우)을 사용하거나 새로운 가격충격 분포의 적률(B 부분의 경우)을 사용할 때에는 $\overline{R^2}$ 가 크게 증가하고 있으며 특히 인플레이션 방정식을 어떻게 구성하건 B 부분의 $\overline{R^2}$ 가 A 부분의 $\overline{R^2}$ 보다 크게 나오고 있음을 보게 된다. 따라서 가격변화율 분포 자체를 사용하는 것보다는 새로운 가격변화율 분포를 사용하는 것이 인플레이션율의 변화(innovations in inflation)의 더욱 많은 부분(larger fraction)을 설명하고 있다고 해석해 볼 수 있다.

이상과 같은 논의에 따라 가격변화율 분포를 가격충격 분포로 간주하기보다는 가격변화율 분포에서 k_t^0 를 제외시켜 만든 새로운 가격충격 분포가 메뉴비용 이론과 더욱 부합할 뿐 아니라 가격충격이라는 의미에 더욱 충실하다는 결론을 내릴 수 있다. 그러므로 코어 인플레이션을 산출에 있어서도 가격변화율 분포의 중간값이나 $\alpha\%$ 절취평균을 취하기보다는 가격충격분포의 중간값이나 $\alpha\%$ 절취평균을 취하는 것이 보다 적절한 방법이 될 수도 있다는 것을 미루어 짐작해 볼 수도 있다. 따라서 통화량과 인플레이션율간의 관계를 비롯하여 코어 인플레이션율에 대한 논의를 할 때, 특히 그 논의를 메뉴 비용이론에 입각하여 전개하려 할 때에는 분석의 기초가 되는 가격충격 분포를 어떻게 구성할 것인가 하는 문제를 반드시 진지하게 검토해 보아야 할 것이다.

參 考 文 獻

- 朴宗奎, 「코어인플레이션率 測定과 인플레이션 衝擊」, 미발표논문, 韓國租稅研究院, 1996.
- _____, 「메뉴費用과 産業別 價格衝擊下에서의 獨占의 競爭企業의 價格決定」, 『財政金融研究』, 제4권 제1호, 韓國租稅研究院, 1997a.
- _____, 『코어인플레이션을 측정에 관한 연구』, 진행중, 韓國租稅研究院, 1997b.
- 柳潤河·成明基, 「우리나라 消費者物價 變動의 分布」, 미발표논문, 한국개발연구원, 1996.
- Ball, L. and N. G. Mankiw, "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuation," *Economic Journal*, 104, March 1994, pp. 247 ~261.
- _____, "Relative-price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, February 1995, pp. 161~193.
- Ball, L., N. G. Mankiw and D. Romer, "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1988, pp. 1~82.
- Bickel, P. J. and K. A. Doksum, *Mathematical Statistics*, Holden-Day Inc., 1977.
- Blanchard, O. J. and N. Kiyotaki, "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol. 77, No. 4, September 1987, pp. 647~666.
- Bryan, M. F. and S.G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," N. Gregory Mankiw(ed.), *Monetary Policy*, NBER Studies in Business Cycles, Vol. 29, 1994, pp. 195~219.

- Bryan, M. F. and C. J. Pike, "Median Price Changes : An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation," *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, December 1991.
- Bryden, E. and J. B. Carlson, "On Disinflation Since 1982 : An Application of Change-Point Tests," Federal Reserve Bank of Cleveland, *Economic Review*, Vol. 30(1), 1st Quarter 1994.
- Cooper, R. and A. John, "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models," *Quarterly Journal Economics*, 103, August 1988, pp. 441~468.
- Fisher, S., "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1981, pp. 381~431.
- Rotemberg, J., "The New Keynesian Foundations," *NBER Macro Annual*, 1985, pp. 111~148.
- Sheshinski, E., and Y. Weiss, "Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation," *Review of Economic Studies*, Vol. 50, No. 3, 1983, pp. 513~529.

메뉴費用과 産業別 要素價格衝擊下에서의 獨占的 競爭企業의 價格決定

朴 宗 奎*

要 約

이 논문은 Blanchard and Kiyotaki(1987)의 獨占的 競爭企業의 價格決定 模型에 不完全 價格認識, 産業別 要素價格衝擊, 그리고 메뉴費用의 假定을 포함시켜 새로운 가격결정 모형을 제시하고 있다. 이 모형은 우리나라 개별 소비자물가지수 증가율 분포의 네 가지 경험적 특징(박종규, 1997a)을 동시에 再現할 수 있다. 첫째 총인플레이션율이 높을수록 가격변화율 분포는 더욱 分散되며, 둘째 가격변화율 분포는 0%에서 密集되어 있고, 셋째 정규분포로서는 설명할 수 없을만큼의 非對稱性을 나타내는 경우가 대부분이며, 넷째 그 꼬리는 정규분포의 그것보다 두텁다. 期待 인플레이션율과 要素價格衝擊이 左右 對稱的인 정규분포를 따른다고 가정하여도 실제로 나타나는 가격변화율 분포는 뚜렷한 비대칭성과 非正規的인 두터운 꼬리를 가지는 경향이 발견된다. 그리고 메뉴비용의 가정은 가격의 名目 硬直性을 설명하는 동시에 가격변화율 분포의 非對稱性和 두터운 꼬리라는 특징을 더욱 강화시키는 역할을 하고 있다. 또한 이 모형은 코어 인플레이션율 측정을 위한 이론적 기초를 제공하고 있다.

* 韓國租稅研究院 專門研究委員.

이 논문의 草稿를 읽고 유익한 조언을 해주신 두분 익명의 논평자들에게 감사드리며 프로그램 작업에 도움을 주신 吳世珍 연구원과 원고정리에 수고하신 卞敬淑 연구조원께도 감사드립니다.

I. 序 論

消費者 物價指數(CPI)는 對象 바스켓에 포함된 個別品目 價格指數¹⁾의 加重 平均值이며 對象 바스켓의 選定과 個別品目 價格指數에 부여되는 加重值들은 소비자들이 실제로 어떤 종류의 소비재를 구입하고 있으며 각각의 소비재를 구입하기 위해 얼마만큼의 지출을 하고 있는가에 따라 정해진다. 물론 새로운 상품이 등장하고 소비자의 購買力과 嗜好가 변화함에 따라 이와 같은 소비 패턴도 변화한다. 그러므로 소비자 물가지수 대상 바스켓에는 항상 새로운 상품들이 추가되거나 기존의 상품들 가운데 제외되는 것들이 생기며 각각의 상품에 부여되는 가중치들도 시간에 따라 달라지게 된다. 이러한 소비 패턴의 변화는 5년마다 시행되는 都市家計調査에 의해 파악되고 있기 때문에 소비자 물가지수는 5년에 한번씩 바스켓과 가중치를 改編하고 있으며 명칭도 몇 연도 기준 全都市 消費者 物價指數라고 부르고 있다.

이와 같이 소비자 물가지수는 개별 소비재 가격지수의 加重平均值로 定義되기 때문에 소비자 물가지수의 증가율도 개별 소비재 가격지수 증가율의 加重平均值의 형태로 산출된다. 즉 우리가 접하는 소비자 물가 상승률, 또는 소비자 물가지수 증가율은 개별 소비재의 가격변화에 대한 수많은 정보를 加重平均值라는 하나의 숫자로 요약하고 있는 것이다. 따라서 소비자물가 상승률은 개별 소비재 가격변화의 평균적인 움직임은 포착하지만 加重平均值로서 표현될 수 없는 여러 가지 중요한 특징들을 충분히 반영할 수 없다. 즉 소비자 물가지수를 구성하는 개별 소비재 가격지수 증가율 분포²⁾에는 총 소비자물가 상승률이

1) 예를 들어 1990년 기준 消費者 物價指數의 바스켓에는 470개의 품목들이 포함되어 있다.

2) 지금부터는 개별 소비재 가격지수 증가율 분포를 편의상 가격변화를 분포라고 指稱하기로 한다. 그러므로 가격변화를 분포는 개별 소비재 품목 가격지수들이 실제로 어떻게 변하였는가를 보여주는 하나의 經驗的 分布(empirical distribution)이다. 한편 이 논문에 자주 등장하는 가격충격 분포는 가격 설정자가 當面하는 가격충격이 선형적으로 어떠한 분포를 따를 것인가를 의미하는 하나의 母集團 分布(population distribution)로서 가격변화를 분포와는 달리 우리가 실제로 관찰할 수 있는 것이 아니다. 그리고 가격충격 분포에 따라 가격충격이 실현되면 가격

표현하지 못하는, 인플레이션에 대해 理論的·實證的으로 중요한 의미를 갖는, 여러 가지 풍부한 정보가 담겨 있다.

朴宗奎(1997a)는 1975년 2월부터 1996년 7월까지의 우리나라 소비자 물가 지수를 구성하는 470개 개별 소비재 가격지수를 1990년을 기준으로 하여 월별 증가율의 分布形態上 특징을 다음과 같이 정리하였다³⁾.

첫째, 인플레이션率이 높을수록 가격변화율 분포는 더욱 分散되어 있다. 즉 인플레이션率과 가격변화율 분포의 標準偏差 사이에 양의 상관관계가 존재한다는 것인데 이 현상⁴⁾은 인플레이션이 漫然할수록 相對價格體系가 불안해지기 때문에 경제 전체적인 비용이 초래된다는 가설에 대한 實證的인 근거로서 이미 오래전부터 이론적 관심의 대상(Sheshinski and Weiss(1977), Fisher(1981), Blanchard(1987), Ball and Mankiw(1994))이 되어왔다.

둘째, 가격변화율 분포는 0%에서 密集되어 있으며, 0%에서의 相對的 頻度(relative frequency)는 다른 값에서의 頻度보다 壓倒的으로 크다. 이는 가격의 名目硬直性(nominal rigidity)을 보여주는 것으로서 新케인지안의 거시경제 이론을 뒷받침하는 중요한 실증적 근거⁵⁾가 된다.

셋째, 가격변화율 분포는 거의 모든 기간에 걸쳐 非對稱的이며 특히 陽의 歪度(positive skewness)를 나타내는 경우가 壓倒的으로 많다. 이는 가격이 상승

설정자의 希望(desired) 가격변화율에 영향을 주지만 최종적인 가격변화율은 希望 가격변화율뿐 아니라 메뉴비용에 의해서도 영향을 받게 되므로 가격충격의 크기가 곧 가격변화의 크기를 의미하지는 않는다.

- 3) 또한 상당히 많은 경우에 있어서 개별품목 가격지수 변화율의 경험적 분포는 最頻값이 唯一하지 않다(multi-modality)는 성질도 발견할 수 있었지만 最頻값이 唯一한지 그렇지 않은지에 대해서는 시각적인 분석(eye-ball search) 외에는 數學的 판단기준을 마련하기 어려우므로 이 논문에서는 最頻값의 個數에 대한 논의를 생략하기로 한다.
- 4) 이 관계를 설명함에 있어 Sheshinski and Weiss(1977)는 인플레이션이 가격변화의 빈도를 높인다고 주장한 반면 Fisher(1981), Ball and Mankiw(1994) 등은 가격 변동성의 증가가 인플레이션을 초래할 수 있다고 주장한 바 있다.
- 5) 예를들어 (S,s)규칙으로 알려져 있는 狀態依存的 價格決定(state-dependent price setting rules: Sheshinski and Weiss(1977, 1983), Caplin and Spulber(1987), Caplin and Leahy(1991))이나 메뉴費用理論(Akerlof and Yellen(1985), Mankiw(1985), Ball and Romer(1989a)) 등이 있다. 新케인지안의 이론에 대한 서베이 논문으로 Rotemberg(1987), Ball, Mankiw and Romer(1989), Gordon(1990) 등이 있다.

하는 경우가 하락하는 경우보다 훨씬 빈번하다는 의미로서 가격의 下方硬直성과 관련을 가지고 있다.

넷째, 가격변화율 가운데는 異例적으로 매우 큰 값이 실현되는 등 가격변화율 분포는 모든 기간에 걸쳐 정규분포보다 尖度(kurtosis)가 크다. 이 현상은 가격변화율 분포의 꼬리가 두텁다(heavy tailed)라는 統計學的 용어로 표현되는데, 小數이지만 매우 급격한 가격변화가 발생한 몇몇 품목들, 이를테면 에너지나 식료품 가격의 騰落이 전체 인플레이션을 주도하는 경향(Blinder(1982))과 관련이 있다. 인플레이션을 가운데 총수요에 의해 유발된 부분, 또는 通貨的現象으로서의 인플레이션율을 코어(core) 인플레이션율이라고 정의(Blanchard and Quah(1987), Shapiro and Watson(1988), Hallman, Porter and Small(1991), Bryan and Cecchetti(1994))한다면 이와 같은 급격한 가격변화의 발생은 코어 인플레이션율과는 직접적인 관련이 없다고 前提되어 왔다. 따라서 코어 인플레이션율의 算出時 급격한 가격변화를 겪는 특정 품목들을 아예 제외시켜 버리거나(Blinder(1982)) 가격 증가율 분포의 中間값(median)을 취하거나(Bryan and Pike(1991), Bryden and Carlson(1994)) 가격 변화율 분포의 양쪽 꼬리의 일부를 잘라내어 折枝 샘플 平均(trimmed sample mean)을 구하는(Bryan and Cecchetti(1994)) 등 여러 가지 방법론들이 등장하였는데 이들은 모두 가격변화율 분포의 尖도가 정규분포의 그것보다 크다는 성질에서 출발한 것으로 볼 수 있다.

이 논문은 이와 같은 가격변화율 分布形態上的 네 가지 특징들을 再生(reproduce)해 낼 수 있는 가격결정 모형을 제시하고 있다. 이 모형은 物價水準의 認識이 不完全(price level misconceptions)한 獨占的 競爭企業(monopolistically competitive firms)들과 家計로 이루어진 經濟를 상정하고 있으며 기업들은 가계가 공급하는 노동과 經濟外部로부터 輸入되는 産業固有(industry specific)의 外部生産要素⁶⁾들을 사용한다. 그리고 개별 기업들이 가격을 변화시키

6) 지금부터는 간략함을 위하여 外部生産要素는 生産要素라고 쓰고 外部生産要素의 價格은 要素價格이라고 쓰기로 한다. 따라서 지금부터 生産要素라고 할 때에는 勞動이 포함되지 않는 것으로 看做한다.

기 위해서는 메뉴費用을 지불하여야 한다. 이러한 假定下에서 경제주체들의 最適化 解로서 도출되는 개별 명목가격 증가율은 기대 인플레이션을, 통화량 증가율, 그리고 要素價格 衝擊에 의해 결정되며 통화량 증가율과 要素價格 衝擊이 기대 인플레이션율과 相乘作用을 일으키기도 한다. 이 가운데 要素價格 衝擊은 産業構造上 그 생산요소를 사용해야만 하는 一部 기업들의 가격 증가율에 직접적인 영향을 미치는데 기대 인플레이션율이나 통화량과는 無關하게 獨立的으로 발생하는 공급측면의 가격인상 요인이다.

이러한 가격결정 모형으로부터 生成(generate)되는 가격변화율 분포는 앞에서 열거한 네 가지 특징들을 동시에 나타내고 있다. 즉 그 분포의 분산은 총 소비자물가 상승률과 陽의 상관관계를 가지며, 0%에서의 頻度가 壓倒的으로 크고, 대부분의 경우 歪度가 0이 아니며 尖도가 정규분포의 그것보다 크다.

이 가운데 총 인플레이션율과 상대가격 변동성 사이의 양의 상관관계는 恒等式 형태로 導出한 개별 명목가격 증가율의 결정식(제Ⅲ절 式 (28))에 의해, 그리고 가격 변화의 名目硬直性은 메뉴비용의 가정에 의해 설명되고 있다. 가격변화율 분포의 非正規的인 歪도와 尖도는 산업별 요소가격 충격과 항등식 형태의 개별 명목가격 증가율의 결정식에 의해 설명되고 있다. 특히 가격충격 분포가 正規分布를 따른다는 가정에도 불구하고 가격변화율 분포의 歪도와 尖도가 非正規的으로 나타난 것은 特記할 만하다고 할 수 있다. 즉 가격충격 분포 자체가 非正規的이지 않아도, 그리고 메뉴비용을 가정하지 않아도⁷⁾, 가격 변화율 분포의 歪도와 尖도는 非正規的으로 나타나는 경향을 발견할 수 있었다. 그러므로 메뉴비용의 가정은 가격의 名目硬直性을 설명하기 위하여서는 필수적이었지만 가격변화율 분포의 비대칭성과 두터운 꼬리를 설명함에 있어서는 필수적이라 할 수 없었다. 그렇지만 메뉴비용의 가정이 歪도와 尖도에 있어서 가격

7) Ball and Mankiw(1994)의 연구에서는 陽의 趨勢的 인플레이션(positive trend inflation)이 존재할 경우 가격충격 분포가 대칭적이라 하더라도 메뉴비용으로 말미암아 가격변화율 분포는 비대칭적으로 나타날 수 있었다. 그러므로 추세 인플레이션율과 대칭적인 가격충격 분포를 가정할 경우 가격변화율 분포가 비대칭적이기 위해서는 메뉴비용의 존재가 필수적이라 할 수 있다. 한편 Ball and Mankiw(1995)의 연구에서는 가격변화율 분포가 비대칭적인 근본적인 이유는 가격충격 분포가 비대칭적이기 때문임을 전제로 하고 있다.

변화율 분포의 非正規性을 강화시켜 주는 역할을 한다는 점은 認定할 수 있었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II절에서는 Blanchard and Kiyotaki (1987)의 獨占的 競爭企業模型을 不完全 價格水準認識의 假定과 함께 產業別 要素價格 衝擊을 許容하도록 확장시킨 뒤 一般均衡 解로서 個別企業의 相對價格 決定過程에 대해 설명하고, 相對價格의 통화량 및 요소가격에 대한 彈力性을 구하였다. 제 III절에서는 이러한 결과들을 이용하여 不連續 時間(discrete time)에서의 個別價格 變化율 결정식을 導出하였고 제 IV절에서는 이 결정식에 의해 정해지는 가격변화율의 분포가 앞에서 언급한 네 가지 특징들을 모두 만족하고 있다는 것을 수리적 분석과 시뮬레이션 분석을 통하여 보였다. 끝으로 이 논문의 맺음말은 제 V절에서 언급하였다.

II. 獨占的 競爭企業의 價格決定 模型

i 번째 소비재의 t 기에서의 명목가격 증가율을 π_t^i , 가격수준을 P_t^i 라고 표시하면 總 消費者 物價指數 P_t 는 對象 바스켓에 포함되어 있는 m 개의 個別 消費財 價格 P_t^i 를 加重值⁸⁾ w_i 로써 加重平均한 것으로 정의된다. 따라서 消費者 物價 增加率 π_t 도 個別 消費財 價格 增加率 π_t^i 의 加重平均值인 것이다.

$$P_t \equiv \sum_{i=1}^m w_i P_t^i, \quad \sum_{i=1}^m w_i = 1 \dots\dots\dots (1)$$

$$\pi_t \equiv \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \sum_{i=1}^n w_i \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}} \frac{P_t^i - P_{t-1}^i}{P_{t-1}^i} \equiv \sum_{i=1}^n w_i \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}} \pi_t^i \dots\dots\dots (2)$$

즉 소비자 물가 증가율 π_t 는 π_t^i 분포의 位置(location)에 대한 情報을 주고 있으므로 우리는 이를 통하여 π_t^i 분포의 平均的인 움직임을 파악해 볼 수 있다.

8) w_i 는 기준연도의 시점에서 소비자가 i 번째 소비재를 구입하기 위해 지출한 금액의 비중에 따라 결정된다.

그러나 이것은 어디까지나 분포의 位置 내지 1次 積率(first moment)에 대한 情報이기 때문에 π_t^i 분포의 2次 以上の 積率을 비롯한 여러 가지 分布上의 특징들을 충분히 표현할 수 없다. 예를 들어 소비자 물가 증가율은 서론에서 언급된 π_t^i 분포의 네 가지 성질 가운데 어느 하나도 뚜렷하게 반영하지 못한다.

본 논문에서는 대표적 新케인지안(new Keynesian) 理論 가운데 하나인 Blanchard and Kiyotaki(1987)의 獨占的 競爭企業模型을 확장시키고 있는데 이 모형은, Dixit and Stiglitz(1977)의 모형에 근거한 다른 모형들이 그러하듯이 一般均衡의 解⁹⁾를 明示的으로 제시할 수 있다는 장점을 가지고 있으며 名目 및 實質 價格硬直性(nominal and real rigidity)을 다루는 여러 논문에서 널리 사용되고 있다(Ball and Maniw(1994, 1995)). 본 논문에서도 개별 소비재의 相對價格 P_t^i / P_t 를 一般均衡의 解로서 구하고 있는데 이것을 이용하여 개별 소비재의 명목가격 증가율 π_t^i 의 결정식을 얻을 수 있으며 이 식에 의하여 π_t^i 분포상의 성질을 밝힐 수 있다.

1. 模型의 基本假定¹⁰⁾

經濟 內에는 n개의 家計와 m개의 기업이 존재한다. 이들 기업은 한 가지씩의 소비재를 생산하는 獨占的 競爭企業(monopolistically competitive firm)들로서 자신이 當面하고 있는 右下向의 수요곡선을 認識할 수 있으며, 자신이 판매할 수 있는 數量을 수요곡선에서 주어진 조건 그대로 받아 들이는(quantity taker) 한편, 자신이 생산한 제품의 판매가격을 결정할 수 있는 價格 設定者(price setter)들이다. 또한 이들 기업이 생산·판매하는 제품들은 差別化되어 서로 不完全 代替關係에 있기 때문에 각 기업은 일정한 市場占有有力을 보유하고

9) d'Aspremont et al.(1996)은 Dixit and Stiglitz(1977) 模型이 模型 內 기업 숫자가 고정되어 있다고 가정함으로써 進入·退出에 대한 충분한 고려를 하지 못하고 있기 때문에 진정한 의미의 一般均衡 解가 될 수 없다고 주장한 바 있다.

10) 분석의 편의를 위해 시간 하첨자는 생략하기로 한다.

있다. 그리고 이들 기업은 每期에 있어서 그 時點의 통화량 증가율을 관찰할 수 있다.

이들 기업이 소비재를 생산하기 위해서는 가계가 제공하는 노동과 經濟外部로부터 조달한 産業固有의 生産要素들이 필요하다. 이러한 生産要素는 農畜水產品의 생산에 필수적인 기후조건이라든지, 화학제품과 교통서비스의 생산에 필요한 석유류 등을 가리킨다고 생각해 볼 수 있다. 예를 들어 기후변화에 따라 작황이 나빠서(좋아서) 농산품가격이 오르고(내리고) 있다면 그것은 기후라는 生産要素의 가격이 상승(하락)한 것으로 해석할 수 있다.

이 經濟가 經濟外部로부터 조달하는 生産요소들은 총 K 가지가 있는데 모든 기업은 자신이 속한 산업의 기술적 특성에 따라 K 가지 중 一部分의 生産요소만을 사용한다. 예를 들어 i 번째 기업이 필요로 하는 生産要素의 집합을 $K(i)$ 라고 하고 여기에 포함되는 生産要素의 個數를 K_i 라 하면 $K_i < K$ 가 성립한다. 이것을 다른 말로 표현하자면 어떤 生産要素의 가격이 변화하였을 때 그로 인해 가격결정에 직접적으로 영향을 받는 기업들은 일부에 지나지 않는다고 할 수 있다. 즉 k 번째 生産要素를 사용하는 기업의 비율 $\alpha_k \equiv \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m I_{K(i)}(k)$ 는 모든 k 에 대해 1보다 작다. 그리고 어떤 기업이 어떤 종류의 生産要素를 필요로 하는가 하는 것, 즉 집합 $\{K(i)\}_{i=1}^m$ 은 그 경제의 산업구조에 따라 이미 정해져 있다.

한편 企業과 家計의 行動樣式은 다음과 같다. 우선 i 번째 기업은 i 번째 소비재를 생산하기 위하여 j 번째 가계에 W_j 의 임금을 지불한 뒤 N_{ij} 만큼의 노동을 고용하고, 經濟外部로부터는 $K(i)$ 에 속하는 k 번째 生産요소 한 단위에 대해 S_k 를 지불한 뒤 G_{ik} 만큼을 구입한다. 그 뒤 이 기업은 CES 生産함수에 따라 제품을 생산하는데 生産要素間的 대체탄력성은 1보다 크며 규모의 수익률은 1보다 작거나 같다. 式 (3)은 이 기업의 生産함수인데 여기서 $I_{K(i)}(k)$ 는 k 가 $K(i)$ 에 속할 경우에는 1을 부여하고 그렇지 않을 경우에는 0을 부여하는 指示函數(indicator function)를 표시한다.

$$Y_i = \left(\sum_{j=1}^n N_{ij}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \sum_{k=1}^K G_{ik}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} i_{K(i)}(k) \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{\alpha}} \quad \alpha \geq 1, \sigma > 1^{11)} \quad \dots\dots\dots (3)$$

i 번째 소비재의 가격을 P_i 라고 했을 때 i 번째 기업의 이윤함수는 式 (4)와 같이 구성되며 이 이윤은 j 번째 가계에 V_{ij} 만큼씩 배당된다.

$$V_i = P_i Y_i - \sum_{j=1}^n W_j N_{ij} - \sum_{k=1}^{K_i} S_k G_{ik}, \quad V_i = \sum_{j=1}^n V_{ij} \quad \dots\dots\dots (4)$$

다음으로 j 번째 家計는 i 번째 기업에게 N_{ij} 만큼의 노동을 공급함으로써 노동 한 단위당 W_j 의 임금소득을 얻는 동시에 i 번째 기업으로부터 V_{ij} 만큼의 배당소득을 받으며 은행으로부터 M_j 의 자금을 무이자로 대출 받는다. j 번째 가계는 이러한 所得源으로부터 총 I_j 만큼의 豫算을 가지게 되는데 이 가운데 i 번째 제품을 C_{ij} 만큼씩 소비한 뒤 나머지 M'_j 만큼의 저축을 하므로 다음과 같은 豫算制約에 당면한다.

$$\sum_{i=1}^m P_i C_{ij} + M'_j = I_j \equiv \sum_{i=1}^m W_i N_{ij} + \sum_{i=1}^m V_{ij} + M_j \quad \dots\dots\dots (5)$$

그리고 이 가계의 效用函數는 다음과 같이 주어진다¹²⁾.

$$U_j = m^{\frac{\gamma}{1-\theta}} C_j^{\gamma} (M'_j/P)^{1-\gamma} - N_j^{\beta}$$

끝으로 j 번째 家計가 소비하는 소비총액은 아래와 같이 集計(aggregation) 하는데 여기서의 θ 는 소비자의 효용에 있어서 각 製品間의 代替彈力性을 표시 하며 이 θ 가 작을수록, 각 제품은 차별화되어 있음을 의미하므로 각 기업이 가지는 市場占有有力은 커질 것이다.

11) 여기서 σ 는 要素間 代替彈力性, $1/\alpha$ 는 規模의 收益率(rate of return to scale)을 나타낸다.

12) 여기서 $m^{1/(1-\theta)}$ 는 正常化(normalization)를 위한 항목이다.

$$C_j \equiv \left(\sum_{i=1}^m C_{ij} \frac{\theta-1}{\theta} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad \theta > 1 \dots\dots\dots (6)$$

2. 最適化問題와 相對價格의 決定過程

Blanchard and Kiyotaki(1987)에서와 같이 가계는 자신의 豫算規模(I_j)를 주어졌다고 보고, 즉 상품가격(P_{ij}), 임금수준(W_j), 노동공급량(N_{ij}), 배당금 규모(V_{ij}) 등이 주어졌다고 보고, 式 (7)의 最適化 문제의 解로서 소비재 수요량과 저축액 규모를 式 (8)과 같이 정한다.

$$MAX_{C_{ij}, M'_j} A_j = \left(\sum_{i=1}^m C_{ij} \frac{\theta-1}{\theta} \right)^{\frac{\theta\gamma}{\theta}} m^{\frac{\gamma}{1-\theta}} \left(\frac{M'_j}{P} \right)^{1-\gamma} \quad s. t. \quad \sum_{i=1}^m P_i C_{ij} + M'_j = I_j \quad (7)$$

$$C_{ij}^D = \frac{\gamma I_j (P_j/P)^{-\theta}}{m P (P/P)}, \quad M'_j = (1-\gamma) I_j \quad \dots\dots\dots (8)$$

이에 따라 전반적인 물가수준을 $P \equiv \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m P_i^{1-\theta} \right)^{1/(1-\theta)}$ 라고 할 때 i 번째 기업이 당면하는 i 번째 제품에 대한 수요와 경제 전체적 총수요는 다음과 같다.

$$Y_i^D = \sum_{j=1}^n C_{ij}^D = \frac{1}{m} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\theta} \sum_{j=1}^n \frac{\gamma I_j}{P} \quad \dots\dots\dots (9)$$

$$Y_D = \frac{\sum \sum P_i C_{ij}^D}{P} = \frac{\gamma}{P} \sum_{j=1}^n I_j \quad \dots\dots\dots (10)$$

그리고 가계 저축의 합계는 곧 통화수요이므로 통화시장이 균형을 이룬다면 통화공급 M 은 M_D 와 같아져 式 (8)과 式 (10)으로부터 총수요는 아래와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$Y_D = \frac{\gamma}{1-\gamma} \frac{M}{P}, \quad M = M_D = \sum_{j=1}^n M'_j = (1-\gamma) \sum_{j=1}^n I_j \quad \dots\dots\dots (11)$$

式 (9), (10), (11)로부터 i 번째 기업이 당면하는 수요곡선은 다음과 같다.

$$Y_i^D \frac{Y_D}{m} \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\theta} = \frac{\gamma/m}{1-\gamma} \frac{M}{P} \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\theta} \dots\dots\dots (12)$$

다음으로 i 번째 기업은 이 수요곡선이 의미하는 수요량을 충족시키는 동시에 자신의 이윤을 최대화시킬 수 있는 노동과 생산요소의 투입량을 결정한다.

$$MAX_{N_{ij}, G_{ik}} \sum_{j=1}^n W_j N_{ij} + \sum_{k=1}^{K_i} S_k G_{ik} \dots\dots\dots (13)$$

$$s.t Y_i = \left(\sum_{j=1}^n N_{ij}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \sum_{k=1}^K G_{ik}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} I_{K(i)}(k) \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{\alpha}}$$

$$\rightarrow N_{ij} = (\alpha W_j)^{-\sigma} Y_i^{\sigma-\alpha(\sigma-1)}, G_{ik} = (\alpha S_k)^{-\sigma} Y_i^{\sigma-\alpha(\sigma-1)} I_{K(i)}(k)$$

이러한 노동과 생산요소의 투입량을 생산함수 式 (3)에 대입한 뒤 α 에 대해 풀어서 정리하면 기업이 최종적으로 필요하는 노동 및 생산요소의 수요량을 얻을 수 있다.

$$N_{ij}^D = W_j^{-\sigma} (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} Y_i^\alpha \dots\dots\dots (14)$$

$$G_{ik}^D = S_k^{-\sigma} (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} Y_i^\alpha I_{K(i)}(k)$$

여기서 W 와 S_i 는 각각 총임금수준과 i 번째 기업이 지불해야 하는 생산요소들의 가격지표로서 이들은 다음과 같이 정의된다.

$$W = \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n W_j^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}, S_i = \left(\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K S_k^{1-\sigma} I_{K(i)}(k) \right)^{1/(1-\sigma)} \dots\dots\dots (15)$$

이때 式 (14)의 노동량과 생산요소의 최적 투입규모는 기업이 당면하고 있는 수요를 충족시키는 만큼의 생산량을 보장한다. 즉

$$\begin{aligned}
 Y_i^S &= \left[\sum_{j=1}^n \{ W_j^{-\sigma} (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} Y_i^{D\alpha} \}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right. \\
 &\quad \left. + \sum_{k=1}^k \{ S_k^{-\sigma} (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} Y_i^{D\alpha} I_{K(i)}(k) \}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{1}{\alpha}} \\
 &= \left\{ \left(\sum_{j=1}^n W_j^{1-\sigma} + \sum_{k=1}^K S_k^{1-\sigma} I_{K(i)}(k) \right) \cdot (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{-1} \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{1}{\alpha}} \\
 Y_i^D &= Y_i^S
 \end{aligned}$$

이러한 결정에 의해 이 기업이 얻을 수 있는 최대이익은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 V_i &= P_i Y_i^D - \sum_{j=1}^n W_j N_{ij}^D - \sum_{k=1}^K S_k G_{ik}^D \dots\dots\dots (16) \\
 &= P_i \frac{Y_D}{M} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\theta} - (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{\frac{1}{1-\sigma}} \left(\frac{Y_D}{M} \right)^\alpha \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\alpha\theta}
 \end{aligned}$$

이처럼 각 기업은 자신의 수익을 최대화함에 있어서 사실상 두 단계의 최대화 과정을 거친다. 즉 시장으로부터 관찰된 자신의 제품에 대한 수요를 충족시키는 만큼의 생산량을 생산하면서 수익을 최대화시키는 生産要素 投入量의 組合을 찾는 것이 첫번째이고 생산된 제품을 판매하였을 때 수익이 최대화되도록 하는 상대가격을 정하는 것이 두번째이다. 이 두번째 단계에서 기업이 결정하는 최적 상대가격 P_i/P 는 최적 요소투입량에 의해 최대화된 수익함수를 상대가격에 대해 최대화시킴으로써 아래와 같이 얻어진다.

$$\begin{aligned}
 \frac{P_i}{P} &= \left[\frac{\alpha\theta}{\theta-1} \left\{ n \left(\frac{W}{P} \right)^{1-\sigma} + K_i \left(\frac{S_i}{P} \right)^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)} \left(\frac{Y_D}{m} \right)^{\alpha-1} \right]^{1/(1-\theta+\alpha\theta)} \quad (17) \\
 &\equiv \left\{ a_i \left(\frac{\gamma/m}{1-\gamma} \frac{M}{P} \right)^{\alpha-1} \right\}^{1/(1-\theta+\alpha\theta)}
 \end{aligned}$$

여기서 $a_i \equiv \frac{\alpha\theta}{(\theta-1)} \left\{ n \left(\frac{W}{P} \right)^{1-\sigma} + K_i \left(\frac{S_i}{P} \right)^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)}$ 이다¹³⁾.

3. 相對價格 增加率의 決定

이상과 같이 일반균형 해로서 얻어진 식 (17)은 相對價格 水準의 결정식이다. 그런데 이 논문에서 궁극적으로 관심을 두고 있는 것은 가격수준이 아니라 가격수준의 변화율로서 식 (17) 左邊의 分子에 있는 P_i^i 의 증가율이 어떻게 결정되었는가를 하는 점이다. 이를 분석하기 위해 우리는 다음과 같이 偏微分 분석¹⁴⁾에 의존하기로 한다.

最適 個別 相對價格의 결정식인 식 (17)에 自然로그를 취한 뒤 통화량 M 의 自然로그值에 대해 편미분하면 상대가격의 통화량에 대한 탄력성을 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial \ln P_i / P}{\partial \ln M} = \frac{\alpha - 1}{1 - \theta + \alpha \theta} \equiv h_m \dots\dots\dots (18)$$

한편 상대가격의 自然로그치를 i 번째 기업이 지불하는 생산요소의 가격지표 S_i 에 대해 편미분하면 식 (19)가 얻어진다. 그리고 S_i 가 정의되어 있는 식 (14)를 k 번째 요소가격인 S_k 에 대해 편미분하면 식 (20)을 얻는다.

13) 이 식에 의하면 모든 요소가격이 均一하지 않는 한 개별기업의 상대가격은 서로 다르므로 Blanchard and Kiyotaki(1987)에서처럼 對稱的 均衡(symmetric equilibrium)의 특징을 이 모형에 직접적으로 적용할 수는 없다고 생각된다. 본 논문은 이 모형으로부터 얻어진 一般均衡 解를 이용하여 가격변화율 분포의 특징을 生成해 내는 데에 일차적 목적이 있으므로 이 모형의 一般均衡에서의 성질에 대해서는 향후의 연구에서 詳論하기로 한다.

14) 그러므로 우리는 상대가격 수준의 결정식을 一般均衡 解로 구한 뒤 그것을 기초로 하여 명목 및 상대가격 증가율의 결정식을 구하고 있는데 엄밀하게 말하여 後者は 완벽한 一般均衡 解라고 하기 어렵다. 예를 들어 식 (18)에서 통화량이 변할 때 명목 총수요의 변화에 따라 임금수준이 어떻게 변하며 그로 인한 상대가격의 변화는 어느 정도인지 등은 감안하지 않고 통화량의 상대가격에 대한 一次的(first round)인 영향만을 고려하고 있는 것이다.

$$\frac{\partial \ln P_i/P}{\partial S_i} = \frac{1}{1-\theta+\alpha\theta} \frac{K_i S_i^{-\sigma}}{nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma}} \dots\dots\dots (19)$$

$$\frac{\partial S_i}{\partial S_k} = \frac{1}{K_i} \left(\frac{S_k}{S_i}\right)^{-\sigma} I_{K(i)}(k) \dots\dots\dots (20)$$

式 (19)와 式 (20)으로부터 다음과 같이 상대가격의 k 번째 요소가격에 대한 탄력성을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln S_k} &= \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial S_i} \frac{\partial S_i}{\partial S_k} \frac{\partial S_k}{\partial \ln S_k} = \frac{1}{1-\theta+\alpha\theta} \frac{S_k^{1-\sigma} I_{K(i)}(k)}{nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{(1-\sigma)}} \quad (21) \\ &= \frac{1}{1-\theta+\alpha\theta} \frac{I_{K(i)}(k)}{n\left(\frac{S_k}{W}\right)^{\sigma-1} + K_i} \equiv h_{ki} \end{aligned}$$

式 (3)과 式 (6)에서 이미 $\theta > 1$, $\alpha \geq 1$ 이 가정되어 있었으므로 상대가격의 통화량 변화에 대한 탄력성인 h_m 의 값은 0보다는 크지만 1보다는 작다. 그리고 상대가격의 요소 가격충격에 대한 탄력성인 h_{ki} 는 i 번째 기업이 k 번째 생산요소를 사용하는 산업에 속하고 있는 한, 즉 $I_{K(i)}(k) = 1$ 인 한, 언제나 0보다 크다.

그런데 i 번째 기업의 가격변화를 유발시킬 수 있는 原因(source)으로서 통화량의 변화와 요소가격의 변화가 있으며 $\frac{\partial P_i/P}{\partial M} = \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln M} \frac{P_i/P}{M}$ 와 $\frac{\partial P_i/P}{\partial S_k} = \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln S_k} \frac{P_i/P}{S_k}$ 가 성립하므로 상대가격의 변화율은 아래의 式 (22)

와 같이 결정된다. 즉 式 (18)과 式 (21)로부터

$$d(P_i/P) = \frac{\partial P_i/P}{\partial M} dM + \sum_{k=1}^K \frac{\partial P_i/P}{\partial S_k} dS_k \dots\dots\dots (22)$$

$$= h_m \frac{P_i/P}{M} dM + \sum_{k=1}^K \frac{P_i/P}{S_k} dS_k \text{ 이므로}$$

$$\frac{\dot{P}_i}{P} = h_m \dot{M} + \sum_{k=1}^K h_{ki} \dot{S}_k \dots\dots\dots(23)$$

즉 式 (23)은 一般均衡 解로서의 개별 상대가격이 통화량과 요소가격의 변화에 따라 어떻게 변할 것인지를 보여주고 있다.

4. 메뉴 費用의 假定

여기까지의 분석은 기대 인플레이션율과 통화량 증가율 그리고 요소가격의 변화 등의 가격변화 요인이 실제 가격변화에 그대로 반영된다는 것을 暗默的으로 가정하고 있다. 그러나 지금부터는 式 (23)에 따라 가격증가율이 결정되었다 할지라도 그것이 메뉴비용보다 작을 경우 가격을 변화시키지 않는다(Mankiw (1985), Ball and Mankiw(1994, 1995))는 메뉴비용의 가정을 반영시켜 보기로 한다.

i 번째 개별기업이 가지고 있는 메뉴비용을 c^i , 개별기업이 希望하는 가격 변화율을 π^{i*} , 개별기업의 실제 가격변화율을 π^i 라고 표시하자. 메뉴 費用의 가정에 따르면 π^{i*} 가 비록 0이 아니라 할지라도 그의 절대값이 c^i 보다 작거나 같다면 그 기업의 가격증가율 π^i 는 0이 된다. 따라서 개별기업이 가격 변화 요인의 발생에도 불구하고 가격을 변화시키지 않는 非活動領域(range of inaction) R^i 는 다음과 같다.

$$|\pi^{i*}| \leq c^i, c^i \sim \text{iid } E(\beta)$$

여기서 메뉴비용 C^i 는 지수분포(exponential distribution) $E(\beta)$ 를 따르므로¹⁵⁾ π^{i*} 가 파악된 뒤에도 가격을 변화시키지 않을 확률은 式 (25)와 같으며, 가격

15) C^i 가 iid $E(\beta)$ 를 따른다고 본 것은 Ball and Mankiw(1995)에 의한 것이다.

증가율은 최종적으로 式 (26)에 의해 결정된다.

$$\gamma^{i*} \equiv Pr[|\pi^{i*}| \leq c^i] = 1 - Pr[c^i < |\pi^{i*}|] = e^{-|\pi^{i*}|/\beta} \quad (25)$$

$$\pi^i = \iota^i \cdot 0 + (1 - \iota^i)\pi^{i*}, \quad \iota^i \sim \text{iid Ber}(1-r^i) \quad \dots\dots\dots (26)$$

여기서 ι^i 는 π^{i*} 가 非活動領域 R^i 에 속하면 확률 r^i 로 1을, 그렇지 않으면 확률 $1-r^i$ 로 0을 부여하는 指示函數로서 베르누이 分布(Bernouillian distribution) $\text{Ber}(1-r^i)$ 를 따른다. 즉 i 번째 기업에게 非活動領域을 벗어날 만큼 커다란 가격인상 요인이 발생할 事件의 확률은 $1-r^i$ 이며 이때 ι^i 는 0의 값을 가지게 되므로 式 (26)에 따라 최종적인 가격증가율 π^i 는 희망 가격증가율 π^{i*} 자체가 될 것이다. 반면에 i 번째 기업에게 가격인상 요인이 전혀 발생하지 않거나, 발생한다 하더라도 그 크기가 비활동영역에 속할 만큼 미미한 것일 확률은 r^i 이며 그 경우 ι^i 의 값은 1이므로 式 (26)에 따라 최종적인 가격증가율 π^i 의 값은 0이 된다. 그리고 어떤 기업에게 가격조정이 필요할 만큼 가격인상 요인이 발생하는 사건은 각각의 기업에 대해 서로 독립적이며 동일하게 발생한다.

III. 名目價格 增加率의 決定¹⁶⁾

앞에서의 이론적 분석에서는 時間 및 情報의 제약이 없었다. 그러나 이 논문에서 분석하고자 하는 가격변화를 분포는 물론, 우리가 관찰할 수 있는 모든 거시경제적 관측치들은 例外없이 不連續 時間(discrete time)에서의 데이터이다. 따라서 時間과 情報의 제약이 없는 가운데 도출된 이론적 결론을 실제 데이터의 특징을 설명하는 데 이용하기 위해서는 그것을 不連續 時間에서의 결과로 近似(approximate)시켜 볼 필요가 있다.

이 논문이 살펴보고자 하는 바는 제 II절의 가격결정 모형을 기초로 假想的인

16) 여기서부터는 시간 하첨자를 생략하지 않는다.

가격변화율 분포를 생성해 냈을 때 서론에서 언급한 우리나라 개별 소비자 가격 변화율 분포의 네 가지 특징을 再生(reproduce)해 낼 수 있는가 하는 점이다. 이러한 시뮬레이션 분석은 결국 不連續 時間에서의 개별 가격 증가율 결정식을 기초로 假想的 데이터를 생성하는 작업이며 그것은 式 (23)을 不連續 時間에 近似시킴으로써 얻어진다. 이처럼 시간과 정보의 제약이 없는 제 II 절의 이론적 결론을 不連續 時間으로 近似시킴에 있어서 가장 중요한 문제는 정보의 제약문제를 어떻게 처리하는가 하는 점이다.

물론 式 (17)에 따르면 정보의 제약이 없는 일반균형 상태에서 가격 설정자는 최적 상대가격을 결정함에 있어서 균형 실질 통화량 M/P 를 알고 있다. 즉 통화시장의 균형을 보장하는 균형 통화량 M 과 총 물가수준 P 도 완벽하게 알고 있다. 그러나 본 논문에서는 경제주체들의 合理性(rationality)에도 불구하고 정보는 완전하지 않다고 보고 가격 설정자들은 현 시점에서의 총물가수준 P_t 를 정확하게 알 수 없다고 가정하기로 한다. 또한 價格認識 錯誤模型(price misperception model : Lucas(1973), Cukierman(1984))에 따라 다음과 같은 가격결정 과정을 가정한다.

모든 기업은 일단 기대 물가수준 P_t^e 를 형성한 뒤 최적 상대가격 P_t^i / P_t^{ei} 를 결정함으로써 i 번째 消費財의 名目價格水準(nominal price level) P_t^i 를 결정한다.

$$P_t^i = P_t^{ei} \frac{P_t^i}{P_t^{ei}} \equiv P_t^{ei} \phi_t^i, \quad \phi_t^i \equiv P_t^i / P_t^{ei} \dots\dots\dots (27)$$

즉 모든 기업은 현 시점에서의 물가수준을 정확하게 알 수 없으며 최적 상대가격을 정하기에 앞서 자신들이 共有하고 있는 情報集合¹⁷⁾에 근거하여 각각

17) 모든 기업은 현 시점에서의 통화량 및 해당 요소가격을 관찰할 수 있으므로 현 시점에서의 통화량 및 요소가격의 변화는 이 정보집합에 속하게 된다. 따라서 통화량 및 요소가격의 변화는 각 기업의 기대 인플레이션율에 영향을 줄 수 있지만 그럼에도 불구하고 각 기업은 정확한 물가수준은 알 수 없기 때문에 통화량의 변화는 결국 실질생산액에 영향을 미칠 수 있다.

동일한 방법으로(identically) 그리고 서로 독립적으로(independently) 總物價水準에 대한 期待值 P_t^{ei} 를 형성할 뿐이다. 그 뒤 최적 상대가격 P_t^i / P_t^{ei} 의 결정도 i 에 대해 각각 동일한 방법으로 그리고 서로 독립적으로 이루어지는데 P_t^e 를 결정하는 과정과 P_t^i / P_t^{ei} 를 결정하는 과정은 相互 獨立의으로 이루어진다.

