KDI 政策研究

제 19 권 제 3 호 1997. Ⅲ

勞使關係 改革과 勞動市場 變化 …… 李周浩… 3
金大逸

論 評 : 李宗勳/ 李昌鏞/朴 進

海外直接投資의 效果에 관한 考察 …… 金承塡… 75

論 評 : 宋毅英/ 林源赫

M2의 豫測力 弱化와 政策目標의 不安定性 … 辛仁錫…139
-1980년 以後 우리나라 通貨信用政策에 관한 硏究-

論 評 : 金哲洙/ 柳潤河

電氣料金 變動의 國民經濟的 效果 分析 …… 韓震熙…195
劉時庸

論 評 : 全瑛俊/ 金東石

編 輯 陣

委員長 嚴峰成
幹 事 黃晟鉉
委 員 金大逸 金東石
金承塡 羅東敏
朴 進 林暎宰
洪基錫
編 輯 申東祚

編輯問議 : 編輯委員會(958-4095)
購讀問議 : 發刊資料相談室(958-4326~8)

KDI 政策研究

『KDI 政策研究』는 우리나라 經濟·社會의 發展과 관련되어 제기되는 政策的·理論的 問題에 대한 연구결과를 논문형태로 수록하여 年 4回 發刊됩니다. 本誌의 發刊 目的은 大學 및 研究機關의 專門家들은 물론 정부정책담당자들이나 일반 독자들에게 本 研究院의 研究結果를 널리 紹介하는 데에 있습니다.

本誌에 실리는 論文 중 「政策研究」는 주로 懸案政策課題에 대한 分析과 政策代案을 제시하기 위한 연구로서 2人 이상의 院內外 專門家의 指名論評과 함께 게재되고 있습니다. 한편 「研究論文」은 本院의 政策研究過程에서 생산되는 새로운 지식과 정보를 체계적으로 소개하거나 또는 政策研究를 위한 새로운 해석과 접근방법을 모색하기 위한 연구로서 2人 이상의 院內外 專門家의 논평을 거쳐 수록되고 있습니다.

그러나 諸般 政策建議를 포함하여 이들 論文에 報告되는 一切의 內容은 執筆者 個人의 意見이며, 本院이나 編輯委員會의 公式意見과 같지 않을 수도 있습니다. 本誌의 內容은 出處 및 執筆者를 明示하는 한 자유로이 引用할 수 있습니다.

本誌는 발표되는 論文에 대한 讀者들의 솔직하고 생산적인 論評을 환영합니다.

勞使關係 改革과 勞動市場 變化

李 周 浩 (本院 研究委員)

金 大 逸 (本院 研究委員)

◇ 要　約 ◇

우리나라의 과거 노사관계 개혁을 평가하고 향후 노사관계의 진로를 모색하기 위해서는 우리나라 勞動市場機能에 대한 정확한 인식이 필요하다. 노사관계에 있어서 制度改革과 市場機能은 밀접히 연관되어 있다. 본고에서는 우리나라에서 1987년과 1997년의 두 차례에 걸쳐 이루어진 노사관계 개혁을 '勞動市場의 成果(labor market performance)'를 분석함으로써 평가하고자 하였다.

본 연구에서는, ① 우리나라 노동시장에서는 상품시장의 경쟁이 제한되어 있는 대기업부문을 제외하고는 시장의 價格機能이 기본적으로는 작동하고 있으며, ② 우리 노동시장의 硬直化가 需給狀況의 변화에 따라 진행되고 있는바 市場機能을 보다 강화하기 위한 制度改革이 요구되고 있고, ③ 노사관계에 대한 市場規律(market discipline)을 강화하기 위해 상품시장에서의 경쟁 촉진, 공공부문의 개혁, 노동정책 틀의 변화 등이 요구된다는 結論에 도달하였다.

Ⅰ. 序　　言

우리나라는 과거 개발연대에 형성된 노사관계의 틀에서 벗어나 새로운 노사관계를 모색하고 있다. 이미 우리나라는 1987년과 1997년의 두번에 걸쳐서 노사관계의 큰 변화를 경험하였다. 향후 노사관계의 발전을 모색함에 있어서 과거 노사관계 개혁의 문제점과 성과를 정확히 認識하고 評價하는 것은 매우 중요하다. 本稿에서는 1987년과 1997년의 노사관계 개혁을 각각 평가하고자 한다. 본 논문에서는 노사관계 개혁을 평가하는 데 있어서 특히 노동시장의 변화에 초점을 맞추어 분석한다.

노사관계 개혁에 따른 制度變化를 실증적으로 평가하기 위해서는 이에 따른 '勞動市場의 成果(labor market performance)'를 분석하여 판단할 수밖에 없다. 예컨대, 1987년의 노사개혁에 의하여 촉발된 노조활성화에 대한 실증적 평가를 위해서는 노동조합의 임금에 대한 효과 등을 엄밀히 분석할 필요가 있다. 마찬가지로, 1997년의 노동시장 유연화를 위한 노사개혁의 필요성을 논의하기 위해서는 우리나라 勞動市場이 硬直化되어 있었는가에 대한 실증분석이 선행되어야 하는 것은 너무나 당연하다.

그러나 1987년과 1997년의 노사관계 개혁에 관한 논의에 있어서 노동시장의 변화에 대한 분석을 통하여 평가를 시도한 기존 연구는 많지 않다. 외국의 경우에도 노사관계에 대하여 접근할 때, 과거에는 노동조합을 통한 근로자와 사용자간의 간접적인 관계라고 할 수 있는 집단적 노사관계에만 초점을 맞추는 경우가 많았으나, 최근에는 집단적 노사관계뿐만 아니라 노동시장에서

사용자와 고용주간에 직접적으로 일어나는 소위 개별적 노사관계까지 포함하여 포괄적으로 접근[1]하여야 할 필요성이 제기되고 있는 데 주목하여야 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 1987년의 노사관계 개혁의 효과를 분석하고 평가를 시도하였다. 제Ⅲ장에서는 1997년의 노사관계 개혁의 필요성을 평가하고 향후과제 등을 논의한다. 마지막 結語에서는 우리나라 노사관계에 있어서 制度改革과 市場機能간의 밀접한 관계를 강조한다.

Ⅱ. 1987년 勞使關係 改革

1987년 6월의 民主化 抗爭과 뒤이은 6·29선언은 勞動組合運動을 활성화시키고 노동정책을 크게 변화시키는 계기가 되었다. 우리나라 노사관계에 있어서 1987년에 일어난 변화는 비록 法律的 틀을 크게 바꾸지는 않았지만 改革이라고 불리기에 충분한 큰 충격을 주었다. 本章에서는 1987년의 노사관계 개혁이 勞動組合에는 어떠한 영향을 미쳤고 賃金에는 어떠한 효과가 있었는지를 분석하고 이에 근거하여 개혁을 평가하고자 한다.

1. 勞動組合에 대한 效果

우리나라에서 1987년을 계기로 노동조합이 활성화되면서, 우리

1) 이 경우 전통적인 '노사관계(industrial relation)'라는 명칭 대신 '고용관계(employment relation)'라는 용어를 사용하기도 한다. 그러나 본고에서 노사관계라 할 때는 廣義의 定義에 따라 집단적 노사관계뿐만 아니라 개별적 노사관계를 모두 포함하는 것으로 본다.

나라의 노동조합은 몇 가지 뚜렷한 특성을 나타내게 되었다. 本節에서는 특히 대기업에 편중된 노동조합의 조직, 선별적인 정부 간섭의 문제점, 한국의 특수적인 노사관계 관행 등에 주목한다.

가. 노동조합 활동

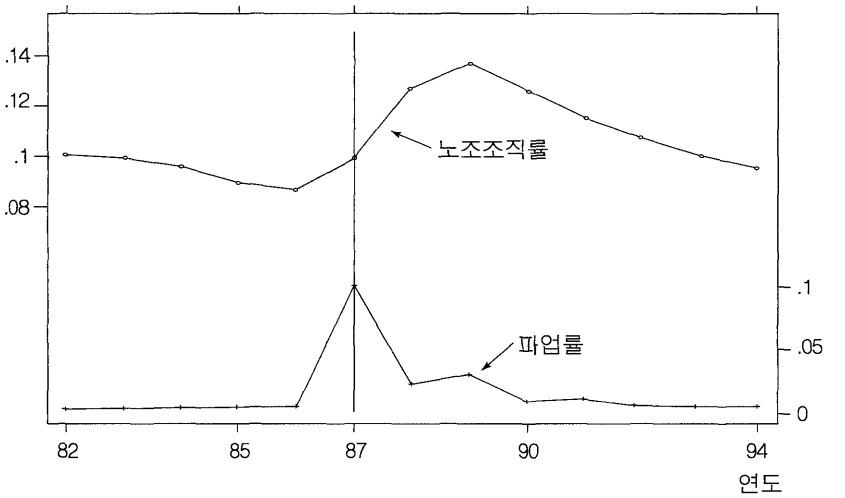
노동조합의 조직과 파업은 1987년의 6·29선언을 계기로 크게 活性化되었다. 우리나라의 노조조직률은 [그림 1]에서 보는 바와 같이 1986년의 9%에서 1988년에는 12.5%로 크게 증가하였고, 1989년에는 14%로 정점에 달하였다. 파업의 경우 1986년까지만 해도 미미한 수준에 머물렀으나 1987년에 급등하였다. 파업건수는 1986년에 267건에 불과하였으나 1987년에는 3,749건으로 증가하였다. 파업 참가자수도 1987년에는 총 120만명에 달하였다.

파업건수는 1987년 급증한 직후부터 감소하여 1990년에는 다시 1987년 이전 수준을 회복하였다. 그러나 파업기간의 경우 1987년 이후에도 1990년까지 계속 증가하였다. 따라서 [그림 1]에서 보는 바와 같이 근로자 1인당 파업 손실일수는 1987년의 1/2일, 1990년의 1/4일, 1992년의 1/10일로 감소하였지만, 파업참가자 1인당 파업 손실일수는 1987년 이후에도 지속적으로 증가하여 1990년에는 약 한 달에 이르게 되었다. 90년대에 들어와서는 파업건수 및 파업기간이 모두 감소하는 추세에 있다.

본고에서 1987년 이후 우리나라 노조조직의 특성으로 특별히 주목하는 것은 노조조직이 대기업에 크게 편중되어 있다고 하는 점이다. 「1992년 노동조합 기초자료」를 이용하여 제조업 분야의 노조조직률을 〈표 1〉과 같이 계산하였다. 여기서 노조의 조직률은 기업크기와 매우 강한 상관관계를 가지고 있음을 알 수 있다. 제조업부문에서 기업규모가 종업원 10~29인 경우 노조조직률은 0.9%, 30~99인인 기업은 5.4%인 데 비하여 5,000~15,000인 규

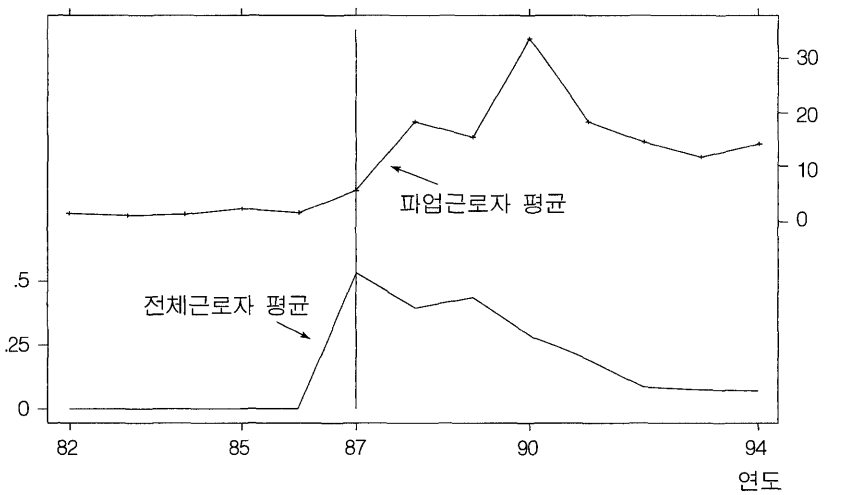
[그림 1] 노조조직과 파업

[1-1] 노조조직률 및 파업률



주 : 노조조직률 = 노조가입근로자수/전체근로자수
파업률 = 파업근로자수/전체근로자수

[1-2] 근로자 1인당 파업일수



주 : 파업근로자평균 = 조업중단일수/파업참여근로자
전체근로자평균 = 조업중단일수/전체근로자

〈표 1〉 제조업 노조조직률

〈1-1〉 산업별 노조조직률

(단위 : %)

산 업	노조조직률	산 업	노조조직률
음식료품	29.9	1차 금속제품	28.3
섬 유	32.0	조립금속	39.0
의복 및 모피제품	16.4	일반기계	15.1
가죽 및 신발제조업	29.3	사무기기제조업	1.6
목제품	31.3	전기장비제조업	16.4
지제품	21.3	통신장비제조업	34.3
인쇄·출판업	18.9	정밀기계	25.1
석유제품	67.9	자동차	62.3
화학제품	23.6	기타운송장비 제조업	56.1
고무제품	32.2	가 구	26.3
비금속광물제품	24.8		

주 : 제조업의 노조와 노조원은 각 회사의 노동조합 실태조사 데이터베이스에서 계산. 노조조직률 산출시 각 산업의 근로자수는 『직종별임금실태조사보고서』를 참조하여 계산하였음.
자료 : 노동부, 「노동조합 기초자료(노동조합 데이터베이스)」, 1992.
노동부, 『직종별임금실태조사보고서』, 1993.

〈1-2〉 기업규모별 노조조직률

(단위 : %)

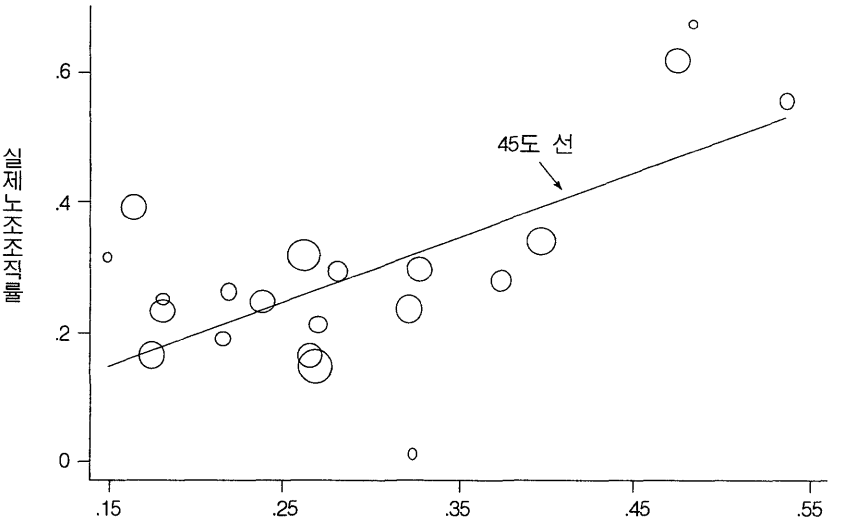
기업규모	노조조직률	기업규모	노조조직률
10～ 29인	.9	500～ 999인	37.5
30～ 99인	5.4	1,000～ 4,000인	59.6
100～299인	26.3	5,000～15,000인	62.1
300～499인	36.4	15,000인 이상	76.0

주 : 〈표 1-1〉과 동일.
자료 : 〈표 1-1〉과 동일.

모인 기업, 15,000인 이상 규모인 기업에서는 노조조직률이 각각 62.1%, 76.0%에 달한다.

우리나라에서는 이러한 규모간 노조조직률의 차이가 산업별 노조조직률의 차이를 상당 부분 설명하고 있다. 제조업 21개 산

[그림 2] 부문별 노조조직률의 실제치와 예측치



업의 노조조직률은 〈표 1〉에서 나타난 바와 같이 석유제품산업의 68%, 사무기기제조업의 2%에 이르기까지 다양하게 나타난다. 우리나라에서 이러한 산업별 노조조직률의 차이는 산업별 기업규모 분포가 다른 데 크게 기인하고 있다. 즉, 상대적으로 대기업이 많이 있는 산업일수록 노조조직률도 높다는 것이다. 이를 보여주기 위하여 [그림 2]에서는 각 산업의 기업규모 분포와 기업규모별 노조 분포만을 이용하여 산업의 노조분포를 예측하여 보았다. 그 결과 이렇게 계산한 산업별 노조조직률의 '예측치'와 '실제치' 사이의 상관관계계수가 0.65에 달하였고 산업별 노조조직률 변화의 약 50%가 산업별 기업규모 분포의 차이에 의하여 설명되는 것으로 나타났다.

나. 노동조합에 대한 규제

우리나라에서는 1987년에 노동조합에 대한 규제 및 정책에 있

어 큰 변화가 있었다. 정부는 6·29宣言 이전까지만 하더라도 노동조합을 조직하거나 단체협상을 하거나 단체행동을 하는 데 있어서 끊임없이 간섭하여 왔었다. 그러나 6·29선언 이후 정부의 노조에 대한 정책은 이러한 강한 干涉主義에서 自由放任 쪽으로 急旋回하였다. 심지어 6·29선언 직후에는 불법 파업조차도 그냥 넘어가는 경우가 많았다.

정부는 1989년부터는 약 2년간의 자유방임적 노동정책으로부터 탈피하여 다시 노동법을 현장에 적용시키는 방향으로 정책을 전환하였다. 그러나 이미 활성화된 노동조합운동을 효율적으로 규제하기에는 우리나라 노동법은 지나치게 제한적이었다. 복수노조금지, 제삼자개입금지, 노조의 정치활동금지 등이 당시 대표적으로 비난받았던 규제조항이었다.

이렇게 노조의 활동을 제한하는 규제조항들은 정부가 이념적으로 문제가 있다고 판단한 자들이 노조활동에 영향력을 행사하는 것을 방지하기 위하여 제정되었다고 볼 수 있다. 따라서 민주노총은 복수노조금지 조항에 따라 정부에 의하여 인정받지 못하는 법외단체로 남아 있어야 했다. 또한 민주노총의 간부가 기업단위 노조의 활동에 관여할 경우 제삼자개입금지 조항을 적용받게 되어 있다.

그러나 이러한 규제는 정부가 목표한 특정 집단에만 제한적으로 적용하기 힘들다는 데 문제가 있다. 예컨대, 노동조합을 위한 변호사나 컨설턴트들의 활동조차도 제삼자개입금지 조항에 의하여 규제되는 결과를 초래하였다. 그러나 무엇보다 심각한 문제는 이러한 규제로 인하여 민주노총 조합원의 사실상(de facto) 행위들을 법률적(de jure)으로만 금지하는 데 있었다. 즉, 규제 수위가 지나치게 높게 설정되어 있어서 이를 위반하는 모든 경우를 처벌하는 것이 사실상 불가능하다는 데 문제가 있었다. 정부는

이들 규제 조항을 근거로 민주노총의 거의 모든 활동에 대하여 간섭할 수 있는 권한을 가지게 되었지만, 노동조합에 대한 정부 정책은 '法則'보다는 '裁量' 혹은 '選別的 干涉'에 의하여 좌우될 수밖에 없게 되어 있었다.

이러한 노동조합에 대한 정부의 선별적 간섭은 우리나라 노사관계의 자율적 발전을 크게 저해한 것으로 평가된다. 경영주들은 노동조합과 선의의 교섭을 하기보다는 정부의 간섭을 요구하는 한편 노동조합은 더욱더 호전적으로 대응하는 결과를 초래하는 경우가 많았다. 이러한 점에서 정부간섭에 대한 소위 '중독효과(narcotic effect)'를 지적한 논문들에 주목할 필요가 있다.[2] 또한 이러한 정부정책은 조합원에 대한 良質의 서비스를 제공하기 위하여 복수의 노동조합들이 서로 경쟁할 수 있는 여지를 없앰으로써 당시 기득권 노조였던 한국노총의 '지대추구(rent-seeking)' 행위를 조장하였다는 비판도 있다. 따라서 정부의 빈번한 개입에도 불구하고 노사간의 호전적 대립은 지속되었고 이는 다시 정부간섭의 빌미를 제공하는 악순환이 반복되었다.

다. 노사관계 관행

노동조합 활동이 1987년 이후 활성화되면서 우리나라에서 형성된 집단적 노사관계의 관행 중에는 우리나라에만 특수하다고 할 수 있는 것들이 있다. 첫째로, 개별 기업의 노동조합 전임자에 대한 임금을 노조가 아닌 사용자가 지급하는 것은 다른 나라에서는 보기 힘든 관행이다. 1991년의 실태조사에 의하면 우리나라 노동조합의 89%가 노조전임자의 임금을 사업주로부터 지급받는 것으로 나타났다.[3] 사실 선진국에서는 노조전임자의 임금

2) Ehrenberg(1981) 참조.
3) 金三洙 · 李宗勳 · 李周浩(1992) 참조.

지급에 대한 특별한 규제가 없을 뿐만 아니라 이러한 관행을 찾아보기도 힘들다. 우리나라에서도 노조전임자의 임금지급에 대한 특별한 규제는 없지만 간접적으로 관계되는 규제로는 노조 조합원에게 징수하는 조합비의 상한선 규제가 있다. 노동조합의 재정능력을 제한하는 조합비 상한선 규제는 노조전임자 임금지급 관행과 간접적 관계가 있는 것으로 평가된다.

이외에도 파업에 참여한 근로자가 파업중 받지 못한 임금을 파업후 사용주로부터 지급받는 것도 하나의 관행이 되고 있다. 이러한 관행이 결국 근로자들의 파업비용을 줄임으로써 파업의 빈도를 높이는 요인으로 작용한다는 것은 분명히 지적될 수 있다. 우리나라 노동법에서는 근로자들의 파업중 임금손실을 사용자가 보상하여야 하는가에 대한 명시적인 규정은 없다. 이에 대해 전술한 1991년의 실태조사에 의하면 78%의 사업주들이 소위 '무노동 무임금' 원칙을 정부가 강제하여줄 것을 요구하고 있다.

우리나라 노사관계에 있어서 바람직하지 못한 관행의 또 다른 예는 파업이 종종 생산시설의 파괴와 같은 폭력적인 결과를 수반한다는 것이다. 이러한 관행은 작업장 밖에서 파업을 할 수 없도록 한 정부 규제와도 간접적으로 관계된다. 이러한 규제는 많은 부분 작업장 밖에서의 파업이 여론을 선동하는 등 정치적으로 이용될 수 있다는 우려에 근거한 것으로 판단된다. 한편 파업중 대체근로자의 활용에 대해서 우리나라에서는 매우 엄격히 규제하고 있다. 따라서 파업은 대개의 경우 생산공정의 전면 중단을 의미하게 되는 경우가 많았다.

이렇게 1987년 이후 비효율적인 노사관계 관행이 형성된 배후에는 노사관계에 대한 규제가 지나치게 높고 정부가 선별적 간섭에 의존함에 따라서 노동조합과 사용주가 효율적인 관행을 정착시킬 수 있는 여건이 충분히 조성되지 못하였다는 점을 지적

할 수 있다. 즉, 노동조합과 사용주 쌍방에게 노사관계의 효율성을 제고하는 방향으로 충분한 競爭壓力이 작용하지 못하였다고 할 수 있다.

2. 賃金에 대한 效果

우리나라에서는 1987년 노사관계 개혁 이후부터 비로소 단체교섭이 노동조합원의 임금을 결정하는 制度로 등장하게 되었다. 그 이전까지는 노동조합이 결성되어 있어도 실제로 단체교섭이 임금결정의 수단으로 활용되지 못하게끔 억압되는 경우가 많았다. 따라서 1987년을 계기로 한 노동조합의 활성화가 우리나라 노동시장에 어떠한 영향을 미쳤는가를 보기 위해서는 무엇보다 임금에 대한 효과를 분석할 필요가 있다.[4)]

가. 평균임금

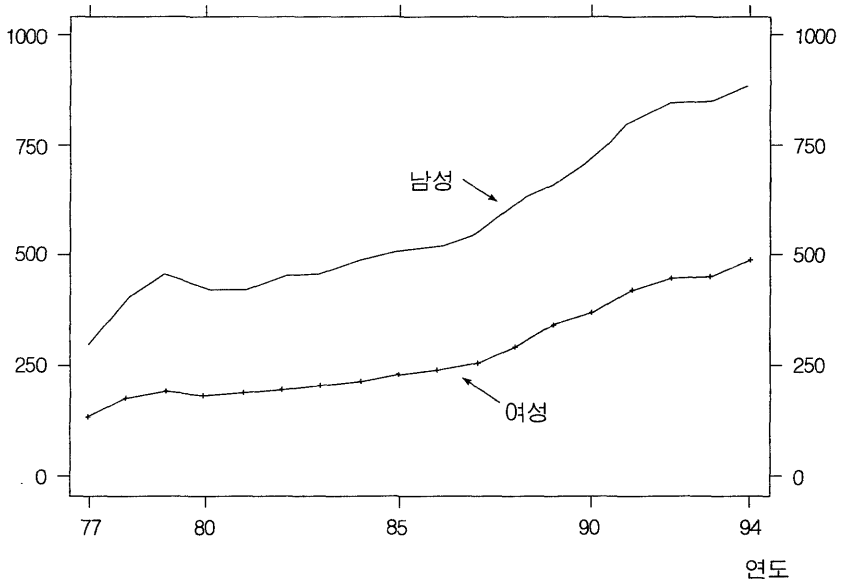
1987년 이후의 평균실질임금의 변화추이를 보기 위하여 [그림 3]에서 1977~94년 동안의 실질임금과 노동생산성을 비교하였다. 여기서 매연도의 평균임금과 노동생산성은 각각 지난 23년 동안의 평균값으로 나누어 표준화(normalize)하였다. 이렇게 보면 1987년 이후 평균임금이 생산성에 비하여 더 빠르게 증가하였음을 알 수 있다. 그러나 이것만으로는 1987년 이후 노동조합의 활성화가 임금을 市場에서 결정되는 水準보다도 더 높게 밀어올렸다고 말할 수 없다.

우리나라의 평균임금은 1987년 이전인 80년대 전반과 중반 동

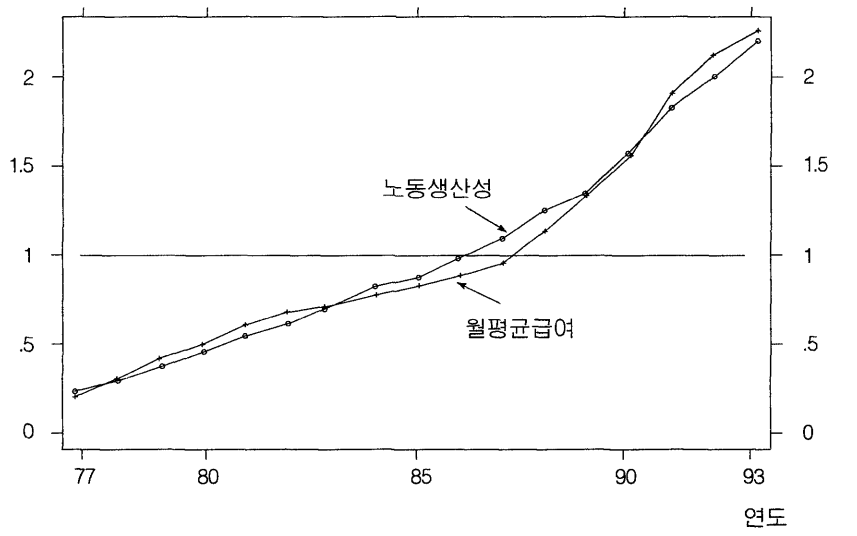
4) 본절에서 평균임금 및 상대임금의 연도별 변화추이를 분석할 경우에는 근로자 유형(연령, 학력, 성별)별로 전체기간의 평균가중치를 사용함으로써 근로자 유형별 구성의 변화가 없는 경우의 임금변화에 초점을 맞추고 있다.

[그림 3] 평균임금과 생산성

[3-1] 평균실질임금



[3-2] 평균명목임금 및 노동생산성 지수(평균=1)



주 : 노동생산성=명목국내총생산/전체근로자

안 생산성에 비하여 더 느리게 증가하였다는 데 먼저 주목할 수 있다. 따라서 위의 결과는 실질임금이 80년대 전반과 중반 동안 임금억제정책 등으로 인하여 시장임금 이하로 낮추어져 있다가 1987년 이후 정상 수준으로 복귀한 것을 의미한다고 볼 수도 있다.

또한 1987년 이후 임금상승의 가속화는 노동조합 활성화 때문이 아니라 1987년 이후의 경기호황 때문일 가능성이 있다. 실제로 1986~89년 기간은 소위 삼저호황(낮은 대일환율, 유가, 해외이자율)으로 불리는 시기이다. 또한 그후 정부는 1989년부터 1992년까지 주택가격을 안정화시키기 위하여 소위 '주택200만호 건설'을 추진하였다. 이러한 건설정책은 노동시장의 수요 증가에 크게 기여하였다. 따라서 1987년 이후 임금상승속도의 증가는 노동조합에 의한 것이라기보다는 노동수요 증가 때문일 가능성을 배제할 수 없다.

이와 같이 평균임금의 거시적 변화만으로는 1989년 이후 활성화된 노동조합운동이 실제로 임금을 시장임금 이상으로 올렸는지를 확인하기 힘들다. 따라서 以下에서는 미시 자료를 활용하여 노동조합의 임금효과를 분석한다.

나. 노동조합원 프리미엄

노동조합의 임금효과를 가장 직접적으로 확인할 수 있는 방법은 '노동조합원 프리미엄'을 추정하는 것이다.[5] 그러나 우리나라의 『직종별임금실태조사보고서』에서는 근로자가 일하는 개별 사업장에 노조가 조직되어 있는가 여부만을 기록할 뿐 개별 근로자의 노조조합원 여부는 확인하지 않고 있다.

---

5) 노동조합의 임금 프리미엄에 대한 보다 자세한 연구는 曺尤鉉·兪京濬 (1997) 참조.

〈표 2〉는 노조가 조직된 사업장의 생산직 근로자가 여타 생산직 근로자에 비하여 상대적으로 누리는 프리미엄을 보여주고 있다. 이렇게 추정된 노동조합원 프리미엄은 남성 및 여성 근로자 모두에 있어서 크게 나타나지 않을 뿐만 아니라 심지어 음의 부호를 가지는 경우도 있다. 노동조합원 프리미엄은 1987년 이후 증가하여 1989년에 정점에 달하는 추세를 보이지만, 정점에서도 남성의 경우 4.4%, 여성의 경우 2.2%에 지나지 않는다. 노동조합원 프리미엄이 1989년에 정점에 달하는 것은 노조의 조직률이 이 해에 정점에 이르는 것과 일치한다. 그후 노동조합원 프리미엄은 감소하지만 여성의 경우 1991년에 다시 상승하기 시작하여 1994년에는 4.1%에 이른다. 이와 같이 노동조합원 프리미엄은 매년 변동을 보이고 있으나 그 크기는 대체로 4% 수준을 넘지 않는 미미한 것으로 나타난다.

이와 같이 우리나라의 노동조합원 프리미엄이 노동조합의 조직률이 빠르게 상승하고 파업 등 단체행동이 활발하였던 1987~

〈표 2〉 제조업 노조 프리미엄 추정

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
남	−.034	.034	.044	.010	.012	−.005	−.018	−.023
	(.006)	(.006)	(.006)	(.006)	(.007)	(.006)	(.007)	(.007)
여	−.040	−.006	.022	.016	−.007	.004	.018	.041
	(.006)	(.006)	(.006)	(.007)	(.007)	(.006)	(.008)	(.009)

주 : 임금추정식

$\log(W_{ct}) = \alpha_t + X_{ct}\beta_t + \delta_t^* UP_{ct} + \varepsilon_{ct}$

X_{ct} : t기의 각 '분석단위(cell)'에 대한 학력, 연령, 근속연수, 직종, 기업규모, 산업

UP_{ct} : t기의 각 분석단위에 대한 노조생산자 상호작용 더미

ε_{ct} : 잔차항

각 분석단위는 성별, 학력, 연령, 기업규모, 산업, 직종, 노조유무 등에 따라 분류된 것임.

( ) 안은 표준오차임.

자료 : 노동부, 『직종별임금실태조사보고서』, 각년도.

89년 기간에서조차 미미하게 나타나는 것은 노조가 이 기간동안의 빠른 임금상승에 크게 기여하였다는 일반적인 믿음에 비추어 특별히 주목되는 점이라고 하겠다.

노조가 임금에 미치는 영향은 실제에 있어서는 조합원 프리미엄으로 나타나는 효과 이상으로 광범위할 수 있기 때문에, 이러한 결과가 반드시 노조의 임금상승효과가 없었다는 의미를 갖는다고는 볼 수 없다. 일례로, 노조는 威脅效果(threat effect)를 통하여 노조가 조직되지 않은 부문의 임금까지도 간접적으로 상승시킬 수 있기 때문이다. 즉, 노조가 조직되지 않은 부문에서도 사업주가 노조의 임금인상에 대응하기 위하여 혹은 위협을 느껴서 임금을 인상시킨다면, 노조의 임금상승효과는 경제 전체에 전반적으로 발생하게 되고, 결과적으로 노조의 임금 프리미엄은 작을 수밖에 없다.

