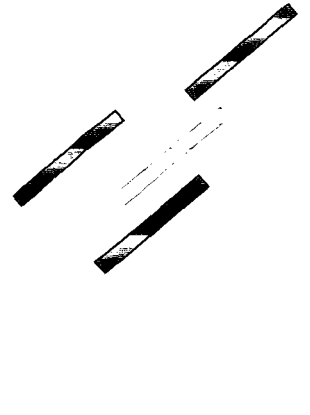


財政研究



1994년 11월 7일 登錄
登錄番號 사-1738



經濟危機와 構造調整 費用의 世代別 歸着全 瑛 俊
 垂直的 商品差別化된 産業에서의 公企業에 대한 分析延 泰 勳
 外換危機 이후 財政政策 持續 可能 時限의 變化 :
 單純 시뮬레이션 分析朴 宗 奎
 多國籍企業들의 企業 內 資金흐름에 대한 理論的 分析韓 道 淑
 The Effects of Off-farm Work Experience and
 the Regional Labor Market Situation on Farmers'
 Exit and Off-farm Work Participation 李 明 憲

財政研究

Review of Fiscal Studies

第6卷 第1號(通卷 10號)

1999年 8月

目 次

論文	經濟危機와 構造調整 費用의 世代別 歸着	全瑛俊	1
	垂直的 商品差別化된 産業에서의 公企業에 대한 分析	延泰勳	33
	外換危機 이후 財政政策 持續 可能 時限의 變化: 單純 시뮬레이션 分析	朴宗奎	71
	多國籍企業들의 企業 內 資金흐름에 대한 理論的 分析	韓道淑	97
	The Effects of Off-farm Work Experience and the Regional Labor Market Situation on Farmers' Exit and Off-farm Work Participation	李明憲	115
英文抄錄		145

經濟危機와 構造調整 費用의 世代別 歸着

全 瑛 俊*

요 약

본 연구에서는 1997년말 외환위기에서 비롯된 경제위기가 국민복리에 미친 영향과 금융기관과 기업의 구조조정을 위해 투입되고 있는 재정자금 부담의 귀착에 대한 분석을 행하였다. 경제위기와 구조조정 비용 조달을 위한 재정정책으로 인해 후생 감소가 가장 큰 세대는 1998년과 2000년도 사이에 경제활동을 시작하는 세대들이며 후생비용의 절대규모도 무시할 만한 수준이 아닌 것으로 보인다. 이 세대들의 후생비용이 가장 높은 이유는 이들이 경제위기에 따른 생산성 하락시기와 균형성장경로로 이행하는 조정기간 동안 겪게 될 자본축적 및 노동공급의 왜곡을 가장 오랫동안 경험하기 때문이며, 또한 구조조정을 위한 재원조달의 부담을 가장 크게 지게 될 세대이기 때문이다. 이들 이외의 세대들도 조정기간을 겪는 기간이 길수록 후생의 감소가 더욱 큰 것으로 나타나고 있다. 경제위기와 구조조정에 따른 후생비용이 높은 세대들의 후생 증진을 위한 근본적인 대책은 생산성 향상을 촉진할 수 있는 각종 정책이며, 세대간 자원의 재분배를 통한 후생 증진효과는 매우 제한적일 것으로 보인다.

I. 서 론

1997년말 이후 외환위기에서 비롯된 경기침체, 대량실업, 기업의 연쇄부도,

* 본원 전문연구위원.

금융기관 및 기업구조조정, 구조조정을 위한 막대한 재정지출과 이로 인한 재정적자의 확대, 그리고 분배구조의 변화 등 우리 경제는 일찍이 경험하지 못하였던 전환기에 처해 있다. 특히, 경제위기 1년을 거치면서 두드러지게 나타났던 현상 중의 하나인 분배구조의 악화는 단순히 소득계층별 소득분포의 악화에 그치지 않고 연령별 소득분포, 연령별·소득계층별 순자산 증가액 분포의 불균형이 심화되는 등 다양한 형태로 나타나고 있다¹⁾. 특히, 1998년을 전후로 노동시장에 새로이 진입하는 세대들의 경우(30세 미만 연령계층), 이들의 실업률과 소득의 감소가 다른 세대의 경우보다 두드러지게 나타나고 있다(<표 1>, [그림 1]과 [그림 2] 참조). 이는 외환위기 이후 경기가 침체되고 기업이 구조조정의 일환으로 고용을 대폭 감축함에 따라 이들에 대한 노동시장에의 진입

<표 1> 연도별 경제활동 참가율·실업률·실업자수

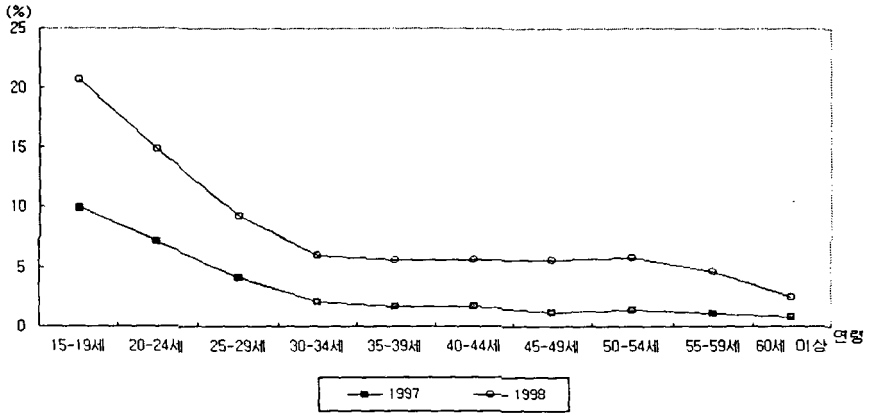
(단위: %, 천명)

연령	경제활동 참가율		실업률		실업자수	
	1997	1998	1997	1998	1997	1998
15~19세	10.8	10.6	9.9	20.7	42	85
20~24세	62.5	58.3	7.2	14.8	149	257
25~29세	71.5	69.4	4.1	9.3	122	268
30~34세	74.6	72.1	2.1	6.0	60	170
35~39세	79.2	78.0	1.7	5.6	55	190
40~44세	81.7	79.5	1.7	5.6	47	163
45~49세	78.7	78.3	1.2	5.6	26	119
50~54세	75.0	73.6	1.4	5.8	23	97
55~59세	69.0	66.1	1.1	4.6	17	65
60세 이상	40.3	38.0	0.8	2.5	15	48

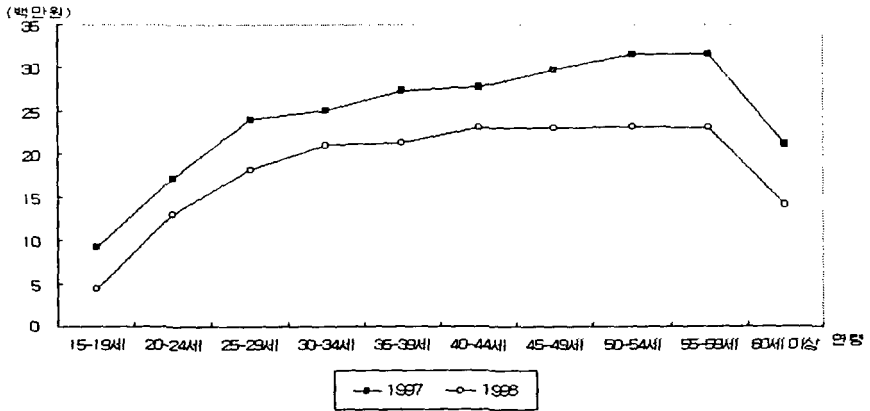
자료: 전영준, 「경제위기 1년의 조세정책 평가와 향후 정책방향」, 조세의 날 기념 심포지엄, 한국조세연구원, 1999. 3.

1) 전영준 외(1999) 참조.

[그림 1] 연령별 실업률



[그림 2] 연령별 소득수준



기회가 매우 제한된 점에서 일차적인 원인을 찾아야 할 것이다. 그러나 더욱 심각한 문제는 구조조정이 지체되어 요소생산성 증가가 정상화되는 시기가 지연되고 신규노동진입인구가 누적될 경우, 이들의 취업기회가 더욱 제한될 것이고 이로 인해 노동시장에서의 인적자본형성이 적절하게 이루어지지 못하여 정상적인 소득 증가와 자산축적이 이루어지기 어려운 상황이 발생할 가능성이 있다는 것이다. 이 경우 이들 세대들의 빈곤이 심각한 문제로 대두될 수도 있을

것이다²⁾. 또한 구조조정과 실업대책을 위한 재정지출이 급격히 증가하고 있고 이로 인한 재정적자의 누적은 향후 심각한 재정부담으로 작용할 것이다. 이러한 재정부담은 조세부담률의 증가로 구체화될 것이며, 부채상환의 시기, 조세구조 특히 세원별 세수비중에 따라 세대별 재정부담 귀착은 상이한 양상을 보일 것이다.

본 연구에서는 전환기를 거치면서 경험하고 있는 환경의 변화가 우리 경제에 미치는 영향에 대한 연구의 첫 단계로서 경제위기와 구조조정을 위한 재정지출 비용의 귀착분석을 세대별 후생분석을 중심으로 행하였다³⁾. 이를 위하여 Auerbach & Kotlikoff(1987)의 모형을 변형한 일반균형 세대중복모형이 구축되었다. 이 모형은 인구의 고령화와 국민연금제도 개편의 효과분석을 위하여 구축된 전영준(1997)과 전영준(1998)의 모형을 기본으로 하고 정부의 세출 및 세입구조를 반영하기 위하여 재정지출 수준 및 조세구조를 명시적으로 감안하였으며 요소생산성 변화의 효과를 분석하기 위한 모형의 변형이 이루어졌다. 다시 말하면, 이 모형 내에서는 경제위기를 요소생산성 향상률의 급격한 하락으로 규정하였다. 또한 경제의 구조조정시기를 생산성의 정체시기로 규정하고 구조조정의 진척 정도를 정체시기의 장단으로 단순화하여 분석을 행하였다.

2) 1999년의 경제성장률이 급격히 상승한 원인을 구조조정으로 인한 요소생산성의 향상에서 찾기 어렵다는 의견이 지배적이다. 또한, 기업 및 금융기관의 구조조정이 지체될 경우 금융위기가 재발될 가능성도 조심스럽게 제기되고 있다. 이러한 점들을 감안한다면, 1999년의 급격한 경기회복은 일시적인 현상으로 해석되어야 할 것이며, 향후의 금융구조조정의 진척상황과 대외여건에 따라 급격한 경기 하강을 경험할 위험을 배제할 수 없다.

3) 1997년말 이후 경제위기와 구조조정 비용의 귀착을 분석함에 있어 경제주체들의 후생의 변화를 명시적으로 고려한 국내외의 연구는 찾아보기 힘들다. 경제위기와 관련된 국내의 연구는 주로 외환위기의 예측가능성에 대한 분석(박원암·최공필(1998), 이영섭·이종욱(1998)), 금융기관 부실채권 규모 추정 및 정리방안(강병호(1998), 서근우(1999), 남주하(1998), 남주하·권재중(1999) 등) 그리고 금융구조조정에 따른 순재정부담의 추정과 재정운용방향(전주성(1999), 전주성·황진우(1998), 박종규(1998) 등)에 관한 연구로 대별될 수 있다. 경제위기 이후의 소득 및 자산의 분배상황 변화에 대한 일부 연구가 있으나(문형표·유경준(1999), 유경준(1998), 황성현(1998)), 이들 연구들도 분배상황을 나타내는 일부 지표의 산출과 시간에 따른 변화추이를 살펴보는 데 그치고 있다. 외국의 연구도 주로 경제위기를 겪었던 나라들의 사례분석을 통하여 금융위기의 원인파 구조조정과정에서 얻을 수 정책적 시사점을 도출하고 있다 (Claessen·Djankov·Lang(1998), Sach·Tornell·Valesco(1996) 등).

본 연구에서 행한 정책시뮬레이션의 결과와 정책적 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다. 음의 요소생산성 충격과 구조조정 비용 조달을 위한 재정정책으로 인해 후생 감소가 가장 큰 세대는 1998년과 2000년도 사이에 경제활동을 시작하는 세대들이며 후생비용의 절대규모도 무시할 만한 수준이 아닌 것으로 보인다. 이 세대들의 후생비용이 가장 높은 이유는 이들 세대들이 경제위기에 따른 생산성 하락시기와 균형성장경로로 이행하는 조정기간 동안 겪게 될 자본 축적 및 노동공급의 왜곡을 가장 오랫동안 경험하기 때문이며 구조조정을 위한 자원조달의 부담을 가장 크게 지게 될 세대이기 때문이다. 이들 이외의 세대들도 조정기간을 겪는 기간이 길수록 후생의 감소가 더욱 큰 것으로 나타나고 있다. 또한 경제위기로부터 경제가 균형성장경로에서 이탈한 이후 다시 균형성장경로로 회귀하기 위하여는 상당기간이 소요되며 그 이유는 경제위기로 인한 생산성 지체의 직접적인 효과뿐만 아니라 이로 인해 발생하는 일반균형효과가 조정기간을 연장하는 역할을 하고 있다는 점에서 찾아야 할 것이다. 경제위기와 구조조정에 따른 후생비용이 높은 세대들의 후생 증진을 위한 근본적인 대책은 생산성 향상을 촉진할 수 있는 각종 정책이며, 세대간 자원의 재분배를 통한 후생 증진효과는 매우 제한적일 것으로 보인다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II절과 제 III절에서는 본 연구에서 사용할 모형과 모형의 캘리브레이션(calibration)에 관해 설명하며, 제 IV절에서는 정책시뮬레이션의 결과와 정책적 시사점에 대해 언급하고 제 V절에서 본 연구의 결론을 맺는다.

II. 모 형

본 연구에서 사용할 모형은 Auerbach & Kotlikoff(1987)의 모형을 변형시킨 모형으로서 I세대가 공존하는 세대중복모형(overlapping generations model)을 기본으로 하여 이에 노동생산성 증가에 따른 경제성장을 감안한 모형이다. Auerbach & Kotlikoff(1987)와 또 다른 점은 인생의 각 단계에서

개인은 다음 연도까지 생존하지 못하고 사망할 수 있는 위험에 직면하게 된다는 것이다. 예를 들어 한 사람이 i 세와 $i+1$ 세 사이에 생존할 확률은 S_i 로 나타내기로 한다.

유아기에서의 이 개인은 소비자 혹은 근로자로서의 역할을 하지 못한다. 그러나 일단 성년(연령이 $I_0 + 1$ 에 도달한 시기)이 되면 이들은 시간배분(노동공급)과 저축에 대한 결정을 하게 된다. 각 연도에 이들에게는 한 단위의 시간이 주어지며 이는 $e_{i,t}$ 단위의 노동투입으로 변환될 수 있다. 연령에 따른 노동생산성의 차이를 반영하는 $e_{i,t}$ 는 연령에 따른 인적자본(human capital)의 축적상태를 나타낸다고 하겠다.

각 개인의 선호는 시간분리적이고 2계 미분가능하며, 강오목한(time separable, twice continuously differentiable, strictly concave) 여가와 소비의 함수로 나타낼 수 있으며, t 년도에 태어난 각 개인의 평생동안의 기대 효용은 $E_t \sum \beta^t S^t U(C_{u+i-1}, l_{u+i-1})$ 로 나타낸다. 이때 β 는割引率을, C 는 소비수준, l 은 여가수준을 나타낸다. 또한 $S^t (= \prod_{s=1}^t S_s)$ 는 i 살까지 생존할 수 있는 확률을 나타내고 있다.

$$U(c_{u+i-1}, l_{u+i-1}) = \frac{1}{1-1/\gamma} \left\{ (c_{u+i-1}^{1-1/\rho} + \alpha_l l_{u+i-1}^{1-1/\rho})^{\frac{1}{1-1/\rho}} \right\}^{1-1/\gamma} \quad (1)$$

본 연구에서 고려될 시장구조는 완전 경쟁적인 시장이다. 각 연도에는 노동시장과 생산물 시장이 열려 노동과 생산물의 가격이 결정된다. 또한 이 경제에는 사망자재산분할시장(Annuity Market)이 존재하며, 이 시장에서 사람들은 동 세대에 속하는 사람들과 다음과 같은 내용의 계약을 맺게 된다. 만일 한 세대 내의 일부의 사람이 사망한 경우, 생존자들이 사망한 자의 재산 또는 부채를 동등하게 나누어 가진다.

이 경제에 존재하는 기업은 규모불변(constant returns to scale) 생산함수로 표현되는 기술을 이용하여 노동(N_t)과 자본(k_t)의 형태를 띤 생산요소를 소비재 및 자본재로 변환시킨다. 생산함수는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$F(k_t, N_t) = A_t k_t^\theta N_t^{1-\theta}, \quad A_t = A_0 \prod_{s=1}^t (1+g_s)$$

$$k_t = \sum_i \mu_u a_u, N_t = \sum_i \mu_u e_{it} (1 - l_u) \quad (2)$$

여기서 μ_u , a_u , l_u 는 t 기에 연령이 i 세가 되는 세대의 인구, 부의 축적량, 그리고 여가소비량을 나타내며, g_s 는 s 기의 총요소생산성 증가율을 의미한다. 본 연구의 목적이 경제위기에 따른 세대별 후생수준의 변화분석인 만큼 본 모형에서는 1998년 경제위기를 생산성 증가율의 급격한 하락과 1998년 이후 수년간 요소생산성의 정체로 단순화시켜 분석을 행하였다.

본 모형에서는 정부의 역할을 크게 두 가지로 분류한다. 정부는 정부지출에 상당하기 위하여 조세를 징수하며 국민연금재정을 책임진다. 본 연구에서는 정부지출이 소비자의 행태에 영향을 미치지 않는다고 가정한다. 즉, 공공재 공급 수준은 소비자의 효용에 영향을 미치지 않으며 그 대신 정부지출은 위에서 가정한 생산성 향상에 기여함으로써 소비자의 효용에 간접적으로 영향을 미친다고 해석할 수 있다. 정부가 이용할 수 있는 조세의 종류에는 소비세(Consumption Tax), 자본소득세(Capital Income Tax), 노동소득세(Labor Income Tax) 및 소득세(Income Tax)로 구성된다⁴⁾.

정부의 연금에 대한 역할은 다음과 같다. 정부는 연금가입자와 고용자의 기여분으로 형성된 기금을 운용하며, 또한 연금지급을 책임진다. 정부는 일정수준의 나이 이하(\bar{T})의 연금가입자와 그를 고용한 사업자에 대해서는 연금보험료를 받으며 또한 이들 연금가입자들이 일정수준의 나이(\hat{T})에 도달하면 노령연금을 지급하기 시작하고 이는 연금가입자의 사망 시기까지 계속된다. 본 연구에서 감안할 연금급여의 종류는 완전노령연금, 재직자노령연금, 그리고 유족연금에 국한한다⁵⁾. 연금각출의 고용자 기여분은 고용비용의 형태로 간주하여 근로자에게 모두 전가된다고 가정한다.

정부는 일반재정과 연금재정을 통합하여 운영한다고 가정한다. 즉, 일반재정

4) 소득세와 자본소득세, 노동소득세를 동시에 고려한 이유는 개인소득세와 법인세 부담의 자본과 노동에 대한 귀속의 정도에 대한 실증연구가 부족하기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 자본 혹은 노동에 대한 귀속의 정도가 불확실한 개인 소득세와 법인세를 소득세로 정의하여 노동소득과 자본소득에 동시에 과세된다고 가정하기로 한다.

5) 국민연금연금산식에 대한 구체적인 설명은 〈부록〉 참조.

과 연금재정을 포함한 통합재정⁶⁾적자 발생시 시장이자율과 동일한 수익률을 가진 정부채권을 발행하여 적자분을 충당한다⁷⁾. 따라서 정부의 예산제약식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$D_{t+1} = D_t (1+r_t) + PB_t - PC_t + G_t - T_t \quad (3)$$

이때 r_t , D_t , PC_t , T_t , G_t 그리고 PB_t 는 t 기의 시장이자율, 정부부채, 연금보험료 수입총액, 조세수입, 정부지출 그리고 연금급여지급 총액을 의미한다.

$$PC_t = SST_t \sum_{i=l_0+1}^{\bar{I}} w_i e_{it} (1-l_u) \quad (4)$$

$$T_t = (\tau_m + \tau_y) r_t k_t + (\tau_u + \tau_m) w_t N_t + \tau_c C_t, \quad (C_t = \sum_u \mu_u C_{it}) \quad (5)$$

여기서 SST_t , τ_m , τ_y , τ_u , τ_c 는 t 기의 연금각출률, 자본소득세율, 소득세율, 노동소득세율 그리고 소비세율을 의미하며, C_u 는 재화 소비량을 나타내며, w_t 는 t 기의 임금률을 나타내고 있다.

이러한 환경하에서 연령이 i 인 세대가 t 기에 직면하는 예산제약식은 다음과 같다.

$$(1+\tau_c)C_u + i_u = a_u (r_t - (\tau_m + \tau_y)r_t) + (1-l_u)e_{it}w_t (1 - \tau_{it} - \tau_m - SST_t) + pb_{it} \quad (6)$$

$$SST_t \begin{cases} = 0 & \text{만일 } i > \bar{I} \\ = sst_t & \text{그외의 경우} \end{cases} \quad (7)$$

$$i_u = s_i a_{i+1, t+1} - (1-\delta)a_{it} \quad (8)$$

6) 본 연구에서 정의한 통합재정은 통상의 개념과 차이가 있다. 본 연구에서 정의하는 통합재정에는 각종 기금 중 국민연금기금만 포함된다. 그러나 각종 기금의 여유자금 중 국민연금기금이 차지하는 비중이 70~80%를 차지하는 점을 감안한다면 본 연구에서 정의한 통합재정의 범위는 큰 문제가 되지 않는다고 사료된다. 또한, 일반적인 통합재정과는 달리 정부의 일반재정의 범위를 중앙정부뿐만 아니라 지방정부도 포함된다.

7) 1999년 4월 1일부터 시행하고 있는 개정 국민연금법은 연금보험료의 대폭적인 상향조정과 연금급여의 하향조정으로 장기적인 연금기금 고갈의 위험을 제거하였다고 평가되고 있다. 따라서, 정부의 통합재정수지상 부채는 일반재정의 적자로 발생한 것으로 보아야 한다.

$$a_{I_0 t} = 0 \tag{9}$$

$$a_{I+1 t} \geq 0 \tag{10}$$

이때 i_t 는 t 기의 i 번째 세대의 투자량이며 δ 는 감가상각률이다.

식 (8)은 사망자재산분할시장의 존재가 사람들로 하여금 일정량의 자본($a_{i+1, t+1}$)을 다음 기에 소유하기 위해, 만일 사망자재산분할시장이 없을 때보다 적은 양의 투자를 할 수 있음을 뜻한다. 식 (9)는 각 개인이 부모로부터 유산을 전혀 상속받지 못함을 의미하며 식 (10)은 사망시에 부채를 남기지 못함을 의미한다. 아래의 식 (10)~(13)은 본 연구에서 설정한 효용함수를 바탕으로 도출한 것이다(편의상 연령을 나타내는 하첨자는 생략하기로 한다).

$$(1 + \tau_\alpha)c_t = [(1 + r_t(1 - \tau_m - \tau_y))\beta] \gamma [v_t / v_{t-1}] (1 + \tau_{c,t-1})c_{t-1} \tag{11}$$

$$l_t = [(1 + r_t(1 - \tau_m - \tau_y))\beta] \gamma [v_t / v_{t-1}]^{-\rho} (w_t^* / w_{t-1}^*)^{-\rho} l_{t-1} \tag{12}$$

$$v_t = [1 + \alpha^\rho (w_t^* / \tau_{c,t})^{(1-\rho)}]^{(\rho-\gamma)(1-\rho)} \tag{13}$$

$$w_t^* = w_t \epsilon (1 - \tau_y - \tau_{ss,t}) + \mu_t^* \tag{14}$$

III. 모형 캘리브레이션

1. 인구 파라미터와 세대별 노동생산성

본 연구에서 상정한 경제에 존재하는 각 개인은 최대한 80세까지 생존할 수 있으며, 각 세대는 1년 단위로 나누어진다. 또한 모형에서 각 개인이 21세가 되기까지는 소비자 혹은 근로자로서의 역할을 하지 못한다고 가정함에 따라, 해당 세대들이 전체 인구에서 차지하는 비중이 0이라고 가정한다. 인구의 연령별·연도별 변화에 대한 예측은 통계청(1991, 1993, 1994a, 1994b, 1996)의

자료를 바탕으로 이루어졌다. 이에 대해 좀더 구체적으로 말하면 시뮬레이션을 시작하는 시점을 1985년으로 잡고 신생아 수의 경우는 통계청이 행한 신생아에 대한 2030년까지의 추계를 그대로 사용하였다. 또한 통계청에서 발간한 생명표(1985~2030)를 바탕으로 사망률을 계산하고 이를 바탕으로 각 연령별·연도별 인구수를 계산하였다. 2030년 이후의 경우는 2030년 수준의 신생아 출산수가 그대로 유지된다는 가정하에서 인구분포를 추정하였다⁸⁾.

각 연령별 노동생산성은 노동부가 발행한 「1991년 직종별 임금실태조사」를 바탕으로 Welch(1979)의 방법을 이용하여 추정하였다.

추정치는 $\ln(e_i) = 8.532 + 0.0222(i-20) - 0.00031(i-20)^2$ 이다.

(여기서 i 는 연령을 의미함.)

2. 생산함수

위의 식 (2)에서 명시하였듯이 생산기술은 Cobb-Douglas생산함수로 표현되며 자본소득분배율(θ)은 국민계정에 나타난 노동분배율이 최근 GNP의 약 60%임을 감안하고 또한 고정자본 소모분이 약 GNP의 10%임을 감안하여 자본소득 분배율이 NNP의 약 33%로 가정하였다.

생산성 향상률 g_t 는 기존의 연구를 참고하여 장기적으로 3%를 유지하는 것으로 가정하였다. 총요소생산성 증가율에 대한 기존의 연구에는 조한상(1991), Pilat(1995), Young(1995), 광승영(1997) 그리고 윤창호·이종화(1998) 등이 있다. 이들의 총요소생산성 향상률에 대한 추정치는 2~4%의 범위에 대부분 속한다. 1997년도 말부터 시작된 경제위기를 생산성 향상률의 급격한 하락으로 표현하였으며 구체적으로는 g_{1998} 을 -0.03 으로 가정하였으며⁹⁾ 1998년 이

8) 이 가정은 다소 제한적이다. 이 논문에서 행할 시뮬레이션 방법의 성격상 경제가 일정한 정상상태(steady state)로 수렴해야 한다는 제약이 있기 때문이다. 이러한 가정하에서 2080년과 2100년의 총인구 비율이 통계청(1993)에서 추계한 수치와 거의 같으므로 비현실적인 가정이라고 볼 수는 없다.

9) 본 연구에서 가정한 총요소생산성 감소폭이 1998년도 실적치와 비교하여 다소 작은 것으로 나타났다. 조세연구원의 거시모형에서 추정한 자본소득의 추정치와 취업자 수

후 생산성 향상률이 0으로 정체되었다가¹⁰⁾ 그 이후 생산성 향상률은 경제가 경제위기를 경험하지 않았을 경우 밟아갔을 균형성장경로(balanced growth path)에 15년만에 회귀하는 것으로 가정하였다¹¹⁾. 이를 수식으로 표현한다면 다음과 같다.

$$g_t = (1+0.03) \times \left(1 + \frac{(1+0.03)^{nn}}{(1+g_{1998})}\right)^{1/nn} - 1 \quad (nn = 15)$$

3. 선호 파라미터

시간에 대한割引率 β 는 Hurd(1989)에서 따와서 1.011로 가정하였다. 이 경제에는 죽음에 직면하는 위험성이 있으므로 각 개인이 느끼는 실제적인 할인율은 i 번째 세대일 경우 βS_i 이다. 따라서 이 경우 청년기에는 이 할인율이 매우 낮고(경우에 따라 βS_i 1보다 큰 경우도 있음) 노년기에는 매우 높은 경향이 있으며, 이는 현실을 잘 반영한다고 볼 수 있다. 위험회피계수의 역수(γ)와 소비와 여가간의 기간내 대체탄력성(ρ)의 값은 Auerbach & Kotlikoff(1987)를 따라 각각 0.25와 0.83을 선택하였다. 기본 가정하에서 소비에 대한 여가의 강도를 나타내는 α_i 의 값은 연령이 21세인 경우 1.75를 선

에 대한 실적치 그리고 실질경제성장률 실적치를 이용하여 추계한 1998년도 총요소생산성 증가율은 -4.5%를 하회하고 있다. 또한, 생산성 증가율을 1998년에 -3%로 그리고 구조조정기간(생산성 정체기간)을 5년으로 가정하여 행한 시뮬레이션 결과에 의하면 1998년의 GDP가 소폭 감소하고(성장률 약 -2.5%) 1999년부터 2002년까지의 기간에서는 GDP 성장률이 거의 0을 기록하는 것으로 나타나고 있다. 본 연구의 초점이 장기적인 관점에서 경제의 이행경로를 파악하는 데 있다는 점을 감안한다면 시뮬레이션 결과가 1998년의 경기침체를 다소 과소 추정하고 있는 점은 큰 문제가 되지 못한다고 사료된다. 또한 1998년의 생산성 증가율의 감소폭에 대한 다양한 가정하에서 시뮬레이션을 행한 결과, 분석결과가 1998년도의 생산성 증가율의 변화폭보다는 생산성 정체기의 장단에 더 큰 영향을 받는 것으로 나타나고 있다.

- 10) 생산성이 1998년 이후 수년간 정체되는 것은 구조조정기간 동안 생산성이 정체되는 것이라고 해석할 수 있다. 즉, 구조조정이 신속하게 진행될 경우 이 기간은 그 만큼 단축되는 것으로 해석할 수 있다.
- 11) 생산성 향상률에 대한 이러한 가정을 할 수 있는 근거는 생산성이 내생적으로 결정되는 모형에서 일시적인 생산성에 대한 충격이 주어지더라도 시간이 경과함에 따라 경제가 본래의 균형성장경로로 회귀하는 사실에 있다.

택하였으며 기타 연령에 대해서는 균형성장경로와 일관성 있게 값을 조정하였다.

이 값들을 바탕으로 행한 모의실험결과 최근 10년간 경제에서 나타난 자본과 국내총생산의 비율이 약 4.96, 이용 가능한 시간에서 노동공급에 투입한 시간의 비율이 약 35.4%, 그리고 저축률은 약 30.7%로 나타났다.

4. 재정정책

제2절에서 설명하였듯이 정부는 일반재정과 연금재정을 포함한 통합재정의 운영을 담당한다. 본 연구에서는 1998년 이전, 즉 우리나라가 IMF 구제금융체제로 들어서기 이전에는 일반재정은 균형을 유지하였다고 가정하였다. 이는 정부 특히 중앙정부가 과거 세입내·세출원칙을 고수하면서 비교적 재정균형을 유지하여 왔다는 점에서 착안하였다. 따라서 1997년까지의 일반재정 지출규모는 과거의 조세부담률을 감안하여 산정하였다. 그러나 1998년 들어서 금융기관 구조조정과 실업대책이 소요되는 재원을 조달하기 위하여 대량의 국채를 발행한 바 있다. 이러한 일반재정의 적자는 향후 수년간 계속될 것이다. 따라서, 1998년부터 5년간 기존의 재정지출의 10% 규모의 재정적자가 지속되고¹²⁾ 그동안 축적된 정부부채를 점진적으로 상환하는 가상적인 상황을 상정하였다¹³⁾. 즉, 1998년부터 5년간의 재정지출(G_t)은 $GDP \times (\text{당초 예상되던})$ 조세부담

12) 1998년부터 5년간 재정적자규모를 산정한 근거는 전주성·황진우(1998)와 한국조세연구원(1998), 박종규(1998)에서 찾아볼 수 있다. 특히 전주성·황진우(1998)는 금융기관 구조조정을 위한 순재정부담이 부실채권 규모와 회수율에 따라 1998년부터 5년간 43조 7천억원에서 112조 6천억원에 이를 것으로 전망하고 있다. 그 중 부실채권 규모가 100조원일 경우 순재정부담 규모는 43조 7천억원(연간 8조 7천억원)에서 63조 1천억원(연간 12조 6천억원)으로 추계하였는데 이는 1997년도 재정규모의 약 10%에서 14% 규모이다. 본 연구에서는 가장 낙관적인 경우의 재정적자 규모를 가정하였다. 최근 남주하·권재중(1999)은 부실채권의 규모가 당초의 예상을 상회하여 27조원 규모의 추가적인 공적자금의 투입이 필요하다는 연구결과를 제시하고 있다. 따라서 향후의 재정부담은 더욱 커질 것으로 예상된다.

13) 2003년에는 부채의 10%, 2004년까지 30%, 2005년까지 50%, 2006년까지 70%, 2007년까지 90% 그리고 2008년까지 100% 상환하는 것으로 가정하였다.

를+(당초 계획했던)¹⁴⁾ 일반재정지출 규모×10%로 산정하였다.

조세정책과 관련하여 본 연구에서 추가적인 가정이 필요한 것은 세수의 각 세원별 구성이다. 1997년 이전의 세원별 구성비는 <표 2>에 나타나 있으며,

<표 2> 조세부담률과 세원별 세수 비중

(단위 : %)

연 도	조 세		세수 구성비(국세+지방세)			
	국세+지방세	국 세	소득과세	소비과세	재산과세	기 타
1985	17.1	13.9	21.3	52.3	9.6	16.8
1986	16.6	13.6	21.3	53.0	9.3	16.4
1987	16.9	14.1	22.7	50.8	9.7	16.8
1988	17.2	14.1	25.3	46.5	11.5	16.7
1989	17.7	14.4	27.7	43.0	13.3	16.0
1990	18.6	15.1	26.0	44.0	13.7	16.3
1991	17.9	14.2	31.1	44.9	15.6	8.4
1992	18.7	14.8	33.9	44.7	15.6	5.8
1993	18.9	14.8	33.1	43.7	17.7	5.5
1994	19.9	15.6	33.4	42.8	17.7	6.1
1995	20.5	16.3	33.7	42.0	16.8	7.5
1996	21.3	16.5	32.5	43.6	16.0	7.9
1997	21.3	16.5 ¹⁾	—	—	—	—
1998	21.9	16.7	—	—	—	—
1999	22.5	17.0	—	—	—	—
2000	23.0	17.2	—	—	—	—
2001	23.1	17.3	—	—	—	—
2002	23.3	17.5	—	—	—	—
2003	23.4	17.6	—	—	—	—
2004	23.5	17.7	—	—	—	—
2005	23.7	17.9	—	—	—	—
2006	23.9	17.8	—	—	—	—
2007	24.1	18.0	—	—	—	—
2008	24.5	18.2	—	—	—	—
2009	24.8	18.4	—	—	—	—
2010	25.0	18.6	—	—	—	—

주 : 1) 1997년부터는 'KDI 신경계 장기구상' 추계치.

14) 2010년까지의 '당초 예상되던' 조세부담률은 <표 2>에 나타나 있다. 이는 한국개발연구원 이 1997년에 발표한 2010년까지의 예상 조세부담률을 이용하였다. 따라서 '당초 계획했던' 재정지출은 경제위기가 발생하기 이전 2010년까지 추계되었던 GNP에 이들 조세부담률을 곱하여 산출하였다. 또한, 2010년 이후의 조세부담률은 2010년의 조세부담률이 지속되는 것으로 가정하였다.

1997년부터는 1996년의 세원별 구성비가 지속된다고 가정하였다¹⁵⁾. 세원별 세수 구성비 산정시 소득세에는 국세 중 소득세와 법인세가 지방세 중 주민세, 농지세 그리고 사업소세가 포함되며, 소비세에는 국세 중 부가가치세, 특별소비세, 주세, 교통세, 관세가, 지방세 중 면허세, 도축세, 마권세, 담배소비세, 유흥음식세, 지역개발세가 포함되며, 자본소득세에는 국세 중 상속세와 자산재평가세가 취득세, 등록세, 재산세 자동차세, 종합토지세 도시계획세, 소방공동시설세가 포함된다¹⁶⁾. 이 외의 세목은 기타 세목을 간주하여 세수의 세원별 비중 산정시 고려하지 않았다. 이렇게 주어진 각 세목별 비중을 가지고 매기마다 필요정부수입에 따라 각 세목별 세율을 정부가 매 기간 결정하는 것으로 가정하였다¹⁷⁾.

1988년 도입된 국민연금제도에 대한 가정은 다음과 같다. 1999년 4월부터 개정된 국민연금법이 시행되고 있다. 개정법하에서의 기본연금급여산식과 개정 이전의 산식은 <표 3>에 나타나 있다. 개정 이전과 이후, 즉 1999년 이전과 이후 각각의 기간에 연금보험료를 납부한 국민연금 가입자에 대한 연금급여는 전체 가입기간에 대한 개정 이전과 이후의 가입기간의 비중에 따른 가중평균으로 정의하였다. 연금보험료는 개정법 이전과 이후의 제도에 따라 1993년까지 노동소득의 3%, 1994년부터 1997년까지 6%, 1997년부터 2009년까지 9%, 2010년부터 2014년까지 11.20%, 2015년부터 2019년까지 13.40%, 2020년부터 2024년까지 15.60% 그리고 2025년부터 17.80%로 가정하였다. 연금급여 수급개시연령은 2012년까지 60세로 하고 그 이후는 5년마다 1세씩 상향조정되어 2033년에 65세가 되고 그 이후 이 수준을 유지하는 것으로 가정하였다.

15) 한국조세연구원(1997) 참조.

16) 지방세의 소득세, 자본소득세 및 소비세간의 분류는 박정수(1993)에 입각하여 이루어 졌다. 세원별 세수비중을 이와 같이 가정하는 것은 매우 자의적일 수 있으나 각 세원의 귀착에 대한 연구가 부족한 현 상황에서는 이러한 자의적인 가정이 불가피하다고 생각한다. 그러나 자본과세의 경우 취득세, 등록세 등 자산의 거래과세를 자본소득세에 포함하는 것은 다소 문제가 될 수 있다. 향후 이에 대한 보완이 있어야 할 것이다.

17) 각 세목에 대한 세율의 결정은 다음과 같이 행해진다. 정부는 각 세목별 세원의 규모를 파악하고 각 세목에 할당된 필요조세수입(required tax revenue)을 징수하기 위한 각 세목별 세율을 결정한다. 이때 물론 정부의 이러한 세율에 대한 결정이 초래하는 일반균형효과도 아울러 감안하여 정부가 각 세목별 세율을 정한다고 가정한다.

〈표 3〉 연금급여산식

	연금급여산식	비고
개정법	기초연금 = $0.3 \times A \times n / 40$ 소득비례연금 = $0.3 \times B \times n / 40$	연금급여율 60%
개정 이전	기초연금 = $0.4 \times A \times n / 40$ 소득비례연금 = $0.4 \times 0.75 \times B \times n / 40$	연금급여율 70%

주 : A : 수급전년도 전가입자의 평균소득월액
 B : 수급자의 전가입기간 평균소득
 n : 연금보험료 납부연수
 연금급여율은 40년 가입을 기준으로 함.

고려대상이 되는 연금의 종류는 완전노령연금, 재직자노령연금과 유족연금으로 국한하였다. 유족연금은 1995년도에 이루어진 유족연금 급여의 연령별 분포 자료를 이용하여 유족연금 지급의 연령별 지급분포를 산출하였다. 따라서 연금 수급연령에 있는 사람이 사망한 경우 유족들에게 지급될 유족연금급여는 1995년도 연령별 유족연금의 분포를 기준으로 배분되는 것으로 가정하였다.

아직 국민연금급여가 본격적으로 이루어지지 않은 상황에서 특정연도의 자료를 이용하여 유족연금 수급의 분포를 가정하는 것은 다소 무리가 있으나, 현 상황에서는 이가 최선이라고 본다.