이때 개별 소비재 가격의 명목증가율 π_t^i 는 다음과 같이 결정된다.

$$\pi_t^i \equiv \frac{P_t^i - P_{t-1}^i}{P_{t-1}^i} = \frac{\frac{P_t^i}{P_t^{ei}} \cdot P_t^{ei} - \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}^{ei}} \cdot P_{t-1}^{ei} + \frac{P_t^i}{P_{t-1}^{ei}} \cdot P_t^{ei} - \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}^{ei}} \cdot P_{t-1}^{ei}}{\frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}^{ei}} \cdot P_{t-1}^{ei}}$$

$$= \pi_t^{ei}(\eta_t^i + 1) + \eta_t^i = \pi_t^{ei} + (1 + \pi_t^{ei})\eta_t^i \dots\dots\dots (28)$$

여기서 $\pi_t^{ei} \equiv \frac{P_t^{ei} - P_{t-1}^{ei}}{P_{t-1}^{ei}}$, $\eta_t^i \equiv \frac{P_t^i / P_t^{ei} - P_{t-1}^i / P_{t-1}^{ei}}{P_{t-1}^i / P_{t-1}^{ei}} = \frac{\phi_t^i - \phi_{t-1}^i}{\phi_{t-1}^i}$ 는 각각

期待 인플레이션率 및 相對價格 增加率을 나타낸다. 즉 상대가격 증가율의 결정과정과는 달리 명목가격 증가율의 결정과정은 최적화문제를 푸는 것이 아니라 예상 물가수준과 최적 상대가격이 주어지면 式 (28)에 의해 機械的으로 이루어진다.

그런데 P_t^{ei} 와 ϕ_t^i 의 抽出方法에 대한 假定에 의하여 π_t^{ei} 와 η_t^i 역시 相互 獨立의인 확률분포에서부터 i 에 대해서 同一하며 서로 獨立의인 방법으로 抽出된다. π_t^{ei} 가 i 에 대해 서로 독립적이라는 것은 각 企業이 다른 企業의 期待 인플레이션率을 관찰할 수 있다라도 그것과 무관하게 자신의 기대 인플레이션율을 결정한다는 다소 강한 의미를 가진다. 그러나 이 假定은 한 企業의 期待 인플레이션率이 전체 企業 중 일부 企業의 期待 인플레이션率과 相關關係를 가진다고 하여도, 일정한 調査費用(search cost)(Phelps(1970)) 때문에 모든 企業의 예상 인플레이션율을 완벽하게 알 수는 없다고 보는 한, 以後의 논의에서 質的

인 변화는 없다.

以上과 같은 결과를 이용하여 不連續 時間과 不完全 情報下에서의 명목가격 증가율 π_t^i 의 결정식을 다음과 같이 導出해 낼 수 있다.

$$\approx \frac{\partial P_i/P}{\partial M} = \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln M} \frac{P_i/P}{M} \text{ 와 } \frac{\partial P_i/P}{\partial S_k} = \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln S_k} \frac{P_i/P}{S_k} \text{ 는 不連續}$$

時間과 不完全 情報下에서 $\frac{\Delta \phi_t^i}{\Delta M_t} \cong h_m \frac{\phi_{t-1}^i}{M_{t-1}}$ 과 $\frac{\Delta \phi_t^i}{\Delta S_t^k} \cong h_{ki} \frac{\phi_{t-1}^i}{S_{t-1}^k}$ 로

近似시킬 수 있으므로 式 (22)는 다음과 같이 近似된다.

$$\Delta \phi_t^i = h_m \frac{\phi_{t-1}^i}{M_{t-1}} \Delta M_t + \sum_{k=1}^K h_{ki} \frac{\phi_{t-1}^i}{S_{t-1}^k} \Delta S_t^k \dots\dots\dots (29)$$

式 (23)과 式 (28), 式 (29)로부터 개별 명목가격 증가율 π_t^i 는 다음과 같이 近似된다.

$$\begin{aligned} \pi_t^i &= \pi_t^{ei} + (1 + \pi_t^{ei}) \eta_t^i = \pi_t^{ei} + (1 + \pi_t^{ei}) \frac{\Delta \phi_t^i}{\phi_{t-1}^i} \dots\dots\dots (30) \\ &= h_m \dot{M}_t + \sum_{k=1}^K h_{ki} \dot{S}_t^k + \pi_t^{ei} + (h_m \dot{M}_t + \sum_{k=1}^K h_{ki} \dot{S}_t^k) \pi_t^{ei} \end{aligned}$$

즉 각 기업이 제품가격을 변화시키는 요인으로서는 통화량(또는 총수요)의 변화에 의한 부분과 생산요소의 가격변화에 따른 부분, 그리고 그 기업이 가지고 있는 기대 인플레이션율이 있는데 이들은 개별가격 증가율에 직접적인 영향을 줄 뿐 아니라 통화량 변화와 요소가격 충격이 기대 인플레이션율과 상승작용을 일으키기도 한다¹⁸⁾.

18) 式 (29)와 式 (30)에서는 사실상 통화량 및 요소가격의 변화가 개별기업의 상대가격을 同時間的으로(concurrently) 변화시킬 수 있지만 기대 인플레이션율을 同時間的으로 변화시키지는 않는다는 가정을 암묵적으로 하고 있다. 그러나 현재의 통화량 및 요소

통화량이나 생산요소가격이 증가하였을 때 그것이 개별 소비재의 명목가격 증가율에 미치는 영향을 기대 인플레이션이 높을수록, 그리고 h_m 과 h_{ki} 가 클수록 크게 나타난다. 式 (18)과 式 (21)을 살펴보면 ($\theta > 1$, $\alpha \geq 1$ 이므로) θ 가 작아지면 h_m 과 h_{ki} 가 모두 커지기 때문에 통화량이나 생산요소 가격변화에 대해 개별 소비재의 명목가격은 더욱 민감하게 반응한다는 것을 알 수 있다. 즉 상품간의 대체탄력성인 θ 가 작을수록 독점적 경쟁기업의 시장점유력이 점점 커지는데 그럴수록 각 기업은 가격인상요인을 생산량변화로 흡수하기보다는 상품가격으로 전가시키려 할 것이다.

그런데 명목가격 증가율의 결정에 대한 規模의 收益率($1/\alpha$)의 역할은 θ 의 경우와는 달리 일률적이지 않다. 즉 가격변화요인이 통화량의 변화라는 수요측면에서부터 발생하였는지 아니면 생산요소의 가격변화라는 공급측면에서부터 발생하였는지에 따라 規模의 수익률이 가격 증가율 결정에 미치는 효과는 반대 방향으로 나타난다. 式 (18)에 의하면 規模의 수익률이 작을수록(α 가 클수록) 통화량의 가격증가율 탄력성 h_m 은 커지므로 한 단위의 통화량 증가에 대해 개별 가격 증가율은 민감하게 반응한다. 이것은 規模의 수익률이 작을수록 제품 한 단위를 생산하기 위해 필요한 생산요소의 증가량은 많아지기 때문이다. 즉 통화량 증가에 의해 한 단위의 추가적 需要가 誘發되었을 때 規模의 수익률이 작을수록 비교적 많은 양의 생산요소를 일정비율로 추가해야만 비로소 誘發된 需要를 흡수할 수 있으므로 需給의 調整을 위해 물량 외에도 가격이 변화해야 할 필요가 커진다.

반면에 規模의 수익률이 작을수록 h_{ki} 는 작아지므로 요소가격의 변화에 따른 개별 가격 증가율의 폭은 오히려 줄어든다. 이것은 요소가격이 상승하였을 때 기업은 생산요소간 대체탄력성 σ 에 따라 그 생산요소의 투입을 줄일 것이며 규

가격의 변화가 현재의 기대 인플레이션율에 영향을 미치지 않는다 함은 다소 지나치고 할 수 있다. 그러나 엄밀하지는 않지만, 기대 인플레이션율은 장기간에 걸쳐 형성되며 기대 형성과정이 適應的이어서 현재의 변화가 현재의 기대 인플레이션율에 그다지 커다란 영향을 주지 않는다는 정도로 이해할 수는 있지 않을까 생각된다.

모의 수익률이 작을수록 그로 인한 공급량의 감소폭은 작을 것이므로 주어진 수요량에 대한 공급량의 감소폭은 작아 가격이 별로 오르지 않을 것이기 때문이라고 보여진다.

IV. 個別價格 增加率(π_t^i) 分布의 特徵

以上과 같이 우리는 메뉴費用과 産業別 價格衝擊下에서 獨占的 競爭企業이 個別價格 增加率 π_t^i 를 어떻게 결정하는지에 대해 살펴보았다. 지금부터는 이 모형이 생성해 내는 개별가격 증가율 π_t^i 의 분포가 과연 우리나라 가격변화율 분포와 부합되는지를 서론에서 언급한 네 개 항목에 걸쳐 살펴보기로 한다. 이들 중 총인플레이션율과 상대가격의 변동성을 제외한 명목가격 경직성과 非正規的 歪度, 그리고 非正規的 尖度에 대해서는 시뮬레이션 분석을 수행하였다.

1. 總 인플레이션率과 相對價格의 變動性(relative price variability)

Sheshinski and Weiss(1977), Fisher(1981), Ball and Mankiw(1994) 등을 비롯한 여러 논문에서는 總 인플레이션率과 相對價格의 變動性 사이에 나타나는 陽의 相關關係를 검증함에 있어서 相對價格의 變動性을 측정하는 尺度로 명목가격 증가율 π_t^i 의 분산을 사용하고 있다. 즉 총 인플레이션을 π_t 와 π_t^i 의 분산 사이에 陽의 相關關係가 있으면 總 인플레이션率과 相對價格의 變動性 사이에도 陽의 相關關係가 존재한다고 간주하는 것이다.

한편 Sheshinski and Weiss(1977), Fisher(1981), Ball and Mankiw(1995) 등에서는 명목가격 증가율의 결정식을 얻기 위하여 식 (28)에서와는 달리 다음과 같은 Taylor 근사법을 사용하고 있다. 즉 식 (27)에 자연로그를 취하여 양변을 미분하면 π_t^i 는 近似的으로 기대 인플레이션을 π_t^{ei} 와 상대가격 증

가을 η_t^i 의 승으로 표시된다.

$$\ln P_t^i = \ln P_t^{ei} + \ln P_t^i / P_t^{ei} \Rightarrow \pi_t^i \doteq \pi_t^{ei} + \eta_t^i$$

그런데 이렇게 할 경우 $Var(\pi_t^i | \pi_t^{ei}) = Var(\eta_t^i)$ 이므로 π_t^i 의 π_t^{ei} 에 대한 條件附 分散은 π_t^{ei} 와 아무런 상관관계를 가지지 못한다. 그러므로 π_t^{ei} 와 π_t^i 가 양의 상관관계를 갖는다 할지라도 π_t^i 와 π_t^{ei} 의 분산 사이에는 아무런 상관관계가 나타날 수 없다.

반면에 이 논문에서는 π_t^i 의 결정식을 Taylor 근사법을 사용하지 않고 式 (28)과 같이 직접적으로 도출한 결과, π_t^i 와 π_t^{ei} 의 분산 사이의 양의 상관관계가 式 (28)에 의해 바로 설명되도록 하고 있다. 즉 式 (28)을 살펴보면 π_t^i 의 π_t^{ei} 에 대한 條件附 分散(conditional variance)은 π_t^{ei} 가 클수록 더욱 커지는 관계를 발견할 수 있다.

$$\pi_t^i = \pi_t^{ei} + (1 + \pi_t^{ei})\eta_t^i \Rightarrow Var(\pi_t^i | \pi_t^{ei}) = (1 + \pi_t^{ei})^2 Var(\eta_t^i)$$

따라서 기대 인플레이션을 π_t^{ei} 가 총 인플레이션을 π_t^i 와 음의 상관관계를 갖거나 상관관계가 전혀 없다는 납득하기 어려운 경우를 제외하면 π_t^i 가 높아질수록 π_t^{ei} 도 높아질 것이므로 이에 따라 명목가격 증가율 π_t^i 의 條件附 分散도 커질 것이다. 특히 개별기업들이 물가수준을 완벽하게 관측할 수 있다고 할 때 물가수준은 外生的 情報(exogenous information)의 역할을 하게 되어 더 이상 확률변수가 아니므로 式 (27)의 항등식은 아래의 式 (31)과 같이 변환되며 π_t^i 의 분산도 式 (32)와 같이 변환된다.

$$P_t^i = P_t \frac{P_t^i}{P_t} \equiv P_t \phi_t^i \dots\dots\dots (31)$$

$$\pi_t^i = \pi_t + (1 + \pi_t)\eta_t^i \Rightarrow Var(\pi_t^i) \doteq (1 + \pi_t)^2 Var(\eta_t^i) \dots\dots\dots (32)$$

따라서 이 논문의 가격결정 모형은 총 인플레이션율과 가격변화율의 분산 사

이의 양의 상관관계, 즉 인플레이션율이 높을수록 가격 변화폭이 커진다는 현상을 명목가격 증가율의 결정식 (27)만으로도 충분히 설명하고 있다.

2. 시뮬레이션의 節次

다음으로 가격의 명목 경직성과 非正規的 歪度 및 尖度의 설명을 위해 시뮬레이션 분석이 필요하므로 이 논문에서 수행하고 있는 시뮬레이션의 절차에 대해 언급해 보기로 한다.

그런데 시뮬레이션을 위해서는 다음과 같은 몇 가지 추가적인 가정이 필요하다. 우선 단순화 가정으로서 메뉴비용이 없는 상태에서 개별기업의 명목가격 결정식인 식 (30)에 대해 K 개의 생산요소 가운데 오직 k 번째 요소의 가격만이 $\dot{S}_t^k (\neq 0)$ 만큼 변화한다고 가정한다. 이에 따라 i 번째 기업의 개별가격 증가율의 결정식인 식 (30)은 다음과 같이 변환된다.

$$\pi_t^i = h_m \dot{M}_t + h_{ki} \dot{S}_t^k + \pi_t^{ei} + (h_m \dot{M}_t + h_{ki} \dot{S}_t^k) \pi_t^{ei} \dots\dots\dots (33)$$

價格 設定者인 企業의 입장에서는 통화량 증가율과 요소가격의 변화를 관측할 수 있으므로 \dot{M}_t 와 \dot{S}_t^k 는 常數에 불과하기 때문에 식 (33)에서의 확률변수는 오직 π_t^{ei} 밖에 없다. 즉 기업들이 공유하고 있는 정보집합에 의해 형성된 어떤 확률분포로부터 기대 인플레이션율을 추출하여야 할 뿐 나머지 변수들은 일정한 숫자로 명확하게 주어져 있다는 것이다. 그러나 개별가격의 전체적인 변화를 분석하는 研究者의 입장에서는 어느 기업이 어떤 생산요소를 사용하는지, 즉 그 경제의 세세한 산업구조를 정확히 알기 어려울 뿐 아니라 그 경제의 세세한 산업구조를 정확히 알고 있다고 할지라도 그 경제가 사용하고 있는 생산요소가 몇 가지이며 가격이 상승한 생산요소는 구체적으로 어떤 것인지를 정확히 알기 어렵다.

그러므로 이 시뮬레이션에서는 총 K 가지의 생산요소가 있으며 전체 기업 중 k 번째 생산요소를 사용하는 기업의 비율이 평균적으로 未知의 常數 $\alpha_k \times$

100%라는 것만 알고 있다고 가정한다. 여기서 k 번째 생산요소를 사용하는 기업의 비율 $\alpha_k \equiv \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m I_{K(i)}(k)$ 가 1보다 작다는 것은 제 II 절 제 1항에서 이미 언급한 바와 같다. 이렇게 할 경우 i 번째 기업이 k 번째 요소가격 충격이 발생한 산업에 속하는 事件(event)은 i 에 대해 同一하고 獨立的인 베르누이 分布를 따른다고 보는 것이 자연스러울 것이다.

한편 요소가격 변화율 \dot{S}_t^k 의 분포는 k 에 대해 동일하고 독립적인 정규분포¹⁹⁾를 따르되 이 가격충격은 각 기업의 기대인플레이션 형성과는 독립적으로 발생한다고 가정하며 기대 인플레이션을 π_t^{ei} 도 i 에 대하여 동일하고 독립적인 정규분포를 따른다고 가정한다.

이러한 가정에 따라 우리는 k 번째 생산요소의 가격변화가 명목가격 증가율에 미치는 경로인 $h_{ki} \dot{S}_t^k$ 와 기대 인플레이션율의 확률적 특성은 다음과 같이 요약된다.

$$h_{ki} \dot{S}_t^k \equiv \lambda_t^k X_t, \lambda_t^k \sim \text{Ber}(\alpha_t^k), X_t \sim N(\mu_x, \sigma_x^2), \pi_t^{ei} \sim \text{iid } N(\mu_x^t, \sigma_t^{e2}) \quad (34)$$

$\lambda_t^k, X_t, \pi_t^{ei}$ 는 상호 독립적이며 k 및 i 에 대해 iid임.

결국 개별 기업의 입장에서는 그 기업이 가격충격에 당면하는지의 여부와 어떤 정도의 가격충격인지를 정확히 알 수 있지만 시물레이션에서는 대표적(representative) 기업이 가격충격에 당면하는지의 여부와 가격충격의 크기에 대해서는 式 (34)에서 가정된 사항 이외에는 모르는 것처럼 가정한다. 그러므로 이 논문에서는 몇몇 특정산업²⁰⁾만이 공급측면의 가격충격, 즉 산업별 요소가격 충

19) 요소가격의 결정에 있어서도 하방경직성이 존재한다면 \dot{S}_t^k 의 분포가 오른쪽으로 치우친(skewed to the right) 비대칭적인 분포라고 가정하는 것이 좌우 대칭적인 정규분포보다는 더욱 타당할 수 있다. 그러나 오른쪽으로 치우친 비대칭적 분포 가운데 정확히 어떤 형태의 분포를 취해야 할 것인지에 대해 필자는 아무런 판단기준을 가지고 있지 않았으므로 불가피하게 대칭적인 정규분포를 가정하여 보았다. 뿐만 아니라 이 논문에서 보이고자 하는 것은 요소가격 증가율의 변화가 좌우 대칭적이라고 가정할지라도 최종적 명목가격 증가율 π_t^e 의 분포는 비대칭적으로 나타날 수 있다는 점이다.

20) 예를 들어 Blinder(1981)는 화폐적 현상으로서의 인플레이션을 측정하기 위해 가격이

격에 노출되어 있다는 事前的 假定을 하지 않고, 모든 기업이 공급측면의 가격 충격에 당면할 수 있다는 事前的 假定을 하고 있다.

한편 式 (34)를 式 (33)에 대입하면

$$\pi_t^i = h_m \dot{M}_t + \lambda_i X_t + \pi_t^{ei} + (h_m \dot{M}_t + \lambda_i X_t)\pi_t^{ei} \dots\dots\dots (35)$$

가 되는데 이 식에서 위첨자 k 와 시간 하첨자를 무시하고 $Y \equiv \pi_t^{ei} + 1$, $a \equiv 1 + h_m \dot{M}_t$ 라고 표시하면 式 (35)는 아래의 형태로 표시할 수 있다.

$$Z = \lambda XY + aY - 1 = (\lambda X + a)Y - 1 \dots\dots\dots (36)$$

$\lambda \sim \text{Ber}(a)$, $X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$, $Y \sim N(\mu_y, \sigma_y^2)$ 은 상호 독립.

이 식에서 확률변수 Z 는 메뉴비용이 없을 때의 명목가격 변화율을 의미하는 데 아래의 시뮬레이션에서는 式 (36)에 따라 Z 를 생성시킨 뒤 그로부터 얻어지는 Z 의 경험적 분포가 어떤 성질을 가지는지를 살펴보고 있다.

이상과 같은 논의에 기초하여 시뮬레이션을 수행하되 便宜上 기대 인플레이션을 π_t^{ei} 의 평균과 표준편차를 각각 10%와 1, a 와 $h_m \dot{M}_t$ 를 각각 20%, 0.5로 정하였으므로 式 (36)의 母數(parameter) 가운데 a 는 0.2, μ_y 는 1.1, σ_y^2 는 1, a 는 1.5이다. 그 뒤 式 (36)의 나머지 母數인 S_t^k 의 평균 μ_x 를 10% 단위로 -300%에서 300%까지, 표준편차 σ_x 를 0.1단위로 0.1에서 6.1까지로 변화시킬 때 얻어지는 $61 \times 61 = 671$ 가지 (μ_x, σ_x) 의 組合에 대해 λ, X, Y 를 각각 독립적으로 1,000개씩 생성시켰다. 그리고 나서 式 (36)에 따라 (μ_x, σ_x) 의 組合 각각에 대해 1,000개씩의 Z 를 얻은 뒤 Z 의 샘플平均과 샘플標準偏差 및 샘플歪度(sample skewness)와 샘플尖度(sample kurtosis)를 구하였다.

이렇게 하여 얻어진 Z 는 메뉴비용이 반영되지 않았을 때의 명목가격 변화율인데 여기에 메뉴비용을 반영한 결과인 Z^m 은 다음과 같이 구하였다. 우선 式

가장 可變的(volatile)인 식료품 및 에너지 제품을 물가지수에서 제외시키고 있다. 이 방법은 경험적 분석에 있어서 대체로 성공적이지만 몇몇 특정 산업만이 공급측면에 노출될 수 있다고 보는 것은 다소 강한 가정으로서 이론적인 근거가 별로 없다는 비판을 받고 있다(Bryan and Cecchetti(1994) 등).

(26)의 지수분포 $EX(\beta)$ 에 따라 c_t^i 를 생성시킨 뒤 이것과 앞에서 생성된 Z 의 절대값을 비교하되 메뉴비용의 가정에 따라 $|Z| \leq c_t^i$ 이면 $Z^m = 0$ 으로 지정하고 $|Z| > c_t^i$ 이면 $Z^m = Z$ 로 하였다. 그 뒤 Z^m 의 샘플 평균과 샘플 표준편차 및 샘플 歪度와 샘플 尖度를 구하였다.

3. 名目價格의 硬直性

서론에서 언급한 두번째 특징으로서 우리나라 개별 소비재 가격지수 증가율의 경험적 분포가 증가율 0%에서 상당히 밀집되어 있다는 것은 π_t^i ($i=1, \dots, m$) 가운데 그 값이 0인 경우가 압도적으로 많다는 것으로서 가격결정에 있어서 가격의 名目硬直性이 존재함을 시사한다. 이러한 현상을 설명하기 위하여 우리는 메뉴비용의 가정을 도입한 바 있는데 실제로 가격의 名目硬直性은 이 메뉴비용의 가정에 크게 의존하고 있다. 이를테면 시뮬레이션을 수행함에 있어서 메뉴비용을 가정하지 않았을 때의 명목가격 증가율 Z 가운데 그 값이 정확히 0인 경우는 한번도 없었으나 메뉴비용을 반영한 명목가격 증가율인 Z^m 가운데 그 값이 0인 경우는 압도적으로 많았다. [圖 7]은 메뉴비용 c_t^i 가 따르는 지수분포의 모수인 β 의 값을 3으로 지정한 결과 Z^m 가운데 값이 0인 경우의 빈도를 그린 것으로서 이 빈도는 전체의 55%~60%에 달하는 것으로 나타난다. 여기서 β 값이 커질수록 지수분포의 性質上 c_t^i 의 값이 커지는 경향이 있으므로 式 (24)의 非活動領域 $R_t^i \equiv [-c_t^i, c_t^i]$ 가 광범위하게 될 가능성이 높아지는데 그렇게 되면 메뉴비용의 가정에 따라 Z^m 값이 0이 될 경우는 상대적으로 더 많아진다. 그러므로 β 값을 3보다 큰 값으로 지정하면 Z^m 값이 0일 頻度는 55~60%보다 더욱 높아지게 할 수 있다.

4. 價格變化率 分布의 歪度 및 尖度에 대한 數理的 分析結果²¹⁾

다음으로 가격변화율 분포가 非對稱的이며 정규분포로써 설명할 수 없을 만큼 尖度가 크다는 두 가지 성질을 이 논문의 가격결정 모형이 설명할 수 있는 지에 대해 수리적 분석과 시뮬레이션 분석을 해 보았다. 이 절에서는 일단 수리분석 결과만을 제시하고 시뮬레이션 분석결과는 다음 절에 제시하기로 한다.

우선 歪度에 관한 성질은 시뮬레이션에 의하지 않고도 다음과 같이 數理的으로 보일 수 있다.

式 (35)에서 $\lambda_i X_i \pi_i^{ei}$ 항을 무시하면²²⁾ 그 식은 다음과 같이 단순화된다.

$$\pi_i^i = h_m \dot{M}_i + (1 + h_m \dot{M}_i) \pi_i^e + \lambda_i X_i \dots\dots\dots (37)$$

여기서 \dot{M}_i, h_m 은 상수이므로 상수항 $h_m \dot{M}_i$ 와 $(1 + h_m \dot{M}_i) \pi_i^e$ 를 Y로 정의하면 위 식은 결국 다음과 같은 형태로 표시된다.

$$Z = \lambda X + Y, \lambda \sim \text{Ber}(\alpha), X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2) \dots\dots\dots (38)$$

이때 확률변수 Z의 1~3次 積率은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} EZ &\equiv \mu_z = \alpha\mu_x + \mu_y \\ E(Z - \mu_z)^2 &\equiv \sigma_z^2 = \alpha\sigma_x^2 + \alpha(1 - \alpha)\mu_x^2 + \sigma_y^2 \\ E(Z - \mu_z)^3 &= \alpha(1 - \alpha)[3\sigma_x^2 + (1 - 2\alpha)\mu_x^2]\mu_x \dots\dots\dots (39) \end{aligned}$$

그런데 $0 < \alpha < 1$ 이므로 式 (39)로부터 우리는 μ_x 즉 EX_i 의 값이 정확히

21) 이 절의 수리적 분석에서는 편의상 메뉴비용의 가정을 반영하지 않았다. 메뉴비용을 가정하였을 때의 歪度和 尖度の 모습은 제III절 제5항의 시뮬레이션 분석결과에서 설명되어 있다.

22) 명목가격 증가율을 式 (28)과 같이 구하지 않고 $\ln P_t^i = \ln P_t^e + \ln P_t^i / P_t^e$ 에서부터 Taylor近似法에 의하여 $\pi_t^i \cong \pi_t^e + \eta_t^i$ 라고 놓고 식을 도출하면 이와 같은 결과가 얻어진다.

0이 아닌 한, π_t^i 의 3차 적률은 일반적으로 0이 아니며 μ_x 가 양수이면 π_t^i 는 양의 歪度를, μ_x 가 음수이면 π_t^i 는 음의 歪度를 갖게 됨을 알 수 있다. 즉 요소 가격 충격이 평균적으로 陽數(陰數)이면 개별가격 변화율의 분포는 평균적으로 오른쪽(왼쪽)으로 치우친 비대칭성을 나타낸다.

이와 같은 단순화 가정을 하지 않을 경우 명목가격 증가율은 式 (36)에 따라 결정되는데 式 (36)의 확률변수 Z 의 1~3次 積率은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \mu_z &= (\mu_x + a)\mu_y \\ \sigma_z^2 &= (\alpha\mu_x + a)^2 \sigma_y^2 + \alpha\{\sigma_x^2 + (1-\alpha)\mu_x^2\}(\sigma_y^2 + \mu_y^2) \\ E [Z - \mu_z]^3 &= \alpha\mu_y [\mu_x\{(1-\alpha)[(1-2\alpha)\gamma + 3]\omega + 3\{(1-\alpha)\gamma + 3 - \alpha\} \\ &\quad + 6a((1-\alpha)\omega + 1)\}\sigma_x^2 \sigma_y^2] \dots\dots\dots (40) \end{aligned}$$

여기서 $\omega \equiv \frac{\mu_x^2}{\sigma_x^2} \geq 0$, $\gamma \equiv \frac{\mu_y^2}{\sigma_y^2} \geq 0$ 이다. 그런데 기대 인플레이션율이 평균적으로 양수라면 확률변수 Y 의 기대치 μ_y 는 1보다 클 것이므로 式 (40)에 나타난 확률변수 Z 의 3차 積率이 양수일 경우는 확률변수 X 의 기대치가 아래와 같이 정의된 J 보다 클 경우에 限한다.

$$\mu_x > J \equiv \frac{-6a\{(1-\alpha)\omega + 1\}}{(1-\alpha)[(1-2\alpha)\gamma + 3]\omega + 3\{(1-\alpha)\gamma + 3 - \alpha\}} \dots\dots\dots (41)$$

만약 a 가 0.5보다 작다면 J 는 음수가 되므로 μ_x 가 양수이거나 음수이되 J 보다 크다면 Z 의 분포는 오른쪽으로 치우친 비대칭성을 나타낼 것이며 μ_x 가 J 보다 작은 음수일 때에는 Z 의 분포는 왼쪽으로 치우친 비대칭성을 나타낼 것이다. 여기까지의 결과에 따르면 π_t^i 의 분포가 대칭적인 경우는 매우 특수한 경우에 한정되며 요소가격이 매우 큰 폭으로 하락하지 않는 한 가격변화율 분포는 언제나 오른쪽으로 치우친 양의 歪度를 나타낼 것임을 알 수 있다.

한편 Z 분포의 尖度는 式 (38)의 단순화 가정을 하였을 때에만 數理的으로 보일 수 있었으며 단순화 가정을 하지 않은 式 (36)의 경우는 Z 분포의 尖度를 수

리적으로 구하기가 매우 복잡하였으므로 시뮬레이션에 의존하기로 하였다. 우선 式 (38)의 확률변수 Z의 4차 적률에서 정규분포의 尖度와 비교하기 위해 $3\sigma_z^4$ 를 차감한 결과는 다음과 같다.

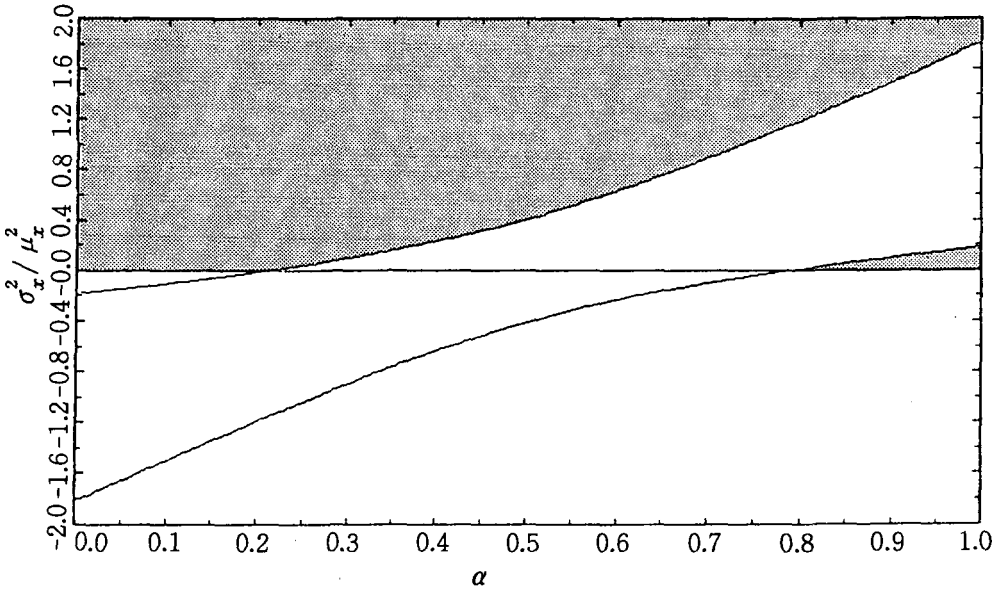
$$E(Z - \mu_z)^4 - 3\sigma_z^4 = \alpha(1-\alpha)\mu_x^4 \left[3\left(\frac{\sigma_x^2}{\mu_x^2} + 1 - 2\alpha\right)^2 - 2(3\alpha^2 - 3\alpha + 1) \right]$$

그리고 이 식이 陽數일 조건, 즉 π_t^i 가 정규분포보다 커다란 尖度를 나타낼 조건은 다음과 같다.

$$\frac{\sigma_x^2}{\mu_x^2} > 2\alpha - 1 + \sqrt{2\alpha^2 - 2\alpha + \frac{2}{3}}, \text{ or } \frac{\sigma_x^2}{\mu_x^2} < 2\alpha - 1 - \sqrt{2\alpha^2 - 2\alpha + \frac{2}{3}} \quad \dots (42)$$

이 조건은 [圖 1]에서 그림자 진 영역에 걸쳐 만족되고 있다. 그런데 σ_x^2 / μ_x^2 은 언제나 음이 아니므로 式 (42)의 첫번째 부등호의 右邊이 0보다 작다면, 즉 α 값이 약 0.21보다 작다면 이 조건은 언제나 충족된다. 따라서 일단 α , 즉 산업별 요소가격 충격에 당면하는 기업의 비율이 약 20% 이하라면 μ_x 와 σ_x^2 의 값에 관계없이 π_t^i 의 분포는 일반적으로 정규분포보다 커다란 尖度를 나타낼 수 있다. 물론 α 값이 0.2보다 클 경우 μ_x 의 절대치에 비하여 σ_x^2 의 값이 작을수록 π_t^i 의 분포의 尖度는 정규분포의 그것보다 작아지는 경향이 있을 것이다.

[圖 1] 尖度 > 3이 되는 母數의 領域



5. 歪度 및 尖도에 대한 시뮬레이션 分析結果

이상과 같은 수리적 분석결과로서 얻은 몇 가지 결론들이 과연 실제로 성립하는가를 확인하고, 메뉴비용을 반영시킨다면 그 결과들이 어떻게 변하는가를 살펴보기 위해 앞에서 설명한 시뮬레이션 절차에 따라 시뮬레이션을 수행하였다²³⁾.

우선 메뉴비용이 반영되지 않았을 때의 명목가격 증가율인 Z를 식 (36)에 따라 생성시켜 샘플歪도와 샘플尖도²⁴⁾를 얻은 것이 각각 [圖 2]와 [圖 3]이다. 그러나 이

23) 그림들은 기대 인플레이션을 π_t^{ei} 의 평균과 표준편차가 각각 10%와 1, α 와 $h_m M_t$ 가 각각 20%, 0.5로 지정되었을 경우를 전제로 하고 있음을 상기하자. 여기서 α 값이 0.2이므로 식 (40)의 J는 음수이다.

24) 샘플 첨도를 구함에 있어서도 일률적으로 3을 차감하였으며 [圖 3], [圖 3.m], [圖 3.1], [圖 3.m.1], [圖 7], [圖 7.m]에서도 마찬가지로 3을 차감하였다.

그림만으로는 歪度와 尖度의 값을 구분하기 어려우므로 [圖 2]와 [圖 3]에서 歪度和 尖도가 0과 3보다 큰 경우만을 그려본 것이 각각 [圖 2.1]과 [圖 3.1]이다.

[圖 2.1]에 따르면 Z의 분포는 일반적으로 歪도가 0이 아닌 비대칭적 분포로서 요소가격 증가율의 평균값 μ_x 가 음의 커다란 값을 가지지 않는 한 Z분포는 양의 歪도를 가지는 경향을 보여주고 있으며 이는 式 (41) 以下에서 언급된 내용과 일치한다. 한편 [圖 3.1]에 따르면 μ_x 가 음수이면서 σ_x 값이 작은 극히 일부의 경우를 제외하면 Z분포의 尖도는 모두 정규분포의 尖도보다 언제나 큰 것으로 나타나고 있다. 그런데 이 시뮬레이션에서는 α 값을 0.2로 지정하고 있으므로 式 (38)과 같은 단순화 가정을 할 경우 式 (42) 이하에서 언급된 바에 따르면 σ_x^2/μ_x^2 이 충분히 작은 경우에 한하여 Z분포의 尖도가 정규분포의 그것보다 작을 수 있었다. 그런데 이것은 어디까지나 단순화 가정에 의한 수리적 분석결과로서 그러한 단순화 가정을 하지 않았을 경우에는 σ_x^2/μ_x^2 값이 작되 주로 μ_x 가 음수인 극히 일부의 경우를 제외하면 일반적으로 Z분포의 尖도는 정규분포의 尖도보다 큰 경향을 보이고 있다.

한편 여기까지의 결과는 각각의 (μ_x, σ_x) 조합에 대한 Z분포의 歪도와 尖도 값들 자체에 대한 것이므로 이러한 결과가 일반적으로 성립할 수 있는 결과인가를 판단하기 위해 다음과 같이 추가적인 시뮬레이션을 하여 보았다. 즉 앞에서 설명한 시뮬레이션 과정에서 각각의 (μ_x, σ_x) 의 조합에 대해 1,000개의 Z를 생성시킨 뒤 Z분포의 샘플 평균과 샘플 표준편차를 구하여 두었다. 두 번째 시뮬레이션에서는 이것과 동일한 평균과 표준편차를 가지는 정규분포에 따라 (μ_x, σ_x) 의 조합 각각에 대해 새로이 1,000개의 데이터를 1,000번 생성시킴으로써 (μ_x, σ_x) 의 조합 각각에 대해 정규분포에 의한 1,000개의 샘플歪도와 샘플尖도를 얻는다. 즉 두 번째 시뮬레이션에서는 각각의 (μ_x, σ_x) 의 조합에 대해 1,000개씩의 샘플 歪도와 샘플 尖도를 정규분포를 따라 생성시키는 것이다. 이렇게 함으로써 정규분포에 의한 샘플 歪도와 샘플 尖도의 95% 신뢰구간을 얻은 뒤 첫 번째 시뮬레이션에서 얻은 Z분포의 샘플 歪도와 샘플 尖도가 이 신뢰구간에 속하는가를 비교하였다.

[圖 4]는 각각의 (μ_x, σ_x) 組合에 대해 Z의 샘플 歪度가 정규분포에 의한 95% 신뢰구간을 양의 값을 가지면서 벗어나면 1을, 그렇지 않으면 0을 부여한 그림이고 [圖 5]는 Z의 샘플 歪度가 정규분포에 의한 95% 신뢰구간을 음의 값을 가지면서 벗어나면 1을, 그렇지 않으면 0을 부여한 그림이다. 그리고 [圖 6]은 Z의 샘플 歪度가 양 또는 음의 값에 관계없이 정규분포에 의한 95% 신뢰구간을 벗어나면 1을, 그렇지 않으면 0을 부여한 그림이며 [圖 7]은 Z의 샘플 尖度가 정규분포에 의한 95% 신뢰구간을 벗어나면 1을, 그렇지 않으면 0을 부여한 그림이다.

[圖 4]에 의하면 μ_x 가 커다란 음의 값을 가지지 않는 한 Z분포의 샘플 歪度는 일반적으로 정규분포에 의한 95%신뢰구간을 양의 값을 가지면서 벗어나는 경향을 발견할 수 있다. 그리고 [圖 5]에 의하면 μ_x 가 커다란 음의 값을 가질 수록 Z의 샘플 歪度가 정규분포에 의한 95% 신뢰구간을 음의 값을 가지면서 벗어나는 경향을 발견할 수 있다. 또한 [圖 6]에 의하면 거의 대부분의 경우 Z의 샘플 歪度가 양 또는 음의 값에 관계 없이 정규분포에 의한 95%신뢰구간을 벗어나는 경향이 있음을 알 수 있다.

그러므로 요소가격 충격의 크기가 커다란 음의 값이 아닌 한 가격증가율의 분포는 정규분포로써 설명할 수 없을 만큼 오른쪽으로 치우친 비대칭적인 모습, 즉 가격의 하방 경직성을 보여주게 되며 반대로 요소가격이 큰폭으로 하락한다면 가격증가율의 분포는 정규분포로써 설명할 수 없을 만큼 왼쪽으로 치우친(skewed to the left) 비대칭적인 모습을 보여주게 된다. 그리고 歪度の 符號를 不問하고 가격 증가율의 분포는 일반적으로 비대칭적이다.

한편 [圖 7]에서는 σ_x 가 0에 가까운 동시에 μ_x 가 음인 극히 일부의 경우를 제외하면 Z의 샘플 尖度가 거의 모든 경우 정규분포에 의한 95% 신뢰구간을 벗어나는 경향을 발견할 수 있다. 즉 크기에 관계없이 요소가격이 상승하거나 하락하되 그 폭이 대폭적이라면 가격증가율의 분포는 정규분포보다 꼬리가 두터운 모습을 보이게 된다.

이상과 같이 메뉴비용을 반영하지 않아도 개별가격 증가율 Z 분포의 歪도와

尖度는 서론에서 언급한 세번째와 네번째의 특징을 충분히 설명할 수 있었다. 그러나 이렇게 하였을 때 서론에서 언급한 두번째의 특징, 즉 名目硬直性을 설명할 수 없지만 메뉴비용을 반영한 개별가격 증가율 Z^m 은 名目硬直性을 성공적으로 설명하고 있음은 이미 제III절 제3항에서 살펴보았다.

다음으로는 메뉴비용을 반영하였을 때 이상에서 살펴본 歪度와 尖度에 관한 결과가 어떻게 변하는지를 알아보기 위해 Z 대신 Z^m 의 샘플歪度和 샘플尖度を 비교해 보기로 한다.

Z^m 의 샘플歪度和 샘플尖度は 각각 [圖 2.m]과 [圖 3.m]에 제시되어 있으며 이 중 歪度和 尖도가 0보다 큰 경우만을 그려본 것이 [圖 2.m.1]과 [圖 3.m.1]이다. 그리고 앞에서 설명한 추가적 시뮬레이션을 통하여 Z^m 의 샘플歪度が 정규분포에 의한 95% 신뢰구간을 양의 값을 가지면서 벗어날 경우([圖 4.m]), 음의 값을 가지면서 벗어날 경우([圖 5.m]), 부호에 관계없이 벗어날 경우([圖 6.m]) 및 Z^m 의 샘플 尖도가 정규분포에 의한 95% 신뢰구간을 벗어날 경우([圖 7.m])를 각각 그려 보았다.

이 그림들을 Z 분포에 의한 그림들과 비교해 보면 메뉴비용의 가정은 명목가격 증가율의 분포가 양의 歪度を 나타내는 경향을 강화시켜 주는([圖 2.1]과 [圖 2.m.1], [圖 4]와 [圖 4.m]) 반면 음의 歪度を 나타내는 경향은 약화시켜 준다([圖 5]와 [圖 5.m])는 점을 발견할 수 있다²⁵⁾. 그리고 메뉴비용의 가정은 歪度の 符號를 不問하고 명목가격 증가율의 분포를 더욱 비대칭적으로 만드는 역할을 한다([圖 6]과 [圖 6.m]). 또한 메뉴비용의 가정은 명목가격 증가율의 尖度を 더욱 非正規的으로 만들어주는 경향([圖 7]과 [圖 7.m])도 발견할 수 있다. 따라서 메뉴비용의 가정은 명목가격 증가율 분포의 꼬리를 더욱 두텁게 하는 효과가 있음을 알 수 있다. 즉 메뉴비용의 가정이 추가되면 그야말로 거의 모든 경우에 있어서 Z 분포의 尖度は 정규분포의 그것보다 크다.

25) 이러한 상반된 현상은 기대 인플레이션율이 양수라는 것을 전제로 하였기 때문이라고 생각된다. 만약 기대 인플레이션율이 커다란 음수로서 μ_v 값이 음수라면 이것과 반대의 결과가 나올 것이다.

IV. 結 論

이 논문에서는 Blanchard and Kiyotaki(1987)의 모형에 Lucas(1973)類의 不完全 價格認識의 가정과 産業別 要素價格 衝擊을 허용한 뒤 메뉴비용의 가정을 추가하여 새로운 가격결정 모형을 제시하였다. 그 뒤 경제주체들의 최적화 문제의 해로서 상대가격의 결정과정과 명목가격의 결정과정을 보여주었고 이를 이용하여 개별 명목가격 증가율의 결정식을 도출하였다. 이로부터 생성되는 가격변화율 분포는 朴宗奎(1997a)가 報告한 우리나라 개별 소비자 물가지수 증가율 분포의 네 가지 특징들을 동시에 설명할 수 있었다. 첫째 총인플레이션율이 높을수록 가격변화율 분포는 分散되며 둘째 가격변화율 분포는 0%에서 밀집되어 있고 셋째 정규분포로써 설명할 수 없을 만큼의 비대칭성(asymmetry), 특히 오른쪽으로 치우쳐 있는 비대칭성(positive skewness)을 나타내는 경우가 대부분이며 넷째 대부분의 경우 정규분포로써 설명할 수 없을만큼 커다란 尖度가 나타나는 등 가격변화율 분포의 꼬리는 정규분포의 그것보다 두텁다.

더욱이 개별가격 증가율의 決定要因인 기대 인플레이션율과 요소가격 충격이 좌우 대칭적인 정규분포를 따른다고 가정했음에도 불구하고 가격변화율 분포는 뚜렷한 비대칭성과 非正規的인 두터운 꼬리를 가지는 것으로 나타나고 있다.

이 논문의 기본가정 가운데 메뉴비용은 가격의 名目硬直性을 설명하기 위하여서는 필수적이지만 가격변화율 분포의 비대칭성과 두터운 꼬리를 설명함에 있어서는 필수적인 가정이라 볼 수 없었다. Ball and Mankiw(1995)의 연구에서는 가격변화율의 비대칭성을 설명하기 위하여 메뉴비용의 가정이 필수적이었으나 이 논문에서처럼 산업별 요소가격 충격을 허용하는 한 이러한 비대칭성은 메뉴비용 없이도 충분히 설명될 수 있었고 다만 메뉴비용은 이러한 비대칭성을 강화시켜 주는 역할을 할 뿐이었다. 또한 가격변화율 분포의 두터운 꼬리도 산업별 요소가격 충격을 허용하는 한 메뉴비용 없이도 충분히 설명될 수 있었으며 메뉴비용의 가정은 이 성질을 보다 강화시켜 주는 역할을 하고 있다. 따라서 메뉴비용의 가정은 가격의 名目硬直性을 설명하는 동시에 가격변화율

분포의 비대칭성과 두터운 꼬리라는 특징을 더욱 강화시켜 주는 역할을 한다고 정리해 볼 수 있다.

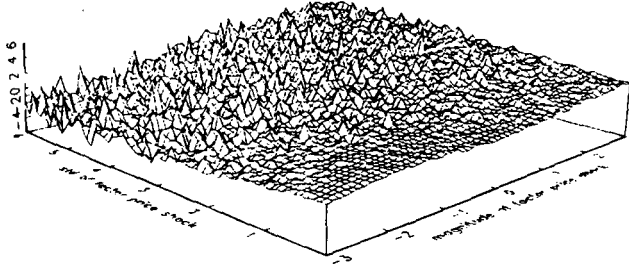
한편 이 논문에서 행해진 여러 가지 분석의 副產物로서 다음과 같은 몇 가지 정책시사점을 얻을 수 있었다.

우선 제Ⅲ절에서 언급된 바와 같이 독점적 경쟁기업의 市場占有力(market power)이 높을수록 동일한 크기의 가격충격에 대해 실제 가격 증가율이 보다 민감하게 반응하므로 기업의 시장점유력이 낮은 경제일수록 상대가격을 容易하게 안정시킬 수 있다는 결론이 도출될 수 있다. 그리고 무엇보다도 중요한 정책시사점은 총수요에 의한, 通貨的 現象으로서의 인플레이션率로 정의되는 코어 인플레이션율을 측정하는 방법에 대한 시사점이라 하겠다. 즉 가격증가율을 결정하는 요인은 期待 인플레이션率과 통화량의 변화, 그리고 공급측면의 요인인 산업별 요소가격의 충격으로 구분되며 期待 인플레이션率이 높을수록 통화량의 변화나 요소가격 인상은 가격변화율을 더욱 상승시키는 관계를 가진다. 이 가운데 요소가격 충격은 産業構造上 그 생산요소를 사용해야만 하는 一部 기업들의 가격 증가율에 영향을 미치지만 기대 인플레이션율이나 통화량과는 無關하게 獨立적으로 발생하는 공급측면의 가격인상 요인이다. 이와 같이 요소가격 충격을 허용할 경우에는 개별 기업의 가격 증가율 속에는 공급측면의 가격인상 요인이 混在되어 있으므로 이를 적절히 제거하는 방법²⁶⁾을 통해서 만이 총수요에 의한, 通貨的 現象으로서의 인플레이션율을 성공적으로 측정해 낼 수 있다. 그리고 이런 방법을 통해서 만이 물가지수 가운데 특정한 산업, 즉 식료품과 에너지 관련 지수를 고려의 대상에서 제외하는 Blinder(1981)의 방법이나, 시계열분석에서 흔히 사용하는 π_t 의 시계열을 상호 독립적인 안정적(stationary) 및 불안정적(non-stationary) 부분으로 구분한 뒤 안정적인 부분을 제거해 내는 방법(Ball and Cecchetti(1990)), 또는 가격변화율 분포의 중간값을 취하거나(Bryan and Pike(1991), Bryden and Carlson(1994)), 그 분

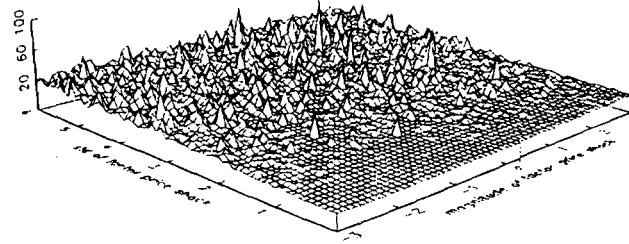
26) 이러한 방법의 하나로써 朴宗奎(1997b)는 Redner and Walker(1984)의 混合分布 推定方法(mixture distribution estimation)을 사용할 것을 주장하고 있다.

