

우리나라의 脫稅規模 推定： 所得稅와 附加價值稅

柳 一 鎬

脫稅의 規模推定을 위해서는 우선 과세표준의 누락정도를 추정해야 한다. 본 연구에서는 1987년과 1988년 도시가계조사 테이프를 이용하여 所得-支出推計方法에 의해 脫漏所得이 全體所得에서 차지하는 비중을 추정하였다. 그 결과 1987, 1988년 두 해의 脫漏所得의 규모는 전체 GNP의 약 15%인 것으로 추정되었다. 다시 이렇게 추정된 脫漏所得比率을 이용하여 所得稅의 脫稅規模를 추정하였으며, 그 규모가 全體所得稅에서 차지하는 비중은 1987년에 10~11.3%, 1988년에는 8.7~9.8%에 달하는 것으로 추정된다.

한편 附加價值稅의 과세표준인 民間消費支出의 脫漏規模는 全體脫漏所得과 巨視民間消費函數에서 추정된 民間消費의 對GNP탄력성을 이용하여 추정한 결과, 1987, 1988년 모두 10.5%인 것으로 추정되었다. 이에 따라 1987, 1988년의 附加價值稅의 脫稅規模는 10.5~16.5%에 달했던 것으로 추정된다.

I. 序

脫稅는 「法の 테두리내에서의 세금절약」이라고 일컬어지는 「節稅」와 구별하여 명백

히 불법적인 세금포탈행위, 즉 각종 세법상의 의무불이행 내지 의무위반행위를 전부 포함하는 것으로 정의된다. 이러한 脫稅는 資源配分の 歪曲, 衡平性の 低下 등 國民經濟에 많은 해악을 끼친다. 다시 말해서 脫稅의 세부담이 상대적으로 적은 쪽으로 자원이 집중되어 資源配分을 왜곡함은 물론, 정직하게 벌여 정직하게 세금을 내는 사람이 상대적으로 손해를 보는 등 所得分配의 왜곡에 의해 衡平의 低下를 초래하며, 정직한 행위를 위축시켜 사회풍토를 불건전하게

筆者：本院 研究委員

* 필자는 초고를 읽고 귀중한 논평을 하여준 文亨杓·孫在英 博士에게 감사드리고 白雄基·高英先 博士를 위시하여 원내세미나에서 조언을 주신 모든 분들과 재정학회 세미나에서 논평해 주신 김경환 교수, 임봉욱 교수, 안종범 박사, 손광락 박사에게도 감사드린다. 아울러 전산작업에 아낌없는 도움을 주신 梁正三 主任研究員, 자료정리와 타자를 맡아 수고해 주신

만들게 되는 것이다. 또한 脫稅에 의한 稅收의 감소는 정부가 공급하는 公共서비스를 감소시켜 전국민의 복지를 감소시키게 된다.

이러한 문제에도 불구하고 脫稅에 대한 연구는 많지 않으며, 특히 우리나라 脫稅의 規模推定에 관한 연구가 별로 없어 이에 대한 연구가 요구되는 실정이다. 본고에서는 이러한 연구의 첫단계로서 所得稅와 附加價値稅의 脫稅規模 推定을 시도하고자 한다.

脫稅의 規模推定을 위해서는 우선 과세표준(또는 베이스)의 과소보고(under-reporting) 규모(또는 누락정도)를 추정해야 한다. 그런데 本稿에서 추정하려는 두 세목 중 所得稅의 과세표준은 소득인 반면 附加價値稅의 과세표준은 소비지출로서 서로 다르다. 따라서 본 연구에서는 우선 전체소득의 누락정도를 추정한 후 이에 기초하여 所

得稅의 脫稅規模를 추정하는 한편, 所得의 漏落所得과 消費支出間의 상관관계에 따라 소득의 누락에 의한 消費支出의 누락정도를 간접적으로 추정하고 이에 기초하여 附加價値稅의 탈세규모를 추정하고자 한다.

이러한 소득의 누락정도 또는 과소보고 규모는 그 경제의 地下經濟規模라고도 해석할 수 있으므로 실제 이 부분의 연구에서는 이를 地下經濟規模와 동일시하고 있다. 本稿에서도 이 관행을 따라 地下經濟規模와 소득의 과소보고 규모를 동일시하여 混用하기로 한다. 地下經濟規模를 추정하는 방법은 여러가지가 있으나, 본고에서는 이른바 비화폐적 접근방법(non-monetary approach)인 所得-支出推計方法을 사용하고 자 한다.¹⁾ 이 방법은 기본적으로 사회에 상이한 두 계층이 있어 한 계층은 그 소득이 그대로 노출이 되는 반면, 다른 계층은 그 일부분만 노출이 된다는 전제하에 地下經濟規模를 추정하는 방법이다.²⁾

이렇게 地下經濟規模, 즉 소득의 과소보고 규모를 추정한 후 이에 기초하여 所得稅와 附加價値稅의 탈세규모가 추정되는 것인바, 본고의 구성은 다음과 같다.

Ⅱ章에서는 地下經濟規模 推定模型이 소개되고, Ⅲ章에서는 이에 따른 실제 추정의 결과가 제시된다. Ⅳ章에서는 Ⅲ章의 추정 결과를 이용하여 所得稅, 附加價値稅의 脫稅規模를 추정하고, Ⅴ章에서 간단한 결론이 제시된다.

李永龍 主任研究員, 柳榮美 研究助員에게도 감사드리며, 전산작업이 가능하도록 협조해 주신 통계청의 변용찬 사무관을 위시한 관계자들께도 감사드립니다. 이 모든 분들의 도움에도 불구하고 본고의 수준을 더 높이지 못한 것은 전적으로 필자의 책임이며, 따라서 남아 있는 어떤 오류도 필자의 것임은 물론이다.

1) 崔洸(1987) 教授는 地下經濟規模 推定의 거시적 방법으로 소득-지출 격차분석방법, 현금통화대 요구불예금 비율방법, 거래량 접근방법, 현금수요함수 추정방법, 고용추세 조사방법의 다섯가지를 들고 있다. 본 연구의 所得-支出推計方法은 소득-지출 격차분석방법과 기본작상은 유사하나 추정방법상으로는 많은 차이가 있다.

2) 이 부문에 대한 자세한 설명은 D. Pyle(1989) 참조.

II. 地下經濟規模의 推定模型

序에서 설명한 대로 本 研究에서 地下經濟規模를 추정하기 위해 사용하는 방법은 所得-支出推計方法인바, 여기서의 이론부분은 Pissarides-Weber(1989)에서 개발된 모형을 사용하였으며, 實證分析을 위한 資料는 도시가계조사에 사용된 테이프에서 구하였다. 이 방법을 우리나라의 경우에 적용하여 최초로 脫稅規模를 추계한 것은 盧基星(1992) 博士의 연구이다. 그러나 盧 博士의 연구와 본 연구는 消費支出函數의 형태에 관한 차이 등 여러 면에서 相異하다.³⁾

모형의 설정을 위해 우선 한 개인의 소득은 평생소득가설에 따라 일정하며, 勤勞所得者는 所得을 과소보고할 수(누락시킬 수) 없는 반면, 事業所得者는 과소보고할 수(누락시킬 수) 있다고 가정한다. 따라서 實際所得 Y_i 와 보고된 소득 Y_i' 간에는 다음과 같은 관계가 성립한다(i 는 각 個人을 표시하는 下添字).

$$Y_i = k_i Y_i' \quad k_i \geq 1 \dots\dots\dots(1)$$

여기서 k_i 는 事業所得者의 과소보고의 정도를 나타내는 확률변수이다. 즉, k_i 가 증가할수록 과소보고의 규모가 증대하는 것이다.