이러한 노조의 위협효과를 적절히 고려하기 위해서는 노조의 위협효과가 상대적으로 강할 것으로 예상되는 부문과 그렇지 않은 부문의 상대임금의 추이를 분석하여야 한다.

일반적으로 노조에는 고학력자보다는 저학력자, 고연령자보다는 저연령자가 더 많이 가입한다. 특히 우리나라에서는 비제조업보다는 제조업, 중소기업보다는 대기업의 노조조직률이 높다. 따라서 노조의 위협효과는 저학력자, 저연령자, 제조업 근로자, 대기업 근로자 등에게 보다 강할 수 있다. 이 경우 우리나라 노동조합의 임금효과는 조합원 프리미엄이라는 직접적인 경로보다는 고학력자에 대한 저학력자, 고연령자에 대한 저연령자, 비제조업 근로자에 대한 제조업 근로자, 중소기업 근로자에 대한 대기업 근로자의 상대임금을 인상시키는 형태로 나타날 가능성이 있다. 따라서 이러한 상대임금이 1987년을 전후하여 노동시장의 需給要因에 의하여 설명되는 수준을 넘어선 변화를 하였는지를 확인

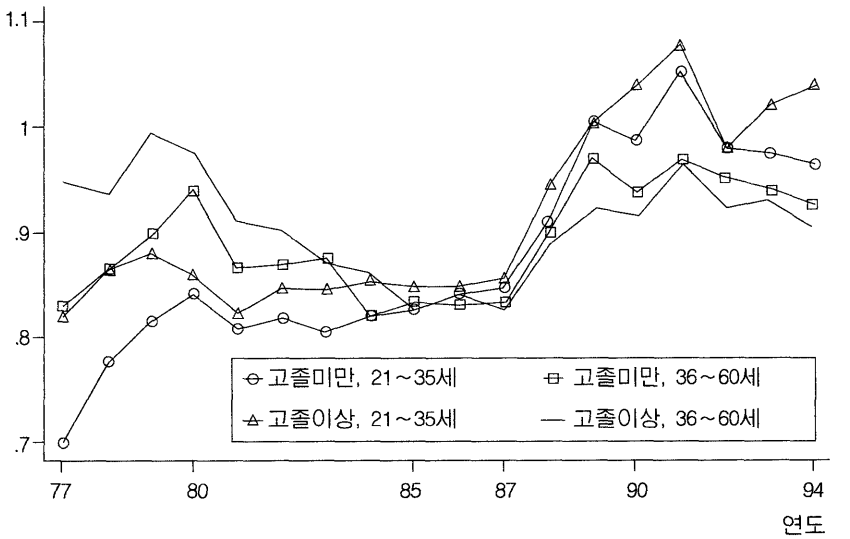
할 필요가 있다.

다. 제조업 근로자의 상대임금

먼저 제조업부문과 비제조업부문간의 상대임금의 변화를 [그림 4]에서 살펴보자. 여기서는 근로자를 고연령·고학력, 고연령·저학력, 저연령·고학력, 저연령·저학력의 네 계층으로 나누어 분석하였다. 이때 21~35세를 저연령으로, 36~60세를 고연령으로 분류하였으며, 고졸 이하를 저학력, 나머지를 고학력으로 나누었다. 예컨대, [그림 4]에서 실선은 고연령·고학력의 제조업 종사자가 같은 연령 및 학력 계층의 비제조업 종사자에 비하여 받는 상대임금의 변화를 보여준다.

이러한 제조업 근로자의 상대임금은 1980년대 중반만 하더라도 큰 변화가 없는 상태에서 1987년 이후 급격히 상승하기 시작

[그림 4] 제조업 근로자 유형별 상대임금



주 : 제조업 상대임금=제조업임금/전체평균임금. 평균임금(연령, 학력, 성별) 계산에는 근로자 유형별로 전체기간의 평균가중치를 사용하였음.

하여 90년대에 들어와서 다시 안정화되고 있다. 여기서 1987년 이후 1990년까지의 기간동안 이루어진 제조업 상대임금의 급상승을 노조 활성화에 기인하는 것으로 볼 수 있을까? 그러나 노동조합이 아닌 산업별 수요의 변화가 이러한 제조업 상대임금의 변화를 결과하였을 가능성을 역시 배제하지 못한다. 우리나라의 1986~89년 기간의 삼저호황을 유발한 외부 충격은 주로 交易財 부문에 영향을 미쳐 제조업에 대한 수요를 증가시켰을 가능성이 크다. 또한 90년대 초반의 건설정책은 당연히 비제조업의 수요를 증가시켰을 것이다. 따라서 이러한 산업간 수요변화는 당연히 80년대 후반의 제조업 근로자의 상대임금을 높였을 가능성이 있다.

또한 여기서 주목되는 것은 1987년 직후 1988년까지의 제조업 상대임금의 급증이 앞서 분류한 근로자의 네 계층에 있어서 거의 유사하게 나타나다가, 그후 저연령층에 비하여 고연령층의 제조업 상대임금이 먼저 안정화되었다는 점이다. 따라서 1987년 이후 급속한 임금상승과정에서 노조의 역할이 특별히 강하였다는 근거는 미약하다. 반면 제조업 상대임금의 급등 이후 조정과정에서는 저연령층보다는 고연령층의 임금상승이 먼저 완화되는 데 노조의 영향이 있었을 것이라는 유추가 가능하다.

라. 연령 및 대졸 프리미엄

앞에서의 제조업 상대임금의 변화에 대한 분석은 노동조합의 임금효과가 크지 않았을 가능성을 시사하고 있다. 다음으로, 노동조합의 연령 및 임금 프리미엄에 대한 효과를 살펴보자. 연령별 상대임금의 변화를 살펴보기 위하여 21~35세를 저연령층, 36~60세를 고연령층으로 정의하고 비교하였다. 먼저 고연령층 임금 프리미엄이 두 연령층의 상대공급량과 추세 변화에 의하여 결정된다고 보고 '대체탄력성' 및 '추세변수'를 각각 추정하였

다. 그 추정 결과는 〈표 3〉에 있다. 그 다음, 추정식에 상대공급량과 시점을 대입하여 연령 프리미엄의 '예상치'를 구하여 '실제치'와 비교하였다.

연령 프리미엄의 실제치는 〈표 3〉에서 보는 바와 같이 1988년 이후 급격히 하락하였지만 적어도 장기적 변화는 시장의 수급요인만으로도 잘 설명되고 있다. 그러나 [그림 5]에서 보다시피 1988년부터 1990년까지의 실제 하락폭은 시장의 수급요인만으로

〈표 3〉 상대임금과 상대공급 탄력성

〈3-1〉 연령 프리미엄(35세이상 대 35세미만)

	근로자		고졸 이하	
	남	여	남	여
상대공급	−.348	−.058	−.177	.041
	(.112)	(.105)	(.067)	(.055)
추 세	.003	.007	.001	.002
	(.003)	(.010)	(.003)	(.006)
조정된 R^2	.606	.080	.738	.334

주 : 이 표본에는 10인 이상 기업의 종사자는 15~65세의 근로자만을 포함. 상대공급은 각 근로자단위별로 근로시간을 가중치로 하였음. 관측갯수는 18개(1977~94년)이고 괄호 안은 표준오차임.
자료 : 〈표 1-1〉과 동일.

〈3-2〉 대졸 프리미엄

	근로자		고졸 이하	
	남	여	남	여
상대공급	−.458	−.320	−.231	−.433
	(.153)	(.260)	(.080)	(.179)
추 세	−.021	−.016	−.021	−.014
	(.002)	(.006)	(.002)	(.005)
조정된 R^2	.866	.515	.900	.645

주 : 〈표 3-1〉과 동일.
자료 : 〈표 1-1〉과 동일.

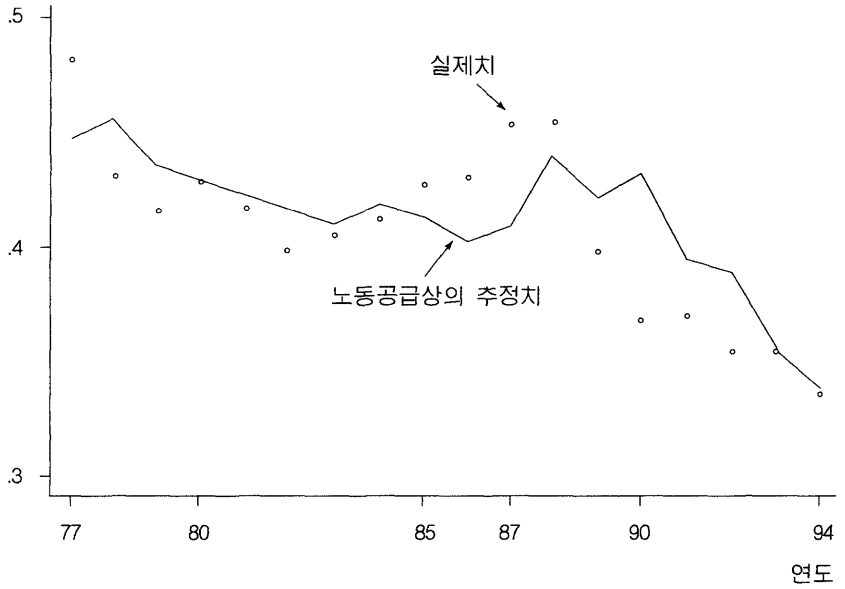
설명될 수 있는 것보다 더 컸음을 알 수 있다. 이렇게 볼 때 1987년 이후의 노조 활성화는 1988년부터 1990년간 일시적으로는 연령 프리미엄을 감소시켰으나 이러한 효과가 90년대 이후까지 지속되지는 않았다고 할 수 있다. 그러면 연령 프리미엄의 하락이 1987년 노조 활성화 직후가 아니라 1년의 시차를 두고 이루어진 이유는 무엇일까? 우리나라의 경우 80년대 후반까지만 하여도 대부분의 기업에서는 年功給의 임금체계를 경직적으로 운영하고 있었다. 따라서 노조의 급작스러운 임금인상 요구가 처음에는 연공급의 변경 없이 모든 연령 계층에 일률적으로 받아들여졌을 가능성이 높다. 그러나 급격한 인상 이후 이에 따른 임금비용의 부담은 소위 下厚上薄의 형태로 저연령층의 임금인상을 위하여 고연령층이 희생하는 식으로 조정되었다고 볼 수 있다.

다음으로, 동일한 방법에 의하여 대학 프리미엄의 실제치와 예측치를 비교하였다. [그림 5]에서 보는 바와 같이 대학 프리미엄의 경우 연령 프리미엄에 비하여 예측치가 실제와 매우 近似하게 나타나고 있다. 실제치의 경우 1987년과 1988년 사이에 큰 폭의 하락을 보이고 있는데, 이것은 1985년 이후 시작된 대졸자 상대공급의 급격한 증가로 인한 효과에 의하여 상당 부분 설명되고 있음을 알 수 있다. 물론 1985년의 대졸자 공급증가는 1981년의 대폭적인 대학입학 정원의 확대에 기인한다. 이처럼 1987년 노조활성화에 따른 대학 프리미엄의 변화는 대졸자의 상대공급의 증가에 의한 것에 비하면 미미하였다.

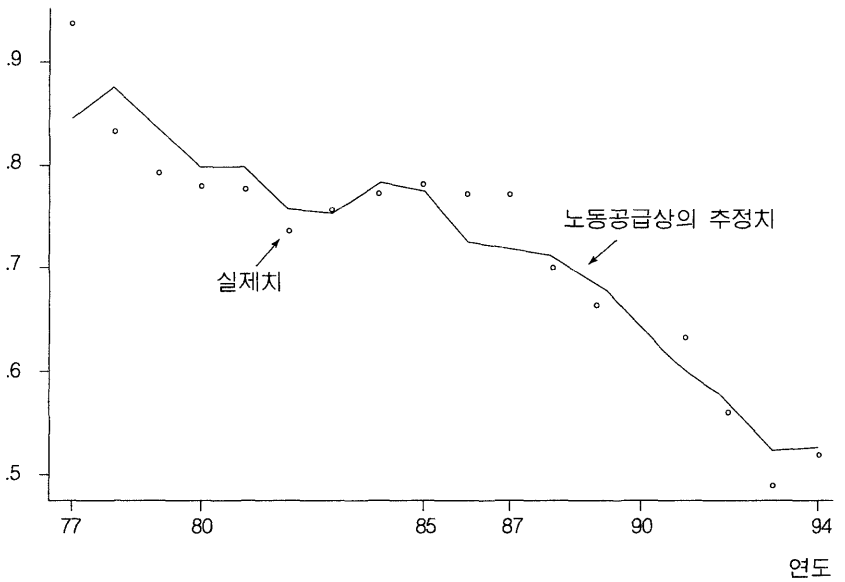
앞에서 지적한 바와 같이 중소기업의 경우 노조가 거의 조직되지 않은 것을 고려하면, 연령 및 대졸 프리미엄의 변화추이를 대기업과 중소기업으로 구분하여 살펴볼 필요가 있다. 대학 프리미엄과 연령 프리미엄이 각각 1987년과 1988년 이후 각각 급격

[그림 5] 연령 및 대졸 프리미엄의 실제치 및 추정치

[5-1] 연령 프리미엄의 실제치 및 추정치(남성)



[5-2] 대졸 프리미엄의 실제치 및 추정치(남성)



히 하락하는 현상은 [그림 6]에서 나타난 바와 같이 대기업 근로자에게서만 뚜렷이 나타나고 있다. 이처럼 1987년의 노사관계 개혁은 적어도 개혁 직후 대학 프리미엄과 연령 프리미엄의 일시적 하락에 영향을 미쳤다는 것을 분명히 확인할 수 있다.

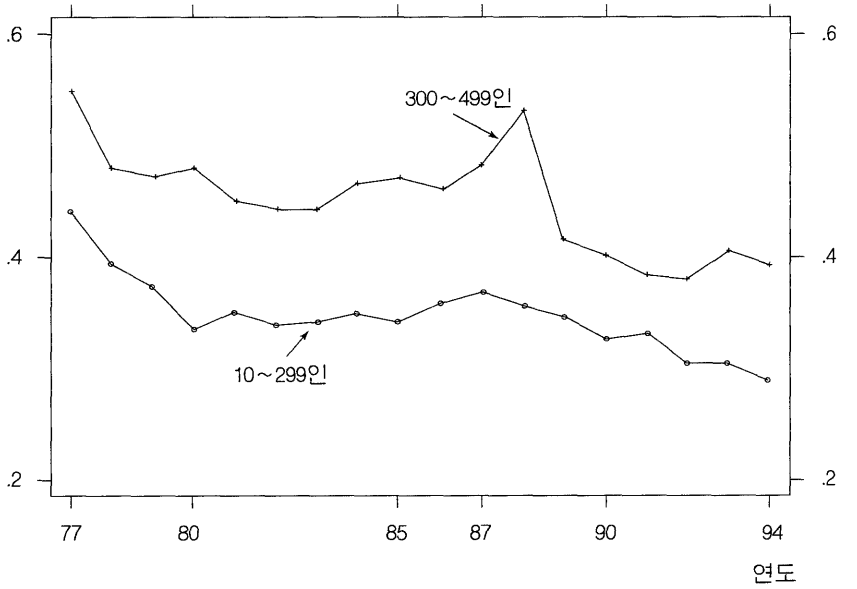
마. 대기업 프리미엄

우리나라 100~299인의 중규모 기업에 대한 300인 이상의 대기업과 10~29인의 소기업의 임금 프리미엄의 변화추이를 [그림 7]에서 비교할 수 있다. 대기업 프리미엄은 80년대 초부터 상승하는 추세를 보이는데, 특히 1987년과 1988년 사이 매우 큰 폭으로 증가한 것으로 나타난다. 그후 1988년부터 서서히 축소되다가 1992년 이후 다시 상승하고 있다. 한편 소기업의 중규모 기업에 대한 임금격차는 1987년부터 1989년까지 감소하다가 다시 서서히 증가하는 추세에 있다.

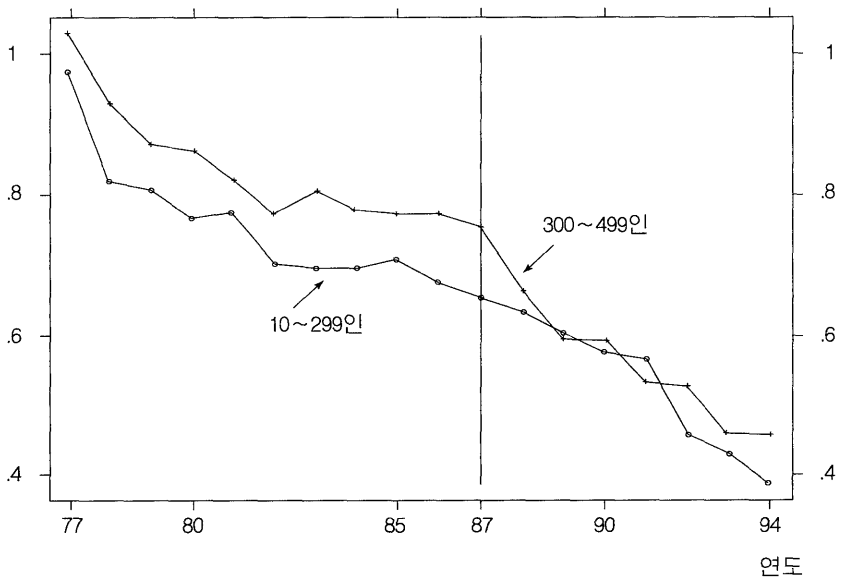
이와 같이 대기업 프리미엄이 1987년 직후 급등한 것은 1987년의 노조 활성화에 의한 것으로 추정된다. 산업 수요의 변화가 갑자기 대기업에 편중되어 나타날 가능성은 많지 않기 때문에 이 당시 대기업 프리미엄의 급증은 노조 효과로 볼 수 있다. 또한 연령 프리미엄이나 학력 프리미엄과는 달리 대기업 프리미엄의 경우 1987년과 1988년 사이 급등한 프리미엄이 원래의 추세로 복귀하는 데는 더 오랜 기간동안 완만하게 이루어졌다. 이것은 노동조합에 의한 1987년의 충격이 저연령층 혹은 고학력자에 대한 것과는 달리 대기업에 있어서 보다 강력하였고 이를 흡수하기가 어려웠다고 해석할 수 있다. 또한 이러한 대기업 임금 프리미엄의 상승은 임금 격차를 확대하는 방향으로 작용하고 있어서 산업별, 학력별, 연령별 등의 상대임금 변화가 임금 격차를 축소하는 방향으로 변화하는 것과 대비되고 있다.

[그림 6] 기업규모별 연령 및 대졸 프리미엄

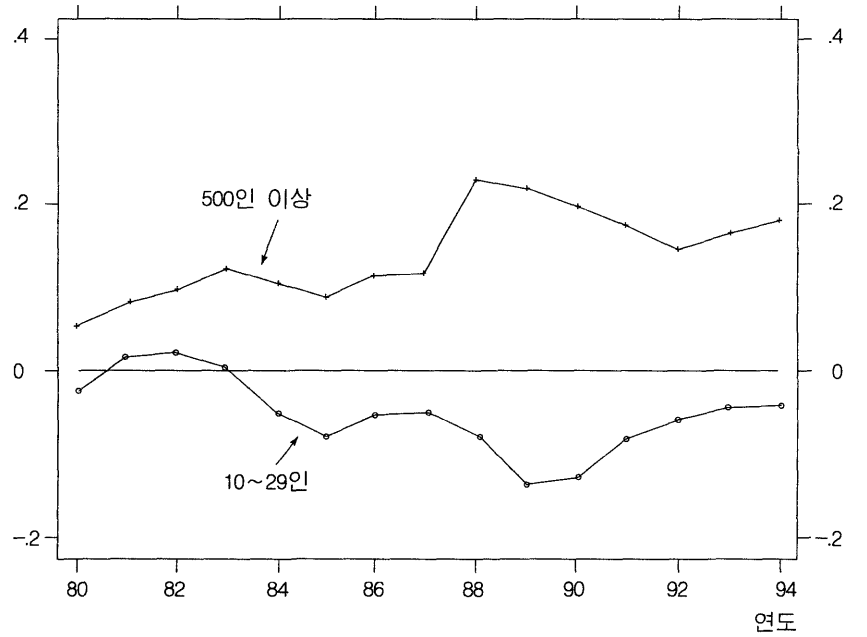
[6-1] 기업규모별 연령 프리미엄(제조업 남성)



[6-2] 기업규모별 대졸 프리미엄(제조업 남성)



[그림 7] 기업규모별 임금격차(제조업)



이상에서 우리는 노동조합의 상대임금에 대한 효과를 제조업 대 비제조업, 저연령 대 고연령, 대졸자 대 비대졸자, 대기업 대 중소기업 등의 측면에서 살펴보았다. 이에 대한 해석은 다음 절로 이어진다.

3. 改革의 評價

우리나라에서는 1987년 노사관계 개혁으로 그 동안 억압되었던 노동조합 활동이 갑자기 분출되면서 노동시장을 심각하게 교란하였다는 시각이 일반적이다. 그러나 이 당시 가장 문제되었던 賃金의 急騰만 하더라도 1987년 이후 일부 대기업군의 임금상승을 제외하고는 거시적 혹은 미시적 변화의 상당 부분이 노동시

장의 수요 및 공급의 변화에 의하여 설명될 수 있는 것으로 나타났다. 또한 노동시장의 수급요인이 아닌 노동조합의 효과로 볼 수 있는 임금의 변화가 확인되는 경우에도 대부분 장기적이기보다는 단기적 효과에 그치는 것으로 나타났다.

이와 같이 우리나라에서 노동조합의 활성화가 노동시장의 가격기능을 크게 왜곡하지 않는 것으로 나타나는 이유는 무엇일까? 그것은 우리나라 노동조합이 일본을 제외한 대부분의 선진국과는 달리 '企業別 勞組(enterprise unionism)'의 형태를 가지고 있는 것과 聯關되어 있는 것으로 판단된다. 노동조합이 산업단위 혹은 더 나아가서 전국 단위로 조직되고 활동하는 대부분의 선진국과는 달리 우리나라에서는 개별 노동조합의 조직과 활동이 개별 기업에 국한되어 있었다. 따라서 선진국 노조가 여러 기업에 걸친 노조의 교섭력을 통하여 '企業間 低賃金 競爭을 防止(take wages out of competition)' 하는 전략을 자주 이용하는데 비하여 우리나라의 기업별 노조는 이러한 전략을 활용하기 힘들다. 이러한 상황에서 우리나라 노조에 의한 임금인상은 선진국에 비하여 기업간의 시장 경쟁에 보다 많이 노출될 수밖에 없었을 것이다.

물론 산업별 노조가 조직되어 있는 선진국에서도 어느 특정 산별 노조의 무리한 임금인상은 해당 산업의 경쟁력을 떨어뜨려 장기적으로 그 산업을 쇠퇴하게 하는 市場壓力이 존재한다. 그러나 우리나라의 기업별 노조 체제 아래에서는 이러한 산업간 경쟁에 더하여 노동조합의 산업내 기업간 연대가 약한 상황에서 개별 노조의 무리한 임금인상이 해당 기업을 도산시킬 수도 있다는 의미에서 임금결정에 있어서 기업간 경쟁압력이 작용하게 된다.

이렇게 우리나라 노동조합이 노동시장의 가격기능을 크게 왜

곡하지 않은 것으로 나타나지만, 한편으로는 노동시장에 완전히 順應的이었다고 평가하기도 힘들다. 앞에서 분석한 바와 같이 대기업 프리미엄은 1987년에 급등한 이후 서서히 조정되고 있다. 이와 같이 노동조합이 대기업 프리미엄을 밀어올린 것은 우리나라 노동조합의 또 다른 특성이라고 할 수 있는 '勞組組織의 大企業 集中'과 밀접히 연결되어 있다. 우리나라 대기업은 대부분 '財閥'에 속해 있다.

이렇게 재벌에 속한 대규모 기업들의 대부분에 노조가 조직되어 있는 반면 중소규모 기업의 대부분은 노조가 조직되어 있지 않은 우리나라의 특수한 상황에 주목할 필요가 있다. 노조의 임금인상 요구가 대기업간의 경쟁압력에 의하여 얼마나 제어되고 있느냐 하는 것이다. 이 문제에 대해서는 실제로 우리나라에서는 정부가 재벌에 대하여 '보험자(insurer)' 역할을 맡아주고 있다는 지적에 주목할 필요가 있다. 즉, 재벌에 속한 대기업의 경우 상품시장에서의 시장보호 혹은 금융시장에서의 용이한 재원조달 등을 통하여 '경제 지대(economic rent)'를 누리고 있다는 것이다. 이러한 상황에서 노조의 임금인상 요구는 '경제 지대를 노조와 공동으로 향유(rent sharing)'하는 방식으로 경쟁압력 없이 쉽게 수용된다. 노조의 임금인상 요구가 시장 상황에 비추어 무리한 것이라 할지라도 재벌의 도산이 정부에 의하여 억제되는 한 받아들여질 가능성이 높아지는 것이다.

이러한 맥락에서 대기업 프리미엄의 변화 추이는 1987년 이후 우리나라에서의 노동시장과 노동조합간의 관계를 잘 나타내고 있다. 대기업 프리미엄이 1987년에 크게 증가한 것은 1987년 노사개혁을 계기로 과거 대기업이 누려왔던 경제 지대의 일부를 노조가 임금 프리미엄으로 확보하는 데 성공하였음을 보여준다.

그러나 그 이후 대기업이 노조의 임금인상 요구에 대응하여

생산공정의 일부를 노조가 조직되지 않은 소규모 기업으로 이양함에 따라, 중소기업 생산활동에 대한 수요가 증가하였고, 결과적으로 중소기업 근로자의 상대임금이 상승하였다고 볼 수 있다. 제조업 고용에서 차지하는 소규모 기업의 고용 비중이 1987년 이후 급격히 증가한 사실도 이러한 해석을 뒷받침하고 있다.[6] 대기업 프리미엄이 1987년 이후 서서히 감소하는 것도 같은 맥락에서 이해할 수 있다. 결국 대기업부문의 경쟁이 제한되어 있는 상황에서 대기업부문에서의 노조의 임금인상 충격은 결국 대기업의 도산보다는 소규모 기업의 생성 혹은 고용 확대를 통하여 조정되었다고 할 수 있다.

결국 1987년의 노조 활성화는 상품시장에서 경쟁이 제한되어 있는 대기업부문에서 가장 뚜렷하게 노동시장의 가격기능을 왜곡시켰다고 평가할 수 있다. 이렇게 노동시장과 상품시장은 밀접히 연결되어 있다. 물론 앞서 지적한 바와 같이 대기업 상품시장의 불완전성에도 불구하고 중소기업의 생성과 고용 확대 등을 통하여 1987년의 충격이 상당부분 노동시장에서 조정되고 있다. 그 결과로 노조조합원, 제조업, 연령, 학력 등에 따른 상대임금의 노동조합에 의한 장기적 왜곡이 우려할만한 수준은 아니라고 할 수도 있다. 그러나 대기업부문 자체가 우리의 국민경제에서 차지하는 여러 가지 중요성에 비추어 노동조합 활성화에 따른 대기업 프리미엄의 문제를 과소평가할 수도 없다고 판단된다.

다음으로, 1987년의 노사개혁이 노동조합을 비롯한 집단적 노사관계에 미친 영향에 대해서는 어떻게 평가할 수 있을까? 먼저 노동조합의 조직률과 파업손실일수가 1987년을 계기로 급등하였다가 90년대에 들어와서 하락하여 다시 1987년 이전 수준으로 복귀한 데 주목할 필요가 있다. 비록 90년대 중반의 노조조직률

6) 李周浩(1996) 참조.

이 1987년 이전 수준으로 되돌아왔다고 하더라도, 1987년을 계기로 노동조합의 역할은 크게 신장되었다고 보아야 한다. 무엇보다도 1987년 이후에야 비로소 단체교섭이 임금을 포함한 주요 근로조건을 결정하는 주요 수단으로 機能하게 되었다.

파업손실일수의 변화만을 보면 우리나라의 노사관계가 90년대부터 安定化되고 있다고 할 수도 있다. 그러나 앞에서 지적한 비효율적인 노사관계 관행이 90년대에도 여전히 지속되고 있는 것은 문제로 지적할 수 있다. 이러한 노사관계의 비효율적 관행이 지속되었던 데에는 몇 가지 근본적인 원인이 있다고 생각된다.

前述한 바와 같이 집단적 노사관계에 대한 정부규제가 지나치게 높은 것이 문제이다. 우리나라에서 1987년의 노사개혁은 노동조합을 활성화하는 데는 크게 기여하였으나 이렇게 활성화된 노사관계에 대한 規則을 바로 세우지는 못하였다. 집단적 노사관계에 대하여 지나치게 높게 설정된 정부규제가 그대로 유지되었다. 따라서 정부의 정책은 선별적 간섭에 의존하게 되었고 노사가 자율적이면서도 규칙을 준수하는 관계를 발전시킬 수 있는 환경을 제공하는 데 실패하였다.

우리나라의 집단적 노사관계에서는 法則에 의한 規律이 결여되어 있었던 것과 동시에 '市場規律(market discipline)'에도 문제가 있었다고 평가할 수 있다. 물론 우리나라에서 노동시장의 가격기능이 상당 부분 機能하였고 동시에 상품시장에서도 중소기업의 생성 및 고용확대를 통한 조정이 이루어졌다고 볼 수 있다. 그러나 문제는 우리나라 대기업부문에서의 상품시장의 경쟁결여가 결국 노동시장에서도 조정기능을 크게 제한하는 결과를 가져왔다는 데 있다. 이와 같은 대기업부문의 시장경쟁의 결여는 대기업부문 노사관계에 있어서 市場規律의 취약성을 초래하였다. 즉, 우리나라 대기업부문에서는 노조와 사용자가 노사관계를 합

리화하지 않으면 기업경쟁에서 낙오된다는 인식을 가질 만큼 시장규율이 강하지는 못하였다고 판단된다.[7]

우리나라 노사관계에 대한 시장규율에 있어서 또 하나 주목하여야 할 것은 우리나라 노동시장이 임금뿐만 아니라 고용, 근로시간 등에 있어서도 충분히 유연한가 하는 점이다. 만약 노동시장에서 고용 혹은 근로시간의 조정이 유연하게 이루어진다면, 이는 특히 비합리적인 노사관계 관행에 집착하는 노동조합에게는 큰 위협으로 작용하게 된다. 즉, 노사관계 관행이 합리화되기 위해서는 상품시장에서의 市場競爭뿐만 아니라 노동시장의 柔軟性[8]을 통한 市場規律도 매우 중요하다. 여기에 대해서는 다음 章에서 논의한다.

Ⅲ. 1997년 勞使關係 改革

1987년 노사관계 개혁에 따른 문제와 이를 극복하기 위한 제도개혁의 필요성이 꾸준히 대두되는 가운데, 90년대 중반 들어서 OECD 가입을 앞두고 우리의 노동법을 국제규범에 맞추어야 한다는 문제가 제기되었고, 또한 경기침체에 대응하기 위하여 노동시장의 유연성을 제고하여야 한다는 논의도 본격적으로 진행되었다. 이에 따라 1997년에 우리나라 노동법을 대폭 수정하는 노사관계 개혁이 이루어졌다. 本章에서는 1997년 노사관계 개혁에

7) 물론 여기에는 앞에서 지적한 바와 같이 상품시장에서 대기업간 경쟁이 제한적일 수밖에 없는 우리나라의 재벌구조가 관련되어 있다.

8) 물론 노동시장의 유연성이 지나칠 경우 건전한 노조의 조직과 활동을 위축시킬 수 있다는 측면에서, 반드시 노동시장 유연성의 극대화가 효율성의 극대화를 의미하지 않는다는 데는 유의하여야 한다.

있어서 새롭게 떠오른 쟁점이었던 노동시장의 유연성에 대하여 고찰하고, 1997년 노사관계 개혁의 필요성에 대하여 논의한 후, 이에 근거하여 1997년 노사관계 개혁을 평가하고자 한다.

1. 勞動市場의 柔軟性

과거 개발연대의 우리나라 노동시장은 매우 유연하였다는 것이 일반적인 평가이다. 그러나 1987년 노사관계 개혁 이후, 특히 90년대 중반 경기침체를 겪으면서 우리나라 노동시장의 경직성에 대한 비판이 강하게 제기되었다. 따라서 本節에서는 우리나라 노동시장 규제의 문제점을 먼저 살펴보고 노동시장 유연성의 실증적인 척도라고 할 수 있는 고용 탄력성, 노동 유동성, 실업 문제 등을 분석한다.