포의 좌우에서 대칭적으로 일정한 비율을 제거(trimming)하고 남은 頻度 히스토그램의 샘플평균을 취하는 방법(Bryan and Cecchetti(1994)) 등이 가지고 있는 코어 인플레이션 측정방법들의 이론적 취약점(Bryan and Cecchetti(1994), Zeldes(1994))을 보완할 수 있을 것이며, 이러한 과정을 거쳐야 만이 물가와 관련하여 통화량 공급의 완급을 조절하기 위한 정확한 판단을 비로소 할 수 있을 것이다.

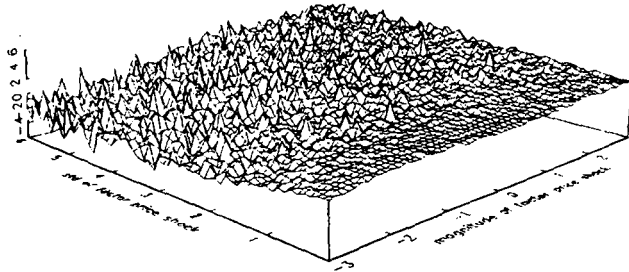
[圖 2] 시뮬레이션으로 생성된 歪度



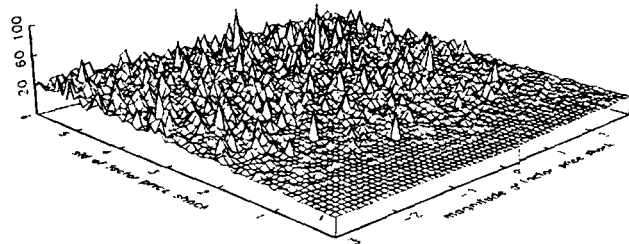
[圖 3] 시뮬레이션으로 생성된 尖度



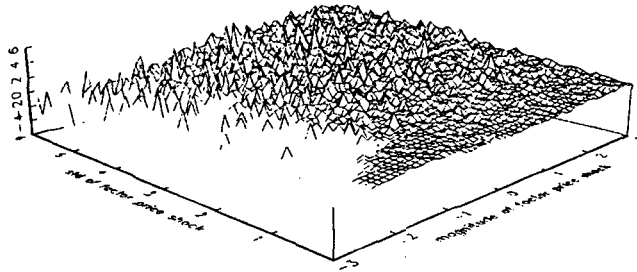
[圖 2.m] 메뉴비용下에서 시뮬레이션으로 생성된 歪度



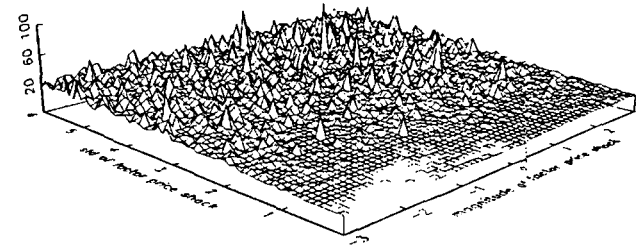
[圖 3.m] 메뉴비용下에서 시뮬레이션으로 생성된 尖度



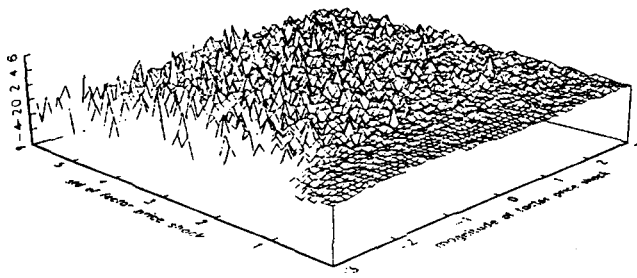
[圖 2.1] 시뮬레이션으로 생성된 歪度가 陽數인 경우



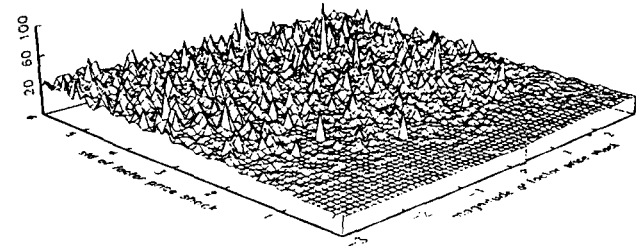
[圖 3.1] 시뮬레이션으로 생성된 尖度가 3보다 큰 경우



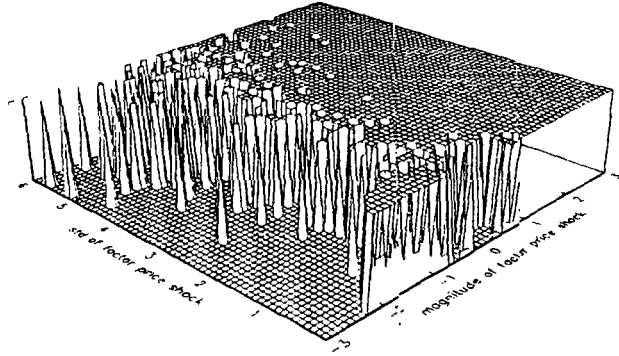
[圖 2.m.1] 메뉴비용下에서 歪度가 陽數인 경우



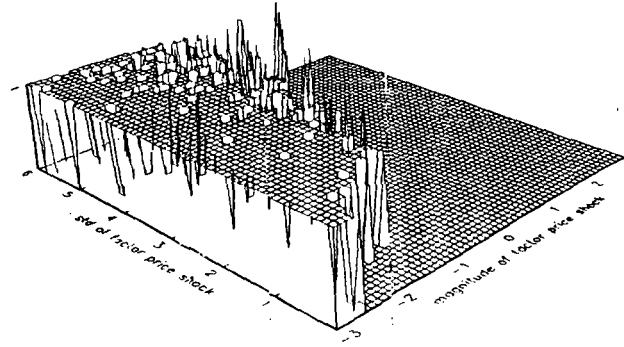
[圖 3.m.1] 메뉴비용下에서 尖度가 3보다 큰 경우



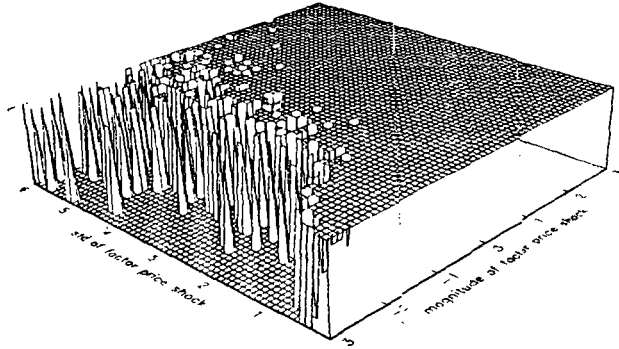
[圖 4] 歪度が非正規的(95%)으로 陽數인 경우



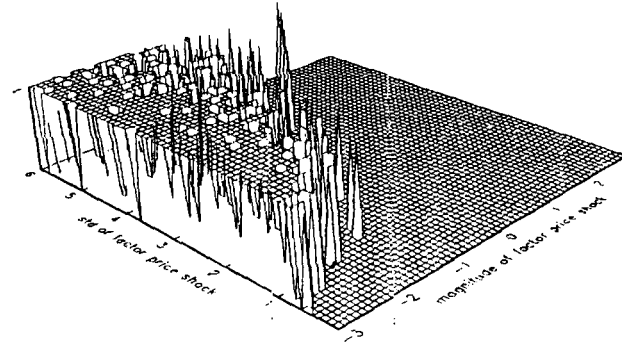
[圖 5] 歪度が非正規的(95%)으로 陰數인 경우



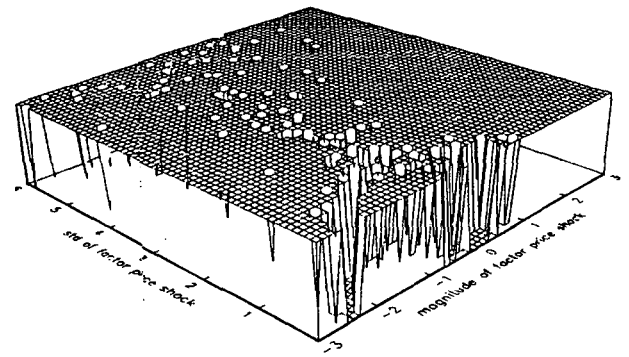
[圖 4.m] 메뉴비용下에서 歪度が非正規的(95%)으로 陽數인 경우



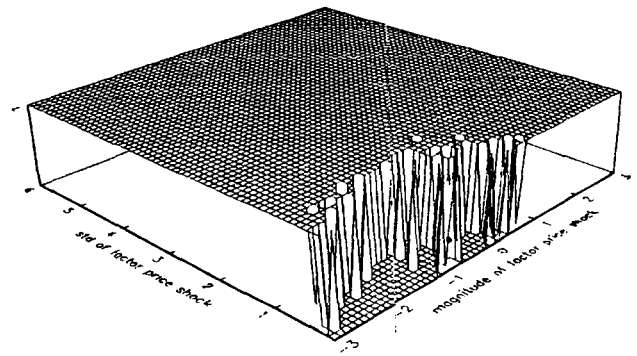
[圖 5.m] 메뉴비용下에서 歪도가非正規的으로 陰數인 경우



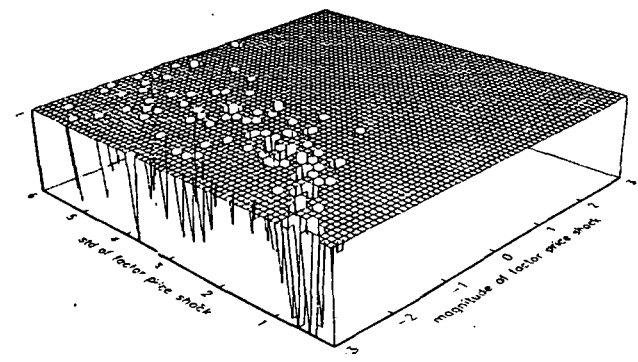
[圖 6] 歪도가 非正規的(95%)인 경우



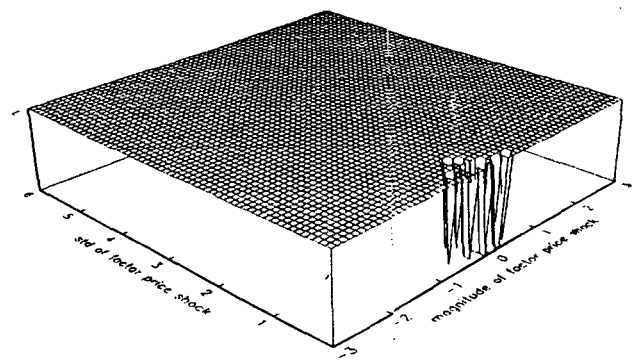
[圖 7] 尖도가 非正規的(95%)인 경우



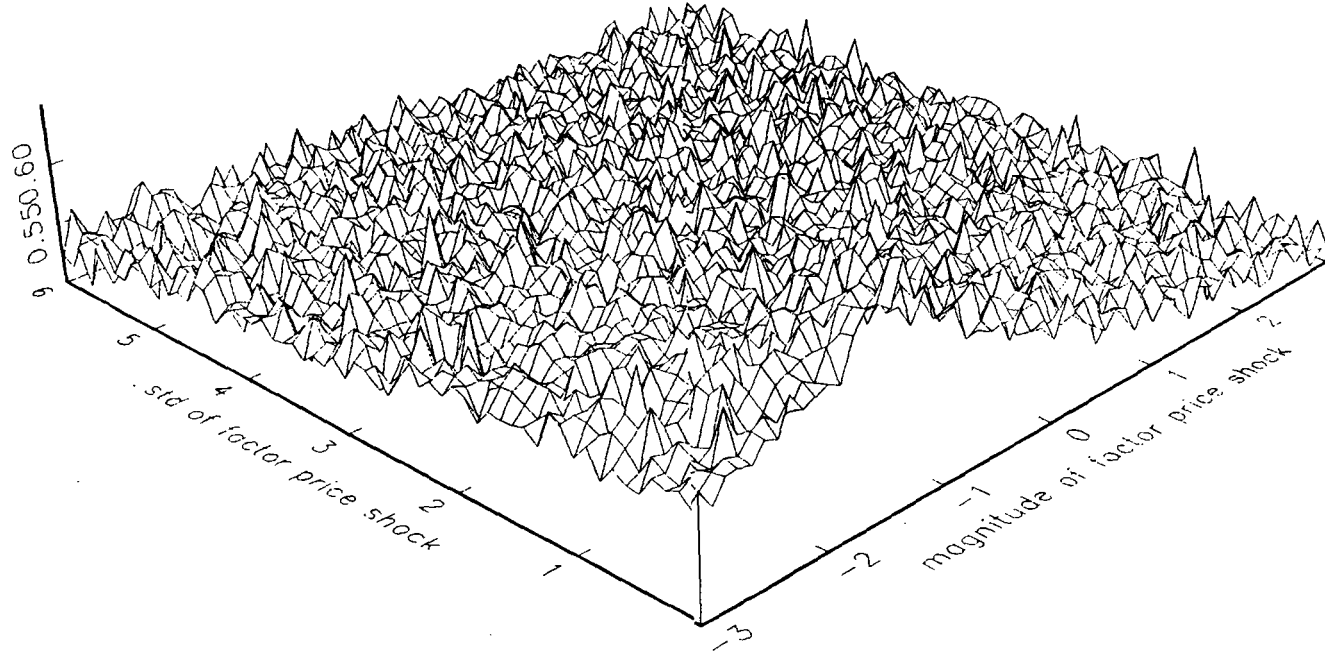
[圖 6.m] 메뉴비용下에서 歪도가 非正規的(95%)인 경우



[圖 7.m] 메뉴비용下에서 尖도가 非正規的(95%)인 경우



[圖 8] 메뉴비용下에서 價格不變의 相對的 頻度



參 考 文 獻

- 朴宗奎, 「코어 인플레이션率 측정과 인플레이션 衝擊」, 미발표 논문, 韓國租稅研究院, 1996a.
- _____, 「産業別 價格衝擊下에서의 獨占的 競爭企業의 價格決定」, 미발표 논문, 韓國租稅研究院, 1996b.
- _____, 「메뉴費用과 價格衝擊分布」, 『 재정금융연구』, 제4권 제1호, 韓國租稅研究院, 1997a.
- _____, 「코어 인플레이션율의 측정에 관한 연구」, 韓國租稅研究院(진행중임), 1997b.
- 柳潤河·成明基, 「우리나라 消費者物價 變動의 分布와 政策示唆點」, 『KDI 政策研究』, 가을호, 韓國開發研究院, 1997.
- Akerlof, George and Janet Yellen, "A Near-rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 5, 1985, pp. 823~838.
- Ball, Laurence and Stephen G. Cecchetti, "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990, pp. 215~254.
- Ball, Laurence and N. Gregory Mankiw, "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations," *Economic Journal*, 1994, pp. 247~262.
- _____, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, 1995, pp. 161~193.
- Ball, Laurence, Gregory N. Mankiw and David Romer, "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1998, pp. 1~65.

- Ball, Laurence and David Romer, "Are Prices Too Sticky?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 3, 1989a, pp. 507~524.
- _____, "The Equilibrium and Optimal Timing of Price Changes," *Review of Economic Studies*, Vol. 56, No. 2, 1989b, pp. 179~198.
- _____, "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, 1990, pp. 183~203.
- _____, "Sticky Prices as Coordination Failure," *American Economic Review*, Vol. 81, No. 3, 1991, pp. 539~552.
- Blanchard, Olivier J., "Aggregate and Individual Price Adjustment," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1987, pp. 57~122.
- Blanchard, Olivier J. and Nobuhiro Kiyotaki, "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol. 77, No. 4, September 1987, pp. 647~666.
- Blanchard, Olivier and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, 1989, pp. 655~673.
- Blinder, Alan S., "The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970s," Robert Hall(ed.), *Inflation: Causes and Effects*, The University of Chicago Press, 1982.
- Bryan, Michael F. and Christopher J. Pike, "Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation," *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, December 1991.
- Bryan, Michael F. and Stephen G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," N. Gregory Mankiw(ed.), *Monetary Policy, NBER Studies in Business Cycles*, Vol. 29, 1994, pp. 195~219.
- Bryden, Edward and John B. Carlson, "On Disinflation since 1982: An Application of Change-Point Tests," *Economic Review*, Vol 30(1),

- Federal Reserve Bank of Cleveland, 1st Quarter 1994.
- Caplin, Andrew S. and John Leahy, "State-dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output," *Quarterly Journal of Economics*, 1991, pp. 683~708.
- Caplin, Andrew S. and Daniel F. Spulber, "Menu Costs and the Neutrality of Money," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 4, 1987, pp. 703~725.
- Cukierman, Alex, *Inflation, Stagflation, Relative Prices and Imperfect Information*, Cambridge University Press, 1984.
- d'Aspremont, Claude, Rodolphe Dos Santos Ferreira and Louis-Andre Gégard-Varet, "On the Dixit-Stiglitz Model of Monopolistic Competition," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 3, 1996, pp. 623~629.
- Dixit, Avinash and Joseph Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *American Economic Review*, Vol. 67, June 1977, pp. 297~308.
- Fisher, Stanley, "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1981, pp. 381~431.
- Gordon, Robert J., "What Is New-Keynesian Economics?," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXV III, September 1990, pp. 1115~1171.
- Hallman, J. R. Porter, and D. Small, "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?," *American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, September 1991, pp. 841~858.
- Lucas, Robert E., "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs," *American Economic Review*, 1973, pp. 326~334.
- Mankiw, N. Gregory, "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A

- Macroeconomic Model," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 2, 1985, pp. 529~538.
- Mizon, Grayham E., J. Claire Safford and Stephen H. Thomas, "The Distribution of Consumer Price Changes in the United Kingdom," *Economica*, Vol. 57, May 1990, pp. 249~262.
- Phelps, Edmund S., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, NY : Norton, 1970.
- Redner, Richard A. and Homer F. Walker, "Mixture Densities, Maximum Likelihood and the EM Algorithm," *SIAM Review*, Vol. 26, No. 2, April 1984, pp. 195~239.
- Rotemberg, Julio, "The New Keynesian Microfoundations," *NBER Macro Annual*, 1987, pp. 69~116
- Sheshinski, Eytan and Yoram Weiss, "Inflation and Costs of Price Adjustment," *Review of Economic Studies*, Vol. 44, June 1977, pp. 287~303.
- _____, "Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation," *Review of Economic Studies*, Vol. 50, No. 3, 1983, pp. 513~529.
- Shapiro, Mathew and Mark Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations," *NBER Macro Annual*, 1988, pp. 111~148.
- Zeldes, Stephen, "Comment," N. Mankiw(ed.), *Monetary Policy, NBER Studies in Business Cycles*, Vol. 29, The University of Chicago Press, 1994, pp. 216~219.

換率變動이 輸出入價格에 미치는 影響의 非對稱性

金宗萬*

要約

본 論文에서는 원/달러 換率의 상승과 하락이 달러貨로 표시된 우리나라의 輸出價格, 輸入價格 및 交易條件에 미치는 영향이 非對稱的인지에 대하여 검토해 보았다. 실증분석의 결과 원/달러 換率의 상승한 경우 輸出價格의 下落比率이 원/달러 換率의 하락한 경우의 輸出價格 상승비율에 비하여 다소 컸던 것으로 나타나기는 하였지만 統計적으로 유의할 정도로 非對稱的이지는 않았던 것으로 파악되었다.

이에 대하여 원/달러 換率의 상승이 달러貨로 표시된 輸入價格에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 나타난 반면 원/달러 換率의 하락한 경우에는 輸入價格이 큰 폭으로 상승한 것으로 파악되었다. 그런데 이와 같은 분석의 결과를 원/달러 換率下落으로 인하여 輸入物量이 증가하였기 때문인 것으로 해석하는 데에는 여러 가지 문제가 있을 것으로 판단된다.

交易條件의 변동요인을 분석한 결과에서 원/달러 換率의 상승한 경우 交易條件이 惡化된 것으로 나타났다. 그러나 원/달러 換率의 상승한 경우와 하락한 경우에 있어서 交易條件이 非對稱적으로 조정되었다는 주장과 換率의 變動性이 증가함으로 인하여 交易條件이 惡化되었다는 주장을 뒷받침하는 명확한 증거는 찾을 수 없었다.

* 韓國租稅研究院 研究委員

I. 序 論

自國通貨의 가치가 下落하면 國內通貨로 환산한 輸出 및 輸入品の 가격이 상승하게 된다. 이때 輸出企業들은 收益性이 개선되기 때문에 輸出物量을 증가시키기 위하여 外國通貨로 표시된 輸出價格을 인하하게 된다. 한편 輸入品の 國內價格이 상승함에 따라 輸入物量이 세계전체의 需要에 영향을 미칠 정도로 감소할 경우 外國通貨로 표시된 輸入價格도 하락할 수 있을 것이다. 반대로 國內通貨의 가치가 상승할 경우에는 外國通貨로 표시된 輸出 및 輸入品の 가격이 상승할 수도 있을 것이다.

이와 같이 換率이 변동함에 따라 輸出 및 輸入價格이 변동할 경우 貿易 및 經常收支가 변동하게 되고 經濟成長 및 失業 등 경제전반에 큰 영향을 미치는 것으로 이해되고 있다. 따라서 換率變動이 輸出 및 輸入價格에 미치는 영향의 성질을 정확하게 파악하는 것이 換率水準의 조정 등과 관련된 政策의 입안에 있어서 중요한 과제이다.

그런데 換率이 같은 비율로 上昇하는 경우와 下落하는 경우에 있어서 外國通貨로 표시된 輸出 및 輸入品の 가격에 미치는 영향이 對稱적으로 작용하는지 여부에 관하여서는 의문의 여지가 있다. 輸出企業들은 海外市場에서 顧客을 확보하기 위하여 國內通貨의 가치가 下落할 경우에는 輸出價格을 상대적으로 대폭 하향조정하고 國內通貨의 가치가 같은 比率로 상승할 경우에는 輸出價格의 인상폭을 상대적으로 작게 할 수도 있을 것이다.

換率變動으로 인한 충격이 輸出價格에 轉嫁되는 비율의 非對稱性이 관심을 끌게 된 것은 1970년대 말부터 1985년 초까지 달러貨의 가치가 대폭 상승한 기간과 1985년 중반 이후 달러貨의 가치가 대폭 하락한 기간에 있어서 美國 輸入物價의 조정폭이 크게 달랐기 때문이다¹⁾. 즉, 달러貨의 가치가 대폭 상승한 기간에는 美國의 輸入物價가 큰 폭으로 하락한 반면 달러貨의 가치가 하락

1) Dornbusch(1987), Giovannini(1988) 등 참조.

한 기간에는 美國의 輸入物價가 소폭 상승하는 데 그쳤다. 그 결과 1985년 중반 이후 달러貨의 대폭적인 가치하락이 美國의 貿易收支를 개선하는 데 크게 기여하지 못한 것으로 분석되었다.

換率變動으로 인한 輸出入價格의 변동효과가 非對稱的(asymmetric)인 경우 換率의 變動幅이 확대됨에 따라 交易條件에 영향을 미치게 될 수도 있다. 國內通貨의 가치가 下落할 때에는 輸出價格이 하락하기 때문에 交易條件이 악화되는 데 대하여 國內通貨의 가치가 같은 폭으로 상승할 때에는 輸出價格이 보다 작은 폭으로 상향조정되기 때문에 交易條件이 상대적으로 작은 폭으로 개선될 것이다. 이때 國內通貨의 가치가 대폭 下落한 후 다시 같은 폭으로 상승하여 원래의 수준에 도달하더라도 交易條件은 악화될 것이다. 따라서 換率이 적정한 수준에서 안정적으로 유지되도록 하는 것이 보다 중요한 과제이다.

外換 및 資本自由化를 추진하게 됨에 따라 換率을 안정적으로 관리하기가 어렵기 때문에 換率의 變動幅이 확대될 것으로 예상된다. 美國, 日本, 獨逸 등 주요 先進國의 경우 資本移動에 대한 규제를 완화하고 變動換率制度로 이행한 1973년 이후 換率의 變動性이 큰 폭으로 증가하였으며 換率이 때때로 적정한 수준에서 큰 幅으로 離脫한 것으로 파악되고 있다²⁾. 우리나라의 경우에도 최근 들어 換率의 變動幅이 점차 확대되고 있다.

이와 같은 사실들을 고려하여 이 研究에서는 우리나라의 경우 換率 특히 원/달러 換率의 변동이 輸出入價格 및 交易條件에 非對稱적으로 영향을 미치는지의 여부에 대하여 검토해 보았다. 분석의 결과 과거 원/달러 換率變動이 輸出價格 및 交易條件에 미친 영향의 非對稱성은 통계적으로 유의하지 않았던 것으로 파악되었다. 그러나 輸入價格에는 다소 非對稱적으로 영향을 미친 것으로 분석되었다. 과거 우리나라는 換率을 안정시키기 위하여 많은 노력을 기울였기 때문에 換率의 변동폭이 크지 않았다. 따라서 분석의 결과 파악된 이와 같은 현상들이 外換 및 資本自由化로 인하여 換率의 변동폭이 확대될 것으로 예상되는 미래에도 지속될 것인지에 대하여서는 명확한 결론을 내리기 어렵다.

2) Williamson(1985), 金宗萬(1996a, 1996b) 등 참조.

이 글의 구성은, 다음의 第II節과 第III節에는 원/달러 換率의 변동이 달러貨로 표시된 우리나라의 輸出價格과 輸入價格에 非對稱的으로 영향을 미쳤는지에 대하여 검토한 결과를 정리하였다. 이어서 第IV節에는 원/달러 換率의 변동으로 인한 交易條件의 변동효과가 非對稱的였는지에 대한 검토와 함께 換率의 變動性 增加가 交易條件을 악화시키는 요인으로 작용하였는지 여부에 대하여 분석한 결과를 정리하였다. 마지막으로 第V節에는 研究의 결과를 요약하고 도출된 結論을 정리하였다.

II. 換率變動이 輸出價格에 미치는 影響

換率變動이 輸出價格에 영향을 미치게 되는 경로를 살펴보면 대략 다음과 같다. 自國通貨의 가치가 下落할 때 外國通貨로 표시된 輸出品의 價格이 변하지 않을 경우 國內通貨로 환산한 輸出價格은 상승하게 된다. 換率이 변동하더라도 國內物價나 賃金 및 利率 등 輸出品의 製造原價 및 賣出原價를 구성하는 요소들의 價格은 단기적으로 換率 上昇率에 비하여 작은 비율로 상승하기 때문에 自國通貨의 가치가 하락할 경우 輸出의 수익성이 개선된다³⁾. 이때 輸出企業들은 輸出價格을 인하할 수 있는 여유가 발생하기 때문에 輸出物量을 증가시키기 위하여 外國通貨로 표시된 수출가격을 하향조정하게 된다. 반대로 自國通貨의 가치가 상승할 때에는 輸出의 收益性이 악화되기 때문에 輸出企業들이 外國通

3) 自國通貨의 가치가 下落할 경우 國內通貨로 환산한 輸入品の 價格이 상승하게 된다. 이에 따라 輸入原料 및 部品 등 材料費 요소들의 가격이 상승하게 된다. 또한 輸入品の 國內價格 상승으로 인하여 生産者物價나 消費者物價 등 國內物價가 상승하기 때문에 국내에서 조달하는 材料費 요소들의 價格도 상승하게 된다. 게다가 國內物價가 상승할 경우 名目賃金を 상승시키는 압력으로 작용하게 된다. 따라서 自國通貨의 가치가 하락할 경우 材料費 및 勞務費 등 輸出品 製造原價가 상승하게 되는 간접적인 영향도 있는 것으로 파악되고 있다(이에 대한 보다 자세한 說明 및 實證分析은 金宗萬(1994, 1996b) 등 참조). 우리나라의 경우 換率과 輸出의 收益性과의 관계를 분석한 결과 원/달러 換率이 1% 上昇(원화 가치 下落)할 경우 輸出企業(賣出額 대비 輸出金額의 비율이 50% 이상인 企業) 賣出額經常利益率이 약 0.17% 포인트 내지 0.18% 포인트 개선되는 것으로 나타났다(金宗萬(1993b), p. 101, <表 IV-5> 참조).

貨로 표시된 輸出價格을 상향조정하게 된다.

따라서 많은 實證分析의 결과에서 外國通貨로 표시된 輸出價格은 國內通貨의 가치가 下落할 경우에는 하락하고 國內通貨의 가치가 상승할 때에는 상승하게 되는 것으로 파악되고 있다.

그런데 換率變動이 輸出價格에 미치는 영향을 파악하는 대부분의 實證分析에 있어서 國內通貨의 가치가 하락하는 경우의 輸出價格 하락효과 크기와 國內通貨의 가치가 상승하는 경우의 輸出價格 상승효과 크기가 같은 對稱的(symmetric)인 경우를 가정하고 있다.

그러나 海外市場에서 다른 나라 企業들과의 競爭關係나 換率變動의 결과 輸出品 製造原價 요소의 가격에 미치는 影響의 차이 등으로 인하여 國內通貨의 가치가 상승하는 경우와 하락하는 경우에 있어서 輸出價格에 미치는 영향의 크기가 다른 非對稱的(asymmetric)인 경우도 생각해 볼 수 있다.

우리나라 輸出企業들이 海外市場에서 다른 나라 企業들과 치열한 競爭關係에 있는 경우를 생각해 보자. 이때 원/달러 換率의 상승(원貨 가치 하락)으로 인하여 輸出價格을 인하할 수 있는 여유가 발생할 경우에는 輸出企業들이 즉각 달러貨로 표시된 輸出價格을 하향조정할 것이다. 반대로 원/달러 換率이 下落(원貨 가치 상승)할 때 우리나라 企業들이 달러貨로 표시된 輸出價格을 인상하면 自國通貨의 가치가 상승하지 않는 다른 나라의 輸出企業들에게 海外市場의 持分(market share)을 잃게 될 것을 우려하게 될 것이다. 때문에 달러貨로 표시된 輸出價格을 인상하지 않거나 인상하더라도 원/달러 換率의 상승하는 경우에 引下하는 폭에 비하여 상대적으로 작은 폭만큼 인상하게 될 수 있을 것이다. 그 결과 원/달러 換率의 상승하는 경우에 있어서 달러貨로 표시된 輸出價格에 미치는 하락효과와 원/달러 換率의 하락하는 경우에 있어서 輸出價格에 미치는 상승효과의 크기가 서로 다를 수 있다.

換率變動이 輸出價格에 미치는 非對稱的인 효과는 다른 요인에 의하여서도 설명될 수 있다. 橋頭堡模型(Beachhead Model)은 企業이 外國에 製品을 輸出하기 위하여 販賣網 構築 등에 회수할 수 없는 進入費用(sunk entry cost)이 필요하기 때문에 換率變動에 대응하여 外國通貨로 輸出價格을 非對稱的으로 조

정하게 된다고 설명하고 있다⁴⁾.

換率變動이 輸出價格에 미치는 영향의 非對稱性을 게임理論(game theory)을 적용하여 거래 당사자들(輸出業者와 輸入業者)의 協商力(bargaining power) 차이로 인하여 발생하는 것으로 설명하는 사람들도 있다⁵⁾. 즉, 外國 輸入業者의 협상력이 상대적으로 강하기 때문에 국내 輸出業者들은 원/달러 換率의 상승으로 인하여 수익성이 개선될 경우 輸出價格의 인하를 통하여 外國의 輸入業者에게 轉嫁해 주는 비율이 높은 반면 원/달러 換率의 하락으로 인하여 收益性이 악화될 경우에는 輸出價格의 인상을 통하여 輸入業者에게 轉嫁하는 비율이 상대적으로 낮다는 주장이다⁶⁾.

실제로 우리나라의 경우 원/달러 換率의 변동으로 인한 輸出價格(달러表示)의 조정이 非對稱적으로 진행되었는지 여부에 대한 기존의 연구결과를 살펴보면, Han and Suh(1995) 및 정지만·박동순(1996)이 과거 자료를 분석한 결과에서 非對稱性이 상당히 강하게 나타났다. 이들 연구에서 공통적으로 원/달러 換率이 下落한 경우 달러貨로 표시된 輸出價格 상승효과 크기에 비하여 원/달러 換率이 상승한 경우 輸出價格 하락효과가 상대적으로 컸던 것으로 파악되었다.

특히, 정지만·박동순이 名目換率의 변동으로 인한 輸出價格의 변동효과를 비교한 결과에서 원/달러 換率의 상승한 경우 輸出價格의 하락효과가 상당히 크게 나타났으며 원/달러 換率의 하락한 경우에도 달러표시 輸出價格이 하락한 것으로 나타나 換率變動으로 인한 輸出價格 변동효과의 非對稱性이 매우 명확하게 드러났다⁷⁾. 이에 대하여 Han and Suh의 長期的인 均衡關係를 분석한 결과에서는 원/달러 換率의 변동으로 인한 輸出價格의 변동효과가 非對稱적이었

4) Baldwin(1988) 참조.

5) Han and Suh(1995) 참조.

6) 輸出에 있어서 당사자들의 協商力의 상대적인 차이는 製品의 特性 및 市場의 構造 등에 따라 다를 수 있을 것이다. 高度의 技術을 요하는 獨占的인 製品을 輸出하는 경우에는 輸出業者의 협상력이 상대적으로 강할 것이다. 이에 대하여 一般化된 製品(commodity)을 輸出하는 경우에는 競爭이 치열하기 때문에 輸入業者의 협상력이 상대적으로 강할 것이다. 우리나라와 같은 후발산업국들은 대부분 技術水準이 낮은 일반화된 製品을 輸出하고 있기 때문에 輸入業者의 협상력이 상대적으로 강할 수 있다.

7) 정지만·박동순(1996)에서는 1990년 3월 市場平均換率制度로 이행한 이후 1995년 9월 까지의 월간 變動率 자료를 사용하여 통상적인 回歸分析의 기법으로 분석하였다.

던 것으로 나타났으나 短期的인 조정관계를 분석한 결과에서는 원/달러 換率變動으로 인한 輸出價格 변동효과의 非對稱性이 뚜렷하게 파악되지 않았다⁸⁾.

그런데 計量經濟學의 기술적인 측면에서 볼 때 이들 연구의 결과에 상당히 중대한 문제점이 있는 것으로 판단된다. 먼저, Han and Suh의 연구에서 원/달러 換率의 변동으로 인한 輸出價格의 변동효과를 분석하기 위한 回歸分析을 함에 있어서 輸出價格의 변동을 설명하는 변수에 輸入品價格, 國內生產者物價, 製造業賃金 및 원/달러 換率만을 포함하고 우리나라의 경우 輸出價格에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되고 있는 輸出物量, 金利 및 엔/달러 換率의 변동을 나타내는 변수들은 포함하지 않았기 때문에 이른바 除外變數問題(omitted variable problem)가 발생하였을 가능성이 있다.

Han and Suh의 연구에서 또 한가지 문제점은 단기적인 調整關係에서는 원/달러 換率變動으로 인한 輸出價格의 非對稱的인 변동효과가 명확하게 파악되지 않은 점이다. 換率變動이 輸出價格에 미치는 영향의 非對稱性은 기본적으로 市場이 적응해가는 과정에서 발생하는 여러가지 摩擦로 인하여 야기되는 것으로 이해할 때 장기적인 조정관계보다는 단기적인 조정관계에서 보다 명확하게 나타나게 될 것으로 예상된다⁹⁾.

정지만·박동순의 研究에서는 換率變動 이외에 輸出價格에 영향을 미치는 요인들을 고려하지 않았기 때문에 除外變數問題가 더욱 심각할 것으로 판단된다. 또한 市場平均換率制度로 이행된 후 원/달러 換率의 대체로 上昇趨勢에 있었기 때문에 정지만·박동순의 연구에서 원/달러 換率의 하락으로 인한 輸出價格의 변동효과를 추정된 결과의 信憑性에 의문이 제기될 수도 있다¹⁰⁾.

8) Han and Suh(1995)에서는 1981년 1/4분기부터 1989년 4/4분기까지 분기간 資料를 사용하여 共積分/誤差修正模型의 기법으로 분석하였다.

9) 實證分析의 결과 원/달러 換率의 변동한 이후 輸出價格의 변동효과는 材料費나 勞務費 등 輸出品 원가요소의 조정으로 인하여 시간이 경과함에 따라 점차 반대방향으로 조정되기 때문에 長期的인 변동효과는 短期的인 효과에 비하여 크지 않은 것으로 분석되었다. 원/달러 換率의 변동한 이후 우리나라 輸出價格의 조정과정을 분석한 결과에 대하여는 金宗萬(1996b) 참조.

10) 원/달러 換率은 1990년 2월 말 1달러당 694원에서 1995년 9월 말에는 768.4원으로 상승하였다. 원/달러 換率은 1990년 3월부터 1994년 초까지의 기간에는 줄곧 상승하였고 1994년 5월부터 1995년 9월까지는 하락하였다.

기존연구들의 문제점을 보완하기 위해서는 輸出價格을 결정하는 중요한 요소들의 변동을 모두 고려하여 輸出價格의 변동원인을 분석한 결과에서 원/달러 換率變動의 효과가 非對稱적으로 나타나는지를 확인해 보아야 할 것이다. 또한 원/달러 換率의 변동으로 인한 輸出價格의 장기적인 변동효과에 비해 단기적인 변동효과가 보다 큰 것으로 파악되고 있는 점을 감안할 때 換率變動 이후 輸出價格의 단기적인 조정과정에서 非對稱性이 확인되는지 여부를 파악해 보아야 할 것이다.

이와 같은 관점에서 實證分析에 필요한 回歸模型을 정립하기 위하여 우리나라 輸出價格에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 살펴보면, 먼저 輸出物量의 변동과 材料費, 勞務費 및 金融費用 등 原價要素의 변동 등을 생각해 볼 수 있다. 製品生産에 필요한 재료의 投入比率이 일정한 것으로 가정할 경우 材料費는 輸入材料의 國內價格이나 生産者物價 등 材料費要素의 가격에 따라 변동하게 될 것이다. 한편, 製品單位當 勞務費는 勞動生産性和 名目賃金에 따라 변동하게 되고 企業의 財務構造가 일정한 경우 金融費用에 큰 영향을 미치는 요인은 利子率의 변동일 것이다. 우리나라의 경우 輸出品 生産을 위한 자본재 및 중간재의 對日 의존도가 높고 많은 경우 우리나라 製品이 日本 製品과 海外市場에서 競爭關係에 있기 때문에 원/달러 換率 이외에 엔/달러 換率의 변동도 輸出價格에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되고 있다¹¹⁾.

이와 같은 사실을 고려하여 원/달러 換率의 변동으로 인한 輸出價格의 변동효과가 對稱적인 것으로 가정할 경우 달러貨로 표시된 輸出價格의 變動을 설명하기 위한 回歸方程式을 式 (1)과 같이 정립하였다¹²⁾.

11) 우리나라 輸出價格의 결정요인에 대한 實證分析의 결과에 대하여는 金宗萬(1992, 1994, 1996b) 등 참조.

12) 輸出價格이나 換率, 輸出物量, 賃金, 物價 등 주요 經濟變數들은 自然對數의 水準에 각기 1개의 單位根(unit root)을 가지는 不安定的(nonstationary)인 時系列들인 것으로 알려지고 있다. 이때 이들 經濟變數들 사이에 共積分(cointegration) 關係가 존재하지 않으면 自然對數의 水準資料를 대상으로 回歸分析을 할 경우 經濟變數들 사이의 關係를 나타내는 係數의 추정치들에 오류가 발생할 수 있다. 이와 같은 문제를 回避하기 위하여 本 研究에서는 變數들의 自然對數를 1次 差分한 資料(變動率)를 대상으로 回歸分析을 하기로 결정하였다. 本 研究의 回歸分析에서 각 說明變數들 時差選擇의 기준은 먼저 충분한 時差의 資料를 포함하여 回歸分析을 한 결과 係數 推定值의 통계적 有意性이 낮은 것으로 평가되는 時差를 제거하는 이른바 'general to specific method'에 따랐다.

$$\Delta dxp_t = \alpha + \sum_{h=1}^4 \beta_h \Delta xq_{t-h} + \gamma \Delta mp_t + \delta \Delta pp_t + \eta \Delta lc_t + \zeta \Delta ir_t + \sum_{i=0}^1 \theta_i \Delta ws_{t-i} + \nu \Delta ys_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

여기서 dxp_t 와 xq_t 는 각각 t 期 달러表示 輸出單價指數(1990=100)와 輸出物量指數의 自然對數를 표시하고 mp_t , pp_t 및 lc_t 는 각각 t 期 원貨表示 輸入單價指數(달러表示 輸入單價指數를 원/달러 名目換率指數로 곱하고 100으로 나누어서 算出)와 生産者物價指數 및 單位當勞務費指數(製造業 勤勞者의 名目賃金指數를 勞動生産性指數로 나누고 100을 곱하여 算出)의 自然對數를 표시하며, ir_t 는 t 期 平均利子率(會社債 收益率, 銀行의 商業어음 割引率, 貿易어음 割引率 및 私債市場 金利의 單純平均)을 표시한다. 또한 ws_t 와 ys_t 는 각각 t 期 원/달러 및 엔/달러 名目換率 平均의 自然對數를 표시하고 ϵ_t 는 回歸分析에 있어서의 通常의인 誤差項을 나타내며, Δ 는 각 變數의 1次 差分을 표시한다($\Delta xp_t = xp_t - xp_{t-1}$ 등).

1975년 1/4分期부터 1995년 3/4分期까지 分期間 資料를 사용하여 달러表示 輸出價格의 自然對數의 變動을 설명하는 回歸方程式 (1)을 추정한 결과는 式 (1)'에 정리되어 있다¹³⁾. 이 推定의 結果에서 최근 輸出物量의 變動이나 輸入品의 國內價格, 生産者物價, 單位當勞務費 및 利子率 등 원가요소 價格의 變動은

13) 推定을 위하여 사용한 資料에 대하여는 <附表> 참조. 輸出物量과 生産者物價 및 單位當勞務費의 分期間 變動率은 季節性이 상당히 높은 것으로 알려지고 있다. 이들 변수의 自然對數를 EZX11技法을 적용하여 季節調整한 후 1次 差分 資料를 사용하여 輸出價格 變動률을 추정한 결과, 전체적인 추정의 適合度가 季節調整을 하지 않은 資料를 사용하여 推定한 結果보다 떨어지는 것으로 확인되었다. 式 (1)'에 정리된 내용은 季節調整을 하지 않은 資料를 사용하여 추정한 結果이다. 誤差項의 1次 自己相關關係를 調整하기 위하여 Cochrane-Orcutt技法을 적용하여 추정하였다. 回歸方程式 (1)에서 輸出價格의 變動을 說明하는 變數에 과거 輸出物量의 變動이 포함되어 있기 때문에 通常의인 回歸分析의 기법을 사용하여 추정할 경우 聯立方程式 偏奇(simultaneous equation bias)로 인하여 추정의 結果가 잘못될 수도 있다. 그런데 우리나라의 경우 輸出價格과 輸出物量을 정의하는 回歸方程式을 독립적으로 추정한 결과 두 方程式의 誤差項 사이에 相關關係가 높지 않은 것으로 파악되었다. 이 경우에는 通常의인 回歸分析의 技法을 적용하여 輸出價格과 輸出物量의 變動을 설명하기 위한 回歸方程式을 각각 독립적으로 추정하더라도 聯立方程式 偏奇의 문제가 일어나지 않는다(Johnston(1984) 참조). 실제로 筆者의 다른 연구에서 通常의인 回歸分析의 기법으로 輸出價格과 輸出物量을 각각 독립적으로 추정한 結果와 2段階(Two Stage Two Step)로 추정한 結果를 비교한 결과 큰 차이가 없는 것으로 확인되었다(金宗萬(1992) 참조).

輸出價格에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 또한 엔/달러 換率의 변동도 우리나라의 輸出價格에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

換率衝擊의 효과가 對稱的인 것으로 가정한 式 (1)'의 추정결과에서 원/달러 換率이 1% 上昇(下落)함으로 인하여 달러화로 표시된 輸出價格에 미치는 직접적인 下落(上昇)효과는 같은 분기와 직후 분기에 걸쳐서 약 0.78%로 나타나고 있다. 따라서 달러貨로 표시된 우리나라의 輸出價格은 원/달러 換率의 변동에 상당히 민감하게 반응하는 것으로 해석할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta dxp_t = & -0.003(1.054) + 0.020(0.913)\Delta xq_{t-1} + 0.081(3.821)\Delta xq_{t-2} \\ & + 0.064(3.237)\Delta xq_{t-3} + 0.016(0.721)\Delta xq_{t-4} + 0.356(4.717)\Delta mp_t \\ & + 0.115(1.031)\Delta pp_t + 0.157(4.293)\Delta lc_t + 0.117(0.480)\Delta ir_t \\ & - 0.598(5.387)\Delta ws_t - 0.180(2.301)\Delta ws_{t-1} \\ & - 0.105(2.715)\Delta ys_{t-1} \dots\dots\dots(1)' \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.620/0.560, \quad D.W. = 1.891,$$

$$Q(27) = 22.87(p.v.=0.692), \quad \rho = -0.178(1.465)$$

여기서 R^2 과 \bar{R}^2 는 각각 推定의 결과 被說明變數의 變動性を 說明하는 比率을 나타내는 전체적인 推定의 適合度와 自由度 調整後 推定의 適合度를 표시하며, D.W.는 Durbin-Watson 統計를, Q(p.v.)는 Box-Jung 統計(p 값)를 나타내고 ρ 는 誤差項의 1次 自己 相關係數 推定值를 나타낸다. ()안의 숫자는 각 推定係數 t統計의 절대값이다.

우리나라의 경우 원/달러 換率의 변동으로 인한 輸出價格의 변동효과가 非對稱的인지 여부를 알아보기 위하여 Cover(1990), 정지만·박동순(1996)과 같은 방법으로 원/달러 換率이 上昇하는 경우와 下落하는 경우로 구분하여 輸出價格의 變動을 설명하는 回歸方程式을 (2)와 같이 수정하였다¹⁴⁾.