다음으로 품목별 소비지출함수의 일반적 형태는 다음과 같다.

$$\ln C_{iy} = X_i \alpha_i + \beta_i \ln Y_i^p + \varepsilon_{iy} \dots\dots\dots(2)$$

여기서 X 변수들은 각 가구의 특징을 나타내는 변수들의 벡터이고 ‘ β_i ’는 해당품목의 한계소비성향이며, Y_i^p 는 恒常(혹은 平生)所得(permanent income)이다.

이제 평생소득과 실제소득간의 관계를 일반적으로 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$Y_i = p_i Y_i^p \dots\dots\dots(3)$$

여기서 p_i 는 확률변수이며 ‘좋은’ 해에는(예를 들어 活況) 1보다 크고 그렇지 않으면 1보다 작다. 여기서 추가해야 될 중요한 가정은 사업소득자와 근로자 두 집단간에 p_i 의 평균은 동일하며 분산은 前者가 더 크다는 것이다.

특히 두번째의 가정은 본 연구에서 시도하는 추정의 방법상 다음과 같은 의미를 지닌다. 즉, 事業所得者의 實際所得은 勤勞者의 실제소득보다 그 변화의 폭이 넓다는 가정인데, 이는 후술하는 바와 같이 地下經濟規模의 추정에 결정적 역할을 한다. 이 가정은 현실적으로 타당성이 있다고 할 수 있으며, 본 연구에서 평생소득과 실제소득을 구별하는 데 대한 현실적 근거이기도 하다.

이제 (1)과 (3)에 로그를 취하면 다음을 도출할 수 있다.

$$\ln Y_i^p = \ln Y_i' - \ln p_i + \ln k_i \dots\dots\dots(4)$$

3) 盧基星(1992) 참조.

그런데 p_i 와 k_i 의 통계자료가 없으므로 이들의 분포에 대한 가정이 필요하다. 계산의 편의를 위해 p_i 와 k_i 가 모두 \bar{p} , \bar{k} 를 기대값으로 하는 로그정규분포(log-normal distribution)를 가진다고 가정한다. 따라서 p_i , k_i 를 $\ln p_i$, $\ln k_i$ 의 기대값 μ_p , μ_k 를 사용한 형태로 표시하면 다음과 같다.

$$\ln p_i = \mu_p + u_i \dots\dots\dots(5)$$

$$\ln k_i = \mu_k + v_i \dots\dots\dots(6)$$

여기서 u_i 와 v_i 는 기대값 0과 상수의 분산 σ_u^2 , σ_v^2 을 가지는 확률변수이다.

이제 事業所得者와 勤勞所得者를 구별하기 위해 전자를 SE, 후자를 EE로 표시하고 지금까지의 가정을 정리하면 다음과 같다.

〈假 定〉

1) 勤勞所得者는 소득을 정확히 신고하므로 $k_i = 1$, $\sigma_v^2 = 0$ 인 반면 事業所得者는 과소 보고를 하므로 $\mu_k > 0$, $\sigma_{vEE}^2 > 0$ 가 성립한다.

2) 勤勞所得者와 事業所得者 두 집단 모두 그 기대값 \bar{p} 는 같으나 분산은 σ_{uSE}^2 가 σ_{uEE}^2 보다 더 크다.

이제 로그정규분포의 특성에 의해 다음이 성립한다.

$$\ln \bar{p} = \mu_p + \frac{1}{2} \sigma_u^2 \dots\dots\dots(7)$$

(7)에서 다음이 도출된다.

$$\mu_{pSE} - \mu_{pEE} = -\frac{1}{2} (\sigma_{uSE}^2 - \sigma_{uEE}^2) \leq 0 \dots\dots(8)$$

이제 (4), (5), (6)을 (2)에 대입하면 다음

의 식을 얻을 수 있다.

$$\ln C_{ij} = X_i \alpha_j + \beta_j \ln Y_i' - \beta_j (\mu_p - \mu_k) - \beta_j (u_i - v_i) + \epsilon_{ij} \dots\dots\dots(9)$$

이 식이 다음 章의 추정을 위한 기본공식이 된다.

Ⅲ. 地下經濟規模의 推定

(9)에 제시된 식을 음·식료품에 대한 지출함수 추정의 형식으로 다음과 같이 바꿀 수 있다.

$$\ln C_{ij} = X_i \alpha_j + \beta_j \ln Y_i' + \gamma_j D_i + \eta_j \dots\dots\dots(10)$$

여기서 j 는 각 품목을 나타내는 下添字이며, D_i 는 가구주가 사업소득자일 때는 1, 근로자일 때는 0의 값을 갖는 더미변수이다. 추정을 음·식료품에 대한 지출로 한정하는 것은 물론 이 부문에 대한 지출이 두 계층간에 구조적인 차이점이 없으리라는 전제에 의한 것이다.

식 (10)에서의 오차항 η_j 는 事業所得者의 u_i , v_i 가 근로소득자의 것보다 크므로 異分散性(heteroscedasticity)을 갖는다(식 (9) 참조). 이분산성이 초래하는 바람직하지 못한 통계적 문제를 해결하기 위해서는 일반화 최소자승법(Generalized Least Square)과 같은 다른 추정방법을 사용하여야

하나 여기서는 일단 OLS만으로 추정하였다. 또한 보고된 소득 Y_i' 은 오차항과 상관관계가 있다. 왜냐하면 (4), (5), (6)에서 알 수 있듯이 Y_i' 은 확률변수인 u_i, v_i 와 상관관계가 있는데 (p_i, k_i 를 통해) (10)의 오차항 η_i 역시 u_i, v_i 를 포함하고 있기 때문이다. 따라서 이 문제를 해결하기 위해 Y_i' 을 도구변수(instrumental variable)로 사용한 2단계추정을 하고자 한다. 도구변수를 사용한 추정식은 다음과 같다.

$$\ln Y_i' = X_i\delta_1 + Z_i\delta_2 + \xi_i \dots\dots\dots(11)$$

이때 Z_i 들은 X_i 에 추가된 각 가구의 특성을 나타내는 외생변수들이다.

자세한 추정의 절차와 결과는 <附錄 1>에 제시된 바와 같다.

이제 이와 같은 회귀식 추정결과를 이용하여 우리나라의 지하경제 규모를 추정하는 것은 다음과 같은 과정을 거치게 된다.

우선 여기서 구하고자 하는 것은 궁극적

으로 k_i 의 기대치인 \bar{k} 인데 잘 알려진 대로 로그정규분포의 특성상 다음이 성립한다.

$$\ln \bar{k} = \mu_k + \frac{1}{2} \sigma_{vSE}^2 \dots\dots\dots(12)$$

그런데 γ_j 는 다음의 식을 만족한다(즉 추정한다).⁴⁾

$$\gamma_j = \beta_j [\mu_k + \frac{1}{2} (\sigma_{vSE}^2 - \sigma_{uEE}^2)] \dots\dots\dots(13)$$

이제 (13)을 다시 정리하여 (12)를 추정할 수 있는 형태로 바꾸면 다음과 같다.

$$\ln \bar{k} = \mu_k + \frac{1}{2} \sigma_{vSE}^2 = \frac{\gamma_j}{\beta_j} + \frac{1}{2} (\sigma_{vSE}^2 - \sigma_{uSE}^2 + \sigma_{uEE}^2) \dots\dots(14)$$

그런데, $\sigma_{vSE}^2, \sigma_{uSE}^2, \sigma_{uEE}^2$ 를 직접 추정할 수 없으므로 이 식만으로는 \bar{k} 의 값을 추정할 수가 없다. 따라서 이 식을 회귀식 추정에서 나온 추정치들을 이용할 수 있는 형태로 다시 한번 변환을 해야 한다. 이를 위해 다음과 같은 과정이 필요하다.