가. 노동시장 규제

우리나라의 근로기준법은 한국전쟁중이던 1953년에 제정되었다. 이 법에서는 남한의 근로조건이 북한보다 우월하다는 것을 보이고자 하는 의도 때문에 근로기준에 대한 법적 보장이 생산현장과 괴리되어 지나치게 높게 설정된 측면이 있었다.[9] 결과적으로 법적으로는 보장된 근로자의 권리가 실제로 생산현장에서는 준수되지 않거나 정부가 법을 강제하지 않는 경우도 많이 있었다.

근로기준법이 생산현장에서 준수되어야 한다는 요구는 1987년의 노조 활성화를 계기로 힘을 얻게 되었다. 그러나 근로기준법을 실제로 집행하여야 한다는 압력이 강화되면서 근로기준법에서의 규제 수준 자체가 지나치게 높다는 문제도 제기되기 시작

9) 金秀坤 · 李周浩(1995) 참조.

하였다.

우리나라에서는 근로기준법에 '정당한 이유' 없이 해고하지 못한다고 규정할 뿐 구체적 해고 사유에 대해서는 판례에 의존하고 있었다. 또한 사용자는 30일전에 해고의 예고를 하여야 하며 그렇지 않은 경우에는 30일분 이상의 통상임금을 지불하여야 했다.

또한 사용자로 하여금 계속근로연수 1년에 대하여 30일분 이상의 평균임금을 퇴직하는 근로자에게 퇴직금으로서 지불하는 제도를 설정하여야 했다. 또한 사용자는 연장근로, 야간근로, 또는 휴일근로에 대하여는 통상임금의 100분의 50 이상을 가산하여 지급하여야 했다.

이렇게 선진국에 비하여 규제 수준이 결코 낮지 않았던 우리나라의 근로기준법은 1987년 이후 규제의 벽이 더욱 높아졌다. 즉, 1989년의 법 개정을 통하여 법정 노동시간이 1일 8시간, 1주 48시간에서 1일 8시간, 1주 44시간으로 단축되었고 월간 변형근로시간제가 폐지되었다. 예컨대 근로자가 한 주는 40시간, 다른 한 주는 48시간을 일할 경우에는 4시간에 대한 초과수당을 지급하여야 했다.

이렇게 우리나라에서 근로기준법이 근로자 권리를 강하게 보장하고 있었던 반면 최저임금제, 고용보험제 등은 1987년 이후에야 비로소 도입되었다. 최저임금제는 1988년에 종업원 10인 이상의 제조업체에 우선 적용된 후 1990년부터 전산업의 10인 이상 사업체에 적용되고 있다. 1994년의 경우 최저임금이 시간당 1,085원으로, 최저임금이 노동시장의 유연성을 크게 제약하지는 않은 것으로 보인다. 고용보험제도는 1995년 7월부터 종업원 30인 이상 사업체의 근로자에게 실업급여가 적용되기 시작하였고 1998년부터는 10인 이상 사업체로 확대될 예정이다.[10] 이에 따라

고용보험의 피보험자는 실직될 경우 실직전 임금의 50%를 지급받을 수 있게 되었다.

이외에도 남녀고용평등법이 1988년에 제정되어 고용에 있어서 남녀차별 대우를 한 경우 위반행위자와 기업을 동시에 처벌할 수 있도록 하였다. 또한 장애인고용촉진법과 고령자고용촉진법이 각각 1990년, 1992년에 제정되었다. 이에 따라 종업원 300인 이상 사업체에서는 근로자의 2%를 장애인으로 고용하지 않으면 부담금을 납부하여야 하고, 근로자의 3%를 55세 이상의 고령자로 채용하도록 정부가 권장하고 있다.

이러한 일련의 법제화를 통하여 노동시장에서 저소득자, 실업자, 고령자, 장애인, 여성 등에 대한 최소한의 '사회적 안전장치(social safety net)'가 마련됨에 따라서 근로기준법에서의 규제수준은 오히려 낮추어야 한다는 주장이 설득력을 가지게 되었다.

이렇게 1987년의 노조 활성화를 계기로 근로기준법의 집행이 강화되는 한편 최저임금제, 고용보험제 등이 도입됨에 따라서 우리나라 근로기준법에 명시된 규제의 수준이 지나치게 높다는 문제가 제기되었던 것이다. 동시에 이러한 근로기준법에 의한 높은 규제가 우리나라 노동시장의 유연성을 제약하고 있다는 우려가 확산되었다.

나. 고용 탄력성

우리나라 노동시장에 있어서 유연성이 문제가 되고 있다는 주장은 실증적으로 뒷받침될 수 있는 것일까? 本節에서는 먼저 '고용탄력성(output elasticity of employment)'에 대하여 분석하

10) 고용보험제도에 있어서 고용안정 및 직업능력개발사업은 1995년 7월부터 종업원 70인 이상의 사업체에 적용되고 있고, 1998년 1월부터는 50인 이상의 사업체로 확대될 예정이다.

였다. 여기서 고용탄력성은 생산의 변화에 대하여 고용이 얼마나 탄력적으로 변화하느냐를 본 것이다. 본고에서는 우리나라 『매월 노동통계조사』에서 조사된 상용근로자 10인 이상의 제조업 사업체의 고용, 근로시간에 대한 자료와 통계청의 산업생산지수를 자료로 사용하여 분석하였다. 우리나라 고용의 단기(1개월) 고용탄력성은 〈표 4〉에서 보는 바와 같이 1978년부터 1987년까지의 기간동안에는 0.283이었으나 1987년부터 1994년까지의 기간에는 0.065로 크게 하락하였다. 그러나 1년간의 고용조정기간을 고려한 장기 고용탄력성은 앞의 두 기간 동안의 값이 각각 0.376과 0.333으로 큰 차이가 없음을 알 수 있다.

이렇게 우리나라 노동시장에서 80년대 후반 이후 고용탄력성은 단기의 경우 크게 줄어든 것이 확인된다. 그러나 이것이 노동조합의 활성화에 기인한 것인지에 대해서는 보다 조심스러운 분석이 요구된다. 제조업 생산직 근로자를 기업규모별로 나누어서 고용탄력성을 추정한 결과, 500인 이상 사업체의 고용탄력성이 1987년 이전의 0.234에서 1987년 이후에는 0.065로 감소하였는데 비하여 10~29인 사업체의 고용탄력성은 0.590에서 0.032로 더욱 급격히 줄어들었음을 확인하였다. 일반적인 예상과는 달리 노조가 거의 조직되지 않은 소규모 기업의 고용탄력성이 노조조직률이 매우 높은 대규모 기업에 비하여 더욱 급격히 하락하였다는 것에 주목할 필요가 있다.

이와 같이 우리나라의 단기 고용탄력성이 소규모 기업에서 더욱 급격히 하락한 데 대한 보다 설득력 있는 설명은 우리나라 노동공급의 탄력성이 80년대 후반에 이르러 급격히 감소한 데서 찾을 수 있다.[11] 특히 우리나라의 경제성장률은 90년대 중반까지

11) Kim and Topel(1995)은 우리나라 제조업의 빠른 성장에 따른 노동시장의 팽창은 제조업에 진입하는 젊은 근로자들의 공급 증가에 의하여 이루어졌

〈표 4〉 제조업의 고용탄력성

〈4-1〉 제조업 전체 고용탄력성

	1개월*	3개월*	6개월*	12개월
1978년 1월~1987년 6월	.283	.386	.405	.376
	(.032)	(.035)	(.040)	(.056)
1987년 7월~1994년 12월	.065	.137	.180	.333
	(.023)	(.035)	(.058)	(.101)

주 : 1) 괄호 안은 표준오차임.
추정은 '시차분포모형(distributed lag model)'을 기초로 하였음.

$$\Delta \ln E_t = \alpha + \sum_{i=0}^{13} \beta_i \Delta \ln P_{t+1-i} + \theta t + \mu_t$$

여기서 E는 고용, P는 생산, t는 추세(time trend), μ는 오차항임.
2) *표시된 값들은 기간별 탄력성의 차이가 F-Test에서 5% 유의 수준을 초과한 경우임.

자료 : 李周浩 · 牟映圭, 「製造業 雇傭調整樣式의 變化에 관한 實證分析」, 『경제학연구』, 제44집 제2호, 한국경제학회, 1996.

〈4-2〉 기업규모별 고용탄력성

기업규모	1978년 1월~1987년 6월			1987년 7월~1994년 12월		
	1개월	3개월	12개월	1개월	3개월	12개월
10~29인	.590*	.801*	.536	.032	.092	.169
	(.123)	(.144)	(.234)	(.064)	(.101)	(.295)
30~99인	.425	.557	.434	.138	.248	.012
	(.070)	(.081)	(.094)	(.063)	(.096)	(.209)
100~499인	.291	.368	.318	.057	.148	.328
	(.046)	(.055)	(.088)	(.027)	(.040)	(.124)
500인 이상	.234*	.347*	.400	.065	.113	.465
	(.041)	(.045)	(.065)	(.029)	(.044)	(.119)

주 : 〈표 4-1〉과 동일.
자료 : 〈표 4-1〉과 동일.

다고 지적하고 있다. 한편 Kim and Lee(1997a)는 이러한 노동시장의 팽창 유형이 80년대 후반 및 90년대 초반에 바뀌었다는 것을 보였다. 즉, 제조업으로 입직하는 젊은 근로자의 비중이 급격히 감소하고 25~35세 연령층이 탈제조업화하는 경향이 있음을 지적하였다.

도 경기변동을 고려하더라도 여전히 매우 높은 수준을 유지하고 있기 때문에 고용조정의 어려움이 해고보다는 오히려 채용에서 보다 심각히 나타나고 있다는 것을 지적할 수 있다. 이 경우 지불능력 등에 있어서 상대적으로 열악한 소규모 기업이 대규모 기업에 비하여 고용탄력성이 낮게 나타날 수 있다.

한편 개별 기업 내부에서의 배치전환 등을 통한 소위 '機能的 柔軟性'이 결여될 경우 오히려 생산성 변화를 고용변화와 연계할 수밖에 없는 측면이 있다. 예컨대, 어느 개별 사업장에서 갑자기 생산량을 늘려야 할 경우 별도의 인원을 채용하지 않고 기존 인력의 근로시간을 늘리거나 혹은 인력재배치를 통하여 여기에 대응할 수도 있을 것이다. 이 경우 기업으로서는 보다 유연하게 수요의 변화에 대처한 측면이 있지만 고용 탄력성은 오히려 낮게 나타날 것이다. 따라서 대기업의 단기 고용탄력성이 중소기업에 비하여 높게 나타난다고 해서 반드시 대기업의 전반적 노동력 활용이 중소기업에 비하여 탄력적이지 않을 수도 있다는 점에도 유의할 필요가 있다.

다. 노동 유동성

앞에서의 고용탄력성에 대한 분석에서는 제조업 전체 고용이 생산의 변화에 대하여 얼마나 탄력적으로 변화하느냐를 살펴보았다. 한편 제조업 내에서 부문별(산업별)로 '노동 유동성(labor mobility)'이 외부 충격에 반응하여 얼마나 활발하느냐 하는 것도 노동시장 유연성의 중요한 척도가 될 수 있다.

이를 고찰하기 위하여 먼저 각 산업의 생산성 변화에 따른 임금과 고용의 변화를 분석하여 보았다. 제조업내 각 산업별로 고용, 임금, 생산성 각각에 대하여 연도와 산업 변수를 설명변수로 回歸分析을 하여 각각의 잔차를 구하였다. 이렇게 구해진 잔차

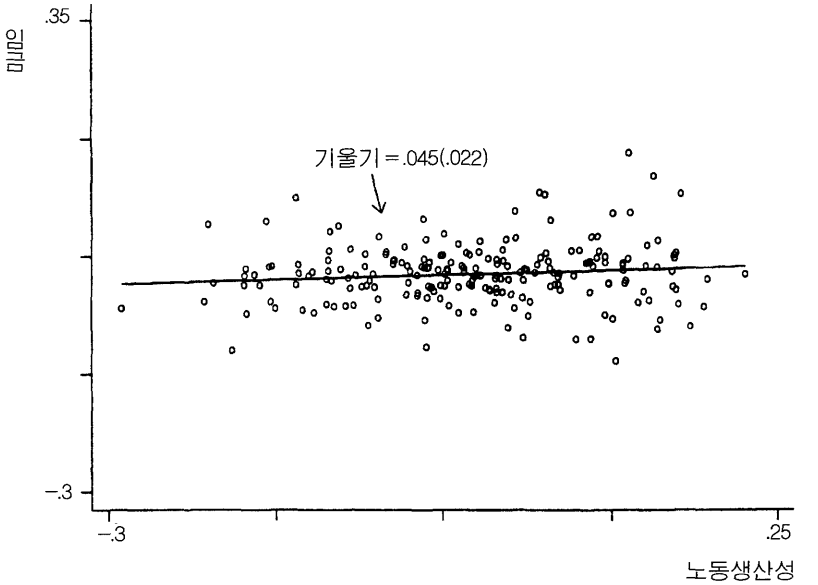
(residual)는 산업 고유효과 및 연도 고유효과를 통제한 값이다. [그림 8]은 생산성 잔차에 대한 임금 잔차와 고용 잔차와의 관계를 보여주고 있다. 여기서 보는 바와 같이 고용 잔차와 생산성 잔차는 매우 강하게 유의한 양의 상관관계를 보이는 반면 고용 잔차와 임금 잔차는 그렇지 못한 것을 알 수 있다. 이는 우리나라에서는 어느 한 부문에서 생산성이 갑자기 상승할 경우 그 부문으로 노동이 빠르게 이동함으로써 임금의 부문간 격차가 확대될 필요가 없었다고 해석할 수 있다.

그러면 1987년 이후와 이전의 두 기간간에는 어떠한 차이가 관찰되는가? 〈표 5〉에서 보는 바와 같이 1987년 이전 기간보다 1987년 이후의 기간에서 부문별 임금이 생산성의 변화에 보다 민감하게 변화하는 것을 알 수 있다. 따라서 생산성이 증가한 부문에서는 1987년 이후 보다 높은 임금증가를 수반하고 있다고 볼 수 있다. 그러나 1987년 이후 부문별 노동이동이 생산성의 변화에 대해서도 보다 민감하게 변화한 것으로 나타났다. 결국 노동의 부문간 이동이 1987년 이후 높은 임금을 수반하게 되었지만 동시에 생산성 변화에 보다 빠르게 반응하였으므로, 이 두 가지 결과를 두고 볼 때 그 이전에 비하여 상대적으로 활발하지 않다고 보기는 어렵다.

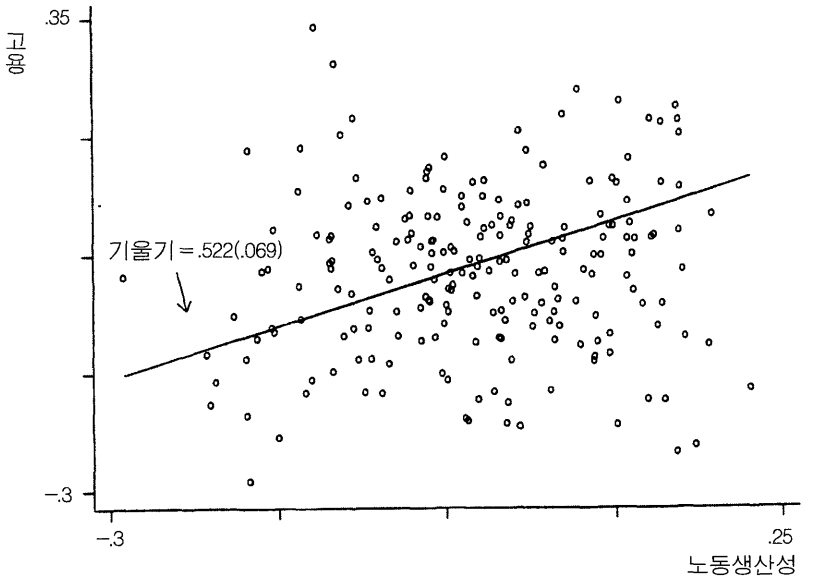
여기에 대해서는 어떻게 설명할 수 있을까? 우리나라 제조업에서의 산업조정이 80년대 중반 이후 매우 빠르게 이루어진 데 주목할 필요가 있다. 제조업내 기술집약적 산업의 고용 비중이 1987년의 37%에서 1994년에는 50%로 크게 증가한 것으로 보아 제조업의 '부문별 충격(sectoral shock)'이 80년대 후반 들어서 보다 지속적이고 강력하였다고 볼 수 있다. 따라서 80년대 이후 노동의 부문간 이동은 공급 측면에서의 근로자의 유동성에 크게 영향을 받기보다는 수요 측면에서의 산업조정에 이끌려 이루어

[그림 8] 제조업의 부문별 임금 · 고용과 생산성

[8-1] 제조업의 부문별 임금 및 노동생산성 지수



[8-2] 제조업의 부문별 고용 및 노동생산성 지수



〈표 5〉 수요변화에 따른 임금과 고용의 변화

	1977~90	1977~86	1987~90
로그임금의 잔차	.045	.003	.082
	(.022)	(.028)	(.038)
로그고용의 잔차	.522	.381	.679
	(.069)	(.077)	(.140)

주 : 먼저 로그임금, 로그고용, 로그생산성을 연도 및 산업더미로 회귀분석함.
$\log(W_{it})=\lambda_t+\mu_t+RW_{it}$; $\log(E_{it})=\pi_i+\gamma t+RE_{it}$; $\log(W_{it})=\rho_i+\sigma_t+RP_{it}$
*RW, RE, RP*는 각 식의 잔차임.
다음으로 로그임금의 잔차와 로그고용의 잔차를 로그생산성의 잔차로 회귀분석하였음.
$RW_{it}=\alpha+\beta^{*}RP_{it}$; $RE_{it}=\alpha+\beta^{*}RP_{it}$
자료 : 경제기획원, 『광공업센서스보고서』, 각호.
노동부, 『직종별임금실태조사보고서』, 각년도.

졌다고 볼 수 있다. 결국 노동의 부문간 이동이 보다 높은 임금을 수반하였음에도 불구하고 보다 활발히 이루어졌던 것이다.

다음으로, 대기업-중소기업간 기업규모별 노동이동에 대하여 살펴보자. 〈표 6〉에서는 1986년과 1992년의 『고용구조조사보고서』를 분석하여 각각의 해로부터 1년 이전에 이직한 제조업 근로자들이 당해에 어디로 직장을 옮겼는지를 분석하였다. 여기에서 보는 바와 같이 중소기업에서 대기업으로 옮기는 경우가 그 반대의 경우보다 훨씬 제한적이다. 또한 이러한 현상은 1986년보다는 1992년에 보다 강화된 것을 알 수 있다. 예컨대, 1985년에는 종업원 100~299인 규모 기업에서 이직한 근로자의 9.0%만이 대규모(300인 이상) 기업으로 전직하였으나 1991년에는 5.4%로 감소하였다. 이렇게 중소기업에서 대기업으로의 노동이동이 제한적이며 또한 감소한 것은, 1987년 이후 대기업 중심의 노조 활성화에 따라 대기업 프리미엄이 증가한 것과 결코 무관하지 않다고 할 수 있다.

〈표 6〉 기업규모에 따른 노동유동

〈6-1〉 1985~86년의 노동유동

	1986년 전체				1986년 제조업				
	100인 미만	100~299인	300인 이상	비고용	100인 미만	100~299인	300인 이상	다른 산업	비고용
100인 미만	61.0	4.3	3.8	30.9	40.9	4.6	3.9	22.3	28.4
1985년 100~299인	40.0	17.3	8.0	34.7	20.1	16.2	9.0	21.3	33.4
300인 이상	39.0	8.3	18.7	34.0	16.3	6.4	17.4	26.0	30.6

자료 : 통계청, 『고용구조조사보고서』, 1986.

〈6-2〉 1991~92년 노동유동

	1992년 전체				1992년 제조업				
	100인 미만	100~299인	300인 이상	비고용	100인 미만	100~299인	300인 이상	다른 산업	비고용
100인 미만	61.4	4.2	3.1	31.3	37.6	5.2	2.5	25.6	31.0
1991년 100~299인	46.8	17.4	7.3	28.5	21.2	11.9	5.4	30.2	31.4
300인 이상	43.8	7.0	16.8	32.4	18.2	4.5	11.2	32.8	31.6

자료 : 통계청, 『고용구조조사보고서』, 1992.

라. 失 業

노동시장의 유연성에 문제가 있을 경우 궁극적으로는 실업률의 상승으로 나타나게 될 가능성이 높다. 서구에서 노동시장의 유연성에 대한 논의가 시작된 것도 실업률의 급격한 증가 때문이었다. 그러나 우리나라에서는 실업률이 80년대 이후에도 지속적으로 하락하는 추세를 보였고 1997년 현재 2% 수준에 머무르고 있다. 이는 선진국가들의 높은 실업률에 비하면 매우 양호한 실적이라고 할 수 있다.

그러나 실업이 낮다고 해서 반드시 노동시장이 유연하다고 할 수도 없다. 우리나라의 고용률(취업자/해당인구)은 21~60세의 경우 68%이다. 특히 21~60세 여성의 고용률은 48%로서 매우

낮게 나타난다. 따라서 우리나라의 경우 낮은 실업률이 반드시 활발한 취업을 의미하지는 않는다는 데 유의할 필요가 있다.

또한 우리나라 실업통계에서 실업자에 대한 정의는 매우 좁게 되어 있다. 우리나라에서는 실업에 대한 조사가 이루어지는 시점에서 以前 1주간 동안의 구직활동에도 불구하고 적어도 1시간 동안도 일을 하지 않은 자가 실업자로 분류된다. 그러나 미국의 Current Population Survey에서는 조사 시점에서 4주 이전부터의 구직활동에도 불구하고 지난 1주간 전혀 일을 하지 못한 자를 실업자로 보고 있다. 따라서 우리나라의 경우 취업의사에도 불구하고 구직활동을 하지 않았기 때문에 실업자가 아닌 비경제활동인구로 분류될 가능성이 더 높게 된다. 더구나 우리나라에서는 고용보험이 최근에 와서야 도입되었기 때문에 통계조사에서 실업자임을 밝혀도 정부의 지원을 받게 될 유인이 없었다는 것도 조사된 실업률이 실제보다 낮게 나타날 수 있는 원인일 수 있다.

따라서 본고에서는 『1992년도 고용구조조사보고서』를 분석하여 우리나라의 失業統計의 下向偏倚性(downward bias)에 대하여 살펴보았다. 〈표 7〉은 21~60세의 남성과 여성 인구를 각각 10세 간격으로 분류하여 취업자, 실업자, 비경제활동인구의 분포를 보여주고 있다. 〈표 7〉의 제2항은 해당 인구 중에서 실업자가 남성의 경우 2.5%, 여성의 경우 0.9%임을 보여주고 있다. 전체 인구 중에서 실업자는 1.7%이며 이것은 실업률(실업자/(취업자+실업자))이 2.5%임을 의미한다.

그러면 우리나라의 경우 취업의사에도 불구하고 구직활동을 하지 않았기 때문에 실업자가 아닌 비경제활동인구로 분류된 경우는 얼마나 될까? 여기서는 비경제활동인구를 세 가지 설문 문항에 따라 분류하였다. 먼저 취업의사가 있느냐 하는 것이다.

〈표 7〉에서 비경제활동인구 중에서 취업의사가 없다고 응답한

자들은 제9항에 나타나 있고, 나머지 제3항에서 제8항까지는 취업의사가 있다고 답한 자들이다. 다음으로, 제3항에서 제8항까지의 취업의사를 가진 비경제활동인구를 다시 지난 6개월간 구직활동을 하였느냐의 여부를 기준으로 분류하였다. 마지막으로 취업의사가 있으면서도 지난 1주간 구직활동을 하지 않은 이유에 따라서 분류하였다. 〈표 7〉에서 제3항과 제6항은 가사, 육아, 통학, 개인의 사정 등에 의하여 구직활동을 하지 않은 자들이고, 제4항과 제7항은 보수가 맞는 일자리가 없을 것 같거나, 희망하는 직종이 없을 것 같거나, 혹은 이전에 구직활동에서 실망한 경우 등의 이유로 구직을 포기한 자들이며, 제5항과 제8항은 구직결과를 대기하고 있거나 사업준비 혹은 취업시험 준비를 하는 자들이다.

〈표 7〉 노동력 구성(1992년)

연 령	취업	실업	비경제활동						
			취업의사(有)						취업의사(無)
			6개월 구직(有)			6개월 구직(無)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
전체	67.6	1.7	1.4	.9	.3	3.9	.8	.2	23.3
남자	88.4	2.5	.5	.6	.3	.7	.2	.2	6.6
21~30	75.7	5.1	1.0	1.0	.6	1.4	.3	.5	14.6
31~40	95.9	1.8	.2	.2	.1	.2	.1	.1	1.4
41~50	94.8	1.5	.3	.3	.2	.3	.1	.1	2.4
51~60	86.7	1.1	.7	.8	.2	.8	.5	.1	9.0
여자	47.5	.9	2.2	1.3	.2	6.9	1.3	.3	39.4
21~30	44.1	2.0	2.4	1.4	.5	7.1	.9	.4	41.3
31~40	44.0	.6	2.9	1.4	.2	9.7	1.6	.3	39.3
41~50	54.7	.4	1.8	1.2	.1	5.5	1.4	.2	34.7
51~60	51.6	.3	1.0	.9	.1	3.4	1.2	.1	41.5

주 : 각항의 구분은 본문을 참조.
자료 : 〈표 6-1〉과 동일.

이렇게 분류하였을 때, 특히 제3항과 제6항의 가사, 육아, 개인사정 등에 의하여 구직활동을 하지 않은 자들을 제외하고 제4항, 5항, 7항, 8항의 사람들은 비경제활동인구로 분류되어 있으나 실제로는 실업자일 가능성이 높은 자들이다. 먼저 제5항과 제8항(취업의사는 있지만 구직결과 대기 혹은 취업준비를 위하여 구직활동을 하지 않는 자들)을 실업자로 포함시킬 경우 실업률은 3.1%까지 증가한다. 또한 제4항과 제5항(취업의사가 있으며 지난 6개월간 구직활동을 한 적이 있는 자 중에서 지난 1주간 구직결과 대기 혹은 취업준비를 위해서 구직활동을 하지 않았거나 혹은 여러 가지 이유로 인해 직장을 구할 수 없을 것으로 판단하고 구직을 포기한 자)을 실업자로 포함시킬 경우 실업률은 4.1%까지 올라간다. 더 나아가서 제4, 5, 7, 8항(취업의사가 있으나 지난 1주간 구직결과 대기 혹은 취업준비를 위해서 구직활동을 하지 않았거나 혹은 여러 가지 이유로 인해 직장을 구할 수 없을 것으로 판단하고 구직을 포기한 자)을 모두 실업자로 포함할 경우 실업률은 4.8%로 높아진다.

이렇게 볼 때 우리나라의 실제 실업률은 통계청에서 발표하는 수치의 약 2배까지로 볼 수도 있다. 물론 그렇다 하더라도 일본을 제외한 OECD국가의 실업률보다는 낮은 수치이다. 그러나 본고에서 지적하고자 하는 것은 실업통계에 있어서 우리나라의 특수성을 고려한다면 우리나라의 실업률 수준이 실업문제를 전혀 걱정하지 않아도 될 만큼 낮은 수준은 아니라는 것이다.

실업에 있어서 실업 수준보다 오히려 더 중요한 문제는 '실업이탈률(exit rate from unemployment)'과 실업기간이라고 할 수 있다. 실업이탈률이 높고 실업기간이 짧을 때 노동시장이 그만큼 유연하다고 할 수 있다. 우리나라의 『고용구조조사보고서』에서는 실업자가 구직활동을 계속한 기간을 조사하고 있다. 우리나라에

서 1986년도의 실업자 중에서 구직활동을 6개월 이상 한 자는 47.5%이며 1년 이상인 자는 25.5%에 달했다. 미국에서 1991년 전체 실업자 중에서 실업기간이 6개월 이상인 자가 13%에 불과한 것과 비교할 때 우리나라 실업기간은 상당히 긴 것으로 보인다. 그러나 우리나라의 1992년 자료를 분석한 결과 실업자 중 구직활동이 6개월 이상인 자는 40.9%, 1년 이상은 20.4%로 감소하였음을 알 수 있다.[12] 이 결과를 실업기간이 감소하는 추세에 있다고 해석할 수도 있으나, 이러한 결론은 성급한 것으로 판단된다. 이는 다음의 실업이탈률의 분석에서도 잘 알 수 있다. 『고용구조조사보고서』에서는 조사시점으로부터 1년전의 1주간에 있어서의 응답자의 고용상태에 관하여 조사하고 있다. 따라서 본고에서는 이 자료로부터 과거 1년전 실업자 중에서 현재 실업이 아닌 자를 분석하는 방식으로 실업이탈률을 계산하였다.[13] 〈표 8〉에서는 1986년과 1992년의 21~60세 남성에 관한 자료를 비교분석하였다.

우리나라에서 남성 실업자가 1년 후에도 계속 실업자로 남아있을 가능성은 32% 수준이며 이는 1986년과 1992년간에 차이가 없음을 알 수 있다. 그러나 1986년과 1992년에 있어서 남성 실업자에서 취업자로 고용상태가 바뀔 확률은 57%에서 54% 수준으로 감소한 반면 실업자에서 비경활인구로 빠질 확률은 11%에서

12) 물론 실업자의 구직활동기간이 6개월이라고 하여 실업기간이 반드시 6개월이 아닐 수도 있다. 예컨대, 이 사람이 지난 6개월의 기간중 어느 시점에서 잠시 취업을 하였지만 구직활동은 취업중에도 지속하였다면, 이 경우 구직기간은 6개월이지만 실업기간은 취업 후 다시 실업이 된 이후의 기간으로 계산될 것이다.

13) 이 경우에도 물론 조사시점과 조사시점에서 1년전의 고용상황이 두번 이상 바뀔 수 있다는 것은 무시되었다. 예컨대, 1년전 실업자였다가 현재 취업자인 경우에도 그 사이의 1년 기간동안 취업자, 비경활인구, 실업자 등 고용상황이 여러번 바뀔 수도 있을 것이다. 또한 1986년과 1992년의 비교에서 정기적 요인에 따라 이탈률 등이 영향을 받을 수 있다는 점도 무시되었다.

〈표 8〉 남성근로자의 실업이탈률

고용상태		취 업		실 업		비경제활동	
	교육기간	1986	1992	1986	1992	1986	1992
연령 21~35	〈 12	66.3(28.8)	54.1(25.4)	27.2	28.3	6.5	17.6
	= 12	60.0(32.9)	58.6(36.7)	30.2	29.7	9.8	11.7
	13~15	46.9(31.0)	51.2(37.0)	43.2	37.0	9.9	11.8
	≥ 16	43.8(31.5)	47.2(37.9)	46.8	40.5	9.4	12.3
	전 체	58.9(31.4)	55.0(35.2)	32.2	32.3	8.8	12.7
연령 36~60	〈 12	52.7(15.5)	54.9(19.3)	27.2	26.4	20.1	18.7
	= 12	54.5(22.7)	49.5(15.9)	32.8	34.0	12.7	16.5
	13~15	43.8(15.0)	47.6(21.3)	46.2	31.8	10.0	10.6
	≥ 16	48.8(19.0)	42.9(17.9)	36.3	38.7	14.9	18.4
	전 체	52.5(18.2)	51.2(17.9)	30.8	30.9	16.7	17.5
전 체		57.0(27.4)	53.9(30.3)	31.8	31.9	11.2	14.1

주 : 표본은 21~60세 남성근로자로 제한. 취업은 정규직, 임시직, 자영업 포함.
( ) 안은 남성실업자가 정규직 근로자로 취업할 비율.
자료 : 통계청, 『고용구조조사보고서』, 각년도.

14% 수준으로 증가하였다. 이것은 남성 실업자가 직장을 구함으로써 실업의 상태에서 벗어나는 경우는 줄어든 반면 구직을 포기함에 따라 실업자로 간주되지 않는 경우는 오히려 증가하였다는 것을 의미한다. 이러한 취업률 하락은 실업기간이 장기화되고 있음을 의미한다. 그럼에도 불구하고 앞서 실업기간이 감소한 것으로 나타난 것은, 많은 실망실업자가 비경제 활동인구로 전환되면서 발생한 결과라고 판단된다.

본고에서는 남성 실업자를 연령별로 저연령(21~35)과 고연령(36~60)으로 나누고 다시 학력별로 분석하여 보았다. 연령군으로 분류하여 보아도 남성실업자가 1년 후에도 실업자로 남아 있을 확률에는 큰 변화가 없는 것으로 보인다. 그러나 남성 저연령층의 경우 실업자가 1년 후 취업할 확률이 1986년의 58.9%에서 1992년에는 55.0%로 오히려 감소하였음을 알 수 있다. 특히 취

학기간이 12년 미만인 남성 저학력자의 경우 실업상태에서 1년 후 취업할 확률이 1986년의 66.3%에서 1992년에는 54.1%로 급격히 감소하였음을 알 수 있다. 더구나 이들이 상용직을 구하여 실업상태에서 벗어날 가능성도 1986년의 28.8%에서 1992년에는 25.4%로 줄어든 것을 알 수 있다.