14) 式 (2)에서 t분기에 원/달러 換率이 상승한 경우를 나타내는 變數 (Δwsp_t)는 換率變動率에 換率變動의 방향을 표시하는 더미변수(원/달러 換率이 상승한 경우:1, 下落하거나 變動하지 않은 경우: 0)를 곱하여 산출하였다. 마찬가지로 원/달러 換率이 下落한 경우를 나타내는 變數 (Δwsn_t)는 換率變動率에 환율변동의 방향을 나타내는 더미변수(원/달러 換率이 上昇한 경우: 0, 원/달러 換率이 下落하거나 변동하지 않은 경우:1)를 곱하여 산출하였다.

$$\Delta dxp_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta xq_{t-i} + \gamma \Delta mp_t + \delta \Delta pp_t + \eta \Delta lc_t + \zeta \Delta ir_t + \sum_{j=0}^1 \theta_j \Delta wsp_{t-j} + \sum_{j=0}^1 \xi_j \Delta wsn_{t-j} + \nu \Delta ys_{t-1} + \epsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

여기서 다른 變數 및 表示는 式 (1)의 경우와 같다. Δwsp_t 와 Δwsn_t 는 각각 t 기 원/달러 換率의 上昇(원貨 가치 下落)率과 下落(원貨 가치 上昇)率을 표시한다.

式 (1)을 推定하기 위하여 사용한 것과 같은 資料를 사용하여 回歸方程式 (2)를 推定한 결과는 式 (2)' 에 정리되어 있다. 式 (1)' 와 比較할 때 원/달러 換率變動 이외에 다른 요인들의 變動으로 인한 輸出價格의 變動效果는 유사한 것을 알 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta dxp_t = & -0.002(0.578) + 0.017(0.742) \Delta xq_{t-1} + 0.082(3.636) \Delta xq_{t-2} \\ & + 0.062(3.050) \Delta xq_{t-3} + 0.015(0.640) \Delta xq_{t-4} + 0.359(4.612) \Delta mp_t \\ & + 0.130(1.132) \Delta pp_t + 0.155(3.935) \Delta lc_t + 0.128(0.517) \Delta ir_t \\ & - 0.642(4.832) \Delta wsp_t - 0.198(2.014) \Delta wsp_{t-1} - 0.512(1.663) \Delta wsn_t \\ & - 0.154(0.497) \Delta wsn_{t-1} - 0.106(2.709) \Delta ys_{t-1} \dots \dots \dots (2)' \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.623/0.551, \quad D.W. = 1.894, \\ Q(27) = 22.414 (p.v. = 0.716) \quad \rho = -0.181(1.465)$$

式 (2)'에서는 원/달러 換率의 上昇 또는 下落이 輸出價格에 미치는 影響이 다소 다른 것으로 推定되었다. 즉, 원/달러 換率이 1% 上昇(원貨의 가치 下落)할 경우에는 輸出價格이 같은 분기에 약 0.64%, 직후 분기에 약 0.20%, 도합 약 0.84% 下落하는 것으로 推定되었다. 이에 대하여 원/달러 換率이 1% 下落(원貨의 가치 上昇)할 경우 輸出價格은 같은 분기에 약 0.51%, 직후분기에 약 0.15%, 도합 약 0.67% 上昇하는 것으로 나타나고 있다¹⁵⁾.

15) 式 (2)를 推定하기 위하여 사용한 자료에 원/달러 換率이 固定되었던 1975년 1/4분기부터 1979년 4/4분기까지의 資料가 포함되어 있다. 따라서 讀者에 따라서는 원/달러 換率이 變動하지 않은 기간에 있어서 換率變動의 方向을 표시하는 더미變수를 어떻게 정의하느냐에 따라 推定의 결과가 달라질 것이라고 의심할 수도 있을 것이다. 이와 같은 가능성을 확인해 보기 위하여 원/달러 換率이 變動하지 않은 경우를 상충한 경우에 포함하여 推定한 결과에서도 式 (2)와 동일한 것으로 확인되었다. 또한 원/달러 換率이 固定되었던 기간의 資料를 제외하고 1980년 1/4분기부터 1995년 3/4분기까지의 資料만을 사용하여 推定한 결과에서도 원/달러 換率이 上昇한 기간과 下落한 기간에 있어서 輸出價格이 對稱적으로 조정된다는 歸無假說을 기각할 수 없었다.

그런데 統計學的인 관점에서는 式 (2)의 추정 결과에서 換率變動이 輸出價格에 미치는 영향의 非對稱性은 유의성이 높지 않은 것으로 파악되었다. 즉, 원/달러 換率變動이 달러貨로 표시된 輸出價格에 對稱的으로 영향을 미친다는 歸無假說은 5% 有意水準에서 棄却할 수 없는 것으로 확인되었다¹⁶⁾. 따라서 우리나라의 경우 원/달러 換率衝擊으로 인한 輸出價格 調整效果의 非對稱性은 貿易收支 및 經常收支를 관리하기 위한 換率政策의 입안에 있어서 有意할 정도로 심각하지는 않은 것으로 판단할 수 있다.

이와 같은 분석의 結論은 Han and Suh(1995) 및 정지만·박동순(1996)의 연구결과와 일치하지 않는 것이다. 또한 1970년대 중반 이후 달러貨의 가치가 대폭 上昇한 기간과 1980년대 중반 이후 달러貨의 가치가 대폭 하락한 기간에 있어서 美國의 輸入物價가 非對稱的으로 조정되었다는 분석과도 일치하지 않는 結論이다.

필자의 판단으로는 분석방법에 있어서 다소간의 차이나 사용한 資料의 기간이 다르다는 점을 論外로 할 때¹⁷⁾ 本 研究의 결과가 Han and Suh 및 정지만·박동순의 결과와 다르게 나타난 가장 큰 이유는 輸出價格에 영향을 미치는 다른 要因들의 變動을 고려한 때문인 것으로 판단된다. 1970년대 말부터 1980년대에 걸쳐서 美國 輸入物價의 조정양상과 본 연구의 결과가 다르게 나타난 이유는 당시 엔/달러, 마르크/달러 등 주요 통화간 換率은 비교적 단기간에 대폭 變動한 반면 1980년 이후 원/달러 換率의 變動은 점진적으로 變動하였기 때문일 수도 있을 것이다¹⁸⁾. 換率이 점진적으로 變動할 경우 換率變動率 시계열 사이의 前後關係를 이용하여 미래의 換率變動을 어느 정도 예측할 수 있게 된다¹⁹⁾. 따라서 輸

16) 원/달러 換率이 上昇한 경우와 下落한 경우에 있어서 각각 같은 분기와 직후분기에 輸出價格 變動효과가 합이 동일하다는 歸無假說을 검증하기 위한 F統計는 약 0.475 (自由度: 1, 68)이며 p값은 약 0.493인 것으로 나타났다

17) 정지만·박동순(1996)에서는 1990년 3월 이후의 월간 자료를 사용하여 분석하였다.

18) 우리나라는 급격한 換率變動이 輸出에 미치는 악영향을 고려하여 1980년 이후 채택한 複數通貨 바스켓페그 換率制度下에서 관리당국이 원/달러 換率을 점진적으로 조정하였다. 또한 1990년 이후 채택한 市場平均換率制度下에서는 日間 變動幅을 제한함으로써 원/달러 환율이 점진적으로 조정되도록 유도하였다.

19) 筆者의 다른 연구에서 複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택한 기간과 市場平均換率制度를 채택한 기간동안 분기간 평균 원/달러 換率 變動率의 1次 自己回歸係數는 각각 약 0.78과 0.53이었던 것으로 推定되었다(金宗萬(1997, p. 47, 註 31) 및 p. 49 註 35) 참조). 이와 같이 換率變動率의 時系列資料에 높은 自己相關關係가 존재하는 경우 간단한 時系列模型을 이용하여 가까운 미래의 換率變動을 어느 정도 예측할 수 있다.

出業者들은 예상되는 換率變動에 대응하여 輸出價格을 조정할 수 있기 때문에 換率變動으로 인한 輸出價格 變動效果의 非對稱性이 심각하게 나타나지 않을 수도 있을 것이다.

Ⅲ. 換率變動과 輸入價格의 變動

원/달러 換率의 변동이 달러貨로 표시된 輸入價格에 미치는 영향은 輸入物量 변동의 결과 國際市場에서 輸入品에 대한 需要의 변동을 통하여 나타나게 되기 때문에 환율의 변동이 輸出價格에 미치는 영향에 비하여 간접적이고 따라서 영향의 크기가 보다 작을 수 있다.

원/달러 換率이 상승하는 경우를 생각해 보자. 이때 달러貨로 표시된 輸入價格에 변동이 없다면 원貨로 환산한 輸入品の 國內價格이 상승하게 될 것이다. 이로 인한 輸入物量 변동의 규모는 輸入品에 대한 國內需要의 價格彈力性에 따라 달라지게 될 것이다. 즉, 輸入品の 國內需要에 대한 價格彈力性이 높을 경우에는 원/달러 換率上昇으로 인한 輸入物量의 감소비율은 클 것이다. 반대로 輸入品에 대한 國內需要의 價格彈力性이 작을 경우에는 원/달러 換率이 상승하더라도 輸入物量의 감소비율은 작을 것이다.

輸入品에 대한 國內需要의 價格彈力性은 품목에 따라 다를 것으로 판단된다. 輸入消費財에 대한 國內需要의 가격탄력성은 비교적 높을 것이다. 그러나 生産을 위한 資本財나 原材料 및 原油를 비롯한 에너지製品과 食糧 등에 대한 需要의 價格彈力性은 상대적으로 낮을 것이다. 그런데 우리나라의 全體輸入에서 消費財 輸入이 차지하는 비중은 점차 커지는 추세에 있기는 하지만 아직도 상당히 낮은 편이다²⁰⁾. 때문에 實證分析의 결과 전체적인 輸入價格이 상승하더라도 輸入物量에 미치는 감소효과는 극히 작은 것으로 파악되었다²¹⁾. 또한 원/달러

20) 1996년의 경우 우리나라 전체수입에서 消費財가 차지하는 비중은 금액기준으로 약 13% 내외인 것으로 알려지고 있다.

21) 金宗萬(1994), p. 159, <表 VII-1> 및 p. 245, <附表 C-2> 참조.

換率의 상승으로 인한 輸入物量의 감소효과도 크지 않은 것으로 파악되었다. 게다가 우리나라가 輸入하는 物量이 세계 전체의 物動量에서 차지하는 비중이 크지 않기 때문에 원/달러 換率의 상승으로 인하여 輸入物量이 다소 감소하더라도 세계전체의 수요에 미치는 영향은 미미할 것이다. 따라서 원/달러 換率의 변동으로 인한 달러表示 輸入價格의 변동효과는 극히 작을 것으로 판단된다.

이와 같은 점들을 염두에 두고 원/달러 換率의 변동이 輸出價格에 미치는 영향의 크기를 파악해 보고, 나아가 輸出價格이 換率變動에 대하여 非對稱적으로 반응하는지에 대하여 實證적으로 분석해 보기로 하자.

筆者의 다른 研究에서 파악된 사실들을 고려하여 달러貨로 표시된 우리나라 輸入價格의 변동요인을 분석하기 위한 回歸方程式을 式 (3)과 같이 정립하였다²²⁾. 이 식에서 우리나라의 輸入價格에 영향을 미치는 요소에는 직전분기 輸入物量의 변동, 같은 분기 世界全體의 輸出價格과 직전분기 日本 輸出價格의 변동 및 최근(같은 분기 및 직전분기)의 國際 原油價格의 변동 등이 있는 것으로 정의하였으며 아울러 換率變動으로 인한 輸入價格의 변동효과를 파악해 보기 위해 같은 분기 원/달러 換率의 변동도 설명변수로 추가하였다.

$$\Delta dmp_t = \alpha + \beta \Delta mq_{t-1} + \gamma \Delta dwxp_t + \zeta \Delta djxp_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \theta_i \Delta dop_{t-i} + \xi \Delta ws_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

여기서 dmp_t , $dwxp_t$, $djxp_t$ 및 dop_t 는 각각 t 기의 달러表示 우리나라 輸入單價指數, 世界 輸出單價指數, 日本 輸出單價指數 및 國際原油價格指數의 自然對數를 나타내며, mq_t 는 t 기 우리나라 輸入物量指數의 自然對數를 표시하고, ws_t 는 t 기 원/달러 名目換率 平均의 自然對數를, ε_t 는 回歸分析의 通常의인 誤差項을 각각 표시한다. Δ 는 1次 差分을 표시한다.

1975년 1/4分期부터 1995년 3/4分期까지의 分期間 資料를 사용하여 回歸 方程式 (3)을 추정한 결과는 式 (3)와 같다²³⁾.

22) 金宗萬, 前掲書, p. 215, <附表 B-1> 참조.
 23) 誤差項의 1次 自己相關關係를 조정하기 위하여 Cochrane-Orcutt技法을 적용하였다.

$$\begin{aligned} \Delta dmp_t = & -0.003(0.846) + 0.025(1.316)\Delta mq_{t-1} + 0.592(6.867)\Delta dwxp_t \\ & + 0.122(1.766)\Delta djxp_{t-1} + 0.039(2.232)\Delta dop_t + 0.059(3.584)\Delta dop_{t-1} \\ & - 0.041(0.443)\Delta ws_t \dots\dots\dots(3) \end{aligned}$$

$R^2/\bar{R}^2 = 0.657/0.625$, $D.W. = 1.942$,
 $Q(27) = 22.975 (p.v. = 0.686)$, $\rho = 0.265(2.372)$

式 (3)에서 달러貨로 表示된 世界全體의 輸出價格 및 國際原油價格의 變動은 우리나라 輸入價格에 큰 影響을 미치는 것으로 추정되었다. 아울러 直前분기 日本 輸出價格의 變動도 우리나라 輸入價格에 상당한 影響을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 우리나라 輸入物量의 變動으로 인한 輸入價格의 變動효과는 그다지 크지 않은 것으로 나타났다²⁴⁾. 원/달러 換率이 1% 상승할 경우에는 달러貨로 표시된 우리나라의 輸入價格은 약 0.04% 하락하는 것으로 나타났으나 추정된 계수의 t統計 기준으로 판단할 때 이와 같은 關係의 통계적 有意성은 높지 않은 것으로 평가할 수 있다.

원/달러 換率의 變動이 달러貨로 표시된 輸入品의 價格에 미치는 影響이 非對稱的인지 여부를 파악해 보기 위해 輸入價格의 變動을 설명하는 回歸方程式을 式 (4)와 같이 수정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta dmp_t = & \alpha + \beta\Delta mq_{t-1} + \gamma\Delta dwxp_t + \Delta djxp_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^1 \theta_i \Delta dop_{t-i} + \zeta\Delta wsp_t + \nu\Delta wsn_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots(4) \end{aligned}$$

여기서 Δwsp_t 와 Δwsn_t 는 각각 t期 원/달러 換率의 上昇率과 下落率을 표시하며 나머지 다른 變數와 表示는 式 (3)에서와 같다.

回歸方程式 (4)를 推定한 結果는 式 (4)에 정리되어 있다.

$$\begin{aligned} \Delta dmp_t = & -0.006(1.871) + 0.026(1.390)\Delta mq_{t-1} + 0.566(6.737)\Delta dwxp_t \\ & + 0.118(1.745)\Delta djxp_{t-1} + 0.040(2.390)\Delta dop_t + 0.061(3.803) \end{aligned}$$

24) 같은 分期 輸入物量의 증가가 輸入價格에 미치는 影響은 마이너스(-)로 推定되었다.

$$\Delta dop_{t-1} + 0.083(0.811)\Delta wsp_t - 0.583(2.449)\Delta wsn_t \dots\dots\dots(4)'$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.682/0.647, \quad D.W. = 1.972,$$

$$Q(27) = 19.806 (p.v. = 0.839), \quad \rho = 0.203(1.718)$$

이 식에서 원/달러 환율이 1%上昇할 경우 달러貨로 표시된 輸入價格의 변동효과는 크지 않은 것으로 추정된다. 이에 대하여 원/달러 환율이 1% 下落할 경우에는 달러貨로 表示된 輸入價格이 약 0.58% 상승하는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다. 따라서 이 추정의 결과를 기준으로 평가할 때에는 원/달러 환율의 변동이 달러貨로 표시된 우리나라 輸入價格에 미치는 영향은 非對稱적인 것으로 판단할 수 있다²⁵⁾.

式 (3)의 추정결과에서 원/달러 환율의 변동이 달러貨로 표시된 輸入價格에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 또한 式 (4)의 추정결과에서도 원/달러 환율이 상승할 경우 우리나라 輸入價格에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 우리나라가 輸入하는 物品의 대부분이 資本財나 原材料, 食糧 및 原油 등 수요의 價格彈力性이 낮은 品目이고 우리나라가 수입하는 物量이 세계전체의 물동량에서 차지하는 비중이 크지 않기 때문에 원/달러 환율이 변동하더라도 輸入品의 國際價格(달러표시)에 미치는 영향은 크지 않을 것이라는 추측과 일치하는 것이다.

그런데 式 (4)의 추정결과에서 원/달러 환율이 하락한 경우 달러貨로 표시된 輸入價格이 상승한 것으로 나타난 이유는 무엇일까? 앞에서 언급한 사실들을 고려할 때 式 (4)에서 원/달러 환율이 下落한 경우 달러貨로 표시된 輸入品의 가격이 상승한 것으로 추정된 이유가 원貨로 환산한 國內價格의 하락으로 인하여 輸入物量이 증가한 때문이라고 해석하기는 어려울 것이다.

원/달러 환율이 下落한 기간동안 輸入品의 國際價格이 下落한 다른 이유를 찾아보기 위하여 歷史的인 배경을 살펴보면, 분석기간 동안 원/달러 平均換率

25) 式 (4)의 추정결과에서 원/달러 환율이 상승하는 경우와 下落하는 경우에 있어서 輸入價格에 미치는 영향이 對稱的이라는 歸無假說은 5% 有意水準에서 기각할 수 있다 (假說檢證을 위한 F통계의 값은 6.063(自由度 : 1, 73)이고 p값은 0.016이다).

이 下落한 기간은 1986년 1/4分期부터 1989년 2/4分期까지의 기간과 1994년 1/4分期부터 1995년 2/4分期까지의 기간이다²⁶⁾. 이 두 기간에 우리나라 輸入品의 國際價格 상승요인으로 작용하였을 가능성이 있는 國際經濟의 狀況變動은 OECD諸國을 비롯한 世界全體의 經濟成長率 상승과 엔/달러 換率의 下落(엔貨 가치의 上昇) 등인 것으로 판단된다.

OECD諸國의 經濟成長率은 1985년 中반 이후 國際原油價格의 下落을 계기로 상당폭 상승하였다²⁷⁾. 또한 1993년부터 美國과 英國의 經濟成長率이 상승하였으며 1994년과 1995년에는 日本을 제외한 다른 주요국들의 經濟成長率이 상당히 높았다²⁸⁾. 이와 같이 볼 때 1985년 이후 원/달러 換率이 下落한 기간과 주요 先進國들의 經濟成長率이 높았던 기간이 대략 일치하는 것을 알 수 있다. 따라서 원/달러 換率이 下落한 기간동안 OECD諸國을 비롯한 世界全體의 經濟成長率이 상승하였기 때문에 原材料 등 주요 品目の 國際價格이 상승하였을 수도 있을 것이다.

1985년 中반 이후 엔/달러 平均換率의 변동추이를 살펴보면 1985년 2/4分期 1달러당 250.73엔에서 1988년 2/4分期에는 125.61엔으로 下落하였으며 1993년 1/4分期 121.01엔에서 1995년 2/4分期에는 84.43엔으로 下落하는 등 두 차례에 걸쳐서 큰 폭으로 下落하였다. 이와 같이 엔/달러 換率이 下落한 기간은 원/달러 換率이 下落한 기간과 대략 일치한다. 엔/달러 換率이 하락할 경우 달러貨로 표시된 日本의 輸出價格은 상승하게 된다. 그런데 우리나라는 資本財나 製品生産을 위한 中間材 등의 對日 依存度가 높기 때문에 日本의 輸出品의 가격이 상승함에 따라 달러貨로 표시된 우리나라 輸入品의 價格이 상승하였을 수도 있을 것이다.

26) 이 기간 이외에 원/달러 平均換率이 下落한 分期는 1990년 4/4分期과 1992년 4/4分期 뿐이다.

27) 1985년부터 1988년까지 年平均 實質GDP 增加率이 OECD諸國 전체는 3.4%에 달하였으며 日本과 英國은 각각 4.6%와 4.2%의 높은 증가율을 기록하였고 美國은 3.3%, 獨逸과 프랑스는 각각 2.8%의 상당히 높은 증가율을 기록한 것으로 조사되었다. 1989년부터 1992년까지 기간에는 OECD 전체의 年平均 實質GDP 증가율이 1.7%로 下落하였으며, 日本을 제외한 다른 주요국 등의 경우에도 같은 기간 實質GDP 增加率이 큰 폭으로 하락하였다.

28) 1993년부터 美國과 英國의 實質GDP 增加率은 각각 3.1%와 2.2%를 기록하여 景氣沈滯에서 벗어나기 시작하였으며 1994년에는 實質GDP 增加率이 美國의 경우 4%를 상회하였으며 日本을 제외한 다른 주요국들도 2.5% 이상의 증가율을 기록하였다.

원/달러 환율이 下落한 기간 동안 OECD諸國을 비롯한 世界全體의 經濟成長率 상승 및 엔/달러 환율의 하락으로 인하여 우리나라 輸入品の 國際價格이 상승하였는지 여부를 확인하기 위하여 回歸方程式 (4)에 2분기 전 OECD諸國의 實質GDP 增加率($\Delta \log dp_{t-2}$)과 같은 分期 엔/달러 환率變動率(Δys_t)을 說明變數로 추가하여 추정한 結果는 式 (4)에 정리되어 있다²⁹⁾.

$$\begin{aligned} \Delta dm p_t = & -0.012(3.013) + 0.029(1.592) \Delta m q_{t-1} + 0.410(3.700) \Delta d w x p_t \\ & + 0.083(1.231) \Delta d j x p_{t-1} + 0.053(3.054) \Delta d o p_t + 0.067(4.110) \Delta d o p_{t-1} \\ & + 0.140(1.368) \Delta w s p_t - 0.487(2.050) \Delta w s n_t + 1.058(2.454) \Delta \log d p_{t-2} \\ & - 0.073(1.441) \Delta y s_t \dots\dots\dots (4)' \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2/\sqrt{R^2} &= 0.709/0.668, & D.W. &= 2.000, \\ Q(27) &= 21.168(p.v.=0.778), & \rho &= 0.220(1.780) \end{aligned}$$

이 推定의 結果에서 달러貨로 표시된 우리나라 輸入品の 國際價格은 OECD諸國의 實質GDP가 1% 增加할 경우 2분기 후에 약 1.06% 상승하고, 엔/달러 환율이 1% 상승할 경우 같은 分期에 약 0.07% 하락하는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다. 그런데 이와 같은 效果를 감안할 경우 원/달러 환율이 下落한 기간동안 달러貨로 표시된 우리나라 輸入價格의 상승效果는 式 (4)에서보다 다소 작아지기는 하였지만 상당히 컸던 것으로 나타나고 있다. 따라서 이 推定의 結果를 기준으로 판단할 때에도 分析의 대상이 된 기간동안 원/달러 환율의 變動으로 인한 輸入價格의 變動效果는 非對稱의이었던 것으로 평가할 수 있다³⁰⁾.

29) 같은 분기와 직전분기 OECD諸國의 實質GDP 變動率을 說明變數로 추가하여 추정한 結果에서 이들은 우리나라 輸入價格에 큰 影響을 미치지 않는 것으로 파악되었다. 또한 우리나라의 實質GDP增加率을 설명變數로 추가하여 추정한 結果 輸入價格에 미치는 影響은 크지 않은 것으로 확인되었다.

30) 이 推定의 結果에서 원/달러 환율이 상승한 期間과 하락한 기간 동안 달러貨로 표시된 輸入價格에 미친 影響이 對稱의이었던 歸無假說은 5% '有意水準에서 棄却할 수 있는 것으로 파악되었다(假說檢證을 위한 F統計는 약 5.58(自由度는 1, 71)이고 p값은 약 0.021인 것으로 나타났다).

生産을 위한 資本財 및 中間材의 對日 輸入依存도가 높기 때문에 日本 輸出業者들이 엔/달러 換率이 下落한 기간동안 보다 큰 幅으로 資本財 및 中間材를 인상하였기 때문에 式 (4)의 추정결과에서 원/달러 換率이 하락한 기간 동안 우리나라 輸入品價格의 上昇效果가 컸던 것으로 나타났을 수도 있을 것이다. 이와 같은 사실을 확인하기 위하여 式 (4)에서 엔/달러 換率이 上昇(Δysp_t) 한 경우와 下落(Δysn_t)한 경우로 분리하여 우리나라 輸入品의 價格에 미친 影響을 추정한 결과는 式 (4)에 정리되어 있다.

$$\begin{aligned} \Delta dmp_t = & -0.017(3.465) + 0.036(2.004)\Delta ma_{t-1} + 0.425(3.883)\Delta dwxp_t \\ & + 0.043(0.608)\Delta djxp_{t-1} + 0.049(2.887)\Delta dop_t + 0.062(3.878)\Delta dop_{t-1} \\ & + 0.130(1.300)\Delta wspb_t - 0.497(2.394)\Delta wsn_t + 1.026(2.394) \\ & \Delta ogdp_{t-2} + 0.077(0.776)\Delta ysp_t - 0.173(2.437)\Delta ysn_t \dots\dots\dots(4)''' \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.722/0.678, \quad D.W. = 2.015,$$

$$Q(27) = 22.489 (p.v. = 0.712), \quad \rho = 0.279(2.300)$$

이 추정의 결과에서 엔/달러 換率의 변동이 달러貨로 표시된 우리나라의 輸入價格에 미친 影響도 상당히 非對稱적이었던 것으로 나타나고 있다. 즉 우리나라 輸入價格은 엔/달러 換率이 1% 상승한 경우 약 0.08% 上昇한 것으로 추정되었으며 반대로 엔/달러 換率이 1% 下落한 경우에도 약 0.17% 상승한 것으로 나타나고 있다. 그런데 이와 같은 影響을 감안하더라도 원/달러 換率이 下落한 기간 동안 달러貨로 표시된 우리나라 輸入品 價格의 上昇效果는 컸던 것으로 나타나고 있다³¹⁾.

지금까지 달러貨로 표시된 輸入價格이 원/달러 換率의 변동에 非對稱적으로 반응한 것처럼 나타나게 하였을 것으로 판단되는 여러가지 요인들을 고려하더라도 원/달러 換率變動 效果의 非對稱성은 사라지지 않는 것으로 파악되었다.

31) 式 (4)'''의 推定結果에서 원/달러 換率의 변동이 달러貨로 표시된 輸入價格에 對稱적으로 影響을 미친다는 歸無假說은 5% 有意水準 信賴水準에서 棄却할 수 있는 것으로 파악되었다(假說檢證을 위한 F統計는 약 5.44(自由度=1, 70)이며 p값은 약 0.023인 것으로 파악되었다).

특히 원/달러 환율의 下落으로 인한 달러表示 輸入價格의 上昇效果는 검토한 모든 경우에 있어서 상당히 크게 추정되었다. 그런데 이와 같이 파악된 원/달러 환율變動으로 인한 輸入價格 변동효과 非對稱性이 분석기간에만 한정되는 특수한 현상이었는지 아니면 앞으로도 나타날 수 있는 일반적인 현상인지에 대한 판단을 내리기는 쉽지 않다.

IV. 交易條件에 미치는 影響의 非對稱性

일반적으로 환율變動으로 인하여 外國通貨로 표시된 輸出入品의 價格이 변동할 경우 交易條件(terms of trade)이 변동하게 된다. 특히 自國通貨의 價値가 下落함으로 말미암아 外國通貨로 표시된 輸出品 價格下落의 비율이 輸入品 價格下落의 비율에 비하여 상대적으로 큰 경우 交易條件은 惡化된다. 즉, 外國로부터 같은 量의 商品을 輸入하는 대가로 보다 많은 量의 國內商品을 輸出하여야 된다는 것이다. 따라서 經濟學理論에서는 自國通貨의 價値下落을 통하여 輸出을 증대시키는 政策은 다른 나라와 自國의 生活水準을 동시에 떨어뜨리는 政策이라고 비판하고 있다.

式 (1) 및 (3)의 추정결과에서 원/달러 환율이 상승할 경우 달러貨로 표시된 우리나라의 輸出價格이 하락하는 비율에 비하여 輸入品의 國際價格이 下落하는 비율이 상대적으로 작은 것으로 파악되었다. 따라서 우리나라의 경우에도 원貨의 가치가 下落할 경우 交易條件이 惡化될 것이다. 이와 같은 사실을 확인하기 위하여 이 節에서는 환율變動과 交易條件變動과의 관계를 분석해 보기로 하겠다.

원/달러 환율의 上昇과 下落이 輸出入價格에 미치는 影響이 非對稱的인 경우 이들이 交易條件에 미치는 영향의 크기도 달라질 것이다. 특히 원/달러 환율이 上昇할 경우에 있어서 交易條件이 惡化되는 比率이 원/달러 환율이 下落할 경우 交易條件 개선의 비율에 비하여 크면, 원/달러 환율이 대폭 상승하였다가

다시 하락하는 등 變動의 幅이 확대됨에 따라 交易條件은 惡化될 것이다³²⁾. 따라서 換率制度가 변경됨으로써 換率變動의 폭이 확대될 경우 外換危險의 증가 및 換率의 均衡離脫로 인하여 輸出이 부진하게 됨과 동시에 交易條件도 惡化되기 때문에 國內 輸出企業들은 더욱 큰 어려움에 직면하게 될 것이다.

일반적으로 交易條件에 영향을 미치는 要素로는 換率變動 이외에도 輸出品 및 輸入品の 需要에 영향을 미치는 要素로서 國內外 所得의 상대적인 變動과 石油波動과 같은 供給攪亂(supply shock) 등이 있는 것으로 알려지고 있다. 또한 앞에서 파악한 바와 같이 엔/달러 換率이 변동할 경우 달러貨로 표시된 우리나라 輸出入品の 價格이 변동하기 때문에 交易條件에도 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단된다.

이와 같은 점들을 고려하여 우리나라 交易條件의 변동을 說明하기 위한 回歸方程式을 (5)와 같이 정립해 보았다.

$$\Delta tot_t = \alpha + \beta \Delta \log dp_t + \gamma \Delta kgd p_t + \delta \Delta ws_t + \sum_{i=0}^1 \zeta_i \Delta ys_{t-i} + \sum_{j=0}^3 \xi_j \Delta dop_{t-j} + \epsilon_t \dots \dots \dots (5)$$

여기서 Δtot_t 는 t 期 交易條件(輸出單價指數/輸入單價指數)의 自然對數, $ogdp_t$ 및 $kgdp_t$ 는 각각 t 期 OECD 및 우리나라 實質GDP의 自然對數, ws_t 및 ys_t 는 t 기 平均 원/달러 및 엔/달러 名目換率의 自然對數, dop_t 는 t 기 달러表示 國際原油價格指數의 自然對數를 표시하며, Δ 는 변수의 1차 차분을 표시한다. ϵ_t 는 通常의인 回歸分析에 있어서의 誤差項이다.

1980년 1/4分期부터 1995년 3/4分期까지의 자료를 사용하여 回歸方程式 (5)를 추정 한 결과는 식 (5)에 정리되어 있다³³⁾. 이 추정의 결과에서 輸出入品の

32) 정지만·박동순(1996)에서는 우리나라의 경우 원/달러 換率의 변동으로 인하여 輸出入價格에 미치는 영향이 非對稱의이기 때문에 換率變動의 幅이 확대됨에 따라 交易條件이 惡化될 수 있다고 주장하고 있다.

33) 1975년부터 1979년까지 원/달러 換率이 固定되어 있었기 때문에 換率變動으로 인한 交易條件의 變動效果를 보다 명확하게 파악하기 위하여 1980년 이후의 資料만을 사용하였다. 1975년 1/4分期부터 1995년 3/4分期까지의 資料를 사용하여 推定한 결과도 내용적으로 식 (5)와 거의 같은 것으로 확인되었다.

需要에 영향을 미칠 것으로 판단되는 우리나라와 OECD諸國의 實質GDP 변동은 우리나라 交易條件에 큰 영향을 미치지 않은 반면, 國際原油價格의 변동은 우리나라 交易條件에 큰 영향을 미친 것으로 나타나고 있다.

같은 추정의 결과에서 원/달러 換率이 1% 상승할 경우 우리나라의 交易條件은 약 0.23% 惡化되는 것으로 나타나고 있다³⁴⁾. 이와 같이 원/달러 換率이上昇함에 따라 交易條件이 惡化되는 이유는 달러貨로 표시된 輸出品의 價格이 하락함에 대하여 輸入品の 國際價格은 크게 변동하지 않기 때문인 것으로 추측된다.

$$\begin{aligned} \Delta tot_t = & 0.003(0.831) + 0.034(0.062) \Delta ogdp_t + 0.005(0.321) \Delta kgdp_t \\ & - 0.231(1.875) \Delta ws_t + 0.173(3.437) \Delta ys_t - 0.076(1.324) \Delta ys_{t-1} \\ & - 0.053(2.362) \Delta dop_t - 0.071(3.328) \Delta dop_{t-1} - 0.0004(0.019) \Delta dop_{t-2} \\ & - 0.037(1.837) \Delta dop_{t-3} \dots\dots\dots(5) \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.448/0.339, \quad D.W. = 1.990,$$

$$Q(21) = 21.093(p.v. = 0.453), \quad \rho = -0.146(1.009)$$

한편, 엔/달러 換率變動이 우리나라의 交易條件에 미치는 영향은 복합적인 것으로 나타나고 있다. 엔/달러 換率이 1% 上昇(엔貨 價値 下落)할 경우 우리나라 交易條件은 같은 分期에 약 0.17% 改善되지만 1分期 후에는 약 0.08% 惡化되는 것으로 나타나고 있다. 엔/달러 換率이 상승하는 것과 같은 分期에 우리나라의 交易條件이 改善되는 이유는 달러貨로 표시된 日本 輸出價格의 下落으로 인하여 우리나라가 日本으로부터 輸入하는 資本財나 完제품 生産을 위한 中間材의 價格도 하락하기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 엔/달러 換率이 상승한 직후 분기에 우리나라의 交易條件이 惡化되는 것으로 나타나는 이유는 日本 輸出價格이 하락함에 따라 海外市場에서 競爭關係에 있는 우리나라 輸出品의 價格도 引下하여야 되기 때문인 것으로 해석할 수 있을 것이다.

34) 直前 分期의 원/달러 換率變動을 說明變數로 추가하여, 추정된 결과 交易條件에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 파악되었으며 같은 分期와 直前 分期 원/달러 換率의 변동이 交易條件에 미치는 영향의 합계는 式 (5)의 推定結果에서 같은 分期 원/달러 換率變動의 효과와 거의 같은 것으로 확인되었다.

원/달러 환율이上昇하는 경우와 下落하는 경우에 있어서 輸出入 價格에 미치는 變動效果의 크기가 非對稱的이면 交易條件의 變動效果도 非對稱的으로 나타날 것이다. 원/달러 환율변동이 交易條件에 미치는 影響의 크기가 非對稱的인지 여부를 확인하기 위하여 回歸方程式 (5)에서 우리나라와 OECD諸國 實質GDP의 變動을 說明變數에서 제외하고 원/달러 환율이上昇하는 경우(Δwsp_t)와 下落하는 경우(Δwsn_t)를 구분하여 推定한 결과는 式 (5)에 정리되어 있다.

$$\begin{aligned} \Delta tot_t = & 0.005(1.260) - 0.337(1.716)\Delta wsp_t - 0.198(0.821)\Delta wsn_{t-1} \\ & + 0.160(3.141)\Delta ys_t - 0.069(1.246)\Delta ys_{t-1} - 0.051(2.334)\Delta dop_t \\ & - 0.074(3.625)\Delta dop_{t-1} + 0.001(0.066)\Delta dop_{t-2} - 0.039(1.974)\Delta dop_{t-3} \dots (5)'' \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.465/0.373, \quad D.W. = 1.982,$$

$$Q(21) = 20.956 (p.v. = 0.462), \quad \rho = -0.143(1.020)$$

이 추정의 결과에서 원/달러 환율의 상승과 하락이 交易條件에 미치는 變動效果의 크기와 時期에 다소 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 즉, 원/달러 환율이 1% 상승할 경우에는 交易條件이 같은 分期에 약 0.34% 惡化되는 것으로 추정되었다. 이에 대하여 원/달러 환율이 1% 下落할 경우에는 交易條件이 다음 分期에 약 0.2% 개선되는 것으로 추정되었다³⁵⁾. 그러나 이와 같이 다르게 추정된 환율변동 효과의 차이는 統計的으로 有意性은 높지 않은 것으로 판단된다³⁶⁾.

환율변동이 交易條件에 미치는 影響이 非對稱的인 경우 환율의 變動性이 증가함에 따라 交易條件이 惡化될 수 있다. 예를 들어 환율이上昇(自國通貨의 가치 下落)할 때에는 交易條件이 큰 폭으로 惡化됨에 대하여 환율이 下落(自國通貨의 가치 上昇)할 경우에는 交易條件이 작은 폭으로 改善되는 등 환율변동이 交

35) 원/달러 환율의 상승이 直後 分期의 交易條件에 미치는 변동효과와 원/달러 환율의 下落이 같은 分期의 交易條件에 미치는 변동효과는 크지 않은 것으로 확인되었다.

36) 式 (5)''의 推定結果에서 원/달러 환율이上昇할 경우 같은 分期 交易條件의 惡化效果와 원/달러 환율이 下落할 경우 直後 分期 交易條件 改善效果의 크기가 같다는 歸無假說은 10% 有意水準에서 棄却할 수 없는 것으로 확인되었다(假說檢證을 위한 F統計(自由度=1, 51)는 약 0.161이고 p값은 약 0.690이다).

易條件에 非對稱的으로 영향을 미치는 경우를 생각해 보자. 이때 換率이 큰 幅으로 상승하였다가 다시 큰 폭으로 下落하여 원래의 水準으로 回復하더라도 交易條件은 惡化될 것이다. 정지만·박동순의 연구결과에서는 원/달러 換率의 變動性이 증가함에 따라 우리나라의 交易條件이 惡化되는 것으로 나타나고 있다. 원/달러 換率의 變動性 增加로 인하여 실제로 交易條件이 惡化되었는지 여부를 확인하기 위하여 3分期 전부터 같은 分期까지의 換率變動 제곱의 평균(wss_t)을 交易條件을 說明하는 변수로 추가하여 추정한 결과는 式 (5)'''에 정리되어 있다³⁷⁾.

$$\begin{aligned} \Delta tot_t = & 0.004(1.475) - 0.221(1.706)\Delta ws_t + 0.171(3.387)\Delta ys_t \\ & - 0.075(1.342)\Delta ys_{t-1} - 0.051(2.348)\Delta dop_t - 0.072(3.4888)\Delta dop_{t-2} \\ & + 0.0004(0.017)\Delta dop_{t-2} - 0.037(1.802)\Delta sop_{t-3} - 0.457(0.233)wss_t \cdots (5)''' \end{aligned}$$

$$R^2/\bar{R}^2 = 0.447/0.351, \quad D.W. = 1.993,$$

$$Q(21) = 20.814(p.v. = 0.470), \quad \rho = -0.143(1.020)$$

이 추정에서 최근 원/달러 換率 變動性의 增加는 交易條件에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다³⁸⁾. 따라서 이 推定의 결과를 기준으로 판단할 때 換率의 變動性이 增加하더라도 換率水準이 변동하지 않는 한 交易條件에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 해석할 수 있다.

그런데 정지만·박동순이 유사한 방법으로 추정한 결과에서 원/달러 換率의 變動性이 증가함에 따라 交易條件이 惡化되는 것으로 나타난 이유는 무엇일까? 추정을 위하여 사용한 資料가 다르기 때문에 기인된 차이를 논의로 한다면 정지만·박동순의 분석에서 우리나라의 交易條件에 영향을 미치는 엔/달러 換率의 變動과 國際原油價格의 변동을 고려하지 않은 때문일 수도 있을 것이다.

37) $wss_t = \{(\Delta ws_t)^2 + (\Delta ws_{t-1})^2 + (\Delta ws_{t-2})^2 + (\Delta ws_{t-3})^2\}/4$, 정지만·박동순에서도 月間 資料를 사용하여 같은 방법으로 換率의 變動性 增加가 交易條件에 미치는 영향을 推定하였다.

38) 원/달러 換率變動(Δws_t) 대신 같은 分期 원/달러 換率 上昇(Δwsp_t)과 直前 分期 원/달러 換率 下落(Δwsn_{t-1})을 說明變數로 추가한 경우 최근 원/달러 換率의 變動性(wss_t)이 증가함에 따라 交易條件은 오히려 개선되는 것으로 나타났으나 이와 같은 관계의 統計的 有意性은 낮은 것으로 파악되었다.

이상의 분석에서 원/달러 換率이 상승할 경우에 있어서 우리나라의 交易條件이 惡化되는 효과의 크기와 원/달러 換率이 下落할 경우에 있어서 交易條件이 改善되는 효과의 크기에 큰 차이가 없다는 결론에 도달하게 되었다. 또한 원/달러 換率의 變動性이 증가함으로 인하여 交易條件의 惡化되는 效果도 크지 않은 것으로 파악되었다.

그렇다면 變動換率制度로 이행한 후 원/달러 換率이 短期間에 급격하게 변동하더라도 交易條件에는 영향을 미치지 않을 것인가? 이에 대한 명확한 결론은 내리기 어렵다. 지금까지는 원/달러 換率이 점진적으로 변동해 왔기 때문에 미래의 換率變動에 대하여 어느 정도 예측할 수 있었고 따라서 企業들이 換率變動에 대응하여 輸出價格이나 輸入價格을 조정함에 있어서 時間的인 여유를 가지고 대처할 수 있었다. 그러나 換率이 短期間에 급격하게 변동하고 미래의 換率變動에 대한 예측이 거의 불가능한 상황에서는 輸出入品の 價格을 급격하게 조정하기 어려운 경우가 발생할 수 있기 때문에 換率의 變動性이 증가함에 따라 交易條件이 惡化될 수도 있을 것이다.

V. 要約 및 結論

본 論文에서는 원/달러 換率의 상승과 하락이 달러貨로 표시된 우리나라의 輸出價格, 輸入價格 및 交易條件에 미치는 영향이 非對稱的인지에 대하여 검토해 보았다. 아울러 원/달러 換率의 變動性이 증가함에 따라 交易條件이 惡化되는지에 대하여 검토해 보았다.

과거의 자료를 검토한 결과에서는 1975년 이후(원/달러 換率이 변동하기 시작한 것은 1980년 이후이다) 원/달러 換率이 상승한 경우에는 輸出價格의 下落比率이 원/달러 換率의 하락한 경우의 輸出價格 상승비율에 비하여 다소 컸던 것으로 나타나기는 하였지만 統計的으로 유의할 정도로 非對稱的이지는 않았던 것으로 파악되었다.

이에 대하여 원/달러 換率의 상승한 경우에는 달러貨로 표시된 輸入價格에

큰 영향을 미치지 않은 것으로 나타난 반면 원/달러 환율이 하락한 경우에는 輸入價格이 큰 폭으로 상승한 것으로 파악되었다. 그런데 이와 같은 분석의 결과를 원/달러 환率下落으로 인하여 輸入物量이 증가하였기 때문인 것으로 해석하는 데에는 여러 가지 문제가 있을 것으로 판단된다.

우리나라 交易條件의 변동요인을 분석한 결과에서 원/달러 환率在 상승한 경우 交易條件이 惡化된 것으로 나타났다. 그러나 원/달러 환率在 상승한 경우와 하락한 경우에 있어서 交易條件이 非對稱的으로 조정되었다는 주장과 환率의 變動性이 증가함으로 인하여 交易條件이 惡化되었다는 주장을 뒷받침하는 명확한 증거는 찾을 수 없었다.

이와 같은 과거의 자료를, 分析의 결과 확인된 사실만을 기준으로 판단할 때에는 앞으로 환率變動의 폭이 확대되더라도 환率變動에 따른 輸出價格의 非對稱的인 조정으로 인하여 야기되는 문제는 심각하지 않을 것으로 판단된다. 즉 外換 및 資本自由化가 추진되고 變動換率制度로 이행됨에 따라 國內通貨의 가치가 큰 폭으로 下落한 후 다시 큰 폭으로 상승하는 등 환率의 변동폭이 확대되더라도 交易條件이 惡化되는 문제는 일어나지 않을 수도 있을 것이다.

그런데 지금까지 우리나라에서 원/달러 환率의 변동으로 인한 輸出價格 및 交易條件의 非對稱的인 조정문제가 심각하지 않았던 이유는 管理當局이 개입하여 환率在 점진적으로 조정되도록 誘導하였기 때문일 수도 있다. 즉, 환率在 점진적으로 변동하였기 때문에 미래의 환率變動을 어느 정도 예측할 수 있었을 것이다. 따라서 輸出業者들은 예상되는 환率變動에 대응하여 輸出價格을 점진적으로 조정할 수 있었기 때문에 환率變動에 따른 輸出價格의 비대칭적인 조정으로 인한 문제는 심각하지 않았을 수도 있다.

예를 들면 원/달러 환率在 점진적으로 하락하는 국면에 있었을 경우 우리나라 輸出業者들은 가까운 미래에 환率在 더욱 하락할 것으로 예상하고 이에 대비하여 輸出價格의 상향조정이 불가피하다는 사실을 外國의 輸入業者들에게 예시하는 등의 조치를 취할 수 있었을 것이다. 이와 같은 방법으로 갑작스러운 원/달러 환率의 下落에 대응하여 輸出價格을 큰 폭으로 인상하는 데 따른 外國 바이어들의 離脫을 방지할 수도 있었을 것이다.

外換 및 資本自由化가 추진됨에 따라 앞으로는 管理當局이 換率을 적정한 수준에서 안정적으로 관리하기가 어렵게 될 것이다³⁹⁾. 특히 外換集中制가 정지되고 外換의 保有 및 去來가 자유롭게 허용됨에 따라 中央銀行에 의한 外換市場 介入의 효력이 약화될 것이다. 게다가 變動換率制度로 이행될 경우 換率은 현재의 국내외 경제상황의 변동을 반영함과 동시에 미래에 예상되는 상황의 변동을 반영하여 변동할 것이기 때문에 환율의 變動性이 증가하고 換率이 때때로 적정한 수준으로부터 큰 폭으로 離脫하는 경우도 발생하게 될 것이다. 이에 따라 미래의 換率變動을 예측하기는 매우 어렵게 될 것이다.

이와 같은 상황에서 國內通貨의 가치가 갑자기 큰 폭으로 上昇할 경우 이로 인한 收益性 악화분을 輸出價格의 인상을 통하여 단기간에 外國의 輸入業者에게 전가하기가 어렵게 될 수도 있을 것이다. 이에 대하여 國內通貨의 가치가 하락할 경우에는 收益性 개선분을 단기간에 外國의 輸入業者에게 전가할 수 있기 때문에 換率變動에 대응하여 輸出價格이 非對稱적으로 조정될 수도 있을 것이다. 그 결과 國內通貨의 가치가 큰 폭으로 下落한 후 다시 큰 폭으로 상승하여 원래의 수준으로 조정되더라도 交易條件이 악화되는 경우가 발생할 수도 있을 것이다.