우선 (11)의 오차항의 분산 $var \xi_i$ 는 기본적으로 세가지 요소로 구성되어 있다는 것을 상기할 필요가 있다. 즉, 항상소득의 설명안된 변동, 실제소득과 항상소득의 차이(u_i), 보고된 소득과 실제소득과의 차이(v_i)가 그것이다. 따라서 항상소득의 설명안된 변동이 두 집단간에 동일하다고 가정하면(이는 이론상으로 별 문제가 없는 가정으로 판단됨), 근로자는 소득을 정확히 신고하므로(즉, $var v_{EE} = 0$ 이므로) 다음이 성

4) (13)의 도출과정은 다음과 같다.

(9), (10)을 비교해서 알 수 있듯이 γ_j 는 동일한 기술기의 두 직선(사업소득자와 근로소득자 각각의) 절편의 차이와 동일하다. 따라서 (9), (10)에서

$\gamma_j = -\beta_j(\mu_{pSE} - \mu_{vSE}) - [-\beta_j(\mu_{pEE} - \mu_{vEE})]$ 가 성립한다.

그런데 $\mu_{vSE} = \mu_k, \mu_{vEE} = 0$ 이므로,

$$\begin{aligned} \gamma_j &= -\beta_j(\mu_{pSE} - \mu_k - \mu_{pEE}) \\ &= \beta_j[\mu_k - (\mu_{pSE} - \mu_{pEE})] \\ &= \beta_j[\mu_k + \frac{1}{2}(\sigma_{vSE}^2 - \sigma_{uEE}^2)] \end{aligned}$$

Q.E.D

립한다.

$$\text{var } \xi_{SE} - \text{var } \xi_{EE} = \text{var}(u-v)_{SE} - \text{var } u_{EE} \dots\dots\dots(15)$$

여기서 $\text{var } \xi_{SE}$, $\text{var } \xi_{EE}$ 를 각각 σ_{YSE}^2 , σ_{YEE}^2 로 표시하고 사업소득자의 u_i , v_i 간의 상관계수를 ρ 로 표시하여 (15)를 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\sigma_{YSE}^2 - \sigma_{YEE}^2 = \sigma_{uSE}^2 - 2\rho\sigma_{uSE} \cdot \sigma_{vSE} - \sigma_{uSE}^2 \dots\dots\dots(16)$$

(14)와 (16)을 비교할 때, u_i 와 v_i 간의 상관계수 ρ 만 알면 이미 추정된 분산들의 추정치로부터 \bar{k} 가 취할 수 있는 값의 범위를 구할 수 있음을 알 수 있다. 그런데 문제는 ρ 의 값을 사전적으로 추정할 수 없다는 데에 있다. 따라서 ρ 의 값에 대한 가정이 필요한데 ρ 가 0이 아닐 경우 추정의 결과 \bar{k} 의 최대값이 과대하게 나오고 계산이 복잡하여 여기서는 $\rho=0$ 일 경우만을 살펴보기로 한

5) ρ 가 0이 아닐 경우는 거의 대부분 ρ 가 0인 경우보다 \bar{k} 의 값이 크다. 따라서 ρ 가 0이 아닌 경우는 최대값의 경우, 즉 $\sigma_{uSE}^2 = \sigma_{vSE}^2$ 인 경우만 살펴보면 된다. 이때는 다음이 성립한다.

$$\mu_k + \frac{1}{2} \sigma_{uSE}^2 = \frac{\gamma_i}{\beta_i} + \frac{1}{2}(\sigma_{YSE}^2 - \sigma_{YEE}^2) + \text{cov}(u)_{SE}$$

$$\sigma_{YSE}^2 - \sigma_{YEE}^2 = \sigma_{uSE}^2 - 2\rho\sigma_{vSE} - \sigma_{vSE}^2$$

다시 회귀식의 추정계수로부터 \bar{k} 의 새로운 최대값(ρ 가 1일 경우임)을 구하면 2.1 정도가 되나 ρ 가 1보다 작을 때 급격히 감소한다. 따라서 $\rho=0$ 일 때의 최대값을 다소 상회한다고 보아 큰 문제가 안될 것이다.

다.⁵⁾

ρ 가 0이면 (16)에 의해 σ_{vSE}^2 , σ_{uSE}^2 가 서로 음의 상관관계를 가지게 되므로 \bar{k} 는 σ_{vSE}^2 가 최소일 때 최소값을, σ_{uSE}^2 가 최소일 때는 최대값을 갖게 된다. 즉, 최소값일 때는 다음의 (17)을 만족하게 된다.

$$\text{Min}(\ln \bar{k}) = \mu_k + \frac{1}{2} \sigma_{uSE}^2 = \frac{\gamma_i}{\beta_i} - \frac{1}{2}(\sigma_{YSE}^2 - \sigma_{YEE}^2) \dots\dots(17)$$

한편 이미 가정된 바와 같이 σ_{uSE}^2 의 최소값은 σ_{vSE}^2 이므로(가정 2 참조) \bar{k} 의 최대값은 다음을 만족한다.

$$\text{Max}(\ln \bar{k}) = \mu_k + \frac{1}{2} \sigma_{vSE}^2 = \frac{\gamma_i}{\beta_i} + \frac{1}{2}(\sigma_{YSE}^2 - \sigma_{YEE}^2) \dots\dots(18)$$

그런데 <附錄 1>의 회귀식 추정에서 σ_{YSE}^2 , σ_{YEE}^2 의 추정치를 구할 수 있으므로 이들을 (17), (18)에 대입하여 \bar{k} 의 최소값과 최대값(즉, \bar{k} 의 범위)을 구할 수 있다. 이를 위해 설명변수의 조합을 바꿔가며 추정한 추정치는 <表 1>에 제시되어 있다. 이 表에서 추정모형의 형태설명은 모형의 숫자로 표시되는데 첫째 숫자는 1단계 모형의 형태를, 둘째 숫자는 2단계 모형의 형태를 나타낸다. 예를 들어 M11이란 1단계에서 설명변수로 Z_2 , Z_4 , X_1 , X_2 , X_3 , X_5 를 사용하고 2단계에서 설명변수로 D , $\ln \hat{Y}$, X_1 , X_2 , X_3 , X_5 를 사용했다는 것이며, M12란 1단계는 M11과 동일하고 2단계에서는 D , $\ln Y$, X_3

만을 설명변수로 사용했다는 뜻이다. 그 이상의 자세한 설명은 생략하기로 한다. 그런데 각각의 추정방법에 따른 추정치간에 큰 차이가 없으므로 여기서는 1987, 1988년 두 해 모두 M11에 의해 추정된 추정치를 사용하기로 한다.

이 표에 나와 있듯이 87년의 경우 $\ln \bar{k}$ 의 최소값은 0.08, 최대값은 0.38 정도이며, 1988년은 최소값이 0.13, 최대값이 0.39 정도이다. 따라서 \bar{k} 는 1987년에는 최소 1.09, 최대 1.46 사이의 값을 취하며, 1988년에는 최소 1.14, 최대 1.48 사이의 값을 취하게 된다. 다시 말하면 1987년의 事業所得脫漏規模는 보고된 所得의 9~46%, 1988년에는 14~48%에 달한다는 것이다.