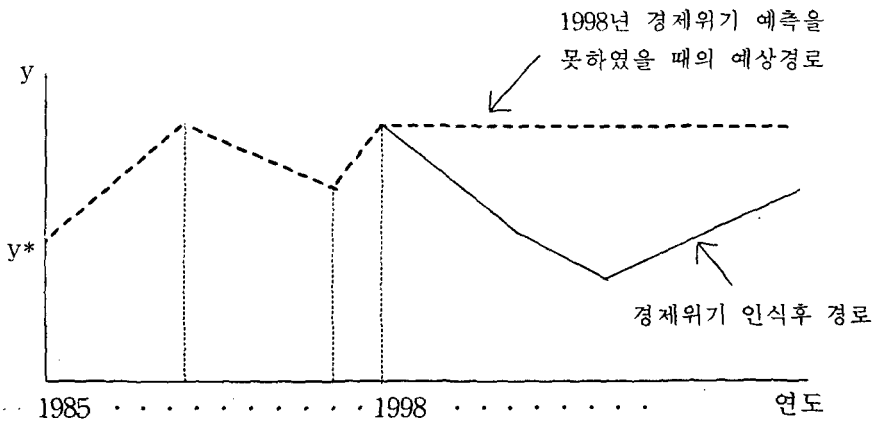
5. 계산방법

본 연구에서 행한 시뮬레이션을 위한 계산은 Altig & Carlstrom(1991)이 인플레이션세(inflation tax)의 귀착연구를 위하여 사용한 방법을 이용하여 행하였다. Altig & Carlstrom(1991)의 방법은 Auerbach & Kotlikoff(1987)에서 사용한 방법인 Gauss-Seidel방법을¹⁸⁾ 변형하였다. 이들 두 방법의 차이

18) 이 방법에 대해서 간단히 설명한다면 먼저 초기의 정상상태(steady state)와 말기의 정상상태를 구한 다음 그 사이 연도들의 자원배분의 경로(transition path)의 경우는 이들 두 정상상태를 연결하고 또한 이 과정에서의 자원배분이 경제의 운동법칙(law of motion)과 일관성 있는 경로를 찾아 나가는 방법이다. 이에 대한 자세한 설명은 Auerbach & Kotlikoff(1987) chapter 4를 참조.

는 Altig & Carlstrom(1991)의 경우 경제주체들이 인플레이션에 대한 기대(expectation)를 매년 갱신(update)하는 것으로 가정하였으므로 매 기간 갱신한 장래 인플레이션에 대한 예측을 바탕으로 경제주체들은 새로이 소비와 노동공급 그리고 저축에 대한 의사결정을 하게 된다. 다시 말하면, 먼저 초기 정상상태에서 말기의 정상상태까지의 변수 y 를 포함한 모든 변수들의 변화경로를 계산한다([그림 3] 참조). 두 번째 기에 도달한 경제주체들은 갱신한 장래 인플레이션에 대한 기대를 바탕으로 두 번째 기에서부터 말기의 정상상태까지의 모든 변수들의 변화 경로를 다시 계산한다. 이러한 과정이 말기의 정상상태에 도달할 때까지 계속된다. 본 연구에서 이러한 아이디어를 이용한 이유는 1997년말에 우리 경제에 닥친 위기를 이전에는 전혀 예측하지 못하였고 이 시기에 도달한 이후 우리 경제에 대한 경제주체들의 기대가 확연히 달라졌다는 사실에서 찾아볼 수 있다.

[그림 3] 계산방법 제시



따라서, 본 연구에서는 초기 정상상태에서 말기의 정상상태까지의 변화경로를 경제위기가 닥치지 않을 것이라는 것, 즉 위에서 설명하였듯이 생산성 향상률(g_t)과 조세 및 재정정책이 당초 기대와 동일하게 실현될 것이라고 경제주체들이 기대한다는 가정하에서 초기부터 말기 변수의 변화경로를 계산하고 경제위기가 닥쳐

생산성 향상률과 조세 및 재정정책의 기조가 변화하기 시작하는 시기(1998년)부터 경제주체들의 미래 상황에 대한 기대가 변화된 상황에서 말기의 정상상태까지의 변화경로를 한번 더 계산하는 방식을 채택하였다([그림 3] 참조).

IV. 분석결과

본 연구에서 행한 시뮬레이션은 1985년을 기점으로 하여 그후 150년간의 경제변수에 대한 모의실험을 한 것이다. 각 연도에 태어난 세대들의 후생의 평가는 다음과 같이 이루어졌다. 각 세대의 후생을 평가하는 기준은 초기 정상상태에서 평생을 산 세대가 평생동안 누린 복리수준이다. 본 연구에서는 1985년의 상태를 초기의 정상상태로 정의하고 이 연도에 경제활동을 시작한(21세가 된) 세대를 세대 1로 정의한다. 다음으로, 이 초기의 정상상태에서 평생을 살아간 사람들이 그들의 생애를 통해 누려 온 복리수준을 부(wealth equivalent)로 환산하고¹⁹⁾, 각 연도에 출생한 사람들이 평생동안 누려 온 복리수준 또한 부로 평가한 다음, 이를 전자와 비교하였다. 이 절에서 제시된 시뮬레이션 결과의 해석에서 유의할 점은, 아래 그림들에 나타나 있는 자본축적량, GNP 수준, 그리고 후생수준들은 경제위기가 닥치지 않았을 경우 총요소생산성 증가(연 3%)에 의한 각 경제지표들의 규모변화가 제외되어 있다는 것이다. 즉, 자본축적량 등의 규모는 총요소생산성 증가율을 차감하여 나타나 있어 연도별 실제 경제규모와 세대별 후생수준의 해석시 이를 감안하여야 한다는 것을 밝혀둔다.

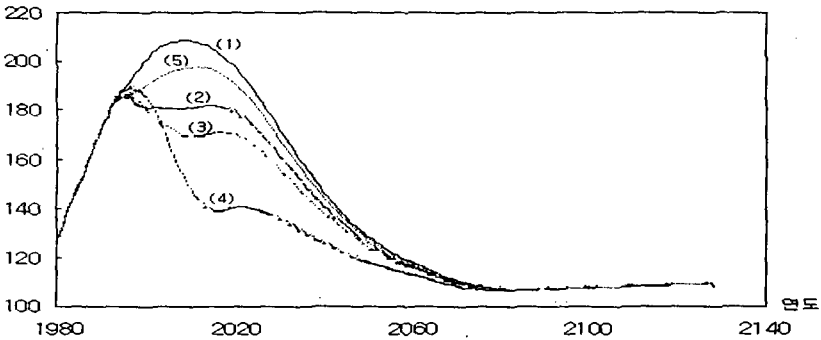
본 연구에서는 5가지 상황을 상정하여 경제위기와 구조조정비용의 후생분석을 행하였다. 이들 상황은 ① 1997년 말 외환위기를 겪지 않아 생산성 향상률의 하락을 경험하지 않은 가상적인 상황, ② 1998년도에 생산성 향상률이 -3%를 기록하고 그후 3년간 생산성이 정체된 상황, ③ 1998년도에 생산성 향상률이 -3%를 기록하고 그후 5년간 생산성이 정체된 상황, ④ 1998년도에 생

19) 초기 정상상태에선 평생을 산 세대는 위에서 정의한 세대의 개념에 의하면 세대 -59이다.

산성 향상률이 -3%를 기록하고 그후 10년간 생산성이 정체된 상황, 그리고 ⑤ 1998년도에 생산성 향상률이 -3%를 기록하고 생산성 정체시기 없이 생산성이 균형성장경로에 접근하는 상황²⁰⁾으로 구성된다. ②, ③, ④, ⑤ 경우 모두 생산성이 정체되는 기간 경과 후 15년만에 생산성이 장기균형성장경로에서의 수준으로 회귀하는 것으로 가정하였다.

생산성 향상률의 하락으로 표현된 경제위기는 먼저 생산요소의 생산성 하락으로 나타난다²¹⁾. [그림 6]과 [그림 7]은 경제위기를 겪지 않은 상황과 비교하여 상황 ②~⑤의 경우 노동과 자본의 생산성이 급격히 하락하고 있는 것을 보이고 있다. 노동생산성을 나타내는 임금을 수준은 경제위기를 경험하지 않은 경우보다 상당기간 낮은 수준을 보이고 있다. 자본의 수익률도 상당기간 낮은 수준을 유지하고 있다. 이러한 요소가격의 변화로 인하여 노동공급과 자본축적에 큰 변화를 가져오고 있다. [그림 4]와 [그림 5]는 경제에 음의 생산성 충

[그림 4] 자본¹⁾

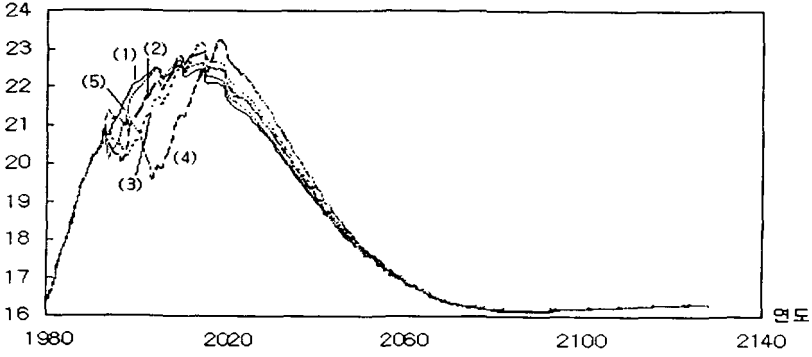


주: 1) [그림 4]~[그림 8], [그림 10]~[그림 11] 중 (1)은 경제위기가 없는 상황 (2) (3) (4)는 각각 생산성 정체기가 3년, 5년, 10년인 경우, (5)는 생산성 정체기가 없는 경우를 지칭함.

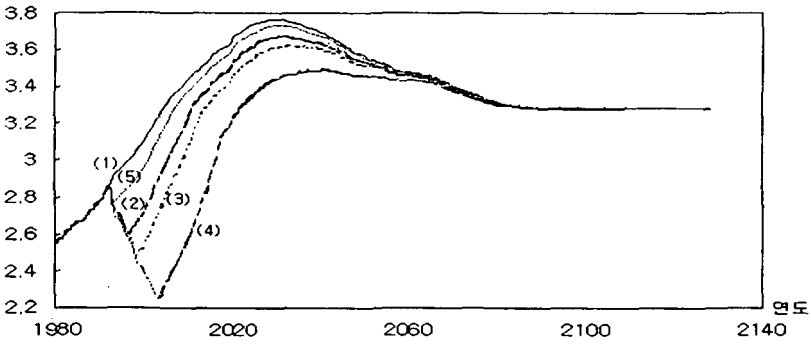
20) 생산성의 지체가 없이 곧바로 요소생산성이 본 패도에 진입하는 것은 매우 비현실적인 상황일 것이다. 본 연구에서 이 상황을 고려한 이유는 1999년 들어 나타난 경기 회복추세가 지속될 가상적인 상황을 상정함으로써, 생산성 지체가 아닌 구조조정을 위한 재정부담의 후생비용을 분석하기 위한 것이다.

21) 본절에서 생산성이나 생산요소 공급이 감소한다는 것은 경제위기를 경험하지 않은 경우보다 생산성이나 생산요소의 공급량이 줄어든다는 것을 의미한다.

[그림 5] 노동공급



[그림 6] 평균 임금률



[그림 7] 이 자 율



격(negative technological shock)에 따른 자본축적과 노동공급의 감소를 보이고 있다. 위에서 명시된 식 (11)~(14)에 의하면 만일 기간 내 대체탄력성(ρ)이 기간간 대체탄력성(γ)보다 클 경우 임금률이 시간의 경과에 따라 상승속도가 빠를수록 소비의 증가율이 높아지고 여가의 증가율이 감소하는 것으로 나타나고 있다. 즉, 임금률의 상승률이 높을수록 저축이 증가하는 경향이 있고 노동공급이 증가하는 경향이 있다. 또한, 식 (11)에 의하면 자본에 대한 수익률이 높을수록 소비자의 저축률이 상승하는 경향이 있다는 것을 알 수 있다. 따라서 음의 생산성 충격으로 인해 임금률과 자본의 수익률이 급격히 하락하여 노동공급과 자본축적이 급격히 감소하는 현상을 목격할 수 있다.

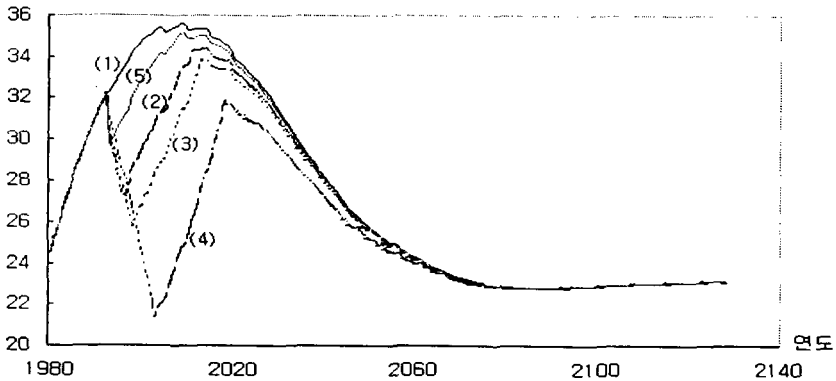
생산성의 감소와 정체시기를 지나 경제성장이 본 궤도에 오르는 시기, 즉, 경제가 장기적인 균형성장경로로 회기하기 위하여 생산성 향상이 급격히 높아지는 시기에는 [그림 6]과 [그림 7]에서 볼 수 있듯이 균형성장경로와 비교하여 임금률의 증가율이 더 높은 것으로 나타나고 있다. 따라서 노동공급의 증가는 급속히 일어나고 있다. 반면, 자본축적의 경우 균형성장경로에 접근하는 데 장구한 세월이 소요되는 것으로 나타나고 있다. 이는 생산성 향상률이 급격히 상승함에 따라 장래의 자본생산성의 상승을 기대하는 경제주체들의 저축을 지연하는 경향이 있어 자본축적이 부진한 데서 그 원인을 찾을 수 있다. 이러한 균형성장경로로의 이행경로(transition path)상에서는 자본집약도가 균형성장경로의 경우에 비하여 낮게 나타나고 있으며 따라서 이 경로상에서는 임금률은 낮게 이자율은 높게 유지되고 있다. 이러한 현상은 이 기간 동안 생존하고 있는 세대들이 평생 동안 사용 가능한 자원의 현재가치를 낮추어 이들의 후생을 감소시키고 있다. 다시 말하면, 생산성 정체시기가 지나가더라도 그 이후에 발생할 일반균형효과에 의하여 그 이후에 태어날 일부 세대의 후생의 감소를 야기한다는 것이다. 이러한 자본축적의 감소, GDP의 감소와 이에 따른 후생의 감소는 구조조정의 진행속도가 낮아 생산성 정체시기가 길어질수록 심각하게 나타나며 균형성장 경로에 접근하는 속도가 느린 것으로 나타나고 있다.

특기할 만한 사항은 1998년에 요소생산성 하락을 경험하고 그 이후 생산성 정체시기를 거치지 않고 정상적으로 총요소생산성이 향상되는 상황(상황 ⑤)

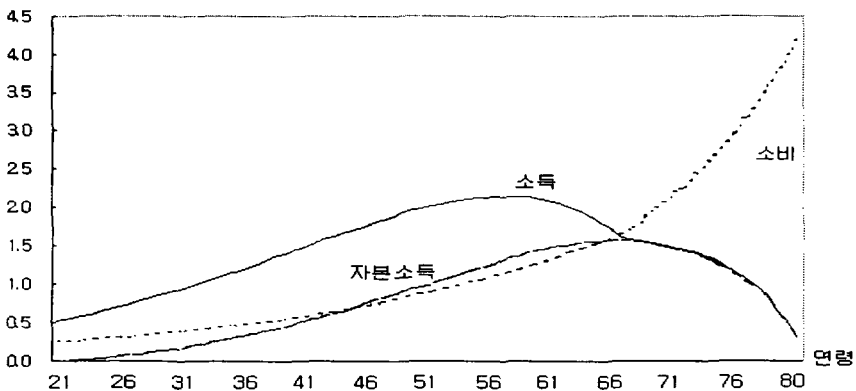
하에서도 유사한 현상을 발견할 수 있다는 것이다. 다시 말하면, 음의 생산성 충격이 일시적이라 하더라도, 구조조정 비용 조달을 위하여 조세부담의 상승이 불가피하고 이로 인해 한계세율이 상승함에 따라, 구조조정기에 경제활동을 하는 경제주체들의 저축과 노동공급의 왜곡이 초래된다는 것이다. 그러나 [그림 4]와 [그림 5]에서 볼 수 있듯이 요소공급의 왜곡, 즉, 요소공급의 변화폭이 조세부담의 증가에 기인한 것보다 생산성 정체기의 연장으로 표현되는 구조조정의 지체에 기인한 부분이 훨씬 크다는 것을 알 수 있다.

[그림 10]과 [그림 11]은 음의 생산성 충격과 구조조정 비용 조달을 위한

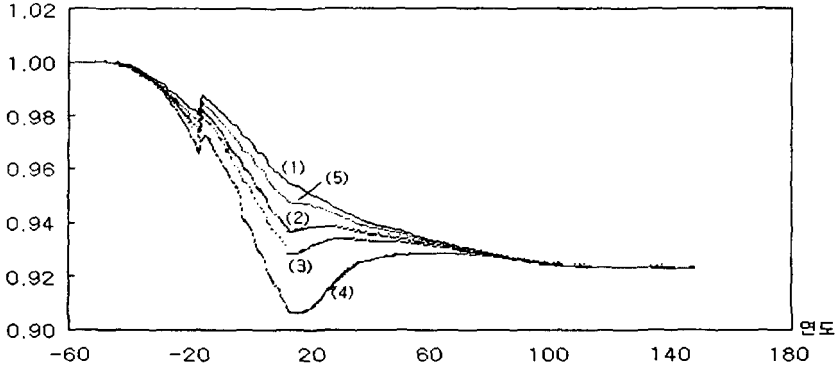
[그림 8] GDP



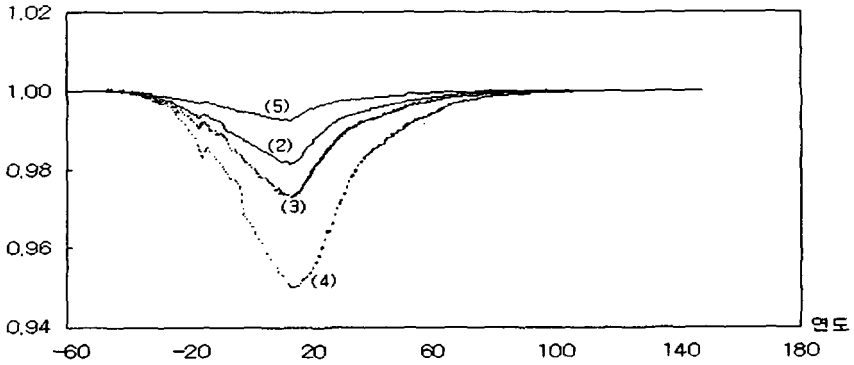
[그림 9] 세원비교(초기 정상 상태)



[그림 10] 후생수준 I



[그림 11] 후생수준 II¹⁾



주: 1) 경제위기가 없는 상황에 대비한 후생수준

재정정책이 세대별 후생에 미치는 영향을 보여주고 있다. 후생의 감소 규모가 가장 큰 세대는 1998년과 2000년도 초반에 경제활동을 시작하는 세대들이다. 이 세대들의 후생비용이 가장 높은 이유는 이들 세대들이 경제위기에 따른 생산성 하락시기와 균형성장경로로 이행하는 조정기간 동안 겪게 될 자본축적 및

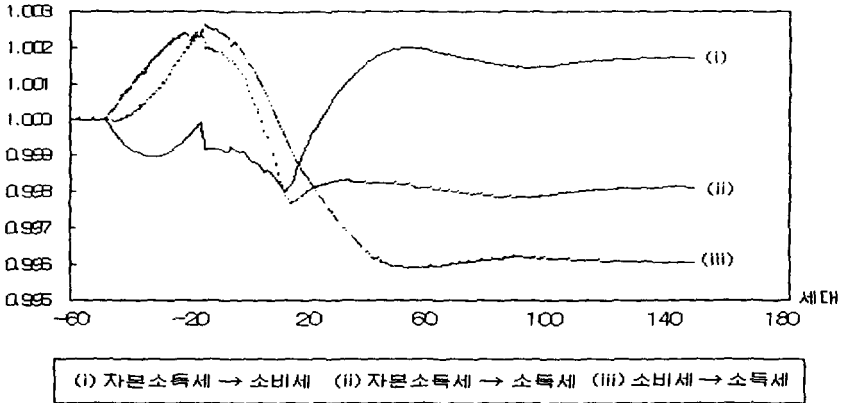
노동공급의 왜곡을 가장 오랫동안 경험하기 때문이며 구조조정을 위한 재원조달의 부담을 가장 크게 지게 될 세대이기 때문이다. 이들 세대보다 구세대에 속하는 세대들도 이와 같은 이유로 조정기간을 겪는 기간이 길수록 후생의 감소가 더욱 큰 것으로 나타나고 있다.

후생감소의 절대규모도 무시할 만한 수준이 아닌 것으로 나타나고 있다. 세대 14의 경우 생산성 정체 기간이 3년인 경우 균형성장경로상의 이 세대의 후생수준에 비하여 약 1.8%, 생산성 정체기간이 5년인 경우 약 2.6%, 생산성 정체기간이 10년인 경우 약 4.8%로서 매우 높은 것으로 나타나고 있다. 생산성 정체기가 전혀 없는 상황(경우 ⑤)을 상정하더라도 이들 세대의 후생수준이 약 0.7% 낮아지는 것을 볼 수 있다. 특기할 만한 사항은 구조조정이 지체되어 생산성 지체기가 연장됨에 따라 추가적으로 증가할 이들 세대들의 후생비용은 생산성 지체기가 연장되는 속도보다 빨리 증가한다는 것이다²²⁾. 따라서, 이들 세대, 다시 말하면 1998년 전후로 노동시장에 신규로 진입하는 세대들의 후생비용을 줄일 수 있는 각종조치가 취해져야 할 것이다. 이들 조치들 중에는 생산성 지체기간을 줄이는 조치, 다시 말하면 구조조정을 촉진하여 생산성 향상률을 본 궤도에 조속히 올리는 각종 조치들이 이루어져야 할 것이다. 또한, 자원의 세대별 재분배를 통하여 이들 세대로 이전하는 각종조치가 고려되어야 할 것이다.

자원의 세대별 재분배의 한 예로 조세개편을 통한 세원조정을 들 수 있다. [그림 9]에서 볼 수 있듯이 소비세, 소득세 그리고 자본소득세의 세원이 연령별로 상이하게 분포하고 있다. [그림 9]에 나타나 있는 소비, 소득 및 자본소득의 연령별 분포는 초기 정상상태에서 본 연구에서 사용한 모형에 의해 산출된 것으로서 조세수입의 세원별 비중을 조절함으로써 세대간 자원의 재분배 효과를 노릴 수 있다. 본 연구에서는 (i) 자본소득세의 57.1%를 소비세로 전환하는 대안, (ii) 소득세로 전환하는 대안, 그리고 (iii) 소비세의 20.9%를 소득세로

22) 예를 들어 생산성 지체기가 3년 연장됨에 따라 세대 14의 후생비용이 생산성 지체기가 없는 상황 ⑤에 비해 1.1%P 증가하는 반면, 노동생산성 지체기가 5년(10년) 연장되는 경우 동일 세대의 후생비용이 1.9%P(4.1%P) 증가하고 있다.

[그림 12] 조세개편의 후생효과



전환하는 대안의 후생분석을 행하였다. (i)의 경우는 세부담을 저연령층에서 고연령층 혹은 미래세대로부터 현재세대로 이전하는 효과가 있는 반면, (ii)와 (iii)의 경우는 세부담을 고연령층에서 저연령층으로 이전시키는 효과를 기대할 수 있다. [그림 12]는 조세개편에 따른 후생의 재분배 효과를 생산성 정체기간이 5년인 경우를 기준으로 산출한 것이다. 세원의 구성비중의 변화는 다소간 세대별 후생수준의 재분배를 초래하고 있다. 따라서, 세원의 배분, 조세개편 시기에 대한 적절한 선택에 의해 세대간 자원의 재분배 효과를 거둘 수 있을 것이다. 그러나 구조조정이 지체되어 생산성 정체기가 상당기간 지속될 경우 생산성 향상에 직접적인 영향을 주지 않은 단순한 세대별 자원의 재분배는 구조조정기간 동안 가장 높은 후생비용을 지불하는 세대들의 후생 증진에 큰 도움을 줄 가능성이 희박한 것으로 나타났다. 특히, 생산성 지체기를 상정하지 않은 상황 ⑤의 경우에도 구조조정기간 동안 높은 후생비용을 지불한 세대들의 후생을 충분히 향상시키기 위해서는 본 연구에서 상정한 것보다(특히, 상황 (iii)보다도) 높은 수준의 세대간 자원의 재분배가 이루어져야 하며 이로 인해 미래세대의 후생을 상당부분 희생하여야 할 것이다. 따라서, 이들 세대의 후생 증진은 생산성 향상을 위한 각종 제도개선과 조치를 통한 근본적인 구조조정의 수행을 통해서만 이루어질 수 있을 것이다.

V. 결 론

본 연구에서는 1997년 외환위기로 가시화된 경제위기와 구조조정비용의 귀착을 세대별 후생분석을 통하여 살펴보았다. 후생분석을 위하여 일반균형 세대 중복모형이 이용되었으며 이 모형 내에서는 경제위기를 생산성 향상률의 급격한 하락으로 규정하였다. 또한 경제의 구조조정시기를 생산성의 정체시기로 규정하고 구조조정의 진척 정도를 정체시기의 장단으로 단순화하여 분석을 행하였다. 본 연구에서 행한 정책시뮬레이션의 결과와 정책적 시사점을 다음과 같이 요약할 수 있다. 음의 생산성 충격과 구조조정 비용 조달을 위한 재정정책으로 인해 후생 감소가 가장 큰 세대는 1998년과 2000년도 초반에 경제활동을 시작하는 세대들이며 후생비용의 절대규모도 무시할 만한 수준이 아니다. 이 세대들의 후생비용이 가장 높은 이유는 이들 세대들이 경제위기에 따른 생산성 하락시기와 균형성장경로로 이행하는 조정기간 동안 겪게 될 자본축적 및 노동공급의 왜곡을 가장 오랫동안 경험하기 때문이며 구조조정을 위한 자원조달의 부담을 가장 크게 받게 될 세대이기 때문이다. 이들 외의 세대들도 조정기간을 겪는 기간이 길수록 후생의 감소가 더욱 큰 것으로 나타나고 있다. 또한 경제위기로부터 경제가 균형성장경로에서 이탈한 이후 다시 균형성장경로로 회귀하기 위하여 상당기간이 소요되며 그 이유는 경제위기로 인한 생산성 지체의 직접적인 효과뿐만 아니라 이로 인해 발생하는 일반균형효과가 조정기간을 연장하는 역할을 하고 있다는 점에서 찾아야 할 것이다. 경제위기와 구조조정에 따른 후생비용이 높은 세대들의 후생 증진을 위한 근본적인 대책은 생산성 향상을 촉진할 수 있는 각종 정책이며, 세대간 자원의 재분배를 통한 후생증진효과는 매우 제한적일 수 있다.

본 연구의 질적 향상을 위해서 다음과 같은 보완이 필요하다. 먼저, 보다 엄밀한 요소생산성에 대한 실증연구가 이루어져야 할 것이다. 본 연구에서는 균형성장경로에서와 경제위기로 인한 요소생산성 증가율에 대하여 엄밀한 실증분석을 거치지 않고 총요소생산성에 대한 기존의 연구와 자본스톡과 노동투입요

소에 대한 추계에 대한 기존의 연구를 참고하여 요소생산성 증가율에 대한 가정을 하였다. 위에서도 언급하였듯이 생산성 증가율의 감소폭이 연구결과에 미치는 영향이 크다고 볼 수는 없으나, 연구결과의 신뢰성을 높이기 위하여 요소생산성에 대한 심도 있는 실증연구가 행해져야 할 것이며 특히, 1998년 한해 동안 우리 경제가 겪었던 경기침체를 요소투입량의 변화와 요소생산성의 감소를 분해하여 분석할 필요가 있다. 물론 주 9)에 언급하였듯이 한국조세연구원 거시모형을 이용하여 요소투입량과 총요소생산성의 변화를 추계하였으나 향후 보다 엄밀한 분석이 시도되어야 할 것이다. 특히, 이를 위해서는 자본스톡에 관한 연구의 전면적인 보완이 있어야 할 것이며 노동투입에 대한 추계치의 개량이 수반되어야 할 것이다.

본 연구에서 사용한 모형을 다경제주체 세대중복모형을 확장하여 분석할 필요가 있다. 전영준 외(1999)는 최근 경제위기 1년을 거치면서 소득 및 자산보유의 불평등이 매우 심화되었으며 향후 세제개편은 세부담의 형평성 제고를 위한 소득과세 및 자산과세의 강화가 요청된다는 주장을 하고 있다. 본 연구가 세대간 후생분석에 초점을 맞춘 관계로 세부담 형평성 제고를 통한 소득계층별 재분배 효과 분석을 위한 모형이 구축되지 못하였다. 특히, 단순한 세원간 세부담 조정의 효과는 소득계층별 자원 및 후생의 재분배 측면에서는 본 연구의 경우와 상이한 결과가 도출될 가능성이 있다. 이러한 분석을 위해서는 본 연구에서 사용한 모형을 전영준(1999)에서 사용한 모형과 같은 다경제주체 세대중복모형으로 확장하고 소득계층별 세원분포의 차이 특히, 소득구성 및 자산분포의 차이를 반영하기 위한 모형의 개량이 이루어져야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 강병호, 「불건전 여신규모 추정 및 정리방안」, 금융학회 발표논문, 1998. 11.
- 경제기획원 조사통계국, 『1960~1985 추계인구』, 1988.
- 곽승영, 『한국 제조업 부문 생산성의 성장기여도 및 결정요인분석』, 산업연구원, 1998.
- 남주하, 「부실채권규모 추정과 축소방안」, 금융학회 발표논문, 1998. 11.
- 남주하·권재중, 「잠재부실자산규모 및 추가 금융구조조정자금 규모의 추정과 분석」, 『제1차 금융구조조정의 성과와 향후 정책방향』, 정책토론회 자료, 한국경제연구원·한국금융연구원, 1999. 7.
- 노동부, 『직종별 임금실태조사보고서』, 1991.
- 문형표·유경준, 「실업·복지대책의 향후 운용방향」, KDI정책포럼 제146호(99-03), 1999. 7. 22.
- 박원암·최공필, 「한국 외환위기의 원인과 예측가능성」, 『한국경제의 분석』, 제4권 제2호, 한국금융연구원, 1998, pp. 1~61.
- 박정수, 『공동세제도의 활용방안에 관한 연구』, 연구보고서 93-10, 한국조세연구원, 1993.
- 박종규, 「중기재정전망과 정책방향」, 『경제위기 극복을 위한 조세 및 재정정책 방향』, 국제심포지엄 자료 98-05, 한국조세연구원, 1998.
- 서근우, 「효율적인 부실채권 처리수단으로서의 기업개선작업과 향후 추진방안」, 한국금융학회 1999 춘계 심포지엄 발표논문, 1999. 4. 2.
- 유경준, 「노동소득 불평등도의 변화추이와 전망」, 1998. 12. 15 보도자료, 한국개발연구원, 1998. 12.
- 이영섭·이종욱, 「한국의 외환위기 : 예측 가능했는가?」, 국제금융연구회 주최 1998년 심포지엄 발표논문, 1998. 2.
- 이정우·황성현, 「한국의 분배문제 : 현황, 문제점과 정책방향」, KDI정책연구, 제1권, 한국개발연구원, 1998, pp. 153~230.

- 윤창호·이종화, 『한국 제조업의 생산성 변화와 그 요인의 분석』, 산업연구원, 1998.
- 전영준, 「인구구조변동과 국민연금—세대별 후생분석을 중심으로—」, 『한국경제의 분석』, 제3권 제1호, 한국금융연구원, 1997, pp. 110~142.
- _____, 「국민연금제도개선에 대한 후생분석」, 『재정논집』, 제13권 제1집, 한국재정학회, 1998, pp. 37~61.
- _____, 「국민연금제도개선에 대한 세대별·세대내 재분배 효과」, 『경제학연구』, 제47집 3호, 한국경제학회, 1999, pp. 21~65.
- 전영준·성명재·노영훈·박종규, 「경제위기 1년간의 조세정책 평가와 향후 정책 과제」, 제33호 조세의 날 기념 심포지엄 자료 99-01, 한국조세연구원, 1999.
- 전주성, 「금융구조조정과 적자재정 운용방향」, 한국은행, 1999. 4.
- 전주성·황진우, 「금융구조조정의 재정부담」, 『재정논집』, 제13집 제2권, 한국재정학회, 1998, pp. 293~311.
- 조한상, 「최근 생산성 추이와 변동요인」, 『조세통계월보』, 한국은행, 1991.
- 통계청, 『1960~2000 시도별 추계인구』, 1994a.
- _____, 『생명표』, 각 연도.
- _____, 『인구동태통계연보』, 1994. b.
- _____, 『장래인구추계(1990~2021)』, 1991.
- _____, 『장래인구추계(1990~2030)』, 1996.
- _____, 『한국의 인구규모와 구조—인구변화에 따른 사회·경제적 영향』, 1993.
- 한국은행, 『국민계정 1994』, 한국은행 조사 제2부, 1994.
- 한국조세연구원, 「1999년도 예산운용방안」 미발표 자료, 한국조세연구원, 1998.
- _____, 『한국조세정책 50년사』, 한국조세연구원, 1997.

Altig, David and Charles T. Carlstrom, "Inflation, Personal Taxes, and Real Output : A Dynamic Analysis," *Journal of Money, Credit and*

- Banking*, Vol. 23, No. 3, Part 2, August 1991, pp. 519~539.
- Auerbach, Alan and Laurence Kotlikoff, *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press, New York, 1987.
- Claessen, S., S. Djankov and Karry Lang, "East Asian Corporate : Growth, Financing and Risks over the Last Decade," mimeo, World Bank, 1998.
- Hurd, M., "Mortality Risk and Bequests," *Econometrica*, Vol. 57, No. 4, pp. 779~813.
- Pilat, D., "Comparative Productivity of Korean Manufacturing, 1967~1987," *Journal of Development Economics*, Vol. 46, No. 1, 1995, pp. 123~144.
- Sachs, J., A. Tornell and Andres Velasco, "Financial Crises in Emerging Markets : The Lessons from 1995," NBER working paper 5576, 1996.
- Welch, F., "Effects of Cohort Size on Earnings : The Baby Boom Babies's Financial Bust," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, 1979, pp. S65~S97.
- Young, A., "The Tyranny of Numbers : Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110(3), 1994, pp. 641~680.

〈부록〉 국민연금급여산식

본 연구에서 감안한 국민연금급여는 완전노령연금, 재직자노령연금 그리고 유족연금이다. 식 (부-1)은 t 년도에 경제활동을 시작한 사람이 연령이 i 에 도달하였을 때의 연금수급액을 나타내고 있다. 각 개인은 연금수급연령(\widehat{I}) 이전에는 유족연금(SM_{t+i-1})만 지급 받으며 연금수급연령부터 사망시까지 유족연금과 함께 아래에서 규정된 완전노령연금 혹은 재직자노령연금을 지급 받게 된다.

$$pb_{t+i-1} \begin{cases} = SM_{t+i-1} & \text{if } i < \widehat{I} \\ = \overline{OP}_{t+i-1} + SM_{t+i-1} & \text{if } i \geq \widehat{I} \end{cases} \quad (\text{부-1})$$

$$\overline{OP}_{t+i-1} \begin{cases} = OP_{t+i-1} & \text{if } l_{t+i-1} = 1 \\ = OP_{t+i-1} (0.5 + 0.1(\widehat{I} - 60) + 0.1(i - \widehat{I})) & \text{if } l_{t+i-1} < 1 \text{ 그리고 } 60 \leq i < 65 \end{cases} \quad (\text{부-2})$$

식 (부-2)는 완전노령연금과 재직자노령연금에 대한 규정을 반영한 것이다. 만일 연금수급연령에 이르러 정기적인 노동소득이 없을 경우 기본연금액을 모두 수령할 수 있으나 정기적인 노동소득이 있을 경우 기본연금액의 일정 부분만을 수령할 수 있다는 현행의 국민연금제도를 반영한 것이다. 현행 제도하에서의 기본연금은 식 (부-3)에 의해 정해진다.

$$OP_{t+i-1} = \left\{ \frac{\sum_{i=I_0}^{\bar{I}} \mu_{t+i-1} w_{t+i-1} e_{t+i-1} (1-l_{t+i-1})}{\sum_{i=I_0+1}^{\bar{I}} \mu_{t+i-1}} + \right. \quad (\text{부-3})$$

$$\left. \sum_{i=I_0}^{\bar{I}} \frac{(1-l_{t+i-1}) w_{t+i-1} r a_{t+i-1} e_{t+i-1}}{\bar{I} - I_0} \right\} \times 0.3 \times \frac{(\bar{I} - I_0)}{40}$$

기본연금액은 크게 기초연금과 소득비례연금으로 나눌 수 있다. 식 (부-3)의 첫 번째 부분은 균등부분을 나타내며 두 번째 부분은 소득비례부분을 나타낸다²³⁾. ra_{it+i-1} 는 국민연금 전가입자의 노동소득 증가분이 소득비례연금에 반영되는 부분이며 이는 특정 가입자의 은퇴시 국민연금 전가입자의 평균소득과 이 가입자의 연령이 i 인 연도의 국민연금 전가입자의 평균소득의 비율로 정의된다.

$$ra_{it+i-1} = \left[\frac{\sum_{k=l_0+1}^T \mu_{kt+i-1} w_{kt+i-1} e_{kt+i-1} (1-l_{kt+i-1})}{\sum_{k=l_0+1}^T \mu_{kt+i-1}} \right] \div \left[\frac{\sum_{k=l_0+1}^T \mu_{kt+i-1} w_{kt+i-1} e_{kt+i-1} (1-l_{kt+i-1})}{\sum_{k=l_0+1}^T \mu_{kt+i-1}} \right] \quad (\text{부-4})$$

$$SM_{it+i-1} = rsm_{it+i-1} \sum_{i=l_0+1}^I 0.6 \mu_{it+i-1} (1-s^i) \overline{OP}_{it+i-1} \quad (\text{부-5})$$

이때 rsm_{it+i-1} 는 유족연금 총액 중 t 년도에 연령이 i 인 사람들에게 귀속될 비율을 의미한다.

식 (부-5)는 유족연금에 대한 규정을 수식화한 것이다. 현행 국민연금제도상에는 연금수급자가 사망한 경우 연금수급자에게 지급될 연금액의 일정부분을 유족에게 지급하도록 규정되어 있다. 본 모형에서는 국민연금에 가입하는 모든 세대들이 20년 이상 연금보험료를 납부하도록 가정하였기 때문에 연금액의 60%가 유족들에게 지급되도록 규정하였다²⁴⁾.

23) 식 (부-3)의 연금급여산식은 1999년 4월부터 실시되고 있는 개정 국민연금법하에서의 연금산식이다. 이 산식하에서는 평균소득자에 대하여 임금대체율이 40년 가입시 60%이고 기초 부분과 소득비례부분의 비율이 1:1인 반면, 법 개정 이전 제도하의 임금대체율은 40년 가입시 70%이며 기초연금과 소득비례연금 비율은 4:3이다.

24) 유족연금의 수준은 현행 국민연금제도하에서는 사망한 연금가입자의 가입기간이 10년 이상 15년 미만일 경우는 연금액의 40%, 15년 이상 20년 미만일 경우 50% 그리고 20년 이상일 경우 60%로 규정되어 있다(1995년 개정).

垂直的 商品差別化된 産業에서의 公企業에 대한 分析

延 泰 勳*

요 약

본 연구는 Grilo(1994)와 Delbono et al.(1996)의 연장선상에서, 수직 차별화된 상품을 생산하는 혼합산업 내의 기업 수가 2보다 큰 경우를 분석하고 있다. 기존의 연구에서와는 달리, 공기업이 효율적이고 사회후생의 극대화를 목표로 한다 하더라도, 공기업의 존재로 인한 후생수준의 감소가 가능함을 보였다. 경우에 따라서는 공기업으로 하여금 가장 낮은 품질의 상품을 생산하게 함으로써 후생수준의 극대화를 달성할 수 있음을 보였으며, 공기업이 올바른 품질의 상품을 생산함으로써 사회후생의 증진을 가져올 수 있는 상황에서도 잘못된 상품 품질의 선택으로 말미암아 실제로는 후생의 감소가 일어날 수 있음을 지적하였다. 정부가 민영화 혹은 국영화의 결정을 내림에 있어서 공기업의 상품 품질에 대해 신중히 고려하여야 하고, 법적 진입장벽을 통한 직접규제를 제거함으로써 후생수준의 증가가 이루어질 수 있음을 제시하였다.