남성 실업자가 상용직을 구하여 취업할 확률은 전체적으로는 1986년의 27.4%에서 1992년에는 30.3%로 증가하였다. 또 하나 흥미 있는 사실은 1992년에 들어와서 고등학교를 졸업하지 않은 저연령 남성의 경우는 실업상태에서 1년 후 상용직을 가질 가능성이 25.4%인 데 비하여 고등학교를 졸업만 하여도 36.7%로 크게 높은 것을 알 수 있다. 이렇게 볼 때 젊은 남성 실업자들이 상용직이 아닌 임시직 혹은 일용직의 직업을 찾아서 취업하는 것이 더욱 어려워졌으며, 특히 고등학교를 졸업하지 못한 경우에는 이러한 어려움이 뚜렷이 부각되고 있다고 할 수 있다.

2. 改革의 必要性

1997년 노사관계 개혁의 필요성은 크게 두 가지 측면에서 제기되었다고 할 수 있다. 첫째는, 집단적 노사관계에 있어서 비합리적 노사관행을 초래하고 있는 정부의 지나친 규제를 합리화하는 것이었다. 둘째는, 노동시장 유연성을 제고하기 위하여 노동시장에 관한 정부규제를 합리화하는 것이었다. 첫번째 논의에 대해서는 前節에서 살펴보았으므로 本節에서는 우리나라에서 과연 노동시장 유연성을 제고하기 위한 개혁이 필요한가에 대하여 논의하기로 한다.

우리나라 노동시장의 유연성에 대해서는 한편으로는 실업률이 2%대인 상황이므로 전혀 우려할 필요가 없다는 견해와, 또 다른

한편으로는 1987년 이후 노조 활성화에 따라 노동시장의 경직성이 심각한 수준이라는 상반된 견해가 대립되었다. 본고에서는 우리나라 노동시장의 경직성이 매우 심각한 수준까지는 아닐지라도 노동시장의 경직화가 이미 진행되고 있다는 實證的 根據를 제시하였다. 또한 노동조합보다는 시장수급상황의 변화가 노동시장 경직화의 보다 근본적인 원인으로 작용하였음을 지적하였다.

우리나라의 노동시장이 아직까지는 경직화의 정도가 심각한 수준이 아니라고 할만한 앞에서의 실증적 근거를 정리하면 다음과 같다. 1987년 이후를 그 이전과 비교하였을 때 ①고용탄력성의 경우 고용조정기간을 1년간으로 고려한 장기탄력성을 비교하였을 때는 큰 차이가 없었으며, ②노동의 부문간 이동이 생산성 변화에 비해 오히려 보다 민감하게 이루어졌고, ③전체 실업률이 2%대로 떨어짐과 동시에 장기실업자의 비중도 감소하였다는 것 등이다.

한편 우리나라 노동시장의 경직화가 진행되고 있다는 실증적 근거로는 1987년 이후가 이전에 비하여 ①단기 고용탄력성이 크게 하락하였고, ②노동의 부문간 이동에 있어서 보다 높은 임금을 수반하게 되었으며, ③대기업에서 중소기업으로의 노동이동이 축소되었고, ④남성 실업자가 취업자로 고용형태를 바꿀 확률이 감소하였다는 것 등을 지적할 수 있다.

또한 우리나라 노동시장의 경직화는 노동시장 수급상황의 변화가 보다 주요한 원인으로 작용하였음을 보여주고 있다. 즉, ①1987년 이후 고용탄력성이 감소한 데에는 노동공급의 탄력성이 급격히 감소한 要因이 노동조합 활성화 요인보다 더 주요하게 작용하였으며, ②1987년 이후 노동의 부문간 이동이 생산성 변화에 대해서 보다 민감하게 이루어진 원인은 제조업내 부문별 충격이 더욱 지속적이고 강력하였다는 데서 찾을 수 있었다.

이러한 실증적 근거를 바탕으로 노동시장 유연화를 위한 제도개혁의 필요성을 다음과 같이 정리할 수 있다. 논의의 출발점은 우리나라 노동시장이 현재 매우 경직적이라고 할 수는 없지만 이미 경직화되고 있다는 데 있다. 이 경우 문제는 이러한 노동시장의 경직화 추세가 향후 더욱 심화될 것이냐 혹은 일시적으로 그칠 것이냐는 것이다. 앞의 분석에서 노동시장의 경직화가 노동공급 탄력성의 감소, 산업간 외부충격의 심화 등 노동시장 수급상황의 변화에 주로 기인하고 있음을 보였다. 이러한 노동시장 수급상황의 변화는 우리 경제가 아직도 매우 동태적으로 성장과 구조조정을 하고 있는 상황에서 앞으로도 지속될 뿐만 아니라 심화될 가능성이 매우 크다는 것도 쉽게 예측할 수 있다.

이렇게 볼 때 이미 진행중이며 앞으로 더욱 심화될 것으로 예상되는 노동시장의 경직화를 방지하기 위해서는 노동시장을 유연화하는 제도개선이 필요하다는 결론에 도달할 수 있다.

다음으로, 노동시장 유연화를 위한 제도개선은 노동시장의 측면에서뿐만 아니라 집단적 노사관계에서도 필요성이 제기될 수 있다. 우리는 前章에서 노동조합 등에 대한 정부의 지나친 규제를 합리화할 필요성에 대하여 논의하였다. 그런데 지금도 우리의 불합리한 노사관행 등에 비추어볼 때 노사 양측에 충분한 경쟁압력이 존재하지 않는 상황에서 노동조합에 대한 규제완화는 특히 대기업부문에서 노사관계의 비효율성을 오히려 더욱 부추길 수 있다는 우려가 강하게 제기되었다. 여기서 노동시장의 유연성 증대는 집단적 노사관계에 대하여 市場規律을 강화함으로써 노사양측에 경쟁압력을 강화할 것이라는 데 주목할 필요가 있다. 이 경우 노동시장의 유연성 증대는, 노동조합에 대한 규제완화에 따라서 발생할 수 있는 집단적 노사관계의 비효율성을 방지할 수도 있다는 측면에서 그 필요성이 인정된다고 할 수 있다.

3. 改革의 評價

우리나라의 1997년 노사관계 개혁의 세세한 부분에 대하여 사후적으로 평가하기에는 아직 시기적으로 이르다고 할 수 있다. 따라서 본고에서는 앞에서 분석한 노사개혁의 필요성에 비추어 1997년 노사개혁의 전반적인 방향이 타당한지를 검토하고, 또한 1997년 노사개혁에서 미흡하였다고 판단되는 부분과 향후의 개혁과제에 대해서도 논의한다.

가. 改革의 槪觀

1997년 노사관계 개혁은 집단적 노사관계를 합리화하는 동시에 노동시장 유연성을 제고하기 위하여 노동법을 개정하고 정부규제를 합리화하자는 것이었다. 따라서 1997년 노사관계 개혁은 근로기준법과 집단적 노사관계 관련 법규(노동조합 및 노동관계조정법, 근로자 참여 및 협력증진에 관한 법률, 노동위원회법)를 크게 수정하는 형식으로 이루어졌다.

근로기준법의 주요 개정사항들은 다음과 같다.

첫째, 근로기준법에 "사용자는 경영상의 이유에 의하여 근로자를 해고하고자 하는 경우에는 긴박한 경영상의 필요가 있어야 한다"는 조항이 삽입되었으며 1999년부터 실제 적용하기로 하였다. 이에 따라 과거 명확한 법적 기준 없이 법원의 판례에 의하여 해고가 인정되는 것에 비해서 '정리해고'에 있어서 미흡하나마 법적용의 불확실성을 줄이고 투명성을 높였다고 할 수 있다.

둘째, '탄력적 근로시간제'를 도입하여 2주 혹은 1개월을 단위로 1주 평균근로시간이 법정근로시간(44시간)을 초과하지 않는 한 특정 주에는 어느 한도 내에서 초과근로를 인정하였다. 또한 '선택적 근로시간제'를 도입하여 1개월 이내의 일정 기간(정산

기간)에 걸쳐 근로하여야 하는 총근로시간(계약시간)을 정해놓고 매일의 시업 및 종업 시간은 근로자에게 맡길 수 있도록 하였다.

셋째, 기업이 퇴직금제도의 운영을 보다 유연하게 할 수 있도록 하였다. 근로자가 원할 경우 퇴직하기 전에 계속 근로한 기간에 대하여 퇴직금을 미리 정산하여 지급할 수 있도록 하였고, 사용자가 근로자를 피보험자로 하여 퇴직연금보험 등 보험에 가입한 경우에도 법정퇴직금 의무를 이행한 것으로 간주하게 되었다.

한편 집단적 노사관계에 관한 법률의 주요 개정사항은 다음과 같다.

첫째, 구노동법에서는 "기존 노동조합과 대상을 같이하거나, 그 노동조합의 정상적 운영을 방해하는 것을 목적으로 하는 경우"를 노동조합의 결격사유로 규정하여 소위 '복수노조'를 금지하였으나, 1997년 법개정을 통하여 이 조항을 삭제하는 한편 하나의 사업 혹은 사업장에서만 복수노조를 두는 경우에는 경과조치를 두어 2001년 12월 31일까지만 금지하는 것으로 하였다.

둘째, 구노동법에서는 당해 근로자 혹은 노동조합을 제외한 소위 제3자가 노동조합의 설립과 해산, 노동조합에의 가입과 탈퇴, 사용자와의 단체교섭과 쟁의행위 등에 개입하는 행위를 금지하였으나, 1997년 개정에서는 이에 관한 조항을 삭제하고 당해 노동조합 혹은 사용자가 노동부장관에게 신고한 자는 단체교섭 혹은 쟁의행위를 지원할 수 있도록 하였다.

셋째, 구노동법에서는 노동조합이 공직선거에서 특정 정당을 지지하거나 특정인을 당선시키기 위한 행위, 조합원으로부터의 정치자금 징수, 노동조합기금의 정치자금 유용 등의 정치행위를 금지하였으나, 이 조항들을 삭제하는 대신 '주로 정치운동을 하는 경우'를 노조의 결격사유로 신설하였다.

넷째, 1997년 개정된 법에서는 소위 '무노동 무임금 원칙'을 법제화하여 쟁의행위에 참가한 근로자에 대하여 쟁의기간중의 임금을 지급할 의무가 없으며, 노동조합이 쟁의행위기간에 대한 임금의 지급을 요구하여 이를 관철할 목적으로 쟁의행위를 하는 것을 금지하였다. 또한 1997년의 노동법에서는 사용자가 노동조합 전임자에게 급여를 지급하는 것을 2002년부터 금지하는 조항을 신설하였다.

이와 같이 우리나라의 1997년의 노동법 개정은 노동시장의 유연성 제고와 집단적 노사관계에 대한 정부규제 합리화라는 큰 방향에 대체로 충실하였다고 할 수 있다. 사실 선진국에서는 노동시장 유연화를 위한 노사개혁의 필요성이 70년대 후반 이후, 특히 유럽의 고실업 국가들을 중심으로 지속적으로 논의되었으나 실제 제도개혁에 성공한 경우는 많지 않다. 마찬가지로 개도국의 경우에도 우리나라와 같이 정부가 주도하여 노동조합에 대한 정부규제를 완화하는 경우도 많지 않다.

이렇게 볼 때 노동시장의 유연화에 대한 사용주측의 요구와, 노동조합에 대한 정부규제의 완화를 바라는 노동조합의 입장을 절충하여 두 가지 측면에서 동시에 진전을 이루었다는 점에서, 우리나라의 1997년 노사개혁은 노사관계 제도개혁에 있어서 하나의 새로운 모형을 제시하였다고 긍정적으로 평가할 수 있을 것이다.

그러나 1997년 노사개혁에서 노동시장의 유연화를 위한 보다 강한 제도개혁과 이에 병행한 집단적 노사관계에 대한 보다 과감한 규제 합리화를 추진하지 못한 것에 대해서는 부정적인 평가가 있을 수 있다.

노동시장의 유연화를 위한 개혁에 있어서, 정리해고제가 1999년으로 유예되었고, 근로자 파견제도를 포함한 고용서비스에 대

한 강한 정부규제를 철폐하지 못하였으며, 퇴직금제도 역시 완전한 철폐까지는 미치지 못하였다. 또한 집단적 노사관계에 대한 규제를 합리화하는 데 있어서도, 단위 사업장에서의 복수노조 허용과 노조전임자에 대한 보수지급 금지가 2002년까지 유예되었고, 교원 및 공무원을 포함한 공공부문 노사관계에 있어서의 큰 제도개선도 없었다.

나. 向後 政策課題

그러면 1997년 노사관계 개혁을 계기로 노사관계 정책 혹은 상품시장에서의 경쟁촉진정책 등 정부정책은 어떻게 바뀌어야 하며, 또한 우리나라 노사관계의 향후 제도개혁 과제는 무엇인가를 살펴보자.

1) 노사관계 정책의 전환

과거 집단적 노사관계에 있어서 소위 '三禁'으로 불리던 제3자개입금지, 복수노조금지, 노조정치활동금지 등이 폐지 혹은 완화됨에 따라 정부의 노동조합에 대한 규제가 과거의 '선별적 간섭' 방식에서 탈피하여 법률을 엄정히 집행하는 방식으로 바뀔 수 있는 여건이 조성되었다. 즉, 1997년 노사개혁은 노동조합에 대한 지나친 정부규제를 완화함으로써 정부의 엄정한 법집행을 가능하게 하였다는 점에서 긍정적으로 평가할 수 있다. 정부는 노동법을 엄격히 강제함으로써 노사 양측이 법률을 준수하는 관행부터 정착시켜야 할 것이다.

다음으로, 집단적 노사관계에서뿐만 아니라 노동시장에 대한 정부 간섭도 대폭 줄여야 할 것이다. 과거 우리나라에서는 임금상승이 문제될 경우 정부가 임금 가이드라인 혹은 임금동결 등의 수단으로 이를 억제하려는 경우가 빈번히 있었다. 그러나 최

근 수년간 정부의 임금 개입은 거의 모두 실패로 돌아갔다. 정부가 기업에게 임금을 낮게 지불하도록 강제하더라도, 기업은 보너스, 특별수당 등의 형태로 정부규제를 우회할 수 있는 것이다. 결국 임금에 대한 정부규제는 우리나라의 임금체계만 복잡하게 만들고 말았다. 1997년 노사개혁을 계기로 노동시장의 유연성이 제고될 것으로 기대되므로, 정부는 노동시장의 문제를 기본적으로 노동시장의 기능 강화를 통하여 풀어나가야 할 것이다.

2) 노동시장 유연화를 위한 개혁

우리나라에서는 노동시장의 유연성을 제약하는 제도가 1997년 노사개혁 이후에도 많이 남아 있다.

앞에서 지적한 바와 같이 우리나라의 노동시장은 해고는 물론 채용에 있어서 심각한 문제에 당면하고 있는데도 불구하고 구인자와 구직자를 연결해주는 '고용서비스' 기능이 매우 취약하다. 따라서 근로자파견제도를 도입하고 민간 고용서비스 산업에 대한 규제를 철폐하여 근로자 채용에 있어서의 유연성이 강화되도록 하여야 한다.

다음으로, 임금에 대한 정부의 복잡한 규제도 단순화하여야 한다. 우리나라에서는 고용보험제도가 도입되었음에도 불구하고 아직 법정퇴직금제도가 상존하고 있다. 이외에도 연장, 야간, 휴일근로, 해고예고수당 등을 산정하는 기준인 '통상임금'과 퇴직금, 휴업수당, 산재보상 등에서의 기준인 '평균임금'으로 기준임금이 이원화되어 있다. 이렇게 이원화된 정부규제는 우리나라의 임금체계를 복잡하게 만들고 있다. 이에 따라 임금이 가지는 동기유발효과를 불투명하게 할 뿐만 아니라 임금협상의 거래비용을 크게 올려놓고 있다. 따라서 법정퇴직금제도를 없애고 기준임금을 일원화하는 등 임금에 관한 정부규제를 합리화할 필요가 있다.

3) 상품시장에서의 경쟁촉진

본고에서는 상품시장(특히 대기업부문)에서의 競爭缺如가 1987년 이후 노조에 의한 대기업부문의 상대적 임금상승은 물론 불합리한 노사관행의 형성과도 밀접한 관계가 있다는 점을 지적한 바 있다. 역으로 말하면, 상품시장에서의 경쟁촉진이 노사관계에 대한 시장규율을 강화하여 노사관계의 합리화에 기여할 수 있다는 것이다.

사실, 근로자에 대해서는 정리해고제도의 도입 등을 통하여 경쟁압력을 높이면서 대기업의 도산은 정부가 책임져 줄 수는 없는 것이다. 상품시장(금융시장까지도 포함하여)에서의 규제철폐와 정부간섭의 최소화를 통하여 근로자뿐만 아니라 기업도 기꺼이 시장경제의 리스크를 분담해야 할 것이라는 것을 보여야 한다.

우리나라에서 노조활성화에 따른 대기업 부문에서의 시장왜곡이라는 1987년의 전철을 1997년 노동조합에 대한 규제완화 이후 또다시 되풀이하지 않기 위해서는 상품시장에서의 경쟁촉진을 위한 제도개혁이 반드시 뒤따라야 할 것이다.

4) 공공부문 노사관계의 개혁

우리나라의 공공부문이야말로 시장의 경쟁압력이 아직까지 거의 존재하지 않는 부문이라고 할 수 있다. 따라서 공공부문의 상품시장 혹은 노동시장에서의 경쟁압력을 강화하는 조치 없이 공공부문의 노동조합에 대한 권한을 제한하는 정부규제를 일거에 철폐할 경우 1987년 이후 대기업부문에서 관찰되었던 문제가 더욱 심각하게 재연될 가능성이 있을 것이다. 따라서 공공부문 노동조합의 권한을 확대하는 정부규제의 완화를 위해서는 이와 동시에 공공부문의 상품시장 및 노동시장의 경쟁압력을 강화하는

개혁을 동시에 추진하여야 할 것이다.

특히 공무원 노조의 경우 최근 활발히 논의되고 있는 정부개혁에 착수할 경우 이와 동시에 공무원 노조에 대한 현재의 제한조치들을 완화할 수 있을 것이다. 또한 교원의 경우에는 교육개혁이 현재 진행되고 있으므로 상품(교육서비스)시장의 경쟁촉진을 위한 개혁이 이미 시작되었다고 볼 수 있다. 따라서 교원인사제도의 개혁을 통하여 교원의 노동시장을 유연화하는 동시에 교원의 단결권 등에 대한 규제를 완화할 수 있을 것이다. 이와 같이 교원에게 단결권 및 단체교섭권을 인정함으로써 교육현장의 촌지 문제나 권위주의 척결 등 교육개혁에 오히려 긍정적인 기여를 할 가능성도 있을 것으로 기대된다.

Ⅳ. 結　　語

우리나라에서 1987년과 1997년의 두 차례에 걸친 노사관계 개혁의 과정에서 노사 양측 혹은 전문가들에 의하여 빈번히 주장되었던 論據들 중에는 실제로 우리나라 勞動市場機能에 대한 잘못된 인식에 근거한 것들이 많이 있었다. 본 연구에서는 1987년과 1997년의 노사관계 개혁을 평가하면서, ①우리나라 노동시장이 기본적으로는 機能하고 있으며, ②노동시장의 市場機能을 보다 강화하기 위한 制度改革이 지속되어야 하고, ③노사관계에 대한 市場規律을 강화하기 위한 상품시장에서의 경쟁촉진, 공공부문의 개혁, 노동정책의 변화 등이 요구된다는 結論에 도달하였다.

먼저, 많은 사람들이 우리나라의 노동시장은 1987년 노사관계

개혁 이후 실제 이상으로 가격기능이 크게 왜곡되고 또한 유연성이 심각하게 경직화되었을 것으로 근거 없이 상정한다. 이렇게 믿는 사람들의 경우 이에 대한 대응책으로 흔히 임금동결이나 노동조합에 대한 강한 규제[14] 등과 같이 노동시장의 기능을 오히려 제한하는 방안을 제시한다. 그러나 본고에서는 우리나라의 노동시장이 1987년의 노사관계 개혁을 겪으면서도 가격기능이 크게 왜곡되지 않았으며 노동시장의 경직화도 아직 심각할 정도는 아니라는 것을 보여주었다.

다음으로, 우리나라의 노동시장이 이렇게 기본적으로는 기능하고 있음에도 불구하고 시장기능을 보다 강화하기 위한 제도개혁의 필요성이 여러 측면에서 대두되고 있다는 점에 주목하여야 한다. 1987년 노사관계 개혁 이후 노동조합이 활성화되면서, 특히 상품시장의 경쟁이 결여된 대기업부문에서 중소기업에 대한 상대임금이 상승하고 불합리한 노사관행이 형성되는 등의 문제가 제기되었다. 그러나 노동조합에 대한 규제 강화가 이에 대한 해결책이 될 수는 없다. 오히려 노동조합에 대한 규제는 실제 집행이 가능한 수준으로 내리되, 노동시장의 유연성을 제고하여 노동조합에 대한 시장규율을 강화하는 것이 선택가능한 정책대안이 될 것이다.

우리나라의 노동시장 자체가 경직화되기 시작한 것도 문제이다. 본 연구에서 지적한 바와 같이, 이러한 추세의 주요 원인을 노동공급의 탄력성이 감소하고 산업의 부문별 충격의 강도가 강화되는 등에서 찾을 수 있다면 앞으로도 노동시장의 경직화는

14) 1987년 이전 우리나라의 경험에서 보는 바와 같이, 노동조합에 대한 강한 규제를 유지하기 위해서는 일종의 '주고받기(quid pro quo)'로서 근로기준법의 정부규제도 같이 높여 노동시장의 유연성을 제한하는 경우가 많이 있었다. 이 경우 노동조합에 대한 강한 규제정책은 간접적으로 노동시장기능을 제한한 것으로 평가할 수 있다.

더 진행될 수 있다. 따라서 노동시장의 시장기능을 강화하기 위한 개혁이 지속적으로 요구될 것으로 전망할 수 있다.

마지막으로, 노사관계의 장기적인 발전을 위해서는 노동시장의 시장기능이 강화되어야 할 뿐만 아니라 상품시장에서의 시장기능도 강화되어야 한다. 상품시장에서의 경쟁촉진, 공공부문의 개혁, 노동정책의 변화 등을 통하여 노사관계에 대한 市場規律이 강화되어야 한다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『광공업센서스보고서』, 각호.

金三洙 · 李宗勳 · 李周浩, 『노사관계제도개선을 위한 연구 — 노사관계제도에 대한 여론 및 실태조사분석』, 국민경제교육연구소, 1992.

金秀坤 · 李周浩, 「勞使關係와 人力開發政策」, 『韓國經濟 半世紀 : 歷史的 評價와 21世紀 비전』, 한국개발연구원, 1995. 12.

勞動部, 『직종별임금실태조사보고서』, 1977~94.

李宗勳, 「賃金프리미엄의 決定要因」, 『韓國開發硏究』, 제14권 제4호, 1993. 3.

李周浩, 『雇傭對策과 人的資源開發』, 한국개발연구원, 1996.

李周浩 · 牟映圭, 「製造業 雇傭調整樣式의 變化에 관한 實證分析」, 『경제학연구』, 제44집 제2호, 한국경제학회, 1996.

曺尤鉉 · 兪京濬, 「勞動組合 加入性向의 決定要因과 勞組의 相對的 賃金效果」, 『경제학연구』, 제45집 제3호, 한국경제학회,

1997.

統計廳, 『고용구조조사보고서』, 1986, 1992.

_____, 『한국통계연감』, 각년도.

Bognanno, Mario F., "Korea's Industrial Relations at Turning Point," Korea Development Institute Working Paper 88-16, 1988.

Ehrenberg, Ronald and Richard Butler, "Estimating Narcotic Effect of Public Sector Impasse Procedure," *Industrial and Labor Relations Review*, 1981.

Hamermesh, Daniel, *Labor Demand*, Princeton : Princeton University Press, 1993.

Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963~87 : Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, 1992.

Kim, Dae-Il and Robert H. Topel, "Labor Markets and Economic Growth : Lessons from Korea's Industrialization, 1970~1990," Richard B. Freeman and Lawrence F. Katz(eds.), *Differences and Changes in Wage Structure*, Chicago : The University of Chicago Press, 1995.

Kim, Dae-Il, and Ju-Ho Lee, "Changes in Korean Labor Market and Future Prospect," KDI-Hoover Conference Paper, 1997.(1997a)

_____, "Labor Reforms in Korea," EWC-KDI Conference Paper, June 1997.(1997b)

Kim, Sookon, "Korean Labor-Management Relations," in Lee-Jay Cho and Yoon Hyung Kim(eds.), *Korea's Political*

Economy, Westview Press, 1994.

Lee, Ju-Ho and Dae-Il Kim, "Labor Market Developments and Reforms in Korea," Korea Development Institute Working Paper 97-03, 1997.

Nugent, Jeffrey B., "What Explains the Trend Reversal in the Size Distribution of Korean Manufacturing Establishments?" *Journal of Development Economics*, 1996.

Pencavel, John, "The Legal Framework for Collective Bargaining in Developing Economies," Policy Paper, Center for Economic Policy Research, Stanford University, 1996.

Yoo, Seong-Min, and Youg-Jae Lim, "Big Business in Korea : New Learnings and Policy Issues," KDI-Hoover Conference Paper, 1997.

論 評

李 宗 勳
(명지대 교수)

본 논문은 1987년, 97년 두 차례의 노사관계 개혁을 평가함에 있어 첫째, 노사관계 법·제도 및 관행의 큰 변화가 노동시장에 대해 미친 영향, 즉 노동시장 성과(labor market performance)를 살펴보는 과학적이고 분석목적이 뚜렷한 접근방법을 사용한 점에서 매우 큰 의미를 가진다. 개혁을 통해 달라진 내용이 중요한 것이 아니라 그것이 경제의 퍼포먼스에 미치는 영향이 중요하다는 논리이며, 이러한 접근은 향후의 정책 및 제도개선 과제의 제시와 자연스럽게 연결될 수 있다는 점에서 매우 바람직한 것으로 사료된다.

둘째, 분석결과도 노동시장 변수(임금·고용)의 변화가 제도적인 충격보다도 시장 압력에 의해 설명되는 부분이 많다는 사실 등 매우 흥미롭고 타연구자의 새로운 연구의욕을 자극시키기에 충분한 내용을 담고 있다. 현상 인식에 대한 저자들의 높은 감각이 엿보이며, 과학적 분석이 결여된 채 특정 현상이 나타나고 있는 이유가 제도변화에 있다고 주장하는 일부 무책임한 논자들에 대한 경각의 의미도 매우 크다고 생각한다.

그러나 논문이 너무 장황하고 저자들의 전반적인 주장을 독자가 이해하기 쉽지 않게 구성된 점에서는 매우 큰 아쉬움을 갖게 된다. 먼저 논문 제목부터 볼 때, 「노사관계 개혁과 노동시장 변화」는 너무 포괄적이고 저자들의 연구목적이나 결과가 잘 나타나 있지 않은 느낌이다. 「87년 노사관계 개혁에 따른 한국 노동

시장의 변화와 97년 노사관계 개혁에 대한 평가 및 향후 과제」가 다소 길지만 논문의 내용과 연구목적이 뚜렷하게 드러나는 제목이다.

그리고 87년 개혁 부분에서는 주로 임금에 미친 영향만 언급하고, 97년 개혁의 章에서는 고용에 미친 영향을 이야기하는 등 논문의 구성과 순서가 다소 어색하다고 사료된다. 본 논평자가 논문의 내용을 부각시키기 위해 생각해본 논문 구성의 재정비 방향을 제시해보면 다음과 같다. 첫째, 87년 노사관계 개혁의 내용과 의미를 설명하고, 둘째, 87년의 개혁이 노동시장에 미칠 영향의 예상 결과를 가설로 정리하고 각 가설이 전제하고 있는 가정을 명시한다. 셋째, 임금 및 고용에 미친 영향 분석(노동시장의 2대 변수에 대한 분석으로 압축하고 조직률, 파업 등에 대한 분석은 보조 자료로만 활용하여도 충분함)을 시도하고, 이에 따라 어떠한 가설이 맞는지 분석한다.

이때 그러한 결과가 나오게 된 것을 가정(전제)의 차이로 설명하며, 이 과정에서 가정의 차이를 증명해주는 적절한 자료제시가 필요하다. 예컨대, 본문에서 언급되었듯이 대기업 생산의 소규모 기업으로의 이전으로 소기업 고용규모가 커졌다면 이에 대한 자료 제시가 요망되며, 또한 87년 이후 부문간 노동 이동이 활발하게 된 이유로 제조업내 부문별 수요 충격이 컸기 때문이라고 주장하는데, 그렇다면 제조업 부문별 수요 변화에 대한 증거도 제시하여야 저자들 주장의 설득력을 높일 수 있을 것이다.

넷째, 앞의 분석결과와 함께 향후 노동시장 여건을 전망해보면서 87년 개혁의 미진한 부분과 새롭게 요구되는 개혁의 내용을 연역적으로 이론적으로 제시해보며, 이러한 맥락에서 마지막으로 97년 노사관계 개혁을 평가하고 향후 추가로 고려해야 할 개혁의 내용을 설득력 있게 제시하면 될 것이다.

다음으로 세부적 내용에 있어 몇 가지 논점을 제시하고자 한다. 먼저 본 논문에서는 우리나라의 비효율적인 노사관계 관행이 나타나게 된 가장 큰 이유로 정부의 지나친 간섭(특히 재량권 행사에 따른 선별적 간섭)으로 인한 「노사 당사자(특히 사용자)의 올바른 관행 축적에 대한 인센티브 결여」를 지적하고 있는데, 실제로는 파업비용의 불균형으로 인한 교섭력의 불균형, 그리고 이로 인한 비합리적 단체협약안의 수용에서 그 원인을 찾는 것이 논리적으로 더 타당하지 않을까? 예컨대, 복수노조가 허용되지 않는 등 노사 당사자들에 대한 경쟁압력이 제한되어 있었던 것도 이유가 될 수 있지만, 미시적으로는 파업에 대한 과도한 두려움이 불합리한 관행 축적의 직접적인 이유가 되었다고 생각한다.

한편 본 논문에서 87년 노사관계 개혁이 노동시장에 미친 영향을 알아보기 위해 노조의 임금인상 효과를 분석한 것은 매우 큰 의미가 있는 작업이라고 생각한다. 특히 노조활동의 활성화와 단체교섭에 의한 임금결정의 일반화로 인해 임금변수의 노동시장에서의 가격기능이 왜곡되었다고 생각하는 속설과 이에 입각하여 노조압박으로 임금안정과 가격기능 회복을 꾀할 수 있다는 정책 입장에 대해 과학적인 분석결과를 제시한다는 측면에서도 매우 중요한 의미를 가진다.

또한 본문에서 나타나듯이 노동조합 조합원으로 인한 직접적인 임금프리미엄 효과가 나타나지 않는다면 이는 노조의 위협효과가 매우 크다는 의미이고, 따라서 노조의 위협효과가 크게 나타날 수 있는 부문의 임금이 시장압력 이상으로 과도하게 올랐는지 분석하려고 하였다. 그러나 이러한 저자들의 의도가 논문의 문맥에서 분명하게 드러나고 있지 않으므로 서술방법의 기술적인 측면에서 약간의 수정이 필요하다고 본다. 그리고 노조의 위협효과가 크게 나타나는 부문으로 저학력, 저연령, 제조업, 대기

업 등의 부문을 선택하였는데, 다분히 노조를 결성하는 주체의 입장만 고려된 듯하다. 오히려 노조 위협효과의 많은 부분은 노동수요 주체인 기업의 파업에 대한 두려움이라고 생각한다. 따라서 파업비용의 크기에 따라 부문(sector)을 구분하는 작업에 대한 고민이 있어야 할 것이며, 설사 노조결성 주체의 입장에서 부문을 구분한다 하더라도 저학력, 저연령, 제조업 근로자가 이론적으로 노조를 결성할 인센티브가 더 크고 또 실제 조직률이 더 높은지에 대한 실증자료를 함께 제시해야 설득력이 있을 것이다.

그리고 결론적으로 저자들은 노조의 위협효과보다도 노동공급 및 수요조건에 의해 부문간 임금격차를 설명할 수 있다는 결론을 내리고 있는데, 논평자도 저자들의 결론에 대체로 수긍한다. 이와 관련하여 논평자가 생각하고 있는 가설을 제시해보면, 87년 이후 노조 활성화와 단체교섭의 임금결정 기능으로 「기업간 임금격차는 확대되는 한편 기업내 임금격차는 축소되었다」는 것이다. 따라서 학력간 연령간 임금격차는 제조업의 경우 저학력, 저연령 근로자가 주조합원이므로 중위투표자모형(Median Voter Model)에 의해 축소되었고, 기업규모간 임금격차는 렌트배분모형(Rent-Sharing Model)에 의해 확대된 것이다. 그러나 기업간 임금격차의 주된 원인은 노조의 교섭력 차이가 아니라 기업간 지불능력(생산성) 차이로 주로 설명할 수 있다. 이에 대한 자세한 내용은 논평자의 拙著인 「賃金프리미엄의 決定要因」(『韓國開發硏究』, 14권 4호)과 「賃金柔軟性 提高를 위한 賃金體系 改善方案」(『韓國開發硏究』, 16권 1호)을 참조할 수 있을 것이다.