이상의 결과에서도 알 수 있듯이 이 접근방법의 가장 큰 약점은 단일 추정치의 획득이 불가능하다는 점이다. 참고로 Pissarides-Weber(1989)가 같은 방법으로 추정을 한 英國의 경우 $\rho=0$ 일 때 28~54%의 범위를 나타내었고 ρ 가 0이 아닐 경우 87%까지 최대값이 증가하였다. 즉, 우리나라의 추정결과에 비해 그 오차한계가 다소 작다(註 5에서 지적한 대로 ρ 가 0이 아닐 경우 110% 정도의 탈루율이 추정되었음). 어쨌든 이들은 ρ 가 0인 경우까지의 값을 고려하여 그 중간인 50%를 英國의 所得脫漏規模로 추정하였다.

본고에서도 이러한 한계를 감안하여 $\rho=0$ 일 때의 최대치 부근의 값으로 脫漏所得의 규모를 추정하였다. 따라서 1987, 1988년

모두 事業所得者의 과소보고정도를 40~45%로 추정할 수 있을 것이다. 이제 이에 근거해서 地下經濟規模를 추정하기 위해서는 事業所得이 全體所得에서 차지하는 비중을 산출해야 하나, 불행히도 그러한 통계를 직접적으로 구할 수 없었다. 따라서 국민계정상의 영업잉여가 국민총가처분소득에서 차지하는 비중을 이의 代用變數로 사용하였다. 國民計定에서 산출한 이 비중은 1987년에 36.1%, 1988년엔 35.2%에 달한다. 따라서 위의 사업소득자 소득과소보고 규모를 이 비중에 곱하면 地下經濟의 對GNP比重은 1987년에 14.4~16.2%, 1988년에는 14.1~15.8%에 달한다. 본고에서는 이에 따라서 두 해의 地下經濟規模를 모두 全體國民所得의 약 15% 정도로 추정하고자 한다.

이러한 地下經濟規模를 기존의 研究結果와 비교하는 것도 의미있는 일이 될 것이다. 우리나라의 경우, 崔洸(1987) 교수는 1960년대 초에는 24%, 1980년대 초에는 21% 수준으로 하락할 것으로 추정하였는데, 본 연구에서 추정한 1980년대 후반의 15%보다는 약간 높은 수준이다. 이러한 차이는 우선 추정방법의 차이에 기인하지만 崔洸 교수의 연구에서 제시된 地下經濟規模의 하락추세를 감안하면 그렇게 큰 차이는 아니라고 생각된다.

참고로 다른 나라의 地下經濟規模 推定結果와 비교하면 15% 수준은 대체로 중간 수준쯤으로 보인다(表 2 참조). 물론 이러한 국별비교가 실증적으로 대단한 의미를 갖는

〈表 1〉 \bar{k} 의 推定

〈1987년〉

	β_j	γ_j	σ_{YSE}^2	σ_{YEE}^2	$\frac{1}{2}(\sigma_{YSE}^2 - \sigma_{YEE}^2)$ (A)	$\frac{\gamma_j}{\beta_j}$ (B)	Max ln \bar{k} (A + B)	Min ln \bar{k} (B - A)
M11	0.637376	0.146682	0.48682	0.19501	0.14591	0.23013	0.37604 (1.46)	0.08423 (1.09)
M12	0.698598	0.172127	0.48682	0.19501	0.14591	0.24639	0.39229 (1.48)	0.10048 (1.11)
M31	0.619151	0.145891	0.49338	0.19553	0.14893	0.23563	0.38456 (1.47)	0.08671 (1.09)
M32	0.688710	0.170917	0.49338	0.19553	0.14893	0.24817	0.39709 (1.49)	0.09924 (1.10)

註: () 안의 숫자들은 각각의 경우 \bar{k} 의 값.

〈1988년〉

	β_j	γ_j	σ_{YSE}^2	σ_{YEE}^2	$\frac{1}{2}(\sigma_{YSE}^2 - \sigma_{YEE}^2)$ (A)	$\frac{\gamma_j}{\beta_j}$ (B)	Max ln \bar{k} (A + B)	Min ln \bar{k} (B - A)
M11	0.638604	0.165162	0.42391	0.16302	0.13045	0.25863	0.38907 (1.48)	0.12818 (1.14)
M12	0.696829	0.191506	0.42391	0.16302	0.13045	0.27482	0.40527 (1.50)	0.14438 (1.16)
M31	0.627180	0.164261	0.42963	0.16346	0.13309	0.26190	0.39499 (1.48)	0.12886 (1.14)
M32	0.688820	0.190518	0.42963	0.16346	0.13309	0.27659	0.40967 (1.51)	0.14350 (1.15)

註: () 안의 숫자들은 각각의 경우 \bar{k} 의 값.

〈表 2〉 各國의 地下經濟規模 推定

(단위: 억달러, %)

研究者	國 家	年 度	地下經濟의 對GNP比率
박태서(Park)	美 國	1948 / 1977	9.4 / 4.0
Gutmann	美 國	1976 / 1981	10.4 / 14.0
국세청(IRS)	美 國	1976 / 1981	8.4 / 12.9
Feige	美 國	1976 / 1981	13.2~21.7 / 21
Simon and Witte	美 國	1974 / 1981	9.3~11.3 / 13
Tanzi	美 國	1980	4.5~6.1

研究者	國 家	年 度	地下經濟의 對GNP比率
Houston	美 國	1980	14.7
O'Leary	美 國	1985	15.2
Greenfield	美 國	1990	6.7
노동성	美 國	1992	10.0
O'Higgins	英 國	1978	2.5~2.9
øKonomiske Råd	덴마크	1970 /71	10.0
Hansson	스웨덴	1978	4.6
Albers	西 獨	1968	8.9
Frank	벨기에	1970	18.9
Roze	프랑스	1965	23.2
Pissarides-Weber	英 國	1982	5.5 ¹⁾

註 : 일부는 崔洸(1987) 再引用.

1) 對GDP 比率임.

것은 아니다. 왜냐하면, 접근방법 및 통계 자료의 차이는 물론 地下經濟의 정의도 다르기 때문이다.

IV. 所得稅와 附加價値稅 脫稅規模의 推定

이 章에서는 앞에서 추정된 事業所得의 脫漏規模를 이용하여 所得稅와 附加價値稅의 脫稅規模를 추정하기로 한다.

1. 所得稅 脫稅規模의 推定

所得稅는 다음 節에 설명되는 附加價値稅

와는 달리 多段階稅率構造를 가지며 또한 면세 및 공제조항이 복잡하게 존재해 있기 때문에 脫稅規模를 추정하기가 대단히 어렵다. 다시 말해 全體所得漏落規模를 안다 해도 각 세율계급별 소득누락 정도를 알지 못하면 정확한 脫稅規模推定은 이루어질 수 없다는 뜻이다. 그런데 이러한 추정은 현실적으로 불가능하므로 所得稅 脫稅推定을 위해서는 추가적 가정이 필요하다. 따라서 여기서는 어떤 평균실효세율이 안정적으로 존재한다고 가정하고 추정을 하고자 한다(참고로 소득세 원천분의 평균실효세율은 1987년에 6.4%, 1988년에 7%이며, 신고분의 평균실효세율은 각각 16.2%, 16.8%였다).

우선 다음 表에서 알 수 있듯이 1987, 1988년에는 所得稅의 신고분이 전체 소득세수에

〈表 3〉 所得稅收 推移

(단위 : 백만원, %)

	1986	1987	1988	1989	1990
소득세수	1,784,559 (100.0)	2,158,867 (100.0)	2,964,061 (100.0)	3,556,892 (100.0)	4,723,114 (100.0)
신고분	625,905 (35.1)	717,651 (33.2)	984,183 (33.2)	1,299,917 (36.5)	2,017,230 (42.7)
원천분	1,158,654 (64.9)	1,441,216 (66.8)	1,979,878 (66.8)	2,256,975 (63.5)	2,705,884 (57.3)

註 : () 안은 구성비.