I. 서 론

민간기업과 공기업이 각각 다른 목적에 입각하여 운영되고 그 효율성 또한 상이함에도 불구하고, 대부분의 생산활동은 원칙적으로 양자 모두에 의해 수행

* 본원 초청연구위원.

될 수 있다. 공공부문에서는 전통적으로 교육, 보건 그리고 대부분의 사회간접 자본 등 공익성이 큰 사업의 수행을 담당해왔지만, 다수 국가의 정부들은 이에 더하여 상업적 재화와 용역을 공급하는 기업을 운영해 오고 있다.

그 결과 공기업들이 시장에서 민간기업들과 경쟁하는 현상도 종종 벌어지곤 하는데, 이처럼 민간기업과 공기업이 공존하는 산업형태를 혼합산업(mixed industry)이라고 지칭한다. 이론적으로는 독점 또는 혼합과점시장에서 공기업이 담당하는 역할의 대부분이 민간부문에 의해서도 수행될 수 있으며, 실제로도 공기업의 민영화와 관련된 움직임이 최근 들어 도처에서 일어나고 있다. 이러한 경향은 민영화를 통하여 기존 공기업 운영의 효율성과 사회후생이 제고될 수 있다는 일반적 공감대 형성을 반영하는 것이다.

전통적으로 공기업 옹호론자들은 시장의 실패를 보정하기 위한 수단으로서의 공기업의 역할을 강조해 왔다. 이러한 주장은 공기업을 통제하고 있는 정부가 사회후생의 극대화를 목표로 삼고 있다는 가정을 전제로 한다. 이상적인 관점에서 볼 때, 시장지배력(market power)이나 외부성(externality)의 존재로 인하여 개인적 목적과 사회적 목적간에 괴리가 발생할 경우, 정부의 직접규제 없이도 공기업의 시장 개입을 통하여 사회적 최적상태를 실현할 수 있다는 주장이다.

반면, 민영화 옹호론자들의 경우는 주로 공기업에 내재한 생산의 비효율성과 독특한 소유·지배구조에 따른 주인-대리인(principal-agent)문제 등을 그 논거로 내세운다. 이들은 이러한 비효율성의 주원인으로 정치적 압력을 지목하고 있다. 대개의 공기업은 선거에서 다수표를 확보하기 원하는 정치가들로부터 초과고용의 압력을 받고 있으며, 공기업의 근로자들은 민간부문보다 높은 임금을 수령하고 있으면서도 생산성 면에서는 오히려 떨어진다. 많은 경우 공기업들은 수요자가 아닌 정치가나 경영자의 필요에 의한 제품을 생산한다. 한마디로 공기업은 경제적 목표와 일치하지 않는 정치적·개인적 목표의 달성을 추구한다는 주장이다.

실제로 공기업과 비교할 때 민간기업이 월등한 효율성을 나타낸다는 점이나 민영화를 통하여 효율성이 제고된다는 주장을 뒷받침하는 실증적 증거들이 상당수 존재한다. Boardman and Vining(1989)은 다수의 연구들을 종합한 결

과 공기업이 운영의 효율성에 있어 민간기업에 훨씬 못 미친다는 증거를 보여 주고 있다. Miller(1995)는 기 발표된 24개의 연구들을 토대로 영국의 민영화 정책에 대한 평가를 수행하였다. Miller는 민영화의 결과로 소비자들이 서비스 수준의 개선, 품질의 향상, 선택폭의 확장, 신상품의 등장, 가격 하락을 영유할 수 있게 되었고, 대상 기업의 효율성과 운영은 개선되었다고 결론짓고 있다.

반면에 Willner(1992)는 공기업이 생산면에서 일반적으로 성과가 떨어진다는 주장은 사실과 다르다는 점을 밝히고 있다. 그의 주장을 따르자면, 경쟁이 존재할 경우에는 공기업도 효율적으로 운영되며, 일부 비효율적이고 이윤이 낮은 것으로 드러난 공기업들은 민간에 의해 운영되었다라도 마찬가지일 수밖에 없을 상황에서 운영되고 있다. 종종 상반되는 목표들에 직면하곤 하는 공기업들로서는 모순된 평가기준들을 다 만족시킬 수 없다는 주장도 곁들이고 있다.

민영화로부터 발생하게 될 기대손익 및 그에 따른 민영화 결정은 해당 재화의 종류, 민영화 이후에 도래하게 될 시장구조 등 여러 가지 요인에 달려 있다. 等質(homogeneous)재화를 다룬 혼합과점분석에 따르면, 경쟁 민간기업의 수가 적을 경우에 한하여 공공기업의 존재가 사회후생을 증진시킬 수 있다는 것이 보여진다. 이는 곧 시장에 참여하는 민간기업의 수가 상대적으로 적을 경우, 공기업의 민영화는 후생의 감소를 가져올 것이고, 반대로 민간기업의 수가 많을 경우에는 민영화를 통하여 후생의 증가가 이루어진다는 의미이다.

Cremer, Marchand and Thisse(1989)의 선구적인 연구는 등질재화를 판매하는 불완전경쟁시장에서 자원배분의 효율성을 증진시키기 위한 정책도구로 공기업이 활용될 수 있는 범위에 대하여 고찰하고 있다. 그 결과에 따르면, 혼합과점과 관련된 최적정책이란 첫째, 기존 민간기업 중 하나를 공기업화하거나 둘째, 시장을 민간에게 완전히 위임하는 두 가지 중에서 당면 비용구조에 따라 결정이 나게 된다.

이와 같이 혼합과점에 대한 경제학적 고찰들은 대다수가 등질재화를 판매하는 기업들로 이루어진 산업에 분석의 초점을 맞추고 있다. 제품의 등질성은 분석의 편의상 널리 채택되고 있는 이론적 가정이지만, 제품간에 차별성(product differentiation)이 존재한다는 것은 대개의 시장에서 부정할 수 없는 사실이다.

그러나 차별화된 상품을 판매하는 산업 내에 존재하고 있는 공기업의 역할 및 그 민영화 그리고 이러한 산업 내에서의 공기업과 민간기업간 경쟁을 경제모형을 사용하여 분석하려는 시도는 그리 활발히 행해지지 않았다. Cremer, Marchand and Thisse(1991)는 수평차별화(horizontal differentiation)된 혼합과점에서의 시장균형을 연구하였다. 그들의 연구에서는 기업들이 Hotelling 식의 공간경쟁구조 내에서 위치와 가격을 선택한다고 가정하고 있다. 민간기업과 경쟁하는 공기업의 존재 유무가 사회후생에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하고 이러한 분석의 결과가 기업의 수, 기업간의 상대적 위치에 따라 달라짐을 보이고 있다. 그들은 사회후생의 관점에서 볼 때 하나의 공기업을 포함한 혼합과점이 민간과점보다 반드시 나은 결과를 가져오는 것은 아니라고 결론 내리고 있다. 그들은 또 전통적 등질재화모형의 견해와는 달리 민간기업의 수가 3~5개일 경우에는 공기업의 민영화를 추진해야 한다는 사실을 발견하였다.

Cremer et al.(1991)의 연구가 전통적 혼합과점연구의 한계를 뛰어넘은 것은 사실이지만, 이로서 제품차별화의 모든 가능성이 소진된 것은 아니다. 수평적 상품차별화를 가지고는 제품차별화의 다른 측면, 즉 상이한 품질에 대하여는 적절하게 설명할 수 없기 때문이다. 그러한 맥락에서 Grilo(1994)는 혼합과점분석에 최초로 수직 상품차별화(vertical product differentiation)를 도입하였다. 그는 시장 포화(covered market) 즉, 모든 소비자들이 상품을 구입한다는 가정하에서 수직 차별화된 혼합복점(mixed duopoly)의 결과가 Cremer et al.(1991)과 유사하다는 점을 밝히고 있다.

Delbono, Denicolo and Scapa(1996)도 수직 차별화된 혼합복점에서의 상품 품질과 사회후생에 대하여 연구하였다. 그들의 모형에서는 Grilo와 달리 일부 상품을 구입하지 않는 소비자들의 존재가 허용되고 있다. 이러한 가정하에서 그들은 공기업이 더 높은 품질의 상품을 생산할 때 사회후생이 더 높다는 것을 보이고 있다. 또 민간기업 생산품에 대한 공기업 상품의 상대적 품질에 관계없이, 혼합복점하에서의 사회후생이 민간복점하에서보다 높음을 제시해 주고 있다.

본 연구의 주목적은 Grilo(1994)와 Delbono et al.(1996)의 혼합복점모형의 연장선상에서 수직 차별화된 상품을 생산하는 혼합산업 내의 기업 수가 2보

다 큰 과점의 경우를 분석하는 것이다. 이를 통하여 민간독과점을 포함한 여타 시장구조의 후생과 일반적 혼합과점하에서의 후생을 비교하게 될 것이다. 우선 일반론적으로는 시장에서 판매되는 상품의 품질이 특정 시장구조와 경쟁기업 수에 따라 다르게 나타난다는 것이 보여질 것이다. 한편으로는 불완전경쟁시장에서 공기업이 자원배분의 효율성을 증진시키는 정책도구로서 이용될 수 있는 가능성을 살펴보고, 다른 한편으로는 기존의 공기업을 민영화함으로써 전반적 후생이 증가할 수 있는 가능성 또한 살펴보게 될 것이다.

이 연구에서는 기존의 모형에 기업 수를 추가하는 단순 확장작업을 통하여 혼합복점모형에서 제시하는 것과는 전혀 다른 결과를 도출해 내고 있다. 이 연구를 통하여 공기업이 첫째, 비용구조면에서 민간기업과 동일하게 효율적이고 둘째, 사회후생의 극대화를 그 목표로 하고 있다고 전제하더라도, 혼합과점시장의 형태에 따라 공기업으로 말미암은 후생수준의 저하가 가능하다는 것을 보인다. 시장이 공기업을 포함하여 3 또는 4개의 기업들로 이루어져 있을 경우 동일한 수의 민간기업으로만 이루어진 시장보다 후생수준이 낮다는 사실이 보여진다. 5개의 기업이 존재하는 경우, 공기업이 가장 낮은 품질의 상품을 생산함으로써만 순수 민간과점보다 높은 후생수준을 달성할 수 있다. 끝으로 6개의 기업이 공존할 경우, 공기업이 가장 높은 품질 또는 가장 낮은 품질의 상품을 생산하는 두 경우 모두 민간과점보다 높은 후생수준을 달성할 수 있지만, 공기업이 시장에서 판매되는 상품 중 가장 낮은 품질의 상품을 생산할 때 보다 높은 후생수준을 달성할 수 있다. 이러한 관찰결과는 Delbono et al.(1996) 연구의 결론, 즉 공기업이 보다 높은 품질의 상품을 생산할 때 후생수준의 극대화가 이루어진다는 주장이 혼합복점시장 형태에만 유효할 뿐이며 따라서 그들의 결론이 가지는 정책적 함의도 매우 제한적인 것이고 일반적 혼합과점으로 연장되지 않음을 밝히고 있다.

다음 절에서는 분석에 사용된 모형 및 가정들에 대하여 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 분석의 비교기준으로 사용하기 위하여 효율해와 순수민간산업의 경우를 다루게 된다. 제Ⅳ절에서는 Delbono et al.(1996)의 혼합복점모형을 소개하고, 기업 수의 추가를 통한 모형의 확장 및 분석을 시도하게 된다. 이 연구에서는 고정

비용이 존재하지 않는 경우와 기업 수가 외생적으로 주어져 있는 경우를 주로 다루고 있으나 고정비용이 산업 내 공존 가능한 기업 수에 미치는 영향에 대하여도 간략히 언급하고 있다. 제 V 절에서는 모형에 사용된 가정들을 완화할 때 본문의 분석결과에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지에 대하여 논의하고 앞으로의 연구방향을 제시한다. 결론부에서는 분석결과와 그 정책함의에 대하여 정리하고 있다.

II. 모 형

이 연구에 사용된 모형은 공기업과 민간기업이 공존하고 있으며 각기 다른 기업의 상품으로부터 품질 면에서 차별화된 상품을 판매하고 있는 시장을 다루고 있다. 이때 시장은 각 소비자들의 자발적 선택(self-selection)에 의해 분할되게 된다.

다음 가정들은 연구를 원활히 진행하고 중심과제에 초점을 맞추기 위하여 채용되었다. 이 중 일부 가정을 완화할 때 발생하는 효과에 대해서는 뒤에서 논의하게 될 것이다.

첫째, 공기업의 목표는, 사회후생의 극대화라는 정부의 목표와 일치한다고 가정되었다. 사회후생은 소비자잉여와 시장에 참여하는 기업들의 총이윤의 합으로 정의하였다. 이에 반하여 민간기업의 목표는 자사의 이윤극대화로 가정되었다. 이상의 세 가지는 혼합산업에 관한 논의에서 널리 받아들여지고 있는 가정들이다. 공기업이 참여하지 않았다면 순수민간산업이었을 시장에서 공기업을 운용함으로써 발생하는 순수효과를 고찰하기 위하여, 이 연구에서는 소유의 형태에 따른 기술 및 정보관련 비효율성이 발생하지 않는다고 가정하였다. 따라서 연구결과에서 기업의 소유권이 누구에게 있느냐에 따른 효율성의 차이가 발생한다면 이는 모형에 내생적(endogenous)인 것이다.

시장에는 n 개의 기업이 존재하고 그 중 하나가 공기업일 수 있다. 물론 이론적 측면에서는 복수 공기업의 존재가 얼마든지 가능하고 실제로 이를 통한 후생증가가 가능하다(Cremer et al.(1991) 참조). 본 연구에서 최대 하나의 공

기업만을 허용한 것은 무엇보다 현실적으로 복수의 공기업이 동일시장에 공존하고 있는 사례를 찾아보기 힘들다는 사실에 기초하고 있다. 분석에서는 또한 뒤에 살펴볼 效率解(efficient solution)의 경우를 제외하고는 한 기업이 하나의 상품만을 생산한다고 가정하였다. 제 V 절에서는 이 두 가지 가정의 타당성에 대하여 정치적 관점에서 논의해 보기로 하겠다.

기업간의 경쟁은 2단계에 걸쳐 발생하는 것으로 가정되었다. 먼저 1단계에서는 기업들이 동시에 각자 상품의 품질을 선택하게 된다. 2단계에서는 전(前) 단계에서 결정된 타기업 상품들의 품질을 관찰하고 난 뒤, 역시 동시에 각자 상품의 가격을 선택하게 된다. 첫째로, 품질선택이 가격선택을 선행한다는 가정은 문헌들에서 매우 널리 채용되고 있는 것으로 실제로도 가격경쟁은 종종 여타 제품특성이 변형될 수 없는 상황에서 발생하곤 한다. 둘째, 상품 품질의 동시선택이 의미하는 바는 시장에 상품선도자가 없다는 뜻이다. 마찬가지로 시장에는 가격선도자도 존재하지 않는다. 본 연구는 동시게임(simultaneous game)에 초점을 맞추고 있으나, 비동시게임을 분석해 보는 것도 매우 흥미로운 결과를 가져올 수 있을 것이다. 예를 들어 타기업에 앞서 하나의 기업이 먼저 품질 또는 가격결정을 내리고 이에 대한 정보가 의도적이건 아니건 다른 참가자들에게 전파가 되는 환경하에서의 모형을 설정해 볼 수 있을 것이다.

소비자들은 $t \in [0, 1]$ 구간에 연속균일하게 분포(continuous uniform distribution)되어 있다¹⁾. 유형- t 의 소비자는 품질이 s 인 제품에 최대 $t \cdot s$ 까지 지불

1) Choi and Shin(1992)에 따르면, 소비자 분포의 하위경계에 대한 상위경계의 비율에 따라 기업의 시장포화결정(decision to cover the market)이 변화한다. 그들의 모형에 따르면, 소비자들이 구간 $[\theta-1, \theta]$ 에 균일하게 분포하고 있을 때, θ 가 작다는 것은 선호가 더 다양하는 것을 의미하고 따라서 시장이 cover 되지 않을 가능성이 더 높은 것으로 나타난다. 본 연구에서는 θ 가 0으로 규정됨에 따라 시장이 절대 cover 되지 않는다. 다시 말해, 어느 기업으로부터도 문제의 상품을 구입하지 않는 소비자들이 일부 존재한다는 것이다. 0의 지불의사(willingness to pay)를 가진 소비자들의 경우, 정(正)의 가격을 가진 제품을 절대 구입하지 않으리라는 것은 자명하다. 전(全)시장이 cover 되는 경우는 오직 정부가 모든 소비자들에게 상품을 공급하는 것을 목표로 하고 있을 때만 달성가능하다. 그렇게 되기 위해서는 공기업이 가장 낮은 품질의 상품을 0의 가격으로 공급하여야만 한다. 생존에 없어서는 안될 필수품(necessity)에 관한 경우가 아니고서는 문제의 상품을 구매하지 않는 누군가를 찾는 것은 어려운 일이 아니다.

할 용의가 있다. 이 경우, 유형- t 의 소비자가 품질 s 의 제품 소비시 경험하는 효용은 $t \cdot s - p_s$ 로 나타낼 수 있다. 이때, p_s 는 제품의 가격을 나타낸다. 소비자가 어느 제품도 구입하지 않을 경우, 효용은 0이 되는 것으로 가정하자. 모든 소비자들은 같은 가격이라면 낮은 품질의 제품보다 높은 품질의 제품을 선호하고 t -값이 높은 소비자일수록 더 낮은 t 의 소비자보다 동질의 제품에 대하여 고가를 지불할 용의가 있다. 소비자들은 실제 구매결정에 앞서 구입가능한 품질들과 해당 가격을 관찰할 수 있다. 소비자가 상품을 구입하기로 결정을 내린 경우, 가장 높은 효용을 제공하는 상품으로 한 단위만을 구입하게 된다. 만일 자신에게 정(正)의 효용수준을 제공해 주는 상품이 판매되지 않을 경우, 해당 소비자는 어느 제품도 구입하지 않을 것이다.

품질, s 의 상품 한 단위를 생산하는 한계비용함수는 $c(s) = s^2$ 으로 나타낼 수 있으며 이는 생산량과는 관계없이 모든 기업에 있어 동일하다. 이러한 표준 이차(二次)한계비용함수를 사용함으로써, 품질의 향상에 따라 소비자의 지불의사보다 빠른 비율로 한계비용이 증가하는 효과를 보일 수 있다. 그렇지 않을 경우, Shaked and Sutton(1982)에서처럼 품질수준에 임의의 상위한계를 부여하지 않는다면, 모든 소비자에게 무한히 높은 품질을 제공하는 것이 최적이 되고 마는 현상이 발생한다.

기업- i 의 상품에 대한 수요는 해당 품질-가격 조합을 선택함으로써 다른 어느 기업의 상품을 구입할 경우보다 더 큰 정(正)의 잉여를 획득하는 소비자들의 집합으로 정의될 수 있다. 한계소비자 t_i 는 (s_i, p_i) 와 (s_{i+1}, p_{i+1}) 의 구입에 있어 무차별한, 즉 $t_i s_i - p_i = t_i s_{i+1} - p_{i+1}$ 이 성립되는 소비자유형으로 정의하자. 따라서 한계소비자 t_i 에 대해서는 (s_i, p_i) 을 구입하는 것과 아무 것도 구입하지 않는 것 간에 무차별, 즉 $t_i s_i - p_i = 0$ 이 성립한다. 분석의 편의를 위하여 추가적으로 $p_0 = 0, s_0 = 0$ 이라고 가정하자. 임의의 i 와 j 에 대하여 $s_i < s_j$ 라고 한다면 $p_i < p_j$ 가 성립해야만 모든 기업의 상품에 대한 수요가 정(+)이 될 것이다. 따라서 기업- i 의 상품에 대한 수요는 $d_i = t_{i+1} - t_i$ 로 나타낼 수 있는데 이때, $i=1, \dots, n$ 에 대해서, $t_i = \frac{p_i - p_{i-1}}{s_i - s_{i-1}}$ 이고 $t_{i+1} = \frac{p_{i+1} - p_i}{s_{i+1} - s_i}$ 인데 단, $t_{n+1} = 1$ 이다.

해법개념(solution concept)으로는 하부게임 완전 내쉬균형(subgame perfect Nash equilibrium)이 사용되었다. 후단계에서부터 거꾸로 진행하여, 가격의 내쉬균형을 구하는 2단계를 먼저 고려하고 나서 품질에 대한 선택을 분석하였다. 가격의 내쉬균형이란 어느 한 기업도 일방적으로 가격을 변동시키고자 하는 유인이 없는 균형상태에서의 가격체계를 의미한다. 이러한 가격균형은 1단계에 선택된 품질들의 함수이다. 같은 맥락에서 상품의 내쉬균형이란 어느 기업도 일방적으로 상품의 품질을 변화시키고자 하는 유인이 없는 균형상태에서의 품질체계를 의미한다. 이때, 기업들은 자신의 품질선택이 가져올 이윤이 2단계에서 이루어지게 될 가격경쟁에 바탕을 두고 정해지게 될 것임을 충분히 인식하고 있다. 끝으로 n 개의 기업이 존재할 때의 시장균형에서는 각 기업이 점유하고 있는 시장의 규모는 모두 영보다 커야 한다. 이는, $i=1, \dots, n$ 에 대해 $d_i > 0$ 이 성립함을 의미하는데 이는 다시 말해 실제로 생산하고 있지 않으면서 타기업의 품질이나 가격선택에 영향을 미치는 기업은 존재하지 않는다는 의미이다.

III. 기준예제

본절에서는 먼저, 혼합과점에 대한 분석결과와 비교하기 위해 사용될 기준예들에 대한 분석을 시도하기로 하자. 첫 번째 고찰해 볼 경우는 사회후생을 극대화하는 효율해가 되겠다. 생산활동과 관련하여 어떠한 효율성의 차이도 사전적으로 가정하지 않고, 정책입안자(social planner)가 사회후생의 극대화를 목표로 삼고 있다고 가정할 때 정부가 직접 복수의 상품을 생산함으로써 이러한 효율해를 성취할 수 있을 것이다. 두 번째로는 다양한 수의 기업을 포함한 민간과점의 경우를 분석하도록 하자.

1. 효율해

먼저 전체시장에서 단 한 가지 동질의 상품만이 공급될 수 있다고 가정하자.

이 경우, 효율해는 총잉여, $\int_{t_1}^1 (ts - s^2) dt$ 를 극대화하는 품질과 가격의 조합 (s_1, p_1) 로서, 이때 $t_1 = \frac{p_1}{s_1}$ 은 (s_1, p_1) 하에서 이 상품을 구입하는 소비자 중 가장 낮은 t -값을 가진 소비자를 의미한다. 이때 주목해야 할 것은 총잉여 (total surplus)가 가격에 의하여 영향을 받는다는 것이다. 가격이 높을수록 제품을 구입하는 소비자의 수가 줄어들고 따라서 다른 모든 조건이 동일하다면 총잉여도 줄어들게 된다. 총잉여를 극대화하기 위해서는 상품가격이 한계비용과 같은 수준에서 결정되어야 한다. 최적화문제를 풀어보면 총잉여를 극대화하는 품질-가격 조합, 즉 효율해는 $(s_1^e, p_1^e) = (1/3, 1/9)$ 임을 도출할 수 있다. 이에 따른 시장수요는 $2/3$ 이고 총잉여는 $2/27$ 가 된다.

마찬가지로 N 개의 상품하에서의 후생극대화 문제는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{Max}_{s, p} \sum_{n=1}^N \int_{t_n}^{t_{n+1}} (ts_n - s_n^2) dt.$$

이때, $t_{N+1} = 1$ 이다.

위의 극대화문제를 가격에 대하여 풀게 되면 역시 한계비용 가격책정 (marginal cost pricing)이 효율가격 산정방법 (efficient pricing rule)임을 알 수 있다. 2 단계에서 한계비용가격을 책정한다는 전제하에 효율품질을 구하기 위하여 후생극대화의 문제를 풀 수 있으며 그 결과는 <표 1>~<표 5>에 요약되어 있다.

표에서 주목할 것은 효율해하에서는 각 상품의 시장규모, 즉 각각의 상품을 구입하는 소비자군의 크기가 동일하게 나타나는 반면 이러한 소비자군 간의 잉여를 비교해 보면 고품질의 상품을 구입하는 소비자군일수록 더 높은 총잉여를 누린다는 점이다.

2. 민간과점 (Private Oligopoly)

본절에서는 민간과점에 있어서 품질의 동시선택모형 (simultaneous quality choice model)을 분석하기 위하여 Moorthy(1988)의 민간복점 (private duopoly) 모형을 확장시켜 보기로 하자. 이때, 각 기업은 자신의 이윤을 극대화하기 위하

여 경쟁하게 된다. 역순으로 모형을 풀어나가, 먼저 주어진 상품품질하에서의 가격균형을 계산해내고 이어서 상품균형을 도출해내게 된다.

일례로 복잡의 경우를 살펴보면, 두 개의 대칭적 상품균형이 존재하는데 양자간의 차이는 단지 둘 중 어느 기업이 더 높은 품질의 상품을 생산하는가일 뿐 나머지 변수들의 값은 모두 동일하다. 둘 중 상대적으로 더 낮은 품질(이하 저품질)의 상품을 생산하는 기업을 하첨자 1로써 표기하고 더 높은 품질(이하 고품질)을 생산하는 기업을 하첨자 2로 나타낼 때 균형가격, 가격의 비용초과분(markup), 수요, 총이윤 그리고 소비자잉여 등을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 s_1 &\approx 0.19936, & s_2 &\approx 0.40976, & p_1 &\approx 0.07501, & p_2 &\approx 0.22666, \\
 p_1 - s_1^2 &\approx 0.03527, & p_2 - s_2^2 &\approx 0.05875, \\
 d_1 &\approx 0.34450, & d_2 &\approx 0.27925, & \Pi_1 &\approx 0.012149, & \Pi_2 &\approx 0.0164064, \\
 CS(\text{소비자잉여}) &\approx 0.046985, & W(\text{총잉여}) &\approx 0.0755
 \end{aligned}$$

이때의 상품균형하에서 구매에 참여하지 않는 소비자들은 $[0, 0.37625]$ 인 것으로 나타나며 고품질의 상품을 생산하는 기업이 저품질의 상품을 생산하는 기업보다 더 큰 이윤을 올리는 것으로 드러난다. 따라서 기업이 저품질의 상품과 고품질의 상품간에 선택을 할 수 있다면 더 높은 품질의 상품을 생산하기를 선호할 것이다. 이러한 현상은 모형 내에서 효율 총잉여(efficient total surplus)가 소비자유형을 나타내는 t -값이 증가할수록 늘어난다는 사실을 통하여 설명될 수 있다.

기업의 수가 3에서 6까지인 여타 민간과점의 경우에 대한 분석결과는 <표 2>~<표 6>에 걸쳐 요약되어 있다.

IV. 혼합과점(Mixed Oligopoly)

혼합과점 분석을 통하여 도출된 균형들과 기준예제에서의 균형들을 비교함으로써 공기업이 민간산업을 규제하는 데 있어 과연 효율적인 도구로 사용될 수

있는가를 살펴볼 수 있을 것이다. 본절에서는 첫째로, 하나의 민간기업과 단일 공기업이 공존하는 혼합복점모형의 균형을 분석하고 이어서 민간기업이 둘 이상 존재하는 좀더 일반적인 혼합복점모형의 균형을 살펴볼 것이다. 이러한 분석의 결과는 <표 1>~<표 6>에 정리되어 있다.

각각의 기업은 자사상품의 품질이 산업전체에서 생산되고 있는 상품들의 품질순위에서 차지하는 순서에 따라 분류되어 있으며 표기상으로는 하침자를 사용하여 구별하고 있다. 예를 들어, 기업 1은 그 중 가장 낮은 품질의 상품(이하 최저품. 이는 상대적 최저품질을 의미하며 물리적 품질의 하한치를 의미하는 것이 아님)을 생산하는 기업을 가리키며 기업 2는 그보다는 높으나 여타 기업의 상품들보다는 낮은 품질의 상품, 즉 두 번째로 낮은 품질의 상품을 생산하는 기업을 나타내고 있다. 표에서 첫 번째 열은 시장구조를 나타내는 변수들을 나열하고 있다. (N, i) 에서의 N 은 시장에 존재하는 총기업의 수에 해당하고 i 는 그 중 어느 기업이 공기업인지를 나타낸다. 사회적으로 효율적인 형태의 상품공급구조, 즉 사회후생 극대화를 목표로 하는 정책입안자가 직접 복수의 품질차별화된 상품을 생산하는 구조는 $i=e$ 로 나타내어지고 있다. 공기업이 존재하지 않는 순수민간과점의 경우는 $i=0$ 로 표시되어 있다. 일례로 $i=1$ 의 경우는 공기업이 가장 낮은 품질의 상품을 생산하는 경우에 해당되고 $i=2$ 인 경우는 공기업이 그 다음으로 낮은 품질의 상품을 생산하는 경우를 지칭한다. μ 는 상품가격의 비용초과분, 즉 판매가격과 평균비용의 차액을 의미한다. s_i 는 기업- i 가 선택한 품질수준을 의미하고 d_i 는 기업- i 의 상품에 대한 수요를 나타내며 $D = \sum_{i=1}^N d_i$ 는 총수요를 의미한다. 끝으로 π_i 는 기업- i 의 이익을 의미하고 $\Pi = \sum_{i=1}^N \pi_i$ 는 시장에 존재하는 전기업의 총이익을 나타낸다.

1. 혼합복점 (Mixed duopoly)

혼합복점이란 하나의 민간기업과 하나의 공기업이 공존하는 시장형태를 지칭한다. 여기에서는 기본적으로 Delbono et al.(1996)의 혼합복점에 대한 연구를 차용하여 사용하기로 한다.

본절에서도 게임의 해법에 있어서는 역시 2단계에서부터 거꾸로 풀어, 먼저 품질선택이 주어진 상태에서의 가격균형을 도출한다²⁾. 이 경우, 순수민간복점과는 달리, 첫 번째 단계에서 이루어지게 되는 품질의 선택에 따라 두 개의 비대칭적 상품균형이 존재하게 된다. 첫 번째는 민간상품의 품질이 공기업상품의 그것보다 더 낮은 경우이고 두 번째는 그 반대로 민간기업의 품질이 공기업보다 더 높은 경우이다. 이처럼 혼합복점과 민간복점이 균형의 대칭성에 있어 상이하게 되는 현상은 공기업의 목적이 민간기업의 목적과 다른 데서 연유한다. 혼합산업에서의 공기업은 효율해의 경우에서와는 달리, 자신의 상품가격을 한계비용과 동일하게 책정하지 않는다. 어느 경우에서건 저품질의 상품을 생산하는 기업을 1로 나타내고 고품질의 상품을 생산하는 기업을 2로 나타내기로 하자.

가. 공기업이 고품질의 상품을 생산하는 경우

공기업이 고품질의 상품을 생산한다고 할 때, 기업 1(민간기업)과 기업 2(공기업)의 2단계에서의 최적화문제는 각각 다음과 같이 나타내어질 수 있다.

$$Max_{P_1} (t_2 - t_1)(p_1 - s_1^2)$$

$$Max_{P_2} \int_{t_1}^{t_2} (ts_1 - s_1^2) dt + \int_{t_2}^1 (ts_2 - s_2^2) dt$$

2단계 최적화문제로부터 도출된 1계 조건들로부터 다음과 같은 가격균형을 구할 수 있다.

$$p_1 = \frac{s_1 (s_1 - 2s_1 s_2 - s_2 + s_2^2)}{s_1 - 2s_2} \tag{1}$$

$$p_2 = \frac{s_2 (s_1^2 - s_1 - s_1 s_2 + s_2 + s_2^2)}{s_1 - 2s_2} \tag{2}$$

2) 이때, 기업들이 서로 동일한 품질의 상품을 생산하는 경우도 고려해 볼 수 있다. 그러나 이 경우 유일한 가격균형이란 두 기업 모두 한계비용과 동일한 가격을 책정하는 것으로서, 이때 양 기업 모두 0의 이윤을 실현하게 된다. 따라서 민간기업에게는 이러한 결과를 초래하는 행위를 회피하려는 동기가 존재한다. 따라서 이러한 결과는 결코 균형으로써 실현될 수 없다.

식 (1)과 (2)의 균형가격을 사용하여, 공기업과 민간기업의 1단계 최적화문제를 다음과 같이 재정렬할 수 있다.

$$\text{Max}_{s_1} \frac{s_1 s_2^2 (s_2 - s_1)}{(s_1 - 2s_2)^2}$$

$$\text{Max}_{s_2} \frac{s_1^2 s_2 - s_1^4 s_2 - 4s_1 s_2^2 - 2s_1^2 s_2^2 + 4s_1^3 s_2^2 + 4s_2^3 + 8s_1 s_2^3 - 5s_1^2 s_2^3 - 8s_2^4 - s_1 s_2^4 + 4s_2^5}{2(s_1 - 2s_2)^2}$$

상품품질에 대한 공기업의 선택은 다음과 같은 1계 조건을 만족한다.

$$3s_1^2 + \frac{s_1^5}{(s_1 - 2s_2)^3} - 6s_1 s_2 - 4(s_2 - 1)(3s_2 - 1) = 0 \quad (3)$$

이에 대응되는 민간기업의 1계 조건은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{s_2^4(3s_1 - 2s_2)}{(s_1 - 2s_2)^3} = 0 \quad (4)$$

국지(局地)적 상품균형(local product equilibrium), $(s_1, s_2) \approx (0.25989, 0.38983)$ 는 식 (3)과 (4)를 동시에 만족시키는 해를 구함으로써 도출해 낼 수 있다. 이러한 균형이 전역(全域)적 상품균형(global product equilibrium)의 조건을 만족시키는 하부게임 완전 내쉬균형이 되기 위해서는 균형상태에서 둘 중의 어느 한 기업도 일방적으로 상품품질의 상대적 위치를 변화시키기를 바라지 않아야 한다³⁾.

나. 공기업이 저품질의 상품을 생산하는 경우

공기업이 저품질의 상품을 생산할 경우, 기업 1과 2의 두 번째 단계에서의 최적화문제는 다음과 같이 구성해 볼 수 있다.

$$\text{Max}_{P_1} \int_{t_1}^{t_2} (t_{s_1} - s^3) dt + \int_{t_2}^1 (t_{s_2} - s_2^2) dt,$$

3) 위의 균형은 식 (3)과 (4)를 통하여 도출되는 복수의 국지적 균형 중 하나에 지나지 않는다. 그러나 이러한 복수의 국지균형 중에서 다음과 같은 조건을 만족시키는 것은 위의 균형 하나 외에는 존재하지 않는다. a) $s_1 < s_2$, b) $s_1 + s_2 < 1$. 조건 b)는 두기업 모두 시장에 공급하는 상품의 양이 영보다 크도록 보장해 주기 위한 것이다.

$$\text{Max}_{p_2} (1-t_2)(p_2 - s_2^2)$$

제2단계의 최적화문제를 통하여 얻어진 1계 조건으로부터 다음과 같은 가격 균형을 도출해 낼 수 있다.

$$p_1 = \frac{s_1(s_1 - 2s_1s_2 - s_2 + s_2^2)}{s_1 - 2s_2}$$

$$p_2 = -\frac{s_2(s_1^2 - s_1 - s_1s_2 + s_2 + s_2^2)}{s_1 - 2s_2}$$

이러한 가격균형을 사용하여, 공기업과 민간기업의 제1단계 최적화문제를 다음과 같이 재정리할 수 있다.

$$\text{Max}_{s_1} \frac{s_2(3s_1^4 - 6s_2^2s_1^2 + 3s_2^3 + 6s_1s_2^2 - 5s_1^2s_2^2 - 2s_1s_2 - 4s_1^2s_2 + 5s_1^3s_2 + 2s_1^3 - 2s_1^4)}{2(s_1 - 2s_2)^2}$$

$$\text{Max}_{s_2} \frac{s_2^2(s_2 - s_1)(s_1 + s_2 - 1)^2}{(s_1 - 2s_2)^2}$$

이들 최적화문제를 풀어 구해진 1계 조건들은 따라서 다음과 같은 형태를 띠게 된다.

$$-2s_1^4 + 3s_2^2(s_2 - 1)^2 + 2s_1s_2(3s_2 - 1) + s_1^3(2 + 5s_2) - s_1^2s_2(5s_2 + 4) = 0 \quad (5)$$

$$s_2(s_1 + s_2 - 1)(6s_2^3 + 2(s_1 - 1)s_1^2 + s_1s_2(s_1 + 3) - s_2^2(7s_1 + 2)) = 0 \quad (6)$$

국지적 상품균형, $(s_1, s_2) \approx (0.37995, 0.25882)$ 는 균형상태에서 둘 중의 어느 기업도 일방적으로 품질의 상대적 순서를 변화시키고자 하지 않을 경우에만 전역적 상품균형 - 하부게임 완전형 내쉬균형 - 의 조건을 만족하게 된다⁴⁾.

4) 위의 균형은 식 (5)와 (6)을 통하여 도출되는 복수의 국지균형 중 하나에 지나지 않는다. 그러나 이러한 복수의 국지균형 중에서 제2절에서 언급된 조건들 즉 a) $s_1 < s_2$ 와 b) $s_1 + s_2 < 1$ 를 만족시키는 것은 위의 균형 외에는 존재하지 않는다. 조건 b)는 두 기업 모두가 0보다 큰 양의 상품을 시장에 공급하고 있음을 보장해 주기 위한 것이다.

다. 전역적 상품균형

공기업이 저품질의 상품을 공급하고 있을 경우, 공기업의 최적반응함수(best response function)는 $s_i^u(\cdot)$ 라고 나타낼 수 있으며 공기업이 더 높은 품질의 상품을 생산하고 있을 경우에는 그 최적반응함수를 $s_i^d(\cdot)$ 라고 나타낼 수 있다. 민간기업상품의 품질을 s^r 로 나타낼 때, 공기업의 전역적 최적반응함수를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$s^u(s^r) = \begin{cases} s_i^u(s^r) & W(s_i^u(s^r), s^r) > W(s_i^d(s^r), s^r) \\ \{s_i^u(s^r), s_i^d(s^r)\} & \text{if } W(s_i^u(s^r), s^r) = W(s_i^d(s^r), s^r) \\ s_i^d(s^r) & W(s_i^u(s^r), s^r) < W(s_i^d(s^r), s^r) \end{cases}$$

$s^r < 0.327$ 의 경우, 공기업은 민간기업보다 더 높은 품질의 상품을 생산하기를 선호하는 반면 $s^r > 0.327$ 의 경우에는 더 낮은 품질의 상품을 생산하기를 선호하게 된다. 물론 $s^r = 0.327$ 의 경우에는 민간기업보다 더 낮은 품질의 상품을 생산하는 것과 더 높은 품질의 상품을 생산하는 것 사이에 있어서 무차별하다.

유사한 과정을 통하여 민간기업의 경우 $s^d < 0.323$ 일 때는 공기업보다 더 높은 품질의 상품을 생산하기를 원하게 되고, 반면 $s^d > 0.323$ 일 경우에는 더 낮은 품질의 상품을 생산하기를 원하게 됨을 보일 수 있다.

여기에서 $s_i^d > 0.327$ 와 $s_i^u < 0.323$ 가 만족되기 때문에 공기업이 저품질의 상품을 생산하는 경우에서의 국지적 상품균형은 곧 전역적 균형의 조건을 충족시킨다. 또한 $s_i^u < 0.327$ 와 $s_i^d > 0.323$ 가 충족되므로 공기업이 고품질의 상품을 생산하는 경우에서의 국지적 상품균형은 전역적 상품균형을 이룬다. 따라서 다음과 같은 두 개의 전역적 상품균형이 존재하게 된다.

$$(s_1 \approx 0.25989, s_2 \approx 0.38983) \text{과 } (s_1 \approx 0.25882, s_2 \approx 0.37995)$$

각 균형에 있어서의 가격, 가격의 비용초과분, 수요, 이윤, 소비자잉여 등은 <표 1>에 정리되어 있다. <표 1>의 결과에 따르면 혼합복점의 경우, 민간복점의 경우보다 후생수준이 더 높은 것으로 나타나고 있다. 또한 일반적 인식에

반하게, 공기업이 고품질의 상품을 생산할 경우의 사회후생이 공기업이 저품질의 상품을 생산할 때보다 더 높게 나타나고 있다. 하지만 민간기업의 입장에서도 공기업과 비교하여 저품질보다는 고품질의 상품을 생산할 때가 이윤이 더 큰 것으로 나타나고 있기 때문에 선택권만 주어진다면 공기업이나 민간기업 양자가 모두 고품질의 상품을 생산하기를 선호한다고 볼 수 있다.