결국 87년 이후 노조는 외부의 기회임금 이상의 임금프리미엄을 단체교섭으로 따낼 수 있었고, 기업은 파업에 대한 두려움뿐만 아니라 숙련근로자 확보 유지를 위해 이를 수용한 것이다. 그러나 이때 중요한 점은, 저자들이 본 논문에서 확인하고 또 논평

자가 拙著들에서 확인했듯이, 부문간 생산성 차이를 잘 반영하는 임금격차를 보이고 있다는 점이다. 따라서 노조 활성화와 단체교섭으로 노동시장의 기능을 왜곡시켰다기보다 부문간 임금이 생산성 차이를 잘 반영하는 등 임금 유연성이 제고된 측면이 있고, 이는 노동시장에서의 구조조정을 촉진하는 순기능을 가지게 된 것으로 사료된다.

그러나 상품시장에서의 경쟁제한으로 기업간 임금격차가 공정치 못한 독점렌트의 노사간 향유로 귀결될 가능성이 있고, 도산의 위험에서 벗어날 경우 아무런 위협 없이 이러한 결과가 지속될 것이므로 상품시장에서의 경쟁촉진 정책이 요구되는 것이며, 이는 본 논문의 논지와도 일치한다. 또한 상품시장에서의 경쟁압력 제고는 총파업 비용을 높일 것이므로 파업 축소에도 크게 기여할 것이다.

한편 노동시장에서의 경쟁제한, 특히 해고의 어려움으로 인한 내부자(insider)와 외부자(outsider)간의 경쟁제한은 기업 내부에서의 분배왜곡, 즉 해고의 위협이 없을 경우 기업내 종업원간 기여도에 따른 합리적 배분방식을 선택하기보다는 노조가 조합원 다수에 유리한 방향으로 일방적인 임금결정을 주장할 것이다. 이와 같은 관점에서 파견업 허용 등은 외부자의 경쟁력 제고로 내부자에 대한 경쟁위협이 되고, 이는 노동시장에서의 경쟁압력을 높이는 조치가 될 것이다. 그리고 이러한 논리가 97년 개혁의 미흡한 부분으로 적시될 수 있을 것이다.

李 昌 鏞

(서울대 교수)

최근 한국경제는 자력에 의한 구조조정에 실패하여 후진국의

일로만 여겨져왔던 외환위기에 처하게 되었다. 그 결과 IMF 주도하에 그간 미루어왔던 구조조정을 선택의 여지 없이 피할 수 없게 되었다. 그간 실패로 끝났던 여러 제도개혁 중 이번 외환위기를 불러온 시발점은 아마도 1997년초 노사관계 개혁의 실패와 그로 인한 후유증이라 하여도 과언은 아닐 것이다. 노사관계 개혁의 실패로 정치력, 행정력을 상실한 정부는 한보, 기아사태의 처리에 효과적으로 대처할 수 없었고, 그 뒤 추진된 금융개혁은 아무런 결과 없이 소모전만을 되풀이하여 한국경제에 대한 해외투자가의 신뢰도에 돌이킬 수 없는 상처를 남겼다. 돌아볼수록 한국경제의 현 상황이 정책실패로 인한 人災임을 부정할 수 없기에 다시는 이러한 실수를 되풀이하지 않기 위해서라도 노사관계 개혁, 금융개혁 등을 통해 우리가 풀어야만 했던 과제가 무엇인지를 다시 한번 되새겨볼 필요가 있을 것 같다. 특히 자의에 의해서건 타의에 의해서건 더 이상 구조개혁을 연기할 수 없는 현 시점에서 노사관계 개혁, 금융개혁안 중 현 시점에서 우선적으로 추진되어야 할 사항들을 정리하는 것은 시급한 정책과제라 생각된다.

이런 시점에서 1987년과 1997년에 행해진 노사관계 개혁의 문제점과 성과를 비교 평가하며, 이로부터 새로운 노사관계 수립에 대한 정책방향을 제시하고 있는 본 논문은 매우 시의적절하며 정책적 중요성을 가진 논문이라 생각된다. 본 논문은 1987년과 1997년의 노사관계 개혁을 동시적으로 분석한 후, 결론부분에서 향후 정책방향을 논의하는 방식으로 서술되어 있다. 저자의 주장이 명확히 서술되어 있으며, 주장하는 바에 대한 실증분석 역시 엄밀성을 가지고 있기에 전반적으로 매우 우수한 논문이라고 생각된다.

그러나 1987년, 1997년 정책에 관한 제도적 평가 부분과 이를

뒷받침하기 위해 행해진 실증분석 부분간에 어떠한 관계가 있는지 명확하지 않은 점이 본 논문의 약점인 것 또한 사실이다. 이는 본 논문과 같이 포괄적 주제를 다루는 경우 흔히 나타나는 일반적 문제점이라 사료된다. 반면 본 논문은 지난 10여 년간 우리나라 노사개혁의 제도적 변화와 노동시장에 관한 정형화된 사실(stylized facts)을 잘 요약하고 있기 때문에 이 주제에 관한 survey article로서 더 큰 가치를 찾을 수 있다. 특히 〈표 7〉에서 실망실업자의 크기를 구체적으로 추정하여 우리나라의 실제 실업률이 국제비교를 통해 볼 때 이해할 수 없을 정도로 낮은 수준이 아니라는 점을 지적한 것은 널리 인용될 가치가 있다고 생각된다.

총평에 이어 논문의 세부사항에 대해 가졌던 몇 가지 질문을 요약하면 다음과 같다.

(1) 저자들은 [그림 1]에서 '근로자 1인당 파업손실일수'와 '파업참가자 1인당 파업손실일수'가 다른 방향으로 변화하였음을 언급한 후 추가적 설명 없이 후자에 더 비중을 두어 논의를 진행하고 있다. 논문의 목적에 비추어 양자의 움직임이 상이하였다는 것은 어떠한 시사점을 갖는가? 저자들의 목적에 보다 적합한 변수가 있다면 그 변수만을 [그림 1]에 포함시킴으로써 불필요한 혼동을 피할 수 있다고 생각된다.

(2) Ⅱ장 2절 '임금에 대한 효과'에서 저자들은 실증분석을 통해 임금상승에 미친 노조의 역할이 미미하였음을 보이고자 노력하였다. 이러한 의도는 평균임금의 변화를 보여준 '가項'과 노동조합원 프리미엄을 측정한 '나項'에서 명확하게 서술되어 있다. 마찬가지로 '다項' 이후의 다양한 상대임금 분석은 노동조합의 '위협효과' 역시 크지 않았음을 보이는 데 그 목적이 있다.

그러나 '다項' 이후의 분석은 단순한 통계자료를 병렬식으로 나열한 형태로 구성되어 있어 이 부분을 읽는 과정에서 독자들이 주제로부터 일탈할 위험이 매우 크다. 따라서 '다項' 이후 마지막 부분에 이 부분의 분석이 노동조합의 '위협효과'에 대한 평가임을 명확히 기술해줄 것을 권하고 싶다.

(3) Ⅲ장 1절 '다項'에서 부문별 임금이 생산성에 보다 민감하게 반응하였다는 사실로부터 저자들은 노동의 부문별 이동에 수반한 비용이 커졌다는 결론을 도출하고 있다. 노동이동에 수반한 비용이라면 논평자에게는 우선 firing & hiring cost가 연상된다. 물론 임금이 이 비용의 일부(노동자에게의 기회비용으로서)인 것은 사실이나 부문별 임금의 탄력성만을 가지고 어떻게 저자들과 같은 결론을 내릴 수 있는지 궁금하게 생각한다.

朴　進

(本院 硏究委員)

「노동정책은 시장기능을 보다 강화하는 방향으로 기능해야 한다.」는 것이 본 논문의 최종 결론이라고 할 수 있다. 좋은 정책논문이란 평범한 진리에 입각한 논리로 유용한 정책 시사점을 도출해야 하지 않은가 한다. 이러한 점에서 이주호·김대일 박사의 논문은 좋은 논문이 되기 위한 필요조건을 갖추었다고 생각된다.

저자의 논점은 크게 두 가지가 있다. 첫째, 1987년 이후 노조의 활성화로 인하여 시장기능이 왜곡되었다는 주장이 있으나 1987년 이후의 노동시장 변화는 노조의 활성화로 인하여 영향을 받았다기보다는 시장의 변화를 반영하는 것이었다. 노조의 효과로 볼 수 있는 효과도 1990년 이후에는 미미한 것으로 나타났다.

따라서 잘못된 믿음 하에 임금동결, 노조규제 등 反시장경제적 노동정책을 주장하는 것은 잘못이다. 둘째, 우리에게는 노동시장의 기능을 강화하기 위한 제도개혁이 필요하다. 현재 한국의 노동시장은 크게 경직적이라고 할 수는 없지만 대기업부문을 중심으로 불합리한 노사관계 및 채용부문의 경직화가 진행되고 있기 때문이다. 이러한 문제점은 향후 더욱 가속화될 가능성이 크므로 상품시장의 경쟁촉진, 노동시장의 유연화 등 시장기능을 제고하기 위한 제도개선이 필요하다. 1997년의 노사관계 개혁은 이를 위한 노력으로서 평가받을 수 있으나 아직 개선의 여지가 많다.

논평자는 위의 두 가지 논점에 모두 원칙적인 찬성의 뜻을 보낸다. 그러나 노조의 파업비용, 대기업내 불합리한 노사관계의 원인과 처방, 노동시장 유연화의 필요성 등에 대해서는 몇 가지 논평을 붙이고자 한다.

(1) 노조의 파업비용에 대하여

파업이란 노사간에 합의가 도출되지 않을 때 서로에게 일정 비용을 초래함으로써 교섭의 타결을 쉽게 하는 기능을 가지고 있다. 1987년 이후 파업이 급증한 것은 그 비용이 얼마나 되는지를 확인하는 절차였다고 볼 수 있다. 따라서 파업은 단체교섭의 거래비용이다. 우리가 파업에 관심을 갖는 이유는 국가 경쟁력 차원에서 그 거래비용을 줄이고자 하기 때문이다.

저자는 노동조합 활동의 활성화는 단기적으로 그쳤다고 지적하며 파업의 거래비용이 크지 않다는 시사를 하고 있다. 그리고 이에 대한 증거로 1987년 직후 파업건수 및 파업기간이 급증하였으나 1990년대 이후에는 모두 감소하는 추세에 있음을 밝히고 있다. 그러나 거래비용의 크기는 시계열이 아니라 횡단면 비교를 하는 것이 국가경쟁력에 대한 영향을 잘 측정할 수 있다고 생각

된다. 또한 파업건수는 파업의 거래비용을 나타내는 좋은 통계량도 아닌 것으로 생각된다. 쟁의행위에 따른 1994년중의 노동손실일수를 보면 피용자 1,000명당 한국이 120.7일, 미국은 46.5일, 일본은 1.6일로 나타나고 있다. 이는 극단적인 예이기는 하나 한국이 부담하고 있는 파업비용의 크기에 대한 짐작을 가능하게 한다.

1997년 개혁의 2대 방향은 노조규제의 철폐와 노동시장 유연화라고 할 수 있다. 본 논문은 이중 노동시장 유연화의 당위성을 설명하는 데에 대부분의 논의를 할애하고 있다. 한편 노조규제 철폐가 필요하다는 설명에는 상대적으로 소홀한 느낌이다. 노조규제의 철폐는 「복수노조 허용, 제3자 개입 허용」 등 노조에 대한 떡과 「무노동 무임금, 전임자 임금폐지」 등 사용자에 대한 떡으로 구성되어 있다. 요약하면 노조활동의 자유를 보장하는 대신 노조의 파업비용을 증가시키겠다는 것이다. 본 논문은 이중 노조활동 자유보장에 대한 설명은 그나마 일부 포함하고 있으나 노조의 파업비용에 대한 설명은 다루고 있지 않다. 이러한 현상은 본 논문이 노동경제학의 양대 흐름인 노사관계론과 노동시장론 중에서 후자에 중점을 두고 작성된 탓도 있을 것으로 생각된다. 그러나 저자가 파업의 거래비용을 과소평가하고 있는 것도 한 배경이 아닌지 묻고 싶다.

노동시장의 유연성과 상품시장의 경쟁성을 도입하면 노사관계도 합리화된다는 의견에는 공감한다. 그러나 이는 정책효과가 나타나기까지 시간이 소요되는 우회로이다. 반면 노조의 파업비용을 증가시키는 것은 보다 신속하고 분명한 정책효과를 가지고 있다. 노조규제에 반대한다는 저자의 견해에 적극 찬동한다. 그러나 노조의 파업비용을 증가시키기 위해서는 대부분 규제완화가 필요한 것이지 저자가 우려하는 새로운 노조규제가 필요한

것은 아니라는 점을 지적하고 싶다. 즉, 많은 경우 노조의 파업 비용 증가는 시장경제 원리에 부합하는 것이라고 생각된다.

(2) 대기업내 불합리한 노사관계의 원인과 처방에 대하여

저자는 1987년 이후 임금상승의 가속화는 노동조합의 활성화 때문이라기보다는 경기 호황 때문일 가능성이 높다고 밝히고 있다. 또한 노동조합이 결성된 부문의 임금이 그렇지 않은 부문보다 특별히 높지 않다는 점을 밝히고 있다. 저자는 노조의 위협효과까지 측정하기 위하여 학력별, 연령별, 산업별, 기업규모별 임금프리미엄을 측정하였다. 이는 큰 기여라고 생각된다. 대부분의 측정에서 1987년 직후 노조원의 임금이 위협효과 등으로 상대적으로 많이 올랐으나 그 효과는 단기에 그친 것으로 나타났다. 그리고 임금변화의 많은 부분은 시장요인의 변화에 의하여 설명되는 것으로 나타났다.

그러나 저자의 분석에 있어 대기업의 임금프리미엄만은 장기적으로 지속되는 것으로 나타났다. 다시 말해 기업규모가 클수록 임금이 높은 추세가 1992년 이후에도 지속되고 있다는 것이다. 저자는 그 이유로서 대기업일수록 노조조직률이 높다는 점을 들고 있다. 시장요인의 변화는 기업규모를 차별하지 않기 때문에 기업규모별 임금격차를 시장요인에 의하여 설명할 수는 없다는 것이다. 과연 그러한가? 1992년 이후는 소위 경기의 양극화가 문제가 되던 시기였다. 중화학 등 대기업 중심의 산업은 잘되는 반면 경공업 등 중소기업 중심의 산업은 어려움을 겪던 시기였다. 이렇게 보면 1992년 이후 임금의 대기업 프리미엄이 증가하는 것은 노조효과와 함께 경기 양극화라는 시장요인도 한 요인이 되지 않았을까? 다시 말해 기업규모별 임금격차를 보여주는 [그림 7]에서 경기 양극화라는 시장효과를 감안하면 1994년의 임금

격차는 1986년의 임금격차와 별 차이가 없다고 할 수 있지 않을까? 만약 그렇다면 기업규모별 임금격차에 대한 저자의 문제의식이 과연 타당한 것인지를 다시 한번 생각하게 되는 것이다.

저자는 노사관계의 합리화를 위하여 상품시장의 경쟁촉진이 필요하다고 설명한다. 그러나 저자는 대기업의 렌트(rent)가 상품시장의 독점력에 의하여 발생한다는 전제를 하고 있다. 그러나 노조가 공유하려고 했던 대기업의 렌트가 저자의 지적대로 상품시장의 독점력 때문이었는지, 아니면 다른 요인이었는지에 대한 설명이 충분하지 않은 점은 아쉽다. 만약 상품시장의 독점력이 대기업 렌트에 중요한 변수가 아니었다면 경쟁촉진이라는 정책제언은 현실과 관계없는 주장이 되는 것이다. 물론 완전경쟁하에서는 렌트가 사라지게 된다. 상품시장의 경쟁촉진은 일종의 만병통치약인 셈이다. 그러나 대기업의 렌트를 완전히 제거할 만큼 「충분히」 경쟁적인 상품시장을 만들기는 쉬운 일이 아니다. 다시 말해 상품시장의 경쟁촉진으로 해결할 수 있는 부분은 현실적으로 한정되어 있다는 것이다. 바로 이러한 이유에서 우리는 독점력 이외의 변수에 관심을 갖는 것이다.

저자는 상품시장의 경쟁촉진을 위한 제도개혁을 강조하고 있다. 그러나 그 구체적인 방안에 대해서는 설명이 부족한 느낌이다. 경쟁촉진이라는 의미에 포함되어 있기는 하나 시장개방에 대한 명시적인 강조가 있었으면 한다. 현재 국내 경쟁구도가 미흡하여 노조의 비효율성이 증대되는 경우는 상대적으로 많지는 않을 것으로 생각된다.[1] 이렇게 볼 때 각 산업별로 시장개방도에 따라 노조의 임금프리미엄을 측정하면 재미있겠다는 생각을 해

1) 예컨대, A社는 라면업계에서 매출액을 기준으로 60%를 상회하는 시장점유율을 보이고 있다. 그러나 그 노조가 특별히 비효율적이라는 이야기는 들어보지 못했다.

보았다.

(3) 노동시장 유연성 제고의 필요성에 대하여

저자는 한국 노동시장의 유연성이 해고보다는 채용에 있어서 보다 심각한 문제를 가지고 있다고 밝히고 있다. 1996년 한 해 동안 명예퇴직이라는 이름으로 직장을 떠난 근로자 수가 8,200여 명에 달하는 나라에서 해고에 어려움이 있다면 믿으려 하지 않을 것이다. 그러나 뒤집어 생각하면 해고가 어렵기 때문에 「명예」퇴직이 생겨났으며 이로 인하여 기업이 추가비용을 부담하고 있는 것이 아니겠는가? 또한 중소기업의 도산이 많은 것도 해고가 어렵기 때문에 기업의 퇴출로 조정을 하고 있는 측면도 있지 않겠는가? 실제로 1997년의 개혁에 있어서는 채용부문의 유연성보다는 정리해고 등 해고부문의 유연성이 보다 관심을 끌었던 것을 우리는 기억하고 있다. 작금의 외환위기를 겪으면서 해고부문의 유연성 문제는 또다시 세인의 주목을 받고 있다. 그럼에도 불구하고 해고부문에 대한 언급이 전무한 것은 아쉬움을 남긴다. 그러나 해고부문의 경직성을 측정하기 위해서는 기업 차원의 자료가 있어야 할 것이므로 연구에 있어 어려움이 있을 것으로 이해된다.

한국의 노동시장은 채용에 있어 경직적인가? 저자의 답은 매우 경직적이라고 할 수는 없지만 경직화가 진행되고 있으며 향후 심화될 것이라는 것이다. 저자는 현재 노동시장의 경직화는 노동공급의 탄력성 감소, 산업간 외부 충격의 심화에 기인하고 있다는 분석을 내리고 있다. 그러나 저자의 분석에서는 한국 노동시장의 경직화에 대한 심각성이 크게 느껴지지 않는다. 채용시장의 유연성이 필요하다는 점에는 크게 공감한다. 그러나 채용시장의 경직성 및 고용서비스에 대한 현황분석을 한 뒤 이를 외국

과 비교하였더라면 저자의 논지가 더욱 설득력을 가졌을 것이다. 끝으로 본 논문이 1년전에 나왔더라면 더욱 좋았겠다는 생각을 하면서 논평을 마친다.

海外直接投資의 效果에 관한 考察

金 承 塡

(本院 專門研究員)

* 필자는 이 글의 초고에 대하여 귀중한 논평을 주신 本院의 林源赫 박사, 東國大學校의 宋毅英 교수, 그리고 본원의 원내세미나 참석자들께 감사드린다. 이 분들의 의견은 본고의 보완과정에 많은 도움이 되었다. 그리고 귀중한 데이터를 제공해주신 본원의 韓震熙 박사께 감사드린다. 또한 자료 및 원고정리에 수고한 金壽一 연구원과 金信德 연구조원께도 감사드린다.

◇ 要　約 ◇

해외투자로 인해 수출 및 고용이 감소할 것이라는 우려가 있다. 본고는 이론적, 통계적, 실증적 분석을 통하여 이에 관한 논의를 하고 향후 전망과 함께 정책적 시사점을 도출하는 것을 목적으로 한다.

본고의 분석결과 및 투자제도 개선방향을 요약하면 다음과 같다. 해외투자가 아직까지 수출을 대체하였다는 근거는 없다. 향후 국내부품업체의 현지동반진출 확대, 해외자회사의 역할 증대, 국제분업생산체제의 진전 등 해외투자전략의 변화에 따라 해외투자가 수출을 대체할 가능성을 배제할 수 없으나 해외투자의 제한시에는 수출 및 고용에 더욱 악영향을 줄 수 있다. 해외투자를 제한하는 것은 예상되는 실업을 단지 연기시키는 것에 불과하며, 오히려 향후 실업문제가 훨씬 심각해질 수 있다. 해외투자는 기업의 경쟁력 유지 및 구조조정을 위해서 필요하며 타대안보다 고용안정에 기여할 수 있다. 또한 과도한 해외투자가 기업 및 국내경제에 미칠 악영향을 우려하여 해외투자를 규제하는 것도 설득력이 약하다. 정부가 해외투자의 과도성 여부를 판단할 능력이 기업보다 우월하다고 할 수 없다. 설령 해외투자 결정이 비합리적으로 이루어질 가능성이 있다 하더라도, 이 문제는 투자기업 및 여신은행 등의 책임을 분명히 하여 기업은 투자성과의 책임을 지고, 여신은행, 채권자 등은 투자기업의 재무현황 및 투자계획의 성공가능성을 고려하여 자금제공을 하도록 유도해야 한다. 따라서 일부 대규모 해외투자에 대한 사전심의로 대표되는 현행규제는 철폐되어야 한다. 일부 대규모 해외투자의 적정성 여부를 판단하기 위해 운용되고 있는 해외투자 심의는 실효성이 없을 뿐만 아니라 신속한 해외투자결정을 방해할 수 있다.

중장기적인 관점에서 해외투자로 인한 국제분업을 국내고용 및 수출의 증가뿐만 아니라 경제성장으로 연결시키기 위해서는 국내의 입지여건을 혁신활동 및 고부가가치 활동에 적합하도록 개선해나갈 필요가 있다. 한편 단기적 고용감소에 대비한 정책도 필요한데, 교육훈련제도의 개선, 노동시장의 유연성 제고, 고용서비스 개선은 이런 마찰을 완화하는 데 기여할 것이다.

Ⅰ. 序　　論

해외직접투자로 인해 수출 및 고용이 감소할 것이라는 우려가 있다. 그동안 이에 관한 많은 논의가 있었음에도 불구하고 아직도 정확한 이해가 부족한 실정이다. 이는 해외직접투자의 효과에 대한 체계적이고 논리적인 접근이 부족한 데에 기인한다. 본고는 해외직접투자의 효과에 대한 체계적, 논리적 접근을 시도하며 향후 해외직접투자 전략의 변화에 따른 효과를 전망하고 정책방안을 모색함을 목적으로 한다. 본고에서 다룰 주요 논제는 다음과 같다 : 1) 해외직접투자로 인해 국내투자, 수출 및 고용이 감소하는가? 해외직접투자에 대한 우려의 기본적 가정은 해외직접투자로 인해 국내투자, 수출 및 고용이 감소한다는 것인데 과연 그러한가? 2) 산업공동화론은 타당한가? 3) 해외직접투자의 전략변화에 따른 수출 및 고용효과는? 4) 향후 정책의 기본방향은?

본고의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 해외직접투자의 효과에 대한 기존의 연구를 소개하며, 한국의 경우에 대한 통계적, 실증적 분석을 시도한다. Ⅲ장에서는 산업공동화론의 논점 및 타당성을 검토할 예정이다. Ⅳ장은 해외직접투자의 전략변화에 따른 수출 및 고용효과를 전망하며, Ⅴ장에서는 대응방안을 제시한다.

Ⅱ. 海外直接投資의 效果

1. 海外直接投資의 諸效果

가. 國內投資

다국적기업의 차입비용이 차입정도에 비례하여 증가할 때, 국내투자와 해외투자[1]는 대체적 관계를 가질 수 있다. 다국적기업의 국내사업과 해외사업은 상대적으로 싼 내부자금에 대해 경쟁하게 되므로, 해외투자는 국내투자를 감소시킬 수 있다. 하지만 자본유출에 대한 규제, 수직적 통합(vertical integration), 국내·해외생산의 보완성은 이러한 효과를 약화시킨다. 따라서 대체의 정도는 실증적 문제이다. 미국[Stevens(1969), Ladenson(1972), Severn(1972), Stevens and Lipsey(1992)]의 경우 미국기업의 국내투자와 해외투자간에 약간의 대체성이 있는 것으로 나타났고, 영국[McClain(1974)]과 네덜란드[Belderbos(1992)]의 경우도 비슷한 결과를 보였다. 스웨덴의 경우, 1986년까지 해외투자를 국내에서 자금조달하는 데 대한 규제가 있었기 때문에 대체의 정도는 낮았다. 1986년 이후 해외투자는 급증했는데, 아직도 1990년대 초의 국내투자의 부진이, 부분적으로 1980년대 후반의 해외투자 성황으로 인한 스웨덴 다국적기업의 높은 채무에 기인하는 것인지에 대한 논란이 있다.

1) 본고에서 해외투자는 해외직접투자와 같은 의미로 사용되었다.

나. 輸出·輸入 및 雇傭

역사적으로 제조업체는 해외투자를 하기 전에 무역을 했다. 아직도 대부분의 기업이 이런 과정을 거치고 있는데 그 이유는 다음과 같다. 무역이 해외투자보다 쉽고 덜 위험하며, 해외투자는 유치국에 대한 지식, 경험, 관리 능력 등을 필요로 한다. 해외투자는 최소한의 규모가 요구되기 때문에 수출은 시장의 존재를 확인하는 절차로서 선행된다. 또한 통신발전 이전에는 모기업의 해외자회사 관리가 용이하지 않았던 것도 또 하나의 이유다. 기업이 상표, 우월한 기술, 고급제품 공급능력 등을 갖추고 있을 때 해외투자 여부는 수출과의 비교를 통해 이루어진다. 무역장벽, 과점시장에서의 경쟁, 생산비 및 운송비용 절감, 시장과 고객에의 근접 등이 해외투자로의 이행을 가져온다. 이는 해외투자가 수출의 대체수단임을 의미한다. 한 제품에서 보면 해외투자는 수출을 대체한다. 하지만 해외투자는 중간재와 서비스의 수출을 가져온다. 해외투자는 시장점유(market share)를 증가시켜 수출증가 효과를 확대한다. 한편 해외투자는 역수입의 증가를 초래한다. 해외투자와 무역의 관계는 다국적기업의 전략이 변함에 따라 더욱 복잡해진다. 기존의 연구는 해외투자의 수출효과를 중심으로 이루어졌는데, 〈표 1〉에서 보듯이 아직까지는 대체로 해외투자가 수출을 증가시킨 것으로 나타난다.

1차산업은 산업특성상 제조업과는 다소 다른 양상을 나타낸다. 무역이 해외투자로 이어지는 경우와 그 반대의 경우가 있다. 자원을 보유한 국가가 생산할 수 있는 능력(capabilities)을 갖고 있다면 그 국가로부터 수입을 하고 해외투자는 나중에 하게 된다. 반면에 그런 능력이 없다면 해외투자가 필요하다. 즉, 해외투자가 무역으로 이어져 유치국은 수출하고 투자국은 수입하게 된다.

많은 비재생자원의 경우가 이에 해당한다. 이 부문의 해외투자는 무역을 확대시킨다. 투자국 입장에서 해외투자가 수입을 유발하며, 농업·광업설비 등 제품(manufactures)의 수출도 유발한다. Pearce(1990)에 의하면 이 부문의 해외투자의 수출증가효과는 제조업의 해외투자에 비해 상대적으로 약한 것으로 나타났다.

서비스부문의 해외투자는 주로 서비스의 비교역적(non-

〈표 1〉 해외투자의 수출효과에 관한 실증연구

	주요내용	비 고
Bergsten et al. (1978)	미국의 해외투자와 수출의 관계가 (+)이며 해외투자의 수준이 높아지면서 관계가 약해짐.	해외투자 초기에는 해외자회사가 모기업의 중간재 수출에 의존하지만 현지 활동이 커짐에 따라 이러한 의존도가 감소함.
Lipsey & Weiss (1981)	해외생산이 그 국가로의 미국 수출을 증가시킴. 타국의 그 지역으로의 수출은 감소하는데 이는 해외투자가 시장점유를 위한 중요한 수단임을 나타냄.	
Lipsey & Weiss (1984)	미국의 경우 1970년에 해외투자와 수출이 5개지역, 11개산업(14개산업중)에서 (+)관계를 가짐.	수출의 구성이 최종재에서 중간재로 변화함.
Swedenborg (1979, 1985)	스웨덴의 경우 해외자회사의 생산과 모기업의 수출이 (+)관계임.	
Blomstrom et al. (1988)	해외투자와 수출의 (+)관계는 미국보다 스웨덴의 경우에 보다 뚜렷했음.	
Pearce(1990)	세계 거대기업의 경우 1982년도에 해외생산과 수출이 (+)관계임.	수출의 구성이 최종재에서 중간재로 변화함.

tradable), 시장지향적(market-oriented)인 특성 때문에 이루어진다. 비록 서비스의 교역가능성이 커지고 있지만 서비스 산업의 일반적 특성은 수출보다는 해외투자를 해야 할 필요성이 크다는 것이다. 많은 서비스기업은 본국 기업의 국제활동을 돕기 위한 해외투자로 시작했다. 무역회사, 은행 등은 국내기업의 무역활동 및 해외활동을 돕기 위한 것이었다. 이러한 "follow-the-customer" 동기는 광고·회계회사의 해외 진출에도 적용된다. 서비스부문의 해외투자는 소유권우위를 살려서 새로운 시장을 추구하기 위해 이루어지기도 한다. 이는 은행업, 광고, 항공운송, 보험, 호텔 등에서 이루어진다. 또한 서비스부문의 해외투자는 자원이 있는 곳에 입지해야 할 경우에 이루어지기도 한다. 호텔서비스, 공항설비 등이 그것이다. 서비스부문의 해외투자가 수출에 미치는 영향은 서비스가 교역가능한지의 여부에 달려 있다. 만약 교역가능하지 않다면 효과가 거의 없다. 하지만 보험, 재보험, 금융, 법률서비스 등과 같이 교역가능한 서비스에 대해서는 해외투자가 서비스 수출을 감소시킬 수 있다. 서비스부문의 해외투자는 기계와 장비의 수출을 유발하나 제조업부문의 해외투자보다는 일반적으로 효과가 작다. 한편 무역업에서의 해외투자는 본래 목적상 수출을 촉진한다.

해외투자가 고용에 미치는 효과는 수출 효과와 맥락을 같이 한다. 해외생산이 수출을 대체하고 역수입을 증가시켜 국내고용을 감소시킨다. 반면에 해외자회사가 모기업 또는 본국으로부터 원자재, 자본재, 중간재, 최종재 등을 수입하여 국내고용을 창출한다. 그리고 해외생산이 증가함에 따라 본사의 혁신, 관리를 포함한 '화이트칼라' 활동이 증가한다. 또한 회계, 자문, 은행 등 해외자회사에 지원서비스를 하는 부문의 고용변화가 나타난다. 이 효과는 지원업체가 고객(customer)을 따라서 해외로 진출하

면 음(-)일 수도 있다. 〈표 2〉에서 볼 수 있듯이, 대부분의 실증분석에서 해외투자는 고용을 증가시킨 것으로 나타났다. 즉각적인 고용상실은 모기업의 경쟁력 향상, 모기업의 해외자회사로의 수출증가 등으로 인한 고용증가로 보완되었다. 한편 Jordan & Vahlne(1981), Hawkins & Jedel(1975)에 의하면 해외투자가 고용의 질에 변화를 가져온다. 투자국의 고용상실은 생산관련이고 고용창출은 숙련직, 전문직, 관리직이다. 이는 해외투자가 생산시설을 이전시키는 반면에 국내에는 관리, 판매, R&D를 집중시킴을 의미한다. 또한 Magee(1979)는 다국적기업의 고용상실이 비다국적기업의 경험과 크게 다르지 않음을 지적한다. 즉, 고용상실은 국제시장에서 수출국의 경쟁력이 감소하는 데 기인한다는 것이다.