〈表 4〉 綜合所得稅 申告分과 讓渡所得稅의 決定稅額

(단위 : 백만원)

	1987	1988
종합소득세 신고분(A)	697,550	841,632
양도소득세(B)	227,189	439,200
A+B	924,739	1,280,832
$\frac{A}{A+B}$	0.754	0.657

서 차지하는 비율이 대체로 1/3 정도이다.⁶⁾

그런데 원천분은 거의 脫稅의 여지가 없고 脫稅는 신고분에만 집중된다고 할 수 있다. 또한 신고분 중에서 讓渡所得稅는 脫稅의 여지가 매우 적다고 할 수 있다. 따라서 所得稅의 脫稅가 실제로 많이 일어났다고 추정되는 부분은 신고분에서 讓渡所得稅를 차감한 부분이 될 것이다. 그런데 讓渡所得稅의 실세수 통계를 획득할 수 없어 부득이

讓渡所得稅와 綜合所得稅 신고분의 비율을 구해 이를 실제 소득세 신고분에 곱하여 脫稅가 집중되는 액수로 代用하였다.

〈表 3〉, 〈表 4〉에서 종합소득세 신고분의 전체세수에 대한 비율을 구하면 1987년에는 25%, 1988년에는 21.8%에 달한다.

이제 단일실효세율을 전제하고 所得稅收의 所得彈力性이 1이라고 가정하면, 앞에서 추정한 脫漏所得(즉, 신고분 소득과 동일하다고 가정된)의 규모가 40~45%였으므로, 綜合所得稅 신고분의 脫稅規模 역시 전체신고분의 40~45%가 될 것이다. 이미 추정된 소득세 신고분이 전체소득세수에서 차지하는 비중을 이에 곱하면, 전체 소득세수의

6) 이는 1980년대 후반에 일관된 추세이나 1990년대에 들어 신고분의 비율이 현저히 높아졌다. 그 이유는 讓渡所得稅의 급격한 증가와 아울러 個人事業所得의 누락이 많다는 지적에 따른 세정강화 등이 될 것으로 생각된다.

탈세규모는 1987년에 10~11.3%, 1988년에 8.7~9.8% 정도가 된다고 할 수 있다.

그런데 脫稅는 일반적으로 한계세율이 높은 쪽에서 발생할 가능성이 높으며, 또한 稅收推計에서 사용되는 所得稅收의 所得彈力性이 대체로 1보다 크고 또한 讓渡所得稅에서도 脫稅의 가능성이 있으므로 실제의 所得稅 脫稅 정도는 여기서 추정된 것보다 더 클 것으로 예상된다.

2. 附加價值稅 脫稅規模의 推定

우리나라의 附加價值稅는 이른바 ‘消費型’이므로 이론상으로는 免稅部分을 제외한 民間消費支出이 바로 課稅標準과 동일하다. 따라서 附加價值稅 脫稅規模의 추정은 보고 누락된 民間消費支出의 규모만 추정이 된다면 여기에 단일세율 10%를 곱하여 구하면 된다.

그러나 이렇게 이론적으로 당연한 결과가 실제 우리나라의 附加價值稅에 그대로 적용될 것인가? 비록 현행제도가 소비형 단일세율구조를 가지고 있지만 課稅特例, 零稅率, 免稅 등 附加價值稅 구조를 복잡하게 만드는 요인들이 있기 때문에 附加價值稅의 과세표준이 해당 民間消費支出과 동일하다고 속단할 수는 없다. 따라서 이 부분을 위한 검증이 우선 필요한데 產業聯關表를 위한 附加價值稅 稅收推計結果 면세된 부분의 民間消費支出이 附加價值稅 課稅標準과 거의 동일하다는 것이 입증되었다. 이를 살펴보

면 다음과 같다. 즉, 筆者의 다른 연구와 〈附錄 2〉에 자세히 설명한 바와 같이 產業聯關表를 이용한 附加價值稅收 推計는 事後 稅收推定의 誤差率이 0.1% 정도에 불과해 附加價值稅의 과세베이스 추정으로는 대단히 정확하다고 할 수 있다는 것이다. 이는 다시 말해 산업연관표상의 民間消費支出 내지는 國民所得이 과세를 위한 자료와 거의 일치한다는 반증이기도 하다.

결국 이 점을 감안하면 과세되는 부분의 民間消費支出 중 누락보고된 부분의 비율은 곧 脫稅規模의 전체세수에 대한 비율과 같다는 결론이 나온다. 다시 말해 附加價值稅의 脫稅規模 推定을 위해서는 누락된 民間消費支出의 규모를 추정하기만 하면 된다. 물론 이는 용이하지 않다. 그러므로 본 연구에서는 이미 추정된 所得의 과소보고규모와 民間消費支出의 所得彈力性을 이용하여 누락된 民間消費支出 規模를 추정한 다음 그에 의해 附加價值稅의 脫稅規模를 추정하는 접근방법을 사용하고자 한다.

우선 民間消費支出의 對GNP 탄력성을 구하기 위해 (巨視)民間消費支出函數의 추정이 필요한데, 본 연구에서는 별도의 추정을 하지 않고 左承喜·黃晟鉉·李善愛(1993)의 巨視財政模型에 포함된 民間消費支出函數를 그대로 이용하고자 한다. 우선 이들의 연구에서 추정된 民間消費支出函數를 소개하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \log(C) &= 0.7329 + 0.5258 \log(C)_{-1} \\ &\quad (3.09) \quad (6.75) \\ &+ 0.3322 \log(yd) + 0.0736 \log\left(\frac{M_2}{P}\right) \\ &\quad (3.97) \quad (1.42) \\ &- 0.0014(Rum - P) \\ &\quad (-1.81) \\ \bar{R}^2 &= 0.999 \quad D.W. = 1.93 \quad h = 0.167 \\ s.e.e &= 0.013 \end{aligned}$$

여기서, C 는 民間消費支出, yd 는 가처분 소득, P 는 GNP디플레이터, M_2 는 總通貨, Rum 은 명목사채금리를 나타낸다.⁷⁾ 추정의 결과가 양호하여 그 계수들을 그대로 이용할 수 있다고 생각된다.

그런데 이 추정식에는 C 의 시차변수가 들어있으므로 yd 의 계수인 0.3322를 바로 民間消費支出의 所得彈力性이라 할 수 없다. 우리의 가설은 계속적으로(매년) 事業所得의 누락이 있어 왔다는 것이므로 定常狀態를 상정하여 구한 $0.3322 \div (1 - 0.5258) = 0.70$ 이 民間消費支出의 所得彈力性이라고 할 수 있다.⁸⁾ 이 탄력성을 감안할 때 앞에서 추정한 소득의 누락정도가 약 15%였으므로 民間消費支出의 누락정도는 약 10.5%라고 할 수 있다.

어쨌든 이와 같은 근거에서 앞의 소비지출 과소추정 규모가 10.5%라는 것을 상기

하면 전체 附加價値稅의 脫稅規模는 같은 10.5%라고 할 수 있다. 그러나 여기서 한 가지 고려해야 할 점은 消費支出의 누락정도는 아무래도 과세되는 쪽에 더 크다고 상정해 볼 수 있다는 점이다. 그런데 附錄에서 볼 수 있듯이 과세되는 부분의 消費支出이 1987년 62.1%(附表 4 참조), 88년 61.7%(附表 5 참조) 정도이므로 만약 消費支出의 누락이 이 부분에만 집중된다면 최대 16.9% 정도까지 附加價値稅의 脫稅가 이루어졌다고 추정할 수 있다.