뒤에서 이러한 결과들이 다른 혼합과점 형태에서는 유지되지 않는다는 사실이 보여질 것이다. 실제로, 여타 경우들에서 구해진 결과들은 적어도 한두 가지 측면에서는 복점의 경우와 정반대되는 것으로 나타나고 있다. 이들과 비교하자면 혼합복점의 경우는 오히려 특별한 경우에 속하게 되는데 그 이유로는 시장에 단 하나의 민간기업만이 존재하고 있으므로 공기업이 복수의 민간기업으로부터 상충되는 반응이 일어나게 될 것을 우려하지 않아도 된다는 점을 들 수 있다. 다른 경우들과는 달리, 복점의 경우에는 공기업이 상품의 품질과 가격을 결정함에 있어서 유일한 민간기업의 전략적 반응에 대해서만 고려하면 된다.

이처럼 일반성을 결여하고 있음에도 불구하고 혼합복점에 대한 분석은 일반적 혼합산업의 연구에 있어서 많은 도움을 주고 있는데 이러한 혼합복점에 대한 분석을 통하여 민간기업과 공기업간의 상호작용 과정을 명시적으로 밝혀낼 수 있기 때문이다. 복점기업 중 하나가 공기업일 경우 양 기업은 순수민간복점하에서보다 덜 차별화된 상품을 생산하게 된다. 다시 말하자면, 공기업이 존재할 경우, 저품질의 상품은 순수민간복점과 비교하여 상대적으로 더 높은 품질로 생산되고 반대로 고품질의 상품은 민간복점하에서보다 상대적으로 더 낮은 품질수준에서 생산된다는 의미이다.

시장의 규모 측면에서 보자면 공기업이 고품질의 상품을 생산하건 저품질의 상품을 생산하건 간에 혼합복점하에서의 시장수요가 민간복점하에서의 시장수요보다 더 크게 나타나고 있으며 특히 공기업이 더 낮은 품질의 상품을 생산할 때 시장확대의 효과가 더 크게 나타나고 있다.

2. 기업의 수가 3 이상인 경우

시장에 세 개 이상의 기업이 공존하는 경우, 균형점의 도출과정을 모두 보이기에 현실적으로 무리가 따르므로 수리적 접근(numerical approaches)에 의해서 구해진 해에 의거하여 논의를 전개시키기로 하겠다. 이러한 수리적 해를 도출하기 위해서 먼저, 2단계의 가격균형을 대수적 방식으로 도출하였다.

$$p_i = \phi_i(s_1, \dots, s_N) \text{ for } i=1, \dots, N$$

이러한 가격균형을 사용하여, 각 기업의 목적함수를 N 개 품질의 함수로써 재정리할 수 있다.

$$\text{Max}_{s_i} \psi_i(s_1, \dots, s_N) \text{ for } i=1, \dots, N$$

각자의 품질에 대한 기업의 최적화문제를 풀면 N 개의 일계조건들을 도출할 수 있다.

$$\psi_i(s_1, \dots, s_N) = 0 \text{ for } i=1, \dots, N$$

N 개의 일계조건들로 구성된 연립방정식체계가 너무 복잡하기 때문에 뉴턴방식(Newton method)을 사용하여 수리적인 해법을 시도하였다. 이러한 수리적 탐색과정을 통하여 얻어지는 복수해 중에서 모든 기업에게 정(正)의 시장분할을 제공하는 균형만이 채택되었다. 수리분석의 결과는 <표 1>~<표 5>에 요약되어 있다.

가. 기업의 수가 3인 경우

3-기업 혼합과점에 대한 수리적 분석결과는 <표 2>에 정리되어 있다. 표에서 보여진 바와 같이, 상품의 품질과 관계없이 공기업의 존재로 인한 후생의 감소가 나타나고 있다($W^{0/3} = 0.0803 > W^{3/3} > W^{2/3} > W^{1/3}$). 이때, i/N 의 i 는 공기업제품의 품질순위, N 은 시장에 공존하는 총기업의 수를 각각 의미한다. 이는 혼합복점의 경우와 대비되는 현상으로써 혼합복점의 경우에는 공기업으로 말미암은 후생의 증가현상이 나타났었다.

우선, 시장의 규모는 복점의 경우와 마찬가지로 공기업이 최저품질의 상품을 생산할 때 가장 큰 것으로 나타난다($D^{13}=0.7802 > D^{03} > D^{33} > D^{23}$). 공기업이 가장 낮은 품질의 상품을 생산할 경우, 최고품질의 상품이 순수민간과점시의 최고품질의 상품보다 상대적으로 낮은 품질로 생산되는 식으로 세 가지 상품 모두 순수민간과점하의 대응상품들보다 낮은 품질로 생산된다. 또한 그 결과 각각의 상품가격 또한 민간과점시의 대응가격들보다 낮게 책정된다.

공기업이 존재할 경우만을 놓고 비교한다면 공기업이 가장 높은 품질의 상품을 생산할 때 가장 높은 후생수준($W^{03}=0.08028$)이 달성되지만, 이러한 후생수준도 민간과점하에서 달성되는 후생수준보다는 오히려 낮은 것으로 드러나고 있다. 공기업이 최고품질의 상품을 생산할 경우 유발되는 변화를 좀더 자세하고 철저히 살펴보도록 하자. 혼합과점하에서 최저품질의 상품을 생산하는 민간기업의 경우, 민간과점하에서의 최저품질의 상품을 생산하는 민간기업보다 가격의 비용초과분(markup)이 더 큰 것으로 나타난다($\mu^{33}=0.0193 > \mu^{03}=0.0156$). 물론 이때, 상품의 품질 또한 상이하므로 직접적인 비교는 아니다). 반면, 중간 품질의 상품을 생산하는 민간기업의 경우, 가격의 비용초과분의 크기가 민간과점하에서보다 더 작은 것으로 나타난다. 품질의 경우, 공기업이 최고품의 품질을 민간과점하에서보다 더 높게 책정하므로($s_3^{03}=0.4424 > s_3^{03}=0.4330$), 다른 두 민간기업도 품질을 상향책정하게 된다. 최종적으로 이윤의 경우에는 가장 낮은 품질의 상품을 생산하는 민간기업의 경우에는 순수민간과점 때보다 오히려 높게 나타나나, 중질품을 생산하는 민간기업의 경우에는 수요감소와 가격의 비용초과분 감소의 영향으로 이윤이 더 작게 나타난다.

주목할 만한 것은 공기업의 품질이 순수민간과점하에서의 민간기업이 생산하는 품질보다 높고 낮음과는 관계없이 민간기업들은 공기업의 상품과 더 유사한 품질의 상품을 생산하는 것으로 나타난다. 다시 말해, 민간기업들은 순수민간과점하에서 다른 민간기업들을 상대할 때보다 혼합과점하에서 공기업을 상대할 때, 품질에 관하여 더 공격적임을 알 수 있다. 이러한 추세가 특히 명확하게 드러나는 것은 공기업이 중위품질의 상품을 생산하는 경우이다. 공기업 상품의 품질이 민간과점에서의 중위품보다 높음에도 불구하고($s_2^{23}=0.3208 > s_2^{03} =$

0.2824), 최상품을 생산하는 민간기업의 품질이 민간과점하에서보다 혼합과점하에서 더 낮은 것으로 드러나고 있다($s_3^{0'3} = 0.4330 > s_3^{2'3} = 0.4070$).

나. 기업의 수가 4인 경우

자세한 결과는 <표 4>에서 보여지고 있다. 여기서도 기업의 수가 3인 경우와 마찬가지로, 공기업이 존재하는 혼합과점의 경우 공기업 생산품의 품질 고하를 막론하고 순수민간과점 때보다 후생수준이 더 낮은 것으로 드러난다.

이 경우에도 모든 민간기업들이 순수민간과점과 비교할 때 공기업의 품질을 향하여 더 근접한 상품들을 생산하고 있다. 다시 말하자면, 어느 민간기업(A)이 경쟁공기업(B)의 상품보다 높은 품질의 상품을 생산하고 있다면 민간기업(B')을 상대할 때보다 더 낮은 품질의 상품 즉 더 유사한 상품을 생산한다는 의미이다. 마찬가지로 민간기업이 공기업보다 낮은 품질의 상품을 생산하고 있다면 순수민간과점에서보다 더 높은 품질의 상품을 생산하게 된다.

다. 기업의 수가 5인 경우

자세한 분석결과는 <표 5>에 나타나고 있다. 이 경우, 후생수준은 공기업이 최저품질의 상품을 생산할 경우 가장 높은 것으로 나타난다. 또한 이때의 후생수준은 순수민간과점하에서보다 더 높은 것으로 드러난다. 그러나 이 경우를 제외하고는 혼합과점 상태에서의 후생수준이 순수민간과점 상태에서보다 오히려 낮은 것으로 나타나고 있다는 점 또한 주목해야 할 것이다.

이는 전술한 혼합복점의 경우와 비교할 때 매우 특이한 결과라 할 수 있다. 혼합복점의 경우에는 공기업이 가장 높은 품질의 상품을 생산할 때, 최고의 후생수준이 달성되고 있다. 이는 또 기업의 수가 3 또는 4인 경우와도 대비되는 것으로 앞에서 보여진 바와 같이 기업이 3이나 4개 존재할 경우 혼합과점의 후생수준은 공기업제품의 품질수준 고하를 막론하고 순수민간과점에서보다 낮은 것으로 나타났다. 반면 앞 절에서 다루어진 상품의 품질에 있어서의 변화는 여기에서도 동일하게 나타난다. 즉 혼합과점에 참여하는 민간기업들은 순수민간과점에서보다 대응 공기업에 대하여 품질면에서 더 공격적인 것으로 드러나고 있다.

라. 기업의 수가 6인 경우

자세한 내용은 <표 6>에 보여지고 있다. 5개 기업의 경우와 마찬가지로 후생의 극대화는 공기업이 최저품을 생산하고 있을 때 달성된다. 이때의 후생수준은 순수민간과점에서보다 높은 것으로 나타난다. 다만, 5개 기업의 경우에는 공기업이 최저품을 생산할 경우에만 민간과점보다 높은 사회후생수준을 달성할 수 있었던 데 반해, 이 경우에는 공기업이 최고품을 생산할 경우에도 민간과점보다는 더 높은 후생수준에 도달할 수 있다는 차이가 존재한다.

3. 분석결과 요약

민간과점과 혼합과점을 비교할 경우, 무엇보다도 민간기업들이 같은 민간기업을 상대할 때보다 공기업을 상대할 때, 품질 설정에 있어서 훨씬 공격적인 것으로 나타나고 있다는 점에 주목할 필요가 있다.

예를 들어 보면, 민간복점의 경우, 상급의 상품을 생산하는 민간기업이 혼합복점하에서 상급의 상품을 생산하는 공기업이 생산하는 상품과 동일한 품질(0.38983)의 상품을 생산한다고 가정하면 하급의 상품을 생산하는 민간기업은 그 품질을 대략 0.190993로 정하게 될 것이다. 이러한 품질은 혼합복점하에서 하급상품을 생산하는 민간기업이 채택하게 될 품질($s_1^{*2} = 0.2599$)보다 낮은 수준임을 알 수 있다. 이는 혼합복점하에서의 민간기업이 민간과점에서의 민간기업보다 그 품질의 선정에 있어서 더 공격적임을 나타내는 것이다.

마찬가지로 민간복점의 경우, 하급의 상품을 생산하는 민간기업이 혼합복점하에서 하급의 상품을 생산하는 공기업과 동일한 품질(0.25882)의 상품을 생산하기로 한다면, 그와 경쟁하는 민간기업은 혼합복점하에서와는 달리 대략 0.442451로 자사상품의 품질을 정하게 될 것이다. 이러한 품질은 동일한 기업이 혼합복점하에서 채택했을 품질($s_2^{*2} = 0.3800$)에 비하여 훨씬 높은 수준임을 알 수 있다.

이러한 결과는 공기업이 극대화하려고 하는 사회후생이 자신의 이윤과 소비

자잉여뿐만 아니라 민간기업의 이윤도 포함하고 있기 때문에 발생하게 되는 것이다. 기업들이 품질을 서로 다르게 책정하는 이유는 가격경쟁을 완화하기 위해서이다. 공기업의 목적이 사회후생의 극대화이며 이에 민간기업들 자신의 이윤도 포함된다는 사실을 알고 있는 기업들로서는 공기업이 가격 책정에 있어서 민간경쟁자들보다 덜 공격적으로 반응할 것으로 예상하게 된다. 바로 이러한 이유로 민간기업들은 공기업을 상대로 한 품질 설정에 있어서 더 공격적일 수 있는 것이다.

4. 고정비용에 대한 고려

제3절에서 모형의 균형점을 찾는 과정에서는 고정비용이 명시적으로 고려되지 않았다. 만일 고정비용이 존재한다면 기업의 수가 주어진 상태에서 그 규모가 기업의 품질 또는 가격 선택에 영향을 주지는 않지만, 각 기업의 순이윤—〈표 1〉~〈표 5〉에서 보여진 이윤치에서 고정비용을 차감한 수치—에는 영향을 미칠 것이다. 공기업의 존재로 인하여 각 기업의 이윤이 영향을 받으므로, 시장에서 공존이 가능한 기업의 수 또한 영향을 받을 것은 당연한 이치이다. 〈표 6〉은 고정비용과 시장에서 존립가능한 기업수 간의 관계를 정리한 결과로서 이때 후생수준도 역시 고정비용과 그에 따른 기업수에 의해 결정되게 된다.

이러한 연관관계를 예제를 통하여 살펴보기로 하자. 고정비용이 0.0035296 보다는 크고 0.012149보다 작다고 한다면 공기업이 존재하지 않는 상태에서 시장에 공존할 수 있는 민간기업의 수는 둘로 한정될 것이며 더 이상의 진입은 자동적으로 차단되게 될 것이다. 예로서, 고정비용이 0.012149인 경우를 상정해 보면, 하급품을 생산하는 기업은 수입과 비용이 균형을 이루어 영의 이윤을 기록하게 된다. 이때, 후생수준은 대략 0.0512425에서 결정된다. 둘 중 하나의 기업을 국유화한 뒤 다시 전(全)계임을 되풀이 한다면 양 기업 모두 부(負)의 이윤을 기록하게 될 것이다. 공기업은 국가보조금으로 부(負)의 이윤을 유지할 수 있겠으나 민간기업은 시장으로부터 퇴출당할 수밖에 없을 것이다. 이러한 사실을 견지하고 있는 공기업으로서는 후생을 극대화하는 품질을 선택할 것이

고 이때의 사회후생은 약 0.0619251에서 결정될 것이다. 물론 사회후생을 극대화하는 공기업의 품질선택하에서의 민간기업 이윤도 영(0)보다 크지 않으므로 이러한 균형은 유효하다.

순수민간시장에 세 기업이 공존하기 위해서는 고정비용이 0.0035296보다 작아야만 한다. 반면 고정비용이 0.0035296보다 크지만 0.0064667보다는 작다고 한다면 세 기업 중 하나가 공기업일 때에만 세 기업 모두 시장에서 공존할 수 있다. 이러한 고정비용하에서는 세 개의 민간기업이 모두 정(正)의 이윤을 달성한다는 것은 불가능하므로 공기업이 존재하지 않을 경우, 단 두 개의 민간기업만이 시장에서 공존할 수 있다는 것이다. 이때, 공기업을 포함한 세 기업이 공존하는 경우와 순수하게 민간기업 둘만이 공존하는 경우를 비교하여 보자. 공기업 부재시, 비록 기업의 수는 두 개에 불과하지만 공기업을 포함한 세 개의 기업이 경쟁하는 구조하에서보다 더 높은 후생이 달성되게 된다. 그 이유로는 공기업의 존재에 따른 추가적 고정비용이 사회적 후생의 증가분을 초과한다는 것을 들 수 있다. <표 6>에서는 공기업 부재시 후생수준이 오히려 더 높은 경우들이 종종 나타나는 것을 볼 수 있다. 이 경우, 위에서도 잠시 언급된 것과 마찬가지로, 공기업의 존재로 말미암아 최적의 상태보다 더 많은 수의 기업이 시장 내에 공존하게 된다는 사실이 후생수준의 감소를 가져오는 직접적인 원인이 된다.

다른 예로서, $0.0009406 < F < 0.0009649$ 인 경우를 상정해 보자. 공기업이 시장 내에 이미 존재하는 경우 다섯 개의 기업의 공존할 수 있다. 만일 이 공기업이 민영화되고 다시 전 게임을 되풀이한다고 하면 시장에는 오로지 네 개의 기업만이 생존할 수 있다. 주어진 고정비용하에서는 5개의 민간기업 모두 정(正)의 이윤을 달성할 수는 없기 때문이다. 만일 이러한 고정비용이 함몰비용(sunk cost)은 아니라고 한다면 이처럼 공기업을 민영화함으로써 비록 총기업의 수는 줄지만 후생은 증가하게 될 것이다. 이 결과 기존의 기업 중 이윤이 증가하는 기업도 있을 것이며 오히려 감소하는 기업도 있을 것이다. 이는 공기업의 민영화와 관련하여 민간기업 측에도 상충하는 견해가 존재할 수 있다는 것을 보여준다.

〈표 1〉 기업의 수가 2인 경우

(N, i)	$(2, e)$	$(2, 0)$	$(2, 1)$	$(2, 2)$
s_1	0.20	0.1994	0.2588	0.2599
s_2	0.40	0.4098	0.3800	0.3898
D	0.80	0.6237	0.6539	0.6427
d_1	0.40	0.3445	0.3800	0.2924
d_2	0.40	0.2793	0.2739	0.3503
b_1	0.04	0.0750	0.0896	0.0929
b_2	0.16	0.2267	0.1775	0.1773
μ_1	0	0.0353	0.0226	0.0253
μ_2	0	0.0588	0.0332	0.0253
π_1	0	0.0121	0.0086	0.0074
π_2	0	0.0164	0.0091	0.0089
CS	0.08	0.0470	0.0599	0.0616
W	0.08	0.0755	0.0775	0.0779

주: N : 시장에 공존하는 총 기업의 수

i : 공기업의 상품이 전체 상품군에서 차지하는 품질순위

$i=e$: 효율해

$i=0$: 순수민간과점

μ : 단위당 가격의 비용초과분(profit margin per unit)

s_i : i -기업의 품질

d_i : i -기업의 상품에 대한 수요

$$D = \sum_{i=1}^N d_i$$

π_i : i -기업의 이윤

$$\Pi = \sum_{i=1}^N \pi_i$$

〈표 2〉 기업의 수가 3인 경우

	(3, e)	(3, 0)	(3, 1)	(3, 2)	(3, 3)
s_1	0.1429	0.1634	0.1310	0.2298	0.1868
s_2	0.2857	0.2824	0.2294	0.3208	0.3454
s_3	0.4286	0.4330	0.4141	0.4070	0.4424
D	0.8571	0.7412	0.7802	0.6942	0.7101
d_1	0.2857	0.2264	0.2294	0.2677	0.2246
d_2	0.2857	0.3051	0.3174	0.1771	0.2733
d_3	0.2857	0.2096	0.2334	0.2494	0.2122
p_1	0.0204	0.0423	0.0288	0.0703	0.0542
p_2	0.0816	0.1000	0.0730	0.1224	0.1358
p_3	0.1837	0.2191	0.2146	0.1871	0.2122
μ_1	0	0.0156	0.0116	0.0175	0.0193
μ_2	0	0.0203	0.0204	0.0195	0.0165
μ_3	0	0.0316	0.0431	0.0215	0.0165
π_1	0	0.0035	0.0027	0.0047	0.0043
π_2	0	0.0062	0.0065	0.0035	0.0045
π_3	0	0.0066	0.0101	0.0054	0.0035
CS	0.0816	0.0640	0.0598	0.0663	0.0680
W	0.0816	0.0803	0.0790	0.0798	0.08028

〈표 3〉 기업의 수가 4인 경우

	(4, e)	(4, 0)	(4, 1)	(4, 2)	(4, 3)	(4, 4)
s_1	0.1111	0.1350	0.0958	0.1527	0.1669	0.1503
s_2	0.2222	0.2341	0.1875	0.2064	0.3011	0.2657
s_3	0.3333	0.3261	0.2996	0.2785	0.3727	0.3884
s_4	0.4444	0.4457	0.4388	0.4271	0.4345	0.4661
D	0.8889	0.7937	0.8491	0.7955	0.7478	0.7680
d_1	0.2222	0.1684	0.1875	0.1991	0.1914	0.1882
d_2	0.2222	0.2133	0.2045	0.1258	0.2350	0.2148
d_3	0.2222	0.2447	0.2668	0.2780	0.1334	0.2195
d_4	0.2222	0.1673	0.1904	0.1927	0.1881	0.1455
p_1	0.0124	0.0279	0.0145	0.0312	0.0421	0.0349
p_2	0.0494	0.0650	0.0455	0.0529	0.1016	0.0834
p_3	0.1111	0.1191	0.1064	0.0911	0.1502	0.1613
p_4	0.1975	0.2187	0.2190	0.2110	0.2004	0.2277
μ_1	0	0.0096	0.0053	0.0079	0.0142	0.0123
μ_2	0	0.0102	0.0103	0.0103	0.0110	0.0128
μ_3	0	0.0127	0.0166	0.0135	0.0113	0.0104
μ_4	0	0.0200	0.0265	0.0286	0.0116	0.0104
π_1	0	0.0016	0.0010	0.0016	0.0027	0.0023
π_2	0	0.0022	0.0021	0.0013	0.0026	0.0027
π_3	0	0.0031	0.0044	0.0038	0.0015	0.0023
π_4	0	0.0033	0.0050	0.0055	0.0022	0.0015
CS	0.0823	0.0714	0.0688	0.0686	0.0722	0.0727
W	0.0823	0.08164	0.0814	0.0807	0.0812	0.08157

〈표 4〉 기업의 수가 5인 경우

	(5, e)	(5, 0)	(5, 1)	(5, 2)	(5, 3)	(5, 4)	(5, 5)
s_1	0.0909	0.1131	0.0869	0.1137	0.1256	0.1337	0.1243
s_2	0.1818	0.1981	0.1619	0.1562	0.2248	0.2367	0.2181
s_3	0.2727	0.2779	0.2571	0.2257	0.2725	0.3417	0.3095
s_4	0.3636	0.3546	0.3418	0.3231	0.3261	0.4012	0.4104
s_5	0.4546	0.4545	0.4509	0.4455	0.4422	0.4496	0.4746
D	0.9091	0.8272	0.8738	0.8468	0.8113	0.7945	0.8094
d_1	0.1818	0.1392	0.1619	0.1451	0.1429	0.1650	0.1542
d_2	0.1818	0.1659	0.1516	0.1121	0.1881	0.1847	0.1831
d_3	0.1818	0.1787	0.1859	0.1893	0.1013	0.1883	0.1774
d_4	0.1818	0.2037	0.2222	0.2330	0.2273	0.1079	0.1796
d_5	0.1818	0.1397	0.1522	0.1673	0.1517	0.1487	0.1150
p_1	0.0083	0.0195	0.0110	0.0174	0.0237	0.0275	0.0237
p_2	0.0331	0.0461	0.0326	0.0301	0.0566	0.0656	0.0560
p_3	0.0744	0.0842	0.0744	0.0586	0.0814	0.1239	0.1043
p_4	0.1322	0.1345	0.1274	0.1170	0.1147	0.1681	0.1755
p_5	0.2066	0.2205	0.2199	0.2189	0.2132	0.2094	0.2323
μ_1	0	0.0068	0.0034	0.0045	0.0079	0.0096	0.0082
μ_2	0	0.0068	0.0064	0.0057	0.0061	0.0096	0.0085
μ_3	0	0.0070	0.0083	0.0077	0.0071	0.0072	0.0085
μ_4	0	0.0088	0.0106	0.0126	0.0083	0.0072	0.0071
μ_5	0	0.0140	0.0166	0.0205	0.0176	0.0072	0.0071
π_1	0	0.0009	0.0006	0.0007	0.0011	0.0016	0.0013
π_2	0	0.0011	0.0010	0.0006	0.0011	0.0018	0.0016
π_3	0	0.0012	0.0015	0.0015	0.0007	0.0013	0.0015
π_4	0	0.0018	0.0024	0.0029	0.0019	0.0008	0.0013
π_5	0	0.0020	0.0025	0.0034	0.0027	0.0011	0.0008
CS	0.0826	0.0752	0.0743	0.0728	0.0742	0.0755	0.0758
W	0.0826	0.082245	0.08227	0.0819	0.0817	0.0820	0.082238

〈표 5〉 기업의 수가 6인 경우

	(6, e)	(6, 0)	(6, 1)	(6, 2)	(6, 3)	(6, 4)	(6, 5)	(6, 6)
s_1	0.0769	0.0971	0.0767	0.0984	0.0998	0.1065	0.1121	0.1055
s_2	0.1539	0.1704	0.1394	0.1362	0.1792	0.1885	0.1969	0.1850
s_3	0.2308	0.2407	0.2223	0.1938	0.2191	0.2712	0.2798	0.2614
s_4	0.3077	0.3091	0.2964	0.2792	0.2718	0.3132	0.3679	0.3387
s_5	0.3846	0.3750	0.3667	0.3562	0.3527	0.3568	0.4180	0.4244
s_6	0.4615	0.4609	0.4583	0.4553	0.4545	0.4524	0.4583	0.4788
D	0.9231	0.8514	0.8908	0.8681	0.8495	0.8366	0.8281	0.8385
d_1	0.1538	0.1197	0.1394	0.1206	0.1143	0.1309	0.1388	0.1303
d_2	0.1538	0.1411	0.1271	0.0955	0.1475	0.1461	0.1633	0.1542
d_3	0.1538	0.1429	0.1457	0.1456	0.0926	0.1587	0.1552	0.1555
d_4	0.1538	0.1528	0.1636	0.1671	0.1630	0.0856	0.1565	0.1497
d_5	0.1538	0.1748	0.1870	0.2011	0.1931	0.1901	0.0905	0.1520
d_6	0.1538	0.1200	0.1281	0.1382	0.1391	0.1252	0.1238	0.0967
p_1	0.0059	0.0144	0.0084	0.0130	0.0150	0.0174	0.0193	0.0170
p_2	0.0237	0.0341	0.0240	0.0225	0.0360	0.0416	0.0456	0.0403
p_3	0.0533	0.0629	0.0551	0.0426	0.0525	0.0780	0.0849	0.0743
p_4	0.0947	0.1007	0.0937	0.0847	0.0791	0.1032	0.1403	0.1208
p_5	0.1479	0.1472	0.1419	0.1356	0.1331	0.1330	0.1797	0.1852
p_6	0.2130	0.2227	0.2218	0.2210	0.2207	0.2166	0.2150	0.2343
μ_1	0	0.0050	0.0025	0.0033	0.0051	0.0061	0.0067	0.0059
μ_2	0	0.0051	0.0045	0.0040	0.0039	0.0060	0.0068	0.0060
μ_3	0	0.0050	0.0057	0.0050	0.0045	0.0044	0.0066	0.0060
μ_4	0	0.0051	0.0059	0.0068	0.0052	0.0050	0.0050	0.0061
μ_5	0	0.0065	0.0074	0.0087	0.0087	0.0057	0.005	0.0051
μ_6	0	0.0103	0.0117	0.0137	0.0142	0.0120	0.0050	0.0051
π_1	0	0.0006	0.0003	0.0004	0.0006	0.0008	0.0009	0.0008
π_2	0	0.0007	0.0006	0.0004	0.0006	0.0009	0.0011	0.0009
π_3	0	0.0007	0.0008	0.0007	0.0004	0.0007	0.0010	0.0009
π_4	0	0.0008	0.0010	0.0011	0.0008	0.0004	0.0008	0.0009
π_5	0	0.0011	0.0014	0.0018	0.0017	0.0011	0.0005	0.0008
π_6	0	0.0012	0.0015	0.0019	0.0020	0.0015	0.0006	0.0005
CS	0.0828	0.0774	0.0770	0.0762	0.0763	0.0769	0.0776	0.0778
W	0.0828	0.08258	0.08262	0.08249	0.0824	0.0823	0.082492	0.08259

〈표 6〉 공기업이 정(正)의 이윤을 달성해야 하는 의무가 없을 경우
시장에서 공존가능한 총기업의 수

F	N	i	달성가능한 최고후생수준
0.037037 < F < 0.0740741	1	1*	0.0740741 - F
0.012149 < F < 0.0370370	1	0,1*	0.0740741 - F
0.0090879 < F < 0.012149	2	0*	0.0755405 - 2F
0.0074054 < F < 0.0090879	2	0,1*	0.0775454 - 2F
0.0064667 < F < 0.0074054	2	0,1,2*	0.0779164 - 2F
0.0046711 < F < 0.0064667	2	0*	0.0779164 - 2F
	3	1	
0.0043254 < F < 0.0046711	2	0*	0.0779164 - 2F
	3	1,2	
0.0035296 < F < 0.0043254	2	0*	0.0779164 - 2F
	3	1,2,3	
0.0022916 < F < 0.0035296	3	0*,1,2,3	0.0802958 - 3F
0.0021836 < F < 0.0022916	3	0*	0.0802958 - 3F
	4	4	
0.0021098 < F < 0.0021836	3	0*	0.0802958 - 3F
	4	3,4	
0.0016202 < F < 0.0021098	3	0*	0.0802958 - 3F
	4	1,3,4	
0.0015738 < F < 0.0016202	4	0*,1,3,4	0.0816381 - 4F
0.0012656 < F < 0.0015738	4	0*,1,2,3,4	0.0816381 - 4F
0.0011322 < F < 0.0012656	4	0*	0.0816381 - 4F
	5	5	
0.0010710 < F < 0.0011322	4	0*	0.0816381 - 4F
	5	3,5	
0.0009649 < F < 0.0010710	4	0*	0.0816381 - 4F
	5	3,4,5	
0.0009406 < F < 0.0009649	4	0*	0.0816381 - 4F
	5	1,3,4,5	
0.0007691 < F < 0.0009406	5	0,1*,3,4,5	0.0822724 - 5F
0.0007021 < F < 0.0007691	5	0*	0.0822724 - 5F
	6	6	
0.0006176 < F < 0.0007021	5	0*	0.0822724 - 5F
	6	4,6	
0.0005989 < F < 0.0006176	5	0*	0.0822724 - 5F
	6	4,5,6	
0.0005776 < F < 0.0005989	6	0,4,5,6*	0.0825927 - 6F
0.0005763 < F < 0.0005776	6	0,3,4,5,6*	0.0825927 - 6F
0.0003977 < F < 0.0005763	6	0,1*,3,4,5,6	0.0826204 - 6F
F < 0.0003977	6	0,1*,2,3,4,5,6	0.0826204 - 6F

주 : * 는 주어진 고정비용과 기업의 수하에서 가장 높은 후생수준을 달성하는 경우를 지칭함.

V. 모형의 확장 및 추가적 연구 가능성

앞에서도 언급이 되었지만 본 연구를 수행하기 위해 일련의 단순화 가정들이 채택되었다. 이 중 일부는 결과의 특성에 지대한 영향을 미치는 것들로 본 연구의 정책적 함의의 타당성에 제한을 가한다. 본절에서는 이러한 가정들을 다시 돌아보고 이들을 완화했을 때 발생하게 되는 균형변화에 대한 예측을 시도해 보기로 하자.

먼저, 본 모형에서는 각 기업이 단지 하나의 상품만을 생산할 수 있는 것으로 가정되고 있다. 또한 공기업의 경우에는 단 하나만이 존재할 수 있는 것으로 가정되어 있다. 민간기업에 관한 한 이러한 단일상품 가정은 단지 분석의 편의를 위하여 채택된 것이지만 공기업과 관련해서는 이러한 단일상품 가정이 정치적 관점에서 볼 때 어느 정도 정당성을 인정받을 수 있다.

이론적 관점에서 보자면 효율적인 공기업이란 다양한 품질의 복수상품을 생산함으로써 효율해를 달성하고 후생을 극대화할 수 있다. 그러나 현실에 있어서는 일반대중의 입장에서 볼 때, 자국 정부 또는 자국 정부가 운영하는 기업에 의해 가격차별을 당한다는 것은 그리 유쾌한 사실이 아닐 것이다. 게다가 공기업에 의한 가격차별행위가 사회후생을 개선한다는 사실을 인정한다고 하더라도 이로 인하여 사회 구성원 모두가 반드시 이러한 후생 증가를 누릴 수 있는 것은 아니다. 독점을 누리고 있는 공기업이 단일재화가 아닌 품질면에서 차별화된 복수의 상품을 생산한다고 할 경우, 잉여의 감소를 감내해야 하는 소비자군이 존재한다는 사실에 유의할 필요가 있다.

적절한 재분배방식을 통하여 사회의 모든 구성원이 효용 증가를 누릴 수 있다고 주장하는 이도 있을 수 있다. 하지만 그러한 재분배의 방법을 찾는다는 것이 수월한 일은 아닐 것이고 이러한 방법이 반드시 의도된 대로 이루어진다는 보장도 없다. 공기업 옹호논리의 주된 근거 중 하나가 바로 공기업을 통하여 직접적인 정부 개입 없이도 가격체계를 통하여 시장의 문제들을 해결할 수 있다는 것임을 생각할 때 공기업과 직접적 정부 개입의 조합정책은 설득력을 잃게 된다.

다음으로, 소비자 선호가 균일하게 분포되어 있다는 가정을 돌아보자. 비록 분석 자체는 훨씬 복잡해지겠지만, 이 가정을 완화하고 다른 여러 형태의 분포 함수를 사용해 보는 것은 흥미로운 작업이 될 것이다. 이와 관련해서는 소득의 분포에 따라 균형가격이 어떻게 변화하는지를 수직 차별화된 민간산업 차원에서 분석한 Gabszewicz and Thisse(1979)의 연구를 참조할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 공기업과 관련하여 어떠한 형태의 비효율성도 가정하지 않고 있다. 공기업에게 민간기업보다 더 높은 수준의 생산비용함수를 부여하고 분석에 임하는 것은 그리 어려운 작업은 아닐 것이다. 사실 대부분의贊民영화 연구들의 바탕에는 공기업이 생산 비효율성에 빠지기 쉽다는 논거가 깔려 있다. 그러나 본 연구에서는 생산의 비효율성에 대한 가정을 채택하지 않고도 공기업이 후생에 악영향을 미칠 수 있음을 보였다고 할 수 있다. 따라서 생산의 비효율성이 모형에 더해질 경우 공기업으로 인한 후생수준의 악화효과가 더욱 강하게 나타날리라고 예측해 볼 수 있을 것이다.

민영화와 개방화정책에 대한 근간의 논의들에 비추어 볼 때, 외국의 민간기업을 고려한 혼합과점모형에 대한 분석시도가 이루어지는 것은 당연한 추세라고 할 수 있다. Fjell and Pal(1996)은 등질재화를 판매하는 국내시장에서 자국 및 외국기업들이 경쟁하는 혼합과점모형에 대한 분석을 시도하고 있다. Corneo and Jeanne(1994)의 분석에서는 공기업을 보유한 국가가 순수출국으로 나타나는 유일 쿠르노-내쉬균형(unique Cournot-Nash equilibrium)을 보여주고 있다. 특정 산업구조에 따라 국영화, 민영화 또는 새로운 공기업의 설립이 각각 국내후생 및 세계후생을 증가시킬 수 있다는 사실 또한 그들의 분석을 통하여 나타나고 있다. 본 연구를 국제경제 분석의 틀로 확대하여 개방경제 하에서 공기업의 존재가 자국기업의 경쟁력에 미치는 영향을 분석해 보는 것은 매우 의미있는 작업이 될 것이다.

본 연구에서 비록 제한적인 가정하에서나마 시장구조에 따라 공기업이 실질후생을 개선하지 못하거나 오히려 악화시키는 경우가 존재할 수 있음을 보였으므로 이러한 문제의 치유방안에 대해 생각해 보는 것도 의미가 있을 것이다. 먼저 후생의 극대화를 추구하는 공기업이 후생을 민간과점 수준 이하로 낮춘다고 할

때 차라리 공기업으로 하여금 자체 이윤의 극대화를 추구하도록 함으로써 순수 민간균형을 모방할 수 있지 않느냐는 주장이 있을 수 있다. 비록 이러한 주장은 완벽하게 이치에는 맞지만 그럴 경우 공기업 없이도 성취 가능한 결과를 얻기 위해 구태여 공기업을 도입한 의도가 무엇이나는 비난을 면할 수 없게 된다. 게다가 정권의 변동이나 개각 등으로 인하여 공기업 관련 정부정책의 일관성을 보장받을 수 없는 경우가 허다하다. 비록 당대의 행정부가 이윤극대화 전략을 성공적으로 수행한다고 하여도 차기 행정부는 다시 후생 극대화 전략으로 복귀할 수 있다는 것이다. 게다가 이러한 차기 행정부는 전기 행정부 당시 이윤 극대화를 목표로 설정된 품질이나 설비투자 등의 바탕 위에서 후생 극대화를 추구해야 할 가능성이 존재한다. 정치적인 측면에서 볼 때에도 이윤 극대화를 추구하는 공기업은 일반대중에게 그리 달가운 아이디어는 아닐 것이다.

본 연구에서는 위임(delegation)과 관련된 문제점들에 대해서는 다루지 않았다. 다시 말하자면 공기업의 경영자로 하여금 정부가 목표로 하는 사회후생의 극대화를 문자 그대로 추진하기 위해 최선을 다하게끔 유도하는 일이 항상 가능하다는 것이다. 정부와 공기업의 경영자간에 발생하는 위임의 문제에 관해서는 몇 가지 연구들이 존재한다. 이러한 연구들에서는 위임문제의 해결을 위하여 상이한 형태의 목적함수를 제안하고 있다. De Fraha and Delbono(1989)의 경우, 만일 모든 기업이 쿠르노식의 추측(Cournot conjectures)을 행하고 있다면 공기업으로 하여금 후생이 아닌 이윤 극대화를 추구하도록 하는 것이 더 나을 수 있다고 주장한다. Barros(1995)의 경우에는 혼합복점모형에서 공기업의 경영자에게 이윤과 판매수입의 선형조합에 바탕을 둔 장려금을 지급함으로써 후생을 개선할 수 있다는 것을 보이고 있다.

비록 공기업을 사용하여 사회후생을 개선하기 위한 노력이 실패로 돌아가는 이유가 위임의 문제에 기인하는 것이 아니라 하더라도 후생극대화가 아닌 여타의 목적함수에 대하여 고려해 보는 것이 합리적일 것이다. 공기업의 경우 재무담당부처로부터 이윤을 증가시키도록 압력을 받는 반면에 정치가들로부터는 판매, 특히 저소득층을 대상으로 한 판매를 증가시키도록 압력을 받아 두 가지 상충되는 목표를 추구할 수밖에 없는 상황에 놓일 수도 있는 것이다. 이때 공

기업이 추구하게 될 새로운 목표는 두 가지 상충되는 압력을 고려할 때 다음과 같이 표현될 수 있을 것이다.

$$\text{Max } \alpha \pi'' + (1-\alpha)D$$

반면, 공기업 자신의 이윤, 다른 기업들의 이윤 그리고 소비자잉여들에 각각 다른 가중치를 두고 목적함수를 구성해 볼 수도 있다. 공기업의 목적함수는 이 때 다음과 같은 형식을 띠게 될 것이다.

$$\text{Max } \alpha \pi'' + \beta \sum \pi' + (1-\alpha-\beta)CS$$

이러한 새 목적함수의 설정이 이제껏 언급된 문제점들의 해결방안으로 검증되기 위해서는 그 효과에 대한 입증 이외에도 실행에 있어서의 정치적 타당성이 함께 입증되어야만 할 것이다.

VI. 결 론

경쟁기업들이 각기 상이한 내부조직과 목적을 가지고 공존하고 있는 혼합과점은 매우 흥미로운 산업구조라 할 수 있다. 이러한 혼합과점에 대하여 차별화된 상품환경하에서 연구된 바는 매우 드물다고 하겠다. 차별화된 상품구조를 모형에 반영하는 데 가장 큰 장애는 무엇보다도 현실성의 추가에 따라 분석의 복잡성이 증가하는 것이라 하겠다. 따라서 실제 분석상에서는 매우 제한적인 구조를 채택할 수밖에 없는 것이고 이러한 연구의 결과와 정책적 함의는 한정된 의미로 받아들여져야만 할 것이다. 그러므로 본 연구의 결과는 2차비용함수라든가 소비자자기호의 균일분포 등을 포함하는 특정모형 구성에 한정된 것이다.