이와 같이 기존의 대부분의 연구결과가 해외투자와 수출·고용의 양(+)의 관계를 뒷받침하지만 최근에 변화의 조짐이 보이는 것이 사실이다. 스웨덴의 경우 최근에 다국적기업의 국내생산과 해외생산간에 보완관계에서 대체관계로 변화하는 조짐이 보인다. 이에 대한 증거로는 스웨덴 다국적기업의 수출부진, 기업내 무역의 특성변화, 다국적기업의 국내고용 감소와 해외고용 증가를 들 수 있다. 이러한 해외고용 증가와 국내고용 감소는 화학, 전자, 운송과 같은 현대 산업에서 두드러진다. 이러한 현상이 일시적인 것인지(스웨덴의 경우 EU에서의 지역 통합에 대해 다국적기업이 생산 패턴을 재조정한 결과), 본국과 세계의 구조변화 관점에서 다국적기업의 전략이 변하는 것인지는 완전히 판단하기 힘들다. 다만, 스웨덴 다국적기업의 구조조정과 확장이 심층통합전략에 따른 해외자회사의 역할 증대와 관련이 있는 것은 사실이다. 다국적기업의 본사보다 자회사에서의 수출 및 R&D 증가가 두드러졌다. 이는 기업조직구조의 재편성, 다국적기업 해

〈표 2〉 해외투자의 고용효과에 관한 실증연구

	주요내용	비 고
Emergency Committee on America(1972)	1960년대의 미국 해외투자는 고용을 증대시켰는데 이는 수출촉진, 본사고용촉진효과에 기인함.	74개의 제조업 다국적 기업에 대한 Survey
Stobaugh et al. (1976)	미국 다국적기업의 활동이 국내 고용을 창출함.	Case study data 이용
Rutenberg(1971)	1960년대 미국 해외투자는 고용손실을 초래함. 하지만, 본사고용효과 및 지원업체 고용효과를 고려하지 않았음.	
Hawkins(1972)	가상적 상황에 대한 가정에 따라 미국 해외투자의 순고용 효과는 (-)일 수도 있고 (+)일 수도 있음. 산업별로 다름.	
Kujawa(1980)	1973~78년간 미국 다국적기업의 고용은 증가했으나 비다국적기업의 경우 고용이 감소했음.	
Stopford(1979)	1970년대 초에 영국 다국적기업은 비다국적기업에 비해 고용을 더 많이 증가시키거나 덜 감소시켰음.	118대 영국 다국적기업 연구
Shepherd et al. (1985)	해외투자는 단기적으로 영국의 수출감소를 초래했으나 장기적으로 해외투자와 국내고용은 보완적임.	22대 영국 다국적기업 분석
Van den Bulcke & Halsberghe (1979)	1970년대 벨기에의 해외투자는 고용대체효과에도 불구하고 전체적으로 (+)고용효과를 가져왔음.	
Jordan & Vahlne (1981)	스웨덴의 경우 해외투자가 단기적으로 대체효과가 있지만 장기적으로는 고용에 (+)효과를 줌.	2개의 다국적기업 연구
Koshiro(1982)	일본의 해외투자는 일정의 고용감소를 가져왔으나 부품, 자본재의 수출과 새로운 고부가제품의 수출증가로 인한 고용창출이 이를 상쇄함. 해외투자로 고용의 질이 개선됨.	

외자회사의 네트워크를 통한 노동분업, 기능적 책임의 이전 등에 기인한다.

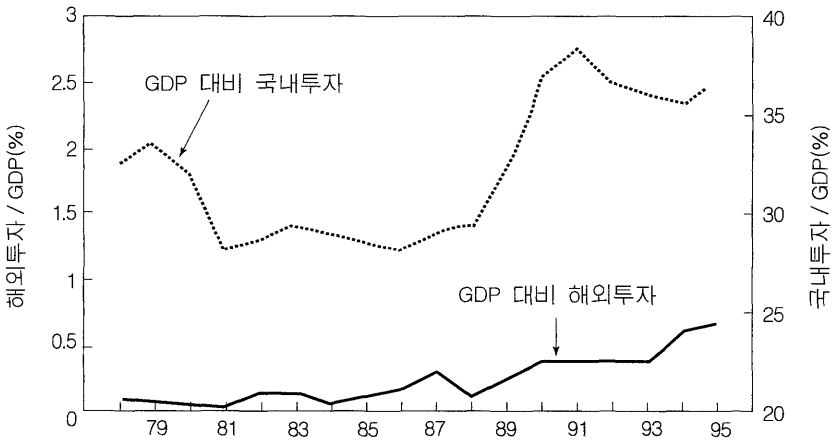
2. 韓國의 海外直接投資, 國內投資 및 輸出·輸入

가. 海外直接投資와 國內投資

1978년부터 1995년까지의 해외투자 및 국내투자의 추이를 살펴보면 해외투자와 국내투자가 대체적 관계를 보이지는 않았던 것으로 판단된다.

[그림 1]을 보면 해외투자가 본격적으로 증가하기 시작한 1986년 이후부터 1990년까지 국내투자는 큰 폭으로 증가하였다. 1990년대 초반의 불황기에는 해외투자의 증가세가 둔화되고 국내투자는 하강추세를 보였으나 최근에는 해외투자와 국내투자 모두 상승세로 접어들었다. 이처럼 해외투자와 국내투자의 추이가 대체적인 면을 보이지 않는 것은 기업의 이윤증가 또는 투자

[그림 1] GDP 대비 해외투자와 국내투자의 추이(1978~95)



주 : 국내투자는 국내고정투자로서 설비투자와 건설투자를 포함함.

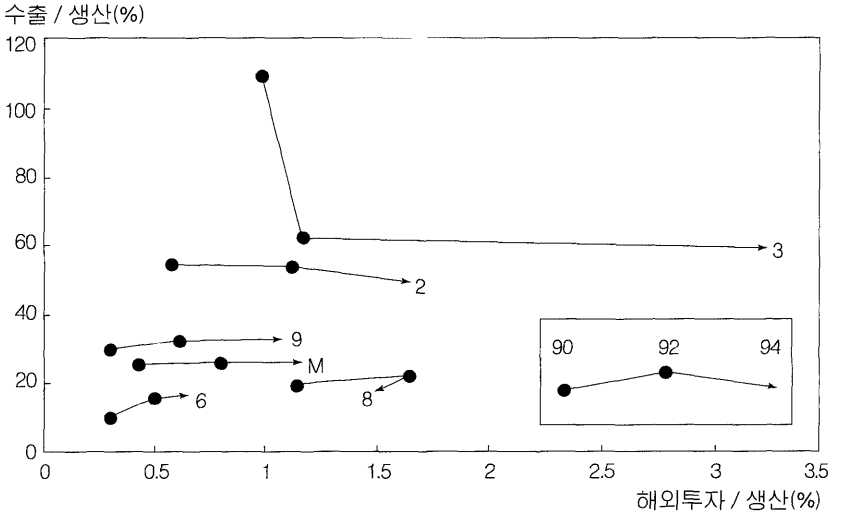
재원의 증가가 해외투자와 국내투자 모두에 긍정적인 영향을 미친 것에 기인했을 가능성이 크다. 이는 해외투자가 국내투자에 미친 순효과가 음(-)이었을 수도 있음을 의미한다. 하지만 적어도 해외투자가 국내투자에 큰 영향을 미쳤을 가능성은 크지 않은 것으로 판단된다. 해외투자 자금의 상당부분이 해외에서 조달되고 해외투자의 규모가 국내투자에 비해 매우 작으며 해외투자의 생산유발 효과까지 고려한다면, 이런 가능성은 크지 않은 것으로 판단된다.

나. 海外直接投資와 輸出·輸入

1) 業種別 海外直接投資와 輸出·輸入

업종별 해외투자와 수출의 추이는 [그림 2]에서 보는 바와 같다. 1990년부터 1994년까지 제조업 전체를 대상으로 국내생산규

[그림 2] 업종별 생산규모 대비 해외투자와 수출의 추이(1990, 1992, 1994)



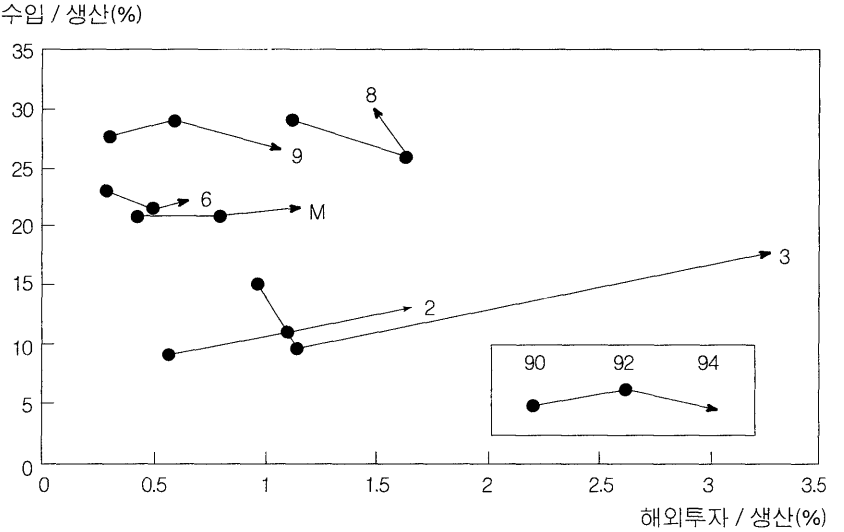
주 : 2 : 섬유·의복, 3 : 신발·가죽, 6 : 석유·화학, 8 : 1차금속, 9 : 조립금속·기계장비, M : 제조업 전체.

모 대비 해외투자와 수출의 추이는 대체적 관계를 보이지는 않는 것으로 판단된다. 하지만 이는 두 변수의 단순한 추이를 나타낸 것으로 해외투자의 증가가 수출을 감소시키지 않았음을 의미하는 것은 아니다. 1990년부터 1992년까지 섬유·의복, 신발·가죽업종에서는 생산규모에 대비한 해외투자의 증가추세와는 달리 수출은 감소추세를 보였으나 석유·화학, 1차금속, 조립금속·기계장비 업종의 경우 해외투자와 수출 모두가 증가추세를 보였다. 1992~94년의 기간에도 1차금속의 수출과 해외투자 모두가 감소하는 추세를 제외하면 이와 유사한 경향이 나타났다. 이처럼 업종별로 수출과 해외투자의 추이가 상이한데 이의 해석에는 주의를 요한다.

섬유·의복 및 신발·가죽의 경우 해외투자가 수출을 감소시켰다고 보기에는 무리가 많다. 오히려 이 부문에서의 비교우위 상실로 수출이 감소하고 해외투자가 증가했을 가능성이 크다. 해외투자는 수출을 증가시켰을 수도 있는데 이의 검증을 위해서는 보다 정교한 분석이 요구된다. 마찬가지로 조립금속·기계장비의 경우에도 해외투자와 수출의 증가추세가 해외투자가 수출을 증가시켰기 때문이라고 단언하기 어렵다. 이 부문의 경쟁우위 증가가 해외투자와 수출 모두를 증가시킨 주요 요인일 수도 있다. 해외투자와 수입에 관해서는 [그림 3]에서 보는 바와 같이 제조업 전체의 경우 생산규모 대비 해외투자와 수입이 모두 증가했다. 섬유·의복 및 신발·가죽업종에서는 해외투자와 수입이 모두 증가하는 추세가 두드러진다. 물론 이 경우에도 해외투자가 수입에 미친 효과가 컸다고 보기에는 무리가 있다. 해외투자와 수출 및 수입은 유사한 요소에 의해 영향을 받기 때문에 해외투자의 수출 및 수입효과는 작을 가능성이 있다.

1994년 기준으로 업종별 생산규모 대비 해외투자와 수출, 해외

[그림 3] 업종별 생산규모 대비 해외투자와 수입의 추이(1990, 1992, 1994)



주 : [그림 2]와 동일.

투자와 수입의 상관관계는, 〈표 3〉과 같이 해외투자와 수출은 유의한 양(+)의 관계를 보이고 해외투자와 수입은 유의하지 않은 양(+)의 관계를 보였다.

〈표 3〉 각 업종의 생산규모 대비 수출입과 해외투자의 상관관계 (1994)

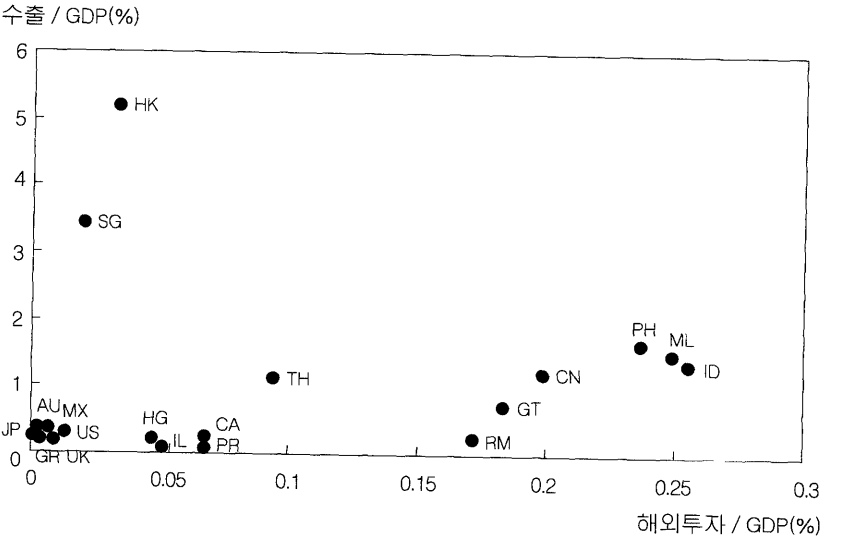
	상관관계
수출/생산, 해외투자/생산	0.78[1)]
수입/생산, 해외투자/생산	0.53

주 : 1) 1% 수준에서 유의함.
2) 관측 업종의 수는 10개임(N=10). 해외투자 업종은 10개로만 구분되기 때문에 수출입 및 생산을 10개업종으로 재구분하였음.

2) 對象國家別 海外直接投資와 輸出·輸入

대상국가별 해외투자와 수출의 관계는 [그림 4]에서 보는 바와 같다. [그림 4]는 대상국의 GDP 대비 한국의 해외투자와 수

[그림 4] 주요국가별 GDP 대비 해외투자와 수출(1994)



주 : 1) JP : 일본, AU : 호주, GR : 독일, US : 미국, UK : 영국, MX : 멕시코, HK : 홍콩, SG : 싱가포르, IL : 아일랜드, HG : 헝가리, CA : 캐나다, PR : 포르투갈, TH : 태국, CN : 중국, RM : 루마니아, GT : 과테말라, PH : 필리핀, ID : 인도네시아, ML : 말레이시아.
2) GDP는 대상국의 GDP, 수출 및 해외투자는 대상국으로의 수출 및 해외투자를 가리킴.

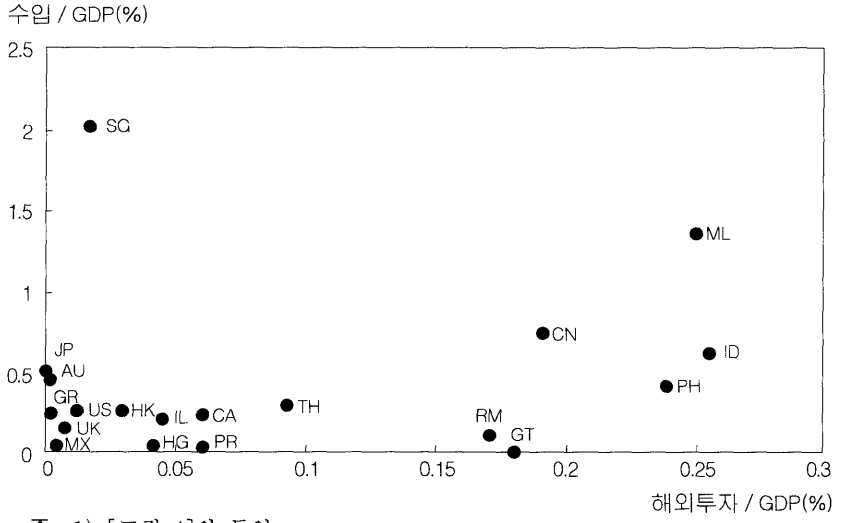
출의 관계를 나타낸 것으로 양(+)의 관계에 가까워 보인다. 단, 홍콩과 싱가포르는 중개무역의 비중이 크기 때문에 예외적인 양상을 보인다. 실제로 상관관계를 구해보면 〈표 4〉와 같이 양(+)의 관계를 보이며 유의하다. 이는 해외투자를 많이 했던 국가에 수출도 많이 했던 것으로 해석된다. 물론 이러한 현상을 해외투자가 수출을 증가시켰기 때문이라고 단언하기에는 무리가 있다. 해외투자와 수출 모두에 영향을 미치는 변수에 의해 양(+)의 관계가 나타났을 수도 있기 때문이다. 대상국가별 해외투자와 수입의 관계도 [그림 5]에서 보는 바와 같이 양(+)의 관계에 가까운데 실제로 상관관계도 양(+)의 관계를 보인다.

〈표 4〉 대상국의 GDP 대비 한국의 수출입과 해외투자의 상관관계 (1994)

	상관관계
수출/GDP, 해외투자/GDP	0.38[1)]
수입/GDP, 해외투자/GDP	0.32[2)]

주 : 1) 1% 수준에서 유의함.
2) 5% 수준에서 유의함.
3) GDP는 대상국의 GDP, 수출 및 해외투자는 대상국으로의 수출 및 해외투자, 수입은 대상국으로부터의 수입을 가리킴.
4) 관측 국가의 수는 57개임(N=57). 1994년 기준 해외투자, 수출입 및 GDP에 대한 통계가 이용가능한 57개국을 대상으로 하였음.
5) 예외적인 경우라 할 수 있는 홍콩과 싱가포르를 제외하면 해외투자와 수출·수입의 상관관계가 0.40, 0.34로 각각 높아짐.

[그림 5] 주요국가별 GDP 대비 해외투자와 수입(1994)



주 : 1) [그림 4]와 동일.
2) GDP는 대상국의 GDP, 해외투자는 대상국으로의 해외투자, 수입은 대상국으로부터의 수입을 가리킴.

다. 海外直接投資와 輸出의 關係에 대한 計量分析

해외투자와 수출의 관계에 대한 계량연구는 선진국을 중심으로 활발히 이루어졌다(표 1 참조). 한국의 경우에는 해외투자에

관한 자료가 충분하지 않아 해외투자의 수출효과에 대한 연구가 심도있게 이루어지기 어려운 실정이다. 몇몇 연구는 한국의 해외투자가 수출에 미친 효과를 실증분석하였다.[2] 본 논문에서는 해외투자가 수출에 미친 효과를 전통적인 수출방정식을 사용하여 계량분석할 예정이다.

1) 輸出方程式

본 연구에서 사용하는 수출방정식은 설명변수로 GDP와 1인당 GDP를 포함한다. EC의 회원국 여부를 나타내는 더미(dummy) 변수도 포함한다. 따라서 수출방정식은 $EX_{ij}=f(GDP_j, GDPC_j, EC_j)$의 형태를 갖는다. EX_{ij}는 1994년의 i업종의 j국가로의 수출을 나타내고, GDP_j와 $GDPC_j$는 j국의 1994년 GDP와 1인당 GDP를 각각 나타내며, EC_j는 EC회원국 여부를 나타내는 더미변수이다.[3] EC회원국으로는 프랑스, 이탈리아, 독일, 벨기에, 영국, 포르투갈, 네덜란드, 아일랜드, 스페인을 포함한다.

GDP의 계수는 양(+)일 것으로 예상된다. GDP는 시장규모를 반영하며 수출대상국의 시장규모가 클수록 수출이 증가할 것으로 보기 때문이다. GDPC의 계수는 수요의 소득탄력성에 따라 양(+)일 수도 음(-)일 수도 있다. 수요의 높은 소득탄력성은 GDP가 일정한 경우 1인당 소득이 높은 국가에서 높은 수요를 갖는 것을 의미하며, 이때 GDPC는 양(+)의 계수를 갖는다. 낮은 소득탄력성은 반대로 음(-)의 계수를 갖는다. EC의 계수는 음(-)일 것으로 예상된다. EC라는 무역블록은 이들 국가로의 수출에 방해요인이 될 것이기 때문이다. 이들 변수외에도 본국과

2) 김준동(1994)은 해외투자와 수출간에 보완성이 있음을 횡단면·시계열 분석을 통해 보였다.

3) 1994년도를 기준으로 하여 분석을 한 이유는 관련변수에 관한 모든 데이터를 구할 수 있는 연도 중 1994년이 가장 최근연도였기 때문임.

수출국과의 거리, 관세수준, 각종 수입장벽 등은 수출에 영향을 미칠 것임에도 불구하고 정보부족으로 인해 본 분석에서는 생략되었다.

2) 海外投資의 輸出效果分析

위에서 상정한 수출방정식에 해외투자라는 변수를 추가하여 해외투자가 수출에 미치는 영향을 분석한다. 따라서 추정하려는 수출방정식은 $EX_{ij}=f(GDP_j,\ GDPC_j,\ EC_j,\ FDI_{ij})$이다. 해외투자의 계수는 해외투자의 수출대체효과와 수출유발효과를 모두 반영하기 때문에 양(+)일 수도 음(-)일 수도 있다.[4)]

[부록]의 〈표 A-1〉에 의하면 국가별로만 추정한 것과 국가별·업종별로 추정한 것이 유사한 결과를 가져오는데, 해외투자의 계수는 모두 양(+)이며 유의(significant)하다. GDP의 계수와 EC의 계수도 예상한 대로 각각 양(+)과 음(-)이다. 단, GDPC는 유의한 영향을 갖지 못하는 것으로 나타났다. 해외투자의 수출효과는 선진국과 개발도상국으로 구분하였을 때 다소 다르게 나타난다. 〈표 A-2〉를 보면 해외투자의 수출효과가 선진국의 경우 양(+)이지만 유의하지 않고 개발도상국의 경우에는 양(+)이면서 유의하다. 업종별 해외투자의 수출효과는 〈표 A-3〉에서 보는 것처럼 섬유·의복, 신발·가죽, 석유·화학, 비금속, 조립금속·기계장비의 경우 양(+)이며 유의하다. 음식료품, 1차금속의 경우는 이와는 달리 해외투자의 수출효과가 음(-)이지만 유의하지는 않다. 노동집약업종 對 수출확대업종의 기준으로 보면 다음과 같다. 섬유·의복, 신발·가죽 등 수출비중이 감소추세에 있는 노동집약업종의 경우는 해외투자의 수출효과가 양(+)이며

4) 해외투자의 수출유발효과는 同業種뿐만 아니라 異業種간에도 나타날 수 있음. 〈표 5〉의 국가별 회귀분석은 이러한 효과를 모두 반영할 수 있음.

유의하다. 1차금속, 석유·화학, 조립금속·기계장비 등 수출비중이 증가추세에 있는 업종의 경우도 해외투자의 수출효과가 노동집약업종의 경우보다는 작지만 양(+)이며 유의하다. 〈표 A-4〉를 보면, 노동집약업종의 對선진국투자의 수출효과는 크지 못할 뿐만 아니라 유의하지도 않은 반면에 對개발도상국투자는 양(+)이며 유의하다. 노동집약업종의 對개발도상국투자가 탈출이라는 인식하에 동 업종의 수출을 감소시킬 것이라는 우려와는 달리, 오히려 동 업종의 수출을 증가시켰다는 것은 주목할만하다. 수출확대업종의 對개발도상국투자의 수출효과는 양(+)이며 유의한 반면에 對선진국투자는 양(+)이지만 유의성이 다소 낮은 편이다.[5)]

이상의 계량분석 결과에 의하면 해외투자는 대체로 수출과 양(+)의 관계를 갖는다고 볼 수 있다. 경우에 따라서는 해외투자의 수출증대효과가 미미하나, 적어도 일부 우려와는 달리 해외투자의 수출감소현상은 나타나지 않았던 것으로 판단된다. 하지만 이러한 계량분석의 결과는 해외투자와 수출 모두에 영향을 주는 변수의 생략가능성 때문에 신뢰성에 한계가 있다. 대상국의 소득 및 1인당 소득을 포함시켜 이 변수들이 수출에 미치는 효과가 해외투자의 효과로 나타날 가능성을 배제하였으나, 해외투자와 수출 모두에 영향을 주는 기타 설명변수가 생략되어 해외투자의 효과로 나타날 위험은 상존한다. 이러한 위험을 줄이기 위해 수출의 수준이 아닌 수출의 변화를 추정하는 것은 의미있는 일이다. 이는 문제가 되는 대부분의 미설명변수, 즉 해외투자와 수출 모두에 영향을 주나 생략된 변수가 수출의 변화에 영향을 주지 못하며 미설명변수의 효과는 초기의 수출에 포함된다는 가정에 근거한다. 수출의 변화를 초기의 수출, 해외투자의 변화, 소득 변

5) 11% 수준에서 유의하다.

화에 연결시켜 다음의 식을 추정하기로 한다.[6)]

$$\triangle EX_{ij}=f(\triangle GDP_j,\ EX92,\ \triangle FDI_{ij})$$

$\triangle EX_{ij}$는 1992년부터 1994년까지의 수출변화, $\triangle GDP_j$는 동 기간의 GDP변화, $\triangle FDI_{ij}$는 동 기간의 해외투자 변화를 각각 나타내며 $EX92$는 1992년의 수출을 가리킨다. $EX92$는 설명변수뿐 아니라 미설명변수의 대부분을 포함하는 역할을 한다.

〈표 5〉 해외투자(1994)와 해외투자 변화분(1992~94)의 계수

	FDI94	△FDI
국 가 별	0.32	0.13
	(5.58)	(2.21)
국가별 · 업종별	0.24	0.25
(업종별 더미변수 사용)	(4.60)	(3.73)
선 진 국	0.04	-0.02
(업종별 더미변수 사용)	(0.58)	(-0.21)
개발도상국	0.38	0.26
(업종별 더미변수 사용)	(5.51)	(3.08)
노동집약업종	0.53	0.35
	(4.69)	(2.96)
수출확대업종	0.27	0.21
	(3.22)	(3.33)
노동집약업종/선 진 국	0.15	0.86
	(0.88)	(3.12)
노동집약업종/개발도상국	0.70	0.27
	(5.44)	(2.74)
수출확대업종/선 진 국	0.29	-0.03
	(1.69)	(-0.34)
수출확대업종/개발도상국	0.31	0.27
	(3.31)	(3.37)

6) 이 방법은 Blomstrom, Lipsey and Kulchycky(1988)와 김준동(1994)에서 사용하였다.

〈표 A-5〉를 보면 국가별로만 추정한 결과는 해외투자의 증가와 수출의 증가가 양(+)의 관계를 갖고 있음을 알 수 있다. 이때 초기 수출은 음(-), 소득의 증가는 양(+)의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 국가별·업종별로 추정한 결과도 유사한 양상을 보인다. 다만 초기 수출의 설명력이 떨어진다. 〈표 A-6〉에 의하면 해외투자의 수출효과는 개발도상국의 경우 양(+)이며 유의한 반면에 선진국의 경우에는 유의하지 않은 음(-)이다. 〈표 A-7〉에 의하면 노동집약업종과 수출확대업종에서는 모두 유의한 양(+)의 효과를 나타내었으며, 수출확대업종의 경우 해외투자의 수출효과가 노동집약업종의 경우보다 작은 것이 특징이다. 업종별로도 섬유·의복, 신발·가죽, 조립금속·기계장비 등의 경우에 해외투자의 증가는 수출의 증가를 가져온 것으로 나타난다. 〈표 A-8〉에 의하면 노동집약업종의 對개발도상국투자, 수출확대업종의 對개발도상국투자의 경우 해외투자의 증가는 수출의 증가를 가져왔다. 수출확대업종의 對선진국투자에는 해외투자가 음(-)의 효과를 가져온 것으로 나타났으나 유의하지 않다. 이상의 계량분석 결과를 요약하면 〈표 5〉와 같다.

3) 結 論

본 연구의 계량분석 결과, 한국의 경우도 해외투자와 수출이 보완적 관계를 갖는 것으로 나타났다. 해외투자의 진정한 효과는 해외투자가 없거나 제한되었을 때의 기회비용과 비교하여 분석해야 한다. 계량분석이 암시하는 기본적 가정은, 해외투자가 없거나 제한되었을 때의 수출에 미치는 영향을 해외투자를 전혀 하지 않았거나 미미하게 한 국가와의 수출에서 추론할 수 있다는 것이다. 하지만 계량분석이 해외투자가 없거나 제한되었을 때의 가상적 상황에 대하여 유용한 정보를 주기에는 한계가 있다.

이는 계량분석이 생략변수 문제를 갖고 있기 때문이다. 계량분석의 결과, 해외투자가 수출에 미치는 영향이 양(+)인 것은 해외투자와 수출 모두를 증가시키는 쪽으로 작용하는 변수의 생략에 기인했을 수 있다. 기업의 제품개발노력, 공격적 경영, 유치국의 개방정책 기조 등이 이러한 변수에 해당된다. 그러므로 해외투자의 양(+)의 계수를 해외투자가 제한되었을 때 수출이 감소할 것으로 해석하는 데는 무리가 있다. 해외투자가 수출에 미치는 효과가 음(-)인 경우에도 같은 논리가 적용된다. 음(-)의 효과가 해외투자와 수출을 반대방향으로 움직이는 변수의 생략에 기인할 수 있다. 상대적 임금의 격차, 무역장벽, 운송비용 등이 이에 해당된다. 해외투자의 음(-)의 계수를 해외투자가 제한되었을 때 수출이 증가할 것으로 해석하는 것 역시 무리가 있다. 두 시점의 차분방정식을 추정하는 방법이 생략변수의 영향을 줄여주지만 완전히 제거하는 데는 한계가 있다. 이러한 계량분석의 한계에도 불구하고 본 연구의 분석결과는 해외투자의 수출효과가 실제로 양(+)일 가능성을 시사한다. 〈표 5〉의 수출방정식의 국가별 회귀분석 결과, 해외투자의 수출효과는 양(+)인 것으로 나타났다. 이 결과가 해외투자와 수출 모두를 증가시키는 방향으로 작용하는 변수의 생략에 기인했다면, 그 변수는 유치국의 개방정책일 가능성이 크다. [그림 4]를 보면 개방의 정도가 앞선 선진국(미국, 영국, 독일 등)보다 개방의 정도가 뒤진 아시아의 개발도상국(인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 중국 등)에서 국가별 경제규모를 고려한 해외투자와 수출이 큰 것을 알 수 있다. 따라서 유치국의 개방정책이 해외투자와 수출에 큰 영향을 미쳤다고 보기 어렵다. 〈표 5〉의 수출차분방정식의 국가별 회귀분석 결과는 이를 부분적으로 뒷받침한다. 유치국의 개방정책이 2년동안 큰 변화가 없었다면, 유치국의 개방정책이 수출의 변화에 별 영향을

미치지 못했을 것이다.

한편 앞에서 지적한 계량분석의 한계를 극복하고자 해외투자가 없는 상황에 대한 가정을 통해 해외투자의 효과를 분석하려는 시도가 있었다.[7] 이러한 분석의 결과는 해외투자가 없을 경우 해외생산의 몇%가 국내에 남을 것인가와 해외투자가 어느 정도의 수출촉진을 가져오는가에 대한 가정에 의존한다. 해외투자가 없을 경우에 국내에 남는 부분이 작을수록, 해외투자의 수출촉진 정도가 클수록 해외투자가 수출을 증가시킬 가능성이 크다. 이러한 접근은 해외투자가 없는 가상적 상황을 고려할 수 있다는 장점에도 불구하고 가정의 신뢰성 문제에 직면한다. 가상적 상황의 설정은 투자국과 유치국의 생산비용 차이, 해외투자의 유형, 경쟁자의 반응, 정책 등에 따라 달라지기 때문이다.

---

7) Jordan & Vahlne(1981)는 해외투자가 수출 및 고용에 양(+)의 효과를 가져옴을 지적하고, 이는 해외거점이 해외시장 점유를 증가시키고 중간재의 수출을 증가시키는 데 기인했음을 강조하였다. 이 결과는 해외자회사 시장점유의 몇%가 수출에 의해서도 유지될 수 있었는가를 의미하는 수출생존율(export survival rate)에 대한 가정에 의존하는데, 표준화 제품의 경우 생존율이 2~8%에 이르는 것으로 가정했다. 해외투자는 스웨덴기업의 생존과 국제경쟁력을 위한 필수 전략으로 타대안으로는 해외시장점유가 작았을 것이라고 주장했다. Stobaugh et al.(1972)는 미국의 9개 기업이 해외투자 없이는 5년 안에 해외시장 전부를 상실할 것이라고 주장했다. 생존율은 회사 간부와의 인터뷰를 통해 얻은 것으로 이들의 편견이 약점이다. Frank and Freeman(1978)은 미국경제에 대한 모델을 세우고 비용·수익에 대한 데이터에서 생존율을 구했다. 산업별로 생존율이 20~40%에 이르는데, 해외투자가 시장점유를 확대하는 것은 고려하지 않아서 생존율이 실제보다 크게 추정되었다. 해외투자로부터의 수출대체와 촉진이 같아지는 생존율("break-even" survival rate)이 11%인데, 실제 생존율이 이를 상회했으므로 해외투자는 미국의 수출 및 고용을 감소시킨 것으로 판단했다. 생존율은 시기, 국가, 업종별로 다르며 해외투자 효과도 이에 따라 달라질 것이다.