39) 外換 및 資本自由化가 換率에 미치는 영향에 대한 보다 자세한 논의는 金宗萬(1995) 참조.

參考文獻

- 金宗萬, 『國際通貨制度的 改編論議와 우리나라의 對應』, 研究報告書 96-01, 韓國租稅研究院, 1996a.
- _____, 『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, 1993a.
- _____, 『日本 換率政策의 方向과 우리나라 輸出入에 미치는 影響』, 政策研究 93-10, 對外經濟政策研究院, 1993b.
- _____, 『外換 및 資本 自由化가 換率에 미치는 影響』, 研究報告書 95-03, 韓國租稅研究院, 1995.
- _____, 『外換 및 資本自由化가 國內金利에 미치는 影響』, 研究報告書 97-09, 韓國租稅研究院, 1997.
- _____, 『우리나라 換率制度의 改編方向』, 研究報告書 96-05, 韓國租稅研究院, 1996b.
- _____, 『換率, 金利 및 貨金變動이 우리나라 輸出에 미치는 影響』, 政策研究 92-27, 對外經濟政策研究院, 1992.
- _____, 『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.
- 朴東淳, 「貿易收支에 대한 換率의 非對稱的 效果」, 『國際經濟研究』, 제1권 제2호, 1995, pp. 65~83.
- 정지만·박동순, 「換率衝擊의 非對稱的 效果」, 『한국경제의 분석』, 제2권 제2호, 1996, pp. 118~141.
- Baldwin, R., "Some Empirical Evidence on Hysteresis in Aggregate US Import Price," NBER Working Paper Series #2468, 1988.
- Cover, J. P., "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shock," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, November 1992, pp. 1261~1281.
- Dornbusch, R., "Exchange Rates and Prices," *American Economic Review*,

- Vol. 77, 1987, pp. 93~106.
- Feenstra, R. C., "Symmetric Pass-Through of Tarrifs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test," NBER Working Paper Series #2453, 1987.
- Frenkel, J. and M. L. Mussa, "The Efficiency of Foreign Exchange Markets and Measure of Turbulances," *American Economic Review*, Vol. 72, May 1980, pp. 374~381.
- Giovannini, A., "Exchange Rates and Trade Goods Prices," *Journal of International Economics*, Vol. 24, 1987, pp. 45~68.
- Han, S. and Suh, S., "Exchange Rate Pass-Through and the J-Curve: An Analysis of the Korean Case," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 18, 1995, pp. 69~86.
- Johnston, J., *Econometric Methods*, Third Edition, McGraw-Hill Book Company, 1984.
- Magee, S. P., "Currency Contracts, Pass-Through and Devaluation," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1973, pp. 303~322.
- Mussa, M. L., "A Model of Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, 1983, pp. 74~103.
- _____, "Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rate and Theories of the Foreign Exchange Market," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy #11, 1979, pp. 9~75.
- Williamson, J., *The Exchange Rate Rate System*, Institute for International Economics. 1985.

〈附 表〉 實證分析에 사용된 資料明細

	資 料 名	資 料 出 處
輸出入價格 資 料	<ul style="list-style-type: none"> • 韓國 輸出單價指數(달러表示) • 世界 輸出單價指數(달러表示) • 日本 輸出單價指數(달러表示) • 韓國 輸入單價指數(달러表示) 	<ul style="list-style-type: none"> • IMF, IFS CD • IMF, IFS CD • IMF, IFS CD • IMF, IFS CD
輸出入物量 資 料	<ul style="list-style-type: none"> • 韓國 輸出物量指數 • 韓國 輸入物量指數 	<ul style="list-style-type: none"> • IMF, IFS CD • IMF, IFS CD
換率 資料	<ul style="list-style-type: none"> • 원/달러 換率(期間平均) • 엔/달러 換率(期間平均) 	<ul style="list-style-type: none"> • IMF, IFS CD • IMF, IFS CD
物價 資料	<ul style="list-style-type: none"> • 韓國 生產者物價指數 • 國際 原油價格指數(달러表示) 	<ul style="list-style-type: none"> • IMF, IFS CD • IMF, IFS CD
實質所得 資 料	<ul style="list-style-type: none"> • 韓國 不變價格GDP(1990年 價格) • OECD不變價格GDP(1990年 價格) 	<ul style="list-style-type: none"> • IMF, IFS CD • OECD Main Economic Indicator
勞務費 資 料	<ul style="list-style-type: none"> • 韓國 月間 賃金指數 • 韓國 勞動生產性指數 	<ul style="list-style-type: none"> • IMF, IFS CD • 韓國生產性本部
利子率 資 料	<ul style="list-style-type: none"> • 會社債 流通收益率 (月平均 資料의 分期間 平均) • 商業어음 割引率 (月末 資料의 分期間 平均) • 貿易어음 割引率 (月末 資料의 分期間 平均) • 私債 利子率 (月間 資料의 分期間 平均) 	<ul style="list-style-type: none"> • 韓國銀行 內部資料 • 韓國銀行 『조사통계월보』 • 韓國銀行 『조사통계월보』 • 韓國銀行 內部資料

우리나라 銀行產業의 規模 및 範圍의 經濟分析

— 트랜스로그 費用函數 및 利潤函數 模型을 중심으로 —

陳 炳 龍*

要 約

본 연구는 17개 국내 일반은행에 대해 트랜스로그함수를 이용하여 비용함수와 이윤함수를 각각 推定하고 이를 바탕으로 銀行產業의 規模의 經濟 및 範圍의 經濟를 檢定하였다. 특히, 종래의 전통적인 접근방법인 費用函數模型에 의한 분석결과와 최근 들어 미국 등의 은행산업 분석에 새롭게 도입, 적용되고 있는 利潤函數 接近法에 의한 분석결과를 상호 비교함으로써 은행산업의 생산기술관계 분석에 있어 비용측면과 수익측면을 종합적으로 파악할 수 있는 分析的 道具를 제시하였다.

연구 결과 비용함수 모형에서는 은행산업이 收穫不變下에 있는 반면, 이윤함수 모형에서는 規模의 經濟가 실현되고 있는 것으로 나타났으며, 範圍의 經濟는 비용함수와 이윤함수 양 모형에서 모두 존재하고 있는 것으로 나타났다.

I. 序 論

자율화와 정보화의 진전과 더불어 금융환경이 그 어느 때보다 빠른 속도로 급변하는 가운데, 범세계적 경쟁에 대비하기 위한 각국의 금융제도 개편이 가

* 大銀金融經濟研究所 研究委員

본 논문을 완성하는 데 도움을 주신 경북대학교 경제학과의 김상한, 정기호, 장지상 교수님, 자료 제공과 조언을 해주신 국은경제연구소의 김장희 박사님과 한국개발연구원의 유재균님, 자료처리에 도움을 주신 대은금융경제연구소의 부기덕 책임연구원과 이영숙 주임연구원, 그리고 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

시화되고 있으며, 특히 美·日 등 선진국 은행을 중심으로 大型化와 兼業化의 움직임이 본격적으로 나타나고 있다.

오랜 기간 동안 규제와 보호 속에 안주해 오면서 경영 효율성과 금융중개기능이 미약한 국내 은행산업도 세계를 무대로 한 경쟁에 대비하기 위해서는 대형화와 겸업화가 불가피하며, 이를 위한 제도적 방안이 금융개혁의 차원에서 마련되어야 한다는 공감대가 형성되고 있다.

이러한 움직임들은 결국 은행산업에 '規模의 經濟(economies of scale)'와 '範圍의 經濟(economies of scope)'가 존재한다는 데 이론적 근거를 두고 있다. 그러나 대형화와 겸업화를 추구할 경우 이러한 규모 및 범위의 경제가 반드시 발휘될 수 있는지에 대한 명확한 구체적 사례를 금융산업의 현실에서 찾기란 그렇게 쉽지가 않다.

대내외 금융환경 변화에 발맞춰 금융규제 완화와 금융제도 개편을 위한 제반 정책을 입안하고 추진해야 할 금융정책당국에게는 물론, 자율·경쟁적 경영환경에 직면하여 스스로의 판단과 책임하에 중장기적인 市場位置戰略(market positioning strategy)을 모색해야 할 국내 은행들에게 규모의 경제와 범위의 경제가 과연 존재하는가에 대한 관심은 여전히 높다.

지금까지 은행산업의 규모 및 범위의 경제를 분석한 연구는 1970년대부터 미국을 중심으로 이루어져 왔다. 특히 은행산업은 여타 금융산업과 마찬가지로 多產出物產業이기 때문에 은행산업의 분석에 있어서는 제조업에 적용해 온 전통적인 單一產出物產業 分析方法을 적용하지 않고 별도의 多產出物產業 분석기법을 이용해 왔다. 多產出物產業의 분석기법은 Baumol, Panzar and Willig (1982)에 의해 1980년대 이후 점차 일반화되기 시작하였으며¹⁾, 특히 微視經濟 分析方法의 발달과 더불어 금융산업 행태분석에도 적용되기 시작하였다.

그 동안 은행산업의 규모 및 범위의 경제에 관한 계량적 연구는 연구방법면에서도 다양화되고 精緻化되어 왔으나, 계량경제적 모델이 지닌 구조적 한계와 급변하는 금융환경 속에서 은행의 생산구조를 어떻게 파악할 것인가의 문제 등

1) Panzar and Willig(1977) 참조.

으로 인해 아직까지 일치된 연구결과를 얻지 못하고 있다²⁾. 1980년대 이후 은행산업의 생산관계 분석을 위한 다양한 연구가 쏟아져 나왔으나, 주로 트랜스로그 형태의 비용함수가 중심을 이루어 왔다.

1990년대에 들어 금융기관 효율성 연구의 리더적인 미국의 Allen N. Berger 등을 중심으로 트랜스로그비용함수 외에 새롭게 利潤函數(profit function)를 도입, 분석함으로써 이 분야 연구에서 새로운 경지를 열어가고 있다. 이윤함수가 비용함수에 비해 여러 가지 장점을 지니고 있음에도 불구하고 지금까지는 주로 아시아 개도국의 농업부문 효율성 분석에 이용되었을 뿐³⁾, 은행을 포함한 금융산업에는 그다지 활용되지 못했으나, 1990년대 들어 은행산업의 효율성 분석에도 이윤함수를 이용하는 연구가 미국을 중심으로 점차 눈에 띄게 늘어나고 있다⁴⁾.

한편 국내 은행산업을 대상으로 한 규모 및 범위의 경제에 관한 계량 연구는 1990년대 들어서면서 활기를 띠기 시작했는데, 李弼商·文漢根(1990)과 金仁基·金璋熙(1991)의 연구를 시작으로 左承喜(1992), 李榮洙(1993), 金志洙(1993), 梁元根(1993) 등의 연구가 잇따랐다. 그러나 이들 국내 연구 또한 주로 트랜스로그형의 비용함수(multiproducts translog cost function)가 주류를 이루고 있으며 이윤함수 접근법은 전무하다⁵⁾. 지금까지 은행산업을 대상으로

2) Berger, Hunter and Timme(1993) 참조.

3) Ali and Flinn(1989)은 파키스탄의 농업의 비효율성을 측정하기 위해 이윤함수를 이용했으나 투입물·산출물 비효율성 또는 배분적·기술적 비효율성 등으로 구분하지 않았다. Yotopolous and Lau(1973)는 인도의 대규모 농장과 소규모 농장간의 규모와 관련된 수익성과 배분적 비효율성을 검증하는 이윤함수를 사용했다. Kumbhakar and Bhattacharyya(1992)도 인도의 농업에 이윤함수를 적용하여 산출물 규모와 농부의 교육이 기술적 및 배분적 비효율성에 미치는 영향을 분석했다.

4) 이윤함수를 이용한 연구로는, (1) 규모의 경제와 準加法性(subadditivity)을 분석한 Mullineaux(1978), Hancock(1992) (2) 수요 및 대체 탄력성을 분석한 Humphrey(1981), Hancock(1985) (3) 결합성(jointness), 可分性(separability), 집계성(aggregation)을 주요 문제로 삼은 Hancock(1991) (4) 시장지배력(market power)의 영향을 분석한 Kim(1985), Berger(1991), Timme and Yang(1991), 그리고 (5) 비용 기준에 의한 효율성 추정의 수익성에 대한 含意를 분석한 Berger(1991, 1993), Berger and Humphrey(1991), Timme and Yang(1991) 등을 들 수 있다.

5) 국내에서는 농산물에 대한 공급 및 수요행태와 산출물 및 요소가격 탄력성 등의 분석에 이윤함수모형을 사용한 연구가 있으나, 이를 금융산업에 적용한 예는 全無하다. 농산물 부문의 이윤함수 적용은 玄公南(1985) 참조.

〈表 1〉 規模 및 範圍의 經濟에 관한 國內 研究의 要約

연구자	생산물의 정의		경제성 유무			비고
			업무별	규모의 경제	범위의 경제	
金仁基· 金璋熙 (1991)	· 대출이자수익 · 비대출이자수익		· 전 업무	없음(地方銀行은 미약한規模의 經濟 있음)	있음	1984~89년 17개 일반은행
左承喜 (1992)	은행계정 분석	· 대출액·예금액 · 유가증권투자액 · 수수료수입액	· 전 업무 종합 · 은행대출 · 은행유가증권 · 은행예금 · 은행주변업무 · 신탁자산 · 총대출(은행+신탁) · 유가증권투자총액(은행+신탁) · 신탁자산	없음	있음	1985~90년 18개 일반은행
	은행·신탁 계정 분리 분석	· 은행계정대출액 · 은행계정유가증권투자액 · 은행계정수수료수입액 · 신탁계정 총자산		비경제 있음	불확실 있음	
	은행·신탁 계정 통합 분석	· 총대출액(은행+신탁) · 유가증권투자총액(은행+신탁) · 은행계정예금액 · 은행계정수수료수입액 · 신탁계정부채		있음 있음	없음 있음	
梁元根 (1993)	· 총대출금 · 유가증권보유액	· 요구불예금액 · 기타 생산물	· 全業務(은행계정+신탁계정) · 銀行計定	있음(4.5%規模의 經濟)報酬不變	-	1985~92년 17개 일반은행
金志洙 (1993)	· 수입이자 · 수입이자 제외한 기타 영업수익		· 영업수익 3,000억원 이하 · 영업수익 3,000억원 이상	非經濟報酬不變	없음	1987~89년 일반은행
李榮洙 (1993)	· 은행계정 총대출금 · 은행계정 총예금 · 은행계정 유가증권투자액		효율성이 市中銀行보다 地方銀行이 높음(단, 1984~87년은 市中銀行이 더 높음)	-	-	1978~91년 15개 일반은행
鄭益俊 (1993)	· 은행계정의 예수금, 대출금, 유가증권 · 신탁계정의 예수금, 대출금, 유가증권		· 시중은행 · 지방은행 · 점포수준	있음 있음 있음	-	1988~91년 17개 일반은행
孔丁澤· 禹甲楨· 權五卓 (1994)	· 대출이자수익 · 비대출이자수익		· 전체 · 시중은행 · 지방은행	있음 있음 없음	없거나 미약 있음 없음	1987~92년 17개 일반은행

규모 및 범위의 경제를 檢定하거나 은행의 생산관계를 분석하기 위해 주로 사용되어 온 費用函數接近法은 은행의 비용측면밖에 파악할 수 없는 한계를 가지고 있는데 비해, 利潤函數接近法은 費用側面뿐만 아니라 收入側面까지도 함께 고려함으로써, 더 많은 情報와 示唆點을 이끌어낼 수가 있다.

은행 생산기술분석을 위한 방법으로서는 이윤함수가 종래의 비용함수에 비해 지닌 분석상 이점을 요약하면 다음과 같다⁶⁾. 첫째, 오목형 생산함수의 집합과 볼록형 이윤함수 집합간의 1대1 대응(duality)이 성립한다. 즉 오목형 생산함수집합(the set of concave production function)과 볼록형 이윤함수 집합(the set of convex profit function) 간의 쌍대관계(duality relation)를 이용하여 은행 생산함수의 특성을, 추정에 더욱 적합한 이윤함수의 母數들로 식별할 수가 있다⁷⁾.

둘째, 이윤함수는 왜곡된 투입물 수준이나 투입물 결합에서 비롯된 비용효과(cost effects)뿐만 아니라, 왜곡된 산출물 수준 또는 산출물 결합에서의 생산에 따른 수입효과(revenue effects)까지도 밝혀준다⁸⁾.

셋째, 設定誤謬(misspecification) 및 測定誤謬(mismeasurement)와 관련된 문제를 완화할 수 있다는 것이다. 은행산업에서는 대차대조표 항목 중에서 어느 것이 투입물이고 어느 항목이 산출물인지 명확하게 구분하기 어려운 경우가 많다. 그것은 일부 항목의 경우 성격상 투입물과 산출물의 두 가지 요소를 모두 다 포함하고 있기 때문이다⁹⁾. 따라서 비용함수나 선형계획과 같은 방법에서는 투입물과 산출물을 엄격히 구분할 필요가 있고, 그 결과 설정오류로 인한 심각한 추정오차(estimation error)를 초래할 수 있다. 반면 이윤함수기법에서

6) Lau(1978) 참조. 이윤함수의 분석상 이점에 대해서는 진병용(1996) 참조.

7) Mullineaux(1978) 참조.

8) 투입물을 일정하게 주어진 것으로 다루는 수입함수(revenue function) 등이 투입물비효율성(input-inefficiency)을 소홀히 다루고 있는 반면, 종래의 비용함수와 線形計劃法(linear programming techniques) 등은 산출물비효율성(output inefficiency)을 간과하고 있다.

9) 이를테면 생산가능접근이론의 견지에서 보면, 예금의 경우 결제기능서비스 등을 통하여 고객의 편의제고에 기여하므로 산출물에 포함시키는 반면, 중개기능접근이론에 의할 경우 예금은 대출서비스의 생산을 위한 투입요소로 간주한다.

는 이러한 추정오차로 인한 문제가 크게 완화될 수 있다.

넷째, 산출물의 양적 변화는 없지만 질적 향상이 있는 경우 비용함수만을 고려하면 동일한 산출량과 동일한 요소가격에도 생산비용이 증가하는 셈이 되므로, 비용함수의 이동(shift-up)이 이루어진다. 만약 이러한 비용함수의 이동을 모형에 반영하지 않는 경우 추정결과의 통계적 신뢰성이 약화될 수 있다. 그러나 이윤함수를 이용하게 되면 산출물의 질적 향상은 수입의 증대를 가져오고 이는 비용상승분을 상쇄함으로써 상대적으로 함수의 안정성을 유지토록 해 줄 수 있다¹⁰⁾.

다섯째, 비용함수에 의한 연구는 오로지 생산기술적 효율성만을 다루고 있는데 비해, 이윤함수는 가격을 고려함에 따라 경제적 효율성에 대한 더욱 완전한 개념을 의미한다.

이윤함수가 지닌 이러한 이점에도 불구하고 국내에서는 농업부문을 대상으로 한 극히 소수의 연구에서만 이윤함수모형을 이용하였을 뿐 은행을 비롯한 금융산업부문에 적용한 예는 아직까지 없다. 그러나 규제완화와 개방화의 시대를 맞아 금융시장이 점차 경쟁구도로 자리잡아 가고 있는 가운데 국내 은행들도 종래의 양적 확대 일변도의 경영방식에서 벗어나 이윤극대화화 및 수익성 중시의 경영을 모색하고 있는 지금이야말로 이윤함수모형이 국내 은행산업의 생산관계 분석을 위한 매우 유용한 또 하나의 접근법이라고 할 수 있다.

따라서 본 논문에서는 국내 일반은행의 자료를 이용, 기존의 트랜스로그형 비용함수접근법을 사용함과 동시에, 동일한 자료를 이용하여 국내에서는 처음으로 이윤함수접근법을 도입하여 규모의 경제와 범위의 경제를 아울러 검정한 후 이들 두 가지 방법에 의한 결과를 상호 비교 분석한다¹¹⁾.

10) 측정되지 않은 產出物의 質의 分散(variance)이 있을 경우, 일반적으로 높은 품질의 산출물을 생산하기 위해서는 많은 투입물이 소요되므로, 이윤함수 이외의 방법을 사용할 경우 質이 높은 것이 자칫 효율성이 낮은 것으로 잘못 인식될 수가 있다. 그러나 이윤함수를 사용하면 산출물의 質이 높은 경우 추가적인 收益을 가져와 이것이 추가 비용을 상쇄하는 경향이 있기 때문에 이러한 문제점들을 완화할 수가 있다.

11) 최근의 한 연구에 따르면, 산출물 비효율성은 평균적으로 보아 투입물 비효율성보다 크고, 대부분의 비효율성은 과도한 비용이기보다는 수입 부족의 형태를 띠고 있어, 중

본 논문은 제 I 절 序論에 이어 제 II 절에서는 多產出物 생산구조의 생산함수와 이윤함수 모형을 설정하고 이들 兩接近法間의 관계를 요약한다. 이어서 제 III 절에서는 비용함수와 이윤함수모형에 의한 實證分析을 통하여 규모 및 범위의 경제를 검정하고 각각의 모형에서 얻은 두 가지 결과를 상호 비교·분석하는 한편, 이를 국내 주요 선행연구의 결과와도 비교해 본 후 제 IV 절에서 結論을 맺는다.

II. 模型推定과 規模 및 範圍의 經濟 檢定을 위한 方法論

은행산업의 생산관계를 분석함에 있어서는 생산함수로부터 직접 접근하기보다는 비용함수와 생산함수, 이윤함수와 생산함수¹²⁾간에 존재하는 쌍대성¹³⁾을 이용하여 비용함수와 이윤함수를 도출하여 분석하는 것이 바람직스럽다.

1. 費用函數에 의한 檢定方法

가. 推定模型

트랜스로그 비용함수는 2차 미분이 가능한 모든 형태의 함수의 테일러變形(Taylor's transformation)이라 할 수 있기 때문에 多產出物 生産構造에 적합한 형태의 함수를 널리 대변할 수 있는 장점을 지니고 있다¹⁴⁾. 동 함수는 신축적인 함수형태를 갖되 실증분석에 유용하도록 비교적 간단한 형태를 띠면서 正規性條件¹⁵⁾을 충족시키며, 다른 신축적 함수형태보다도 추정해야 할 패러미터

래의 비용함수 방법을 이용할 경우 은행의 비효율성을 상당히 저평가할 수 있다고 한다. Berger, Hancock and Humphrey(1993) 참조.

12) 생산함수의 유형과 특징에 대해서는 Chung(1994) 참조. 다산출물 생산함수와 비용함수간의 쌍대성에 대해서는 Eugene Silberberg(1978) 참조.

13) Diewart(1982) 참조.

14) 트랜스로그 비용함수(translog cost function)의 특성에 대해서는 Baumol, Panzar and Willig(1982) 참조.

15) 正規性條件이란 비용함수가 ① 非陰(non-negative)이고, ② 實數값을 가지며(real val-

의 수를 절약할 수 있다. 트랜스로그형 비용함수는 임의의 2차 미분가능한 비용함수를 2차까지의 線形近似(linear approximation)를 부여한 것이다.

은행기업(banking firm)으로서의 국내 은행의 투입·산출과정은 식 (1)과 같은 陰函數形態의 變換函數(transformation function)로 나타낼 수 있다.

$$T(y, x) = 0^{16)} \dots\dots\dots (1)$$

y : 산출물 벡터 $\in R^m$

x : 투입요소 벡터 $\in R^n$

즉 은행의 산출물 생산은 인적, 물적 및 금융적 자원과 같은 투입생산요소(inputs)의 함수라고 할 수 있다.

$T(y, x)$ 가 강볼록 투입구조(strictly convex input structure)를 가진다고 가정하면 위 식과 雙對(duality)이면서 微分可能한 유일한 다산출물 생산 비용함수는 다음과 같이 정의된다.

$$C(y, p) = \min(x \cdot p : T(y, x) = 0) \dots\dots\dots (2)$$

(단, y : 산출물 벡터, x : 투입요소 벡터, p : 생산요소가격 벡터)

위 식 (2)의 비용함수를 트랜스로그형으로 2차항까지 테일러變換(Taylor's transformation)에 의해 나타내면, 비용(C)과 m, n 가지의 산출물과 생산요소에 대한 식 (3)과 같은 推定模型을 얻을 수 있다¹⁷⁾.

ued function), ③ y 에 대해 非減少(non-decreasing)函數이고, ④ 생산이 있는 한 正(strictly positive)이고, ⑤ 비용에 대해 p 는 線形同次(linearly homogeneous)이며, 오목(concave)하다는 것이다.

16) 단, $T(y, x)$ 는 모든 非陰(non-negative)의 y, x 에 대해 定義되고 連續이며, x 에 대해서는 增加, y 에 대해서는 減少한다고 가정한다.

17) 신축함수로서 트랜스로그函數가 갖는 단점은 일반적 비용함수가 이론적으로 충족시키는 曲率條件(curvature 또는 concavity condition)을 종종 만족시키지 못한다는 점이다. Diewert and Wales(1987)는 트랜스로그函數처럼 曲率條件을 자동적으로 충족시키지 못하는 경우 曲率條件을 비용함수의 제약식에 포함시킴으로써 伸縮性を 높일 수 있는 방안을 제시하고 있다.

$$\begin{aligned} \ln C = & a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \ln y_i + \sum_{h=1}^n a_h \ln p_h \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln y_i \ln y_j + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^n \sum_{k=1}^n b_{hk} \ln p_h \ln p_k \\ & + \sum_{i=1}^m \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln y_i \ln p_h + \varepsilon \dots\dots\dots (3) \end{aligned}$$

여기서 $\ln C$: 총영업비용의 로그
 $\ln y_i$: 산출물 i 의 로그
 $\ln p_h$: 변동 투입요소 h 의 요소가격 로그
 ε : 殘差項
 (단, $i, j=1 \sim m$; $h, k=1 \sim n$)

식 (3)의 트랜스로그 비용함수는 2차미분이 가능한 모든 형태의 함수의 제2차 테일러 전개에 의한 것이기 때문에 콥·더글러스함수(Cobb-Douglas production function)나 CES생산함수 등의 특수한 경우를 포용하는 더 일반적인 함수라 할 수 있다. 그리고 여기서는 산출물의 생산에 따른 상대적 한계비용이 요소가격의 수준에 의해 영향을 받지 않기 위한 조건인 이른바 산출물과 생산요소가격의 分離性(separability)을 가정하고 있다.

앞서의 變換函數인 생산함수가 강볼록투입구조를 갖는다고 가정했으므로, 비용함수도 생산요소의 가격에 대해 1차동차(linearly homogeneous)이고, (p, y) 에 대해 非減少(non-decreasing)이며, 오목(concave)해야 한다. 비용함수가 잘 정의되기 위해서는 일반적으로 ① 交叉項에 대한 對稱性, ② 自體價格效果가 陰이어야 하는 單調性, ③ 생산요소가격의 생산비용에 대한 1차동차성 등의 조건을 갖추어야 하는 것으로 지적되고 있다.

위와 같은 대칭성, 단조성, 동차성 등의 제약하에서 식 (3)의 비용함수를 추정하는 데에는 일반적으로 추정의 효율성을 높이기 위해 각 투입요소의 비용점유율방정식과의 聯立을 통한 추정방법이 많이 쓰이고 있다.

즉 비용함수의 요소가격에 대한 一次導函數는 요소수요량과 같다는 셰퍼드定理(Shephard's lemma)를 이용하여 費用占有率式을 도출하면 아래의 식 (4)와

같이 된다.

$$S_h = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_h} = a_h + \sum_{k=1}^n b_{hk} \ln p_k + \sum_{i=1}^m c_{ih} \ln y_i \dots\dots\dots (4)$$

위의 식은 앞의 비용함수 식 (3)을 $\ln p_h$ 에 대해 微分하여 도출한 것이다¹⁸⁾. 위의 요소비용 점유율식은 추가적인 未知數를 포함하고 있지 않기 때문에 두 개의 기본 및 확장 비용함수와 연립하여 多變量回歸分析方法에 의해 추정함으로써 보다 효율적으로 추정치를 얻을 수가 있다. 위의 식을 연립하여 추정하는 방법으로는 일반적으로 Zellner의 表面上無關回歸推定方法(SURE : Seemingly Unrelated Regression Estimation)이 이용된다¹⁹⁾.

연립추정시 비용점유율식은 생산요소 수(n)만큼 유도되나, 定義에 의해 비용점유율은 그 합이 1이 되므로, n 개 중 한 개는 다른 식과 중복되고, 따라서 한 개의 점유율식을 제외시켜 추정할 필요가 있다. 그러나 이 경우 제외되는 추정식의 선택 여하에 따라 추정결과가 달라질 수 있으므로, 이러한 문제를 해결하기 위해 사용되는 것이 反復的 表面上無關回歸推定方法(ISURE : Iterative Seemingly Unrelated Regression Estimation)이다. 이를 이용하여 추정치가 수렴될 때까지 반복하면 비용점유율식 중 어느 것을 제외했는가에 관계없이 일관된 추정치를 얻을 수 있으며, 이 때 얻은 추정치는 最尤度推定值(maximum likelihood estimator)가 된다²⁰⁾.

나. 檢定方法

먼저 규모의 경제는 산출물의 증가에 따른 비용증가의 탄력성으로 측정할 수 있는데, 다산출물 생산 기업에 있어서의 규모의 경제는 각 산출물별 규모의 경

18) 이와 같이 費用函數를 추정함에 있어 費用占有率式을 함께 이용한 研究로는 Murray and White(1983) 및 Mester(1987, 1990) 등이 있다.

19) 방정식내의 모든 內生變數들이 종속변수로서의 기능을 할 뿐, 설명변수로서 들어가 있지 않고, 각 방정식의 오차항간의 연관성이 있을 경우 OLS(Ordinary Least Square)로 추정하는 것은 곤란하므로, 이 경우 보통 SURE를 이용한다.

20) 表面上無關回歸推定方法에 관해서는 Kmenta(1971) 참조.

제와 은행 전체의 다산출물 규모의 경제로 구분할 수 있다. 특정 산출물 i 의 규모의 경제를 Sca_i , 다산출물 규모의 경제를 Sca_m 이라고 할 경우, 이들은 각각 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Sca_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln y_i} = \frac{\partial C}{\partial y_i} \cdot \frac{y_i}{C}$$

$$Sca_m = \sum_{i=1}^m \left(\frac{y_i}{C} \frac{\partial \ln C}{\partial \ln y_i} \right) = \sum_{i=1}^m \frac{\partial \ln C}{\partial \ln y_i}$$

위 식의 관계를 비용함수 추정식인 식 (3)에 적용하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Sca_i = a_i + \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln y_j + \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln p_h$$

$$Sca_m = \sum_{i=1}^m \left(a_i + \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln y_j + \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln p_h \right)$$

Sca_i 및 Sca_m 의 값이 각각 1보다 작으면 규모의 경제가 있고, 1보다 큰 경우 규모의 非經濟가 있으며, 1인 경우에는 규모에 대한 수확불변이라는 것을 나타낸다.

그리고 범위의 경제를 계측하기 위해서는 비용보완성의 개념이 이용된다. 산출물간 비용보완성은 어느 한 산출물의 생산량이 증가함에 따라 다른 산출물의 한계비용이 감소하는 것을 의미한다. 비용보완성을 Sco_{ij} 라고 할 경우, 이는 트랜스로그 비용함수에서 y_i, y_j 에 관한 交叉偏微分에 의해 다음과 같이 나타낼 수 있다²¹⁾.

$$Sco_{ij} = \frac{\partial^2 C}{\partial y_i \partial y_j} = \frac{C}{y_i y_j} \left(\frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln y_i \partial \ln y_j} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln y_i} \frac{\partial \ln C}{\partial \ln y_j} \right)$$

$$= \frac{C}{y_i y_j} \left[b_{ij} + \left(a_i + \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln y_j + \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln p_h \right) \left(a_j + \sum_{i=1}^m b_{ji} \ln y_i + \sum_{h=1}^n c_{jh} \ln p_h \right) \right]$$

21) 粕谷宗久(1993) 참조.

$Sc_{i,j}$ 의 값을 계측하여 0보다 작을 경우 多產出物 생산기업에 범위의 경제가 존재하고, 이와 반대로 이 값이 0보다 크면 범위의 경제가 없는 것으로 판단한다.

2. 利潤函數에 의한 檢定方法

가. 推定模型

일반적으로 은행의 생산관계는 다음과 같은 변환함수로 나타낼 수 있다.

$$T(y, x) = 0$$

여기서 y 는 대출금, 유가증권, 수수료관련 서비스 등을 포함하는 은행 산출물의 m 차 벡터이고($y \in R^m$), x 는 노동비용, 자본비용, 금융비용 등을 포함한 투입물의 n 차 벡터($x \in R^n$)이다.

본 논문의 모형에서 은행들은 기술 및 대차대조표의 제약으로 인해 부채 및 자산 항목구성(portfolio)에 대한 자유로운 선택권은 없는 것으로 가정되며, 이러한 제약하에서 생산기간중 이윤을 극대화한다. McFadden에 따라 기대가격 벡터하에서 이윤(Π)은 총수익($\sum_{i=1}^m p_i y_i$)에서 요소투입비용($\sum_{h=1}^n p_h x_h$)을 뺀 것으로 定義한다. 따라서 利潤方程式은

$$\Pi = p_m \cdot y - p_n \cdot x \dots\dots\dots (5)$$

가 된다. 여기서 p_m 은 은행 산출물(서비스 및 대출 등)의 외생적 가격의 ($1 \times m$)벡터이고, p_n 는 주어진 투입물 가격의 ($1 \times n$)벡터를 나타낸다. 위의 식 (5)의 이윤함수를 트랜스로그형 함수(translog form function)로써 2차항까지 테일러전개(Taylor's expansion)하면 m 가지의 산출물과 n 가지의 투입요소에 대한 다음과 같은 식을 얻을 수 있는데, 이를 다시 나타내면 식 (6)과 같다²²⁾.

22) 트랜스로그함수의 이점은 Cobb-Douglas함수에 비해 투입물과 산출물간의 대체가능성에 관한 제한적 가정을 완화하고 있다는 점이다. 트랜스로그 이윤함수는 이에 대응하는 생산함수에 대해 아무런 사전적 제약, 즉 동차성, 동조성, 분리성, 결합성 등에 대한

$$\begin{aligned} \ln \Pi = & a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \ln p_i + \sum_{h=1}^n a_h \ln p_h + \sum_{r=1}^p a_r \ln z_r \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln p_i \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^n \sum_{k=1}^n b_{hk} \ln p_h \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{r=1}^p \sum_{s=1}^p b_{rs} \ln z_r \ln z_s \\ & + \sum_{i=1}^m \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln p_i \ln p_h + \sum_{i=1}^m \sum_{r=1}^p c_{ir} \ln p_i \ln z_r + \sum_{h=1}^n \sum_{r=1}^p c_{hr} \ln p_h \ln z_r + \varepsilon \\ & \dots\dots\dots (6) \end{aligned}$$

단, p_i, p_j : 산출물 가격($i, j=1 \sim m$)
 p_h, p_k : 투입물 가격($h, k=1 \sim n$)
 z_r, z_s : 고정생산요소의 양($r, s=1 \sim p$)
 ε : 오차항

$a_0, a_i, a_h, a_r, b_{ij}, b_{hk}, b_{rs}, c_{ih}, c_{ir}, c_{hr}$ 등은 추정해야 할 회귀계수를 나타낸다. 식 (6)이 이윤함수가 되기 위해서는 아래와 같이 슬러츠키 對稱性 (Slutsky's symmetry), 요소가격의 同次性(homogeneity in factor prices) 등이 충족되어야 한다.

- ① 對稱性: $b_{ij} = b_{ji}, b_{hk} = b_{kh}, b_{rs} = b_{sr}$
- ② 同次性: 이윤함수가 산출물 및 투입물의 가격에 대해 1차동차임을 의미함

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^m a_i + \sum_{h=1}^n a_h &= 1 \\ \sum_{j=1}^m b_{ij} + \sum_{h=1}^n c_{ih} &= 0 (i=1 \sim m) \\ \sum_{i=1}^m c_{ih} + \sum_{k=1}^n b_{hk} &= 0 (h=1 \sim n) \\ \sum_{i=1}^m c_{ir} + \sum_{h=1}^n c_{hr} &= 0 (r=1 \sim p) \end{aligned}$$

위의 제약조건들은 각 산출물의 이윤에 대한 분배몫의 합이 1이 된다는 조건

가정을 하지 않고 있어 이들은 함수의 추정으로부터 檢定해야 할 대상이다. 그런데 이 함수식은 임의의 식을 테일러전개하여 얻었기 때문에 近似點[$\Pi(0)$]부근에서만 局地的으로 볼록성(convexity)이 보장된다. 그러나 이러한 점은 경험적 적용에는 그다지 큰 문제가 되지 않고 있으며, 이 같은 短點은 트랜스로그함수가 지닌 長點에 비해서는 작은 문제라 할 수 있다. Lau(1974) 참조.

과 공급함수식이 모든 가격에 대해 零次同次函數라는 성격으로부터 도출된다.

그리고 이윤함수에 대한 여러 가지 假定에 따라 각 패러미터에 대해 다음과 같은 제약조건이 부과될 수 있다. 만약 고정투입요소(z)에 대해 이윤함수가 1차동차함수라면 그 제약조건은 다음과 같다.

$$\sum_{r=1}^p a_r = 1, \quad \sum_{i=1}^m c_{ir} = 0 (r=1 \sim p)$$

$$\sum_{r=1}^p c_{hr} = 0 (h=1 \sim n), \quad \sum_{s=1}^p b_{rs} = 0 (r=1 \sim p)$$

이윤함수의 설정은 前節의 비용함수에서의 마찬가지로 생산함수와 이윤함수 간의 쌍대성에 입각하고 있다. McFadden에 따르면, 오목형 생산함수와 볼록형 이윤함수간에는 쌍대성에 의해 1대1로 대응되므로, 은행 생산함수의 특성은 이윤함수의 母數들로 식별할 수가 있다²³⁾. 그러나 이 모형은 트랜스로그함수이므로 陰의 이윤과 산출물이 0인 경우를 허용하지 않는 약점이 있다.

비용함수모형에서 셰퍼드정리(Shephard's lemma)에 의해 비용을 요소가격에 대해 미분하여 요소별 費用占有率式을 얻은 것과 마찬가지로, 호텔링정리(Hotteling's lemma)에 의해 식 (6)의 이윤함수를 산출물 및 투입요소의 가격에 대해 微分하면 이윤에 대한 각 산출물 및 투입물의 비율로 표현되는 산출물 공급함수(식 (7))와 투입요소 수요함수(식 (8))가 다음과 같이 線形對數式으로 도출된다²⁴⁾.

$$\frac{\partial \ln \Pi}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} \frac{p_i}{\Pi} = S_i = a_i + \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln p_j + \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln p_h + \sum_{r=1}^p c_{ir} \ln z_r$$

(i=1~m) (7) 산출물 공급함수

$$\frac{\partial \ln \Pi}{\partial \ln p_h} = \frac{\partial \Pi}{\partial p_h} \frac{p_h}{\Pi} = S_h = a_h + \sum_{k=1}^n b_{hk} \ln p_k + \sum_{i=1}^m c_{ih} \ln p_i + \sum_{r=1}^p c_{hr} \ln z_r$$

(h=1~n) (8) 투입요소 수요함수

23) McFadden(1978) 참조.

24) Hotteling(1932)참조. 호텔링 定理(Hotteling's lemma)에 관해서는 朴壬求·李珉元 참조.

산출물 공급함수의 특성으로는, 이윤함수가 一次同次이기 때문에 이윤함수의 도함수인 순산출물 공급함수는 오일러의 정리(Euler's theorem)에 의해 零次同次(homogeneous of degree zero)이다. 그런데, 산출물이나 투입물 중 어느 하나 이상이 고정적이면 순산출물 공급함수는 가격 p_i 에 대해 零次同次이며, 특수한 경우로 모든 산출물이 고정적이면 순산출물 공급함수는 각각의 가변투입요소에 대한 陰의 수요함수가 된다²⁵⁾.

그리고 몇 개의 투입요소가 고정적이면 $\Pi = \Pi(p : z)$ 이고, 이때의 이윤은 고정투입요소를 제외한 (순산출물 \times 가격)의 합이며, 이 경우 이윤함수는 변동이윤함수(variable profit function)이다. 여기에서 도출되는 순산출물 공급함수 $\frac{\partial \Pi}{\partial p_i} = S_i(p : z)$ 는 단기 산출물공급함수 또는 단기 투입물수요함수가 된다. 이윤함수가 고정투입요소 z 에 대해 2차미분이 가능하면, $\frac{\partial \Pi(p : z)}{\partial z_i} = w_i^*(p : z)$ 가 된다. 여기서 w_i^* 는 고정투입요소의 한계생산물가치가 된다.

이들 함수식도 앞의 이윤방정식과 함께 계량적 추정대상이 되는데, 이들 수식을 실제로 추정할 때는 비용함수와 같이 역시 反復的 無關回歸推定方法(ISUR)을 이용한다. 이제 트랜스로그 多產出物利潤函數로부터 여러 가지 比較靜態的인 패러미터를 도출하고, 규모 및 범위의 경제를 검정한다.

나. 檢定方法

식 (7)과 식 (8)을 식 (6)의 利潤函數體系에 적용하면 短期에 있어서의 規模에 대한 收益 μ^s 는 다음과 같이 도출된다.

$$\mu^s = \frac{-\sum_{h=1}^n \left(\frac{p_h}{\Pi^*} \frac{\partial \Pi}{\partial p_h} \right)}{\sum_{i=1}^m \left(\frac{p_i}{\Pi^*} \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} \right)} = \frac{-\sum_{h=1}^n S_h}{\sum_{i=1}^m S_i} \dots\dots\dots (9)$$

25) 모든 산출물이 고정인 상태에서 도출되는 투입물 수요함수는 條件附需要函數(conditional demand function)라 하고, 이는 雙對理論에서는 보통 費用函數로부터 셰퍼드정리(Shephard's lemma)에 의해 도출된다.

여기에서 $\mu^s < 1$ 이면 규모의 경제가 존재하는 것으로 해석할 수 있고, $\mu^s > 1$ 이면 규모의 비경제를 나타낸다. 그리고 $\mu^s = 1$ 이면 고정요소 z 에 대한 기대수익이 없음을 의미한다.

고정요소도 장기적으로는 투입량을 변화시킬 수 있다. 따라서, 장기에 있어서의 규모에 대한 수익은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\mu^L = \frac{-\sum_{h=1}^n \left(\frac{p_h}{\Pi^*} \frac{\partial \Pi}{\partial p_h} \right) + \sum_{r=1}^p \left(\frac{z_r}{\Pi^*} \frac{\partial \Pi}{\partial z_r} \right)}{\sum_{i=1}^m \left(\frac{p_i}{\Pi^*} \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} \right)} = \frac{\sum_{r=1}^p S_r - \sum_{h=1}^n S_h}{\sum_{i=1}^m S_i}$$

$$\rightarrow S_r = \frac{\partial \ln \Pi}{\partial \ln z_r} = \frac{\partial \Pi}{\partial z_r} \frac{z_r}{\Pi} = \frac{w_r^* z_r}{\Pi}$$

$$= a_r + \sum_{s=1}^p b_{rs} \ln z_s + \sum_{i=1}^m c_{ir} \ln p_i + \sum_{h=1}^n c_{hr} \ln p_h \quad (r=1 \sim p) \quad \dots\dots (10)$$

먼저, 이윤함수모형에서의 규모의 경제는 다산출물 생산체계에서의 규모에 대한 수익(return to scale)으로 측정한다²⁶⁾. 산출물 공급함수와 투입요소 수요함수를 利潤函數體系에 적용하여 規模에 대한 收益 μ 를 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\mu = \frac{-\sum_{h=1}^n \left(\frac{p_h}{\Pi^*} \frac{\partial \Pi}{\partial p_h} \right)}{\sum_{i=1}^m \left(\frac{p_i}{\Pi^*} \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} \right)} = \frac{-\sum_{h=1}^n S_h}{\sum_{i=1}^m S_i}$$

여기에서 $\mu < 1$ 이면 규모의 경제가 존재하는 것으로 해석할 수 있고, $\mu > 1$ 이

26) 규모에 대한 수익(return to scale)은 생산요소의 투입량을 λ 배로 늘릴 때 산출량이 λ 배보다 더 크게 증가하느냐, 일정하냐, λ 배보다 작으냐에 따라 각각 규모에 대한 수익 체중, 규모에 대한 수익불변, 규모에 대한 수익체감 등으로 나타내며, 이는 생산규모가 늘어남에 따라 장기평균비용이 체감하느냐, 불변이냐, 체중하느냐를 나타내는 규모의 경제(economies of scale)와 엄밀한 의미에서 구별될 수 있으나, 이 중 어느 하나가 존재하면 다른 것이 뒤따른다는 점에서 두 개념을 구별하지 않고 동일한 개념으로 사용할 수 있다. 이준구(1994) p. 280 참조.

면 규모의 비경제를 나타낸다. 그리고 $\mu=1$ 이면 고정요소 z 에 대한 기대수익이 없음을 의미한다.

다음으로 이윤함수에서의 범위의 경계는 비용함수에서 검정이 불가능했던 ‘最適 範圍의 經濟(optimal scope economies)’를 검정함으로써 산출물의 최적 선택이 결합생산(joint production)에 있는지 아니면 전문화생산(specialized production)이 최적인지를 검정할 수가 있다²⁷⁾. 즉 가격(p)과 고정투입물(z)이 일정하게 주어진 경우 산출물의 최적량이 통계적으로 유의하게 0보다 큰지를 검정한다.

식 (6)의 이윤함수를 가격 p_i 에 대해 偏處分하여 i 산출물의 최적량(y_i^*)을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$y_i^* = \frac{\Pi}{p_i} \left(a_i + \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln p_j + \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln p_h + \sum_{r=1}^p c_{ir} \ln z_r \right)$$

각 산출물의 최적 수준은 가변이윤함수를 가격으로 미분하고, y_i^* 는 이윤함수 모수에 대해 線形이므로, 최적산출량 y_i^* 가 p 와 z 의 모든 값에서 0이라는 귀무가설(null hypothesis of zero)과 0보다 크다는 대립가설을 설정하고 단순한 형태의 單側의 t검정(one-sided t-test)을 수행한다.

$$H_0 : y_i^* = \frac{\Pi}{p_i} \left(a_i + \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln p_j + \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln p_h + \sum_{r=1}^p c_{ir} \ln z_r \right) = 0$$

$$H_1 : y_i^* = \frac{\Pi}{p_i} \left(a_i + \sum_{j=1}^m b_{ij} \ln p_j + \sum_{h=1}^n c_{ih} \ln p_h + \sum_{r=1}^p c_{ir} \ln z_r \right) > 0$$

즉 모든 (p, z) 결합상의 최소 최적 산출량이 0보다 큰 것이 통계적으로 유의한가를 검정함으로써 최적 산출량 y_i^* 가 모두 陽인지를 분석한다. 그 결과

27) 비용함수상의 범위의 경계는 결합생산(joint production)이나 전문화생산(specialized production) 모두 최적인가라는 문제를 설명하지 못하고 있다. 즉, 산출물 수준이 이윤 극대화 관점에서 최적인가를 따지지 않고 특정 산출물 수준에서 어떻게 비용이 감소하는가를 설명하는 것이다. 일반적으로 관찰된 산출물 수준은 산출물 비효율성이 혼재되어 있다. 관찰된 산출물조합의 결합생산이나 전문화생산 모두가最適이지 않다.