첫째, 산업 내 기업 수가 주어진 상황에서 고정비용이 전무 또는 무시할 수 있을 정도로 작을 경우, 하나의 제품만을 생산하는 공기업 독점구조보다는 공기업의 유무와 무관하게 복수기업구조하에서 후생이 항상 높은 것으로 나타난다. 비록 이와 같은 결과가 어느 기업도 품질차별화된 복수의 상품을 생산할

수 없다는 가정에 바탕을 두고 있다 하더라도, 실제로도 공기업의 입장에선 일반적으로 품질차별을 통한 가격차별화의 실행이 어렵다는 사실이 종종 관측되곤 한다. 이러한 제약하에서는 자유화, 규제철폐 등을 통한 법적 진입장벽의 제거작업과 그를 통한 경쟁의 촉진이 사회후생을 증가시키는 대안이 됨을 본 연구의 결과를 통하여 유추해 볼 수 있다.

시장에 3 또는 4개의 기업이 존재할 경우, 공기업의 존재는 후생의 저하를 가져온다. 이는 생산의 비효율성이 존재하지 않으며, 공기업의 목표가 사회후생의 극대화일 경우라도 실제 후생수준은 순수민간시장에서보다 더 낮게 나타날 수 있음을 의미한다. 수평적 상품차별화를 다루었던 Cremer, Merchand and Thisse(1991)의 연구에서와 마찬가지로, 직관에 반하는 이 같은 결과는 공기업의 품질선택에 반응하여 민간기업들이 자사제품의 품질선택 행태에 변화를 가져온다는 사실에 기인한다.

시장에 5 또는 6개의 기업이 존재할 경우, 후생수준의 극대화는 공기업으로 하여금 가장 낮은 품질의 상품을 생산하게 함으로써 얻어질 수 있다. 이러한 결과는 실제 공기업이 민간기업의 제품보다 더 낮은 품질의 상품을 생산한다는 관찰결과와 일치한다.

본 연구의 결과가 의미하는 바는 Delbono, Denicolo and Scapa(1996)의 연구결과가 일반적 혼합과점 환경으로 확장될 수 없다는 사실이다. Delbono 등은 혼합복점모형을 사용하여, 공기업이 후생을 증진시키며 특히 공기업이 민간기업보다 고급품을 생산함으로써 후생이 더욱 증대될 것이라고 제시하고 있다. 혼합복점은 공기업을 통하여 통제하려고 하는 대상인 민간기업이 하나만 존재한다는 의미에서 매우 특별한 경우라고 이야기할 수 있다.

본 연구는 공기업과 관련한 정책방향의 수립에 도움이 되고자 하는 취지에서 수행되었지만, 분석에 사용된 모형의 특수성으로 인하여 그 결과는 극히 제한된 의미로 받아들여져야만 하겠다. 첫째, 민간기업이 독점 공기업과 자유롭게 경쟁할 수 있는 환경을 조성해 줌으로써 후생이 증가할 수 있다는 것이 보여졌다. 민간기업의 진입이 불가능할 정도로 고정비용이 크지 않다면, 시장에서의 기업 수를 제한하는 것은 법적 진입장벽을 통한 정부의 직접규제일 것이다. 이

의 제거작업을 통하여 시장 진입의사가 있는 민간기업의 시장 참여가 가능해지게 되고, 이는 후생수준의 증가를 가져올 것이다.

고정비용이 존재할 경우, 시장에서 생존할 수 있는 기업의 숫자는 고정비용의 크기와 공기업의 존재 여부에 달려 있다. 공기업이 자체적으로 재정을 충족시키지 않아도 되는 경우, 부(負)의 이윤을 달성하면서도 정부보조금을 통한 운영을 지속할 수 있다. 이 경우에도 고정비용의 크기에 따라 공기업은 사회후생에 부(負)의 효과를 가져올 수 있다. 공기업이 제거되어 시장에 참여하는 기업의 수가 하나 줄어 들게 되더라도 후생수준은 실제 더 높아질 수 있는 것이다. 이것이 의미하는 바는 공기업의 제거를 통한 기업 수의 감소에 따른 후생의 감소가 고정비용의 절감을 통한 후생의 증가보다 작게 나타날 수 있다는 것이다.

본 연구를 통하여, 비록 공기업이 민간기업만큼이나 효율적이고 사회후생의 극대화를 목표로 할 경우라 하더라도 정부가 민영화 또는 공기업의 폐업을 추진해야 할 수도 있다는 것을 볼 수 있었다. 물론, 이 경우에도 올바른 정책제안은 시장 내 기업 수와 고정비용의 크기 등에 따라 달라질 수 있다.

순수민간시장의 경우, 정부가 이 중 하나의 기업에 대한 공영화를 고려하고 있다고 할 경우, 본 연구가 시사하는 바는 이러한 결정들이 매우 신중하게 행해져야 한다는 것이다. 본문에 나타난 바와 같이, 고정비용이 전혀 존재하지 않을 경우에도 공기업의 존재 자체가 후생수준의 감소로 나타날 수 있다. 하물며, 상당한 고정비용의 지출이 예상될 경우에는 이러한 시장진입 결정이 후생의 보다 큰 감소를 가져올 수 있음은 두말할 나위가 없다.

민영화 또는 국영화의 결정을 내림에 있어서, 공기업의 상품 품질에 대한 신중한 고려가 이루어져야 한다. 민간기업 상품들에 대한 공기업상품의 상대적 품질은 후생수준에 지대한 영향을 미친다. 본 연구는 공기업이 올바른 품질의 상품을 생산함으로써 사회후생의 증진을 가져올 수 있는 상황에서도 잘못된 상품 품질의 선택으로 말미암아 실제로는 후생의 감소가 일어날 수 있음을 보여주고 있다.

흥미로운 점은 시장 내 기업 수나 공기업이 생산하는 상품의 품질에 따라 민간기업이 정부의 민영화 또는 공영화 결정을 지원할 수도 있고 반대할 수도 있다는 것이다. 민영화로 인하여 일부 기업의 이윤은 증가할 수도 있으나 반면

일부 기업의 이윤은 감소할 수도 있다. 대개의 경우, 공기업과 가장 유사한 상품을 생산하고 있는 기업들이 이윤의 감소에 가장 크게 노출되어 있을 것이고 여타 기업들의 경우에는 이윤의 증가를 경험할 수도 있다는 것이다. 따라서, 공기업의 존재에 대해서는 민간기업간에 서로 상충되는 이해관계가 존재한다. 민간기업이 민영화를 통한 시장의 체제변화에 반대하는 로비를 펼친다고 하여도 이는 그리 놀라운 일이 아닐 것이다.

참 고 문 헌

- Barros, Ftima "Incentive Schemes as Strategic Variables: An Application to a Mixed Duopoly," *International Journal of Industrial Organization*, 13, 1995, pp. 373~386.
- Boardman, Anthony E. and Aidan R. Vining, "Ownership and Performance in Competitive Environments: A Comparison of the Performance of Private, Mixed, and State-Owned Enterprises," *Journal of Law and Economics*, 32, 1989, pp. 1~33.
- Choi, Chong Ju and Hyun Song Shin, "A Comment on a Model of Vertical Product Differentiation," *Journal of Industrial Economics*, 60, 1992, pp. 229~231.
- Corneo, Giacomo and Olivier Jeanne, "Mixed Oligopoly in a Common Market," *Annales d'Economie et de Statistique*, 33, 1994, pp. 73~90.
- Cremer, Helmuth, Maurice Marchand and Jacques-Francois Thisse, "The Public Firm as an Instrument for Regulating an Oligopolistic Market," *Oxford Economic Papers*, 41, 1989, pp. 283~301.
- _____, "Mixed Oligopoly with Differentiated Products," *International Journal of Industrial Organization*, 9, 1991, pp. 43~53.
- De Fraha, Giovanni and Flavio Delbono, "Alternative Strategies for a Public Enterprise in Oligopoly," *Oxford Economic Papers*, 41, 1989, pp. 303~311.
- Delbono, Flavio, Vincenzo Denicolo and Carlo Scarpa, "Quality Choice in a Vertically Differentiated Mixed Duopoly," *Economic Notes*, 25, 1996, pp. 33~46.
- Fjell, Kenneth and Debashis Pal, "A Mixed Oligopoly in the Presence of

- Foreign Private Firms," *Canadian Journal of Economics*, 29, 1996, pp. 737~743.
- Gabszewicz, J. Jaskold and J.-F. Thisse "Price Competition, Quality and Income Disparities," *Journal of Economic Theory*, 20, 1979, pp. 340~359.
- Grilo, Isabel, "Mixed Duopoly under Vertical Differentiation," *Annales d'Économie et de Statistique*, 33, 1994, pp. 91~112.
- Miller, Alan N., "British Privatization: Evaluating the Results," *Columbia Journal of World Business*, 30, 1995, pp. 82~98.
- Moorthy, K. Sridhar, "Product and Price Competition in a Duopoly," *Marketing Science*, 7, 1988, pp. 141~168.
- Mussa, Michael and Sherwin Rosen, "Monopoly and Product Quality," *Journal of Economic Theory*, 18, 1978, pp. 310~317.
- Shaked, Avner and John Sutton, "Relaxing Price Competition through Product Differentiation," *Review of Economic Studies*, 49, 1982, pp. 3~14.
- _____, "Product Differentiation and Industrial Structure," *Journal of Industrial Economics*, 36, 1987, pp. 131~146.
- Spence, Michael A, "Monopoly, Quality and Regulation," *Bell Journal of Economics*, 6, 1975, pp. 417~429.
- Sutton, John, "Vertical Product Differentiation: Some Basic Themes," *American Economic Review*, 76, 1986, pp. 393~397.
- Tirole, Jean, *The Theory of Industrial Organization* (MIT Press), 1990.
- Wauthy, Xavier, "Quality Choice in Models of Vertical Differentiation," *Journal of Industrial Economics*, 64, 1996, pp. 345~353.
- Willner, Johan, "To Create Competition without Regulation: A Mixed Oligopoly with Endogenous Cost Differences," Keith Cowling and Roger Sugden(eds.), *Current Issues in Industrial Economic Strategy*, Manchester: Manchester University Press, 1992, pp. 54~69.

外換危機 이후 財政政策 持續 可能 時限의 變化 : 單純 시뮬레이션 分析

朴 宗 奎*

요 약

최근 政府負債의 擴大 趨勢에 대해 많은 논란이 제기되고 있으나 지금 이 時刻 政府負債가 위험한 수준인가를 따지는 것은 의미가 없으며 외국과 단순비교를 하는 것은 더더욱 의미가 없다. 장기적 재정 여건을 결정짓는 경제의 基礎的 파라미터들을 감안할 때 政府負債가 과도하게 누적되어 가는 궤적에 놓여 있는나에 대한 판단이 중요한 것이다. 이 판단을 위해 본 논문에서는 Tobin(1986)의 모형을 이용하여 우리 재정정책이 '언제까지' 持續(sustainable) 可能한가를 살펴보았다. 분석결과에 따르면 재정정책의 持續 可能 時限은 1997년 이전에는 無限大였지만 1998년에는 13.8년으로 급격하게 줄어들었으며 1999년에는 0.8년 늘어난 14.6년으로 나타났다. 그러나 이 결과를 현실적인 전망치로 받아들이는 것은 곤란하다. 예를 들어 정부가 마련중인 수정 중기재정계획이 계획대로 진행된다면 持續 可能 時限은 빠른 시일 내에 다시 無限大로 회복될 수 있다. 본 논문에서 강조되어야 할 것은 현재 政府負債 수준이 선진국에 비해 '아직은' 낮은 수준이지만 그렇다고 해서 전혀 안심할 수는 없다는 것과 빠른 시일 내에 재정을 건전화시킬 수 있는 가시적인 성과가 촉구된다는 시사점이다.

* 본원 연구위원.

초고에 대해 유익한 조언을 해주신 두분의 논평자와 시뮬레이션 분석과정에서 많은 도움을 주신 李明珍 연구원, 원고정리에 수고하신 下敬淑 연구조원께 감사드리며 이 논문에서 오류가 발견된다면 그것은 전적으로 본인의 책임입니다. 그리고 본 논문의 결과는 한국조세연구원의 공식입장과는 무관함을 밝혀 둡니다.

I. 序 論

1980년대 이후 건전기조를 유지해 오던 우리 재정은 1997년말 외환위기를 계기로 본격적인 적자 재정시대로 접어들게 되었다. 건전재정 기조하에서 재정 정책의 관심사는 주로 微視的 資源配分 問題에 초점이 맞추어져 있었으나 이제 부터는 적자규모가 대규모인만큼, 국민경제 전반에 대한 재정의 巨視的 영향도 충분히 고려하지 않으면 안되게 되었다.

외환위기 직후인 1998년의 재정적자는 어느 정도 불가피하였음을 인정할 수 있다. 그러나 경제가 회복된 1999년에도 대규모 재정적자는 계속되고 있으며 더욱이 1999년초 경제위기를 극복해 냈다는 사회적 분위기와 더불어 각 부문에서 재정수요가 폭증하는 양상을 보이고 있다. 그리고 내년은 물론 앞으로 몇 년간은 재정적자가 계속되고 정부부채가 빠르게 증가하는 상황이 이어질 전망이다.

이와 같은 재정적자 또는 그 累積的인 정부부채의 擴大 趨勢에 대해 많은 憂慮가 제기되고 있으나 사실은 樂觀論과 悲觀論이 紛紛¹⁾한 실정이다. 樂觀論은 우리나라의 정부부채 규모가 선진국에 비해 과도하다고 볼 수 없으므로 나라 빛이 ‘아직은’ 위험한 수준이 아니라고 주장한다. 물론 정부부채 문제를 樂觀한다 해서 재정 건전화의 必要性마저 否認하지는 않는다. 반면, 悲觀論은 정부부채의 수준보다는 증가속도에 주목하여, 빠른 시일 내에 강력한 재정건전화 조치를 실시하지 않는다면 정부부채 문제는 외환위기에 뒤이어 우리 경제의 새로운 挑戰으로 다가올 것이라고 憂慮한다.

本質적으로 중요한 것은 정부부채가 과도하게 누적되어 가는 궤적(path)에 놓여 있느냐 그렇지 않느냐에 대한 판단이다. 지금 이 時刻 정부부채가 위험한 수준까지 와 있는가의 여부를 따지는 것은 별로 의미가 없다. 그리고 정부부채의 수준을 평가함에 있어 외국의 그것과 단순비교를 한다는 것은 더욱 의

1) 이들 낙관론과 비관론이 피력된 여러 언론기사 및 문헌들을 참조하기 바란다.

미가 없다. 재정여건을 결정짓는 경제의 基礎的 파라미터들, 이를테면 경제성장률, 이자율, 조세부담률, 인플레이션율, 인구증가율 등은 나라마다 서로 다르기 때문이다. 그러므로 많은 사람들이 궁금해 하는 이른바 ‘財政赤字의 適正規模’란 나라마다 다를 수밖에 없으며, 마찬가지로 이유로 정부부채의 수준이 다른 나라에 비해 낮다고 해서 아직은 안심해도 좋다고 말하는 것은 적절치 못하다.

본 연구에서는 우리나라의 기초적 모수값들을 사용하였을 때, 그리고 향후 아무런 정책변화가 없을 때, 우리 재정여건이 ‘언제까지’ 지속 가능(sustainable) 한가를 Tobin(1986)의 모형을 통해 살펴보고 있다. 그의 모형은 정부부채의 GDP 비율이 어떤 수준을 넘게 되면 새로운 궤적으로 접어들어 결국에는 자본량의 가치가 완전히 蠶食되는, 災殃的 상태가 초래되는 과정을 描寫하고 있다. 이 접근방식의 장점은 災殃的 상태로 향하는 새로운 궤적으로 접어들기까지 몇 년이 남아 있는지, 다시 말하여 ‘정부부채가 아직은 위험한 수준이 아니다’라고 말할 수 있는 기간이 몇 년이나 남아 있는지를 숫자로 제시해 준다는 점이다.

그러나 Tobin(1986) 자신이 누차 강조한 바와 같이, 그리고 이 논문의 제목이 의미하는 바와 같이, 본 논문에서 사용하고 있는 모형은 상당히 단순화된 것으로서 이 시뮬레이션에 의한 결과를 현실적인 전망치로서 받아들이는 것은 곤란하다. 본 연구의 시사점은 과거 무한대의 시간까지 지속 가능하였던 재정정책이 외환위기를 계기로 더 이상 무한대의 시간까지 지속 가능하지는 않게 되었다는 것이다. 또한 정부부채의 현재 규모가 위험수준이 아니라고 할지라도 1999년의 재정기조가 앞으로 유지된다면 머지않아 災殃으로 향하는 국면으로 접어들 가능성을 배제할 수 없게 되었다는 점이다. 그러므로 향후에는 빠른 시일 내에 재정을 건전화시킬 수 있는 가시적인 성과가 촉구된다 하겠다.

다음의 제 II 절에서는 지속 가능 시한의 개념과 Tobin의 측정모형에 대해 설명하고 제 III 절에서는 그 모형을 우리나라의 기초 파라미터에 적용하였을 때의 나타나는 결과에 대해 설명하고 있다. 그리고 제 IV 절에서는 맺음말을 언급하였다.

II. 持續 可能 時限의 測定模型

1. 財政政策의 持續 可能性

재정정책의 지속 가능성은 현재의 재정정책을 시간이 무한정 흐른 뒤에까지 유지할 수 있겠느냐의 與否를 말한다. 지속 가능하지 않은 재정정책이란 현재 상태에서 아무런 정책적 변화를 주지 않을 때 정부부채가 과도하게 증가하게 되는 경우이다. 이를 다른 말로 표현하자면 재정정책의 지속 가능성은 결국 정부부채가 통제 가능한 범위 내에서 수렴하느냐 아니면 무한정 커지는 방향으로 發散하느냐 하는 문제라고 할 수 있다. 그러므로 재정정책의 지속 가능성 與否는 정부부채의 통제 가능한 범위가 어디까지인가에 대한 판단과 정부부채가 어느 정도까지 누적되는 것을 과도하다고 보아야 하는가에 대한 판단에 달려 있다.

이러한 문제에 대한 수치적 판단 기준은 상당히 넓은 범위에 걸쳐 있게 된다. 주어진 시점에서, 또는 향후 몇 년간에 걸쳐, 정부부채가 누적되더라도 그 이후의 경제 여건에 따라 정부부채는 지속 가능할 수도 있고 지속 가능하지 않을 수도 있다. 제2차 세계대전 직후 미국 연방정부 부채의 GDP 비율은 약 110%에 달했지만 이후 1975년까지 35년에 걸쳐 그 비율은 30% 수준으로 하락한 바 있다. 이는 정부부채의 증가속도보다 경제성장률이 빨랐기 때문이라고 알려져 있다. 이를 통해 짐작할 수 있듯이 재정정책의 지속 가능성 여부는 정부부채의 단기적인 추이가 아닌 상당히 장기적인 전망에 기초하여 판단되어야 한다(Blanchard et al.(1990)). 따라서 이 문제는 단정적인 결론을 내기 어려운 속성을 가지고 있다.

이를테면 Wilcox(1989)는 지속 가능한 재정정책을 현재의 재정정책에 아무런 변화를 주지 않을 때 시간이 無限定 흐른 뒤 정부부채의 현재가치(present value)가 0으로 수렴하는 것으로 정의하였다. 한편 Blanchard et al.(1990)은 정부부채/GDP 비율이 시간이 無限定 흐른 뒤 현재의 값으로 還元될 수 있는

정책을 持續 可能한 것으로 정의하였다²⁾. 그러나 정부부채의 현재가치가 0이 아닌 어떤 양수의 값으로 수렴하거나 정부부채/GDP 비율이 현재의 값보다 어느 정도 높은 수준으로 수렴해도 그 정책은 지속 가능하다고 할 수 있다³⁾.

그러나 '시간이 무한정 흐른 뒤' 정부부채의 GDP 비율이 일정한 수준으로 수렴할 것인가를 판단하는 것만으로 우리 재정의 지속 가능성을 평가할 수는 없다. 이러한 정의에 따른 판단기준은 재정이 거시경제의 타부문에 미칠 수 있는 영향을 감안하지 않고 있기 때문이다.

물론 리카도의 等價性(Ricardian equivalence)에 따르면 재정적자를 增稅로 보전하든 國債 發行으로 보전하든 거시경제 및 소득분배에 아무런 영향을 미치지 않기 때문에 재정적자가 아무리 늘어나도 경제에는 별다른 상관이 없다. 그리고 재정적자가 거시경제에 과연 영향을 미치는가, 어떠한 영향을 주는가 하는 실증적인 문제에 있어서는 뚜렷한 정설이 있는 것도 아니다. 그러나 리카도 등가성은 어디까지나 여러 가지 가정⁴⁾을 전제로 한 하나의 벤치마크로서 그 이론의 현실적 타당성을 믿는 사람들은 소수에 불과하다(Elmendorf & Mankiw (1998)). 리카도 자신도 이 이론의 가능성을 처음 제기하면서 그 현실적 타당성에 대해서는 부정적이었던 신중함을 잃지 않았었다.

리카도 등가성의 가장 克明한 反例는 1980년대의 남미국가들의 경험이 아닐까 생각된다. 周知하는 바와 같이 1980년대에 남미국가들은 재정적자의 지속적인 증가로 인하여 외환위기를 겪었는데, 그에 따라 극심한 경기침체와 대량실업이 발생하였으며 환율의 엄청난 切下로 인한 超인플레이션은 상대가격체계의 혼란 및 소득분배 악화에 심대한 영향을 주었던 것이다. 즉 자본이 개방된 상

2) 이 정의에 따르면 시간이 무한정 흐른 뒤 정부부채의 현재가치가 0으로 수렴해야 할 뿐 아니라 기초재정수지의 현재가치는 현재의 정부부채/GDP의 절대값과 같으나 부호는 반대여야 한다. 즉 미래의 기초재정수지는 현재의 정부부채를 상쇄할 만큼의 흑자를 내야 한다.

3) 이러한 의미에서 이들의 정의에 따른 재정정책의 지속 가능성 판단은 다소 보수적인 결과가 나올 것이라는 기대를 할 수 있다.

4) ① 소비자가 합리적이며 時界(time horizon)가 無限하며, ② 자본시장이 완전하며 소비자들이 유동성의 제약(liquidity constraint)을 받지 않으며, ③ 미래의 소득 및 조세의 규모에 대한 불확실성이 없으며, ④ 조세가 lump-sum이어야 한다는 가정들이 리카도 등가성의 성립을 위해 필요(Lachman(1994))하다고 알려져 있다.

태에서는, 그리고 재정상태가 투자자들의 환율에 대한 기대형성에 영향을 미친다면, 리카도의 등가성 정리와 달리 재정적자의 확대가 거시경제에 커다란 영향을 줄 수 있는 것이다.

1999년말 현재의 시점에서 그렇게 될 가능성은 상당히 줄어들었다고 판단되지만, 재정적자의 감축이 계획만큼 잘 이루어지지 않을 가능성은 전혀 배제할 수 없다. 만약 그러한 가능성이 현실화되어 통화당국이 재정적자의 재원을 조달하기 위해 본원통화를 방출하는 '재정적자의 화폐화(monetization)⁵⁾'에 대한 압력을 받게 된다면, 해외투자자들은 財政 인플레이션(fiscal inflation)으로 인한 환율 절하를 예상할 것이며 그 기대가 자기실현적 기대로서 현실화되어 자본유입이 현저히 줄어들거나 유출되기 시작하면 환율이 크게 切下하여, 기초재정수지(primary deficit) 또는 정부부채/GDP 비율의 장기적인 수렴 여부를 떠나 기존의 재정정책은 더 이상 지속 가능할 수 없을 것이다.

결국, 무한히 시간이 흐른 뒤 기초재정수지나 정부부채/GDP 비율이 안정적인 값으로 收斂할 것인가 發散할 것인가가 결정되기 훨씬 以前에 재정정책의 현실적인 지속 가능성은 어떤 형태로든 결정이 날 수밖에 없다.

2. 財政政策의 持續 可能 時限 模型

Tobin(1986)은 현재의 재정정책의 지속 가능한 시한이 얼마나 남아 있는지, 즉 얼마의 시간이 흐른 뒤부터는 재정정책을 바꾸지 않으면 안되는지를 파악할 수 있는 간단한 모형을 제시하였다. 이 모형은 장기추세에 관한 모형으로서 정부부채의 확대가 장기적으로 자본의 형성을 구축(crowding-out)함을 전제⁶⁾로

5) 정부부채가 과도하게 되어 이자지급 규모가 매우 커진다면 대규모 재정적자가 불가피해질 것이다. 그런데 이를 보전하기 위한 재원을 모두 금융시장에서 국채발행을 통해 조달하고자 할 경우 금융시장에 대해 심각한 무리가 초래될 수 있다. 이때 재정당국은 이자를 지불하지 않아도 되는 정부부문 본원통화를 증발, 즉 정부예금의 감소 또는 한국은행으로부터의 차입을 모색할 수밖에 없다. 한국은행이 정부로부터 얻은 이자수입은 결국 다시 國庫로 환수시키도록 되어 있다.

6) 재정적자의 확대가 단기적으로 민간투자를 구축하느냐 아니면 민간투자를 오히려 촉진시키느냐 하는 것은 실증적 문제로서 경제 여건에 따라 결과가 다를 수 있다(Fried-

하고 있다.

이 모형은 對外部門이 없는 폐쇄경제의 하나로서 생산함수는 1차 동차인 콥-더글러스의 형태를 가지고 있다. 그리고 재정정책 변수는 기초재정수지/GDP (χ), 세율(τ)이며 통화정책 변수는 목표 인플레이션을(π)이다. 그러므로 여기서의 재정정책이란 사실상 기초재정수지로 요약되며 현재의 재정정책에 아무런 변화가 없다는 것은 곧 기초재정수지/GDP의 값이 변하지 않음을 의미한다. 따라서 재정정책의 지속 가능성을 조절하기 위해 정부가 할 수 있는 일은 세입 및 세출의 조절을 통해 기초재정수지를 변화시키는 것과 아울러 재정·통화의 정책조합(policy-mix)을 추구하는 것이다. 현재의 재정정책이 유지되어도 기초재정수지는 얼마든지 변할 수 있다. 예를 들어 세출이 정해져 있다 하더라도 세입의 변화에 따라, 그리고 이자율의 변화에 의해서도 기초재정수지는 변할 수 있다. 한편 裁量的 재정정책의 변화로 기초재정수지 적자가 확대되고 있다 하더라도 그 세출 증가 및 세입 감소 요인이 限時的일 경우, 그것이 반드시 장기간에 걸친 기초재정수지 적자를 의미하는 것은 아닐 수 있다⁷⁾. 그러나 이 점에 대해 정확히 분석하려면 아래의 모형보다 상당히 방대한 모형을 구축할 필요가 있으므로 본 연구에서는 Tobin의 정의에 따라 재정정책을 기초재정수지/GDP의 값으로 표현하고자 한다. 또한 재정정책의 지속 가능성을 조절하기 위한 정책을 편다면 그것은 결국 기초재정수지의 변화로 나타나야 할 것이므로 아래의 모형에서와 같이 재정정책을 기초재정수지/GDP로 표현하는 것에는 큰 무리가 없다고 판단된다.

한편 이러한 정책변수들 χ , τ , π 외에도 한 경제의 장기적 재정여건을 결정하는 다음과 같은 기초 파라미터들이 있다. 즉 자본소득 분배율(capital share: a), 잠재적 성장률(θ^p), 민간보유 富의 GDP 비율(μ), 본원통화량의 GDP 비율(h), 저축의 이자율에 대한 탄력성(β), 화폐수요의 이자율에 대한

man(1978)). 그러나 재정적자의 확대가 장기적으로 자본의 형성을 위축시켜 지속적인 성장과 미래의 삶의 수준(living standard)의 향상을 저해한다는 점에 대한 반대 이론은 별로 찾을 수 없다.

7) 草稿를 읽고 이 문제를 지적해 준 匿名의 논평자에게 감사드린다.

탄력성(γ), 시장금리와 국채발행금리와의 금리차(ν) 등이 그것이다.

이 모형은 폐쇄경제를 상정하고 있으므로 남미국가들이 1980년대에 경험한 바 재정적자로 인한 외환위기의 시나리오는 표현할 수 없다. 또한 이 모형에서는 통화당국이 인플레이션율을 목표하는만큼 조절할 수 있다고 가정하고 있으므로 과도한 정부부채가 재정 인플레이션(fiscal inflation)을 초래하는 시나리오도 처음부터 排除되고 있다.

이 모형에서의 재정적자 확대에 의한 한계상황이란 과도한 정부부채가 총고정자본형성, 즉 투자를 완전히 구축함으로써 자본량이 감가상각률만큼 줄어드는 단계로 상정하고 있다. 이러한 단계에 들어서게 되면 더 이상 투자가 이루어질 인센티브가 없으므로 자본량은 계속 줄어들어 최종적으로는 자본량의 가치가 완전히 사라지는 재앙적인 국면에 도달할 수밖에 없다.

가. I 段階 : 資本蓄積의 鈍化

정부부채 규모를 D , 재정수지차에서 이자지급을 제외한 기초재정수지를 X , 명목 국채발행금리를 Y 이라 할 때 재정적자 ΔD 는 다음과 같이 정해진다.

$$\Delta D = X + Y \cdot D, \quad (1)$$

그런데 앞에서 소개한 미국의 사례에서 보는 바와 같이 정부부채 규모가 늘어나더라도 경제규모가 그보다 빨리 늘어난다면 정부부채의 GDP 비율($d \equiv D/Y$)은 장기적으로 작은 값으로 줄어들어 하등의 문제가 되지 않을 수도 있다. 그러므로 정부부채의 규모(D) 자체보다는 이를 경상 GDP로 나눈 값(d)을 사용하는 것이 채정의 지속 가능성의 판단을 위해 더욱 적절하다. 정부부채/GDP 비율은 식 (2)에 의해 결정된다.

$$d = x + d(r - \theta) \quad (2)$$

여기서 x 는 기초재정수지의 GDP 비율(X/Y), r 은 실질 국채발행금리, θ 는 불변 성장률을 나타낸다. 이 식에서 보는 바와 같이 기존의 정부부채/GDP 비율 d 가 높을수록, 그리고 실질 이자율이 실질 성장률보다 높을수록 그만큼 기

초재정수지/GDP 비율 x 가 높아야 정부부채/GDP 비율이 안정화될 수 있다. 그런데 대규모 재정적자가 지속되어 정부부채의 GDP 비율(d)이 과도하게 커져 있거나, 대내적 또는 대외적 요인으로 인하여 실질금리(r)가 급등하는 경우, 그리고 경제에 장기적 영향을 주는 음의 공급충격(negative supply shock)으로 인하여 성장률(θ)이 장기적으로 하락하는 경우(예를 들어 유럽의 hysteresis)에는 기존의 세입·세출구조로는 기초재정수지가 정부부채 GDP 비율을 안정화시킬 수 있을 만큼의 흑자를 내기 어려워진다.

그리고 이 모형에서 민간의 富는 실물자본과 정부부채로 구성되므로 이들 각각의 GDP에 대한 비율을 μ , k , d 라 할 때 다음의 식이 성립하여, 민간의 부가 주어지면 정부부채는 실물자본을 1:1로 구축하게 된다.

$$\mu = k + d \tag{3}$$

민간이 보유하는 富(μ)는 세후 명목금리($(1-\tau)R$)에 대한 선형함수이며 본원통화의 GDP 대비 비율(h)은 명목금리에 대한 선형함수이다.

$$\mu = \mu_0 + \beta(1 - \tau)R \tag{4}$$

$$h = h_0 - \gamma(r + \pi) \tag{5}$$

그리고 생산함수를 1차 동차인 콥-더글러스 형태로 상정함에 따라 명목 이자율(R)과 불변 경제성장률(θ)은 다음과 같이 정해진다⁸⁾.

$$R = \alpha/k - \delta \tag{6}$$

$$\theta = \theta^p + \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{\dot{k}}{k} \tag{7}$$

여기서 α 는 콥더글러스 함수에서의 자본소득분배율, θ^p 는 생산성과 노동공급

8) 재정정책의 지속 가능성을 판단하는 연구에서 식 (2)의 실질 이자율 r 을 주어진 상수로 놓고 시뮬레이션(Blanchard et al.(1990))을 하기도 하지만 Tobin의 모형에서는 명목금리 R 를 식 (6)과 같이 내생화시킴으로써 장기적 정부부채의 추이에 거시경제의 여건을 반영할 수 있도록 하였다.

내지 인구의 증가로 인한 장기적 성장률을 나타낸다.

그런데 식 (2)에서의 실질금리는 재정수지에 직접적인 영향을 주는 실질금리이어야 한다. 그러므로 이것과 명목 시장금리와는 두 가지 측면에서 차이가 있다. 우선 시장에서 유통되는 민간채권과 국채는 위험(risk)의 정도가 다르므로 명목 시장금리(R)와 명목 국채발행금리(γ)는 그만큼의 금리차(risk spread: v)가 있다. 그리고 우리나라에서 국채의 이자는 과세대상(崔瀋旭(1998))이므로 그 세율을 τ 라 하였을 때 국채발행에 따른 실질적 재정부담은 $(1-\tau)\gamma$ 이다. 결국 식 (2)에서의 실질금리 r 은 稅後 실질 국채발행금리로서 그것은 다음과 같은 식으로 표현된다⁹⁾.

$$r = (1 - \tau)(R - v) - \pi \quad (8)$$

그리고 식 (3)으로부터 식 (9)가, 그리고 식 (4)와 식 (6)로부터 식 (10)이 성립한다.

$$\dot{k} = \mu - d \quad (9)$$

$$d\mu = -\frac{\alpha\beta\mu}{k^2}dk \Rightarrow \dot{\mu} = -\frac{\alpha\beta\mu}{k^2}\dot{k} \quad (10)$$

그러므로 이들을 식 (3)에 대입하여 풀면 식 (11)을 얻을 수 있다.

$$\dot{k} = \frac{\xi_3 k^3 + \xi_2 k^2 + \xi_1 k + \xi_0}{\frac{1}{\alpha - 1} \{k^2 - \alpha Ak + (1 - 2\alpha)a\}} \quad (11)$$

여기서의 모수값들은 다음과 같다.

$$a \equiv \alpha\beta(1 - \tau), \quad A = \mu'_0 - \beta\phi\delta(1 - \tau), \quad B = (1 - \tau)(\delta + v) + \pi,$$

$$\xi_3 = -B - g, \quad \xi_2 = -x + \alpha(1 - \tau) + A(B + g),$$

$$\xi_1 = -\alpha(1 - \tau)A + \alpha(B + g), \quad \xi_0 = -\alpha(1 - \tau)a$$

9) 참고로 Tobin(1986)은 稅後 실질 국채발행금리의 결정식을 $r = (1 - \tau)R - v - \tau\pi$ 로 상정하고 있다.

그리고 투자를 I 라 할 때 자본량 K 는 식 (12)와 같으므로 자본량의 GDP 비율인 k 는 \dot{k} 와 식 (13)의 관계를 가진다.

$$K = I + (1 - \delta)K_{-1} \quad (12)$$

$$k = \frac{1}{1 - \theta - \pi} \left(\dot{k} + \frac{k_{-1}}{1 + \theta + \pi} \right) \quad (13)$$

이상과 같은 식을 결합하면 (k, \dot{k}) 의 궤적을 얻을 수 있다.

그런데 Tobin은 재정적자의 결정식인 식 (2)에서부터 화폐주조세(seigniorage)를 표현하는 $h(r + \pi)$ 를 차감하여 재정적자의 결정식을 다음과 같이 상정하였다.

$$\dot{d} = x + d(r - \theta) - h(r + \pi) \quad (14)$$

이 때 \dot{k} 와 k 는 다음 식의 관계를 갖는다.

$$\dot{k} = \frac{\psi_3 k^3 + \psi_2 k^2 + \psi_1 k + \psi_0}{\frac{1}{\alpha - 1} \{k^2 - \alpha A k + (1 - 2\alpha)a\}} \quad (15)$$

$$\psi_3 = -B - g,$$

$$\psi_2 = -x - \gamma B^2 + \alpha(1 - \tau) + A(B + g) + \gamma B(2\pi - h'_0),$$

$$\psi_1 = \gamma\alpha(1 - \tau)(2\pi - h'_0 - 2B) - \alpha(1 - \tau)A + a(B + g),$$

$$\psi_0 = -\alpha(1 - \tau)a - \gamma\alpha^2(1 - \tau)^2 - \pi(h'_0 - \gamma\pi)$$

정책변수(x, τ, π) 및 기초 파라미터 가운데 외생변수들($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \nu$) 등을 식 (11) 또는 식 (15)에 대입하였을 때 많은 경우 자본축적은 GDP 증가보다 느려 k 는 음수의 값을 나타내고 있다¹⁰⁾. 따라서 자본량의 GDP 비율인 k 는 점차로 줄어든다.

10) 다음 절의 시뮬레이션 결과는 재정수지차에서부터 화폐주조세를 차감하지 않은 식 (11)로부터 얻은 것이다. Tobin과 같이 화폐주조세를 차감한 식 (15)를 사용하더라도 분석결과는 0.5년 이내의 작은 차이를 나타낼 뿐이다.

나. II 段階 : 投資의 完全한 驅逐

자본량의 GDP 비율(k)이 줄어드는 I 단계에서는 자본량 자체는 GDP 보다는 느리지만 계속 늘어나고 있다. 그러나 II 단계에 들어서면 투자가 全無하여 자본량은 감가상각률(δ)만큼 줄어들므로 k 와 k 에 대해서는 다음의 식이 성립한다.

$$\dot{k} = -(\delta + \theta^p)(1 - \alpha)k \quad (15)$$

이 식에 의하면 k 가 양수인 한, k 가 0이 될 때까지 자본량/GDP 비율은 계속 줄어든다. 이 단계에서는 실물자본에 대한 투자를 하면 할수록 손해이기 때문에 신규투자는 전혀 이루어지지 않으며 정책변수들, 즉 기초재정수지(x)나 세율(τ), 목표 인플레이션율(π) 등은 I 단계에서와는 달리 자본/GDP의 궤적에 아무런 영향을 주지 않는다. 그러므로 경제가 II 단계에 진입하게 되면 정책변수들을 어떻게 변화시키든 간에 자본은 그 가치가 全無한(즉 $k=0$ 인) 災殃의인 국면에 이르기까지 감가상각률만큼 계속 감소하게 된다. 그러므로 II 단계에서는 정책변화를 통해 경제의 파국을 막으려는 노력은 이미 효과를 볼 수 없으며 만약 그렇게 하고자 한다면 II 단계에 진입하기 以前에 정책을 변화시켜야 한다. 따라서 II 단계에 진입하는 시점은 곧 財政政策의 持續 可能 時限으로서의 의미를 갖는다.

III. 시뮬레이션 分析結果

본절에서는 우리나라의 기초 파라미터를 이 모형에 대입하였을 때 제 II 단계에 진입하기까지 걸리는 시간, 즉 재정정책의 지속 가능 시한이 몇 년인지에 대한 시뮬레이션 결과를 제시하고 있다.

1. 政府負債의 長期的 資本驅逐效果

먼저 우리나라의 기초 파라미터를 모형에 대입하기 전에 Tobin의 모형이 전

제로 하고 있는 장기적 구축효과, 즉 정부부채가 민간자본을 1:1로 구축한다는 전제가 우리나라에 대해 타당한지를 살펴볼 필요가 있다. 그것은 이러한 전제가 재정정책의 지속가능 시한을 측정하는 Tobin의 모형에서 가장 중요한 가정이기 때문이다.

Elmendorf & Mankiw(1998)은 조세수입이 소득에 비례적일 경우 정부부채의 확대가 정상상태(steady state)의 자본량을 얼마나 위축시키는지를 파악할 수 있는 간단한 Ramsey 모형을 제시한 바 있다. 이 모형을 통하여 실물자본량의 정부부채에 대한 반응식은 다음과 같이 정리된다.

$$dK/dD = [\tau + (1 - \alpha)D/K - (1 - \tau)(1 - \alpha)/\alpha]^{-1}$$

여기서 K 는 실물 자본량, D 는 정부부채, τ 는 조세부담률, α 는 자본소득 분배율이다. 우리나라의 경우 1999년말 실물 자본량 K 는 787.2조원으로 전망되며, 정부부채는 111.8조원, 조세부담률은 22%, α 는 약 0.4이다. 이러한 값들을 위식에 대입하였을 때 장기적 구축효과는 -1.09로 추산된다. 이와 같이 우리나라에서는 정부부채가 실물자본을 거의 1:1로 구축하고 있으므로 식 (4)의 가정은 우리나라에 대해 타당하다고 보아도 좋을 것이다.