다시 정리하자면, 산업연관표에 의한 세수추계에서 볼 수 있듯이 附加價値稅의 脫稅規模는 총규모에서 民間消費支出의 누락정도와 동일하다는 것이며, 탈세의 비율은 그 누락정도가 과세부분에 어느 정도 집중되었느냐에 달려 있다는 것이다. 따라서 부가가치세 탈세비율은 1987, 1988년 모두 10.5~16.9%의 범위에 있을 것으로 추정된다.

V. 結 語

본 연구에서는 所得-支出 推計方法에 의한 脫稅規模 추정을 시도하였는바 그 주요한 결과는 다음과 같다.

우선 事業所得의 탈루규모는 대체로 평균 40~45% 정도에 이르는 것으로 추정되었다. 事業所得이 全體所得에서 차지하는 비

7) 변수와 추정에 대한 자세한 설명은 左承喜·黃晨鉉·李善愛(1993) 참조.

8) 가장 간단한 다음과 같은 형태의 추정에 의하면 所得彈力性이 0.86으로 추정되었다.

$$\ln C = \alpha + \beta \ln Y + \varepsilon$$

중이 1987, 1988년 모두 35~36% 정도이므로 이 두 해의 전체 地下經濟의 規模 또는 脫漏所得의 총규모는 전체 GNP의 약 15% 정도라고 추정할 수 있다.

다음으로 綜合所得稅의 신고분이 전체소득세수에서 차지하는 비중은 1987년에 25%, 1988년에 21.8%에 달하였다. 그런데 단일 실효세율을 가정하면, 事業所得의 누락 정도와 事業所得稅의 脫稅規模는 동일하므로 事業所得稅가 거의 대부분인 綜合所得稅 신고분 탈세규모도 40~45%로 추정된다. 따라서 全體所得稅의 脫稅規模는 1987년에 10~11.3%, 1988년에 8.7~9.8% 정도에 달한다고 추정할 수 있다. 다만 세수의 所得彈力性이 1보다 크고 讓渡所得稅의 탈세가능성도 있으므로 실제 탈세규모는 이를 상회할 것이다.

마지막으로 附加價値稅의 脫稅規模는 우리나라 附加價値稅가 단일세율을 채택하고 있으므로 과세베이스의 脫漏規模만 정확히 추정하면 그 규모와 동일한 것으로 계산할 수 있다. 따라서 民間消費支出의 所得彈力性이 0.7 정도로 추정되므로 附加價値稅의 과세베이스인 民間消費支出의 탈루정도는 10.5%가 되며, 이는 곧 附加價値稅의 탈세규모가 된다. 그런데 脫稅가 집중된다고 판단되는 과세부분이 全體民間消費支出에서 차지하는 비중이 1987, 1988년 두 해 모두 62% 정도이므로 脫稅가 이 부분에 모두 집중된다고 하면 脫稅規模는 최대 16.9%까지 이를 것으로 추정된다. 즉, 附加價値稅의

脫稅規模는 최소 10.5%, 최대 16.9%에 달한다고 하겠다.

이와 같은 결과의 추정을 위해서는 많은 가정이 필요하였다. 따라서 이러한 가정들을 포함하여 본 연구가 갖는 한계와 앞으로의 改善方案에 대해 논의할 필요가 있다.

우선, 본 연구의 地下經濟 또는 脫漏所得 規模 推定方法은 본문에서도 지적한 바와 같이 단일추정치의 획득이 불가능하다. 따라서 오차의 한도를 줄이는 것이 필요한데 34~37% 정도의 오차한계는 다소 큰 것으로 보인다. 이런 결과는 다음의 두가지 요인에 기인한다고 생각된다. 첫째, 1단계 추정시 충분히 많은 설명변수를 포함하지 못하여 오차자승합이 事業所得者, 勤勞所得者 兩者 공히 크게 추정되었다는 점이다. 다음으로 統計廳의 테이프에 수록된 事業所得의 통계에도 문제가 있기 때문인 것으로 판단된다. 좀더 구체적으로 말하면 勤勞所得과는 달리 事業所得은 설문응답자의 비협조 등의 태도로 인해 정밀한 설문조사보다는 추정의 요소가 많이 내재되어 있다는 점이다. 이와 같은 統計改善의 문제는 본 연구에만 국한된 문제가 아니나, 전자의 문제는 추가적인 回歸分析의 改善作業에 의해 어느 정도 해결이 가능할 것으로 보여 향후의 研究課題라고 할 수 있겠다.

다음으로, II, III章의 추정에 있어 많은 가정에 의존하였다는 것을 지적할 수 있다. 특히 본문의 p_i , k_i 의 분포를 로그정규분포로만 가정한 것이 가장 큰 제약이라고 생각

된다. 이를 특정분포에 의존하지 않는 모형으로 확대시키는 노력이 필요하다. 또한 근로소득자는 전혀 탈세를 하지 않는다는 가정도 脫稅規模의 과소추정 요인이 될 수 있다.

셋째, 附加價値稅 脫稅規模 推定에 있어 民間消費支出의 所得彈性을 구하기 위해 기존의 연구결과를 차용했는데, 본 연구에 적합한 民間消費支出函數 추정이 필요하다고 생각된다. 아울러 民間消費支出의 누락이 附加價値稅 과세부분과 면세부분간에 어떻게 분포될 것인지에 대한 추정의 정밀화도 향후의 연구과제가 될 것이며, 民間消費支出을 품목별 또는 산업별로 추정하여 각 산업의 脫稅規模를 따로 추정하는 것도 흥미있는 研究課題가 될 것이다.

본 연구가 가지는 의미라면, 우리나라의

統計資料를 이용하여 所得-支出 推計方法으로 所得漏落規模를 추정한 것과 이를 세목별로 적용하여 脫稅規模를 추정하였다는 것이 될 것이다. 아울러 이러한 추정 자체도 의미를 가지지만, 이를 활용하여 어떤 정책변화의 효과를 추정할 수 있다는 의미도 가진다. 예를 들면, 金融實名制라든가 稅務行政強化 등의 조치가 취해졌을 때 그 전후의 脫稅規模를 비교하여 이러한 정책변화의 효과를 측정할 수 있다는 것이다.

어쨌든 本 研究에서의 脫稅規模 推定은 이미 지적한 몇가지 문제점을 감안할 때 현 단계에서는 아직 추정의 시도라고 해야 할 것이다. 따라서 이러한 문제점을 개선하는 향후의 연구가 요구되며, 본 연구는 이러한 연구들을 위한 첫단계로서의 의미도 가진다고 하겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 盧基星, 「事業所得稅 過小報告規模의 推計」, 『韓國開發研究』, 1992 겨울호.
- 盧基星·柳一鎬·尹建永·李鎮淳, 『稅收推計 模型開發에 관한 研究』, 韓國開發研究院 研究報告書 90-01, 1990. 6.
- 박재완, 「適正稅務調查制度: 理論模型과 納稅函數의 推定을 통한 檢證」, 『재정논집』, 제8집, 1993. 12, pp. 3~29.
- 柳一鎬, 「脫稅의 經濟的 效果와 類型 및 防止에 관한 研究」, 韓國開發研究院 政策研究資料 92-12, 1992. 12.
- 左承喜·黃晟鉉·李善愛, 『韓國經濟의 「年間巨視模型」과 政策效果分析』, 韓國開發研究院 政策報告書 93-03, 1993. 4.
- 崔 洸, 『韓國의 地下經濟에 관한 研究』, 韓國經濟研究院 1987. 4.
- Allingham, Michael G. and A. Sandmo, "Income Tax Evasion: A Theoreti-

cal Analysis," *Journal of Public Economics*, Vol. 1, 1972, pp. 323~338.