모든 산출물 수준에서 최소 최적값이 유의하게 陽이면 (H_1 이 채택되면), 관찰된 자료에서는 최적 범위의 경계가 존재한다는 것을 시사한다. 그러나 최소 최적값이 0 또는 陰이거나 陽의 값을 가지더라도 통계적 유의성이 없으면 (H_1 이 기각되면) 최적 범위의 경계가 존재하지 않음을 의미한다. 따라서 이 경우 기업들은 일부 산출물에 전문화하여 생산하는 것이 바람직하다는 것을 시사하고 있다.

비용함수와 이윤함수는 모두 생산함수와 쌍대성을 가진다. 따라서 비용함수와 이윤함수의 추정을 통해 나온 결과인 규모의 경제 및 범위의 경제를 서로 비교해 보는 것은 상당한 의미를 지닌다고 볼 수 있다. 특히 비용함수모형이 기업의 생산기술관계를 비용측면에서만 파악하는 데 비해 이윤함수모형은 기업이 벌어들이는 수입측면까지도 고려하고 있다는 점에서, 이들 두 가지 모형의 추정결과를 통하여 기업의 규모 및 범위의 경제의 원천이 어느 부문에서 비롯되고 있는지를 가늠해 볼 수 있다.

그리고 은행산업의 생산기술관계를 단순히 비용측면에서만 보기보다는 수입 부문을 함께 고려함으로써 더 많은 경제적 정보를 얻을 수가 있다. 최근 은행 경영효율성에 관한 연구에 따르면, 은행산업의 경우 산출물 비효율성이 투입물 비효율성보다 크다는 점을 밝히고 있다. 다시 말해서 은행의 비효율성은 과도한 비용에서 초래되기보다는 수입부족에서 비롯되고 있다는 것이다²⁸⁾. 이는 은행산업의 생산관계 분석시 이윤함수모형을 도입해야 할 논거이기도 하다.

우리나라에서도 1990년대 들어 금융산업의 점진적인 규제완화가 이루어지면서 은행산업에도 자율과 경쟁이 자리잡아가는 가운데, 종전과는 달리 국내 은행들의 경영전략도 점차 수익성 제고나 이윤극대화로 옮겨가고 있을 뿐만 아니라, 은행간 수익의 격차가 전반적인 경영성과를 결정짓는 중요한 요소로 나타나고 있다. 따라서 비용함수와 이윤함수의 결과를 상호 비교함으로써 규모 및 범위의 경제의 원천을 개략적으로나마 파악하고 이에 따른 부문별 대응전략을 검토해 볼 필요가 있다.

28) Allen N. Berger, Diana Hancock and David B. Humphrey, *op. cit.*, p. 325.

III. 規模 및 範圍의 經濟 檢定을 위한 實證分析

1. 費用函數接近法

가. 資料의 特性

1) 分析 對象銀行 및 資料

본 연구는 1987~95년 9년간의 국내 17개 일반은행(5대 시중은행, 2개 후발은행, 10개 지방은행 포함)의 재무제표 자료를 활용하였다. 한국은행에서 수집한 이들 은행의 대차대조표와 손익계산서 자료의 계정과목을 면밀히 검토, 분해하여 모형의 변수로 이용하였다.

본 논문에서 사용한 추정모형식이 많은 계수의 추정을 요함에도 불구하고, 국내 은행 수가 너무 적기 때문에 17개의 橫斷面資料(cross section data)만으로 분석하는 데는 무리가 있다. 따라서, 自由度の 부족을 해소하기 위해 횡단면자료와 時系列資料(time series data)를 結合(pooling)하여 분석하였다²⁹⁾. 모두 153개에 달하는 관측치를 얻을 수 있었으나, 이 중에서 표본의 값이 현저히 벗어나거나 변동성이 지나치게 큰 일부 관측치(outliers)는 분석대상에서 제외하고 모두 127개의 관측치를 이용하여 비용함수를 추정하였다.

분석의 편의를 위해 영업구역, 경영패턴이나 포트폴리오 구조 등의 면에서 각기 성격을 달리하고 있는 은행별 유형에 따라 각각 5대시중은행, 후발은행(2개), 중견지방은행(5개), 소형지방은행(5개) 등으로 분류하고 총자산규모에 따라 대형은행, 중형은행, 소형은행 등으로 그룹화하였다(〈表 2〉 참조).

2) 費用 및 產出物

은행의 비용은 크게 영업비용과 영업외비용으로 나눌 수 있고, 영업비용은 용도에 따라 다시 이자지급비용, 수수료비용 및 기타 영업비용으로 나눌 수 있

29) 횡단면자료와 시계열자료의 결합(pooling) 방법에 관해서는 이종원(1994) pp. 500~511 및 이종원·이상돈(1995) pp. 662~692. 참조

〈表 2〉 銀行 分類(1995년 기준)

		은행수	총자산규모 (은행당평균)	총자산규모 범위	해 당 은행
형태별	5대市中銀行	5	31.4조원	26.5조~34.8조원	조흥, 상업, 제일, 한일, 서울
	후발은행 ¹⁾	2	16.3조원	7.8조~24.7조원	신한, 한미
	지방은행	10	4.2조원	0.9조~8.1조원	대구, 부산, 광주, 제주, 경기, 충청, 경남, 전북, 강원, 충북
	중견지방은행	5	6.1조원	4.7조~8.1조원	대구, 부산, 경기, 광주, 경남
	소형지방은행	5	2.2조원	9천억~3.4조원	충청, 제주, 전북, 강원, 충북
규모별	대형은행	6	30.3조원	24.7조~34.8조원	조흥, 상업, 제일, 한일, 서울, 신한
	중형은행	6	6.4조원	4.7조~8.1조원	한미, 대구, 부산, 경기, 광주, 경남
	소형은행	5	2.2조원	9천억~3.4조원	충청, 제주, 전북, 강원, 충북

註 : 1) 동화, 동남, 대동, 하나, 보람, 평화, 국민은행 제외

으며, 생산요소별로는 인적 비용, 물적 비용 및 금융비용 등으로 나눌 수 있다. 비용함수모형에서 종속변수인 비용은 총비용에서 영업외비용을 차감한 영업비용을 변수로 사용, 분석하였다³⁰⁾.

前節에서 설정한 트랜스로그비용함수를 추정하기 위해서는 은행의 다양한 산출물과 투입물을 몇 개의 群으로 묶어야 한다. 산출물과 투입물을 여러 가지로 細分하면 할수록 여기서 얻을 수 있는 情報의 量은 많아지나, 각 변수의 교차항

30) 비용 변수에서 영업외비용을 제외한 것은 은행의 일상적인 영업활동과는 직접적인 관련성이 없어 일정 기간 또는 일정 시점에서의 은행 성과와 합치되지 않기 때문이다.

을 포함한 비용함수식의 변수 수를 크게 증가시켜 多重共線性(multicollinearity)의 문제를 발생시킬 우려가 크며, 자료의 제약으로 無關回歸推定(SURE)의 첫 단계인 각 함수의 OLS추정을 불가능하게 할 수도 있다.

산출물 변수를 선정함에 있어, 이를 세분하면 할수록 그만큼 현실을 정확하게 묘사하는 이론모형을 구축할 수 있는 반면, 비용함수의 계측상 難點 또한 그만큼 커질 수밖에 없다. 따라서, 은행업무의 현실의 모습과 크게 乖離되지 않고 또 실증분석이 가능하도록 하기 위해서는 산출물을 적절한 수준으로 분할할 필요가 있다. 그러나, 산출물을 세 가지 이상으로 분할할 경우 계측이 매우 곤란하며, 그 이상 세분하여 계측한 경우 적절한 성질을 지닌 비용함수로 간주할 수 있는 결과를 얻을 수 없다는 주장도 있다³¹⁾.

현실적으로 은행이 생산하고 있는 여러 가지 산출물을 몇 개의 꾸러미(bundle)로 통합하는 데에는 자료의 可用性이 일차적인 문제가 되겠지만, 이론적으로는 꾸러미 내 산출물간의 동질성과 꾸러미 간의 독립성이 최대한 보장되어야 한다. 즉, 어느 꾸러미의 통합치(X_j)는 꾸러미 내의 각 산출물($x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jn}$)에 대해 同次函數의 관계가 있어야 하며, 한 꾸러미 내의 어떤 산출물은 타 꾸러미(X_h 또는 $x_{h1}, x_{h2}, \dots, x_{hm}$)의 생산 또는 요소투입량의 수준과 독립적이어야 한다.

가용한 모든 산출물에 대해 이러한 조건들을 검정하는 것이 현실적으로 불가능할 뿐만 아니라, 본 연구에서는 비용함수와 이윤함수를 동시에 추정하여 그 결과를 상호 비교해야 하므로 산출물을 최대한 단순화하였다. 즉 은행의 기능을 기본적으로 중개기능접근법의 시각에서 보고 산출물을 ① 대출관련수익과 ② 비대출수익 등 두 가지 플로변수로 구분하고, 투입물변수로는 인적 자원, 물적 자본, 금융 자원 등 세 가지, 그리고 고정요소로는 업무용 고정자산을 변수로 사용하여 분석하였다(〈表 3〉 참조). 이러한 변수 구성과 자료를 비용함수모형과 이윤함수모형에 공통적으로 이용하였음은 두말할 나위도 없다.

산출물 지표로는 대출 및 유가증권투자 등의 운용자산 잔액이나 예수금 등

31) 粕谷宗久, *op. cit.*, p. 60.

조달부채 잔액과 같은 대차대조표상의 스톡변수(stock variables)를 이용하는 경우와, 총수익 또는 영업이익 등의 플로변수(flow variable)를 이용하여 분석하는 경우가 있는데, 특정기간 중 은행의 활동수준은 플로변수의 이용이 바람직하다는 점에서, 여기서는 플로변수인 영업이익을 이용하였다.

〈表 3〉 費用函數模型에 利用된 變數의 定義

		정의 (구성 항목)	
비용	C	영업 비용	노동비용(인건비)+자본비용(물건비)+금융비용 ¹⁾
산출물	y_1	대출관련수익	은행계정대출금이자+외화대출금이자+신탁대출이자
	y_2	비대출수익	유가증권수익+기타자금 운용수익 ²⁾ +수수료수익 ³⁾
투입물 가 격	p_1	인적자원 가격	인건비 / 종업원수 ⁴⁾ 평균인원
	p_2	물적자본 가격	물건비 / 업무용 고정자산
	p_3	금융자원 가격	금융비용 / 조달자금 평균

- 註 : 1) 수신고지급이자+구입자금조달비용+지급수수료
 2) 내국수입유산스이자+지급보증대지급금이자+콜론이자+내국신용장어음매입이자+원화·외화예치금이자+외환수입이자
 3) 보증료+원화수입수수료+원화신용카드수입수수료+외환수입수수료+외환매매익
 4) 임원+일반직원+고용원+별정직원(용역인원 제외)

생산기능접근법에 의거하여 산출물에 예수금이자를 포함하여 분석할 수도 있으나, 은행 내에 상당한 비중을 차지하고 있는 꺾기(補償預金)의 존재를 고려할 때 예수금과 대출금을 동시에 산출물로 잡는 경우 대차대조표의 借邊과 貸邊間의 상관성을 높여 多重共線性을 유발할 뿐만 아니라, 산출물이 과다평가될 소지가 있다³²⁾.

산출물 중에서 대출관련수익은 대출이자수익이며³³⁾, 비대출수익에는 유가증

32) 金仁基·金璋熙(1991) 참조.

33) 설정비용이나 대출관련 수수료 등을 포함시켜야 하나 이들 과목의 파악이 불가능하여 이를 제외하였음.

권수익(유가증권이자수입, 유가증권관련수익 포함)을 비롯한 기타자금운용수익, 수수료수입 등을 포함하고 있다.

비용함수의 산출물변수를 보면, 1987~95년 기간중 5대시중은행의 은행당 평균 대출관련수익 규모는 후발은행의 2.2배, 지방은행의 6.4배 수준이며, 규모가 가장 작은 소형지방은행그룹에 비해서는 12.8배에 달하고 있다. 그리고 비대출수익은 5대시중은행 평균 규모가 후발은행의 2.1배이며, 지방은행 평균과 소형지방은행그룹에 비해 각각 6.7배, 12.7배로 은행간에 산출물규모의 격차가 상당히 두드러지게 나타났다.

〈表 4〉 費用 및 產出物 變數(銀行當 平均)

	비 용		산 출 물				$\frac{y_1}{y_2}$
	금액 (억원)	표준편차	대출관련 수익(억원) (y_1)	표준편차	비대출 수익(억원) (y_2)	표준편차	
5대시중은행(A)	13,405.93	6,012.86	8,529.47	3,319.50	9,343.21	4,783.14	0.91
후발은행(B)	5,855.97	5,815.29	3,889.03	4,023.37	4,364.08	4,604.99	0.89
지방은행(C)	2,008.66	1,655.58	1,325.50	1,045.88	1,398.26	1,201.07	0.95
중견지방은행(D)	3,170.28	1,727.27	2,110.90	1,034.15	2,190.93	1,301.38	0.96
소형지방은행(E)	1,035.41	692.49	667.47	410.32	734.13	528.29	0.91
A / B	2.3		2.2		2.1		
A / C	6.7		6.4		6.7		
A / E	13.0		12.8		12.7		

註 : 은행 구분은 〈表 2〉의 은행분류표에 의함

이러한 산출물의 절대규모의 격차에도 불구하고, 은행별로 대출관련수익과 비대출수익의 비율은 대체로 0.89~0.96의 범위내에 있어, 산출물의 구조면에서는 큰 차이를 보이고 있지 않은 것으로 나타났다.

3) 投入要素價格

산출물에 대한 정의가 연구자에 따라 크게 상이한 것과는 달리, 투입요소변

수의 분류나 각 변수를 구성하는 계정과목은 연구자별로 유사성을 띠고 있다. 대부분의 연구에서와 같이 본 모형에서도 투입요소를 인적자원, 물적자본, 금융자원 등으로 구분하고 이들 각각의 가격을 산출하여 이용하였다.

인적 자원의 가격(노동비용)은 퇴직급여충당금을 제외한 순수한 인건비만으로 보고 이를 종업원수로 나눈 금액을 사용하였으며, 종업원수는 임원, 일반직원, 고용원, 별정직원 등을 포함하고 있다. 물적자본의 가격(자본비용)은 자본비용을 업무용고정자산으로 나누어 계산했는데, 업무용고정자산에는 업무용토지·건물·동산 외에 건설가계정, 임차보증금, 무형고정자산 등을 포함하고 있다.

그리고 금융자원의 가격(금융비용)은 은행계정과 신탁계정의 손익계산서상에서 ① 총수신고 지급이자, ② 차입금이자·콜머니이자 등 기타 조달자금비용, 그리고 ③ 지급수수료 등을 포함한 총조달자금 비용을 대차대조표상의 각 해당 과목에 대응하는 조달자금 평잔으로 나눈 값으로 계산하여 사용하였다.

〈表 5〉 投入要素價格(銀行當 平均)

	인적 자원		물적 자본		금융 자원	
	금액(억원)	가 격	금액(억원)	가 격	금액(억원)	가 격
5대시중은행(A)	1,185.59	0.1301	949.06	0.2127	1,928.08	0.0587
후발은행(B)	380.91	0.1440	441.72	0.2749	669.26	0.0649
지방은행(C)	272.63	0.1357	202.52	0.2821	135.24	0.0676
중견지방은행(D)	428.00	0.1426	315.20	0.2858	236.14	0.0655
소형지방은행(E)	142.46	0.1299	108.11	0.2791	50.71	0.0694
A / B	3.1		2.1		2.9	
A / C	4.3		4.7		14.3	
A / E	8.3		8.8		38.0	

註：은행 구분은 〈表 2〉의 은행분류표에 의함.

분석대상 기간내의 투입물 가격을 은행유형별로 보면, 먼저 인적자원의 가격은 신한·한미은행 등 후발은행이 가장 높고, 이어 지방은행, 5대시중은행 순으

로 나타났다. 지방은행 중에서는 중견지방은행이 소형지방은행에 비해 인건비 수준이 훨씬 높은 것으로 나타났다. 물적자본의 가격(자본비용)은 5대시중은행이 가장 낮고, 지방은행이 가장 높게 나타났는데, 이는 지방은행의 경우 업무용 고정자산 규모에 비해 물건비지출이 시중은행에 비해 많은 데 기인한다.

나. 推定結果 分析

1) 模型推定 結果

트랜스로그 비용함수모형에 의한 추정결과는 <表 6>과 같다. 비용함수와 요소점유율식의 추정결과를 보면, 결과가 비교적 양호한 것으로 판단된다. R^2 값이 0.9925에 달하고 있고, 21개 추정 회귀계수 가운데 5% 유의수준에서 유의한 것이 18개, 1% 수준에서 유의한 값이 17개로 나타났으며, 계수값의 부호나 크기가 경제이론과 비교적 잘 부합하고 있다.

그리고 동 추정모형은 제약조건으로 부과한 요소가격의 대칭성과 1차동차성을 충족시키고 있을 뿐만 아니라, 산출물(y_1, y_2)의 계수값(a_1, a_2)의 부호가 陽의 값을 갖고 있어 單調性을 만족시키고 있다. 이는 총비용이 산출물의 증가 및 생산요소 가격의 상승과 더불어 증가함을 의미한다. 그리고 추정된 비용함수에서 범위의 경제를 가지기 위해서는 두 가지 산출물의 교차항이 마이너스의 값을 가져야 하는데, 본 추정모형에서는 $A_{12} (\ln y_1 \cdot \ln y_2)$ 항이 -0.5138 이며 통계적 신뢰성도 높은 것으로 나타났다(t 값이 -7.5579 임).

2) 규모 및 범위의 경제 계측결과

위에서 추정된 비용함수모형의 계수값과 변수의 값을 이용하여 국내은행의 규모의 경제와 범위의 경제를 계측하였다. 계측 결과에 따르면, 우리나라 은행산업에 규모의 경제는 없는 반면, 범위의 경제는 존재하는 것으로 나타났다³⁴⁾.

34) 국내 은행들의 비대출수의 중 유가증권 운용손익의 경우 시가반영 정도가 낮고, 외환 관련수익은 대출업무와 연계되어 있음에 따라, 범위의 경제성이 실제보다 과다추정될 소지도 없지는 않다.

〈表 6〉 費用函數模型 回歸係數 推定 結果

계 수	추 정 치	t 값
α_0 (CONSTANT)	3.6222	16.8370**
α_1 (ln y1)	0.2231	1.6346
α_2 (ln y2)	0.5888	5.2738**
β_1 (ln p1)	0.2290	18.8032**
β_2 (ln p2)	0.1358	15.0571**
β_3 (ln p3)	0.6352	37.1562**
$A_{11}(1/2 \ln y1)^2$	0.5576	7.6219**
$A_{22}(1/2 \ln y2)^2$	0.4969	7.5514**
$B_{11}(1/2 \ln p1)^2$	0.0324	4.7428**
$B_{22}(1/2 \ln p2)^2$	0.0269	7.8118**
$B_{33}(1/2 \ln p3)^2$	0.0926	7.4813**
$A_{12}(\ln y1 \cdot \ln y2)$	-0.5138	-7.5579**
$B_{12}(\ln p1 \cdot \ln p2)$	0.0168	5.2399**
$B_{13}(\ln p1 \cdot \ln p3)$	-0.0491	-5.7297**
$B_{23}(\ln p2 \cdot \ln p3)$	-0.0436	-7.8583**
$E_{11}(\ln y1 \cdot \ln p1)$	0.0104	1.8035*
$E_{12}(\ln y1 \cdot \ln p2)$	0.0017	0.5325
$E_{13}(\ln y1 \cdot \ln p3)$	-0.0121	-1.6395
$E_{21}(\ln y2 \cdot \ln p1)$	-0.0319	-5.4216**
$E_{22}(\ln y2 \cdot \ln p2)$	-0.0135	-4.3173**
$E_{23}(\ln y2 \cdot \ln p3)$	0.0454	6.1037**
SSR	1.4047	
SEE	1.1151	
R ²	0.9925	

註 : 1. **는 1% 수준에서 유의하며, *는 5% 수준에서 유의함.

$$\begin{aligned}
 2. \text{ 추정모형 : } \ln C = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \ln y_i + \sum_{h=1}^3 \beta_h \ln p_h + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 A_{ij} \ln y_i \ln y_j \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^3 \sum_{k=1}^3 B_{hk} \ln p_h \ln p_k + \sum_{i=1}^2 \sum_{h=1}^3 E_{ih} \ln y_i \ln p_h + \varepsilon
 \end{aligned}$$

3. 회귀계수는 식별이 용이하도록 3절에서 소개된 기호를 사용하지 않았음.

먼저, 17개 은행의 규모의 경계를 보면, 그 값이 1.0044로 1보다 크고, z 값³⁵⁾이 0.1459로 0보다 큰 것으로 나타났으나, t 통계량이 1.4979로 통계적 신뢰성이 없어 규모의 경계가 존재하지 않고 수확불변인 것으로 나타났다. 그러나 은행유형별, 은행규모별, 기간별로 구분해서 보면 서로 다른 결과를 보이고 있다.

은행유형별 규모의 경계를 보면, 5대시중은행의 경우 강한 規模의 非經濟를 나타내고 있으며, 신한·한미은행 등 후발은행은 수확불변(규모의 경제 값이 1보다 크고 z 값이 0보다 크나 유의성이 없음) 상태를 보이고 있다. 이에 비해 지방은행은 전체적으로 규모의 경제가 있는 것으로 나타났으나, 이 가운데서 소형지방은행은 비교적 강한 규모의 경제가 있는 데 반해, 중견지방은행은 수확불변하에 있는 것으로 나타났다.

이어서 은행규모별로 보면, 대형은행(5대시중은행과 신한은행)의 경우 강한 규모의 비경제를 보이고 있는 데 반해, 중형은행(한미·대구은행 등 6개 은행)과 소형은행(충청은행 등 5개 은행)은 규모의 경제를 보이고 있다.

이상과 같은 결과를 볼 때 대체로 규모가 클수록 규모의 경제에서 비경제로 옮겨가는 추세를 보이고 있다고 할 수 있다³⁶⁾. 은행유형별로 볼 때는 지방은행이, 은행규모별로 볼 때는 소형은행과 중형은행이 각각 규모의 경제를 보이고 있는 데 비해, 후발은행과 중견지방은행이 수확불변을, 그리고 5대시중은행과 대형은행이 규모의 비경제를 보이고 있다.

한편, 범위의 경제 계측결과에 따르면, 은행산업 전체가 강한 범위의 경제를 지니고 있는 것으로 나타났다. 이러한 강한 범위의 경제는 대출업무와 비대출입무에 모두 존재하고 있으며, 은행의 유형이나 은행규모의 대소와 관계없이 공통적으로 나타나고 있다. 이는 전 부문에 걸쳐 범위의 경제 값과 이를 표준편차로 나눈 z 값이 모두 기준점인 0을 훨씬 밑돌고 있을 뿐만 아니라, 이 값의 통계적 유의성도 매우 높게 나타난 점으로 보아 알 수 있다.

35) 규모의 경제 값에서 1을 빼고 이를 표준편차로 나누어 산출한 값임. 즉 평균을 0, 분산을 1로 표준화함으로써 규모의 경제의 상대적 크기를 용이하게 비교하기 위한 것임.

36) 시중은행 및 대형은행에 규모의 경제가 성립하지 않는 이유로서, 정책금융 부담 과다로 인해 대출수익에 따른 규모의 경제가 실현되지 못한 때문으로 분석하고 있다. 金仁基·金璋熙, *op. cit.* 참조.

〈表 7〉 費用函數에 의한 規模 및 範圍의 經濟 檢定結果

		규모의 경제			범위의 경제		
		Sca ¹⁾	z값 ²⁾	t값	Sco ³⁾	z값 ⁴⁾	t값
은행 유형별	전 체 은행	1.004377	0.1459	1.4979	-0.4161	-10.8931	-36.4793**
	5대市中銀行	1.04	4.0000	25.9230**	-0.45	-9.0625	-19.6723**
	후 발 은행	1.01	0.3333	1.3744	-0.37	-17.1250	-19.0694**
	지방은행	0.98	-1.0000	-8.2462**	-0.41	-11.7500	-28.1746**
	중견지방은행	1.00	0.0000	1.1103	-0.45	-11.1538	-19.2730**
	소형지방은행	0.97	-3.0000	-9.1241**	-0.37	-15.2222	-25.0069**
은행 규모별	대형은행	1.04	4.0000	28.5657**	-0.44	-9.6000	-20.9482**
	중형은행	0.99	-1.0000	-5.9161**	-0.40	-15.5556	-26.2937**
	소형은행	0.97	-1.5000	-9.6047**	-0.40	-10.7692	-19.7019**
기간별	전기(1987~95년)	1.004377	0.1459	1.4979	-0.4161	-10.8931	-36.0708**
	1987 ~ 91년	1.00	0.0000	0.0000	-0.46	-10.4286	-28.0732**
	1992 ~ 95년	1.01	0.3333	-2.4495**	-0.36	-15.1111	-29.3939**

- 註 : 1) 규모의 경제(Sca)는 Sca<1이고 유의하면 규모의 경제, Sca>1이고 유의하면 규모의 비경제, Sca값이 유의하지 않으면 수확불변임.
 2) 규모의 경제 z값은 (규모의 경제 값 - 1)/표준편차로 계산함. z<0이고 유의하면 규모의 경제, z>0이고 유의하면 규모의 비경제, z값이 유의하지 않으면 규모에 대한 수확불변을 나타냄.
 3) 범위의 경제(Sco)는 Sco<0이고 유의하면 범위의 경제, Sco>0이고 유의하면 범위의 비경제, 유의하지 않으면 범위의 경제 없음.
 4) 범위의 경제 z값은 범위의 경제의 값/표준편차로 계산함. z<0이고 유의하면 범위의 경제, z>0이고 유의하면 범위의 비경제, z값이 유의하지 않으면 범위의 경제 없음.
 1. **는 1% 수준에서 유의하고, *는 5% 수준에서 유의함.
 2. 은행 구분은 <表 2>의 은행분류표에 의함.

이를테면, 은행산업 전체의 범위의 경제 값과 z값은 각각 -0.4161과 -10.8931이며, t통계량이 -36.4793에 달하고 있다. 은행그룹별 범위의 경제 값은 대체로 -0.45 ~ -0.37, z값은 -9 ~ -16의 범위에 있고 유의성도 상당히 높은 것으로 나타났는데, z값의 크기를 범위의 경제의 정도와 결부시켜 보면, 후발은행(-17.1250)이 가장 강하게 나타나고 있으며, 이어 지방은행(-11.7500), 5대

시중은행(-9.0625)순으로 나타났다. 은행규모별로는 중형은행(-15.5556), 소형은행(-10.7692), 대형은행(-9.6000) 등의 순으로 나타나, 결국 후발은행과 중형은행의 경우 범위의 경제가 상대적으로 강하게 나타나고 있다.

위와 같은 추정결과로 볼 때, 국내 은행산업은 대출부문과 대출부문 이외의 자금운용부문간에 비용보완성이 작용하여, 전체적으로 범위의 경제를 크게 발휘하고 있다. 특히 후발은행이 범위의 경제면에서 상대적으로 유리한 고지에 놓여 있는 것은 은행 핵심업무인 예대업무 외에도 도매금융부문의 이점을 살려 고객에 대한 다양한 서비스를 제공하는 한편, 대출업무를 제외한 국제업무, 수수료업무, 기타 자금운용업무 등에서 경영상 노하우나 정보 등의 공통생산요소를 더 효과적으로 활용한 데 따른 결과라고 풀이할 수 있다. 즉, 기존의 대출업무를 이들 업무와 연계하여 비용의 보완성을 높여 나가는 면에서 후발은행이 5대시중은행과 지방은행에 비해 상대적으로 우위에 있음을 반영하고 있는 것으로 볼 수 있다.

2. 利潤函數接近法

가. 資料의 特性

1) 대상은행 및 자료

본 논문의 중심 과제가 비용함수모형과 이윤함수모형을 이용하여 규모 및 범위의 경제를 계측, 상호 비교하는 데 있는 만큼, 모형의 구조만 다를 뿐 분석에 필요한 제반 자료와 분석기법은 이들 두 가지 모형에서 공통적으로 적용되고 있다. 이윤함수모형의 자료는 前項의 비용함수모형과 마찬가지로 1987~95년까지의 국내 17개 일반은행의 대차대조표와 손익계산서 자료를 활용하였다.

자유도의 부족을 해소하기 위해 역시 橫斷面資料와 時系列資料를 結合(pooling)하여 분석하였다. 그리고 공통적인 특징을 지닌 은행들을 그룹으로 묶어 각각 5대시중은행, 후발은행(2개), 중견지방은행(5개), 소형지방은행(5개) 등으로 분류하여 분석하였다.

본 모형에서의 변수는 이윤(Π)을 종속변수로 두며, 설명변수로는 변동산출

〈表 8〉 利潤函數模型에 利用된 變數의 定義

		정의 (구 성 항 목)	
이 윤	π	영 업 이 익	영업수익 - 영업비용
산출물 가격	p_1	대출평균수익률	총대출금수입이자 ¹⁾ /총대출금평균잔
	p_2	비대출수익률	비대출수익 ²⁾ /비대출부문 운용평균잔
투입물 가격	q_1	인적자원 가격	인건비/종업원수 ³⁾ 평균인원
	q_2	물적자본 가격	물건비/업무용 고정자산
	q_3	금융자원 가격	금융비용 ⁴⁾ /조달자금 평균잔
고정투입요소	z	고 정 자 본	업무용 고정자산

註 : 1) 은행계정대출금이자 + 외화대출금이자 + 신탁대출이자
 2) 유가증권수익 + 기타자금운용수익 + 수수료수익
 3) 임원 + 일반직원 + 고용원 + 별정직원 (용역인원 제외)
 4) 수신고지급이자 + 구입자금조달비용 + 지급수수료
 1. 은행 구분은 〈表 2〉의 은행분류표에 의함.

물 가격변수(p_1) 두 가지, 변동투입물 가격변수(q_h) 세 가지, 그리고 고정요소 투입물(z_r) 한 가지의 형태로 설정하였다.

2) 이윤 및 산출물가격

종속변수인 이윤은 은행의 영업수익(총수익에서 영업외수익을 공제)에서 영업비용(총비용에서 영업외비용을 공제)을 차감한 금액으로 정의하였다. 중개기능접근법에 의거, 앞서의 비용함수모형과 같이 산출물을 대출관련수익과 비대출수익으로 구분하고 이들 산출물을 각각 그에 상응하는 운용자산가액(평균잔액)으로 나누어 產出物價格을 산정하였다. 이를테면, 대출관련수익의 가격은 은행계정대출금이자과 신탁계정대출금이자를 합한 금액을 은행계정대출금잔액(평균잔)과 신탁계정대출금잔액(평균잔)의 합계액으로 나누어 계산했으며, 비대출수익의 가격은 유가증권수익(유가증권이자수입과 유가증권관련수익 포함)을 비롯하여 기타자금운용수익, 수수료수입의 합계액을 대차대조표상의 각 해당

〈表 9〉 利潤 및 產出物價格(銀行當 平均)

	이윤(π)	대출관련수익(y_1)		비대출수익(y_2)	
	(억원)	금액(억원)	가 격	금액(억원)	가 격
5대시중은행(A)	1,575.30	8,529.47	0.0988	9,343.21	0.0815
후 발 은 행(B)	1,184.62	3,889.03	0.1177	4,364.08	0.0927
지 방 은 행(C)	282.58	1,325.50	0.1235	1,398.26	0.0795
중견지방은행(D)	418.87	2,110.90	0.1161	2,190.93	0.0788
소형지방은행(E)	172.07	667.47	0.1297	734.13	0.0801
A / B	1.33	2.2		2.1	
A / C	5.57	6.4		6.7	
A / E	9.15	12.8		12.7	

註: 은행 구분은 〈表 2〉의 은행분류표에 의함.

산출물의 자산가액을 합한 금액(평잔)으로 나누어 계산하였다(〈表 9〉 참조).

3) 투입요소가격

투입요소가격변수도 비용함수모형과 동일하게 인적 자원(노동)의 가격, 물적 자본가격, 금융자원가격 등으로 구분하였다. 요소가격은 세 가지 생산요소별 비용을 각각 종업원수, 업무용 고정자산의 평균잔액, 총조달자금 평균잔액 등으로 나누어 계산하였다. 고정투입요소로는 업무용부동산 및 동산, 무형고정자산 등을 포함한 업무용고정자산을 변수로 이용하였다.

나. 推定結果 分析

1) 모형추정 결과

본 모형에서 분류한 두 가지 산출물, 세 가지 투입요소, 그리고 한 가지 고정 투입요소 등 모두 여섯 가지 변수의 1987~95년간 자료를 입력한 후 무관회귀 추정방식(SURE)을 이용하여 트랜스로그 형태의 이윤함수모형을 추정한 결과, 〈表 10〉과 같은 결과를 얻었다. 이와 동시에 이윤함수를 산출물가격(p_i)과 투입요소가격(q_k)에 대해 미분하여 도출한 다섯 개의 산출물공급함수 및 요소수

〈表 10〉 利潤函數模型 回歸係數 推定結果

係 數	推 定 值	t 값
α_0 (CONSTANT)	-1.1080	-0.9126
α_1 (ln p1)	-1.8802	-2.6049**
α_2 (ln p2)	-1.7123	-4.7248**
b_1 (ln q1)	-2.8980	-3.4709**
b_2 (ln q2)	-1.6123	-2.6996**
b_3 (ln q3)	9.1028	6.4465**
c_1 (ln z)	2.4981	7.7057**
g_{11} (1/2 ln p1) ²	0.5982	7.4533**
g_{22} (1/2 ln p2) ²	0.5320	6.6814**
h_{11} (1/2 ln q1) ²	-0.3745	-3.2609**
h_{22} (1/2 ln q2) ²	-0.4690	-6.3062**
h_{33} (1/2 ln q3) ²	4.8614	4.8558**
l_{11} (1/2 ln z) ²	0.1402	3.7350**
g_{12} (ln p1·ln p2)	-0.4154	-4.8856**
h_{12} (ln q1·ln q2)	-0.3917	-5.1472**
h_{13} (ln q1·ln q3)	-0.0711	-2.0439*
h_{23} (ln q2·ln q3)	0.0480	0.1982
δ_{11} (ln p1·ln q1)	0.0478	0.1826
δ_{12} (ln p1·ln q2)	0.2855	1.4840
δ_{13} (ln p1·ln q3)	-0.5161	-1.1917
δ_{21} (ln p2·ln q1)	0.3928	4.2247**
δ_{22} (ln p2·ln q2)	-0.0063	-0.0811
δ_{23} (ln p2·ln q3)	0.0464	0.8462
γ_{11} (ln p1·ln z)	-0.1566	-1.3015
γ_{21} (ln p2·ln z)	0.3765	6.6124**
s_{11} (ln q1·ln z)	0.1828	4.6181**
s_{21} (ln q2·ln z)	0.1166	3.8647**
s_{31} (ln q3·ln z)	0.1312	0.9869
D1	-1.2000	-13.7616**
SSR	27.7418	
SEE	0.5321	
R ²	0.8556	

註 : 1. **는 1% 수준에서 유의하며 *는 5% 수준에서 유의함

$$\begin{aligned}
 2. \ln \pi = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \ln p_i + \sum_{h=1}^3 b_h \ln q_h + \sum_{r=1}^1 c_r \ln z_r + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 g_{ij} p_i \ln p_j \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^3 \sum_{k=1}^3 h_{hk} \ln q_h \ln q_k + \frac{1}{2} \sum_{r=1}^1 \sum_{s=1}^1 l_{rs} \ln z_r \ln z_s + \sum_{i=1}^2 \sum_{h=1}^3 \delta_{ih} \ln p_i \ln q_h \\
 & + \sum_{i=1}^2 \sum_{r=1}^1 \gamma_{ir} \ln p_i \ln z_r + \sum_{h=1}^3 \sum_{r=1}^1 s_{hr} \ln q_h \ln z_r + \varepsilon
 \end{aligned}$$

요함수를 추정하였다. 그러나, 실제 추정에 있어서는 이윤함수의 가격에 대한 1차동차성 조건에 따라 투입요소 중 인적자원 수요함수의 직접 추정이 생략되었다. 분류된 여섯 가지의 변수를 트랜스로그 이윤함수에 대입하여 對稱패러미터를 제외하고도 절편항을 포함하여 모두 29개의 회귀계수를 추정하였다(식별이 용이하도록 회귀계수는 비용함수모형에서의 표기법을 사용하지 않았음).

먼저, 이윤함수식의 추정결과를 보면, 결정계수인 R^2 의 값이 0.8556으로 나타나 비교적 만족할 만한 설명력을 가지고 있으며, 29개 계수 추정치 중에서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값이 19개, 1% 수준에서 유의한 계수의 수만도 18개에 달해 전반적으로 함수의 추정이 양호한 것으로 나타났다.

한편, 이윤함수와 동시에 추정한 산출물공급함수와 투입요소수요함수는 R^2 의 값이 0.5~0.6 내외의 다소 낮은 수준을 보였으나, 상수항을 포함 8개의 계수 값 중에서 5~7개의 값이 1% 유의수준에서 유의하여 추정이 비교적 양호한 것으로 나타났다.

2) 규모 및 범위의 경제 계측·검정 결과

이상에서 이윤함수의 추정을 통해 얻어진 결과를 토대로 규모 및 범위의 경제를 계측 또는 검정할 수 있다.

먼저, 이윤함수에서의 규모의 경제 계측은 비용함수에서와 같이 산출물 증가에 따른 평균비용의 증감 여부를 검정하는 것이 아니라, 산출물 규모의 확대와 더불어 수익이 체증, 체감, 또는 불변인지를 검정한다. 즉, 규모의 경제와 동일 개념인 규모에 대한 수익(returns to scale)을 분석함으로써 규모의 경제(economies of scale)를 검정할 수가 있다³⁷⁾.

17개 은행 전체의 규모 및 범위의 경제를 보면, 규모에 대한 수익은 체증하고 있으며(이하, 규모의 경제가 있다고 한다), 범위의 경제는 부분적으로 있는 것으로 나타났다.

37) 규모에 대한 수익체증과 생산규모가 커짐에 따라 장기평균비용이 하락한다는 의미에서의 규모의 경제는 엄밀히 말해서 구별될 수 있는 개념이다. 그러나 하나가 존재하면 다른 것이 뒤따른다는 이유로 해서 두 개념을 구별하지 않고 사용하는 것이 보통의 관행이다. 李俊求(1993), p. 280 참조.

은행유형별로는 5대시중은행의 경우 강한 규모의 경제를 보이고 있고, 후발 은행도 어느 정도 규모의 경제를 발휘하고 있다. 그러나 지방은행은 규모의 경제의 값이 0.95, z 값이 -0.0649 로 각각 1과 0보다 작지만 통계적 유의성이 없어 수확불변상태에 있는 것으로 볼 수 있다. 지방은행그룹 내에서는 중견지방은행이 규모의 경제를 나타낸 반면, 소형지방은행은 통계적 유의수준 5% 범위에서 규모의 비경제가 작용하고 있는 것으로 나타나, 같은 지방은행그룹내에서도 은행규모에 따라 규모의 경제가 양극화된 채 나타나고 있다. 규모의 경제를 은행규모별로 보면, 앞서의 은행유형별 결과와 상당히 整合的이다. 다시 말해서 대형은행이 강한 규모의 경제를 띠고 있고 중형은행 또한 상당한 정도의 규모의 경제를 누리고 있는 반면, 소형은행은 규모의 경제 값이 1보다 크고 z 값은 0보다 크나, 유의성이 없어 수확불변임을 나타내고 있다.

비용함수에서와는 달리 이윤함수 추정결과에서 강한 규모의 경제성이 발생하는 이유는, 비용함수에서는 정책금융이나 거액 부실여신 등으로 대출수익을 제대로 거두지 못했기 때문에 규모의 경제성이 나타나지 않는 반면, 이윤함수에서는 부실대출에 대한 대손충당금과 유가증권 평가손 등의 영업비용이 저평가되어 있기 때문에 규모의 경제성이 있는 것으로 나타난 것으로 풀이할 수 있다.

한편, 이윤함수에서는 범위의 경제를 특정 값으로 나타낼 수는 없으며, Berger et al.(1993)에서 제시한 방법에 의해 ‘모든 관찰된 가격과 고정요소하에서의 최소 최적산출량(optimal y_i minimized over observed (p, z))’이 통계적으로 유의하게 陽의 값을 가지는지 검토하여 판단한다³⁸⁾. <表 11>에는 산출물의 최적 최소치가 陽이나 아니냐를 검정하기 위한 單側檢定(one-sided t-test)의 t 값이 표시되어 있다. 그러나, 산출물 y_1, y_2 중에서 陰의 값을 가진 산출물의 t 값은 아무런 의미를 지니지 못하므로 유의성 여부를 표시하지 않았다.

따라서, y_1, y_2 모두 陽의 값을 가지고 통계적으로 유의하게 나타난 5대시중은행과 후발은행은 최적 범위의 경제가 존재함으로써 대출업무와 비대출업무

38) 이 방법은 종래의 비용함수모형에서 산출물꾸러미(output bundle)가 이윤극대화 관점에서 최적(optimal)인가에 대한 판단 없이 관측된 산출물 조합하에서 결합생산과 전문화생산에 의한 비용을 비교한 방법과는 다르다. Berger et al.(1993), p. 345 참조.

모두를 생산하는 것이 경영성과에 바람직한 영향을 미친다는 것을 시사하고 있다. 이에 반해 지방은행의 경우는 y_1 이 陽이고 y_2 가 陰의 값을 가지고 있는데, 이 경우에는 지방은행 중에서 일부 은행은 대출업무와 비대출업무 등 두 가지 산출물의 결합생산을 하는 것이 바람직하지만, 여타 일부 은행은 결합생산보다는 전문화하는 것이 더 좋은 성과를 거둘 수 있다는 것을 시사하고 있다.

그리고 지방은행 전체적으로는 범위의 경제가 부분적으로만 있는 것으로 나타났다. 지방은행그룹 내에서는 은행규모에 따라 각기 다른 양상을 띠고 있다. 즉 규모가 상대적으로 큰 중견지방은행의 경우에는 대출금과 비대출금의 결합생산에 따른 이점을 누릴 수 있는 것으로 나타난 반면, 소형지방은행은 범위의 경제가 부분적으로만 나타나고 있어 일부 지방은행은 결합생산, 나머지 일부 은행은 전문화생산이 유리한 것으로 나타났다. 지방은행그룹에서 범위의 경제가 부분적으로 나타난 것은 결국 소형지방은행 중의 일부 은행이 지니고 있는 전문화 성향이 여타 지방은행이 지닌 결합생산의 이점을 압도한 결과라 볼 수 있다.

다음으로 은행규모별 범위의 경제를 보면, 대형은행과 중형은행의 경우 최적 범위의 경제가 존재하는 반면, 소형은행은 범위의 경제가 부분적으로만 나타나고 있어 위의 은행유형별 분석결과와 일관성을 지닌다. 5대시중은행과 후발은행, 그리고 중견지방은행의 경우 모두 범위의 경제가 존재하는 데 비해 소형지방은행에서만 범위의 경제가 실현되지 못하고 있는 것은, 소형지방은행의 경우 외환업무의 비중이 상대적으로 낮고, 여타 업무에 관한 노하우나 情報 등의 共通生産要素의 축적이 상대적으로 적으며, 또한 소형지방은행의 거래고객층이 여타 은행에 비해 규모가 작아서 거래처에 관한 정보의 轉用 可能性 면에서 불리하다는 점을 그 원인으로 들 수 있을 것이다³⁹⁾.

그러나 이윤함수모형에서의 범위의 경제를 분석함에 있어 산출물을 본 모형과 같이 대출업무와 비대출업무로 단순화한 경우, 은행별로 범위의 경제의 유무에 대한 검정이 가능하더라도 이로부터 얻을 수 있는 정보와 含意에는 제약

39) 粕谷宗久, *op. cit.*, p. 66.

〈表 11〉 利潤函數에 의한 規模 및 範圍의 經濟 檢定結果

		규모의 경제			범위의 경제		
		Sca ¹⁾	z 값 ²⁾	t 값 (兩側檢定)	최적·최소값 ³⁾	t 값 (單側檢定)	
전 체 은 행		0.5671	-0.6097	-6.8396**	y ₁ 0.4236 y ₂ -0.3809	14.0406** -6.8142	
은 행 유형별	5 대 시 중 은 행	0.06	-7.8333	-51.3667**	y ₁ 1.2161 y ₂ 1.4618	41.9707** 73.7359**	
	후 발 은 행	0.35	-1.5854	-6.5366**	y ₁ 0.4387 y ₂ 0.5654	4.6381** 5.9774**	
	지 방 은 행	0.95	-0.0649	-0.5315	y ₁ 0.4236 y ₂ -0.3809	12.3834** -6.1140	
	중견지방은행	0.55	-1.4516	-7.9508**	y ₁ 0.8476 y ₂ 0.2494	21.1016** 4.5526**	
	소형지방은행	1.26	0.2921	1.7770*	y ₁ 0.4236 y ₂ -0.3809	8.3119** -5.7929	
은 행 규모별	대 형 은 행	0.08	-5.7500	-41.4638**	y ₁ 0.6594 y ₂ 1.0389	19.8113** 44.0679**	
	중 형 은 행	0.57	-1.3030	-7.7088**	y ₁ 0.4387 y ₂ 0.5394	9.6129** 11.8181**	
	소 형 은 행	1.20	0.2247	1.4212	y ₁ 0.4236 y ₂ -0.3809	8.6423** -5.7364	
기간별	전 기 간 (1987~95년)	0.5671	-0.6097	-6.8712**	y ₁ 0.4236 y ₂ -0.3809	14.0406** -6.8142	
	1987~91년	0.79	-0.2471	-2.1109*	y ₁ 0.4236 y ₂ -0.3809	11.6751** -5.2496	
	1992~95년	0.27	-2.6071	-19.1585**	y ₁ 0.7457 y ₂ -0.2008	20.2957** -2.5891	

註 : 1) 이윤함수에서의 규모의 경제(Sca)는 규모에 대한 수익(return to scale)을 나타내며, Sca<1이고 유의하면 규모의 경제, Sca>1이고 유의하면 규모의 비경제, Sca값이 유의하지 않으면 수확불변임.

2) z값 = (규모의 경제 값 - 1) / 표준편차로 계산함. z<0이고 유의하면 규모의 경제, z>0이고 유의하면 규모의 비경제, z값이 유의하지 않으면 규모에 대한 수확불변을 나타냄

3) 최적최소 산출량인 y₁, y₂가 모두 양이고 유의하면 최적 범위의 경제가 존재하고(결합생산 유리), y₁, y₂ 모두 0 또는 음이거나 유의하지 않으면 최적 범위의 경제가 존재하지 않으며(전문화생산 유리), y₁, y₂ 중 어느 하나가 양이고 유의하나, 다른 하나가 0 또는 음이거나 유의하지 않으면 일부 결합생산, 일부 전문화가 바람직함.

1. 규모의 경제의 경우 **는 1% 수준에서 유의하고, *는 5% 수준에서 유의함(兩側檢定에서의 유의수준). 단, 범위의 경제의 경우는 **는 0.5% 수준에서 유의하고, *는 2.5% 수준에서 유의함(單側檢定에서의 유의수준).