그런데 이 결과는 국민계정상에 나타난 자본소득분배율을 사용하였을 때의 결과인데 콥-더글러스 생산함수를 실증적으로 분석하는 국내외 연구에서는 자본소득분배율이 자본의 생산에 대한 기여를 과소평가하고 있다고 알려져 있다. 실제로 콥-더글러스 생산함수상의 α 에 대한 실제 추정값은 자본소득분배율보다 크게 나타나고 있다(朴宗奎(1999)). 이는 자본량이 가지는 陽의 外部效果(Romer(1987), Mankiw(1995)), 또는 인적자본의 축적에 대한 효과(Mankiw et al.(1992)) 때문으로 알려져 있으며 이에 따라 투입된 자본량은 자본소득분배율이 의미하는 것보다 더 많은 생산을 유발시킨다.

제 II 절의 식 (7)에서는 α 값이 커질수록 자본축적의 둔화는 불변성장률 θ 를 더욱 부진하게 하므로 식 (2) 또는 식 (14)에서 보는 바와 같이 재정적자 및 정부부채는 더욱 늘어나 제 I 단계의 지속 가능 시한을 줄어들게 만든다. 그러므로 다음의 제2항에서 제시한 시뮬레이션 결과는 이런 의미에서 낙관적인 결

과로 받아들일 수 있다.

2. 1999年末 現在 財政政策의 持續 可能 時限

앞 절에서 소개한 분석모형에 대입되어야 하는 1999년말 현재 우리나라의 기초 파라미터를 정하기 위하여 그 추이를 살펴보기로 한다.

〈표 1〉은 1990년 이후 통합재정수지기준 基礎財政收支/GDP(x), 統合財政歲入/GDP(τ) 및 국민계정상의 자본소득 분배율(α)의 추이 및 전망을 제시하고 있다.

〈표 1〉 1990年代 基礎 파라미터의 推移

(단위 : %)

	基礎財政收支/GDP	統合財政歲入/GDP	資本所得分配率
1990	0.18	19.60	41.0
1991	1.28	17.65	39.8
1992	0.08	18.20	39.0
1993	-0.73	18.69	39.6
1994	-1.01	19.44	40.0
1995	-0.90	19.67	38.8
1996	-0.80	20.44	36.3
1997	1.04	20.60	35.7
1998	3.21	21.55	n.a.
1999 ¹⁾	2.70	22.50	n.a.

주 : 1) 1999년의 값들은 本院의 전망치이며 기초재정수지가 +이면 적자를 의미함.

이 표에서 보는 바와 같이 자본소득분배율은 연도별로 변화가 심하며 특히 1995년 이후 최근까지 상당히 빠르게 감소하는 모습을 보이고 있다. 그 결과 1997년의 자본소득분배율은 35.7%로서 1970년 이후의 통계로서는 가장 작은 값을 기록하고 있다.

그러므로 아래의 시뮬레이션에서는 가장 최근 값인 1997년의 35.7%를 사용

하는 대신 1990년 이후 1997년까지 8개년간의 값들을 평균한 38.46%를 자본 소득분배율 α 의 값으로 사용하였다.

이 표에서 보는 바와 같이 기초재정수지/GDP(x)의 값은 1998년에 급속하게 늘어났다가 1999년에는 다소 줄어드는 모습을 보이고 있다. 그런데 재정정책의 지속 가능성은 '현재의 재정정책에 아무런 변화가 없을 경우'를 전제로 하고 있으므로 본 연구의 시뮬레이션에서는 1999년의 값 2.7%를 사용하였다. 마찬가지로 세율(τ)로서는 1999년 통합재정수지 歲入(國稅收入+社會保障寄與金+資本收入+非金融公企業歲入)의 GDP 비율 전망인 22.5%를 사용하였다. 한편 최근 재정경제부가 수차에 걸쳐 향후 3%를 소비자물가 억제선으로 삼겠다고 밝힌 바 있으므로 이 값을 통화정책 변수인 목표 인플레이션율(π)로 택하였다.

다음으로, 朴佑奎(1993)는 분기별 총고정자본에 대한 감가상각률을 1.5257%로 상정한 바 있으므로 본 연구에서는 이를 연도별로 환산한 6.103%를 δ 값으로 사용하였다.

한편 1997년 12월 외환위기 발생 이후 대규모 재정적자로 인한 국채의 물량이 많아지는 등 여건이 조성되는 것과 아울러 채권시장의 활성화를 위한 조치의 하나로써 국채발행 기준금리를 3년만기 국고채 수익률로 정한 바 있는데 여기에 대한 통계는 1998년 9월부터 나오고 있다.

〈표 2〉는 1998년 9월부터 1999년 8월까지 3년만기 국고채 수익률(A)과 은행보증 회사채 수익률(B), 그리고 그 차이(B-A)를 제시하고 있다. 이 기간중 금리차의 평균치는 1.1775%이나 1998년 하반기부터 최근까지의 기간은 다른 기간에 비해 시장의 위험성이 異例적으로 높았던 기간으로 간주하여 시뮬레이션에서는 이 값보다 다소 낮은 1%를 명목 시장금리와 명목 국채발행금리의 금리차 ν 의 값으로 사용하였다. 나머지 저축의 이자율에 대한 계수(β), 화폐수요의 이자율에 대한 계수(γ)들은 Tobin의 연구에서와 마찬가지로 일단 0으로 상정하였다¹¹⁾.

11) 이 가정 대신 우리나라의 자료를 이용하여 구한 탄력성치를 대입하더라도 아래의 분석결과와 별다른 차이가 나지 않았으므로 본 논문에서는 따로 보고하지 않았다.

〈표 2〉 月別 國債金利, 市場金利 및 金利差 推移

(단위: %)

기간	국채금리(A)	시장금리(B)	금리차(B-A)
199809	11.84	12.5	0.66
199810	9.40	10.0	0.60
199811	8.34	9.6	1.26
199812	7.22	8.3	1.08
199901	6.40	7.9	1.50
199902	7.08	8.6	1.52
199903	6.81	8.6	1.79
199904	6.38	7.6	1.22
199905	6.74	8.3	1.56
199906	6.88	8.1	1.22
199907	7.88	8.6	0.72
199908	8.90	9.9	1.00

주: 국채금리는 3년만기 국고채 수익률, 시장금리는 3년만기 회사채수익률임.

또한 기획예산처의 발표에 따르면 1999년말 현재 우리나라의 정부부채는 111.8조원으로 GDP의 약 23.5%에 달할 전망이므로 이를 정부부채/GDP 비율의 초기값 d_0 로 사용하였으며 1990년 기준 1999년말의 실물자본량은 약 787.2조원, 1990년 기준 1999년 실질 GDP는 약 298.2조원으로 전망되므로 그 비율인 2.64를 자본량/GDP의 초기값 k_0 로 택하였다. 그 결과 식 (3)의 가정에 따라 1999년말 현재 민간보유 부의 스톡의 GDP 비중은 2.875로서 이를 μ_0 의 값으로 사용하였다. 그리고 본원통화의 GDP 비율의 초기값은 1999년말의 본원통화 말잔의 전망치를 구하기 어려웠으므로 불가피하게 1998년 12월말 현재를 기준으로 삼아 4.61%로 정하였다.

끝으로 노동공급과 기술혁신에 따른 장기 성장률(θ^p)은 6%로 가정하였다.

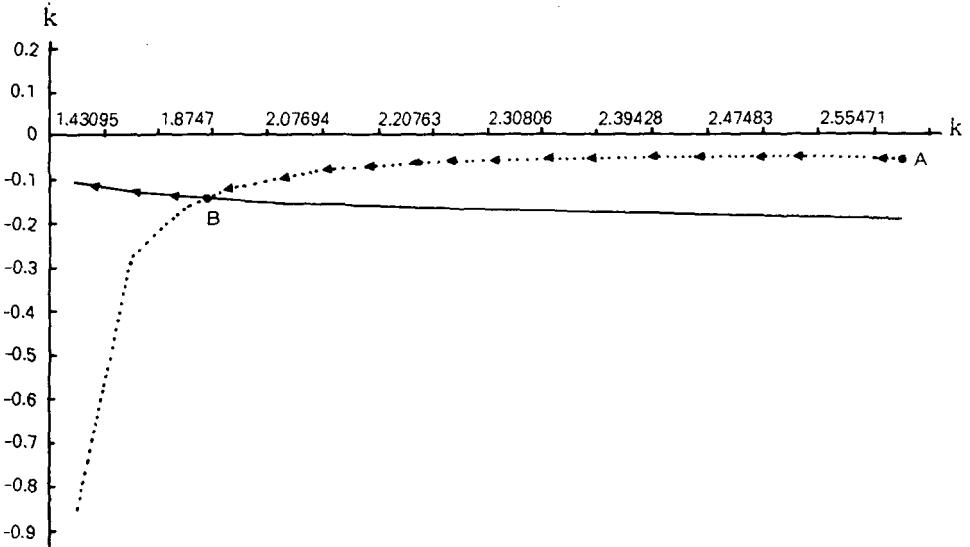
이상과 같은 우리나라의 기초 파라미터 및 초기값은 아래의 〈표 3〉에 정리되어 있다.

〈표 3〉 1999年末 現在 우리나라의 基礎 파라미터 및 初期값

基礎파라미터	x	τ	π	α	β	γ	θ^p
값	0.027	0.225	0.03	0.3846	0.0	0.0	0.06
基礎파라미터	δ	ν	k_0	d_0	μ_0	h_0	—
값	0.06103	0.01	2.64	0.235	2.875	0.0461	—

주 : x : 통합재정수지적자/GDP, τ : 통합재정적입/GDP, α : 국민계정상 자본소득 분배율, β : 저축의 이자율에 대한 탄력성, γ : 화폐수요의 이자율에 대한 탄력성, θ^p : 잠재적 성장률, δ : 감가상각률, ν : 시장금리와 국채발행금리와의 금리차, k_0 : 자본량/GDP의 초기값, μ_0 : 민간보유 富/GDP의 초기값, h_0 : 본원통화량/GDP의 초기값을 나타냄.

[그림 1] 1999년의 財政政策에 根據한 資本/GDP의 軌跡



이상과 같은 값들을 I 단계에서의 식 (11) 및 II 단계에서의 그것을 나타내는 식 (15)에 대입한 (k, \dot{k}) 의 궤적은 [그림 1]과 같다. 이 그림에서 실선과 점선이 만나는 지점이 바로 재정여건이 새로운 국면으로 접어드는 곳이다. 즉 자본량/GDP(k)는 初期點(initial point) A를 출발하여 점선을 따라 오른쪽으로 이동하다가 실선을 만나는 점 B부터는 실선을 따라 자본의 가치가 완전히 사라질 때까지 왼쪽으로 이동하는 것이다. 이에 따르면, 1999년말 현재의 재정정책기조가 향후에도 지속될 경우, 즉 1999년말 현재의 기초재정수지(x), 세율(τ), 목표 인플레이션을(π)이 향후에도 지속될 경우, 14.6년 뒤 II 단계로 진입하는 것으로 나타났다.

참고로 1997년의 경우에는 II 단계로 진입하기에 필요한 지속 가능 시한은 無限大로 나타나 당시의 재정정책은 지속 가능하였다. 그러나 1998년에는 기초재정수지의 악화는 물론 정부부채의 증가로 인하여 재정정책의 지속 가능 시한은 13.8년으로 급격하게 줄어들었다. 1999년에는 기초재정수지가 전년에 비해 다소 줄어들고 있긴 하나 정부부채/GDP 비율이 전년에 비해 크게 늘어났기 때문에 지속 가능 시한은 0.8년밖에 늘어나지 못하고 있다.

3. 財政·通貨政策 組合에 對한 示唆點

이와 같이 그동안 우리 재정은 無限大의 시간까지 지속 가능하였지만 1998년을 계기로 재정정책은 더 이상 無限大의 시간까지 지속 가능하지 않게 되었다. 앞 항에서의 시뮬레이션 결과를 그대로 받아들인다면, 서론에서 언급된 바 ‘정부부채가 아직은 위험한 수준이 아니다’라고 말할 수 있는 시한은 1998년과 1999년에 각각 13.8년 및 14.6년으로 급격히 줄어들었다고 할 수 있다. 다시 말하여 1999년말 현재의 기초재정수지 및 세율, 그리고 목표를 인플레이션을 향후에도 변화시키지 않을 경우 앞으로 14.6년이 지난 뒤에는 총투자가 전혀 이루어지지 않기 시작하는 II 단계로 진입하게 되며 그 뒤부터는, 비록 이론적인 想定에 불과하나, 실물자본의 가치가 완전히 사라지는 상황이 우리를 기다리고 있는 것이다.

물론 향후에 정책변수들, 즉 기초재정수지와 목표 인플레이션율을 조정하게 된다면 이러한 시나리오는 실현되지 않을 수 있다. [그림 2]는 기초재정수지/GDP 비율(x)과 목표 인플레이션율(π)를 달리하였을 때 재정정책의 지속 가능 시한이 어떻게 달라지는지를 제시하고 있다¹²⁾. 이 그림에서는 지속 가능 시한의 상한선을 100년으로 설정하여 그 이상의 시한은 모두 지속 가능한 것으로 간주하고 있다.

이 그림에서 보듯이 기초재정수지가 흑자¹³⁾를 나타낼수록 목표 인플레이션율이 높을수록 재정정책의 지속 가능 시한은 늘어난다. [그림 3]은 [그림 2]의等高線地圖(contour map)이다. 이에 따르면 향후 목표 인플레이션율을 3%로 정한다면 기초재정수지 적자의 GDP 비율이 1.7% 이내가 되어야 재정정책은 지속 가능하게 된다. 목표 인플레이션율을 4%로 설정하고자 한다면 기초재정수지 적자규모는 GDP의 2.3%까지 확대될 수 있다. 만약 1999년과 마찬가지로 재정수지 적자규모를 GDP의 2.7%로 유지하고자 한다면 목표 인플레이션율은 4.7% 이상이 되어야 한다.

4. 分析結果의 解釋上 留意事項

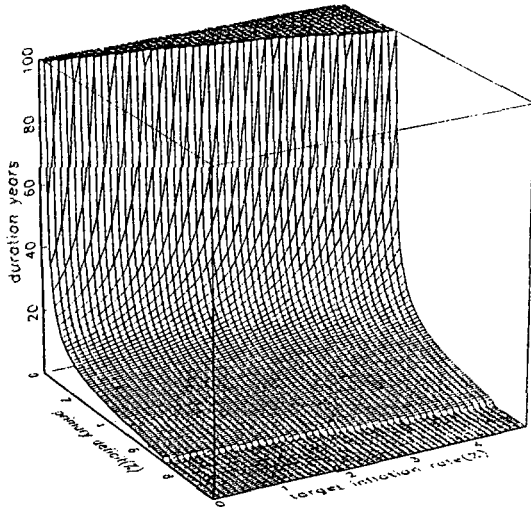
이상과 같은 시뮬레이션 결과는 첫째, 단순화된 모형을 사용하였고, 둘째 정부가 향후 아무런 정책변경을 하지 않는다고 가정할 때의 결과이므로 정부부채의 지속 가능성에 관한 현실적(realistic)인 전망으로 받아들이는 것은 곤란하다.

이와 같이 1998년 이후 재정정책의 지속 가능 시한은 크게 줄어들었지만 앞으로 외환위기와 같은 특별한 상황이 再發하지 않는 한 지금부터 14년 뒤에까지 1999년과 같은 규모의 기초재정수지 적자가 지속될 것으로는 생각하지 않는다. 특히 정부는 당초 2006년으로 계획되어 있던 재정균형 달성 시점을 2004년

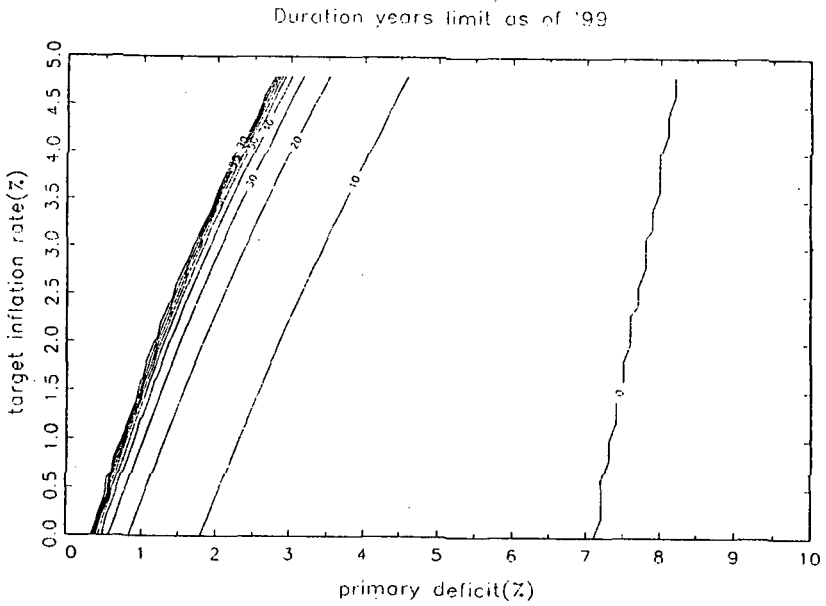
12) 기초재정수지차를 변화시키는 것은 물론 세출 삭감이나 세입 증대를 통해 달성될 수 있다. 朴宗奎(1998)에 의하면 세출 삭감 및 세입 증대는 삭감항목과 세목에 따라 거시경제에 대한 효과가 상이하게 나타나고 있다. 그러나 본 연구에서는 이러한 상이한 효과를 무시하고 기초재정수지가 어떻게 변화하는지에 대해서만 관심을 가지고 있다.

13) 이 그림에서 기초재정수지의 적자는 陽의 값을 흑자는 陰의 값을 가진다.

[그림 2] 政策 파라미터와 持續 可能 時限



[그림 3] 政策 파라미터와 持續 可能 時限의 等高線 地圖



으로 앞당기는 것을 내용으로 하는 수정 중기재정계획을 수립하는 등 재정 건전화 위해 應分の 노력을 하고 있다(韓國開發研究院·韓國租稅研究院(1999)).

수정 중기재정계획에서는 2004년에 통합재정수지의 균형을 달성하는 것을 목표로 하고 있다. 이렇게 하기 위해서는 2004년 기초재정수지(X)가 기존에 발행된 통합재정수지 적자보존용 국채는 물론 당시까지 남아 있는 금융구조조정을 위한 정부보증채에 대한 이자지급액만큼($r \cdot D_{-1}$)의 흑자를 달성해야 한다. 수정 중기재정계획에서는 이 규모가 얼마가 되어야 할지에 대해 아직 明示的으로 밝히고 있지 않지만, 어쨌든 이 목표를 달성하기 위해서는 가능한 한 빠른 시일 내에 기초재정수지가 대규모 흑자를 달성하기 시작하여야 한다. 그러므로 수정 중기재정계획이 차질없이 시행된다면 우리나라 재정정책의 지속 가능성 시한은 빠른 시일 내에 다시 無限大로 증가할 수 있다.

한편 앞의 시뮬레이션 결과에 따르면 1999년과 같이 기초재정수지 적자의 GDP 비율이 2.7%로 유지한다 하더라도 목표 인플레이션율을 4.7%로 설정하기만 한다면 우리 재정은 외환위기 이전처럼 無限大의 시간이 경과할 때까지 지속 가능할 수 있다. 현재 정부는 인플레이션의 목표를 3%로 잡고 있지만 4.7% 정도의 인플레이션율은 과거 우리나라의 경험에 비추어보면 절대로 받아들이지 못할 정도로 고통스럽지는 않을 것이다.

또한 본 연구에서 사용된 모형은 대외부문이 없는 폐쇄경제로서 외환위기를 계기로 우리나라 자본시장은 전면 개방되었음을 감안할 때 우리 재정의 지속 가능성을 정확하게 표현하지 못할 수도 있다. 일반적으로 개방경제에서 재정적자 확대의 이자율에 대한 효과의 크기는 폐쇄경제에서보다 작다. 재정적자가 확대되어 국내금리가 상승한다면 국내외 금리차의 확대에 따라 해외로부터의 자본이 유입되어 금리는 다시 하락할 것이기 때문이다. 그러므로 개방경제모형에서는 정부부채 확대의 자본구축효과가 본 연구의 시뮬레이션보다 작게 나타날 것이며 재정정책의 지속 가능 시한은 더 길어질 것이다.

이상과 같이 본 연구의 결과를 지나치게 비관적인 것으로 해석할 수 있는 요인들은 얼마든지 있다. 반면에 본 연구의 결과를 낙관적인 것으로 해석할 수 있는 요인들도 없지 않다. 우선 우리 경제가 개방되어 있다는 사실은 그만큼

투자자들의 심리적인 변화에 대해 재정수지가 취약해져 있다고 설명할 수 있다.

이러하면 향후의 성장률이나 국제수지 전망에 부정적인 영향을 줄 수 있는 어떤 국내외적인 돌발사태가 발생한다면, 그리고 재정수지 개선이 지지부진하여 본원통화의 증발로 재정적자를 補填하는 압력을 받게 된다면, 재정여건은 투자자들의 환율 절하에 대한 기대에 영향을 줄 것이다. 그리고 이러한 기대가 자기실현적으로 현실화될 경우 자본유입의 둔화 또는 자본유출이 발생하는 한편 환율이 급격히 상승하는 상황이 再演될 수 있다. 만약 그렇게 된다면 위의 시뮬레이션과 같이 자본형성이 완전히 정체되는 상황이 오기 훨씬 이전에 재정정책은 사실상 지속 가능하지 않게 될 것이다.

그리고 본 연구에서는 국민계정상의 자본소득 분배율(α)을 사용하고 있지만 콥-더글러스 생산함수의 추정결과로 나타나는 자본의 생산탄력성, 즉 사회적 자본소득 분배율은 국민계정상의 자본소득 분배율보다 크게 나타난다. 이 모형에서 α 값이 커질수록 자본의 감소는 실질 성장률을 더욱 둔화시킴으로써 재정정책의 지속 가능 시한을 축소시킨다.

정부부채의 규모를 어디까지 잡느냐 하는 것도 중요한 문제 중 하나이다. 본 연구에서 사용한 정부부채의 규모 111.8조원에는 금융구조조정을 위한 64조원의 정부보증채무가 포함되어 있지 않다. 이를 반드시 공식적인 정부부채에 포함시켜야 하는가에 대해서는 많은 논란이 있지만 그 이자를 일반회계에서 지불하고 있다는 점에 비추어 경제적인 성격상 국채와 동일하다고 볼 수밖에 없는 것도 사실이다. 참고로 최근 외환위기를 겪은 스웨덴의 경우 금융구조조정을 위해 지급한 재정지원의 93%를 국채발행으로 분류하고 있다(韓國金融研究院(1997)). 만약 우리나라가 금융구조조정 지원을 위한 정부보증채의 대부분을 국채로 분류하였다면 1999년 우리나라의 통합재정수지 적자규모는 10%를 초과할 것이다. 뿐만 아니라 국채와는 달리 이 정부보증채무는 민간이 보유하는 것이 아니므로 민간보유의 부를 증가시키는 효과도 없다. 이렇게 하였을 때 1999년말 현재 재정정책의 지속 가능 시한은 본 연구의 시뮬레이션 결과보다 크게 줄어들 것이다.

뿐만 아니라 1999년 이후에도 정부부채의 규모는 상당 기간동안 增加一路에 있을 것인데, 향후의 기초재정수지의 추이에 따라 다르겠지만 정부부채규모가 늘어난다는 것은 재정정책의 지속 가능 시한을 줄이는 역할을 한다.

IV. 맺 음 말

본 연구는 Tobin(1986)의 모형을 이용하여 1999년말 현재 우리나라의 재정정책의 지속 가능 시간이 몇 년이나 남았는지를 파악해 보고 있다. 분석결과에 따르면 1997년 이전의 우리나라 재정은 무한대의 시간까지 지속 가능하였지만 외환위기를 계기로 1998년에는 지속시한이 13.8년으로 급격하게 줄어들었으며 1999년에는 0.8년 늘어난 14.6년으로 나타났다. 이 시한을 넘기고 나서부터는 정부부채의 구축효과로 인하여 총투자가 전혀 이루어지지 않고 자본량이 감가상각률에 따라 줄어드는 자본의 잠식이 일어나 결국 자본가치가 완전히 사라지는 재앙적인 상황을 향해 나가게 된다.

그러나 이는 어디까지나 매우 단순화된 장기 폐쇄경제 모형에 의한 결과로서 미래의 우리 재정에 대한 현실적인 전망이라고 받아들여서는 곤란하다. 예를 들어 현재 정부가 마련중인 수정 중기재정계획이 계획대로 진행된다면 우리 재정의 지속 가능 시한은 빠른 시일 내에 다시 무한대까지 확대될 수 있다. 본 연구를 통하여 필자가 강조하고 싶은 점은 다만 현재 정부부채 수준이 선진국에 비해 '아직은' 낮은 수준이긴 하지만 그렇다고 해서 전혀 안심할 정도는 아니라는 시사점이다.

최근 재정 건전화의 필요하다는 점에 대해서는 합의가 형성되고 있지만 얼마나 시급하고 얼마나 강력하게 재정을 건전화하여야 하는가에 대해서는 아직 뚜렷한 국민적 합의가 형성되어 있지 않다고 판단된다. 재정적자가 확대됨에 따라 정부부채가 늘어나고, 그것이 결국에는 소위 '國民의 血稅'로 이어진다는 사실에 대해서는 모두가 부담스럽게 여기고 있음에도 불구하고, 경제위기를 극복하였다는 선언 이후 국민경제의 여러 부문으로부터의 재정수요는 오히려 폭증

하고 있는 실정이기 때문이다. 재정적자는 모두가 싫어하면서도 재정 건전화를 위한 세출 삭감 및 세입 증대는 누구나 좋아하지 않는 속성을 가지고 있다. 재정적자에 따라 미래의 稅負擔이 늘어나는 것은 불쾌히 여기면서도 한편으로는 현재의 재정지출 확대를 동시에 요구하거나 약속하는 矛盾的인 현상이 露呈되고 있는 것이다.

본 연구의 시뮬레이션에 따르면 1999년말 현재 우리는 가급적 빠른 시일 내에 재정을 가시적으로 건전화시킬 필요가 있다. 이를 위해서는 단순히 ‘아직’ 정부부채규모가 위험한 수준이 아니라는 홍보에 초점을 맞추기보다는 고통을 감수하고라도 재정 건전화 조치를 시행할 수밖에 없다는 점에 대해 국민을 납득시키고 합의를 도출해 내는 일이 先行되어야 한다. 또한 향후의 재정 건전화가 거시경제에 지나친 무리를 주지 않도록 세입·세출측면의 정책수단들을 적절하게 構成함은 물론 재정 건전화 기간중 재정·통화·환율정책의 정책조합을 효과적으로 운영해 나가야 할 것이다.

參 考 文 獻

- 朴佑奎, 『한국의 물가모형』, 韓國開發研究院, 1993.
- 朴宗奎, 『中央政府 歲出 및 補填手段의 巨視經濟的 效果』, 政策報告書 98-05, 韓國租稅研究院, 1998. 6.
- _____, 「정부부채와 거시경제」, 『재정포럼』, 1999년 7월호, 1999a, pp. 44~59.
- _____, 『混合分布 模型을 통한 重心(core)인플레이션率 測定』, 研究報告書(출판예정), 韓國租稅研究院, 1999b.
- 崔濬旭, 『國公債 課稅制度에 관한 研究』, 政策分析 99-05, 韓國租稅研究院, 1999. 3.
- 韓國開發研究院·韓國租稅研究院, 『健全財政 早期回復을 위한 對策』, 1999. 10.
- 韓國金融研究院, 『스웨덴의 金融危機와 支援政策』, 1997.
- Blanchard, Olivier, Jean-Claude Chouraqui, Robert P. Hagemann and Nicola Sartor, "The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question," *OECD Economic Studies*, No. 15, Autumn 1990, pp. 7~36.
- Elmendorf, Douglas W. and N. Gregory Mankiw, "Government Debt," *NBER Working Paper* 6470, May 1998.
- Friedman, Benjamin, "Crowding out or Crowding in? Economic Consequences of Financing Government Deficits," *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 1978, pp. 593~654.
- Lachman, Desmond, "Budget Deficits and the Public Debt in Sweden: The Case for Fiscal Consolidation," *IMF Staff Papers*, Vol. 41, No. 3, September 1994, pp. 502~516.
- Mankiw, Gregory N., "The Growth of Nations," *Brookings Papers on*

Economic Activity, 1995, pp. 275~326.

Mankiw, N. Gregory, David Romer and David N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, 1992, pp. 407~437.

Romer, Paul, "Crazy Explanation for the Productivity Slowdown," *NBER Macroeconomics Annual*, 1987, pp. 163~202.

Tobin, James, "The Moneytary-Fiscal Mix: Long-Run Implications," *AER Papers and Proceedings*, May 1986, pp. 213~218.

Wilcox, David W., "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 21, No. 3, August 1989, pp. 291~306.

多國籍企業들의 企業內 資金흐름에 대한 理論的 分析

韓 道 淑*

요 약

본 논문에서는 절세동기로서 설명이 불가능한 母企業과 子會社간에 동시에 나타나는 양 방향의 자금흐름현상의 원인을 모기업과 자회사간에 존재하는 정보의 비대칭성으로 설명하고 있다. 즉, 자회사의 미래 생산성에 대한 정보를 자회사만이 아는 경우 모기업의 입장에서는 자회사의 배당금만이 이들의 생산성을 추정할 수 있는 유일한 신호가 된다. 모기업은 배당금을 통해 생산성이 높은 자회사와 그렇지 못한 비생산적인 자회사를 구분하여 그들의 생산성에 맞춰 재투자 규모를 결정짓는 것이다. 즉, 생산성이 높은(낮은) 자회사는 높은(낮은) 배당금을 지급함으로써 자신의 생산성이 높음(낮음)을 모기업에게 전달하고, 모기업은 이들의 배당규모에 따라 재투자를 위한 자금을 지급하는 것이다. 결국 자회사의 생산성 수준에 따라 高配當-高投資, 低配當-低投資의 쌍방간 자금흐름이 이루어지는 것이다. 이와 같은 결론은 다양한 생산성 수준의 자회사들이 존재하는 경우 및 자회사 유치국들의 세율이 상이한 경우와 같이 세율에 의해 세후 수익률이 결정되는 경우에도 그대로 적용되는데, 이는 현실에서 관찰할 수 있는 다양한 수준의 모기업과 자회사간의 자금흐름을 잘 설명하고 있는 것이다.

I. 서 론

원칙적으로 거주지과세제도(residence-based tax system)하에서 정부는 해외원천소득이 비로소 본국으로 상환될 때 그 소득에 대해서만 과세를 한다. 따

* 본원 전문연구위원.

라서 외국세액공제제도(foreign tax credit)와 해외원천소득의 이연제도(deferral)가 존재하는 거주지과세제도하에서 모기업이 자신에게 배당금을 지급하는 해외의 자회사에게 동시에 자금을 공여하는 현상을 어떻게 이해하여야 하는지의 문제가 발생한다. 절세의 관점에서 보면 현지의 자회사들은 해외직접투자로부터의 수익에 대한 본국에서의 조세부담을 연기할 수 있는 한 최대한 연기하여 현지에서의 수익을 현지에 재투자하여야 한다. 조세가 해외직접투자 유인에 미치는 영향을 고려할 때 일정기간 내에 동시에 나타나는 '양 방향의 기업 내 자금흐름' 즉 모기업과 자회사간에 관찰되는 모기업으로부터 자회사에 대한 자금의 이전과 자회사로부터 모기업에 대한 배당금의 지급을 통한 양 방향의 자금흐름의 존재를 어떻게 설명하여야 할까? 본 논문은 일정기간 내에 동시에 나타나는 이러한 양 방향의 자금흐름 현상에 대한 해석을 시도하고자 한다.

기존의 배당금 지급에 관한 분석을 응용하여 이루어진 조세와 해외직접투자 유인에 관한 연구는 대단히 많다¹⁾. 이들 연구들은 대부분 해외의 자회사에 의해 이루어지는 배당금 지급을 일정하다고 간주하거나 현지투자를 하고 난 이후의 잔여분으로 취급하였다. 그러나 자회사들의 배당금 지급비율을 일정하게 유지하는 것이 현실에서 관찰되고 있는 모기업과 자회사간의 다양한 배당금 지급 행동의 유인에 바로 적용될 수 있을지에 대해서는 의문의 여지가 있다. Hartman(1985)의 견해(trapped equity view)에 의하면 배당금 지급 행동은 수익성 있는 투자기회를 모두 소진한 이후의 잔여분에 불과하다. 그러나 이러한 견해를 적용한다 하더라도 배당금을 지급하는 자회사들이 동시에 모기업으로부터 자금을 이전받는 양 방향의 자금흐름을 설명하지는 못한다. 또한 Jun, Joosung(1989b)은 이러한 견해를 부정하는 미시증거를 다음과 같이 제공하고 있다.

“표본 내 46%의 기업들이 양의 자금 이전을 하였고 거의 같은 비율의 기업들이 자신들의 모기업에 배당금을 지급하였다. 조세-자본화 견해(tax-capitalization view)에 의하면, 자회사는 (i) 양의 배당금과 0 혹은

1) 배당금 송금 유형에 관한 기존의 연구에 대한 요약으로는 Hines and Hubbard(1989)를 참고. 또한 전통적인 견해에 대한 요약으로는 Caves(1982)를 참고.

음의 자금이전(성숙한 자회사의 경우) 혹은 (ii) 0의 배당금과 양의 자금 이전(미숙한 자회사의 경우)을 가져야 한다. 그러나 이 두 가지 경우는 전체 표본의 40% 정도 기업들의 행동만을 설명할 뿐이다. 놀랍게도 배당금을 지급하는 기업들 중 반 이상이 모기업으로부터 자금이전을 받고 있으며, 이는 조세-자본화 견해의 예측과는 전혀 다른 모습이다.”

실증적 증거들을 보더라도 배당금 지급 비율은 전체적으로 보면(at an aggregate level) 꽤 안정적이지만 산업 혹은 기업 수준에서 보면 매우 다르고 어떤 자회사들은 배당금 지급을 전혀 하지 않는 경우도 있다²⁾.

이 주제에 관한 또 다른 접근방법은 신호모형(signalling models) 혹은 불완전 정보하에서의 대리인 비용(agency cost)을 적용하여 기업 내의 배당금 지급 행동을 설명하고 있다³⁾.

이 접근법은 ‘일방적(one-way)’인 배당금 지급 행동의 존재에 대해 경제적인 설명을 제공하는 하지만 일정기간 내에 동시에 나타나는 ‘양방향(two-way)’의 기업 내 자금흐름에 대한 설명은 제시하지 못하고 있으며 단지 일방적인 기업간 배당금 지급의 존재를 정당화할 뿐이다.

본 논문은 모기업으로부터 배당금을 지급하는 해외의 자회사로의 자금 이전을 자회사에 대한 해외직접투자의 한계적 원천(marginal source)으로 보고자 한다. 또한 본 논문은 비대칭적 정보의 자기선택모형(self-selection model)을 적용하여 다음의 2가지 질문에 대한 대답을 하고자 한다. 첫째, 동시에 나타나는 양 방향의 기업 내 자금흐름은 왜 발생하는가? 둘째, 기업 내 배당금 지급 행동이 가변적인 이유는 무엇인가?

2) Jun(1989b)은 이에 대한 실증자료를 제시하고 있으며 <부표 1>은 미국의 모기업으로부터 자금이전을 받으면서 배당금을 지급하는 해외의 자회사들의 비중을 보여주고 있다.
 3) 배당금 지급에 대한 신호모형에 대해서는 Bhattacharya(1979)를 보라.
 4) 한계적 원천에서 자회사의 유보소득 또는 현지금융 등을 배제한 이유는 분석상의 편리보다는 자회사의 생산성에 따른 모기업의 자금지급 관계에 더 중점을 두기 위함이다. 또한 대부분 제조업부문의 외국인직접투자의 경우 투자 초기에는 모기업으로부터의 자금 이전만이 투자자금의 원천인 것으로 나타나고 있다.

기업 내 자금흐름을 분석함에 있어서 자회사들은 미래의 생산성을 제외하고는 모든 면에서 동일하며, 모기업은 이 생산성을 다음 기의 생산이 실현되기 전에는 관찰할 수 없다는 가정을 한다. 어떤 자회사들은 다른 자회사보다 더 생산적이고, 자신의 생산성에 대한 신호를 보내기 위해 모기업에게 일정의 배당금을 지급할 용의가 있을 수 있다. 따라서 모기업은 배당금과 이전지급에 관한 일련의 계약을 자회사들에게 제시함으로써 배당금 지급에 관한 자회사의 결정이 자회사의 생산성에 대한 지표(혹은 신호)의 역할을 할 것을 기대할 수 있다. 모기업이 제시하는 배당금-이전지급에 대한 일련의 계약이 자기선택 메커니즘(self-selection mechanism)으로서 기능하려면 이 계약은 모기업의 기대이윤을 극대화하고 자회사들의 기대효용을 동시에 극대화하는 것이어야 한다. 개별 자회사들은 자신의 생산성에 대하여 배당금 지급 및 자금이전에 관한 최선의 선택을 함으로써 자신을 드러내고 모기업은 이에 따라 자금 이전을 하게 된다.

본 논문에서는 비대칭적 정보가 분석과정에서 중요한 역할을 하며, 두 가지 종류의 균형 - 동시균형(a pooling equilibrium)과 분리유형(a separating equilibrium) - 을 고려할 것이다. 분리균형에서 비생산적인 자회사들은 배당금 지급도 적게 하고 소액의 이전지급만을 받게 된다. 또한 생산적인 자회사들은 고배당금 - 고이전지급의 계약을 선택함으로써 자신을 비생산적인 자회사들과 분리하는 것이 유리하다. 모기업은 자회사들의 배당금 지급행동을 보고 이에 따라 이전지급 규모를 결정한다. 이때 자회사의 배당금 지급선택 행동은 모기업은 관찰할 수 없는 자신의 생산성 수준과 모기업으로부터의 미래의 자금이전 규모에 의존한다.

동시균형에서는 생산적인 자회사와 비생산적인 자회사 모두 동일한 배당금 및 이전지급 계약을 선택하고 모기업은 양자를 구분할 수 없게 된다. 따라서 모기업은 생산성 수준과 상관없이 동일규모의 자금이전을 한다. 동시균형하에서는 생산적 자회사로부터의 배당금 지급과 모기업으로부터 생산적인 자회사로의 자금이전 규모가 분리균형 때보다 적게 된다.

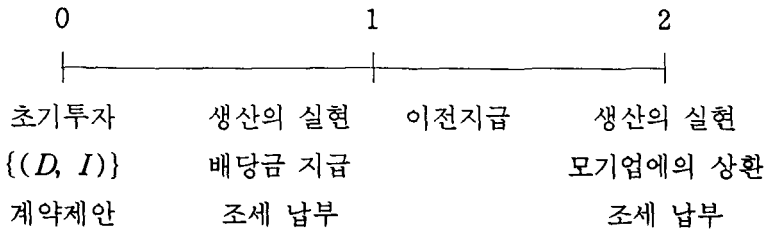
본 논문에서 유치국가(host country)의 세율에 관계없이 자기선택 모형에서

는 동시균형이 존재할 수 없음을 보여주게 될 것이다. 이 경우 모기업은 자기 선택을 유도할 수 있는 파레토 우월한 제안들을 항상 설계할 수 있게 된다. 국가간 세율의 차이가 현저하면 자회사들간의 생산성 수준의 차이를 완전히 상쇄할 수 있게 된다. 또한 다양한 세율을 가진 여러 국가들과 여러 수준의 생산성 수준을 상정하면 다양한 수준의 배당금 - 자금 이전지급 규모의 콤비네이션 집합의 분리균형을 모두 가지게 될 수도 있다. 이러한 다양한 생산성 수준과 유치국의 세율이 상존하는 경우에도 본 논문의 분석결과가 제시하는 두 가지 현상 - 기업간에 동시에 나타나는 양 방향의 자금흐름과 자회사들의 배당금 지급 규모의 차이 - 에 대한 설명력에는 아무런 영향을 주지 않는다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II절에서는 기본모형을 제시하고 제 III절에서는 비대칭적 정보하에서의 두 가지 가능한 균형 - 동시균형과 분리균형 - 을 분석한다. 마지막으로 제 IV절에서는 결론을 제시한다.