Pissarides, Christopher A. and Guglielmo Weber, "An Expenditure-Based Estimate of Britain's Black

Economy," *Journal of Public Economics*, Vol.39, 1989, pp. 17~32.

Pyle, D., "Tax Evasion and the Black Economy," Macmillan, 1989.

[附錄 1] 地下經濟規模의 實際推定

地下經濟規模의 추정은 우선 1단계에서 勤勞所得者, 事業所得者 각각의 경우 (11)을 추정한 뒤 여기서 구한 \hat{Y} 을 (10)의 설명변수로 代入하여 2단계 추정을 하였다. 즉, 본문에서 지적한 문제들을 해결하기 위해 도구변수를 사용한 추정을 한 것이다. 각 단계의 추정을 위해 사용한 변수는 다음과 같다.

(1단계) $\ln Y_i = \text{상수} + \sum \alpha_k X_{ki} + \sum \beta_j Z_{ji} + e$
 Y_i, X_{ki} 는 2단계와 동일
 Z_{1i} : 자동차 有無
 Z_{2i} : 소유주택의 가격
 Z_{3i} : 부인의 직업유무의 dummy
 (有:1, 無:0)

(2단계) $\ln C_i = \text{상수} + \sum \alpha_k X_{ki} + \beta \ln Y_i + \gamma D$
 C_i : 음식료품에 대한 소비지출
 Y_i : 가구주 소득(月)
 X_{1i} : 가구주의 나이-40
 X_{2i} : (가구주의 나이-40)²/10
 X_{3i} : 가구원수
 X_{4i} : 자녀의 수

X_{5i} = 주택소유 여부의 dummy
 (有:1, 無:0)
 D = dummy(사업소득자:1,
 근로소득자:0)

본 연구에서는 도시가계소득조사 테이프의 1987, 1988년도 자료를 이용하여 추정했는데, 이 두 해를 선정한 이유는 後述하는 附加價値稅 脫稅規模의 추정에 있어 이용되는 稅收推計가 이 두 해의 것이기 때문에 그에 맞춘 것이다. 이 추정의 결과들은 <附表 1>, <附表 2>에 정리되어 있다.

본문에서 지적한 대로 본 연구에서는 설명변수의 조합을 바꿔가며 다수의 추정을 하였는데, 그중 대표적인 몇가지만을 이 표들에 소개하였으며(추정모형의 형태설명이 모형의 숫자로 표시된다는 것은 이미 지적한 바와 같음), 1단계 추정결과는 생략하고 2단계 추정결과들만을 제시하였다. 어떤 경우든 R^2 가 1단계 추정에서는 0.2~0.3 정도, 2단계에서는 0.37 정도였으며, 계수의 추정치들은 1, 2단계 모두 극소수의 예외를 제외하고는 99% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.¹⁾ 또한 1987, 1988년의 결과들을 서로 비교할 때 추정치가 상당히 類似하여 적어도 이 두 해에 관한 한 모형은 안정적이라고 할 수 있겠다.

1) 1단계의 說明變數들을 서로 곱하거나 제공하여 설명변수로 추가한 후 새로 추정한 결과(2단계는 동일) 1단계의 R^2 는 다소(0.1 정도) 높아졌으나 계수추정치에는 큰 차이가 없었다. 따라서 여기서는 최초로 추정한 것을 그대로 사용하기로 한다.

〈附表 1〉 1987년의 消費支出函數 推定

M11

추정치 \ 변수	상 수	D	$\ln \hat{Y}$	X_1	X_2	X_3	X_5
	3.114734 (11.248)	0.146682 (13.902)	0.637376 (29.197)	0.003262 (6.407)	-0.001089 (-3.102)	0.066066 (14.726)	0.029113 (2.473)

$R^2 = 0.3780 \quad \bar{R}^2 = 0.3775$

註:() 안은 t 값.

M12

추정치 \ 변수	상 수	D	$\ln \hat{Y}$	X_3
	2.283447 (10.006)	0.172127 (17.256)	0.698598 (38.257)	0.070148 (15.822)

$R^2 = 0.3731 \quad \bar{R}^2 = 0.3775$

註:() 안은 t 값.

M31

추정치 \ 변수	상 수	D	$\ln \hat{Y}$	X_1	X_2	X_3	X_5
	3.402216 (12.576)	0.145891 (13.804)	0.619151 (28.826)	0.004072 (8.029)	-0.003218 (-9.591)	0.059520 (12.892)	0.035410 (3.022)

$R^2 = 0.3763 \quad \bar{R}^2 = 0.3758$

註:() 안은 t 값.

M32

추정치 \ 변수	상 수	D	$\ln \hat{Y}$	X_3
	2.406757 (10.236)	0.170917 (16.987)	0.688710 (36.601)	0.071628 (15.897)

$R^2 = 0.3636 \quad \bar{R}^2 = 0.3633$

註:() 안은 t 값.

〈附表 2〉 1988년의 消費支出函數 推定

M11

추정치	변수	상 수	D	ln \hat{Y}	X ₁	X ₂	X ₃	X ₅
		3.140151 (8.689)	0.165162 (12.715)	0.638604 (22.688)	0.003693 (5.812)	-0.001022 (-2.260)	0.058601 (10.530)	0.022502 (1.570)

$R^2 = 0.3765$ $\bar{R}^2 = 0.3756$

註:() 안은 t 값.

M12

추정치	변수	상 수	D	ln \hat{Y}	X ₃
		2.334995 (7.775)	0.191506 (15.550)	0.696829 (29.422)	0.063641 (11.620)

$R^2 = 0.3700$ $\bar{R}^2 = 0.3695$

註:() 안은 t 값.

M31

추정치	변수	상 수	D	ln \hat{Y}	X ₁	X ₂	X ₃	X ₅
		3.337790 (9.365)	0.164261 (12.630)	0.627180 (22.450)	0.004433 (7.001)	-0.003050 (-6.989)	0.052083 (9.103)	0.027265 (1.910)

$R^2 = 0.3750$ $\bar{R}^2 = 0.3740$

註:() 안은 t 값.

M32

추정치	변수	상 수	D	ln \hat{Y}	X ₃
		2.436363 (7.892)	0.190518 (15.345)	0.688820 (28.290)	0.064742 (11.653)

$R^2 = 0.3612$ $\bar{R}^2 = 0.3607$

註:() 안은 t 값.

[附錄 2] 1987, 1988년 附加價值稅 課稅標準의 推定

본 연구에서는 1987년 및 1988년 産業聯關表 延長表 중 161部門을 사용하였다.

우선 産業聯關表上 이 두 해의 民間消費 支出總額은 각각 59조원, 68조원에 이르는 데, 이중 附加價值稅法上 免稅되어야 할 品目에 대한 지출액은 다음과 같다. 1項(벼)에서부터 7項(축산업), 12, 13, 21, 24~27項의 품목들은 稅法 12조 1항 1호의 가공되지 아니한 食料品¹⁾에 해당되는 免稅品目들이다.