2. 은행 구분은 <表 2>의 은행분류표에 의함.

이 있음을 인정하지 않을 수 없다. 왜냐하면 대출업무와 비대출업무의 兼業이나 專門化나 하는 문제는 은행의 포트폴리오전략이나 시장위치전략상 선택의 문제가 아니라 현실적으로 이들 업무의 동시 취급이 불가피하기 때문이다. 따라서 이러한 분석 결과가 의미를 가지기 위해서는 산출물의 종류를 더 다양하게 세분화하여 분석할 필요가 있음은 두말할 나위가 없다.

3. 兩接近法間의 比較分析

다음으로, 비용함수모형과 이윤함수모형에 의한 규모 및 범위의 경제에 관한 검정결과를 상호 비교해 보기로 한다.

앞서 살펴본 바와 같이, 본 연구에서는 동일한 데이터를 사용하여 비용함수와 이윤함수 등 두 가지 모형을 바탕으로 규모 및 범위의 경제를 계측, 검정하였으나 이들간에는 반드시 일치된 결과를 보이고 있지는 않은 것으로 나타났다.

은행 전체로 볼 때 비용함수모형에서는 규모의 경제가 수확불변으로 나타났는데 비해 이윤함수모형에서는 규모의 경제가 작용하고 있는 것으로 나타나고 있는데, 이러한 규모의 경제 검정결과의 차이는 은행유형별로 볼 경우에도 마찬가지로 나타나고 있다. 은행 전체 및 은행유형별로 규모의 경제가 비용함수모형과 이윤함수모형에서 어떻게 나타나고, 각 결과의 이면에 담겨진 현실적인 배경과 원인을 비용과 수입의 변화 방향으로 나타내 보면 <表 12>와 같이 요약할 수 있다.

은행 전체의 다산출물 규모의 경제가 비용함수에서는 수확불변, 이윤함수에서는 규모의 경제가 각각 존재하고 있는 것으로 나타난 것은, 총비용이 산출량 확대와 동일한 비율로 늘어났으나(산출물 규모 확대에도 불구하고 평균비용이 일정한 경우), 수입의 증가가 비용 상승을 웃돈 결과라 할 수 있다. 이 밖에 후발은행과 중견지방은행의 규모의 경제 검정결과도 은행 전체의 결과와 동일한 패턴을 보이고 있다.

〈表 12〉 銀行類型別 規模의 經濟 檢定結果 分析

	규모의 경제		수입·비용의 변화 방향		비고
	비용함수 모형	이윤함수 모형	비용	수입	
전 체	비용함수 모형 △	이윤함수 모형 ○	비용 — (수입-비용) ↑	수입 ↑ 비용 —	
5 대 시 중 은 행	비용함수 모형 ×	이윤함수 모형 ○	비용 ↑ (수입-비용) ↑	수입 ↑↑ 비용 ↑	
후 발 은 행	비용함수 모형 △	이윤함수 모형 ○	비용 — (수입-비용) ↑	수입 ↑ 비용 —	
지 방 은 행	비용함수 모형 ○	이윤함수 모형 △	비용 ↓ (수입-비용) —	수입 ↓ 비용 ↓	
중 견 지 방 은 행	비용함수 모형 △	이윤함수 모형 ○	비용 — (수입-비용) ↑	수입 ↑ 비용 —	
소 형 지 방 은 행	비용함수 모형 ○	이윤함수 모형 ×	비용 ↓ (수입-비용) ↓	수입 ↓↓ 비용 ↓	

註 : 1. ○ 규모의 경제, △ 수확불변, × 규모의 비경제
 2. — 불변, ↑ 증가 또는 상승, ↓ 감소 또는 하락임. 단, 겹화살표는 상대적으로 더 많이 증가 또는 감소한 것을 나타냄.
 3. 은행 구분은 〈表 2〉의 은행분류표에 의함.

5대시중은행의 경우 비용함수모형에서는 규모의 비경제, 이윤함수모형에서는 규모의 경제가 각각 작용하고 있는 것으로 나타났다. 이 경우에는 비용과 수입이 모두 늘어났지만 수입의 증가가 비용의 상승을 앞지른 결과라 할 것이다.

이에 비해 지방은행그룹은 비용함수모형에서 규모의 경제가 존재하고 있으나, 이윤함수모형에서는 수확불변인 것으로 나타났다. 이러한 결과의 배경으로는 장기평균비용이 하락국면을 보인 반면, 수입 또한 동시에 감소한 것으로 볼 수 있다. 이 중에서 중견지방은행은 비용함수모형에서는 수확불변, 이윤함수모형에서는 규모의 경제를 각각 보이고 있는데, 이는 비용면에서 구조적 변화가 비교적 적었던 데 비해 수입부문에서는 어느 정도 성과를 실현한 것으로 해석할 수 있다. 그리고 소형지방은행은 비용함수모형에서 규모의 경제를 보인 데

〈表 13〉 規模 및 範圍의 經濟 檢定結果와 先行研究와의 比較

		陳炳龍(本 논문) (1996)	金仁基·金璋熙 (1991)	左承喜 (1992)		
대상 은행(분석대상기간)		17개 일반은행 (1987~95년)	17개 일반은행 (1984~89년)	18개 일반은행 (1985~90년)		
산출물정의		대출관련수익, 비대출수익	대출금수익, 비대출금수익	대출금, 예금, 유가 증권, 수수료수입		
모형의 종류		비용함수	이윤함수	비용함수		
규모의 경제	전체	수확불변	있음	규모의 비경제	수확불변	
	업무별	대출금	수확불변	있음	-	있음 - 은행대출: 없음 - 신탁대출: 있음
		비대출금	있음	있음	-	있음 - 유가증권: 있음 - 수수료: 있음
	은행 유형별	5대 시중은행	규모의 비경제	있음	규모의 비경제	-
		후발은행	수확불변	있음	있음	-
		지방은행	있음	수확불변	미약한 규모의 경제	-
		중견지방은행	수확불변	있음	-	-
		소형지방은행	있음	미약한 규모의 비경제	-	-
	은행 규모별	대형은행	규모의 비경제	있음	규모의 비경제	-
		중형은행	있음	있음	-	-
소형은행		있음	수확불변	미약한 규모의 경제	-	
범위의 경제	전체	있음	일부 있음	있음	있음	
	은행 유형별	5대시중은행	있음	있음	있음	-
		후발은행	있음	있음	-	-
		지방은행	있음	일부 있음	있음	-
		중견지방은행	있음	있음	-	-
		소형지방은행	있음	일부 있음	-	-
	은행 규모별	대형은행	있음	있음	있음	-
		중형은행	있음	있음	-	-
소형은행		있음	일부 있음	있음	-	

註: 은행 구분은 <表 2>의 은행분류표에 의함.

반해, 이윤함수모형에서는 규모의 비경제가 존재하고 있다. 이러한 결과는 비용과 수입이 모두 감소했으나, 수입의 감소 폭이 비용의 하락 폭을 능가한 데 기인하고 있다.

이처럼 은행간에 규모의 경제 검정결과가 각기 다른 패턴을 보인 데에는 여러 가지 요인이 있을 수 있지만, 근본적으로는 각 은행별로 비용구조와 수익구조의 차이에서 비롯된 것으로 볼 수 있으며, 특히 은행의 대응방향과 영업전략, 정책금융을 비롯한 부실자산 비율, 은행 회계처리 방식 등에도 기인한 것으로 볼 수 있다.

5대시중은행을 비롯하여 후발은행, 중견지방은행 등의 경우 비용함수모형에서 규모의 비경제나 수확불변을 보였음에도 불구하고, 이윤함수모형에서 규모의 경제를 실현할 수 있었던 것은, 분석대상 기간중에 비용측면의 비효율이 비교적 작거나 그다지 큰 변화가 없었던 데에 비해 1980년대 후반 이후 유가증권 수익이 급증하고 은행 수수료 자율화에 따른 수수료 수입 등이 비교적 큰 폭으로 늘어난 것과 그 맥을 같이하는 것으로 볼 수 있다⁴⁰⁾.

비용함수모형과 이윤함수모형에 의한 규모 및 범위의 경제 검정결과를 국내 선행연구결과와 비교하여 보면 <表 13>과 같다.

IV. 結 論

지금까지 본 논문은 17개 국내 일반은행을 대상으로 신축적인 함수형태인 트랜스로그함수를 이용하여 비용함수와 이윤함수를 각각 推定하고 이를 바탕으로 은행산업의 규모의 경제와 범위의 경제를 檢定하였다. 특히, 종래의 전통적인 접근방법인 비용함수모형에 의한 분석결과와 최근 들어 미국 등의 은행산업 분석에 새롭게 도입하여 적용되고 있는 이윤함수모형에서 얻은 분석결과를 상호

40) 1987~95년 기간중 유가증권 수익과 수수료 수입이 총수익에서 차지하는 비중이 5대시중은행의 경우 18.3%에서 27.9%로, 신설은행은 22.1%에서 23.5%로, 지방은행은 25.4%에서 29.7%로 확대되었다.

비교함으로써 은행산업의 생산기술관계 분석에 있어 비용측면과 수입측면을 종합적으로 파악할 수 있는 분석적 도구를 제시하였다.

본 논문에서 얻어진 연구결과의 핵심적인 내용을 요약하면 다음과 같다.

1987~95년에 걸쳐 17개 국내 일반은행(5대시중은행, 2개 후발은행, 10개 지방은행 포함)을 대상으로 트랜스로그비용함수에 의해 규모의 경제와 범위의 경제를 계측해 본 결과, 은행 전체적으로 볼 때 규모의 경제가 성립하지 않고 수확불변 상태에 있으나, 범위의 경제는 존재하는 것으로 나타났다.

은행유형별로는 지방은행이 규모의 경제를 보이고 있는 반면, 5대시중은행과 후발은행이 각각 규모의 비경제, 수확불변하에 있으며, 은행규모별로는 중형은행과 소형은행에서 규모의 경제가 존재하나, 대형은행은 규모의 비경제를 보이고 있는 것으로 나타났다.

비용함수모형에 의한 범위의 경제를 보면, 은행 업무의 종류나 은행유형, 그리고 은행규모의 대소와 관계 없이 전반적으로 강한 범위의 경제를 누리고 있는 것으로 나타났다.

한편, 이윤함수모형에서 얻어진 규모의 경제 및 범위의 경제를 분석해 보면, 은행 전체로 볼 때 상당히 강한 규모의 경제와 범위의 경제가 존재하는 것으로 나타났으며, 이러한 규모의 경제는 대출업무와 비대출업무 모두에 공통적으로 나타나고 있다. 이윤함수모형에서의 규모의 경제는 비용함수모형에서의 그것과는 상당히 대조적인 결과를 보이고 있다. 즉 비용함수모형에서는 규모가 커질수록 규모의 비경제 쪽으로 옮겨가고 있는 데 비해, 이윤함수모형에서는 5대시중은행과 후발은행이 규모의 경제를 보인 반면, 지방은행이 수확불변하에 있으며, 그 중에서도 특히 소형지방은행의 경우에는 미약한 規模의 非經濟를 보이고 있는 것으로 나타났다.

이윤함수모형에서의 범위의 경제에 대한 존재 여부는 一義的으로 말할 수 없으며, 일부 은행은 대출업무와 비대출업무간에 최적 범위의 경제가 존재하여 결합생산이 유리한 반면, 일부 은행은 전문화생산방식에 의존하는 것이 경영성과에 더 바람직하다는 것을 보여주고 있다. 은행별로는 소형지방은행을 제외하고 5대시중은행, 후발은행, 중견지방은행 등 모두가 결합생산의 이점을 누리고

있는 것으로 나타났다.

향후 정보기술의 고도화와 은행의 정보산업화와 더불어 산출물의 생산과정에서 축적한 정보나 경영관련 노하우 등의 공통 생산요소를 효율적으로 활용할 가능성이 더욱 높아질 것으로 보임에 따라 범위의 경제는 더욱 제고될 것으로 예상된다.

이상의 분석결과를 두고 볼 때, 비용측면에서 대형은행들의 규모의 비경제 또는 수확불변의 요인으로 작용하고 있는 대출업무의 비효율을 개선할 필요가 있다. 즉 단기적으로는 건전한 대출포트폴리오의 구성을 통해 대출업무의 효율성을 높이는 한편, 장기적으로는 대출업무의 상대적인 비중을 줄이고 규모의 경제를 지닌 비대출업무의 발굴, 확대를 도모해야 할 것이다. 특히, 정책자금대출 과다와 신용조사 및 대출심사제도의 잘못된 운영에서 비롯된 은행의 2차적 투자심사 기능의 마비와 그로 인해 빚어진 부실대출 부담 가중이 은행의 비용측면에서의 비효율을 낳는 주된 요인이라는 점을 직시하고 정책금융의 축소와 기존의 은행보유 부실대출의 처리문제를 앞당겨 매듭지어야 할 것이다.

그리고 새로 도입한 이윤함수모형에서는 전반적으로 규모의 경제가 강하게 작용하고 있고, 범위의 경제는 비용함수와 이윤함수 모두에서 공통적으로 나타나고 있음을 고려할 때, 금융정책적 관점에서나 개별 은행의 경영전략 측면에서 합병·인수(M&A)전략이나 금융지주회사의 설립, 또는 금융기관간 업무제휴 등을 통해 대형화와 겸업화를 꾸준히 추진해 나가는 것이 국내 은행산업의 효율성 제고를 위해 바람직할 것으로 판단된다.

參 考 文 獻

- 孔丁澤·禹甲楨·權五卓, 「銀行金融機關의 規模와 範圍의 經濟性에 관한 研究—시중 은행과 지방은행을 중심으로—」, 『經營研究』, 제7집, 大邱慶北經營學會, 1994. 8, pp. 39~64.
- 金仁基·金璋熙, 「한국 은행산업의 規模와 범위의 경제성 연구」, 『金融研究』, 제5권 제2호, 韓國金融研究院, 1991. 8, pp. 37~88.
- 金璋熙, 「多數生産物企業의 規模 및 範圍의 經濟性 計測에 관한 研究」, 中央大學校 大學院 博士學位論文, 1990. 12.
- 金志洙, 「우리나라 金融產業의 規模와 範圍의 經濟에 관한 研究—銀行, 證券社 및 投金社를 중심으로—」, 『經營研究』, 제4집, 大邱慶北經營學會, 1993, pp. 113~144.
- 孫承泰, 『國內銀行의 經營效率性 比較分析』, 韓國開發研究院, 1993. 5.
- 梁元根, 「우리나라 銀行의 合併에 관한 研究」, 『금융동향』, 한국금융연구원, 1993. 6, pp. 2~27.
- _____, 「銀行合併의 動機와 銀行戰略」, 『한국금융학회 1996년도 금융정책·경영 Workshop 논문집』, 한국금융학회, 1996. 6. 15, pp. 23~46.
- 李榮洙, 「우리나라 銀行產業의 效率性 推定과 變動要因 分析」, 『金融研究』, 제7권 제2호, 韓國金融研究院, 1993. 12, pp. 157~190.
- 李弼商·文漢根, 「銀行의 規模 및 範圍의 經濟效果分析」, 『經營論叢』, 高麗大學校 經營大學, 1990, pp. 99~114.
- 鄭益俊, 「銀行業의 大型化와 效率性: 費用效果를 中心으로」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1993. 5, pp. 20~42.
- 左承喜, 『內生的 金融制度論』, 茶山出版社, 1995.
- _____, 「우리나라 銀行產業의 效率性分析和 制度改善方案」, 『韓國開發研究』, 제14권 제2호, 韓國開發研究院, 1992 여름, pp. 109~153.

- 左承喜·李善愛·劉載均·盧載烈, 『兼業主義 銀行制度와 우리나라 金融産業의 效率化를 위한 制度改善方案』, 政策研究資料 91-12, 韓國開發研究院, 1991. 3.
- 玄公南, 「韓國農家의 農産物供給 및 生産要素需要分析—複數生産物 可變利潤函數體系의 應用—」, 高麗大學校 大學院 農業經濟學科 博士學位論文, 1985. 12.
- 高橋豊治, 「銀行業における規模の經濟性について—計測手法の展望」, 『一橋研究』, 第10卷 第4號, 1986, pp. 81~92.
- 獵山昌一, 『日本の金融システム』, 東洋經濟新報社, 1988.
- 粕谷宗久, 『日本の金融機關經營—範圍の經濟性, 非效率性, 技術進歩—』, 東洋經濟新報社, 1993. 6.
- Akhavain, Jalal D., P.A.V.B. Swamy and Stephen B. Taubman, "A General Method of Deriving the Inefficiencies of Banks from a Profit Function," The Wharton Financial Institution Center, April 1995.
- Baumol, William J., John C. Panzar and Robert D. Willig, *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Harcourt Brace Jovanovich, Inc., 1982.
- Berger, Allen N., William C. Hunter and Stephen G. Timme, "The Efficiency of Financial Institutions: A Review and Preview of Research—Past, Present, and Future," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 17, Nos. 2-3, April 1993, pp. 221~249.
- Berger, Allen N., G.A. Hanweck and D.B. Humphrey, "Competitive Viability in Banking: Scale, Scope, and Product Mix Economies," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, 1987, pp. 501~520.
- Berger, Allen N., Diana Hancock and David B. Humphrey, "Bank Efficiency Derived from Profit Function," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 17, Nos. 2-3, April 1993, pp. 317~347.

- Chung, Jae Wan, *Utility and Production Functions—Theory and Applications—*, Blackwell, 1994.
- Gilligan, T.W. and M.L. Smirlock, “An Empirical Study of Production and Scale Economies in Commercial Banking,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 8, 1984, pp. 67~77.
- Gilligan, T.W., M.L. Smirlock and W. Marshall, “Scale and Scope Economies in the Multi-Product Banking Firm,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 13, 1984, pp. 393~405.
- Hancock, D., *Theory of Production for the Financial Firm*, Boston : Kluwer Academic Publishers, 1991.
- _____, *Testing for Subadditivity and Economies of Scope in Banking Using the Profit Function*, Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1992.
- Humphrey, David B., “Why Do Estimates of Bank Scale Economies Differ?,” *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, September/October 1990, pp. 38~50.
- Hunter, William C., Stephen G. Timme and Won Keun Yang, “An Examination of Cost Subadditivity and Multiproduct Production in Large U.S. Banks,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 22, No. 4, November 1990, pp. 504~525.
- Lau, L.J., “Applications of Profit Functions,” M. Fuss and D. McFadden (eds.), *Production Economics : A Dual Approach to Theory and Applications*, Amsterdam : North-Holland, 1978.
- Lau, L.J. and Pan A. Yotopoulos, “Profit, Supply, and Factor Demand Functions,” *American Journal of Agricultural Economics*, February 1972, pp. 11~18.
- McFadden, D., “Cost, Revenue, and Profit Functions,” M. Fuss and D. McFadden(eds.), *Production Economics : A Dual Approach to Theory*

- and Applications*, Amsterdam : North-Holland, 1978.
- McManus, Douglas A., "Measuring Scale and Scope Economies in Banking Using the Localized Translog Functional Form," *Finance and Economics Discussion Series*, Washington, D.C. : Division of Research and Statistics Division of Monetary Affairs, Federal Reserve Board, September 1994.
- Mullineaux, J., "Economies of Scale and Organizational Efficiency in Banking : a Profit-function Approach," *Journal of Finance*, Vol. 33, No. 1, March 1978, pp. 259~280.
- Noulas, A.G., S.C. Ray and S.M. Miller, "Returns to Scale and Input Substitution for Large U.S. Banks," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 22, 1990, pp. 94~108.
- Panzar, J.C. and R.D. Willig, "Economies of Scale in Multi-Output Production," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 91, 1977, pp. 481~493.
- Timme, S.G. and W.K. Yang, *On the Use of a Direct Measure of Efficiency in Testing Structure-Performance Relationships*, Working paper, Georgia State University, 1991.
- Weaver, Robert D., "Multiple Input, Multiple Output Production Choices and Technology in the U.S. Wheat Region," *American Journal of Agricultural Economics*, February 1983, pp. 45~56.
- Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *American Statistical Association Journal*, June 1962, pp. 348~368.

인플레이션과 相對價格變動性 — A Decomposition Approach —

黃義珏*·玄成珉**

要 約

본 연구는 상대가격변동성을 定量的으로 인플레이 요소와 비인플레이 요소로 分解하여 상대가격 변화가 이들 요인에 어느 정도 영향을 받는가를 분석하고자 하는 것이다. 이를 위해 먼저 全都市消費者物價指數상의 9개 대분류를 기준으로 인플레이션이 개별 상대가격변동성에 미치는 영향을 먼저 살펴보고, 相對價格變動性的 自然率과 상대가격변동성을 최소화 하는 인플레이션을 및 개별가격의 일반물가수준 彈力性的의 크기를 살펴보았다.

分析結果를 보면 첫째 개별가격의 일반물가수준 탄력성은 0.79~1.51, 상대가격변동성의 자연율은 0.2%, 최소분산 인플레이션율은 0.31%로 각각 나타나 인플레이션이 개별상품군들에 比例的으로 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 그리고 相對價格의 總變動性 중 62% 정도는 비인플레이적 요인에, 38% 정도는 인플레이적 요인에 기인하는 것으로 분석되었다.

I. 머리말

인플레이션율과 相對價格變動性간의 관계를 분석하는 궁극적인 관심사는 인플레이션 과정을 이해하고 인플레이션율과 관련된 社會的 費用으로부터 나온

* 高麗大學校 經濟學科 ** 大眞大學校 經濟學科

본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

다. 즉 인플레이션이 상대적 稀少性과 무관하게 상대가격을 변화시키는 경우 자원배분을 비효율적으로 만들 뿐만 아니라 장래를 불확실하게 만들어 경제주체들의 의사결정에 혼동을 초래하여 경제성장에 장애 요인이 된다는 것이다. 또한 상대가격체계의 변동은 경제주체들간의 所得分配의 불균형을 더욱 심화시키고 이로 인해 계층간의 갈등이 심화될 수 있기 때문이다.

인플레이션에 관한 가장 단순한 견해는 모든 가격들이 比例的으로 변화한다는 것이다. 고전학과 경제학자들은 인플레이션은 단순히 “소비자물가지수나 GNP 디플레이터로 측정되는 일반물가수준이 지속적으로 상승하는 현상”으로 본다. 그러나 케인지안들은 가격과 임금 결정에 있어서의 硬直性을 강조하면서 1970년대 초기의 에너지 가격 상승과 같은 커다란 상대가격의 변화는 일반물가수준에 영향을 미칠 것이라고 기대하였고, 이러한 견해를 뒷받침하는 많은 연구결과들이 제시되었다¹⁾. 즉 實證分析 結果 현실의 인플레이션은 모든 상품 가격들을 비례적으로 변화시키는 것이 아니라 현실의 인플레이션은 어떤 가격들은 평균보다 더 높게 그리고 어떤 가격들은 평균보다 낮게 상승시키는 불규칙적인 방법으로 진행된다는 것이다. 이러한 분석결과는 相對價格의 歪曲이 자원의 재배분 비용을 증가시키게 되고, 또한 인플레이션의 비용을 평가하는 데 포함될 수 있기 때문에 아주 중요하다고 할 수 있다.

그러나 기존의 연구들은 總量的으로 인플레이션과 상대가격변동성이 서로 어떠한 관련성이 있는가에 초점을 맞추고 다양한 방법으로 이들의 관계를 규명하는데 그치고 있다. 또한 이들은 총량적 측면의 분석이 主를 이루고 있고 개별 상대가격변화와 인플레이션간의 관계에 대한 분석은 거의 이루어지지 않고 있는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 全都市消費者物價指數를 이용하여 먼저 인플레이션이 개별 상대가격변동성에 미치는 효과를 분석한다. 이러한 분석은 첫째, 어떤 재화의 상대가격이 인플레이션에 의해 歪曲되는지를 분석할 수 있게 하고, 둘째 相對價格變動性의 自然率²⁾과 상대가격변동성을 極小化시키는 인플레이션율을 제시해 준다. 상대가격변동성의 자연율과 최소분산

1) 제II절 참조.

2) 인플레이션율을 0으로 하는(zero inflation) 상대가격변동성.

인플레이션율이 계산된다면 이것은 物價安定化 政策에 이용할 수 있을 뿐만 아니라, 政策變化가 상대가격구조 및 자원배분에 미치는 효과를 평가하는 데 유용한 지표가 될 수 있으므로 示唆하는 바가 크다고 하겠다. 다음으로 관찰된 상대가격변동성을 순수한 인플레이션적 요소(inflation factors)와 기술변화, 기호 또는 실질소득의 성장 등과 같은 비인플레이션적 요소(real factors)로 분해하여 상대가격의 변화가 물가요인과 비물가요인 중 어떤 요인에 더 크게 영향을 받는지 고찰해 보고자 한다.

이러한 목적을 위해 제 II절에서는 상대가격변동성과 인플레이션율간의 관계를 설명하고 있는 既存의 研究 및 理論의 背景에 대해 고찰한다. 제 III절에서는 개별 상대가격변동성과 인플레이션율간의 관계에 대한 모형을 설정하고, 상대가격변동성을 인플레이션적 요소와 비인플레이션적 요소로 분해한다. 제 IV절에서는 제 III절에서 제시된 모형을 토대로 實證分析을 행하고, 마지막으로 제 V절에서는 結論 및 정책적 시사점을 제시하고 끝을 맺는다.

II. 既存 研究 및 理論的 背景

인플레이션에 관한 가장 단순한 견해는 모든 가격들이 비례적으로 상승한다는 것이다. 이러한 단순한 견해를 따라 전통적인 고전학과 경제학자들은 相對價格과 絕對價格은 뚜렷이 구분되는 현상이고 그들 간에 어떠한 관계도 없다고 본다.

그러나 이러한 견해와는 달리 실증분석 결과 현실의 인플레이션은 모든 상품 가격들을 비례적으로 변화시키지 않는다는 많은 研究 結果들이 발표되었다³⁾. 즉 현실의 인플레이션은 어떤 가격들은 평균보다 더 높게 그리고 어떤 가격들은 평균보다 낮게 상승시키는 不規則한 방법으로 진행된다는 것이다.

Vining and Elwertowski(1976)는 Lucas(1973, 1976)모형을 중심으로 미

3) Vining and Elwertowski(1976), Parks(1978), Clements and Nguyen((1981,1982), Fischer(1981,1982), Sellekaerts and Sellekaerts(1984, 1986), Glezakos and Nugent(1986), Mizon(1991), 현성민(1995) 등 참조.

국의 도매물가지수와 소비자물가지수에 기초를 두고 일반물가수준 변화율의 不安定性과 相對價格變動性 간의 관계에 대한 방대한 경험적 연구를 행한 결과 이들이 상호 밀접한 관련성을 갖는다는 것을 입증하였다⁴⁾. 그러나 이들은 일반물가 불안정성이라는 용어에 대한 정확한 정의를 제시하지 않았고, 또한 일반물가 불안정성이 어떻게 상대가격변동성에 전달되는지를 이론적으로 설명하는 미시적 모델을 제시하지 않았다. Parks(1978)는 상대가격변동성의 개념을 보다 명확히 제시하고 미시적 모델을 개발함으로써 상대가격변동성과 인플레이션율간의 관계에 대한 이론적 설명이 지속적으로 발전할 수 있는 기틀을 제시하였다⁵⁾.

Parks 이후 상대가격변동성과 인플레이션율간의 관계에 대한 많은 연구가 진행되었는데, 이 둘을 연계시키는 이론은 크게 두 가지 유형으로 나눌 수 있다. 첫번째 유형은 市場行態에 초점을 두고 인플레이션율과 상대가격변동성 중의 어느 하나를 外生變數로 간주하여 시장에 관한 일련의 가정하에서 어떻게 다른 현상이 나타날 수 있는지를 고찰하는 방법이다. 두번째 유형은 경제에 영향을 미치는 外生的인 要素에 초점을 두고 이러한 외생적인 요인들이 인플레이션과 상대가격변동성에 어떻게 영향을 미치는가를 고찰하는 방법이다.

상대가격변동성과 인플레이션율의 관계에 대한 많은 실증적 연구들은 合理的期待와 물가변동에 관한 認識의 誤謬(price misperception)를 갖는 市場清算模型(market-clearing model)을 이용하고 있다⁶⁾. 이러한 모형에 따르면 통화팽창과 그에 따라 발생하는 인플레이션이 완전히 예상된 것이라면 그것은 相對價格의 움직임과 자원배분에 영향을 미치지 않으며, 반면에 예상치 못한 통화량의 변화로 예상치 못한 인플레이션이 발생했을 때 그것은 상대가격의 변화와 함께 자원배분에도 영향을 미치게 된다는 것이다. 정보가 불완전한 상태에서는

4) 이들의 연구결과를 요약하면, 두 개의 파라메타 σ^2 (일반물가수준의 분산)과 τ^2 (상대가격의 분산)이 함께 움직인다는 것이다. 즉 일반물가수준이 불안정하고 가변적일수록 (σ^2 이 증가할 때) 상대가격의 분산(τ^2) 역시 증가하고 그 逆도 성립한다는 것이다.

5) Parks(1978)는 1921년~1963년간의 네덜란드 경제에서 물가상승률과 상대가격변동성에 관한 자료를 분석했는데, 추정결과 그 두 변수간에 유의한 양(+의) 관계를 확인하였다. 또한 1930년~1975년간의 미국경제에 관해서도 분석하였던바, 물가상승시기에 특히 상대가격변동성과의 관계가 강화됨을 보였다.

6) Gordon and Hynes(1969), Lucas(1973) 참조.

일반물가 변화폭이 클수록 예측의 정확성이 떨어져 상대가격 변화가 크게 나타날 수 있으므로 一般物價水準의 변화와 상대가격변동성간에는 正(positive)의 관계가 성립할 수 있다. 또한 이러한 모형에서는 기타 다른 경제여건들은 변하지 않고, 完全情報하의 균형은 효율적이라고 가정하기 때문에 이러한 상대가격의 변화는 資源配分の 歪曲을 초래한다.

Sheshinski and Weiss(1977, 1983), Rotemberg(1982, 1983), 그리고 Caplin and Spulber(1985, 1987) 등은 메뉴비용모형(Menu cost model)으로 높은 상대가격변동성과 높은 인플레이션율간의 관계를 설명하고 있다. Sheshinski and Weiss(1977, 1983)는 기업이 가격을 변화시킬 때 實質費用(real cost)이 발생하는 것과 관련된 모형을 설정하여 지속적 인플레이션(steady inflation)이 가격변화의 빈도와 크기에 미치는 영향을 분석하였다. 그들에 의하면 인플레이션율과 관련된 不確實性은 존재하지 않지만, 가격을 갱신하는 데 따르는 去來費用으로 인해 가격조정은 연속적으로 이루어지지 않는다는 것이다. 따라서 메뉴비용모형에서는 인플레이션율을 외생변수로 간주하고, 가격을 변화시키는 데는 일정한 調整費用이 수반되므로 가격은 일정한 기간이 경과한 뒤에야 변경시킬 수 있다고 가정한다. 그러므로 인플레이션율이 상승할 때 가격들은 더욱 빈번하게 변하지만, 기업간에 조정비용이 서로 다르기 때문에 가격들이 동시에 일시적으로 조정되는 것이 아니라, 時差를 두고 서로 다른 시점에서 독립적으로 가격을 조정하므로 인플레이션율은 相對價格의 變化와 分散을 더욱 증가시킨다.

Tobin(1972), Solow(1975), Fischer(1981, 1982) 등은 非對稱的 價格反應模型(Asymmetric price response model)을 이용하여 상대가격변동성과 인플레이션율간에 正의 관계(positive relation)가 있다는 것을 유도한다. 비대칭적 가격반응모형의 특징은 첫째, 경제주체들은 일반물가수준과 確率的 攪亂項의 특성, 즉 교란이 화폐적 교란인지 실물적 교란인지에 대해 완전한 정보를 보유하고 있고, 둘째 가격은 下方으로 비신축적이고 상대적 교란이 없다면 가격수준은 전기 수준에서 불변이며 개별시장에서의 가격은 상대적 교란에 의해 영향을 받는다고 가정한다. 따라서 이러한 가정하에서는 시장에서 超過需要가 커지

면 가격은 상승하지만 超過供給이 존재한다고 해도 실제가격은 하락하지 않게 된다. 결국 가격이 비대칭적으로 반응할 경우 상대적 교란이 클수록 평균 인플레이션율은 더욱 상승한다⁷⁾.

Barro(1976)는 일반물가수준의 변화와 상대가격변동성 모두 총체적 통화충격의 분산, 총체적 실질 초과수요충격의 분산 및 외생적으로 고려될 수 있는 모든 상대적 초과수요충격의 분산 등에 기인한다고 주장한다. 그에 따르면 통화공급을 확대시키거나 축소시키려는 변수들이 많으면 많을수록 상대가격변동성과 인플레이션의 분산 모두 더 커질 것이라고 주장한다.

Cukierman(1979) 역시 정부의 財政政策이나 通貨政策과 같은 정책변화가 상대가격변동성과 인플레이션율의 변화 모두에 영향을 미친다고 주장한다⁸⁾. 정부지출이나 통화량의 증가는 물가를 상승시키고 최종수요를 변화시키게 된다. 따라서 인플레이션이 비중립적이라면 실제 및 예상된 인플레이션율의 변화는 실질이자율을 변화시키고 財貨의 配分과 상대가격에 영향을 미칠 것이다. 그러므로 그의 주장은 인플레이션을 그 자체보다는 통화정책의 변화 등으로 인한 인플레이션율의 변화가 상대가격 변화와 더 연관성이 있다고 볼 수 있다.

Taylor(1981), Fischer(1981, 1982) 등은 인플레이션율과 상대가격변동성 간의 관계는 受容的 巨視經濟政策(accommodating macroeconomic policy)의

7) 비대칭적 가격반응모형에서 상대적 교란이 어떻게 더 높은 인플레이션율을 초래하는지를 보기 위해 다음과 같은 인플레이션율(DP_t)에 대한 정의로부터 출발하자.

$$DP_t = \sum_{j=1}^n w_{jt} \cdot Dp_{jt}$$

여기서 $Dp_{jt} = t$ 시점에서 j 상품가격의 변화율, w_{jt} = 가중치

통화주의자들의 주장과 같이 가격이 신축적인 경우에는 만약 상품 1의 가격이 상승하면, 즉 $Dp_{1t} > 0$, 다른 조건이 일정불변인 한 어떤 다른 상품(들)의 가격은 하락한다. 즉 some $Dp_{jt} < 0$, $j \neq 1$. 따라서 다른 상품(들)의 가격의 하락이 상품 1의 가격 상승을 보상해 주고 물가수준은 일정하게 될 수 있다. 그러므로 한 상품의 가격 상승이 반드시 전반적인 물가상승을 수반하는 것은 아니다. 이러한 주장에서 중요한 가정은 신축적인 가격의 존재이다. 그러나 만약 가격이 신축적으로 움직이지 않는 경우(특히 下方으로)에는 어떤 상품의 가격의 상승은 일반물가수준의 상승을 초래하게 된다.

8) Barro(1976), Cukierman(1979)의 주장은 결국 非政策的 攪亂보다는 정부의 安定化 政策이 인플레이션과 상대가격에 영향을 미친다는 것이다.

결과로 나타난다고 본다. 석유가격의 예기치 않은 상승과 같은 실질적 교란이 발생했을 경우 상대가격변동성이 증가하고 산출수준은 감소하게 된다. 이때 정부가 이러한 상대적 충격으로 인한 실질산출의 감소를 방지하기 위해 수용적 통화정책을 실시하는 경우 물가가 상승하게 된다는 것이다. 즉, 상대가격변동성을 증가시키는 충격이 발생하는 경우, 이러한 충격은 산출수준을 감소시키기 때문에 이러한 산출수준의 감소를 상쇄하기 위해 통화량을 증대시키는 정책을 실시하는 경우 인플레이션을 초래하게 된다는 것이다.

이상의 연구 및 실증분석들은 總量的으로 상대가격변동성과 인플레이션율간에 어떤 관계가 있는가에 초점을 두고 다양한 방법으로 이들의 관계를 설명하고 있다. 즉 이들은 총량적 측면에서의 분석에 주안점을 두고 있어 개별상대가격과 인플레이션에 관한 분석은 배제되어 있다. 상대가격은 통화량 변화에 따른 인플레이션 요인에 의해서도 변화하지만 실질소득이나 기술수준의 변화와 같은 비인플레이션 요인에 의해서도 변화할 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 인플레이션율과 개별 상대가격 변화의 관계를 규명해 보고, 이를 토대로 관찰된 상대가격의 변화가 기술변화, 실질소득의 변화 등과 같은 실질적 요소(real factors)와 통화량 변화와 같은 인플레이션 요소(inflation factors)로 분해하여 각각 그러한 요소들에 어느 정도의 영향을 받는가를 분석해 보고자 한다. 이러한 접근 방법은 인플레이션율이 각 재화의 상대가격에 미치는 영향력을 가능할 수 있게 해 주어 인플레이션이 相對價格構造 및 資源配分에 미치는 효과를 분석하는 데 이용할 수 있어 정책적 시사점이 크다고 하겠다.

III. 分析模型의 設定

1. 인플레이션율과 相對價格變動性

相對價格(relative price)은 재화들간의 교환비율로서 어떤 한 재화의 가격과 다른 재화의 가격의 비율로 정의된다. 재화의 수가 상당히 많기 때문에 상대가

격은 소비자물가지수나 생산자물가지수와 같은 일반물가지수와 관련하여 표현하는 것이 일반적이다. 그리고 상대가격 변화의 정도를 나타내는 상대가격변동성은 相對價格變化의 分散(variance)으로 측정할 수 있다⁹⁾.

먼저 q_j 를 각각 j 상품($j=1, 2, \dots, n$)에 대한 價格과 數量이라고 하자. 그리고 $M = \sum p_j q_j$ 는 총지출이고, 따라서 j 번째 상품에 대한 지출비중은 $w_j = p_j q_j / M$ 이 된다. w_j^* 는 현재와 전기에 대한 산술평균이고, D 를 自然對數變換因子(log-change operator, 즉 $Dx_t = \log(x_t/x_{t-1})$)라고 하면, 인플레이션율은 표준 Divisia 방식에 의거 다음과 같이 측정할 수 있다.

$$DP_t = \sum_{j=1}^n w_{jt}^* Dp_{jt} \dots\dots\dots (1)$$

단, DP_t = 인플레이션율, $Dp_{jt} = \log(p_{jt}/p_{jt-1}) = j$ 상품가격의 변화율,
 $w_{jt}^* =$ 가중치¹⁰⁾

상대가격변동성은 상대가격변화의 분산으로 측정되므로, 마찬가지로 표준 Divisia 방식으로 상대가격변동성을 측정하면 다음과 같다.

$$RPV_t = \sum_{j=1}^n w_{jt}^* [D(p_{jt}/P_t)]^2 = \sum_{j=1}^n w_{jt}^* (Dp_{jt}/DP_t)^2 \dots\dots\dots (2)$$

여기서

$RPV_t =$ 상대가격변동성, $Dp_{jt} = \log(p_{jt}/p_{jt-1}) = j$ 상품가격의 변화율,
 $DP_t =$ 인플레이션율, $w_{jt}^* =$ 가중치,
 $n =$ 포함된 상품그룹의 수

식 (2)는 가격변화의 不比例의 정도, 또는 상대가격의 변화를 측정하는 지표

9) 相對價格變動性的 척도로 Vining and Elwertowski(1976)에서는 일반물가상승률로부터의 단순한 標準偏差가 이용되었으나, Parks(1978) 이후의 연구에서는 표준 Divisia 가격지수 작성에서의 가중치를 이용한 分散이 주로 이용되고 있다.
 10) w_{jt}^* 는 표준 디비자 가격지수에서의 가중치로 j 상품에 대한 $(t-1)$ 기와 t 기의 평균소비지출 비율이다. 즉, w_{jt} 와 w_{jt-1} 가 각각 t 기와 $(t-1)$ 기의 j 상품에 대한 소비지출 비율을 나타낸다면 w_{jt}^* 는 $w_{jt}^* = (w_{jt} + w_{jt-1})/2$ 가 된다.

가 된다. 그러므로 모든 가격들이 비례적으로 변한다면(즉, 만약 모든 상대가격들이 일정하다면), 개별가격변화율과 인플레이션율은 같게 되고 상대가격변동성은 0이 된다. 상대가격변동성이 커질수록 개별가격들이 서로 다른 비율로 변하게 된다.

제 II절에서 설명했듯이 이전의 많은 연구들은 인플레이션율이 높으면 높을수록 상대가격변동성은 점점 더 커진다는 것을 이론적 및 실증적으로 밝혀냈다¹¹⁾. 이러한 사실은 적어도 한 상품의 가격은 일반물가수준과 비례하지 않는다는 것을 의미한다. 즉 인플레이션이 발생하였을 경우 상대가격은 변화한다고 할 수 있다. 따라서 j 번째 재화의 상대가격의 변화와 인플레이션율간의 관계를 설명하는 가장 간단한 방식은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$w_{jt}^* D(p_{jt}/P_t) = \alpha_j + \beta_j DP_t + \epsilon_{jt} \dots\dots\dots (3)$$

여기서 α_j 와 β_j 는 계수이고, ϵ_{jt} 는 교란항으로 그 기대값은 0이다(즉, $E\epsilon_{jt} = 0$). 계수 α_j 는 j 번째 재화의 상대가격의 自動的인 趨勢(autonomous trend)를 나타내는데, 실질소득, 기호 또는 기술진보와 같은 그 경제의 비인플레이적 實質變化(real changes)를 반영한다¹²⁾. 그리고 β_j 는 그 경제의 인플레이적 변화를 반영한다¹³⁾. 식 (3)을 w_{jt}^* 로 나누고 DP_t 항을 모으면, 일반물가수준 변화에 대한 개별가격 p_j 의 彈力性を 나타내는 $1 + \beta_j / w_{jt}^*$ 를 얻을 수 있다¹⁴⁾. 그러므로 만

11) Parks(1978), Fischer(1981, 1982), Balk(1983), Glezakos and Nugent(1986), Mizon(1991), 현성민(1995) 등 참조.

12) 식 (3)에서 상수 α_j 를 상대가격변동성에 대한 실질변화의 효과를 반영하는 지표로 삼을 경우 변수 생략에 의한 추정상의 편의(omitted variable bias)의 가능성이 있을 수 있다. 따라서 각 상품군들의 특성을 반영할 수 있는 더미변수(j 재 산업의 특성을 반영할 수 있는 변수나, j 재 생산산업의 생산품에 대한 수요·공급상의 특수상황을 나타내는 더미)를 사용하여 추정하는 것이 바람직하지만 여기서는 소비자물가지수를 이용하고 있어 이를 충분히 반영하지 못하였다.

13) 여기서 α_j 와 β_j 는 Lucas(1973)의 Islands 모형에서와 같이 각각 상대가격변화에 대한 local shock와 global shock의 효과로 해석할 수도 있다.

14) 식 (3)을 w_{jt}^* 로 나누고 Dp_{jt} 에 대해 정리하면 $Dp_{jt} = \frac{\alpha_j}{w_{jt}^*} + (1 + \frac{\beta_j}{w_{jt}^*}) DP_t$. 교란항은 기대값이 0이므로 생략.

약 $\beta_j > 0$ ($\beta_j < 0$) 이라면, 일반물가수준이 상승할 때 개별가격 p_j 는 일반물가수준보다 더 큰(작은) 비율로 상승하므로 j 번째 재화의 상대가격은 상승(하락)한다.

또한 식 (3)의 좌변의 相對價格의 變化는 그 상품에 대한 평균지출비중으로 가중치가 부여되어 있으므로 식 (1)을 이용하면 식 (3)의 $j=1, 2, \dots, n$ 에 대한 종속변수의 합은 0이 된다. 즉 代數變換된 상대가격의 加重sum은 0이 된다¹⁵⁾. 이것은 일종의 adding-up constraint로서 이를 충족시키는 계수 값들에 대한 adding-up constraint는 다음과 같다.

$$\sum_{j=1}^n \alpha_j = \sum_{j=1}^n \beta_j = 0 \quad \dots\dots\dots (4)$$

한편 관찰된(추정된) 상대가격변동성은 식 (3)을 w_{jt}^* 로 나누고 식 (2)에 대입하면 다음 식 (5)와 같이 계수 α_j 와 β_j 의 항으로 표현될 수 있다.

$$RPV_t = \sum_j w_{jt}^* [\alpha_j/w_{jt}^* + \beta_j/w_{jt}^*] DP_t = RPV(DP_t) \quad \dots\dots\dots (5)$$

위 식은 0의 인플레이션에 상응하는 상대가격변동성을 구하는 데 이용할 수 있다. 즉, 相對價格變動性의 自然率은 (5)식에 $DP_t = 0$ 을 대입하면 다음과 같다.

$$RPV_t(0) = \sum_j \alpha_j^2 / w_{jt}^* \quad \dots\dots\dots (6)^{16)}$$

또한 식 (5)는 2차 함수 형태로 표현되었으므로 상대가격변동성을 極小化 시키는 인플레이션율이 존재한다는 것을 나타낸다. 따라서 식 (5)를 인플레이션율에 대해 미분하여 0으로 놓으면 (즉 $d(RPV)/dDP = 0$), 상대가격변동성을 극소화 시키는 인플레이션율(DP_t^*)은 다음과 같이 구할 수 있다.

15) 즉, $\sum_{j=1}^n w_{jt}^* D(p_{jt}/P_t) = \sum_{j=1}^n w_{jt}^* Dp_{jt} - DP_t = 0$.
 16) 이 값은 순전히 소득이나 기호 또는 기술수준 등과 같은 비인플레이적 실물요소들(real factors)에 의해 결정되므로, 상대가격변동성의 자연율(the natural rate of relative price variability)이라고 할 수 있다.

$$DP_t^* = \frac{-\sum_j \alpha_j (\beta_j / w_{jt}^*)}{\sum_j (\beta_j^2 / w_{jt}^*)} \dots\dots\dots (7)$$

2. 相對價格變動性的 分解

이제 상대가격의 변화가 技術水準의 변화나 實質所得의 성장 등과 같은 비인플레이적 요소(real factors)와 通貨量의 변화와 같은 순수한 인플레이적 요소(inflation factors) 중 상대적으로 어떤 요소에 더 크게 영향을 받는지 고찰하기 위해 식 (5)를 이용하자.