II. 기 본 모 형

두 가지 형태의 기업 - 자회사와 모기업 - 이 존재하는 2기간 모형을 상정하자. 모기업은 해외에 자회사를 설립함으로써 I^0 의 초기 해외직접투자를 한다. 초기투자가 이루어진 후 자회사는 2기의 생산성 수준 α^1 을 알게 되는 반면 모기업은 2기의 생산 실현에 의한 생산수준이 알려지기 전까지는 이 생산성 수준을 관찰할 수 없다. 자회사는 1기말에 모기업에 배당금 지급을 한다. 모기업은 경쟁시장에서 예상이윤 극대화 행동을 하며, 1기초에 $\{(D_i, I_i^1)\}$ (D_i 는 자회사의 배당금 지급규모, I_i^1 은 모기업의 i 유형의 자회사에 대한 이전지급규모)의 계약집합을 제시한다. 분석의 편의상 α^1 은 두 가지 값 α_H 와 α_L ($\alpha_H > \alpha_L$)을 가진다고 가정하자. 또한 각 기간의 그 산출 수준 및 생산성 수준은 자회사의 생산이 이루어진 후나 모기업과 자회사 모두에게 관찰 가능하다고 하자. 거래의 순서는 다음과 같이 나타낼 수 있다.



위험 중립적인 기대효용 극대화 행동을 하는 자회사 i 는 다음과 같은 효용함수를 가진다.

$$u(C_i^1, C_i^2) = C_i^1 + \beta C_i^2, \quad (i = H, L) \tag{1}$$

여기서 하첨자 i 는 2기에서의 생산성 수준을 달리하는 자회사를 나타내며, 상첨자(1, 2)는 각 기간을 의미하며 β 는 할인율을 나타낸다. 본 논문에서 모기업의 이전지급만이 해외직접투자의 한계적 원천(marginal source)으로서의 역할을 한다. 따라서 우리는 각 자회사의 유보이익이 자신의 소비와 배당금 지급 결정에 미치는 영향을 고려할 필요가 없다. 또한 자회사의 유보이익은 2기의 생산이 실현될 때까지 모기업에 의해서 관찰될 수 없다고 가정하자. 이에 따라 각 기에 있어서 자회사 i 의 소비는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} C_i^1 &= Y_i^1 - D_i - \tau Y_i^1 \\ C_i^2 &= Y_i^2 - \tau Y_i^2 - P_i \end{aligned} \tag{2}$$

여기서 Y_i^t 는 t 기말의 자회사 i 의 생산량, D_i 는 1기말의 자회사 i 의 배당금 지급 규모, τ 는 i 의 유치국가의 세율, P_i 는 2기말에 모기업에게 주어지는 상환 규모를 의미한다⁵⁾. Y_i^t 는 다음의 생산함수로 나타낼 수 있다.

$$Y_i^t = \alpha_i^{t-1} f(K_i^{t-1}), \quad t=1, 2 \tag{3}$$

생산기술 $\alpha f[\cdot]$ 는 2번 연속미분 가능한 오목함수이며 $f(0)=0, f'(0)=$

5) 본 모델은 모기업과 자회사의 관계를 principes-agent 관계로 상정하므로 제2기말에는 자회사가 모기업에게 세후 산출량을 모두 상환한다.

$\infty, f'(\infty)=0$ 을 만족한다. K^{t-1} 는 각 기초의 자본스톡이며 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} K_i^0 &= I^0 \\ K_i^1 &= I_i^1 \end{aligned} \tag{4}$$

자회사 i 가 모기업에게 상환하는 규모는 2기의 생산규모의 λ 비율만큼 외생적으로 결정된다⁶⁾. 즉,

$$P_i = \lambda(1-\tau) \alpha_i^1 f [I_i^1], \quad 0 < \lambda < 1 \tag{5}$$

여기서 λ 는 모기업이 최종생산량 가운데 유치국가 정부와의 협상을 통해 본국으로 상환할 수 있는 비율로 해석될 수 있다.

이상의 논의를 통해 자회사 i 의 효용함수는 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} u_i &= (Y_i^1 - D_i - \tau Y_i^1) + \beta(Y_i^2 - \tau Y_i^2 - P_i) \\ &= [(1-\tau)\alpha^0 f [K^0] - D_i] + \beta[(1-\tau)\alpha_i^1 f [K_i^1] - P_i] \\ &= [(1-\tau)\alpha^0 f [I^0] - D_i] + \beta[(1-\tau)(1-\lambda) \alpha_i^1 f [I_i^1]] \end{aligned} \tag{6}$$

모기업의 이윤함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi_i = (D_i - I^0) + \beta[(1-\tau)\lambda \alpha_i^1 f [I_i^1] - I_i^1] \tag{7}$$

또한 자회사 i 의 극대화 문제는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Max}_{D_i} u_i &= [(1-\tau)\alpha^0 f [I^0] - D_i] + \beta[(1-\tau)(1-\lambda)\alpha_i^1 f [I_i^1]] \\ \text{s.t. } (i) \quad &\pi_i \geq 0 \\ &(ii) \quad u_i(D_i, I_i^1) \geq u_i(D_j, I_j^1), \quad i, j = H, L \end{aligned} \tag{8}$$

6) 이는 외국인투자 허가 당시에 허가요건으로 외국인투자 비율 및 기술 이전 등에 대한 조건과 더불어 청산시 투자설비 등 외국인투자 자산의 일정부분을 유치국에 무상으로 이전하는 경우로도 이해할 수 있다.

III. 비대칭적 정보하의 균형

이제 모기업의 해외직접투자에 대한 이전지급과 함께 자회사의 배당금 지급 행동에 초점을 맞추자. 모기업은 자회사의 2기 생산이 이루어지기 전까지는 자회사의 생산성 수준을 관찰할 수 없다고 가정함으로써 정보의 비대칭성을 도입하자. 모기업은 2기초에 자회사의 생산성 및 생산수준을 알기 전에 자금을 이전한다. 2기말에 자회사로부터 모기업에 이루어지는 상황과 관련된 도덕적 해이의 문제를 피하기 위해 모기업은 2기말에 자회사의 생산량을 관찰할 수 있다고 가정하자.

모기업이 1기초에 I^0 의 초기투자를 하면 1기말에 생산은 $\alpha_0 f[I^0]$ (α_0 은 모든 자회사에 대해 동일)만큼 이루어진다. 그러나 2기의 생산성 수준은 자회사에 따라 달라진다. 모기업은 해외의 자회사의 2기 생산성 수준을 관찰할 수 없기 때문에 자회사의 배당금 지급 행동을 관찰함으로써 자회사의 생산성 수준에 대해 추론을 할 수 있을 뿐이다. 따라서 모기업은 배당금 지급과 이전지급에 관한 계약집합 $\{(D, I)\}$ 를 제공하고 고생산성 및 저생산성 자회사로 하여금 2기의 생산성 수준을 반영하는 계약이 이루어지길 기대할 것이다. 모기업의 목적은 자신의 기대이윤을 극대화하고 동시에 자회사 i 로 하여금 (D_i, I_i^1) 을 자기선택(self select)하도록 유도하는 일련의 계약집합 (D_i, I_i^1) 을 제시하는 것이 된다. 이 경우 배당금 지급은 2기의 생산성 수준에 대한 신호장치의 역할을 한다. 자회사 i 의 배당금 지급 D_i 를 받으면 모기업은 1기초에 약속한 대로 I_i^1 의 이전지급을 한다. 해외의 자회사 i 는 모기업이 제시한 (D_i, I_i^1) 중 자신의 기대효용을 극대화하는 계약을 선택한다.

이와 같이 정보의 비대칭성이 존재하는 경우 모형의 균형은 (i) 모기업의 비음이윤조건(non-negative profit condition) (ii) 자회사의 유인부합조건(incentive compatibility condition)의 2가지 조건을 만족하는 계약집합 $\{(D_i, I_i^1)\}$, $i=H, L$ 이 된다. 이 조건들은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(i) \quad \pi_i(D_i, I_i^1) \geq 0, \quad i=H, L$$

$$(ii) u_L(D_L, I_L^1) \geq u_L(D_H, I_H^1) \quad (9)$$

$$u_H(D_H, I_H^1) \geq u_H(D_L, I_L^1)$$

조건 (ii)는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} (ii') \quad D_H - D_L &\geq \beta(1-\tau)(1-\lambda) \alpha_L^1 (f[I_H^1] - f[I_L^1]) \\ D_H - D_L &\leq \beta(1-\tau)(1-\lambda) \alpha_H^1 (f[I_H^1] - f[I_L^1]) \end{aligned} \quad (10)$$

식 (6)으로부터

$$\left. \frac{dD_i}{dI_i^1} \right|_{\bar{u}} = - \frac{\partial u_i / \partial I_i^1}{\partial u_i / \partial D_i} = \beta [(1-\tau)(1-\lambda) \alpha_i^1 f' [I_i^1]] > 0 \quad (11)$$

$$\left. \frac{d^2 D_i}{dI_i^{12}} \right|_{\bar{u}} = \frac{d}{dI_i^1} \left(- \frac{\partial u_i / \partial I_i^1}{\partial u_i / \partial D_i} \right) = \beta [(1-\tau)(1-\lambda) \alpha_i^1 f'' [I_i^1]] < 0 \quad (12)$$

식 (7)로부터

$$\left. \frac{dD_i}{dI_i^1} \right|_{\bar{\pi}} = - \frac{\partial \pi_i / \partial I_i^1}{\partial \pi_i / \partial D_i} = -\beta (1-\tau) \lambda \alpha_i^1 f' [I_i^1] - 1$$

$$\therefore \left. \frac{dD_i}{dI_i^1} \right|_{\bar{\pi}} \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 0 \Leftrightarrow (1-\tau) \lambda \alpha_i^1 f' [I_i^1] \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 1 \quad (13)$$

$$\left. \frac{d^2 D_i}{dI_i^{12}} \right|_{\bar{\pi}} = -\beta [(1-\tau) \lambda \alpha_i^1 f'' [I_i^1]] > 0 \quad (14)$$

이상을 바탕으로 I_i^1 을 횡축에, D_i 를 종축에 나타낼 때 고생산성 및 저생산성 사회사의 무차별곡선과 모기업의 0이윤선을 [그림 1]처럼 그릴 수 있다. u 는 I_i^1 에 대해 증가함수이고 D_i 에 대해 감소함수이다. 식 (11)은 주어진 이전지급

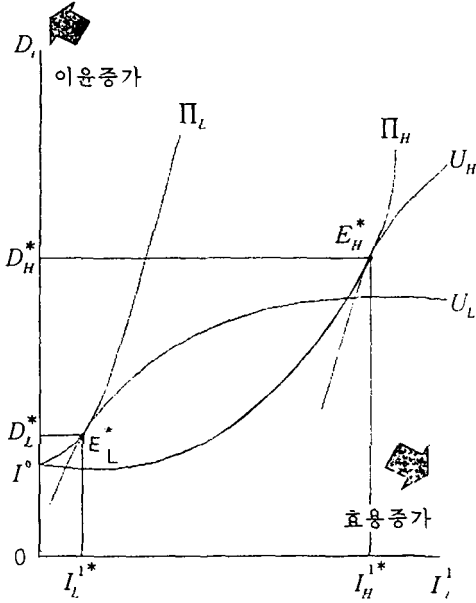
(I_i^1) 에 대해서 u_H 가 u_L 보다 항상 가파른 무차별곡선을 가지고 있음을 의미한다. ($\because \alpha_H^1 > \alpha_L^1$) 또한 식 (11)과 (12)는 각 무차별곡선의 모양이 [그림 1]과 같음을 의미한다. 0이윤선 $\pi_i=0 (i=H, L)$ 은 점 $(0, I^0)$ 을 통과한다. 식 (11)~(14)로부터 0이윤선은 양의 기울기를 가지며 볼록한 모양임을 알 수 있다. 저생산성 자회사와 연관된 0이윤선은 고생산성 자회사와 연관된 0이윤선보다 가파르다.

이 모형에서 2가지 종류의 균형 - 동시균형(pooling equilibrium)과 분리균형(separating equilibrium) - 을 고려하여 보자. 우선 모기업이 $\{(D_L^*, I_L^{1*})\}$ 와 $\{(D_H^*, I_H^{1*})\}$ 의 제안을 한 경우를 상정하여 보자. $\{(D_L^*, I_L^{1*})\}$ 에서 저생산성 자회사는 $\{(D_H^*, I_H^{1*})\}$ 에서보다 더 높은 효용수준을 누릴 수 있다. 또한 $\{(D_H^*, I_H^{1*})\}$ 에서 식 (9)의 (i), (ii)조건이 모기업과 고생산성 자회사에 대해 충족된다. 따라서 계약집합 $\{(D_L^*, I_L^{1*}), (D_H^*, I_H^{1*})\}$ 는 모기업의 비음이윤조건을 충족시키고 동시에 두 가지 유형의 자회사로 하여금 각각에게 의도된 계약으로부터 이탈할 유인이 없는 분리균형계약이 된다. 따라서 [그림 1]의 (E_L^*, E_H^*) 점은 분리균형을 나타내는 점이 된다.

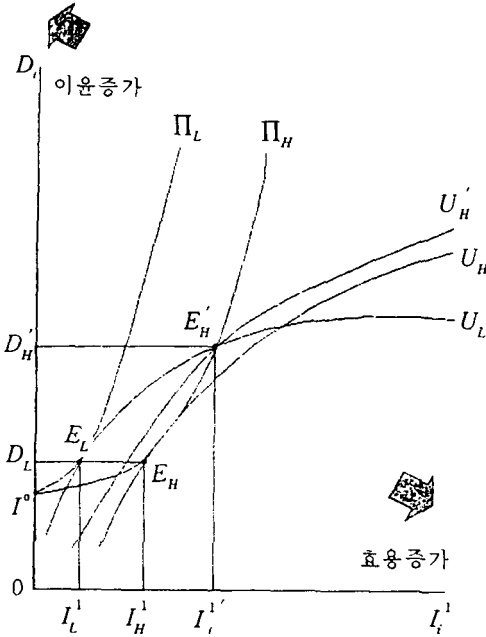
이제 [그림 1-a]에서 모기업이 E_L 과 E_H 의 계약집합을 제시한 경우를 상정하여 보자. 이때 저생산성 자회사는 마치 자신이 고생산성 자회사인 것처럼 가정하여 E_H 의 계약을 선택할 유인이 있다. 만약 두 타입의 자회사가 모두 고생산성 자회사만을 위해 만들어진 E_H 를 선택하면 모기업은 음의 이윤을 얻게 된다. 이 경우 (E_L, E_H) 의 계약집합은 저생산성 자회사에 대한 유인부합조건을 위반하게 되어 균형이 될 수 없다. 균형이 가져다 주는 계약집합은 모기업의 0이윤조건이 제약이 충족되고 저생산성 자회사로 하여금 자신들을 위해 설계된 계약으로부터 이탈할 아무런 유인이 존재하지 않는 상황하에서 고생산성 자회사의 효용을 극대화하여 주는 집합으로서, [그림 1-a]의 (E_L, E_H') 이 그러한 집합을 나타내고 있다.

이제 동시균형을 고려하여 보자. 동시 0이윤선(pooling zero profit line)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

[그림 1] 동일한 세율하에서의 분리균형



[그림 1-a] 동일한 세율하에서의 분리균형



$$\pi_p = (D_p - I^0) + \beta(1-\tau)\lambda\alpha_p f[I_p^1] = 0 \quad (15)$$

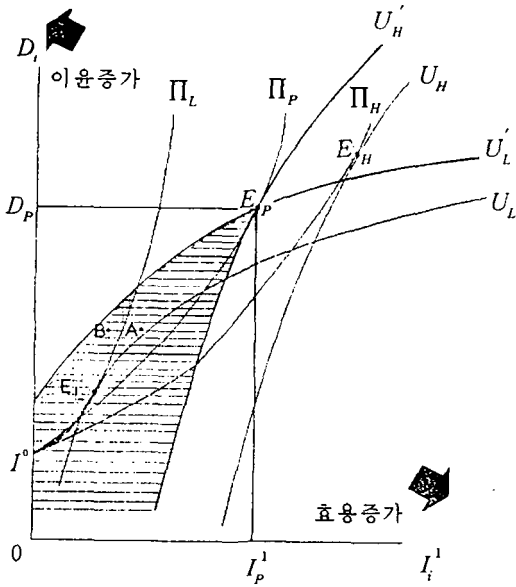
여기서 α_p 는 저생산성 및 고생산성 자회사의 평균생산성 수준을 나타낸다. [그림 2]에서 동시 0이윤선 π_p 및 두 종류의 자회사의 무차별곡선 u_H' 와 u_L' 를 고려하여 보자. 점 E_p 가 두 가지 유형의 자회사에게 동시균형을 가져다주고 있다고 하자. 그러면 모기업은 $\{(D_p, I_p^1)\}$ 의 제안을 하고 두 가지 유형의 자회사는 모두 이 제안을 받아들여 D_p 의 배당금을 모기업에 지급하고 모기업은 I_p^1 의 자금을 자회사에게 이전지급하게 된다. 점 E_p 는 동시 0이윤선 위에 있기 때문에 모기업의 비음이윤조건을 충족한다.

E_p 가 파레토 효율적이고 각 유형의 자회사를 자기선택하는지를 알아보기 위해 E_p 점으로부터 약간 이탈하는 경우를 생각해 보자. 구체적으로 $A=(D_p-\varepsilon, I_p^1-0.5\delta)$, $B=(D_p-\varepsilon, I_p^1-\delta)$ 의 두 점을 고려해 보자. A, B 는 모두 고생산성 자회사의 무차별곡선 u_H' 의 위에 위치하고 있고 동시에 저생산성 자회사의 무차별곡선 u_L' 의 아래에 있다. E_p 이외에 두 가지 유형의 자회사에게 추가로 A 의 제안이 이루어지면 저생산성 자회사만이 이 새로운 제안을 받아들이고 고생산성 자회사는 E_p 점에 그대로 머물러 있을 것이다. A 점은 저생산성 자회사에 대한 0이윤선 π_L 의 하단에 위치하고 있기 때문에 모기업의 비음이윤조건을 충족시키지 못하므로 A 점은 식 (9)의 조건(i)를 충족시키지 못한다. 따라서 A 의 존재는 동시균형 E_p 의 존재와 모순되지 않는다.

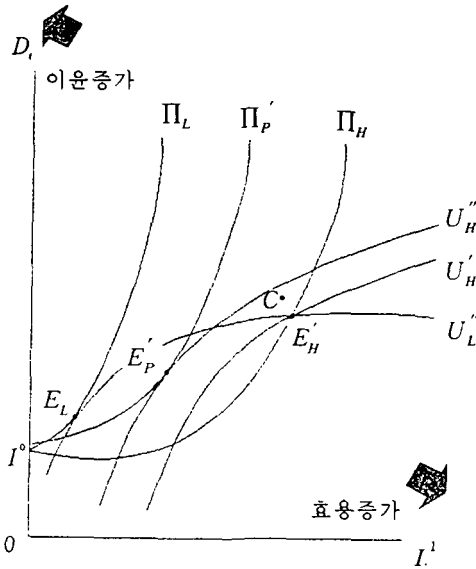
A 대신에 B 의 제안이 이루어지는 경우를 생각해 보자. 이때 역시 저생산성 자회사만이 E_p 에서 벗어나 B 점을 택할 유인이 있는데, B 점은 π_L 의 상단에 위치하므로 모기업의 비음이윤조건이 충족된다. 따라서 E_p 에 더하여 B 를 제안하면 파레토 우월한 점으로 이동 가능하며 B 는 동시균형의 가능성을 없앤다. 즉 u_L' 의 하단에 위치하고 동시에 π_L 의 상단에 있는 어떤 제안도 동시균형의 가능성을 없앤다.

[그림 2-a]를 통해 유인부합조건이 등식으로서 성립하는 경우 동시균형의 가능성을 검토하여 보자. 모기업의 동시 0이윤선을 π'_p 로 나타낼 수 있다고 하자. 이 경우 E'_p 는 고생산성 자회사의 무차별곡선이 모기업의 동시 0이윤선에

[그림 2] 동일한 세율하에서의 동시균형의 불가능성



[그림 2-a] 동일한 세율하에서의 동시균형의 불가능성



접하는 동시계약이다. E'_p 가 동시균형점이 되기 위해서는 모기업이 제안하는 어떠한 분리계약도 E'_p 보다 파레토 열위(Pareto-dominated)여야 한다. 점 C와 같은 계약이 E'_p 와 함께 제시되는 경우 고생산성 자회사만이 E'_p 로부터 C로 이탈할 것이다. 점 C는 모기업의 고생산성 자회사에 대한 0이윤선의 상단에 위치하고 있기 때문에 모기업은 양의 이윤을 얻게 된다. π_H 와 u''_L 의 상단에 위치하고 동시에 u''_H 의 하단에 위치하는 추가적인 계약은 동시계약점보다 파레토 우월하다. 결국 분리계약만이 균형이 될 수 있다.

지금까지는 유치국가간에 세율 τ 의 차이가 없는 경우만을 고려하였다. 유치국가간에 세율의 차이가 있는 경우를 고려하기 위해 다음의 2가지 경우를 생각하여 보자.

$$\textcircled{1} \tau_H \geq \tau_L, \tau_H \leq \tau_L$$

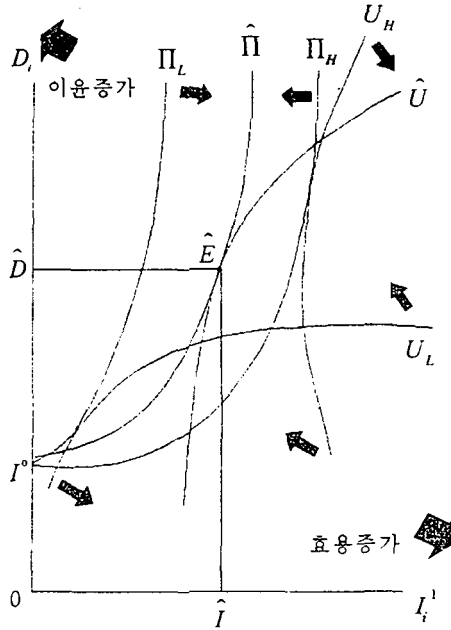
식 (10)의 조건(ii')을 다시 쓰면

$$\begin{aligned} (ii'') \quad D_H - D_L &\geq \beta (1 - \tau_L) (1 - \lambda) \alpha_L^1 [f(I_H^1) - f(I_L^1)] \\ D_H - D_L &\leq \beta (1 - \tau_H) (1 - \lambda) \alpha_H^1 [f(I_H^1) - f(I_L^1)] \end{aligned} \quad (16)$$

우리는 저생산성 자회사의 유치국가의 세율이 고생산성 자회사의 유치국가의 세율보다 높은 경우(즉 $\tau_H \geq \tau_L$)만을 고려할 것이다. 왜냐하면 반대의 경우에는 국가간 세율차이가 존재하지 않는 경우와 질적으로 동일한 결과를 나타내기 때문이다. 즉 고생산성 자회사의 유치국가의 세율이 낮은 경우는 고생산성 자회사의 세후 수익률이 저생산성 자회사의 경우보다 현저하게 높게 나타나게 되므로 분리균형만이 역시 가능하게 된다.

그러나 고생산성 자회사의 유치국가의 세율 τ_H 가 상당히 높은 반면에 저생산성 자회사의 유치국가의 세율 τ_L 은 상당히 낮다고 하자. 이렇게 되면 식 (16)의 부등식은 더 이상 성립하지 않고 두 부등식의 우측 항의 값이 수렴할 것이다. 높은 τ_H 와 낮은 τ_L 에 대하여 u_L 곡선은 [그림 3]에 표시된 방향으로 이동한다. 양국간의 세율의 차이가 충분히 커서 각국에서 활동하는 자회사들의 생산성의 차이를 완전히 상쇄하게 되면 \hat{E} 에 도달하게 된다. 점 \hat{E} 는 모기업의 0이윤선 $\hat{\pi}$ 과 고생산성 및 저생산성 자회사에 공통적인 무차별곡선 \hat{u} 의 접점이

[그림 3] 상이한 세율하에서 생산성 차이가 상쇄되는 경우



므로 $\{\hat{D}, \hat{I}\}$ 계약은 모기업의 비음이윤조건과 자회사의 유인부합조건을 충족하게 된다. 이러한 특수한 경우에 있어서 양국간의 세율 차이로 인해 고생산성 및 저생산성 자회사의 세후 생산성 수준은 수렴하게 된다. 즉, 생산성 수준과 세율의 상대적인 크기에 따라 세후 수익률이 동일해질 수 있으며 이러한 경우 모기업의 관점에서 세후 수익률이 동일한 자회사들은 동일한 생산성 기업으로 간주되므로 이를 동시균형으로 볼 수 없다.

유치국가의 세율이 이미 모기업에게 사전에 알려지고 완전외국납부세액공제제도를 모기업의 거주국에서 채택하고 있는 경우는 자회사 유치국의 세율이 거주국으로 상환시 모두 공제되므로 이는 유치국의 세율이 일정한 경우와 같이 분리균형만이 가능하게 된다. 즉 완전외국납부세액 공제제도를 채택하고 있는 경우는 세후 수익률보다 세전 수익률이 자회사의 생산성을 결정짓게 되므로 세율에 의해 자회사의 수익률이 달라지는 경우는 배제되고 이에 따라 동시균형이 달성될 수 없다.

또한 완전외국납부세액 공제제도를 채택하고 있지 않은 경우에 자회사의 생

산성은 세후 수익률에 의해 결정되며 따라서 유치국의 세율의 차이로 인해 세후 수익률이 동일해지는 경우는 모기업의 입장에서는 생산성이 동일한 자회사로 간주된다. 이에 따라 생산성 수준이 다양하고 국가간에 상이한 세율체계를 상정하는 경우에는 여러 단계의 생산성에 따른 여러 가지의 배당금-자금이전 지급($\{D_i, I_i^1\}, i=1, \dots, n$) 콤비네이션 집합의 분리균형을 얻게 된다. 이러한 결과는 자회사의 생산성과 유치국가의 세율의 차이가 존재함에 따라 자회사로부터 지급되는 배당금 및 모기업으로부터 이전되는 자금의 수준에 대한 콤비네이션이 현실에서 나타나는 다양한 현상들에 대한 설명을 제공하고 있다.

IV. 결 론

본 논문의 분석들을 사용하면 현실의 다국적기업에서 발견되는 바와 같이 모기업이 자회사에 자금이전을 하는 동시에 자회사가 모기업에게 배당금을 지급하는 현상을 잘 설명할 수 있다. 반면에 이 분야의 기존 연구들은 일방적인 자금의 흐름만을 설명할 수 있었을 뿐이다. 우리는 해외에 있는 자회사들의 생산성 수준에 대한 비대칭정보의 상황하에서 자기선택 메커니즘을 적용함으로써 동시에 나타나는 양 방향의 기업 내 자금이전 현상 및 배당금 지급 행동의 변동성 및 다양성에 대한 설명을 제공할 수 있었다.

본 모형에서는 생산성 수준에 대한 정보를 가지고 있지 않은 모기업이 먼저 각 유형의 자회사가 자기선택을 할 수 있는 배당금-이전지급 계약의 제안을 한다. 이때 2가지 종류의 균형-동시균형과 분리균형-의 가능성이 존재하게 된다. 국가간에 세율의 차이가 존재하지 않는 경우에는 분리균형만이 생길 수 있음을 보았다. 국가간에 세율의 차이가 존재하는 경우에도 거주국에서 완전의 국납부세액 공제제도를 채택하고 있는 경우는 유치국간의 세율이 일정한 경우와 동일하다. 유치국가간의 세율의 차이가 충분히 크면 생산성의 차이를 완전히 상쇄할 수도 있으며 자회사들의 세후 수익률이 수렴하게 되며 이러한 경우 모기업의 관점에서 자회사들의 생산성은 세후 수익률에 의해 결정된다. 또한

생산성 수준이 다양하고 국가간에 상이한 세율체계를 상정하는 경우에는 여러 단계의 생산성 수준에 따른 배당금-자금이전규모 콤비네이션 집합의 분리균형의 결과를 얻게 된다. 이러한 결과들은 현실에서 관찰되는 다양한 배당금의 수준 및 자금이전 규모에 대한 현상과 잘 부합된다.

〈부표 1〉 미국 다국적기업의 기업 내 자금흐름 현황

(단위 : 개)

(1982년)			
	배당금 > 0	배당금 = 0	계
자금이전 > 0	140(26%)	110(20%)	250(46%)
자금이전 ≤ 0	105(20%)	183(34%)	288(54%)
계	245(46%)	293(54%)	538(100%)
(1977년)			
	배당금 > 0	배당금 = 0	계
자금이전 > 0	132(22%)	181(31%)	313(53%)
자금이전 ≤ 0	139(24%)	137(23%)	276(47%)
계	271(46%)	318(54%)	589(100%)

자료 : Jun(1986b)의 〈표 3〉.

참 고 문 헌

- Ault, Hugh J. and David F. Bradford, "Taxing International Income: An Analysis of U.S. System and Its Economic Premises," *NBER Working Paper 3056*, August 1989.
- Bhattacharya, Sudipto, "Imperfect Information, Dividend Policy, and the 'Bird in the Hand' Fallacy," *Bell Journal of Economics*, 10, 1979.
- Caves, R.E., *Multinational Enterprise and Economic Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge, 1982.
- Cho, In-Koo and David M. Kreps, "Signaling Games and Stable Equilibria," *Quarterly Journal of Economics*, 102, 1987, pp. 179~221.
- Hartman, David G., "Tax Policy and Foreign Direct Investment," *Journal of Public Economics* 26, January 1985, pp. 107~121.
- Hines Jr., James R. and Glenn R. Hubbard, "Coming Home to America: Dividend Repatriations by U.S. Multinationals," *NBER Working Paper*, 2931, April 1989.
- Jun, Joosung, "Tax Policy and International direct Investment," *NBER Working Paper*, 3048, July 1989a.
- _____, "What Is the Marginal Source of Funds for Foreign Investment?," *NBER Working Paper*, 3064, August 1989b.
- Koptis, George F., "Dividend Remittance Behavior within the International Firm: A Cross-Country Analysis," *Review of Economics and Statistics*, 54, 1972.
- Kreps, David M., "Topics in Information Economics," *A Course in Microeconomic Theory*, Princeton University Press, Princeton, N.J., 1990.
- Mutti, John, "Tax Incentives and Repatriation Decisions of U.S. Multinational Corporations," *National Tax Journal*, 34, 1981.

The Effects of Off-farm Work Experience and the Regional Labor Market Situation on Farmers' Exit and Off-farm Work Participation

李 明 憲*

요 약

이 논문에서는 농민의 과거 농외노동 참여경험이 농외노동 참여 및 농업생산으로부터의 이탈에 어떤 영향을 미치는가를 살핀다. 일반적으로 관측되는 농외노동 참여경험과 농외노동 참여 및 농업생산으로부터의 이탈 사이의 상관관계는, 선호나 경제적 제약의 변화에 따른 구조적 상태 의존성(structural state dependence)에 의한 것일 수도 있고, 농업경영체와 농민들간의 관측되지 않은 이질성에 따른 의사(擬似)의존성(spurious dependence)에 의한 것일 수도 있다. 이 두 가지 의존성을 실증적으로 계측하기 위해 3변수 프로빗 모형을 추정하였다. 즉, 제1기의 농외노동 참여, 1기와 2기 사이의 노동체류, 2기의 농외노동 참여를 설명하는 식을 추정하되, 각 추정식의 교란항간의 상관계수를 통해 의사 의존성을 계측하고 두 번째와 세 번째 추정식에 제1기의 농외노동 참여 여부를 나타내는 더미변수를 포함시켜 그 계수로 구조적 상태 의존성을 계측한다. 또한 농민이 위치한 곳의 지역별 노동시장 상황이 미치는 영향을 살피기 위해 지역별 실업률, 고용 중 서비스업의 비중, 전체 일자리의 증가를 설명변수에 포함시켰다. 독일 노르트라인-베스트팔렌 주의 1979년 및 1991년 농업센서스 데이터를 사용한 추정결과 과거의 농외노동 참여경험은 그 후의 농외노동 참여를 촉진하는 효과를 가짐은 물론 농업생산 체류에도 양(+)의 영향을 미침을 알 수 있었다. 또한 지역 노동시장의 상황이 농민의 농외노동 참여결정에 중요한 영향을 미침을 알 수 있었으며 특히 노동시간 조절에 융통성이 있는 일자리의 구득 가능성이 중요할 수 있음을 알 수 있었다.

* 본원 초청연구위원.

I. Introduction¹⁾

This paper deals with the dynamic aspects of off-farm labor supply of farmers in the context of agricultural structural change and regional labor market. Reduction in the agricultural workforce and number of farms and increase in significance of part-time farms have been important elements which characterize the structural changes in agriculture in the industrialized countries.

These elements are well documented at the aggregate level by official statistics. These statistics, combined with the price (opportunity cost) of input and output variables for agricultural production, enable researchers to explain the general tendency of the agricultural structural change process²⁾.

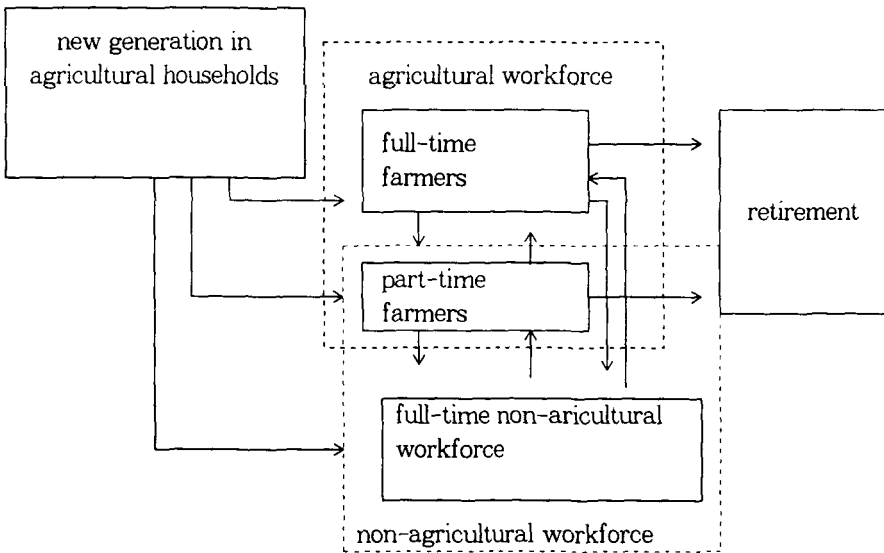
An important aspect in the dynamic context of structural change which cannot be satisfactorily addressed by this aggregate level approach is the role of the part-time farming in the process of reduction in agricultural workforce and farms. Figure 1 helps to articulate the problem more concretely. The change in agricultural structure is determined by the individual occupational decisions of younger members in agricultural households and of active farmers among the various occupational alternatives, which can be categorized into full-time farming, part-time farming, full-time non-agricultural working and retirement. An aspect of such occupational decisions, which is important especially in the dynamic context of structural change, is the influence of past off-farm work status on the decisions in the subsequent periods. It is of

1) This paper is the result from the German side in the Israeli-German joint project 'Time Allocation of Farmers over the Life Cycle: The Role of Part-Time Farming in the Process of Structural Change', which was financially supported by Volkswagen Foundation.

2) See, for example, Andermann, G. und Schmitt, G.(1996)

political importance because, depending on whether the past off-farm work status has genuine effects on the decisions to have off-farm work or to exit entirely from agriculture in the future or not, the effects of policy measures that influence the relative advantages of full-time farming and part-time farming will differ. Thus, whether such effect exists has been an important subject of agricultural political debate.

<Figure 1> Agricultural Workforce and Job Status Change



However, there seem to be relatively few studies on this topic. The main reason for the rarity of the researches on this question is that the panel data which provide information about the job status history of individual farmers are often unavailable. And the few previous studies that had access to such data treat the influence of the past off-farm job status either on the exit behavior or on the off-farm labor supply in the subsequent period but not the two influences simultaneously. Pfeffer(1989), using a survey in Germany in

which the farmers were asked prospective questions about the survival and viability of their farms—therefore, not a genuine panel data based on the real occurrence—found that part-time farmers had lower expectation of the family continuing to farm. Weiss(1996), using an Austrian panel data, found that the off-farm work participation and the amount of off-farm work time had positive effects on the exit from agriculture. Pfeffer and Weiss treated the off-farm work decision as exogenous and concentrate only on its effect on the exit behavior. They did not consider the effect of the present job status on the decision about the off-farm work in the subsequent periods. On the other hand, Gould and Saupe(1989) and Weiss(1997) analyzed the panel data from southwestern Wisconsin in the U.S. and upper Austria, respectively, using a framework that endogenized the off-farm work decision in the first period and investigated the asymmetry between the entry into and exit from the off-farm labor market in the second period. They compared the two participation functions of the first-period off-farm work participant group on the one hand and the first period non-participant group on the other hand, correcting for sample selection bias. Their studies were, therefore, restricted to how the off-farm work status in one period affects the off-farm work status in the next and did not treat its effect on the exit behavior.

The main purpose of this paper is to improve on the previous studies, taking both aspects into account, i.e. the dynamic effects of off-farm work experience on the exit and off-farm work in the subsequent periods. A panel data set from Nordrhein-Westfalen(NRW), which will be referred to as NRW data, will be used for the empirical analysis.

Another aspect that is taken into account in this paper is the effects of regional labor market situation on the occupational choice of farmers. The regional labor market situation, which is expressed in variables such as unem-

ployment rate, employment growth rate, and sectoral composition of employment, is believed to influence the off-farm work participation because it influences off-farm wage level, off-farm job availability, and compatibility of off-farm work with farm work. Many of such variables are taken into the estimation of the participation and wage function in static framework³). However, most of previous studies on the dynamic aspect of off-farm work participation tried to measure the effect of regional economy by using regional dummy variables. It is meaningful to examine how the various dimensions of local labor market influence farmers decisions on job status in a dynamic context. Collected from a large geographical unit with much regional differentiation in labor markets, the NRW data set enables the measurement of the effects of regional labor market situation.

This paper is organized as following. In section 2, the structure of the panel data set will be presented and a casual observation about the correlation between the job status in 1979 and 1991 will be made. Section 3 discusses the conceptual distinction between the structural state dependence and spurious dependence, which is important for the extraction of the genuine structural effect from the observed correlation. Section 4 presents the econometric model to be used for the empirical analysis of the data. The estimation results are presented and discussed in Section 5. The final section summarizes this paper.

2. Data Structure for Estimation and Some Preliminary Observations

Official aggregate data do not provide information about the dynamic aspects of off-farm work experiences at the individual level. To study such as-

3) For example, Gunter and McNamara(1990), Tokle and Huffman(1991), Hearn, McNamara and Gunter(1996)

pects empirically, we need data which enable the identifications of the same persons and farm units over the time periods. A data set provided by the statistics office of state (Land) NRW (Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik NRW), which we refer to as NRW data, enables such identifications.

2.1 Data Structure

The data set is obtained from the agricultural census and the accompanying representative surveys in Nordrhein-Westfalen in 1979 and 1991. The agricultural censuses themselves cover the whole number of farms above minimum criteria. The whole number was 94,917 in 1979 and 69,977 in 1991⁴. Part of the population, about 14,000 farms in 1979 and about 12,000 in 1991, was chosen for the representative survey in which more detailed questions in addition to the census questionnaire were asked. Only part of the farms from the representative survey in 1979 was included in the representative survey in 1991. However, the information about the farms that were included in the 1979s representative survey but were omitted in the 1991s representative survey can be obtained from the population census in 1991 as long as the farms did not exit between the two survey years because each farm had the same identification number in the two census years.

For this study, a data set with the information about the farms from 1979s representative survey was available. It comprises:

- (1) information from the representative survey in 1979.
- (2) information from the representative survey in 1991 about the farms

4) These are the numbers of the farms which were classified as to be in agricultural production sector (Betriebsbereich Landwirtschaft) and whose operator were natural persons.

which were also in the representative survey in 1979.

(3) information from the agricultural census in 1991 about the farms which were included in the representative survey in 1979 but omitted in the representative survey in 1991, as long as they were included in the census in 1991.

We can follow up changes or exit of the farms by the farm identification number as mentioned before. Unfortunately, it is not possible for individuals. To identify the individuals over the two survey years, we assume that if the individuals who registered in each survey year are in the same farm, have the same sex, and have age differential 12, then they are one and the same person⁵).