그런데 여기서 문제되는 것이 例外條項이다. 161部門分類의 11項인 林產物 중에는 免稅品目인 食用林產物(402部門分類의 29項)²⁾이 포함되어 있고 21項(육류 및 육가공품)은 402부분분류로는 우돈육, 기타, 육류, 육가공품이 포함되는데 이중 육가공품은 課稅對象이다. 또한 24項 水產加工品은 402부분분류로는 과세대상품목들인 58項(수산통조림), 60項(水產食品)과 면세대상 품목들인 59項(水產冷凍食品), 61項(水產

貯藏品)들로 나누어진다. 이런 문제는 157項 서비스부문에서도 발생하는데, 402부문의 392項(영화 및 기타연예)과 395項(기타 오락서비스)은 과세대상인 반면 393項(放送)과 394項(文化서비스(國公立))은 免稅對象이다.

따라서 이렇게 면세와 과세대상이 같이 존재하는 부분은 402部門表에서 그 金額을 계산해내야 하는데,³⁾ 1987년 및 1988년 産業聯關表는 1985年表의 연장표이므로 161부분까지만 投入額數가 나와 있다. 이를 해결하기 위해 부득이 위에 나열한 품목들은 1985年表의 402部門表에서 그 比率를 계산한 다음(예: 육가공품은 21項(육류 및 육가공품)에 대한 소비지출의 약 10%) 그것을 1987, 1988년도의 지출액수에 곱하는 방식으로 각 稅項目에 대한 支出額을 계산해 냈는데, 과세비율 추정결과는 <附表 3>에, 과세금액은 <附表 4>, <附表 5>에 제시되어 있다.

그런데 附加價值稅 12조 1항에 의해 그 외의 免稅對象部門들이 많은데, 그 品目과 額數들은 <附表 4> 및 <附表 5>에 요약되어 있다. 이렇게 免稅對象을 제외하고 나면 매출액의 2%(또는 3.5%)의 稅率이 적용되는 課稅特例品目を 따로 계산하여야 하지만 이

- 1) 附加價值稅法 12條와 同 施行令 및 規則에 규정되어 있다.
- 2) 林產物에는 402부분분류상 27(원목)부터 32(기타임산물)까지 6개항목이 있다.
- 3) 사실은 402部門表에서도 면세와 과세대상이 같이 존재하는 경우가 있다. 곧 설명하는 402部門의 61項 수산저장품이 그 예이다.

部門의 稅額이 워낙 적고 平均的으로 附加價値率은 20%라고 볼 수 있으므로 이들 部門에 대한 支出은 따로 고려하지 않았다.

이와 같이 찾아낸 면세된 부문에 대한 支出額의 合計는 1987년에 약 20조 4,000억 원, 1988년에 26조 1,000억 원에 달하는데 1987, 1988년도 聯關表上의 民間消費支出額에서 이 부문을 제외하고 나면 課標는 각각 36조 6,998억 7,600만원(지출총액의 62%), 42조 1,333억 3,000만원으로서 理論上으로는 약 3조 7,000억원과 4조 2,133억원 정도의 附加價値稅收가 예상된다. 그런데 實際稅收는 1987년에 3조 6,505억원, 1988년에 4조 2,052억 원에 달해 각각 195억원과 81억원 정도의 差異만을 나타내어 대단히

근접한 수치를 보여주고 있다. 다시 말하면 실제의 課標보다 각각 1,950억원, 810억원 정도 과다예측을 한 셈이 된다. 이 정도의 과다예측도 그 원인을 찾을 수 있는데, 課稅特例部門에 대한 보다 정밀한 예측을 못한 것 등의 理由도 있겠지만 근본적으로는 과세대상으로 처리된 수산저장품(402분류의 61항) 부문에 그 원인이 있는 것으로 생각된다. 왜냐하면 수산저장품 중 김, 미역 등에 대한 지출액을 제외한 액수가 實際課標가 되어야 하나 이들에 대한 지출액이 포함되어 과표의 과다추정이 된 것인데, 이를 감안하면 앞에 제시한 오차는 거의 사라지는 셈이 된다.

〈附表 3〉 産業聯關表를 이용한 部門別 課稅比率 推定

161部門項目	金額	402部門項目	金額	課稅與否	課稅比率
11 임산물	116,245	29 식용임산물	54,011	면 세	0.535369
21 육류 및 육가공품	1,570,590	54 육가공품	152,585	과 세	0.097151
24 수산가공품	453,648	58 수산통조림	21,371	과 세	0.326651
		59 수산냉동식품	253,524	면 세	
		60 수산식품	126,814	과 세	
		61 수산저장품	51,939	면 세	
157 오락 및 문화서비스	800,310	392 영화 및 기타연예	127,397	과 세	0.809988
		393 방송	124,455	면 세	
		394 문화서비스	27,613	면 세	
		395 기타오락서비스	520,845	과 세	

資料 : 韓國銀行, 『1985年 産業聯關表(I)』, 1988.

〈附表 4〉 産業聯關表를 利用한 稅收推計(1987)

(단위 : 백만원)

項 目	金 額	課稅金額 ¹⁾
1 벼	0	
2 맥주 및 잡곡	15,786	
3 야채	1,806,718	
4 과일	804,418	
5 기타식용작물	391,783	
6 비식용작물	175,180	
7 축산	379,100	
11 임산물	94,118	50,388
12 수산어획	836,648	
13 수산양식	135,026	
14 석탄	0	
21 육류 및 육가공품	1,913,012	185,851
24 수산가공품	703,450	229,783
25 정미	4,499,168	
26 정맥	149,289	
27 제분	72,740	
64 인쇄출판	429,238	
82 석탄제품	886,425	
126 수도	129,992	
135 철도운수	357,817	
142 통신	620,655	
143 금융	215,614	
144 보험	845,130	
147 법무 및 기술적 전문서비스	446,585	
150 공공행정 및 국방	397,680	
151 교육기관	2,917,882	
152 연구기관	85,499	
153 의료 및 보건	2,727,111	
154 사회복지사업	86,697	
155 위생서비스	47,052	
156 사회서비스	453,825	
157 오락 및 문화서비스	870,301	704,933
합 계	23,547,939	1,170,955
면세금액	22,376,984(A)	
민간소비지출	59,076,860(B)	
과세표준	36,699,876(B-A)	

註 : 1) 〈附表 3〉의 1985년 과세비율로 계산.

資料 : 韓國銀行, 『1987年 産業聯關表(延長表)』, 1990.

〈附表 5〉 産業聯關表를 利用한 稅收推計(1988)

(단위 : 백만원)

項 目	金 額	課稅金額 ¹⁾
1 벼	0	
2 맥주 및 잡곡	17,978	
3 야채	2,280,011	
4 과일	909,896	
5 기타식용작물	434,552	
6 비식용작물	239,059	
7 축산	402,079	
11 임산물	106,925	57,244
12 수산어획	874,001	
13 수산양식	159,376	
14 석탄	0	
21 육류 및 육가공품	2,169,163	185,851
24 수산가공품	786,415	229,783
25 정미	5,373,413	
26 정맥	162,034	
27 제분	58,919	
64 인쇄출판	460,976	
82 석탄제품	890,829	
126 수도	147,537	
135 철도운수	390,415	
142 통신	734,518	
143 금융	290,154	
144 보험	758,645	
147 법무 및 기술적 전문서비스	509,403	
150 공공행정 및 국방	569,612	
151 교육기관	3,518,465	
152 연구기관	116,582	
153 의료 및 보건	3,210,754	
154 사회복지사업	109,163	
155 위생서비스	71,206	
156 사회서비스	679,453	
157 오락 및 문화서비스	1,018,800	704,933
합 계	27,450,333	1,350,079
면세금액	26,100,254(A)	
민간소비지출	68,233,584(B)	
과세표준	42,133,330(B-A)	

註 : 1) 〈附表 3〉의 1985년 과세비율로 계산.

資料 : 韓國銀行, 『1988年 産業聯關表(延長表)』, 1991.