식 (5)에서 총상대가격변동성 RPV_t 중 j 번째 상품이 차지하는 share(λ_{jt})는

$$\lambda_{jt} = w_{jt}^* [\alpha_j / w_{jt}^* + (\beta_j / w_{jt}^*) DP_t^*]^2 / RPV_t \dots\dots\dots (8)$$

과 같다. 여기서 λ_{jt} 는 非陰(non-negative)의 값을 갖고(즉, $\lambda_{jt} \geq 0, j=1, 2, \dots, n$), 그 합은 1(즉, $\sum \lambda_{jt} = 1$)이 된다.

j 번째 재화의 상대가격변화에 대한 非物價要因의 효과는 식 (3)에서 계수 α_j 에 의해 결정되므로 λ_{jt} 의 비인플레이적 요소(real component) λ_{jt}^R 는

$$\lambda_{jt}^R = (\alpha_j^2 / w_{jt}^*) / RPV_t \dots\dots\dots (9)$$

와 같이 되고, 따라서 λ_{jt}^R 역시 非陰이다. 마찬가지로 j 번째 재화의 상대가격변화가 일반물가 변화에 어느 정도 영향을 받는지는 다음과 같이 나타낼 수 있다. 즉, λ_{jt} 의 인플레이션적 요소(inflation component) λ_{jt}^I 는

$$\lambda_{jt}^I = (\beta_j^2 / w_{jt}^*) DP_t^{*2} / RPV_t \dots\dots\dots (10)$$

과 같고, 이 역시 非陰의 값을 갖는다. 끝으로 실질변화와 인플레이션의 相互作用에 의한 要素(interaction component) λ_{jt}^{RI} 는

$$\lambda_{jt}^{RI} = 2\alpha_j (\beta_j / w_{jt}^*) DP_t^* / RPV_t \dots\dots\dots (11)$$

과 같고, 이 값은 陽, 陰 어떤 값을 가질 수도 있다. 식 (9), (10) 및 (11)은 λ_{jt} 를 각각 비인플레이적 요소, 인플레이적 요소, 상호 요소로 나눈 것이므로 이들을 합하면 항상 λ_{jt} 와 같다. 즉

$$\lambda_{jt}^R + \lambda_{jt}^I + \lambda_{jt}^{RI} = \lambda_{jt} \dots\dots\dots (12)$$

한편 총상대가격변동성(RPV_t) 중에서 모든 실질변화의 share를 $j=1, 2, \dots, n$ 에 대해 합하면 다음과 같다.

$$\lambda_t^R = \sum_j (\alpha_j^2 / w_{jt}^*) / RPV_t = \sum_j \lambda_{jt}^R \dots\dots\dots (13)$$

이는 기호변화, 기술진보, 실질소득의 성장, 경제구조의 변화 등과 實質 要素가 총상대가격변동성에 어느 정도 영향을 미치고 있는지를 나타내는 지표가 된다.

또한 일반물가수준의 변화가 總相對價格變動性에 어느 정도 영향을 미치는지는 모든 인플레이적 요소의 share를 $j=1, 2, \dots, n$ 에 대해 합하면 된다. 즉

$$\lambda_t^I = \sum_j (\beta_j^2 / w_{jt}^*) DP_t^2 / RPV_t = \sum_j \lambda_{jt}^I \dots\dots\dots (14)$$

마찬가지로 비인플레이적 요소와 인플레이적 요소의 상호작용 share의 합은

$$\lambda_t^{RI} = \sum_j (2\alpha_j \beta_j / w_{jt}^*) DP_t / RPV_t = \sum_j \lambda_{jt}^{RI} \dots\dots\dots (15)$$

와 같게 된다. 그리고 앞에서 언급한 바와 같이 상대가격변동성 중에서 j 번째 상품이 차지하는 share λ_{jt} 는 非陰의 값을 갖고, 그 합은 1이므로 다음 식이 성립한다.

$$\lambda_t^R + \lambda_t^I + \lambda_t^{RI} = \sum_j \lambda_{jt}^R + \sum_j \lambda_{jt}^I + \sum_j \lambda_{jt}^{RI} = \sum_j \lambda_{jt} = 1 \dots\dots\dots (16)$$

IV. 實證 分析 結果

1. 分析 資料

앞에서 相對價格變動性(RPV_t)은 표준 디비자지수 작성 방법에 의거 인플레이션을 주위에서의 개별가격변화의 분산으로 나타낼 수 있다고 하였다. 이와 같이 정의된 상대가격변동성을 계산하기 위해 개별상품가격의 변화율 (Dp_{jt} , $j=1, 2, \dots, n$)은 全都市消費者物價指數(1985=100)의 상품군별 기본 분류방식에 의거하여 식료품, 주거비, 광열·수도, 가구집기·가사용품, 피복 및 신발, 보건·의료, 교육·교양오락, 교통·통신, 기타 잡비의 9개 대분류를 기초로 작성되었다. 따라서 포함된 상품 그룹의 수 $n=9$ 이다. 인플레이션을 (DP_t) 또한 표준 디비자지수 작성방식에 의거하여 매기마다 각 상품군별 소비지출 가중치를 변경시키면서 작성되었다¹⁷⁾. 상품군별 소비지출가중치(w_{jt}^*)는 都市家計年報(統計廳)상의 각 상품군에 대한 月平均消費支出額을 사용하였다.

본 연구에서는 1975년부터 1995년까지 21년간의 분기별 전도시소비자물가지수를 기준으로 분석하였다. 변화율은 前分期 對比 변화율을 이용하였고, 모든 변수는 대부분 季節性이 있어 X-11 ARIMA 방식을 이용하여 계절성을 제거한 후 사용하였다.

<表 1>은 이와 같은 방식으로 작성한 分期平均 전도시소비자물가지수 상승률(CPI)과 표준 디비자지수로 試算된 소비자물가지수 상승률(DCPI), 총상대 가격변동성(RPV) 및 9개 상품군들의 개별상대가격변동성(RPV_j , $j=1, 2,$

17) 즉, $DP_t = \sum_{j=1}^n w_{jt}^* Dp_{jt}$.

이렇게 작성된 인플레이션율은 원래 통계청에서 발표하는 전도시소비자물가지수의 상승률과는 다르다. 통계청에서 발표하는 전도시소비자물가지수는 Laspeyres 지수로 기준시 고정 가중치 算式을 이용하고 있다. 우리나라와 같이 경제구조가 급격히 변하고 있는 국가에서는 소비지출구조도 크게 변하고 있으나, Laspeyres 방식은 이를 반영하지 못한다. 따라서 변하는 소비지출구조를 반영하기 위해 디비자 지수 작성방식에 의거 물가상승률을 새로 계산하여 이용하였다.

〈表 1〉 消費者物價指數 上昇率과 相對價格變動性 推移(分期平均)

	CPI (%)	DCPI (%)	RPV * 1000	RPV1 * 1000	RPV2 * 1000	RPV3 * 1000	RPV4 * 1000	RPV5 * 1000	RPV6 * 1000	RPV7 * 1000	RPV8 * 1000	RPV9 * 1000
1976	2.25	2.21	0.167	1.483	0.349	-0.59	-0.12	0.968	-0.73	0.46	-0.90	-0.84
1977	2.56	2.45	0.306	2.258	0.363	0.928	-1.01	-0.36	-0.43	0.376	-0.04	-2.08
1978	3.96	3.78	0.707	3.914	0.098	0.365	-0.67	-0.62	-0.69	-0.55	0.703	-2.55
1979	4.48	4.58	0.882	-9.44	1.227	1.736	0.844	2.233	1.388	-0.21	0.136	2.092
1980	7.14	7.04	1.257	4.561	-0.98	-0.17	-1.09	-1.70	-1.16	-1.77	1.253	1.064
1981	3.86	3.72	0.260	-0.34	-0.63	2.255	-0.60	-0.49	0.221	0.853	0.962	-2.24
1982	1.01	1.03	0.099	-4.18	0.419	0.112	-0.02	0.129	0.042	1.329	0.340	1.836
1983	0.58	0.44	0.078	-1.47	1.327	-0.40	0.193	0.021	0.317	0.496	-0.26	-0.23
1984	0.66	0.57	0.048	1.266	0.249	-0.33	0.267	-0.21	-0.70	-0.28	0.421	-0.68
1985	0.73	0.67	0.029	1.065	0.174	0.296	-0.12	-0.68	-0.24	0.021	-0.22	-0.30
1986	0.36	0.48	0.069	-1.94	0.154	-0.67	0.141	0.095	0.813	0.464	0.191	0.758
1987	1.33	1.22	0.180	3.222	-0.14	-0.68	-0.17	-0.03	-0.74	0.006	-0.53	-0.93
1988	1.65	1.43	0.097	1.707	0.192	-0.94	0.025	0.929	0.225	0.414	-0.15	-0.24
1989	1.44	1.33	0.139	1.250	0.089	-0.75	0.157	1.436	-0.30	0.611	-0.92	-1.57
1990	2.23	1.88	0.152	2.478	0.696	-0.55	-0.38	-0.05	-0.13	0.733	-1.01	-1.79
1991	2.27	2.28	0.144	0.922	0.091	-0.32	-0.09	-0.44	-0.58	0.101	0.882	-0.57
1992	1.16	1.05	0.046	-0.70	0.244	0.218	-0.09	-0.38	-0.22	0.771	0.863	-0.69
1993	1.33	1.28	0.076	1.186	0.002	-0.37	-0.28	-0.39	-0.32	0.98	-0.13	-0.68
1994	1.42	1.57	0.103	1.038	-0.22	-0.11	-0.45	-0.82	0.161	0.207	-0.06	0.235
1995	1.09	1.09	0.080	-1.64	0.018	-0.14	-0.17	-0.49	0.218	2.127	0.729	-0.66
평균	2.20	2.06	0.274	0.394	0.154	-0.04	-0.21	-0.08	-0.16	0.477	0.12	-0.65
최대	7.14	7.04	1.257	4.561	1.327	2.255	0.267	2.233	1.388	2.127	1.253	2.092
최소	0.36	0.44	0.274	-9.44	-0.98	-0.94	-1.09	-0.82	-1.16	-1.77	-1.01	-0.65

註 : CPI= 소비자물가상승률, DCPI= 디비자 소비자물가상승률, RPV= 총상대가격변동성, RPV1, RPV2, RPV3, RPV4, RPV5, RPV6, RPV7, RPV8, RPV9는 각각 식료품, 주거비, 광열·수도, 가구집기·가사용품, 피복 및 신발, 보건의료, 교육·교양 오락, 교통·통신, 기타잡비에 대한 상대가격변동성

資料 : 통계청, 『물가연보』, 『도시가계연보』 각 연호.

..., 9)의 크기를 나타낸다. 그리고 부록에 디비지지수로 試算한 소비자물가지수로 측정한 인플레이션율과 총상대가격변동성 추이([附圖 1])와, 인플레이션율과 각 상품군별 상대가격변동성 추이([附圖 2])를 수록하였다.

먼저 전도시소비자물가 상승률과 표준 디비지지수로 試算된 소비자물가 상승률을 비교해 보면 같은 추세를 보이고 있지만, 변화하는 소비자물가구조를 반영하여 그 크기는 약간씩 차이가 난다. 그리고 소비자물가상승률과 총상대가격변동성을 비교해 보면 물가상승률이 높은 시기에는 상대가격변동성도 크고, 물가상승률이 낮은 시기에는 상대가격변동성도 낮게 나타나 인플레이션율이 높을수록 상대가격 역시 변동적이 됨을 알 수 있다. 전반적으로 1979년~80년에 인플레이션율과 상대가격변동성이 가장 크게 나타나고 있다. 이는 대외적으로는 제2차 석유파동과 輸入原資材價格의 지속적 상승과 더불어 대내적으로 농산물 파동 및 10·26 사태로 인한 정치·사회적 불안요인이 겹쳐 이러한 현상이 초래된 것으로 여겨진다. 개별 상대가격변동성의 크기를 보면 식료품에 대한 상대가격의 변화폭이 가장 크게 나타나고 있고, 특히 1980년에는 농산물의 작황 부진으로 인해 상대가격 상승폭이 가장 크게 나타났다. 이외에 광열·수도, 교육·교양오락, 기타잡비의 상대가격의 변화폭이 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 이중 광열·수도 항목의 경우는 1981년에 가장 크게 나타났는데 제2차 에너지 파동의 여파가 지속되었기 때문인 것으로 여겨진다. 그 밖의 주거비, 가구집기·가사용품, 의복 및 신발, 보건·의료, 교통·통신의 상대가격변동성의 경우는 $-0.0012 \sim 0.0022$ 범위에서 상대적으로 安定的으로 움직이고 있다고 할 수 있다.

2. 實證分析 結果

먼저 個別 相對價格 變化와 인플레이션율간의 관계에 대한 분석은 식 (3)을 이용하였다. 그러나 현재의 인플레이션율뿐만 아니라 과거 및 미래의 인플레이션율도 재화의 상대가격에 영향을 미칠 수 있으므로 실제 추정시에는 식 (3)에 이들을 포함하여 推定하였다. 과거 및 미래 인플레이션율은 自由度를 최대한

유지하기 위하여 각각 과거 4분기와 미래 4분기의 평균 인플레이션율을 이용하였다. 즉,

$$\overline{DP}_{t-1} = \sum_{\tau=1}^4 DP_{t-\tau}/4 \text{와 } \overline{DP}_{t+1} = \sum_{\tau=1}^4 DP_{t+\tau}/4$$

단, \overline{DP}_{t-1} = 과거 인플레이션율, \overline{DP}_{t+1} = 미래 인플레이션율

〈表 2〉에 방정식 (3)에 과거 및 미래 평균 인플레이션율을 포함한 회귀분석 결과가 제시되어 있다. 回歸分析은 기본적으로 通常最小自乘法(OLS)을 이용하였고, 系列相關이 심각하다고 판단되는 경우에는 Cochrane-Orcutt 방법을 이용하여 보완하였다. 분석기간은 1975년~1995년 동안이고, 계절조정된 분기별 자료를 이용하였다.

먼저 광열·수도 항목에 대해서는 R^2 값도 거의 0에 가까울 뿐더러 어떠한 인플레이션율도 통계적으로 有意한 값을 갖지 않아 인플레이션율이 광열·수도 상대가격 변화에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 금기의 인플레이션율은 광열·수도 항목을 제외한 모든 상품군들의 상대가격에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 과거 4분기 평균 인플레이션율은 교육·교양오락 항목에만 유의한 영향을 미치고, 미래 4분기 평균 인플레이션율은 식료품, 주거, 피복 및 신발, 보건·의료, 기타 상품군들에 統計的 有意性을 갖고 있다.

한편 〈表 2〉에 물가수준 변화에 대한 상품군들의 相對價格의 지속적 반응을 나타내는 과거, 현재, 미래 인플레이션율 계수의 합($\psi_j = \beta_j + \beta_j + \beta_j^+$)이 제시되어 있다. 주거, 광열·수도, 가구집기·가사용품, 교육·교양오락 항목들이 5% 有意水準에서 통계적 유의성이 있는 것으로 나타났다. 또한 〈表 2〉의 맨 마지막 列에는 월평균소비지출액에 대한 標本平均 w_j^* 를 이용하여 일반물가수준 변화에 대한 개별 명목가격 p_j 의 均齊均衡彈力性(steady-state elasticity)이 제시되어 있다. 이는 일반물가수준이 지속적으로 상승할 때 개별 상품가격에 어느 정도 영향을 미치는지를 가늠해 볼 수 있는 지표가 된다. 이 중 주거비에 대한 탄력성이 0.79로 가장 작게 나타났는데, 이는 일반물가수준이 지속적으로 10% 상승하면 주거비 항목에 대한 가격이 약 7.9% 정도 상승하게 된다는 것

을 의미한다. 식료품, 주거, 가구집기·가사용품, 피복 및 신발, 교육·교양오락 상품군들의 탄력성이 1보다 작게 나타나 이들 품목들의 가격은 인플레이션을보다 더 작은 비율로 상승하고, 이들 이외의 상품군들은 탄력성이 1보다 크게 나타나 물가변화에 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있다.

그리고 <表 2>의 推定値와 標本平均 w_j^* 를 이용하여 앞의 방정식 (6)과 (7)에 제시된 相對價格變動性의 自然率과 最小分散 인플레이션을 계산할 수 있다. 먼저 상대가격변동성의 자연율은 식 (6)에 추정치 α_j 와 표본평균 w_j^* 을 대입하면 $\sqrt{RPV(0)} = 0.2\%$ 로 계산된다. 이것은 분석기간 동안의 평균적인 상대가격변동성의 제공근(즉 \sqrt{RPV}) 1.69%보다 훨씬 작으므로 분석기간 동안의 평균 인플레이션율은 0이 아니라고(non-zero) 할 수 있다. 그리고 최소분산 인플레이션을 구하기 위해 계수 β_j 대신 均齊均衡 인플레이션(steady-state inflation)의 계수인 ψ_j 를 이용하였다. 식 (7)에 이들 계수의 추정치들을 대입하면 상대가격변동성을 최소로 하는 인플레이션을(DP^*)을 구할 수 있는데, 그 값은 0.31%로 계산되었다. 따라서 분석기간 동안의 평균 인플레이션이 2.09%임을 감안하면 분석기간 동안 인플레이션은 상대가격변동성을 최소로 하지 못하고 있고, 일반물가 상승이 모든 개별 상품군들에 비례적으로 영향을 미쳤다고 할 수 없다.

이제 상대가격변동성이 인플레이션 요소와 비인플레이션 요소에 어느 정도 영향을 받는지를 고찰하기 위하여 <表 2>에 제시된 계수의 推定値와 標本平均을 이용하였다. <表 3>은 각 개별 상대가격변동성에 영향을 미치는 요인을 인플레이션 요소(inflation component)와 비인플레이션 요소(real component) 및 이 둘의 상호작용에 의한 요소(interaction component)로 분해한 결과를 나타낸다. 총 변동성 λ_j 에서 9개 상품군 각각의 share가 <表 3>의 제(4)열에 제시되어 있다. <表 3>의 제(4)열을 보면 기타 잡비 항목에 대한 상대가격 변화가 總變動性의 약 34%를 설명하고 있어 가장 큰 share를 차지하고 있다. 기타 항목을 제외하면은 住居(housing)에 대한 상대가격 변화가 총변동성의 약 21% 정도로 그 비중이 크고, 광열·수도 항목이 0.6%로 가장 작은 비중을 차지하고 있다.

〈表 2〉 回歸分析結果(分析期間：1975. 1/4~1995. 4/4)

$$w_{jt}^* D(p_{jt}/P_t) = \alpha_j + \beta_j^- \overline{DP_{t-1}} + \beta_j DP_t + \beta_j^+ \overline{DP_{t+1}} + \epsilon_{jt}$$

	$\alpha_j \times 100$	$\beta_j^- \times 10$	$\beta_j \times 10$	$\beta_j^+ \times 10$	$\psi_j = \beta_j^- + \beta_j + \beta_j^+ \times 10$	R ²	표본 평균 ω_j^*	개별가격의 일반물가수준 탄력성 $1 + \psi_j \sqrt{\omega_j^*}$
식료품	0.088 (0.67)	-0.543 (-0.86)	1.803 (3.75)	-1.55 (-2.33)	-0.286 (-1.07)	0.28	0.375	0.93
주거	0.038 (1.96)	-0.101 (-1.35)	-0.295 (-7.88)	0.309 (4.14)	-0.088 (-2.81)	0.66	0.43	0.79
광열수도	-0.060 (-1.70)	0.376 (1.88)	-0.063 (-0.29)	-0.006 (-0.03)	0.306 (2.97)	0.08	0.060	1.51
가구집기 가사용품	0.001 (0.08)	-0.003 (-0.41)	-0.217 (-3.97)	0.128 (1.30)	-0.092 (-2.19)	0.44	0.051	0.82
피복및 신발	-0.05 (-0.13)	0.127 (0.91)	-0.524 (-7.04)	0.384 (2.76)	-0.012 (-0.20)	0.57	0.085	0.99
보건 의료	-0.017 (-0.76)	0.169 (1.49)	-0.402 (-4.10)	0.255 (2.25)	0.022 (0.40)	0.21	0.059	1.04
교육 교양오락	0.058 (3.09)	0.338 (3.34)	-0.651 (-6.52)	0.146 (1.45)	-0.167 (-3.32)	0.43	0.113	0.85
교통 통신	-0.014 (-0.43)	-0.242 (-1.23)	0.617 (2.89)	-0.242 (-1.29)	0.133 (1.35)	0.14	0.064	1.19
기타	-0.087 (-1.75)	0.167 (0.64)	-0.474 (-2.21)	0.487 (1.98)	0.197 (1.51)	0.27	0.144	1.13

註：괄호 안의 값은 t -value 임.

資料：통계청, 『물가연보』, 『도시가계연보』 각 연호.

한편 相對價格의 總變動性 중에서 각 상품군이 차지하는 share λ_j 와 각 상품에 대한 월평균소비지출 share ω_j^* 간에 관련이 있는지를 보기 위해 총변동성

에 대한 기여도에 따라 각 상품군들을 순서대로 정리하여 보았다(괄호 안에 λ_j , ω_j^* 의 순서대로 배열하였고, 단위는 %, 소수점 이하 반올림 함).

기타(34, 14)	교육·교양오락(11, 11)	식료품(5, 38)
주거(21, 4)	교통·통신(6, 6)	피복 및 신발(2, 9)
가구집기·가사용품(15, 5)	보건·의료(6, 6)	광열·수도(1, 6)

이를 보면 월평균소비지출 share ω_j^* 는 식료품, 기타, 교육·교양오락 등의 순서로 그 비중이 큰 데 비하여 상대가격의 총변동성 중에서 각 상품군이 차지하는 share λ_j 는 기타, 주거, 가구집기 가사용품 순으로 나타나 이들 간에는 서로 관련이 없다고 볼 수 있다.

〈表 3〉의 제(1)~(3)열에는 λ_j 를 비인플레이적, 인플레이적 및 상호작용적 요소(즉 λ_j^R , λ_j^I 및 λ_j^{RI})로 분해한 결과가 제시되어 있다. 예를 들어 住居項目的 경우를 보면 총변동성에 이 항목이 기여하는 비중은 21%인데, 이것은 77%의 비인플레이션적 요소와 18%의 인플레이션적 요소 및 -74%의 상호작용 요소로 구성되어 있다. 주거항목의 상호작용 요소는 陰(-)으로 나타났는데, 이는 주거항목의 상대가격이 실질요소(비인플레이적 요소)에 의해 상승하지만, 인플레이적 요소에 의해서는 하락한다는 것을 의미한다. 그러나 이러한 상호작용 요소로 인해 상대가격의 변화가 비인플레이적 요인과 인플레이적 요인에 의해 어느 정도 영향을 받고 있는지를 정확히 설명할 수 없다. 따라서 여기서는 인플레이적 요소와 비인플레이적 요소의 비율을 계산하여, $\lambda_j^R/(\lambda_j^R + \lambda_j^I)$ 를 상호작용 항목의 비인플레이적 요소로, $\lambda_j^I/(\lambda_j^R + \lambda_j^I)$ 를 인플레이적 요소로 간주한다. 이것은 다음과 같은 간단한 계산을 통해 설명될 수 있는데, 상호작용 항목의 비인플레이션적 요소는

$$\frac{\lambda_j^R [1 + \lambda_j^{RI}/(\lambda_j^R + \lambda_j^I)]}{(\lambda_j^R + \lambda_j^I) [1 + \lambda_j^{RI}/(\lambda_j^R + \lambda_j^I)]} = \frac{\lambda_j^R}{\lambda_j^R + \lambda_j^I} \dots\dots\dots (17)$$

과 같다. 위 식은 총변동성 중에서 먼저 상호작용 요소를 割當하고 난 뒤의 비인플레이적 요소의 share로 해석될 수 있다. 마찬가지로 $\lambda_j^I / (\lambda_j^R + \lambda_j^I)$ 는 상호작용 요소 λ_j^{RI} 를 割當하고 난 뒤의 인플레이션 share로 간주할 수 있다. 이러한 share가 <表 3>의 제(5)열과 제(6)열에 제시되어 있다. 따라서 제(5)열과 제(6)열의 첫번째 줄을 보면 식료품의 상대가격의 총변동성 중에서 65%는 실질요

<表 3> 相對價格變動性的 分解

	Real component λ_j^R (1)	Inflation component λ_j^I (2)	Interaction component λ_j^{RI} (3)	Total $\lambda_j = \lambda_j^R + \lambda_j^I + \lambda_j^{RI}$ (4)	Share of $\lambda_j^R + \lambda_j^I$ due to	
					Real component $\lambda_j^R / (\lambda_j^R + \lambda_j^I)$ (5)	Inflation component $\lambda_j^I / (\lambda_j^R + \lambda_j^I)$ (6)
식료품	47.8	22.1	-64.9	4.9	68.4	31.6
주거	76.9	18.0	-74.4	20.6	81.1	18.9
광열수도	138.1	157.1	-294.6	0.6	46.8	53.2
가구집기 가사용품	0.05	17.0	-1.8	15.2	0.3	99.7
피복 및 신발	0.7	0.2	-0.7	1.5	80.4	19.6
보건의료	11.3	0.8	6.0	6.1	93.5	6.5
교육 교양오락	69.0	25.1	-83.2	10.9	73.4	26.6
교통통신	6.4	25.3	-25.5	6.2	20.2	79.8
기타	121.9	27.3	-115.4	33.9	81.7	18.3
계	472.2 λ^R	292.7 λ^I	-664.9 λ^{RI}	100.0	61.7 $\lambda^R / (\lambda^R + \lambda^I)$	38.3 $\lambda^I / (\lambda^R + \lambda^I)$

소, 즉 비인플레이적 요소에 기인하고 나머지 35%는 인플레이적 요소에 기인한다고 할 수 있다. 소비자물가지수상의 9개 대분류 상품군 중에서 상대가격의 변화가 인플레이적 요소에 의해 가장 크게 영향을 받는 항목은 가구집기·가사용품 항목(99.7%)이고, 그 다음으로 교통·통신(79.8%), 광열·수도(53.2%) 항목 순으로 나타났다. 반면에 보건·의료항목의 경우는 상대가격의 총변동성 중 94% 정도가 비물가 요인으로 나타나 가장 큰 비인플레이적 share를 차지하고 있다. 이외에 기타, 주거, 피복 및 신발, 교육·교양오락, 식료품항목이 상대가격 변동성 중 비인플레이 share가 50% 이상의 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났다.

〈表 3〉의 마지막 行은 제Ⅲ절의 식 (13), (14) 및 (15)를 계산한 것으로 상대가격의 총변동성에서 종합적인 비인플레이 요인(λ^R), 인플레이 요인(λ^I), 상호작용 요인(λ^{RI})을 각각 나타내고 있다. 따라서 상대가격의 총변동성 중에서 472% 정도는 비인플레이 요소, 293% 정도는 인플레이 요소, 그리고 -665% 정도는 비인플레이 요소와 인플레이 요소의 상호작용으로 설명되고 있다. 그러나 이와 같은 방법으로는 비인플레이적 요소와 인플레이적 요소가 상대가격의 총변동성에 각각 어느 정도 영향을 미치는지를 정확하게 설명하는 데는 한계가 있다. 따라서 앞에서 개별상품 항목들에서와 마찬가지로 총변동성 중에서 상호작용 share λ^{RI} 를 먼저 할당한 다음, 비인플레이적 share와 인플레이적 share를 계산하였고, 그 결과는 〈表 3〉의 제(5)열과 제(6)열의 맨 하단에 제시되어 있다. 이로부터 相對價格의 總變動性은 비인플레이적 요소에 의해 62% 정도, 인플레이적 요소에 의해 38% 정도 영향을 받고 있다고 할 수 있다. 결국 분석기간 동안 품목별 전도시소 소비자물가지수로 이용하여 계산된 總體的인 相對價格의 變化는 실질 요인들(real factors)의 변화에 더 크게 영향을 받고 있지만 물가상승으로 인한 요인도 무시할 수는 없다. 따라서 실물적 요인에 의해서만 상대가격이 변화하는 것이 아니라, 인플레이션도 상대가격구조를 변화시키게 되어 결국 소득재분배나 자원의 재배분에도 영향을 미친다고 할 수 있다.

V. 맺음말

본 연구의 주된 의도는 相對價格變動性을 인플레이적 요소(inflation factors)와 비인플레이적 實質要素(real factors)로 나누어 봄으로써 상대가격 변화가 이들 요인에 어느 정도 영향을 받는가를 분석해 보고자 하는 것이었다. 이를 위해 우리나라의 전도시소비자물가지수를 중심으로 1975~1995년간의 분기별 자료를 가지고 인플레이션과 개별 상대가격변동성간의 관계를 먼저 분석하고, 이를 토대로 상대가격변동성의 自然率과 상대가격변동성을 최소로 하는 인플레이션을 및 개별가격의 인플레이션 탄력성이 어느 정도 되는지를 살펴보았다. 이러한 연구는 인플레이션과 관련된 사회적 비용을 분석하는 데 이용될 수 있고, 또한 정책변화가 상대가격구조 및 자원배분에 미치는 영향을 간접적으로 분석하는 데 이용할 수 있어 유용하다고 할 수 있다.

지금까지의 분석 결과를 보면, 먼저 개별 상대가격변동성과 인플레이션율간의 회귀분석 결과 수도·광열 항목을 제외하고는 인플레이션율이 상대가격 변화에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 일반물가수준 변화에 대한 개별명목가격의 탄력성은 0.79~1.51 정도로 나타나 일반물가수준이 10% 상승할 때 개별품목의 가격은 7.9%~15.1% 정도 상승하는 것으로 나타났다. 이 중 식료품, 주거비, 가구집기·가사용품, 피복 및 신발, 교육·교양오락 상품군들의 탄력성은 1보다 크게, 그 외의 상품군들은 1보다 작게 나타나 인플레이션이 개별상품군들에 비례적으로 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 이것은 또한 분석기간 동안의 평균 인플레이션율이 2.09%인 데 비해 최소분산 인플레이션율은 0.31%인 것에서도 확인할 수 있다.

다음으로 상대가격변동성을 인플레이적 요소와 비인플레이적 요소로 분해한 결과를 종합해 보면, 첫째 相對價格의 總變動性 중에서 각 상품군이 차지하는 비중과 각 상품군에 대한 月平均 消費支出額은 서로 관련이 없다는 것이다. 둘째 전도시소비자물가지수 상의 9개 대분류 상품군 중 기타 항목을 제외한 상품군

중에서 인플레이적 요소가 가장 큰 상품군은 가구집기·가사용품 항목(99.7%)이고, 그 다음으로 교통·통신(79.8%), 광열·수도(53.2%) 항목순으로 나타났다. 반면 비인플레이적 요소가 가장 큰 항목은 보건·의료항목으로 상대가격의 총변동성 중 94% 정도가 비물가 요인으로 인한 변동으로 나타났다. 이외에 기타잡비, 주거, 피복 및 신발, 교육·교양오락, 식료품 항목이 상대가격변동성 중 비인플레이 share가 50% 이상의 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났다.

끝으로 상대가격의 총변동성 중 62% 정도는 비인플레이적 요소에서 기인하고, 38% 정도는 물가상승에 기인하고 있는 것으로 나타났다. 결국 분석기간 동안의 총체적인 상대가격의 변화는 기호나 기술진보와 같은 실질 요인들의 변화에 크게 영향을 받고 있지만 물가상승으로 인한 요인도 무시할 수 없다. 따라서 실물적 요인에 의해서만 상대가격이 변화하는 것이 아니라, 인플레이션도 상대가격구조를 변화시키게 되어 궁극적으로 소득재분배나 자원의 재배분에도 영향을 미친다고 할 수 있다.

參 考 文 獻

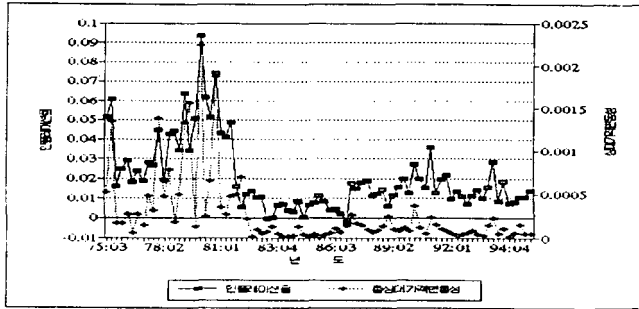
- 金文昱, 「우리나라의 根源的 인플레이션율의 測定結果」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1990. 10.
- 統計廳, 『都市家計年報』, 各年號.
- _____, 『物價年報』, 各年號.
- 玄成珉, 「相對的 攪亂, 相對價格變動性和 인플레이션율간의 關係에 대한 實證分析」, 『大眞論叢』, 제3집, 大眞大學校, 1995, pp. 435~461.
- Balk, B. M., "Does There Exist a Relation between Inflation and Relative Price Change Variability : The Effect of the Aggregation Level," *Economics Letters* 13, 1983, pp. 173~180.
- Barro, R. J., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 2, January 1976, pp. 1~32.
- Blejer, M.I. and L. Leiderman, "Inflation and Relative Price Variability in the Open Economy," *European Economic Review* 18, 1982, pp. 387~402.
- Caplin, A. and D.F. Spulber, "Menu Costs and the Neutrality of Money," *Quarterly Journal of Economics*, 102, 1987, pp. 703~726.
- Clements, K.W. and P.Nguyen, "Inflation and Relative: A System Wide Approach," *Economics Letters* 7, 1981, pp. 131~137.
- _____, "Inflation and Relative: A Decomposition Analysis," *Economics Letters* 8, 1982, pp. 257~262.
- Cukierman, A., "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level : A Suggested Interpretation," *American Economic Review* 69, June, 1979, pp. 444~447.
- _____, "Relative Price Variability, Inflation, and the Allocation Efficiency of the Price Mechanism," *Journal of Monetary Economics* 9,

- 1982, pp. 131~142.
- _____, "Relative Price Variability and Inflation : A Survey and Further Results," K. Brunner and A. Meltzer(eds.), *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 19, 1983, pp. 103~157.
- Danziger, L., "Inflation, Fixed Cost of Price Adjustment, and Measure of Relative Price Variability : Theory and Evidence," *American Economic Review* 77, September 1987, pp. 704~713.
- Domberger, S., "Relative Price Variability and Inflation : A Disaggregated Analysis," *Journal of Political Economics* 95, No. 3, 1987, pp. 547~566.
- Fischer, S., "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1981, pp. 381~431.
- _____, "Relative Price Variability and Inflation in the United States and Germany : A Comment," *European Economic Review* 18, 1982, pp. 197~205.
- Glezakos, C. and J. B. Nugent, "Inflation and Relative Price Variability Once Again," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 8, Summer 1986, pp. 607~613.
- Gordon, D. F. and J. Hynes, "On the Theory of Dynamics," E. S. Phelps et al.(eds.), *Microeconomics of Inflation and Employment*, New York : Norton, 1969.
- Lucas, R., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review* 63, 1973, pp. 526~534.
- _____, "Economic Policy Evaluation : A Critique," *Journal of Monetary Economics*, Suppl., 2, 1976, pp. 19~46.
- Mizon, G.E., "Modelling Relative Price Variability and Aggregate Inflation in the United Kingdom," *Scandinavian Journal of Economics* 93, No. 2, 1991.

- Mussa, M., "Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Model of the Inflationary Process," *American Economic Review* 71, 1981, pp. 1020~1027.
- Parks, R. W., "Inflation and Relative Price Variability," *Journal of Political Economy* 86, 1978, pp. 79~95.
- Rotemberg, J.J., "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output," *Review of Economic Studies* 49, October 1982, pp. 517~531.
- _____, "Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment," *American Economic Review* 73, 1983, pp. 433~436.
- Sellekaerts, W. and J. B. Sellekaerts, "Both Anticipated and Unanticipated Inflation Determine Relative Price Variability," *Journal of Post Keynesian Economics* 6, Summer 1984, pp. 500~508.
- _____, "The Impact of Anticipated and Unanticipated Inflation on Relative Price Variability : Further Results," *Journal of Post Keynesian Economics* 8, Summer 1986, pp. 614~622.
- Sheshinski, E. and Y. Weiss, "Inflation and the Costs of Price Adjustment," *Review of Economic Studies* 44, 1977, pp. 287~303.
- _____, "Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation," *Review of Economic Studies* 50, 1983, pp. 513~529.
- Solow, R., "The Intelligent Citizens Guide to Inflation," *Public Interest*, 1975, pp. 30~66.
- Taylor, J. B., "On the Relation between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate," *Carnegie-Rochester Conference Series* 15, 1981, pp. 57~86.
- Tobin, J., "Inflation and Unemployment," *American Economic Review*, March 1972, pp. 1~18.
- Vining, D. R. and T. C. Elwertowski, "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level," *American Economic Review* 66, September 1976, pp. 699~708.

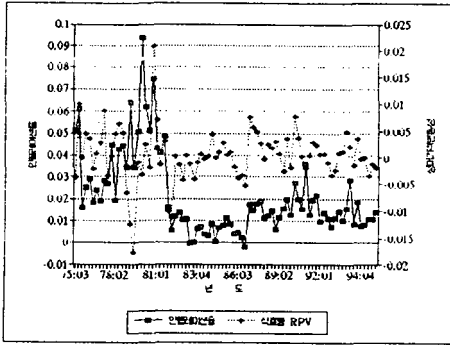
附 錄

[附圖 1] 인플레이션率과 總相對價格變動性 推移

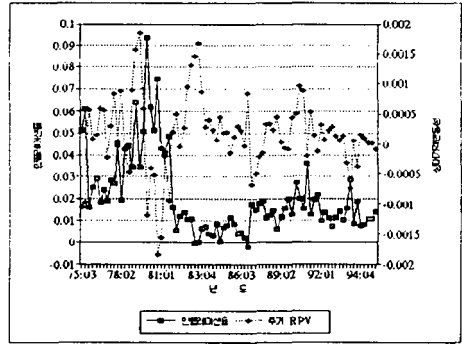


[附圖 2] 인플레이션率과 商品群別 相對價格變動性 推移

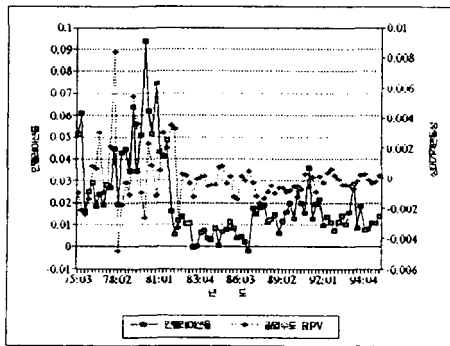
(a) 식료품 상대가격변동성



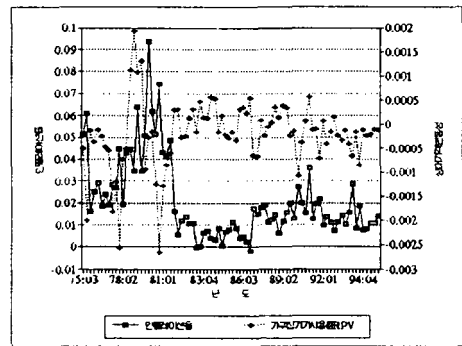
(b) 주거비 상대가격변동성



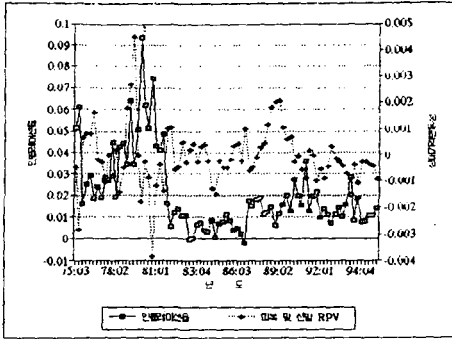
(c) 광열수도 상대가격변동성



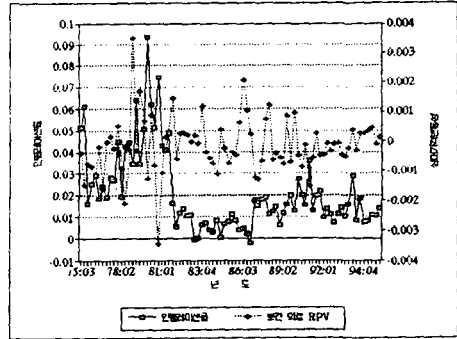
(d) 가구집기·가사용품 상대가격변동성



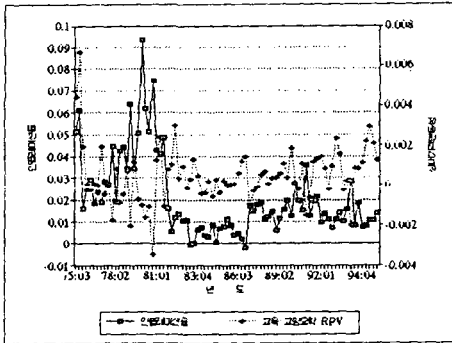
(e) 피복 및 신발 상대가격변동성



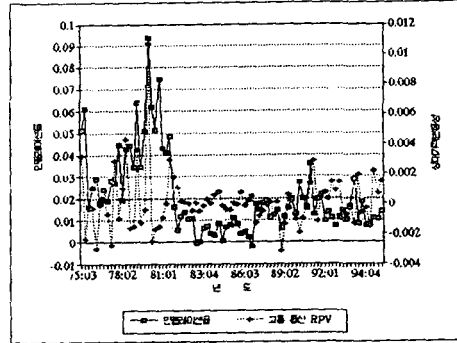
(f) 보건 의료 상대가격변동성



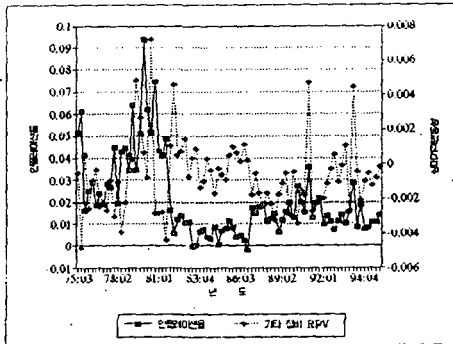
(g) 교육교양오락 상대가격변동성



(h) 교통 통신 상대가격변동성



(i) 기타 잡비 상대가격변동성



Review of fiscal and Financial Studies

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

Vol. 4, No. 1

August 1997

ABSTRACT

Motivation for Corporate Contribution and Tax Policy

Kim, Jinsoo

This paper attempts to analyze the motives of Korean corporate contributions within the context of profit maximization and utility maximization, applying the theoretical model proposed by Navarro(1988). Using data from the period of 1988 to 1995, the empirical results show that the coefficient of tax rate in the contribution equation is positive and highly significant at the 1% level. The evidence seems to be consistent with the proposition that the utility maximization rather than profit maximization is an important motive deriving corporate contributions in Korea.

This finding has important implications for tax policy. It proposes that the

ceiling of the deduction for corporate contributions should be lowered, because it is not desirable to consider corporate contributions as business expenses. Rather, individual charity as an alternative to corporate contributions should be emphasized.

Equalization and Redistribution Effect of General Revenue Sharing in Korea

Park, Jhungsoo

This paper investigates the equalization and redistribution effects of General Revenue Sharing System(Chibangkyobuse) from 1970 to 1995 in Korea. The huge disparity of fiscal capacity among local governments make the provision of national minimum local services difficult. Therefore fiscal equalization system, here in Korea mainly it is Chibangkyobuse, reduce the disparities in revenues that local governments can raise using their own tax instruments.

Through the 1970s, the redistribution effects from the richer regions to poorer regions had been very big, however, after the 1980s the redistribution effects had been getting smaller. These phenomena could be explained by the fact that the regional economic capacity disparity (measured by per capita) had been reduced and the share of Chibangkyobuse had been reduced, as well. Fiscal decentralization could be sustainable when the individual local government finance their own expenditure by their own revenue sources. In this sense, the discrepancy between individual local governments' benefit and cost of Chibangkyobuse should not be so big as far as it could be.

Measuring Price Shock Distribution according to the Menu Cost Theory

Park, JongKyu

Analyzing Korean consumer price changes across commodities from January 1975 to June 1996, this paper determines the following distributional properties: a) positive correlation between aggregate inflation rate and variability of price changes, b) nominal price rigidity, c) non-normal (positive) skewness, d) non-normal heavy tail. In recent menu cost based researches on measuring core inflation rate and price setting behavior, the price change distribution is implicitly assumed to be the price shock distribution. This paper builds up and tests a testable hypothesis from the menu cost theory and concludes that this implicit assumption is not correct. However, if we delete the frequency at 0% out of the price change distribution and normalize, then we can get a price shock distribution consistent with the menu cost theory. The empirical price shock distribution constructed this way preserves the non-normal properties c)-d) and forecasts future inflation rates more successfully than the price change distribution itself. Therefore, this paper argues that the empirical price shock distribution, rather than the price change distribution, should be analyzed for the measurement of the supply side price shock or core inflation rate.

Menu Cost and the Price Setting Behavior of Monopolistically Competitive Firms under the Sectoral Price Shock

Park, JongKyu

The distribution of consumer price changes across commodities exhibits the following empirical properties(Park 1997a): a) positive correlation between aggregate inflation rate and variability of price changes, b) nominal price rigidity, c) non-normal (positive) skewness, d) non-normal heavy tail. This paper presents a new general equilibrium model which can reproduce these properties simultaneously. The model draws on Blanchard·Kiyotaki(1987)'s monopolistic competition framework and allows for price level misperception, industry specific price shocks, and menu cost.

The non-normal results c)-d) are reproduced, although we assumed normality for distributions of expected inflation rate and sectoral price shocks. Menu cost assumption is crucial for nominal rigidity but not for non-normal skewness and heavy tail, it only amplifies the non-normal properties. For the measurement of the core inflation rate, this model provides a good theoretical basis.

Do Exchange Rate Changes Affect Asymmetrically on the Korean Export and Prices?

Kim, Chong Man

This paper studies whether the effect of won/dollar exchange rate change on the dollar denominated Korean export and import prices as well as on the terms of trade is asymmetric, when it rises and falls. It is found that the asymmetry of the Korean export price effect was not statistically significant, though it fell slightly more when won/dollar exchange rose than the amount by which it went up when the exchange rate fell.

The Korean import price increased significantly when won/dollar exchange rate fell, though it was hardly affected by the rise of the exchange rate. But considering the fact that Korean import volume does not increase very much when won/dollar exchange rate falls, it is difficult to understand that this asymmetry was caused by the exchange rate change alone.

It is also found that the Korean terms of trade deteriorated when won/dollar exchange rate went up. But there exists no clear evidence which is consistent with the statement that the terms of trade effect of exchange rate is asymmetric or that it deteriorates as the variance of the exchange rate change increases.

Scale and Scope Economies in Banking in Korea Derived from Cost Function and Profit Function

Jin, Byung-Yong

The purpose of this study is to evaluate the economies of scale and scope in the banking industry in Korea. We derive transcendental logarithmic profit function from multi-product production function by way of the duality theory, and apply this methodology to data on seven nationwide commercial banks and ten regional banks in Korea. Our data are taken from the annual financial statements from 1987 to 1995 on seventeen commercial banks released from the Bank of Korea.

For the cost function model, no scale economies exist in the banking industry while constant return to scale is at work. There exist, however, some economies of scope on overall banks.

The empirical results for the profit function model show that there exist both overall scale economies and scope economies to a certain extent in the banking industry. The banks enjoy the scale economies across the groups of banks and in both activities of loan and non-loan. We find that joint production is optimal for most banks, while there are some conditions under which it is better to specialize.

Inflation and Relative Price Variability — A Decomposition Approach

Hwang, Eui-Gak and Seong-Min Hyun

This paper aims to analyse both inflation and relative price variability by decomposing the observed relative price variability data into two respective aspects of real(i.e. technology changes and structure shifts, etc.) effects and inflation influences. We attempt to measure the effects the general inflation on relative prices of micro-economic variables in South Korea.

This analysis could focus on three important subjects, namely, (1) the “natural rate of relative price variability”(that is, the case of zero inflation), (2) the inflation rate which minimizes relative price variability, and (3) the elasticity of the nominal prices with respect to the general price(inflation) level. The estimates of both the “natural rate of relative price variability” and minimum-variance inflation rate could provide very useful benchmarks for monitoring the economy under study and also for assessing the effects of monetary policy on the behavior and structure of relative prices in the economy.

Data used are 1975-1995 quarterly CPI's. The empirical investigation concludes that 62 percent of the total relative price variability in the Korean consumer price data is due to the real effects, while the remaining 38 percent is related to inflation effects.