Ⅲ. 産業空洞化論의 評價

1. 産業空洞化에 관한 論議

산업공동화란 해외투자로 인해 제조업부문의 생산 또는 고용이 감소하는 현상을 일컫는다. 미국, 프랑스, 독일, 스웨덴 등 해외투자가 활발한 선진국을 중심으로 해외투자가 국내생산의 공동화를 초래할 수 있다는 우려가 진작에 제기되었다. 높은 실업률을 기록하는 OECD국가들은 제조업의 탈지역화 현상에 대해 상대적으로 민감했다. 해외투자 증가와 고용감소 현상이 동시에 나타났던 것이다. 하지만 해외투자에 관한 대부분의 연구는, 해외투자가 국내기업의 세계시장점유를 증가시켜 국내생산 및 수출을 증가시키는 한편 국내에는 숙련노동자의 고용 및 임금을 상승시키는 효과가 있음을 지적하였다. 해외투자가 초기에는 국내수출 및 고용을 감소시킬 수도 있으나 투자자의 해외시장 침투의 성공에 따라 자본재를 포함한 관련 제품들의 수출이 증가하면서 국내 고용을 증가시킬 수 있다는 것이다. 해외투자가 고용감소를 초래한다 하더라도 이를 뒷받침하기 위해서는 해외투자가 없었을 때 고용감소가 나타나지 않았을 것임을 증명해야 한다. 해외투자가 없었을 경우 해외로부터의 경쟁 심화와 국내기업의 경쟁력 약화는 고용사정을 더 악화시킬 수 있음을 고려할 때 해외투자는 기업의 존립을 위해 필요한 측면이 있다. 또한 장기적인 관점에서 해외투자는 기업의 이윤을 증가시켜 기업으로 하여금 새로운 사업에 투자하게 할 수 있는 점을 고려하면 해외투자의 고용감소가 논리적 설득력을 갖기란 매우 어렵다. 이하에

서는 산업공동화와 관련하여 제기되는 이슈를 해외투자를 많이 하고 있는 독일과 스웨덴을 중심으로 살펴보기로 한다.

가. GDP 對比 海外投資

한 국가의 경제규모에 비해 해외투자가 얼마나 많이 이루어지고 있는가는 해외투자의 효과에 대한 그 국가의 관심의 정도를 반영하며 산업공동화 논의의 시발점이 될 수 있다. GDP 대비 해외투자가 작은 국가에서 해외투자의 산업공동화를 논의하는 것은 설득력이 약할 수밖에 없다. 〈표 6〉에 의하면 독일의 경우

〈표 6〉 주요국별 GDP 대비 직접투자(1994년도 잔액기준)

(단위 : %)

	IFDI/GDP	OFDI/GDP
OECD	14.94	15.53
프랑스	10.68	13.79
독 일	6.49	10.04
일 본	0.39	6.05
스웨덴	10.75	25.78
영 국	20.89	27.42
미 국	7.49	9.05
개발도상국	31.10	4.03
중 국	18.72	2.84
인도네시아	29.47	0.06
한 국	3.16	2.01
말레이시아	45.47	9.07
필리핀	4.63	1.19
싱가포르	85.14	9.99

주 : 1) OFDI : 직접투자 유출, IFDI : 직접투자 유입.
2) OECD국가는 상기 국가외에 오스트레일리아, 오스트리아, 벨기에-룩셈부르크, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 이탈리아, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 포르투갈, 스페인, 스위스를 포함함.

자료 : OFDI와 IFDI는 *World Investment Report*, 1995에서 인용하였음.
GDP(1990)는 *World Development Report*, 1992에서 인용하였음.
GDP(1994)는 *World Economic Outlook*, February 1996에서 인용하였음.

해외투자가 증가했지만 1994년도 기준 GDP 대비 해외투자 잔액이 10.04%로 OECD 평균수준보다 낮다. 하지만 스웨덴은 1994년도 기준 GDP 대비 해외투자잔액이 25.78%로 OECD 국가 중에서도 매우 큰 편에 속한다.

나. 外國人投資 對比 海外投資

외국인투자에 비해 해외투자가 많이 이루어지는 것은 산업공

〈표 7〉 주요국별 GDP 대비 직접투자(flow기준)

(단위 : %)

	OFDI[1]/GDP		IFDI[1]/GDP		(IFDI-OFDI)/GDP	
	80년대	90년대[2]	80년대	90년대	80년대	90년대
OECD	1.18	1.85	0.85	1.73	-0.33	-0.13
프랑스	0.84	2.24	0.56	1.42	-0.28	-0.82
독 일	0.79	1.25	0.16	0.15	-0.63	-1.10
일 본	0.67	0.84	0.02	0.06	-0.67	-0.95
스웨덴	2.35	2.72	0.46	1.54	-1.89	-1.18
영 국	3.17	8.69	1.85	5.77	-1.32	-2.92
미 국	0.36	0.75	0.82	0.56	0.46	-0.23
개발도상국	0.48	1.55	2.46	3.95	2.11	2.99
중 국	0.14	0.58	0.58	2.70	0.45	2.13
인도네시아	n.a.	n.a.	0.40	1.27	n.a.	n.a.
한 국	0.18	0.45	0.28	0.30	0.11	-0.16
말레이시아	n.a.	n.a.	3.20	7.70	n.a.	n.a.
필리핀	0.62[3]	n.a.	0.55	1.07	-0.92	n.a.
싱가포르	0.96	3.63	9.77	10.63	8.81	7.00

주 : 1) OFDI : FDI 유출, IFDI : FDI 유입.
2) 90년대에 해당되는 연도는 1990년에서 1993년까지임.
3) 0.62는 1980년 1개년도 값임.
4) n.a.는 not available.
5) OECD국가는 상기 국가외에 오스트레일리아, 오스트리아, 벨기에-룩셈부르크, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 이탈리아, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 포르투갈, 스페인, 스위스를 포함함.

자료 : GDP는 *World Development Report*(1982-1995)에서 인용하였음.
OFDI와 IFDI는 *Balance of Payments Yearbook*에서 인용하였음.

동화에 대한 우려를 유발한다. 독일의 경우 기업입지의 경쟁력을 평가함에 있어서 너무 많은 해외투자와 너무 적은 외국인투자에 대한 우려가 컸다. 이는 90년대의 한국의 상황과 유사하다. 독일은 1970년대 중반부터 해외투자가 외국인투자를 초과하여 1980년대 후반과 1990년대 초반에는 해외투자가 외국인투자를 크게 앞질렀다.

〈표 6〉과 〈표 7〉에 의하면 독일의 1994년도 기준 해외투자잔액이 외국인투자잔액을 초과한 상태이고 1980년대에 비해 1990년대에 순투자유입액(외국인투자액-해외투자액)이 감소했다. 해외투자의 외국인투자 초과현상을 입지경쟁력의 약화로만 해석하는 것은 문제가 있다. 해외투자의 원인을 국내 입지여건의 약화로만 이해하는 것은 잘못이기 때문이다. 해외투자는 국내외 임금, 세금 및 인프라의 차이에 기인하지만 다른 요인에 의해서도 영향받는다. 시장성장, 시장접근의 요인도 중요하며 세계경제와 기술의 중심지에서 활동하는 것이 국제경쟁에서 생존하기 위해 필수적이 되어가는 것도 하나의 요인이다. 더구나 Dunning의 OLI 패러다임에 의하면 기업의 해외투자는 기술, 마케팅, 노하우 등 기업고유의 경쟁우위를 충분히 활용하기 위해서 이루어지는 측면이 있다.

따라서 해외투자의 증가는 국내기업의 강력한 경쟁력을 반영하며 입지경쟁력의 약화로만 보기에는 무리가 있다. 반면, 외국인투자와 입지여건은 보다 긴밀한 관계가 있다. 일반적으로 외국인투자가 부진한 이유는 고임금, 규제, 사회간접자본의 우위 퇴색 등을 들 수 있다.

다. 勞動集約的 業種의 低賃金國家에 대한 海外投資

노동집약적 업종의 저임금국가에 대한 해외투자를 기업의 탈

출로 간주하여 이에 대한 우려가 있었다. 국내의 임금을 비롯한 생산비가 너무 높은 것과 관련이 있었기 때문이다. 산업공동화 우려가 부문적으로는 의복, 신발 등 생산비에 좌우되는 산업, 지역적으로는 저임금국가에 초점을 두었다. 이러한 우려는 재검토할 필요가 있다.

OECD자료에 의하면, 독일의 경우 저임금국가에 대한 해외투자의 증가는 사실이나 1991년 전체 해외투자의 15% 정도인 점을 고려할 때 저임금이 독일의 해외투자에 주요 역할을 하지는 않았다. 또한 저임금국가에 대한 해외투자의 상당부분이 비용요인보다는 시장, 조세 등의 요인과 관련이 많았던 것으로 판단된다. 저임금국가와의 경쟁산업에서 이루어진 해외투자는 국내기업의 매출 대비 자회사의 해외매출 기준으로 볼 때 평균 이하였다. 신발·가죽에서만 제조업평균에 근접했다. 더구나 전통산업의 해외생산 중 저임금국가에서 이루어진 부분은 작은 편이다. 섬유·의복의 해외투자에서 저임금국가가 차지하는 비중은 40%가 되지 않는다. 오히려 미국, 이탈리아, 오스트리아 등이 주요 대상국이다. 스웨덴의 경우도 이와 유사하다. 스웨덴의 해외투자는 주로 선진국, 특히 유럽으로 향했다. 최근에 개도국 및 동유럽에 대한 해외투자가 증가하기 시작했지만 아직은 미미하다. 운송비, 무역장벽 회피, 수요자에의 접근 등이 해외투자의 주원인이며 자원 및 저임금활용 목적의 해외투자는 상대적으로 적었다.

또한 노동집약적 산업의 저임금국가에 대한 해외투자가 국내생산 대체효과를 갖더라도 산업공동화론의 설득력이 약하다. 그런 산업의 국내고용이 해외투자가 없을 경우에 더 나으리라고 기대하기 어렵다. 또한 하청(subcontract)과 같은 대안도 있다는 점을 고려하면 더욱 그러하다. 탈출론의 가정은 이러한 생산이 국내에서도 이루어질 수 있었다는 것이다. 국내고용과 해외고용

의 대체관계는 임금을 포함한 국내생산여건이 해외생산여건과 큰 차이가 없을 때 보다 설득력이 있다. 부문별로는 대체관계가 저기술제품 생산보다는 상대적으로 고기술제품 생산에서 발생하기 쉽다. 기존의 탈출론은 전통산업과 저임금국가에 초점을 둠으로써 제품과 지역에 대한 초점이 잘못되었다는 비판을 받을 수 있다. 탈출론의 초점은 오히려 고기술업종과 생산여건이 크게 다르지 않은 국가에 대한 투자에 맞추는 것이 보다 설득력이 있다.

라. R&D의 海外移轉

해외투자와 관련한 또 하나의 우려는 R&D의 해외이전이며 이에 따른 생산의 해외이전이다. 최근에 R&D의 세계화 현상이 증가하고 있지만 R&D의 강도는 일반적으로 본사가 강하다. 해외 R&D를 탈지역화라 단정할 수는 없다. 해외 R&D는 기업경쟁력을 반영하며 투자기업에게 기술습득 등의 긍정적 영향을 준다. 하지만 거시적 관점에서는 고부가활동을 해외에서 수행하게 할 가능성이 있다.

마. 國內의 生産構造

해외투자의 결과, 국내에는 주로 저부가 생산활동이 남고 고부가 생산활동은 해외에서 이루어질 가능성에 대한 우려가 있다. 무역이론에 의하면 다국적기업내 국제분업은 각 지역의 요소부존에 순응하여 생산의 각 공정은 가장 집약적으로 사용되는 요소가 풍부한 곳에 위치해야 한다. 스웨덴의 비교우위는 목재, 광석 같은 천연자원에 근거해왔고, 이를 이용해 만든 제품이 스웨덴 수출에 중요한 역할을 했다(예 : 종이 및 목재). 비교우위론에 의하면 국내에는 저기술제품의 생산이 남고 해외에는 고기술제품이 생산될 것이다. 실제로, EC에 있는 해외자회사의 노동생산

성이 연평균 5.5% 증가했으나(1986~90년) 모기업의 생산성은 하락하였다. 이는 과거에 대부분의 부가가치가 모기업에서 이루어지고 해외자회사는 단순한 조립기능을 했으나, 최근에는 해외자회사가 몇몇 기술집약적인 부분을 맡고, 모기업은 부가가치 체계상의 낮은 단계에 있는 단순하고 원재료집약적 활동을 하는데 기인한다.

한편 스웨덴의 경우 다국적기업의 R&D지출의 4/5가 국내에서 이루어지고 있다. 1986년 이후 해외자회사의 비중이 조금씩 증가했으나 아직도 대부분의 R&D가 본국에서 이루어지고 있다. 본국에서 집중적인 R&D활동이 이루어지는 것과 저기술제품의 수출 비중이 큰 것은 모순으로 보인다. 수출이 R&D집약적 제품으로 전환하지 않았던 이유는, 다국적기업이 스웨덴을 고기술제품의 생산에 적합하다고 생각하지 않았기 때문이다. 결국 R&D의 열매는 해외자회사에서 사용되기 위해 수출되었던 것이다. 이는 스웨덴 특유의 현상으로 자연자원이 풍부한 선진국에서만 가능하다. 이러한 패턴은 인적자원과 기술이 풍부한 일본 등의 국가에는 해당되지 않는다. 해외투자의 결과, 높은 이윤과 외부성이 있는 생산공정이 본국에서 이루어지면 해외투자가 유익할 것임은 두말할 필요가 없다. 스웨덴의 경우 다국적기업의 분업에 대한 대안을 찾기 어렵다. 다국적기업이 국제분업을 계속 안 한다면 현재의 생산량과 시장점유를 유지할 수 있겠는가 하는 의문이 생긴다. 국내 R&D증가가 국내의 과학·기술능력에 긍정적 효과를 줄 것이지만, 장기적으로 스웨덴이 잠재적인 R&D 파급효과로부터 이득을 얻을 능력에 대한 의문이 있다. R&D의 해외이전이 가능하고 실제로 다국적기업의 R&D지출에서 해외자회사가 차지하는 비중이 1986~90년 사이에 조금씩 증가하고 있다. 스웨덴은 과학자와 엔지니어의 임금이 기타 OECD국가에 비해

낮아서 R&D비용이 작지만(Blomstrom, 1990), 이러한 저임금은 고등교육에 투자할 인센티브를 약화시켜 R&D인력이 점점 희소해져서 결국 R&D의 비교우위를 유지하기가 어려워질 수 있다. 또한 높은 R&D지출에도 불구하고 스웨덴 수출이 고기술제품으로 이전되지 않는 것은 우려의 대상이다. 이는 스웨덴이 R&D결과를 국내에서 이용하지 못하고 해외자회사로 수출하는 결과를 낳는다.

바. 輸出과 海外投資의 補完性 弱化

기존의 실증연구에서 인정되었던 수출과 해외투자의 보완성이 약화되는 현상 역시 우려의 대상이다. 독일의 경우, 1980년대 후반부터 수출과 해외투자의 관계가 약화된다. 이유는 현지조달의 확대, M&A의 증가(M&A된 기업은 본사와의 관계가 약함), 자회사의 제3국 수출증대에 따른 본사 수출대체 등을 들 수 있다. 이는 스웨덴에서 이미 나타난 현상으로 해외자회사간의 분업 발전에 기인한 것으로 볼 수 있다. 스웨덴의 경우 해외투자와 국내생산의 관계가 보완적이었는데, 1980년대 후반부터 이러한 보완관계가 대체관계로 변하기 시작했다. 스웨덴 다국적기업의 국내고용이 해외투자확대와 함께 감소했다. 스웨덴 해외자회사 중 본사로부터 수입하지 않는 회사의 비중이 증가하고 자회사의 수출증가, 모기업의 수출감소 현상이 나타났다.

2. 韓國의 産業空洞化論

한국의 경우 1994년 기준 GDP 대비 해외투자잔액이 2%로 매우 적다. 이는 선진국은 물론 일부 개발도상국에 비해서도 적은 것이다. 하지만 해외투자에 비해 외국인투자가 적다는 것은 우려

할만하다. 〈표 6〉과 〈표 7〉에 의하면 아직도 외국인투자잔액이 해외투자잔액을 초과하지만 해외투자가 외국인투자에 비해 빨리 증가하는 추세에 있다. OECD국가 및 주요 아시아국가의 경우, 외국인투자가 해외투자에 비해 상대적으로 빨리 증가하고 있는 것과 대조적이다. 하지만 해외투자는 소유권우위의 활용 목적에서 이루어지는 측면이 있으므로 순투자유입(외국인투자-해외투자)의 감소를 입지경쟁력의 약화로만 해석하는 것은 과장된 측면이 있다.[8)]

〈표 8〉 주요수출업종의 해외투자지역 분포(1995년말기준, 투자잔액)

(단위 : 백만달러, %)

	개발도상국[1)]	선진국[2)]	기 타[3)]	총 계
섬유 · 의복	679.4	50.5	0.2	730.1
	(11.3)	(0.8)	(0.0)	(12.1)
신발 · 가죽	255.0	16.9	0.0	271.9
	(4.2)	(0.3)	(0.0)	(4.5)
석유 · 화학	431.2	87.6	13.1	531.9
	(7.2)	(1.5)	(0.2)	(8.9)
1차금속	78.2	464.4	3.4	546.0
	(1.3)	(7.7)	(0.1)	(9.1)
조립금속 · 기계장비	1655.0	1005.3	0.0	2660.3
	(27.5)	(16.7)	(0.0)	(44.2)
기 타[4)]	1044.1	226.7	2.2	1273.0
	(17.4)	(3.8)	(0.0)	(21.2)
제조업	4142.8	1851.4	18.9	6013.2
	(68.9)	(30.8)	(0.3)	(100.0)

주 : 1) 일본을 제외한 동남아, 중남미, 대양주의 소국, 아프리카, 동 · 중구권 국가.
2) 일본, 미국, 캐나다, 호주, 뉴질랜드, 유럽의 선진국.
3) 중동.
4) 음식료품, 가구 · 목재, 종이 · 인쇄, 비금속 및 기타제조업.
5) ( ) 안은 제조업 해외투자잔액에서 차지하는 비중을 나타냄.

8) 김승진(1997)은 한국의 해외투자를 설명하는 데 있어서 소유권우위의 역할을 지적했다.

〈표 8〉에 의하면 한국의 해외투자 중 개발도상국이 차지하는 비중은 68.9%로 매우 크다. 섬유·의복, 신발·가죽 등 노동집약적 업종이 차지하는 비중은 16.6%이며 대부분이 개발도상국에 대한 투자이다. 또한 국내생산 대비 해외투자의 기준으로 섬유·의복 및 신발·가죽이 제조업의 평균수준을 초과하여 높은 해외투자 성향을 나타낸다. 저임금국가의 비중이 작고 노동집약업종의 해외투자 성향이 낮은 독일 등의 선진국과 매우 대조적이다.

노동집약적 업종의 탈지역화 및 역수입 증가는 노동집약적 업종의 對개발도상국 투자와 밀접한 관련이 있는데 이러한 투자의 비중은 15.5%에 이른다. 노동집약적 업종의 對개발도상국 투자는 국가간 비교우위 변화로 인한 국제분업의 측면을 가지고 있으며 방어적(defensive) 성격이 크다. 기타 종류의 투자는 방어적 성격과 적극적 성격이 혼재한다. 조립금속·기계장비, 1차금속, 석유화학 등 수출비중이 증가하는 업종의 對개발도상국 투자는 전체의 36%를 차지하는데, 이는 단순한 생산비 절감뿐 아니라 시장점유 확대 및 수요대응을 목적으로 하며 수직적 통합의 성격이 강하다. 노동집약적 업종의 對선진국투자는 전체의 1.1%를 차지하며 시장확보의 성격이 크다. 조립금속·기계장비, 1차금속, 석유·화학 업종의 對선진국투자는 전체의 25.9%를 차지하는데, 시장점유 확대 및 기술습득 등의 목적뿐 아니라 현지의 인프라를 포함한 생산여건 활용차원에서 이루어진다. 해외투자로 인한 고용감소는, 해외투자가 없었을 때에도 기존 시장점유의 상당부분을 수출로 충족할 수 있을 때에 타당성이 인정된다. 결론적으로 해외투자의 고용감소는 대부분의 경우에 그 타당성을 인정받기 어렵다. 해외투자가 없었을 때, 국내외 생산비용의 큰 격차 때문에 수출로 충족할 수 있는 기존 시장점유의 부분이 작을 경우 고용대체효과는 작을 것이다. 노동집약업종의 對개발

도상국 투자가 전적으로 이에 해당하며, 수출확대업종의 對개발도상국 투자도 이러한 측면을 갖는다. 해외투자가 없었을 때, 경쟁자에 의해 기존 시장점유의 상당부분을 잃을 경우에도 해외투자의 고용대체효과는 작을 것이다. 노동집약적 업종의 對선진국 투자, 수출확대업종의 對개발도상국 투자, 수출확대업종의 對선진국투자가 이에 해당한다. 결국, 생산여건의 차이만을 이용할 목적으로 생산여건의 차이가 크지 않은 국가에 대해 행하는 해외투자가 고용감소를 유발할 가능성이 있다. 이러한 성격을 가진 해외투자가 어느 정도인지는 불분명하지만, 수출확대업종의 對선진국투자 중에 현지의 우수한 인프라를 활용할 목적으로 행해지는 해외투자가 이러한 성격을 부분적으로 반영할 수 있다. 하지만 이러한 성격의 해외투자가 실제로 고용감소를 가져온다 하더라도, 해외투자가 억제되었을 경우에 더욱 심각한 상황이 초래될 수 있기 때문에 인위적 억제가 아닌 생산여건의 개선으로 대응해야 한다.

한국의 경우 중저급제품은 해외생산의 비중이 지속적으로 커지고 있으나 고급제품의 경우 주로 국내에서 생산되고 있다. 예를 들어 범용의 TV, VTR, 냉장고 등은 해외이전이 가속화되고 있으나 대형TV, VTR 4Head, 대형냉장고 등의 고급제품은 대체로 국내에서 생산되고 있다. 즉, 고부가제품은 아직까지 주로 국내에서 생산되고 있는데, 이는 아직까지 고기술제품의 국내생산이 불리하지 않거나 기술유출에 대한 우려, 진보된 형태의 해외투자전략 및 관련 능력의 부재 때문인 것으로 판단된다. R&D의 해외이전도 초보단계에 머물고 있다. 대부분의 R&D는 국내에서 이루어지고 있고 해외자회사가 행하는 R&D는 아직 미미하다. 현지생산법인의 R&D지출 및 인력의 비율이 국내기업에 비해 작은 것이 사실이다. 또한 연구개발법인의 비중이 생산법인 및

판매법인의 비중보다 매우 작다. 수출과 해외투자의 관계 또한 아직까지 뚜렷한 대체관계를 보이고 있지 않다. 오히려 아직까지는 보완적인 관계가 지배적인 것으로 판단된다. 실업률도 타국가와 비교하면 매우 낮다. 결론적으로 한국에서의 산업공동화는 아직 근거가 없는 것으로 판단된다.

Ⅳ. 海外直接投資 戰略 및 效果의 變化

1. 海外投資 戰略의 變化

그동안의 해외투자전략은 독립전략(stand-alone strategies)과 단순통합전략(simple integration strategies)으로 특징지어진다. 독립전략하의 해외자회사는 유치국 내에서 독립적으로 활동한다. 모기업과의 연계는 주로 소유권을 통한 통제이며 기술이전과 장기자본의 공급도 포함된다. 하지만 모기업의 해외자회사에 대한 통제는 적은 편이다. 일반적으로 독립자회사는 생산관련 부가가치의 대부분을 책임진다. 현지공급자, 하청업자와 실제적 연계를 갖더라도 현지노동자 및 관리자를 채용하고 현지금융과 제3국과의 무역 등을 한다. 개별국가 또는 시장을 담당하는 독립자회사를 두는 다국가전략이 이에 포함된다. 결국 독립자회사는 모기업으로부터 기술과 자본을 공급받는 것을 제외하면 모기업의 축소판이라 할 수 있다. 이는 서비스분야에서 현저하며, 제조업 중 유치국이 필요한 자원을 공급할 수 있거나 본국으로부터 재료·부품의 수입이 어렵거나 비쌀 때 나타난다. 현지조달의무를 포함한 무역장벽, 규모경제 이용의 어려움, 국가간 기호의 상이함이

독립전략의 채택에 기여했다. 단순통합전략하에서는 모기업이 해외자회사나 하청업자를 통해서 외부조달(outsourcing)할 수 있다. 서비스부문에서도 다국적기업은 데이터 가공 등을 외부조달하기도 한다. 외부조달은 다국적기업의 부가가치 활동의 일정부분에 대해 유치국의 입지적 우위를 이용하려는 것으로 주로 노동집약적 부문에서 이루어진다. 외부조달되는 국제생산을 관리하기 위해 기업기능의 통합이 필요한데 무역장벽이나 운송비용이 크지 않은 경우에 효과가 있다. 최근에 국경간 경제거래의 자유화, 정보기술의 확산, 수요패턴의 수렴, 경쟁의 심화 등은 지리적으로 분산된 해외자회사 및 생산시스템을 지역적, 세계적으로 통합된 생산·분배 네트워크로 전환하게 하였다. 이른바 복합통합전략(complex integration strategies)하에서는 해외생산이 부가가치체계의 어떤 부분에서도 일어날 수 있다. 복합통합전략의 채택은 기업이 생산을 가장 유리한 곳에서 할 수 있는 능력과 관계 있다. R&D, 금융, 회계 등의 기능적 활동도 가장 유리한 곳에 배치할 수 있다. 여러 선진기업이 벌써 이 전략을 수행하고 있다.

Ford 자동차회사의 예를 들면 다음과 같다. Ford 자동차회사는 서유럽에서 생산을 통합하고 전략적 제휴를 구축한 다음 글로벌 전략으로 향하고 있다. 높은 운송비용, 무역장벽 때문에 Ford는 서유럽시장에 자회사 설립(greenfield FDI)으로 진출했다. 1911년에 영국, 1913년에 프랑스, 1920년대에 독일 등으로 진출했는데, 이들 국가에서 Ford의 자회사는 독립적(stand-alone), 다국가적(multi-domestic)으로 활동했다. 2차 세계대전 이후, Ford의 다국가적 활동(multi-domestic operations)은 서유럽 전체로 확장되었는데 최대 근거지는 독일과 영국이었다. EC 등장후 Ford는 서유럽 내에서 생산을 재조직하기 시작했다. 다국가적 전략은 서유럽대상(Western Europe-wide)전략으로 대체되었다.

Ford of Europe이 1967년에 설립되어 역내의 독립적 자회사의 활동을 통합하기 시작했다. 유럽모델(Europe-wide model)인 Capri의 디자인 및 개발을 통해 제품개발이 통합되었는데 주로 독일-영국간에 이루어졌다. 무역장벽의 감소로 국경간 재화, 부품의 이동이 활발해졌는데, 1970년대와 1980년대에 서유럽 전역에 걸쳐 제품개발, 부품생산, 최종조립이 통합되었다. Ford는 여러 조립공장 및 부품공장을 세워서 특화와 규모경제의 이점을 이용하였다. 이러한 Ford의 활동은 하청업자 및 공급자를 포함했다. Ford의 모델은 서유럽 특정적이었고 Ford of Europe은 상당한 자율권을 누렸는데 이는 지역적 수준에서의 독립자회사 성격을 가졌다고 할 수 있다. 1970~80년대에 모기업이 경쟁압력을 받고 있을 때, 유럽의 자회사들은 기업 전체의 수익에 공헌했다. 한편 Ford는 생산통합의 수준을 지역적 수준에서 세계적 수준으로 높이기 시작했다. Ford의 세계차(world car)는 1993년에 유럽에서 Ford Mondeo란 이름으로, 북미에서는 1994년에 Ford Contour와 Mercury Mystique란 이름으로 등장하게 되는데 이들은 양지역의 공장에서 각각 조립된다. 엔진과 변속장치 등의 주요부품은 한 장소에서 생산되어 세계수요에 대응하고 기타부품도 같은 공급자로부터 조달한다. Ford Mondeo는 서유럽 판매는 물론, 동유럽, 일본 및 기타국가로의 수출을 목표로 하며, 미국에서 생산되는 제품은 미국 및 캐나다 시장을 겨냥한다. 세계차의 디자인과 생산은 Ford of Europe에 의해 주도되었다. 제품개발그룹은 영국 및 독일에 있는데 이는 유럽자회사들이 Mondeo류 중형차(예 : Capri)의 개발에 상당한 전문지식을 얻었기 때문이다. 세계차의 개발은 Ford of Europe이 R&D 등에서 기업전체 경쟁력의 원천이 되었음을 의미한다. 제품개발그룹의 역할은 자동차의 개발을 조정하는 것이고 구체적인 작업은 유럽과 북미의

여러 지역에서 수행한다. Power steering은 북미에서 개발되었고, 4-실린더엔진은 유럽에서, 6-실린더 엔진은 북미에서, 자동변속장치는 북미에서, 수동변속장치 및 차체엔지니어링은 유럽에서 개발되었다. 디자인은 최종선택 전에 두 지역의 4개 디자인 연구소에서 이루어진다. Ford는 세계차를 위한 통신네트워크를 구축하여 전세계의 R&D 작업을 통합했다. 또한 Ford는 제조공정을 표준화했다. 두 지역에 대한 조달(sourcing)결정은 Ford of Europe이 조정하며 판매와 마케팅 책임은 분권화되었다. 마케팅 기능은 유럽 내의 여러 국가 각각에서 따로 하는데 이는 생산활동통합과 대조적이다. 이는 각 시장의 특성을 반영할 필요가 있기 때문이고 Mondeo도 약간의 수정을 통해서 여러 시장에 공급된다. 이러한 세계화 전략은 경쟁심화 및 국가간·지역간 수요자 기호의 수렴여부에 따라 더욱 발전할 수 있다. 유럽과 북미에서의 소비자 기호가 다소 다르지만 급속히 수렴하고 있다. 소형차에 대한 수요가 유럽에는 아직도 상당하나 북미에는 미미하다. 하지만 중형차에서는 공통제품과 지역간의 통합생산에 대한 기회가 커지고 있다.

2. 輸出 및 雇傭效果의 變化

복합통합전략하에서는 각종 부가가치 활동이 다국적기업 시스템의 어떠한 부분에서도 이루어질 수 있고 다른 활동과 통합되어 여러 시장에 재화를 공급한다. 어디에 특정활동을 입지시켜야 하는가는 기업시스템 전체의 성과에 대한 기여라는 측면에서 결정된다. 따라서 기업의 조직구조는 복잡하고 다방면의 연계를 가진다. 해외자회사가 모기업 또는 다른 해외자회사로 수출하기 시작하는데 이는 국제분업이 기업시스템 내에서 이루어짐을 의미

한다.

기업내 무역량이 증가하고 기업내 무역의 방향, 성격, 지리적 분포가 기업전략이 복합화되어감에 따라 변한다. 기업내 무역은 기업내 생산통합과 지리적 분산의 정도를 나타낸다. 즉, 해외투자와 무역의 상호관계를 나타낸다. 독립전략하의 기업내 무역은 주로 모기업이 각각의 해외자회사로 장비 및 서비스를 수출하는 형태이다. 단순통합 전략에서는 해외자회사가 다국적기업 생산시스템의 부가가치체계에서 차지하는 위치에 따라 기업내 무역의 방향이 결정된다. 최종생산단계에 위치하면 기업내 무역은 주로 모기업 수출로, 부품이나 원재료의 공급자이면 모기업으로의 기업내 수입으로 나타난다. 기존의 실증연구가 대체로 해외투자와 수출의 보완성을 강조하는데 이러한 해외투자전략과 밀접한 관계가 있다. 복합통합전략하에서는 지역적·세계적 전략을 추구하는 기업에 의한 효율성추구 목적의 해외투자가 중요해짐에 따라 특화 및 지리적 분산의 증대로 이어져 기업내 분업이 보다 중요해진다. 기업내 무역은 모기업과 해외자회사간의 무역에만 국한되지 않으며 해외자회사간의 무역으로 확대된다. 해외자회사의 제3국수출 등 해외자회사의 역할이 커짐에 따라 해외투자와 수출의 보완적 관계가 약화될 가능성이 있다.