2.2 Job Status Transition between 1979 and 1991

Based on the above assumption, Table 1, which concentrates on the male operators in 1979, suggests notable influence of off-farm work experience in 1979 on the off-farm work decision in 1991 and on the stay-exit decision between the two survey years.

5) There were 8 cases for farm operator couples in 1979 that had not one but two "matching" persons in 1991. They were excluded from the sample for the following estimations.

〈Table 1〉 Job Status Changes of Male Operators

1991 Farm stayed? Person stayed? Off-farm Work?	Yes		No	Total	
	Yes				No
	No	Yes			
Off-farm Work in 1979					
No	5723(56.0)	429(4.2)	2991(29.3)	1075(10.5)	10218(100)
Yes	493(21.2)	828(35.6)	587(25.3)	414(17.8)	2322(100)
Total	6216(49.6)	1257(10.0)	3578(28.5)	1489(11.9)	12540(100)

Note : Numbers in parentheses are percent with the row-wise sums as bases.

The 'farm-based' exit rates differential is considerably large. About 18% of the farms where male operators were engaged in off-farm work in 1979 disappeared during the two survey years, whereas only 10 % of the other group of farms disappeared. The difference in the 'person-based' exit rates is not so high as that in the 'farm-based' exit rates but is also in favor of the farmers with off-farm work experiences. About 43 % of the male operators who had off-farm work in 1979 were not found in 1991, whereas about 40 % of the male operators who had no off-farm work in 1979 were not found in 1991.

The difference between the chance for the farmers with off-farm work in 1979 to have off-farm work in 1991 and the chance for the farmers without off-farm work in 1979 to have off-farm work in 1991 is rather large. More than one third of the farmers who had off-farm work in 1979 retained the same job status, whereas only about 4% of the farmers who had no off-farm work in 1979 participated in off-farm work in 1991.

These observations provide motivations for more precise consideration about the effect of off-farm work experiences on the job status choice in the subsequent periods.

3. Structural State Dependence and Spurious Dependence

A theoretically and politically interesting question is whether the correlation between the past and the future job status, as observed in the previous section 2, is – to use the terminology of Heckman (1981) – due to the ‘structural state dependence’ or due to the ‘spurious dependence’. In the following, Heckman’s distinction between the two types of dependence will be summarized and the implication for agricultural structural changes and policies will be discussed.

Spurious dependence means that there might be some persistent unobservable differences among the decision makers in terms of preference or economic constraints that make a certain choice more attractive for a certain decision maker than for others throughout the relevant period. In this case,

previous experience may appear to be a determinant of future experience solely because it is a proxy for such temporally persistent unobservable.(Heckman(1981) p. 92)

On the other hand, structural state dependence means that the experience from a status causes changes in preferences or constraints that in turn ‘bias’ the decision in the subsequent periods in favor of certain status.

In this case past experience has a genuine behavioral effect in the sense that an otherwise identical individual who did not experience the event would behave differently in the future than an individual who experienced the event.(Heckmann(1981) p. 91)

Translated into the context of the occupational choice of farmers, spurious dependence is at work, for example, if a farm has lower productivity than

other farms which appear identical judged by the observable variables, and if this productivity differential is known to the farmer but not to the researcher, and if the low productivity lasts through the concerning period. In this case, the farmer operating the farm with lower productivity is more likely to have off-farm work than other farmers who appear identical in terms of observable variables throughout the whole period. The same principle applies also to differentials in off-farm income earning power or in the preference. On the other hand, for example, if the off-farm work experience of a farmer in the present, by way of human capital accumulation, raises his off-farm income earning potential, and if he becomes, therefore, more likely to have off-farm work in the following periods than others who are identical in other respects, then we have structural state dependence.

For further sources of such structural state dependence, we can think of (a) changes in the preferences in favor of off-farm work, (b) farm work specific human capital accumulation which enhances the farm income possibilities, and (c) fixed cost entailed by changes in occupational changes.

The distinction between the structural and spurious state dependence is of political interest because the influence of present economic conditions or policies which encourage or discourage off-farm work on the agricultural structure will vary according to how strong the structural state dependence is. If the structural dependence is absent, a policy measure which lowers the income from agricultural production for a given period will raise the probability for the farmers to have off-farm work during that period but the effect will disappear when the policy is not implemented any more. On the contrary, if the structural dependence is present, such policy measures will have enduring effects on the structural change even after they cease to be implemented.

4. Model

4.1. Theoretical Model

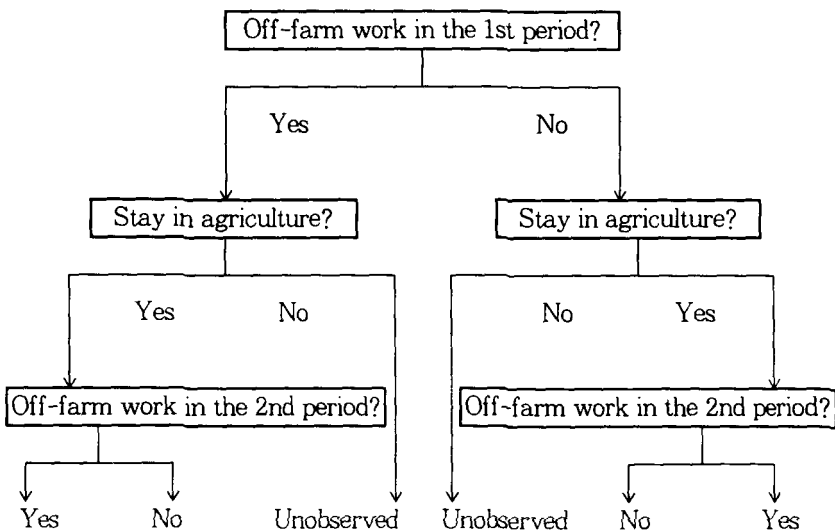
The farmers are assumed to face three stages of decision as depicted in Fig 2.

In the first stage, he chooses between the participation and non-participation in off-farm work, referring to

$$y_1^* \equiv G_{11}^*(x_1) - G_{10}^*(x_1), \tag{1}$$

where G_{11} and G_{10} denotes the maximum utility level attainable on the condition of off-farm work participation and non-participation, respectively, given the current exogenous variables (x_1). The farmer decides for positive off-farm work if and only if y_1^* is positive.

<Figure 2> the Structure of the Model



In the second stage⁶⁾, he decides whether to stay in or exit from the agricultural production, referring to

$$y_2^* \equiv G_{21}^*(x_2, y_1) - G_{20}^*(x_2, y_1) \quad (2)$$

where G_{21}^* and G_{20}^* denote the maximum utility level attainable on the condition of stay in and exit from agriculture, respectively, given the current exogenous variables (x_2) and the index variable y_1 , which stands for the off-farm job status chosen in the first stage. The variable y_1 is one if y_1^* is positive and is zero otherwise.

If the farmer exits, his behavior cannot be observed in the third stage. If he stays, then in the third stage, he decides whether to have off-farm work in the second period, referring to

$$y_3^* \equiv G_{31}^*(x_3, y_1) - G_{30}^*(x_3, y_1) \quad (3)$$

where G_{31}^* and G_{30}^* denote the maximum utility level attainable in the third stage on the condition of participation and non-participation, respectively, given the current exogenous variables (x_3) and the job status in the first stage, denoted by the dichotomous variable y_1 .

The vectors of exogenous variables (x_t 's) contain the same kinds of variables as used in previous studies on the off-farm work participation of farmers; human capital variables (age, education level), household characteristics (family size, non-labor income), and farm income potential. In addition to these variables, x_t 's contain also the variables which represent the local labor market situation. As Gunter and McNamara (1990) noted, regional labor market conditions that decrease the off-farm employment availability or result in a low wage structure are expected to affect the off-farm work par-

6) The distinction between 'stage' and 'period' should be noted. Although there are only two 'periods' of observation, we have conceptually three decision 'stages'.

ticipation negatively. Under the same conditions, exit from agriculture can be affected also negatively. However, the exit decision can be expected to be less sensitive to regional labor market situations because it can be combined with emigration from economically unfavorable regions, whereas the choice for off-farm work by the agricultural household members is locally restricted due to their residences.

Dynamic Optimization Aspect: The presentation of the model might give the impression that we are adopting the assumption that the farmer's behavior is myopic. It might seem so because the model does not explicitly reflect the fact that an economic agent in a dynamic context makes the decision at a given stage on the ground not only of current utility but also of the effects of present decision on the utility in the future. The forward-looking behavior is generally modeled in the dynamic programming framework in labor economics literature. Eckstein and Wolpin (1989) and Berkovec and Stern (1991) present good examples of the empirical researches based on this framework. This approach has the merit of being able to measure the effect of the past job status on the wage. It is, however, not pursued in this paper due to the following reasons. First, the data set used for this study provides no information about the off-farm labor income of reliable quality. It only provides total off-farm work income of the operator couples, which makes no differentiation between labor and non-labor (transfer or asset) income. Even if one can be sure that there is no non-labor income, attribution to the husband or the wife is impossible when both of the couple participate in off-farm work. Second, another data problem is that the time interval between the two observation periods is very long (12 years) and that the farmers who exited from agricultural production are not observed in 1991. Thus, there are very many missing values for the application of structural dynamic programming framework. Third, our model can be considered as a reduced

form. The utility V_{t1} 's and V_{t0} 's can be considered as the sum of the current utilities and discounted expected utility conditional on the choice of the alternative s_{t1} or s_{t0} .

4.2 Econometric Model

For the empirical implementation of the theoretical models discussed before, we employ the following econometric model suggested by Kimhi⁷⁾:

$$y_1^* = \beta_1' x_1 + \varepsilon_1 \quad (4-a)$$

$$y_2^* = \beta_2' x_2 + \gamma_2 y_1 + \varepsilon_2 \quad (4-b)$$

$$y_3^* = \beta_3' x_3 + \gamma_3 y_1 + \varepsilon_3, \quad (4-c)$$

where y_i^* 's are not directly observed,

y_i 's are observable binary variables with

$y_i = 1$ if $y_i^* > 0$ and $y_i = 0$ otherwise.

x_i = exogenous variables observed in the i -th stage.

ε_i 's are assumed to have trivariate standard normal distribution.

Off-farm work participation in the first period, stay in the agricultural production, and the off-farm work participation in the second period are represented by $y_1 = 1$, $y_2 = 1$, and $y_3 = 1$, respectively. The opposite cases are indexed with zero.

There are some important points to be discussed about the formulation of this econometric model.

Measurement of Structural Dependence and Spurious Dependence: The main

7) This model was suggested by Kimhi for the Israeli-German project 'Time Allocation of Farmers over the Life Cycle : The Role of Part-Time Farming in the Process of Structural Change'.

interest of this model lies in the structural influence of off-farm work experience on the stay decision and on the off-farm work decision in the next period. The coefficients γ_2 and γ_3 express the magnitude of the structural dependence. However, in order to estimate the structural parameters properly, we should pay attention to the effect of possible spurious dependence.

Unobserved differences among the farmers in productivity, anticipated off-farm wage and preference lead to the correlations between choice probability in the three stages. To repeat the example in section 3, a farmer with lower farm-productivity, which is not explained by the observed variables but is persistent over time, will have higher possibility to have off-farm work in the first and third stage and lower possibility to stay in agriculture in the second stage than other farmers with the same conditions as long as the observed variables are concerned. It will lead to a negative correlation between ε_1 and ε_2 , a negative one between ε_2 and ε_3 , and a positive one between ε_1 and ε_3 .

If the correlations between the disturbance terms are not zero, then separate estimations of the second and third equation or simultaneous estimation of these two equations is inconsistent. It should be noted that Pfeffer (1989) and Weiss (1996), who treat the off-farm work experience as exogenous in estimating the 'exit' function, might have this problem of inconsistency.

Therefore, a maximum likelihood estimation which allows for the correlations between the decision equations of the three stages is needed. Under the assumption of a joint normal distribution of random variables, it amounts to the estimation of trivariate probit model.

Partial Observability Due to Exit: The system (4) is distinguished from a usual multivariate probit model by one element. It is the fact that the farmers who exited in the second stage are not observed in the third stage. Bearing this fact in mind, we can build a qualitative dependent model analogy of

the attrition bias model of Hausman and Wise (1979). Their model has three equations⁸⁾,

$$y_1 = \beta' x_1 + \varepsilon_1 \quad (5-a)$$

$$y_2^* = \beta_2' x_2 + \varepsilon_2 \quad (5-b)$$

$$y_3 = \beta' x_3 + \varepsilon_3 \quad (5-c)$$

with the observation mechanism that y_3 is observed if and only if $y_2^* > 0$.

where y_1, y_3 = quantitative dependent variables in period 1 and 2

y_2^* = latent variable which determines whether y_3 is observed.

ε_i 's are assumed to have a joint normal distribution.

If there exist non-zero correlations between ε_i 's, then usual estimation method applied only to the units observed in both periods produces inconsistent estimators. To overcome this problem, Hausman and Wise suggest the maximum likelihood estimation where ε_3 for the units unobserved in the second period is integrated out⁹⁾.

Although system (4) differs from the system (5) in some respects¹⁰⁾, the problem of inconsistency of estimation restricted only to the units which are observed in the both periods applies to system (4), too. The approach of maximum likelihood estimation where ε_3 is integrated out for the units unobserved in the second period can be also applied to the system (4). Thus, rep-

8) Notations and changed for conformity with the text.

9) For the exact form of their likelihood, which we do not present here to concentrate on the system (4), see p. 459 of Hausman and Wise (1989).

10) The differences are (i) that (4) has qualitative dependent variable not only in the second equation but also in the first and third equations, (ii) that β is assumed to be the same in the first and the third equation in (5), and (iii) that (5) has no endogenous variable on the right hand side of the equations whereas y_1 appears on the right hand side of the second and third equations of (4).

representative likelihood function is written as follows;

$$\begin{aligned}
 &L(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \gamma_2, \gamma_3, \rho_{12}, \rho_{23}, \rho_{31}; y_1, y_2, y_3, x_1, x_2, x_3) \\
 &= I(y_2=0) \int_{-\infty}^{-(\beta_2'x_2\gamma_2y_1)} \int_{-\infty}^{(2y_1-1)\beta_1'x_1} \phi_2(\varepsilon_1, \varepsilon_2, -(2y_1-1)\rho_{12}) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \cdot \\
 &I(y_2=1) \int_{-\infty}^{(2y_3-1)(\beta_1'x_3+\gamma_3y_1)} \int_{-\infty}^{(\beta_2'x_2\gamma_2y_1)} \int_{-\infty}^{(2y_1-1)\beta_1'x_1} \\
 &\phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, (2y_1-1)\rho_{12}, (2y_3-1)\rho_{23}, (2y_3-1)(2y_1-1)\rho_{31}) \\
 &d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3, \tag{6}
 \end{aligned}$$

$$\text{where } \phi_2(a, b, r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}^2 \sqrt{1-r^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(a, b) \begin{pmatrix} 1 & r \\ r & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix}\right] \tag{7}$$

i.e. density function of the standard bivariate normal distribution¹¹⁾

and $\phi_3(a, b, c, r_{12}, r_{23}, r_{31})$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}^3 |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp\left[-\frac{1}{2}(a, b, c) \Sigma^{-1} \begin{pmatrix} a \\ b \\ c \end{pmatrix}\right] \tag{8}$$

$$\text{with } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & r_{12} & r_{31} \\ r_{12} & 1 & r_{23} \\ r_{31} & r_{23} & 1 \end{pmatrix}$$

i.e. density function of the standard trivariate normal distribution¹²⁾

11) The power of the exponential is $-\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{1-\gamma^2}\right)(a^2+b^2-2\gamma ab)$ in scalar term.

12) The power of the exponential is, expressed in scalar,

All variables are as defined in system (4). Note that the index variable (i) for the individual observation, which could appear as a subscript of y's and x's, is omitted for simplicity. Given the data of y's and x's, a consistent and efficient estimator of the coefficient vector $(\beta_1, \beta_2, \beta, \gamma_2, \gamma_3, \rho_{12}, \rho_{23}, \rho_{31})$ can be obtained by maximizing the sum of the log likelihood functions:

$$\sum_i \log L_i(\beta_1, \beta_2, \beta, \gamma_2, \gamma_3, \rho_{12}, \rho_{23}, \rho_{31}; y_{1i}, y_{2i}, y_{3i}, x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}) \quad (9)$$

with respect to the coefficient vector.

We should note that, seen from another point of view, this model can be considered to be a three-variable extension of the partial observability model of bivariate probit as discussed by Meng and Schmidt (1985). In their bivariate model, y_2 is observable only when y_1^* is positive. Therefore, ε_2 is integrated out in the likelihood function for the observations with $y_1 = 0$, simplifying the likelihood into a univariate normal distribution function. In our model, y_1 and y_2 are always observable, whereas y_3 is observable only when y_2^* is positive, i.e. the endogenous dummy variable y_2 is unity. Therefore, ε_3 is integrated out in the likelihood function for the observations with $y_2 = 0$, simplifying the likelihood into a bivariate normal distribution function.

$$-\frac{1}{2} \left(\frac{1}{1 - \gamma_{12}^2 - \gamma_{23}^2 - \gamma_{31}^2 + 2\gamma_{12}\gamma_{23}\gamma_{31}} \right) \cdot$$

$$[(1 - \gamma_{23}^2)a^2 + (1 - \gamma_{31}^2)b^2 + (1 - \gamma_{12}^2)c^2 + 2(\gamma_{23}\gamma_{31} - \gamma_{12})ab + 2(\gamma_{12}\gamma_{31} - \gamma_{23})bc + 2(\gamma_{23}\gamma_{12} - \gamma_{31})ca]$$

5. Estimation and Results

5.1 Variables Used in the Estimation

Table 2 shows the descriptive statistics of the job status variables and explanatory variables on individual farm level. The first three variables are endogenous. The farmers were asked how many hours they worked off-farm in April 1979 and 1991, respectively. The Farmers who reported positive work time are coded to have dummies DOFF79 and DOFF91 equal to 1. The dummy DSTAY is one if the farmer who was male operator in 1979 could be identified also in 1991 according to the assumption mentioned in subsection 2.1. Age is a proxy variable for general work ability and experiences. The dummy DAL, which represents agriculture-specific human capital, is one if the farmer reported in 1979 to have diplomas from middle-level agricultural vocational schools ('Landwirtschaftsschule' or 'höhere Landbaus-, Technikerschule'). The dummy DANL shows whether the farmer had any non-agricultural vocational qualification.

<Table 2> Descriptive Statistics of Variables on Individual Farm Level

Variable	Definition	Mean	Standard Deviation
DOFF79	dummy for off-farm work in 1979	0.185	0.388
DSTAY	dummy for stay in agriculture	0.596	0.491
DOFF91	dummy for off-farm work in 1991	0.168	0.493
AGE79	age in 1979	46.010	11.125
DAL	agricultural training or education	0.604	0.489
DANL	non-agricultural training or education	0.142	0.349
LSIZE79	log of standard farm income in 1979	3.454	1.158
FAMILY79	number of family members in 1979	4.683	1.9053
LSIZE91*	log of standard farm income in 1991	3.453	1.416
FAMILY91*	number of family members in 1979	4.340	1.700

n=12540

Note : * - based on the farms of the farmers who were observed in 1991

LSIZE is log of 'standard farm income' (Standardbetriebseinkommen) which represents the farm income potential according to the German agricultural statistic scheme.

To capture the effects of regional market situation as discussed in the theoretical section, previous empirical studies used variables such as regional unemployment, labor market size (measured by size of labor force), employment growth rates, and shares or growth rate of shares of industries that provide relatively more part-time jobs in the employment¹³. This approach is followed also in this study, using three kinds of regional labor market variables: unemployment rate (ALQ79, ALQLT, ALQ91), increase in the share of private service sectors in employment (DSHPRI79, DSHPRILT, DSHPRI91), and growth of total employment (JOBGR79, JOBGRLT, JOBGR91). Unemployment rate, decreasing the off-farm job availability and generally having negative effect on the wage level, is expected to affect the off-farm work participation and exit from agriculture negatively. The growth of total employment is an indicator of favorable dynamism in the regional labor market and thus is expected to encourage off-farm work and exit from agriculture. Generally in the developed countries, in West Germany, and in NRW as well, the service sector grows faster than the other sectors and is important for creating new jobs. In addition to this general effect, the service sector is usually believed to have more flexible work hour requirements which would enable farmers to combine off-farm job with farm work more easily. Therefore, an increase in the share of service sector in the regional economy is considered to affect off-farm work and exit from agriculture positively.

13) Gunter, L and McNamara(1990), Tokle and Huffman(1991) and Hearn, McNamara and Gunter(1996)

Their descriptive statistics by 54 'Kreis's are in Table 3. ALQ79 and ALQ91 are unemployment rates of each survey year. As the unemployment rates in 1979 were not available by Kreis but only by bureau of labor (Arbeitsamt), the number of regional unit is not 54 but 33. DSHPRI79 and DSHPRI91 are the percent differentials between the shares of private service sectors in whole employment between 1978 and 1979 and between 1990 and 1991. JOBGR79 and JOBGR91 are the rate of increase (in percent) in the whole employment. These variables are used as the explanatory variables for the participation functions of each observation year. DSHPRILT and JOBGRLT are defined in the similar way as their short-run counterparts except that they are defined from the differentials between 1979 and 1991. ALQLT is defined as the average of the yearly unemployment rates not from 1979 but from 1984 until 1991. There are two reasons for this definition of ALQLT. First, the yearly unemployment rates by Kreis are available only from 1984. Second, the unemployment rates in the early 80's are not representative for this decade because there was a jump in unemployment rate around 1983 in the whole West Germany.

<Table 3> Descriptive Statistics of Regional Labor Market Variables

Variable	N	Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
ALQ79	33	4.0	1.08	2.3	6.3
DSHPRI79	54	0.67	0.47	-0.72	2.60
JOBGR79	54	1.63	1.08	-1.29	3.73
ALQLT	54	10.2	2.33	6.9	15.6
DSHPRILT	54	3.96	2.79	-3.14	10.40
JOBGRLT	54	11.76	12.19	-13.47	39.40
ALQ91	54	7.3	2.05	4.3	12.6
DSHPRI91	54	0.88	0.46	-0.044	2.41
JOBGR91	54	2.33	1.16	-0.12	4.81

5.2 Estimation Results and Discussions

Table 4 is the result of the trivariate probit model with partial observability¹⁴⁾. The estimation was done over 12540 male farmers who were reported as farm operators in 1979. The first and the third columns present estimates of the off-farm work participation function in 1979 and 1991. The second column presents the estimate of β 's in the equation (4-b) i.e. the propensity to stay in agriculture, which will be referred to as 'stay function' in the following discussion.

Age is important for all three functions. As usual in the literature about off-farm work of farmers, the age effect is in reverse U-shaped form, reaching the peak at the age of middle thirties and at about the age of forty for the first and second participation functions, respectively. For the stay function, the peak of the age effect is reached already at the age of early twenties. This observation implies that the exit from the agriculture of the male farm operators takes place mainly in the form of retirement.

Agricultural education(DAL) has a negative and significant effect on the 1979 participation function and a positive and significant effect on the stay decision, as expected. Its influence on the participation decision in 1991 is positive and seems to contradict the theory, but is statistically not significant. This insignificance suggests that a depreciation of the human capital which had been accumulated from the agricultural vocational education before 1979 took place. Non-agricultural vocational qualification (DANL) has, as can be expected, statistically significant positive influences of considerable magnitudes on the participation in both survey years. Its effect on the stay decision has also the expected negative sign and is statistically significant.

14) The estimation was carried out with MAXLIK Version 4, an application module written in the matrix language GAUSS.

〈Table 4〉 Parameter Estimation Results of Trivariate Probit Model with Partial Observability

	Participation 79 (DOFF79)		Stay (DSTAY)		Participation 91 (DOFF91)	
CONSTANT	-0.879	(0.254)***	-0.814	(0.213)***	-4.222	(0.923)***
AGE ⁽¹⁾	0.109	(0.0102)***	0.035	(0.0083)***	0.245	(0.0348)***
AGE ² /100 ⁽¹⁾	-0.143	(0.0110)***	-0.077	(0.0092)***	-0.296	(0.0367)***
DAL ⁽²⁾	-0.238	(0.0331)***	0.163	(0.0273)***	0.0348	(0.0561)
DANL ⁽²⁾	0.709	(0.0381)***	-0.074	(0.0446)**	0.280	(0.0627)***
LSIZE ⁽¹⁾	-0.659	(0.0123)***	0.163	(0.0256)***	-0.357	(0.0191)***
FAMILY ⁽¹⁾	0.0772	(0.0084)***	0.0742	(0.0071)***	0.0035	(0.0151)
DOFF79	-	-	0.285	(0.141)**	1.270	(0.131)***
ALQ ⁽³⁾	-0.0570	(0.0196)***	0.0037	(0.0087)	-0.0562	(0.0246)**
DSHPRI ⁽⁴⁾	0.149	(0.0518)***	-0.0112	(0.0050)**	-0.0223	(0.0479)
JOBGR ⁽⁵⁾	-0.0210	(0.0181)	0.0063	(0.0013)***	-0.0288	(0.0266)
ρ_{12}	-0.125	(0.0780)*				
ρ_{23}	-0.259	(0.220)				
ρ_{31}	0.165	(0.0721)**				

n = 12540

-2 Log likelihood ratio = 56045

Note : The numbers in the parentheses are standard errors.

Note :

- (1) For the first two columns the values are as of 1979 and for the last column as of 1991.
- (2) For all three columns the values are as of 1979.
- (3) ALQ79, ALQLT and ALQ91 for the first, the second, and the third column, respectively.
- (4) DSHPRI79, DSHJPRILT and DSHPRI91 for the first, the second, and the third column, respectively.
- (5) JOBGR79, JOBGRILT and JOBGR91 for the first, the second, and the third column, respectively.

*** : significant at 1% level

** : significant at 5% level

* : significant at 10% level

The coefficients of family size (FAMILY) have positive signs in both participation functions but only the coefficient in participation function in 1979 is significant. Its positive signs are in accordance with the theoretical considerations according to which a larger family size lowers reservation wage by changing the marginal rate of substitution between home time and income in favor of income ('more mouths need more bread'). FAMILY has a positive and significant coefficient in stay function. Large family size might at least indicate the higher availability of family labor, which can raise farm productivity evaluated around the point of zero farm work labor (i.e. exit from agriculture). Consequently, the stay in agriculture might be more attractive in a large-sized family than in a small-sized family.

The farm income potential (LSIZE) is expected to have a negative effect on off-farm work participation and a positive effect on stay decision. It has expected signs and is important in all three functions. However, the influence on stay decisions does not seem to be as strong as on participation decisions.

The main focus of this paper is on the structural dependence effect of off-farm work experience (DOFF79) on the stay and participation decision. In the participation function from 1991, DOFF79 has a positive, statistically significant coefficient of a great magnitude, which overwhelms those of agricultural education and non-agricultural qualification. It suggests that the off-farm work experience changes the preference or economic restriction (off-farm and on-farm earning potential) in favor of job-combination over 'full-time farming'. A more interesting result is the effect of DOFF79 on the decision to stay in agriculture. In contradiction to what one would expect from a simple cross tabulation in Table 1, off-farm work experience does not have a negative but a positive sign in the stay function and the null hypothesis cannot be rejected at the conventional significance levels. Therefore, job combination, *ceteris paribus*, raises the advantage of staying in the agriculture. As no structural model is specified for the exit decision, it is difficult to deliver a clear economic reason for the above observation. However, two probable sources of this

phenomenon can be named. First, if the exit from agriculture means an occupational change into a full-time non-agricultural job, it will often mean a discontinuous jump in time allocation and not a result of continuous expansion of off-farm work time. It implies that the full-time non-agricultural job and the off-farm work that was and is available to the farmer are different in their work hour flexibility. Then, it is possible that farmer A who had an off-farm job and can still keep the job finds the job-combination option better than the full-time non-agricultural job option, whereas another farmer B who had the same characteristics as A but did not have an off-farm job in the previous period due to some random factor, and therefore, has difficulties finding off-farm job finds better to choose the full-time non-agricultural job option. Second, the job-combination can have the effect of risk-dispersion, raising the financial stability of the farm. It can make the choice of stay in the agriculture more probable.

Another important aspect to be addressed in this paper is the effect of the variables which describe the development in regional labor markets. A higher current regional unemployment rate (ALQ) reduces the participation probabilities in both survey years. Regional average unemployment rate of the years from 1979 to 1991 has a positive sign in the stay function, as expected. However, the estimate is not statistically significant. The increase in the share of private service sectors in employment ($DSHPRI$) is significant and has a positive coefficient in the first participation function and a negative coefficient in the stay function. It corresponds to the expectation that growing importance of service sectors encourages job-combination and eases the exit from agriculture. $DSHPRI$ has, however, a negative sign in the participation function in 1991 but its coefficient is not statistically significant. This result might reflect the changes in the quality of workforce that the service sectors demand. The proportion of 'simple' jobs in service sectors which could be easily combined with farm-work could have been reduced. However, a decisive conclusion is not possible without further detailed researches. Total employment growth in the

region (JOBGR) has negative and insignificant coefficients in the two participation functions. It is probably due to the aggregate character of the variable and suggests that overall employment growth itself is not a sufficient condition for the farmers' off-farm work participation and there are some matching conditions to be fulfilled. (The result on the effect of the growth in the private service sectors discussed above supports this idea.) Surprisingly, JOBGR has a positive and significant sign in the stay function. It might, again, suggest the inappropriateness of the aggregate variable as an indicator for the availability of 'relevant' occupational alternatives to farming.

The estimates of the three correlation coefficients have expected signs. The correlation coefficient between the participation function in 1979 and the stay function is negative and statistically significant. It means that the negative correlation between off-farm work and stay in agriculture observed in Table 1 is partly due to the spurious dependence. The correlation coefficient between the two participation functions are statistically significant. Thus, the positive serial correlation of the off-farm work participation is attributable not only to the state dependence but also to the spurious dependence.

6. Summary and Concluding Remarks

This paper deals with the effects of past off-farm work participation experience on the off-farm work participation and exit decisions. The correlations between past off-farm work experiences and present off-farm work participation and exit from agriculture can result both from the structural state dependence due to the genuine changes in preferences and economics constraints and from the spurious dependence due to the unobserved heterogeneity among farms and farmers.

A trivariate probit model which consists of the participation function for the first period, stay function for the time between the first and the second period, and the participation function for the second period is estimated. The effects of state depen-

dence are measured by the coefficients of the first period off-farm work dummy variable in the stay function and in the second period participation function. The spurious effects are taken into account by allowing non-zero correlation between the three functions. In addition, partial observability caused by exits of significant portion of farmers is also taken into account.

The estimation results from the NRW data set show that there exists considerable positive structural dependence concerning the effect of the previous off-farm work experience on the off-farm work decision in subsequent periods and that the stay decision is not negatively but positively affected by the off-farm work experience. In addition, the estimation results show that the regional labor market situation plays an important role in the off-farm work decision of farmers and suggests that the availability of jobs with high work time flexibility might be important for the off-farm work participation of farmers.

The results of this paper have the following implications for policy.

First, even policy measures whose implementation is timely limited can have lasting effects on the occupational decisions of farmers. The same principle can hold also for the labor market situation. Therefore, if policy makers regard the off-farm labor supply of agricultural households as a desirable political goal, for example in economically disadvantageous areas, then the policy measures with the character of 'start help' can be meaningful.

Second, the discussions on relative stability or instability of part-time farms in comparison to full-time farms could be misleading if the structural state dependence with genuine behavioral effect is not conceptually distinguished from spurious dependence which reflects the correlations among unobserved variables. One could observe the serial correlations between the past off-farm job status and the exit from agriculture. Such observation is important as the description of tendency. However, political recommendation either for or against part-time farming in order to achieve certain policy goals (for example, preserving regional agriculture) cannot be made

directly based on such observation if the structural state dependence are not correctly extracted from the correlations.

Third, the positive effect of past off-farm experience on stay decision in farm, which is shown by the estimation results, may be an indication that part-time farming can play a positive role in the structurally weak rural areas which are losing population because of the disadvantageous economic conditions. Of course, we should keep in mind that the estimation result is based on the observation about personal exit from agriculture and not about the exit of farm from the agricultural production or emigration persons from a region. However, occupational decisions and residential decisions may be related with each other in some degree. If it is the case, part-time farming can be a contributing factor to preservation of sound settlement and economic structure in rural areas, which is among the important goals of economic policy in the developed countries.

Reference

- Andermann, G. und Schmitt, G.,(1996) Die Bestimmungsgrunde des agrarstrukturellen Anpassungsprozesses in der Bundesrepublik Deutschland 1971 bis 1991: Eine quantitative Analyse der kurzfristigen Anpassung des landwirtschaftlichen Arbeitseinsatzes in *Berichte über Landwirtschaft*, Vol. 74, pp. 232~258.
- Berkovec, J. and S. Stern, "Job Exit Behaviour of Older Men," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 189~210.
- Eckstein, Z. and K.I. Wolpin, "Dynamic Labor Force Participation of Married Women and Endogenous Work Experience," *Review of Economics Studies* 56, 1989, pp. 375~390.
- Gould, B. W., and W. E. Saupe, "Off-Farm Labor Market Entry and Exit," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71(4), 1989, pp. 960~969.
- Gunter, L. and K. McNamara, "The Impact of Local Labor Market Conditions on the Off-Farm Earnings of Farm Operators," *Southern Journal of Agricultural Economics*, 1990, pp. 155~165.
- Hausman, J.A., and D.A. Wise, "Attrition Bias in Experimental and Panel Data: The Gary Negative Income Maintenance Experiment," *Econometrica*, Vol. 47(2), 1979, pp. 455~473.
- Hearn, D. H., K. T. McNamara, and L. Gunter, "Local Economic Structure and Off-farm Labour Earning," *Journal of Agricultural Economics*, Vol 47(1), 1996, pp. 28~36.
- Heckman, J. J., "Heterogeneity and State Dependence," Rosen(ed) S, *Studies in Labor Markets*, National Bureau of Economic Research, Chicago, 1981.

- Meng, C. and P. Schmidt, "On the Cost of Partial Observability in the Bivariate Probit Models," *International Economic Review*, Vol. 26, 1985, pp. 71~86.
- Pfeffer, M. J., "Part-Time Farming and the Stability of Family Farms in the Federal Republic of Germany," *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 16(4), 1989, pp. 425~444.
- Tokle, J. G. and W. E. Huffman, "Local Economic Conditions and Wage Labor Decisions of Farm and Rural Nonfarm Couples," *American Journal of Agricultural Economics*, 1991, pp. 652~670.
- Weiss, C. R., "Exits from a Declining Sector: Economic Evidence from a Panel of Upper-Austrian Farms 1980~1990," Working Paper No. 9601, Department of Economics, University of Linz, 1996.
- Weiss, C. R., "Do They Come Back Again? The Symmetry and Reversibility of Off-Farm Employment," *European Review of Agricultural Review*, Vol. 24(1), 1997, pp. 65~84.

Review of Fiscal Studies

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

Vol. 6, No. 1

August 1999

ABSTRACT

Who Bears the Cost of the Economic Crisis Since 1997 and the Fiscal Burden of Economic Restructuring?

Young Jun Chun

This paper studies the effects of the economic crisis since 1997 and the incidence of the fiscal burden of economic restructuring. The welfare cost of the economic crisis, represented by a temporary negative technological shock and increased government expenditure, is found to be the highest for the generations who newly enter the labor market between 1998 and 2000, and the absolute amount of the cost is not trivial. This is due to the fact that almost the entire period of their labor service falls under the period of low total factor productivity caused by the economic crisis, and they will also have to bear the heaviest fiscal burden of economic restructuring. For other generations, the welfare

cost is almost proportional to the length of the period during which each generation suffers from a low wage rate due to the low total factor productivity. It is also found that the effects of resource redistribution, to improve the welfare of the workers who bear the heavy welfare cost of the economic crisis and economic restructuring, is very limited. Therefore, in order to improve the welfare of the generations, the period of low total factor productivity has to be shortened by accelerating economic restructuring.

Analysis of the Public Firm in a Vertically Differentiated Industry

Taehoon Youn

The worldwide movement toward privatization reflects the general consensus that privatization improves welfare. Most studies on a mixed oligopoly, however, support the view that public firms serve to enhance social welfare. Traditional studies on a vertically differentiated mixed duopoly are extended to accommodate more than two firms and the results and implications are shown to differ from those of the mixed duopoly case. In a vertically differentiated industry setting, this paper shows that a public firm can actually lower social welfare, even when its objective is to improve social welfare. It is also shown that, contrary to the traditional mixed duopoly results, a public firm may choose to produce the lowest quality product, depending on the number of firms in the market. This explains why we often witness public firms that operate in the lower quality segment of the market. This also implies that an inappropriate quality choice by a public firm may significantly deteriorate social welfare. This study also demonstrates that any legal barrier to entry into an industry where a public firm operates can be welfare-deteriorating if it is not based on sound economic judgement, and suggests allowing private firms to compete freely with the public firm.

The Sustainability of the Korean Fiscal Policy after the Currency Crisis

Jongkyu Park

Since 1998, Korean government debt has increased rapidly, approaching 23% of GDP at the end of 1999. An optimistic view states that the current debt/GDP ratio is not too excessive yet, arguing that 23% is quite low compared to those of other OECD countries. This type of comparison is misleading, however, in an evaluation of fiscal sustainability, with which we should be concerned. We should try to determine whether the debt/GDP ratio is going to explode indefinitely or to stabilize at a reasonable level. In this paper, fundamental Korean economic parameters, characterizing long-term fiscal conditions, are plugged into a variant of Tobin's(1986) model.

The simulation results provide us with estimates of the time limit of the sustainable fiscal policy, meaning 'how many years are left before any fiscal consolidation will be too late'.

The time limit was infinite in 1997, i.e. Korean fiscal policy was truly sustainable before the currency crisis. However, it turned out that the limit shrank dramatically to 13.8 years and 14.6 years in 1998 and 1999, respectively. These results are illustrative exercises, not realistic forecasts. For example, if 'the mid-term fiscal plan' is implemented successfully, then the fiscal policy can recover sustainability quite promptly. This paper emphasizes that although the current debt/GDP ratio is low, we cannot wait too long for an effective fiscal consolidation program.

Two-Way Intra-Firm Financial Flows of Multinational Enterprises

Do-Sook Han

This paper explains why parent firms often transfer funds to their dividend-paying subsidiaries, even in cases where the parent firms are allowed to defer taxes until the subsidiaries actually repatriate their income. This paper provides an explanation for this phenomenon by applying a self-selection mechanism under the assumption of asymmetric information about foreign subsidiaries' future productivity levels, which are only known to the subsidiaries themselves (managers). However, these productivity levels cannot be observed by the parent firms until the realization of future outputs. Dividend payments from each subsidiary can be used as true signals of the subsidiary's future productivity. An uninformed parent firm offers a set of dividend-transfer payment contracts such that productive subsidiaries are separated from less productive subsidiaries by their willingness to pay dividends according to their true future productivity. This result can also be applied to the cases of multi-productivity levels for subsidiaries and the various levels of tax rates for host countries.

The Effects of Off-farm Work Experience and the Regional Labor Market Situation on Farmers' Exit and Off-farm Work Participation

Myungheon Lee

This paper deals with the effects of past off-farm work. Experience on the off-farm work participation and exit decisions of farmers. The widely observed correlations between past off-farm work experience and present off-farm work participation and exit from agriculture can result both from structural state dependence due to genuine changes in preferences and economic constraints, and from spurious dependence due to unobserved heterogeneity between farms and farmers. A trivariate probit model, which consists of the participation function for the first period, stay function for the time between the first and the second period, and the participation function for the second period, is estimated. The effects of state dependence are measured by the coefficients of the first period off-farm work dummy variable in the stay function and in the second period participation function. The spurious effects are taken into account by allowing non-zero correlation between the three functions. In addition, partial observability caused by exits of a significant portion of farmers is also taken into account. The estimation results, based on a data set from Nordrhein-Westfalen in Germany, show that there exists considerable positive structural dependence concerning the effect of previous off-farm work experience on the off-farm work decision in subsequent periods, and that the stay decision is not negatively, but positively, affected by the off-farm work experience. In addition, the estimation results show that the regional labor market situation

plays an important role in the off-farm work decision of farmers, and suggests that the availability of jobs with high work time flexibility might be important for the off-farm work participation of farmers. Political implications of these findings are briefly discussed.