독립전략하에서는 해외투자가 직접적 고용대체효과를 갖지만, 중간재의 수출을 유발해 고용을 창출하기도 한다. 해외투자가 고관세에 연유되었다면, 해외투자를 안 하는 것은 기업의 경쟁력을 약화시키고 궁극적으로 기업의 국내고용을 감소시킨다. 서비스부문의 경우 해외투자는 투자국의 고용에 음(-)의 효과를 주지 않고, 오히려 해외자회사에 대한 서비스를 제공하는 고용을 창출한다. 고용의 질에서는 모기업 직종구조의 대부분이 해외자회사에서 재생된다. 단, 최고의 부가가치 활동(R&D)은 보통 모기업에

잔존한다. 독립전략의 중요성은 아직도 있는데 무역장벽 우회 또는 서비스부문 해외투자의 경우에 두드러진다. 독립전략하에서는 시장추구 목적으로 해외투자가 일어나기 때문에 고용의 입지가 주로 선진국 쪽이다. 한편 단순통합전략의 고용효과는 상이하다. 해외자회사 또는 하청업자를 통한 노동집약적 활동의 외부조달은 국내의 저부가 직종의 고용감소와 유치국의 저기술 고용의 상대적 증가를 초래한다. 또한 국내의 고부가 직종의 고용을 증가시킬 수 있다. 결국 고용효과는 외부조달에 의한 고용감소와 국제생산지원을 위한 고용창출의 순효과에 의해 결정된다. 단순통합전략은 상이한 국가간에 보완적인 직업체계(complementary hierarchy of occupations)를 유도한다. 즉, 국제노동분업이 국가의 입지적 우위에 따라 일어난다. 이 전략에 의해 경험적으로 고기술직은 모기업에 남고 저기술직은 해외자회사 근처로 가는 경향이 있었다. 하지만 고임금과 기술의 적절한 결합은 고부가직종을 유치국에 위치하게 할 수도 있다. 단순통합전략하에서는 해외투자가 자원 또는 자산 추구형이기 때문에 고용의 입지에 개발도상국도 포함된다. 해외투자의 고용효과는 다국적기업내 생산의 국제통합정도가 커짐에 따라 더욱 복잡해진다. 심층통합은 다국적기업으로 하여금 효율성 향상을 달성하게 하여 기업의 고용을 전체적으로 감소시킨다. 이 전략은 기업의 총고용에 합리화 효과를 가져온다. 하지만 기업시스템의 어느 곳에서 고용이 감소하고 증가하는지는 유치국 대 투자국, 숙련 대 비숙련 노동자 기준으로 판단하기 힘들다. 고용의 질 또는 입지에 관해서도 전통적 이분법으로 판단하기 어렵다. 고용의 입지는 창조적 자산(created asset)에 보다 탄력적이게 되고, 고용의 질이 이러한 자산의 주요 요소가 될 수 있다. 그러므로 투자국에 최고의 부가가치 활동이 남게 된다는 가정은 점점 설득력이 없게 된다.

통합전략이 발전함에 따라 해외투자의 수출 및 고용효과를 예측하기가 어려워진다. 복합통합전략은 이제 시작되었으며 수출 및 고용효과의 크기와 방향도 불확실하다. 수출 및 고용효과는 이제 새로운 전략과 관련된 주요 경향에 의존할 것으로 예상된다. 생산 및 소비의 지리적 분리, 기업 부가가치 활동의 심층통합, 창조적 자산(노동의 질, 조직적 혁신, 다국적기업의 소유권우위 등)에의 의존 심화 등이 그것이다.

Ⅴ. 結　　論

이상의 분석결과를 요약하면 해외투자가 아직까지 수출을 대체하였다는 근거는 없으며, 향후 해외투자전략의 변화에 따라 그 가능성을 배제할 수 없다 하더라도 해외투자의 제한시에는 수출 및 고용에 더욱 심각한 영향을 줄 수 있다는 것이다. 해외투자를 제한하는 것은 예상되는 실업을 단지 연기시키는 것에 불과하다. 오히려 향후 실업문제가 훨씬 심각해질 수 있다. 일자리의 이전을 완화시켜 고용을 안정시킬 목적으로 단기적으로 해외투자를 제한할 유인이 있으나 중장기적으로 그 대가를 치르게 된다. 해외투자는 기업의 경쟁력 유지 및 구조조정을 위해서 필요하며 타대안보다 고용안정에 기여할 수 있다. 과도한 해외투자가 기업 및 국내경제에 미칠 악영향을 우려하여 해외투자를 규제하는 것 또한 설득력이 약하다. 정부가 해외투자의 과도성 여부를 판단할 능력이 기업보다 우월하다고 할 수 없다. 설령 해외투자 결정이 비합리적으로 이루어질 가능성이 있다 하더라도, 이 문제는 투자기업 및 여신은행 등의 책임을 분명히 하여 기업은 투자성과의

책임을 지고, 여신은행, 채권자 등은 투자기업의 재무현황 및 투자계획의 성공가능성을 고려하여 자금제공을 하도록 유도해야 한다. 따라서 일부 대규모 해외투자에 대한 사전심의로 대표되는 현행 규제는 철폐되어야 한다.[9] 일부 대규모 해외투자의 적정성 여부를 판단하기 위하여 운용되고 있는 해외투자 심의는, 정부가 투자기회에 대한 우월한 정보를 갖고 있다고 할 수 없으므로 실효성이 없을 뿐만 아니라 신속한 해외투자결정을 방해할 수 있다.

향후 한국이 해외투자와 관련하여 직면하게 될 문제는 해외투자의 수출대체 및 역수입 유발, R&D의 해외이전, 국내생산활동의 구조변화 등이다. 해외투자의 발전단계가 진전되면서 해외투자의 수출효과는 이전과 다른 양상을 보일 가능성이 크다. 부품조달의 현지화, 해외자회사의 역할 증대 등은 해외투자의 수출유발효과를 약화시키는 방향으로 작용할 수 있다. 또한 해외자회사로부터의 역수입도 증가할 것으로 보여 유사업종의 국내생산이 위축될 가능성이 있다. 해외투자의 전략이 진보되면서 R&D의 해외이전도 이전보다 증가할 것으로 보인다. 국가간의 R&D경쟁이 보다 치열해지면서 R&D의 제반여건이 가장 우수한 북미, 유럽 및 일본으로의 R&D이전이 보다 활발해질 것으로 예상된다. 또한 현지시장 특성을 R&D단계에서부터 반영해야 할 필요성도 해외 R&D의 증가를 유도할 요소로 판단된다. 고부가제품의 국

9) 정부는, 모든 해외투자의 외국환은행 신고제 채택, 해외투자 심의대상 축소, 자기자금조달의무 폐지, 해외투자공시 강화 등을 주요내용으로 하는 해외직접투자제도 개선안을 1997년 8월부터 시행하고 있다. 따라서 해외투자에 대한 현행 규제는 일부 대규모 해외투자에 대한 사전심의로 압축된다. 투자규모가 5천만달러를 초과하는 해외투자 중 본사의 규모에 비해 과대한 해외투자, 자본금이 잠식중에 있는 국내기업의 해외투자, 본사가 출자한 자본금이 1/2 또는 1억달러 이상 잠식되었거나 해외투자를 한 이후 5년 이상 적자를 보고 있는 해외현지기업에 대한 증액투자에 대해서는 해외투자심의위원회의 심의를 받도록 하고 있다.

내생산, 저부가제품의 해외생산 증가라는 기존의 국제분업 형태도 변화할 것으로 예상된다. 해외투자의 전략이 진보되면서 고부가제품의 해외생산이 증가할 가능성이 있어 해외투자의 국내생산구조 고도화 효과를 낙관하기 어려워질 것이다.

이러한 문제에 대응하기 위해서 인프라 구축, 기술 및 인력개발에 주력하여 해외투자를 통한 국내산업구조의 고도화를 유도해야 한다. 해외투자로 인한 국제분업을 국내고용 및 수출의 증가뿐만 아니라 경제성장으로 연결시키기 위해서는 국내의 입지여건을 혁신활동 및 고부가가치 활동에 적합하도록 개선해나갈 필요가 있다. 한편 단기적 고용감소에 대비한 정책도 필요하다. 교육훈련제도의 개선, 노동시장의 유연성 제고, 고용서비스 개선은 이런 마찰을 완화하는 데 기여할 것이다.

[부 록]

A. 輸出과 海外投資의 關係에 대한 回歸分析

〈표 A-1〉 한국의 수출과 해외투자의 관계에 대한 회귀분석(1994)

	절 편	계 수				$\bar{R}^2$	N
		GDP	GDPC	EC	FDI		
국가별	-1.65	0.71	0.09	-0.56	0.32	0.82	57
	(-2.35)	(7.67)	(0.82)	(-3.41)	(5.58)		
국가별·업종별	-1.62	0.77	-0.01	-0.58	0.24	0.71	167
	(-2.30)	(9.83)	(-0.14)	(-3.74)	(4.60)		

주 : 1) 각 계수의 값은 탄력성의 추정치임. ( ) 안의 값은 t 값을 가리킴.
2) 국가별·업종별 분석에서는 업종별 dummy변수를 사용하였음.
자료 : GDP와 GDPC는 *World Development Report*, FDI는 『해외투자통계연보』를 사용하였음.

〈표 A-2〉 선진국·개발도상국별 수출과 해외투자의 관계에 대한 회귀분석(1994)

	절 편	계 수				$\bar{R}^2$	N
		GDP	GDPC	EC	FDI		
선진국	-4.57	0.88	0.66	-0.34	0.04	0.89	50
	(-2.14)	(6.51)	(1.02)	(-2.93)	(0.58)		
개발도상국	-3.57	0.81	0.21	—	0.38	0.71	117
	(-3.30)	(7.53)	(1.82)		(5.51)		

주 : 1) 각 계수의 값은 탄력성의 추정치임. ( ) 안의 값은 t 값을 가리킴.
2) 업종별 dummy변수를 사용하였음.
자료 : 〈표 4-1〉과 동일.

〈표 A-3〉 업종별 수출과 해외투자의 관계에 대한 회귀분석(1994)

	절 편	계 수				$\bar{R}^2$	N
		GDP	GDPC	EC	FDI		
음식료품	-6.73	1.41	-0.50	-0.53	-0.11	0.74	16
	(-3.32)	(5.49)	(-1.74)	(-1.36)	(-0.61)		
섬유·의복	-1.66	0.58	0.27	-0.45	0.39	0.75	28
	(-1.53)	(5.66)	(1.77)	(-1.36)	(4.57)		
신발·가죽	-6.10	0.73	0.44	0.001	0.60	0.57	19
	(-2.27)	(2.54)	(1.30)	(0.002)	(2.72)		
가구·목재	-5.09	1.60	-0.82	—	-0.57	0.87	8
	(-2.70)	(6.42)	(-3.95)		(-2.61)		
종이·인쇄	-0.10	0.92	-0.82	-0.48	-0.02	0.67	9
	(-0.04)	(4.20)	(-3.57)	(-1.35)	(-0.12)		
석유·화학	-1.80	0.71	-0.15	-0.49	0.38	0.48	21
	(-0.79)	(3.11)	(-0.67)	(-1.22)	(2.43)		
비금속	-3.44	-0.11	0.51	-0.59	1.42	0.59	13
	(-1.12)	(-0.26)	(1.26)	(-0.56)	(2.85)		
1차금속	-6.21	1.52	-0.71	-1.27	-0.13	0.56	15
	(-1.89)	(3.60)	(-1.61)	(-1.97)	(-0.52)		
조립금속·기계장비	-0.58	0.67	0.15	-0.48	0.16	0.80	38
	(-0.64)	(5.77)	(1.27)	(-3.20)	(2.71)		
노동집약업종	-2.91	0.57	0.29	-0.13	0.53	0.54	47
	(-2.0)	(4.10)	(1.49)	(-0.34)	(4.69)		
수출확대업종	-0.78	0.65	-0.01	-0.52	0.27	0.48	74
	(-0.63)	(4.48)	(-0.08)	(-2.34)	(3.22)		

주 : 1) 노동집약업종은 섬유·의복, 신발·가죽을 가리킴.
2) 수출확대업종은 1986~89년에 비해 1990~94년에 수출비중이 증가한 업종으로서 1차금속, 석유·화학, 조립금속·기계장비를 포함함.
3) 각 계수의 값은 탄력성의 추정치임. ( ) 안의 값은 t값을 가리킴.

자료 : 〈표 4-1〉과 동일.

〈표 A-4〉 업종별/선진국·개발도상국별 수출과 해외투자의 관계에 대한 회귀분석(1994)

	절 편	계 수				$\bar{R}^2$	N
		GDP	GDPC	EC	FDI		
노동집약업종/선진국	-11.53	1.02	1.52	-0.11	0.15	0.81	11
	(-1.62)	(2.62)	(0.66)	(-0.29)	(-0.88)		
노동집약업종/개도국	-4.05	0.51	0.52	—	0.70	0.58	36
	(-2.24)	(3.23)	(2.32)		(5.44)		
수출확대업종/선진국	-7.72	0.22	2.67	-0.12	0.29	0.43	24
	(-1.65)	(0.66)	(1.99)	(0.41)	(1.69)		
수출확대업종/개도국	-3.37	0.84	0.11	—	0.31	0.54	50
	(-1.98)	(4.68)	(0.68)		(3.31)		

주, 자료 : 〈표 A-3〉과 동일.

〈표 A-5〉 한국의 수출변화와 해외투자변화의 관계에 대한 회귀분석(1992~94)

	절 편	계 수			$\bar{R}^2$	N
		△GDP	EX92	△FDI		
국가별	0.52	1.08	-0.06	0.13	0.25	50
	(2.37)	(3.64)	(-2.26)	(2.21)		
국가별·업종별	0.22	1.65	-0.03	0.25	0.20	130
	(0.80)	(3.70)	(-0.88)	(3.73)		

주, 자료 : 〈표 A-1〉과 동일.

〈표 A-6〉 선진국·개발도상국별 수출변화와 해외투자변화의 관계에 대한 회귀분석(1992~94)

	절 편	계 수			$\bar{R}^2$	N
		△GDP	EX92	△FDI		
선진국	-0.43	1.66	0.05	-0.02	0.59	39
	(-1.53)	(3.06)	(1.60)	(-0.21)		
개발도상국	0.12	1.09	-0.003	0.26	0.11	91
	(0.31)	(1.65)	(-0.07)	(3.08)		

주, 자료 : 〈표 A-2〉와 동일.

〈표 A-7〉 업종별 수출변화와 해외투자변화의 관계에 대한 회귀분석(1992~94)

	절 편	계 수			$\bar{R}^2$	N
		△GDP	EX92	△FDI		
섬유·의복	0.94 (2.57)	0.07 (0.10)	-0.10 (-2.25)	0.23 (2.54)	0.26	22
신발·가죽	0.19 (0.30)	-0.28 (-0.21)	-0.04 (-0.50)	0.94 (2.57)	0.33	14
조립금속· 기계장비	0.82 (1.70)	1.31 (1.97)	-0.09 (-1.63)	0.17 (2.60)	0.27	30
노동집약업종	0.66 (1.79)	0.46 (0.62)	-0.08 (-1.82)	0.35 (2.96)	0.21	36
수출확대업종	-0.19 (-0.57)	1.16 (2.20)	0.02 (0.46)	0.21 (3.33)	0.19	57

주, 자료 : 〈표 A-3〉과 동일.

〈표 A-8〉 업종별/선진국·개발도상국별 수출변화와 해외투자변화의 관계에 대한 회귀분석(1992~94)

	절 편	계 수			$\bar{R}^2$	N
		△GDP	EX92	△FDI		
노동집약업종/선진국	-1.76 (-3.40)	1.15 (0.54)	0.17 (2.89)	0.86 (3.12)	0.66	7
노동집약업종/개도국	0.68 (2.06)	-0.78 (-1.14)	-0.06 (-1.41)	0.27 (2.74)	0.24	29
수출확대업종/선진국	-0.75 (-1.61)	-1.80 (2.05)	0.09 (1.50)	-0.03 (-0.34)	0.23	22
수출확대업종/개도국	-0.25 (-0.55)	0.10 (0.12)	0.04 (0.73)	0.27 (3.37)	0.28	35

주, 자료 : 〈표 A-3〉과 동일.

B. 日本의 事例

1980년대 후반의 엔고를 계기로 급증했던 해외투자가 1989년도를 정점으로 감소하고 있지만, 1993년도부터 다시 증가하고 있다. 일본의 해외투자 증가의 상당부분이 아시아지역에 대한 투자이며, 특히 1992년도 이후 중국에 대한 투자증가가 두드러졌다. 일본의 해외생산은 아직 미국에는 훨씬 못 미치고 있으나 빠른 속도로 증가하고 있다.

일본이 현재 산업공동화와 관련하여 직면하고 있는 문제는 제조업의 부가가치비중 저하와 역수입의 증가로 요약된다. 이외에도 고부가제품의 해외생산과 R&D의 해외이전도 새로운 문제로 대두되고 있다.

1. 產業空洞化 關聯 問題

가. 海外投資의 增加

일본의 해외직접투자는 1985~89년의 엔고기에 대폭 증가하여 1989년도에는 675억달러까지(제조업 163억달러) 증가하였고, 이후 3년간은 버블의 붕괴로 감소하다가 1993년도에 엔고가 가속화되어 증가세로 반전했다. 1980년대 후반의 엔화강세를 계기로 저부가제품의 생산이 이전되었고, 최근의 엔화강세로 고부가제품의 생산도 이전되기 시작하였다. 특히 저부가제품의 생산은 중국과 베트남으로 이전되고 있다. 〈표 B-1〉에 의하면 일본제조업의 해외생산비율은 1982년의 3.2% 수준에서 1993년에 7.4%로

〈표 B-1〉 일본과 미국의 해외생산비율[1)]

	일 본				미 국			
	1982	1989	1993	2000	1977	1982	1989	1993
화 학	3.1	3.8	7.0	6.7	36.1	39.5	41.7	45.4
일반기계	4.0	3.8	5.8	11.8	27.4	24.9	44.8	41.0
전기기계	8.9	11.0	12.6	17.3	29.1	24.8	33.3	25.5
수송기계	6.1	14.3	17.2	28.3	35.6	43.1	45.4	43.4
제 조 업	3.2	5.7	7.4	12.3	18.4	18.3	23.7	24.5

주 : 1) 해외현지법인 매출액/국내 매출액
자료 : 野村總合研究所.

증가했고, 2000년에는 12.3%에 이르게 될 전망이다. 북미와 유럽에 대한 해외투자는 부진한 반면 저임금지역인 중국과 동남아에 대한 해외투자는 지속적으로 증가하고 있다. 일본 국내에서 부품을 조달하여 현지에서 조립하던 해외거점의 경영방식을 전환하여, 현지에 부품기업이 진출하여 인접국가에 진출한 일본계 기업과 협조체제를 구축하고 부품과 완제품의 역수입을 확대해가고 있다.

나. 製造業의 比重 減少

일본제조업의 부가가치비중은 제1차 오일쇼크 후에 낮아진 후, 1975년 이후 28~30% 정도를 유지하였으나 불황의 영향으로 1992년에는 27.1%로 낮아졌고, 엔고였던 1993년에는 25.5%, 1994년에는 24.5%로 낮아졌다. 불황으로 인한 수요부족 및 엔고를 배경으로 해외생산을 강화한 것이 요인으로 지적된다. 부가가치 비중의 감소와 동시에 전 산업에서 차지하는 제조업취업자수의 구성비도 낮아졌다. 제조업취업자수는 1991년의 1,602만명에서 1994년에는 1,535만명으로 3년간 67만명이 감소했다.

다. 海外製品에 의한 國內製品 代替

가전은 엔고 등 비용요인에 민감하게 반응해 생산거점이동이 활발하다. 텔레비전과 VTR도 1990년대에 들어 급속히 국내생산이 축소되어 수입점유율이 높아졌다. 기타 가전제품도 해외제품에 의한 국내제품의 대체가 완만하게 진행되고 있다. 전체적으로 총공급에서 차지하는 수입의 비중이 1992년도 이래 급속히 증가하여, 1995년도에는 15%에 달했다. 수입품의 가격도 내외가격차가 이미 존재하는데다가 엔고가 더하여 더욱 낮아지게 되었으며, 지금까지의 엔고국면에서는 하청기업 보호와 수입품 품질, 납기 불안정성 때문에 수입에 신중하였던 대기업도 수입원재료·부품의 적극적 도입으로 경쟁력을 강화해야 한다고 판단하고 있다. 수입품의 국산품대체, 국제경쟁력 강화를 위한 해외이전으로 일본의 산업공동화 우려가 커지고 있는데, 이러한 변화는 여러 선진국이 직면했던 문제로 구미에 비하면 그 정도가 아직 경미하다.

라. 高附加製品의 海外生產

기계센터, 절단용선반, 레이저가공기계 등의 공작기계는 일본이 압도적 비교우위를 갖고 있는 분야로서, 높은 기술력을 요구하므로 현지생산이 어려워 대부분이 국내에서 생산되고 있다. 그러나 최근에 동아시아에서의 공작기계 생산이 확대되고 있다.

마. R&D의 海外移轉

해외투자의 증가가 기업의 기술력 및 연구개발력에 얼마나 영향을 미치는가는 중요한 문제다. 일본기업은 이제까지 R&D에 대해서는 국내비중이 압도적으로 높았다. 그러나 최근에 해외에

서 연구개발하는 기업이 증가하고 있다. 해외연구개발은 현지수요에 대한 신속한 대응을 목적으로 북미 및 유럽에서는 선진기술의 개발을, 아시아에서는 비용절감을 목적으로 한다. 이러한 R&D의 점차적 해외이전이 국내 R&D의 억제로 이어질 가능성도 배제할 수 없다. 또한 생산거점이 해외로 이전하는 것으로 인해 국내에 남아 있는 연구개발현장과의 제휴가 희박해져 국내 연구개발력의 저하를 우려하는 견해도 높아지고 있다.

바. 部品의 現地調達 擴大

해외생산의 증가에 따라 승용차 등 내구소비재의 수출은 감소추세에 있으나 자본재의 수출은 증가추세에 있다. 자본재 중에서도 기계류 부품의 증가가 두드러진다. 동아시아에 생산거점을 확보한 일본기업이 일본으로부터 부품조달을 확대하고 있기 때문에 이 지역에 대한 수출증가율이 높다. IC를 비롯한 전기전자부품의 수출증가가 두드러진다. 하지만 자동차부품 등 수송기계부품은 현지조달률이 높아져 수출증가가 둔화되고 있다.

2. 日本의 對應

일본경제의 수출의존성 때문에 오일쇼크와 엔고 같은 외생적 충격이 구조변화를 촉진하여, OECD국가의 경우 고기술 산업의 고용이 거의 변화가 없는 반면에, 일본은 1980~93년 평균 2.4% 증가했다. 일본기업은 제품차별화를 통한 수출가격의 인상과 고부가제품의 수출확대에 주력하는 동시에, 위험부담의 증대와 수익성의 저하로 고전하는 분야에서는 해외투자보다 OEM 조달, 생산위탁, 판매제휴, 공동개발, 기술협약 등의 전략적 제휴도 확대하고 있다.

수입증가로 국산품이 받는 영향은 품목에 따라 차이가 있지만 수입제품의 일본내 침투는 (일본)국산품에 위협이 될 정도는 아니다. 섬유류는 수입품의 국산품대체가 명확히 나타나고 자동차도 일부 품목에서 대체가 나타나고 있다. 그러나 전기기기, 화학, 일반기계는 일반적인 생각과는 달리 수입증가와 동시에 일본국내생산도 상승하여 국내와 해외간의 수평적 분업이 이루어지고 있다. 전자산업은 반도체 등의 주요부품을 중심으로 한 고기술 부품은 국내에서 생산하고 가전과 컴퓨터조립은 해외에서 이루어지는 구조다. 노동집약적인 생산공정과 단순기술은 순차적으로 해외에 이전하고, 저부가가치소재는 아시아 등의 개발도상국으로부터 조달하고 있으며, 일본국내에는 신기술과 독자기술에 특화한 생산을 신장시키고 있다.

결국에는 제품개발 및 연구개발 등의 핵심부문이 국내에 남지 않고 공동화가 진전되리라는 우려가 있지만, 신제품개발 및 최첨단기술은 생산현장과 기술개발이 하나가 되어 여러 가지 시행착오를 반복하여 얻어지는 것이므로 국내의 생산여건이 고기술제품 생산에 적합하다면 제품개발 및 연구부문 등의 핵심부문이 국내에 남을 것이고, 생산설비의 해외이전이 진척되어도 고부가가치제품 및 신제품개발을 추구하는 한 일본의 국내생산이 축소되지는 않을 것이다. 일각에서는 일본제조업의 경쟁력 약화를 지적하지만, 자본재를 중심으로 한 일본의 고기술 산업의 경쟁력은 현재 최고수준이다. 자동차, 전자의 경우 수출이 줄고 수입이 급속히 증가하여 무역수지흑자 감소의 원인이 되고 있다. 그러나 전기기기(가전제품 제외)와 일반기계 등 자본재부문은 큰 폭의 수출초과를 나타내서 1995년도 자본재 무역흑자는 2,042억달러에 달했다. 수출의 주역이었던 섬유제품을 중심으로 한 비내구소비재는 1970년대 전반에 수입제품으로 대체되었고, 1980년대 후반

부터는 자본재가 수출의 주역으로 변했다. 따라서 가전제품과 자동차만을 가지고 일본제조업 전체의 경쟁력 저하를 논의하는 것은 잘못된 것이며, 일본의 수출주력품은 이미 자동차가 아니고 전자부품 등을 중심으로 하는 고기술 제품인 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

김승진, 「우리나라 해외직접투자의 구조변화와 요인분석」, 『KDI 정책연구』, 제19권 제1호, 한국개발연구원, 1997.

김시중, 『해외직접투자의 평가와 정책과제』, 대외경제정책연구원, 1996.

김준동, 『글로벌화 시대에서의 수출과 해외직접투자』, 대외경제 정책연구원, 1994.

한국개발연구원, 「해외직접투자의 요인·효과 및 정책방향」, mimeo, 1996.

한국은행, 『해외투자통계연보』, 각호.

Andersson, T., "Foreign Direct Investment and Employment in Sweden," *Industrial Institute for Economic and Social Research*, Working Paper No. 418, 1994.

Belderbos, R., "Large Multinational Enterprises Based in a Small Economy : Effects on Domestic Investment," *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 128, 1992, pp. 543~557.

Bergsten, C., T. Horst, and T. Moran, *American Multinationals and American Interests*, The Brookings Institution, 1978.

Blomstrom, M., "Competitiveness of Firms and Countries," in J. Dunning, B. Kogut, and M. Blomstrom, *Globalization of Firms and the Competitiveness of Nations*, Lund University Press. 1990.

_____ and A. Kokko, "Home Country Effects of Foreign Direct Investment : Evidence from Sweden," NBER Working Paper No. 4639, 1994.

Blomstrom, M., R. Lipsey, and K. Kulchycky, "U.S. and Swedish Direct Investment and Exports," in R. Balwin (ed.), *Trade Policy Issues and Empirical Analysis*, University of Chicago Press, 1988.

Dunning, J., *Multinational Enterprise and The Global Economy*, Addison-Wesley, 1993.

Frank, R. and R. Freeman, *Distributional Consequences of Direct Foreign Investment*, New York, Academic Press, 1978.

Hawkins, R., *Job Displacement and the Multinational Firm : A Methodological Review*, Center for Multinational Studies, 1972.

_____ and M. Jedel, "US Jobs and Foreign Investment," in D. Kujawa(ed.), *International Labor and the Multinational Enterprise*, New York : Praeger, 1975.

Jordan, G. and J. Vahlne, *Domestic Employment Effects of Direct Investment Abroad by Two Swedish Multinationals*, Geneva, ILO, 1981.

Koshiro, K., "How Overseas Investment Affects Employment at Home?" *Japan Economic Research Center Bulletin*, No. 417, 1982.

Kujawa, D., "Employment Effects of Multinational Enterprises : The Case of the United States," ILO Working Paper No. 12, ILO, 1980.

Ladenson, M., "A Dynamic Balance Sheet Approach to

American Direct Foreign Investment," *International Economic Review*, Vol.13, 1972, pp. 531~543.

Lipsey, R. and M. Weiss, "Foreign Production and Exports in Manufacturing Industries," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, 1981, pp. 488~494.

_____, "Foreign Production and Exports of Individual Firms," *Review of Economics and Statistics*, Vol.66, 1984, pp. 304~308.

Magee, S., "Jobs and the Multinational Corporations : The Home Country Perspective," in R. Hawkins(ed.), *The Economic Effects of Multinational Corporations*, JAI Press, 1979.

McClain, D., "Foreign Investment in United States Manufacturing and the Theory of Direct Investment," Ph.D. Dissertation, MIT, 1974.

Pearce R.D., "Overseas Production and Exporting Performance : Some Further Investigations," University of Reading Discussion Papers in International Investment and Business Studies, 135, 1990.

Rutenberg S., *Needed! a Constructive Foreign Trade Policy*, Washington, D. C. : AFL-C10, 1971.

Severn, A., "Investment and Financial Behavior of American Direct Investors in Manufacturing," in F. Machlup, W. Salant, and L. Tarshis(eds.), *The International Mobility and Movement of Capital*, NBER, 1972.

Shepherd D., et al., *British Manufacturing Investment Overseas*, London and New York : Methuen. 1985.

Stevens, G., "Fixed Investment Expenditures of Foreign Manufacturing Affiliates of U.S. Firms," *Yale Economic Essays*, Vol. 8, 1969.

_____ and R. Lipsey, "Interaction between Domestic and Foreign Investment," *Journal of International Money and Finance*, Vol.11, 1992, pp. 40~62.

Stobaugh, R., et al., *U.S. Multinational Enterprises and the U.S. Economy*, Boston, Harvard Graduate School of Business Administration, 1972.

_____, *U.S. Nine Investments Abroad and Their Impact at Home*, Boston, Harvard Business School Press, 1976.

Stopford, J., "Employment Effects of Multinational Enterprises in the United Kingdom," ILO Working Paper No. 5, ILO, 1979.

Swedenborg, B., *The Multinational Operations of Swedish Firms*, Stockholm: Almqvist & Wicksell International, 1979.

United Nations, *World Investment Report*, 1994, 1996.

Van den Bulcke, D. and E. Halsberghe, "Employment Effects of Multinational Enterprises : A Belgian Case Study," ILO Working Paper No. 1, ILO, 1979.

論 評

宋 毅 英
(동국대 교수)

최근 증가하고 있는 한국의 해외직접투자는 생산기반을 해외로 이전시킴으로써 국내의 수출과 고용을 감소시킬 것이라는 우려를 낳고 있다. 이러한 우려에 대하여 저자는 통계분석 및 외국의 사례연구를 통하여 부정적인 대답을 제시하고 있다. 즉, 해외직접투자의 수출, 고용은 보완적인 관계에 있을 가능성이 많으며, 산업공동화를 우려한 해외직접투자에 대한 제한적 조치는 모두 철폐되어야 한다고 주장하고 있다.

해외직접투자에 관한 경영학적인 문헌이 폭발적으로 증가함에도 불구하고 경제학 내에서, 특히 무역이론에서 그 중요성을 수용하려는 노력은 아주 미흡하다. 해외직접투자가 아주 활발한 미국의 경우 수출과 수입의 반 이상이 다국적기업간의 내부거래에 의해서 지배되고 있을 것이라는 통계에도 불구하고, 아직도 경제학자들은 무역패턴을 다국적기업의 존재를 무시한 전통적인 모형의 틀에서 이해하고 진단하고 있다. 이러한 점에서 본 연구와 같은 해외직접투자에 관한 연구는 아직 한국경제에서 해외직접투자가 차지하는 비중이 미미한 수준에 있다 하더라도 그 잠재적인 중요성 때문에 항상 환영받아야 한다고 생각된다. 하지만 동시에 체계적인 이론적 틀이 부재하기 때문에 해외직접투자의 효과에 대한 엄밀한 경제학적 분석을 하기는 상당히 어렵다. 이 논문도 이러한 한계 때문에 엄밀한 분석적인 결과를 제시하지 못하고, 몇 가지 변수간의 상관관계의 추정, 외국의 사례, 개념적

인 추론을 통해서 문제에 접근하는 방식을 취하고 있다. 논문의 성격상 분석적인 비판보다는 해외직접투자에 관한 종합적인 이해를 가지고 있는 논평자의 종합적인 평가가 필요한 것으로 보인다. 하지만 필자가 이에 필요한 이해를 가지고 있지 않고, 또한 저자의 주장에 대부분 동의하기 때문에 이하에서는 무역이론을 전공하는 경제학도의 입장에서 저자의 접근방법에 대한 한계점을 다시 한번 환기시킴으로써 논평을 대신하려고 한다.

Ⅱ장에서 저자는 90년대 초의 한국의 수출과 해외직접투자가 통계적으로 유의한 陽의 상관관계를 가지고 있음을 보이고 있다. 이러한 관계는 업종별로 보나 국가별로 보나 모두 성립하며, 해당국의 시장규모를 컨트롤한 희귀분석에서도 대부분 그대로 성립하고 있다. 문제는 이러한 결과를 어떻게 해석하느냐이다. 기업들이 해외직접투자의 양을 무작위로 선택하고 수출은 이에 대해 내생적으로 반응하지 않는 한 해외직접투자의 증가가 수출을 증가시켰느냐는 질문은 이해하기 힘들다. 필자의 생각으로는 던져야 할 올바른 질문은 기업의 직접투자와 수출은 몇 가지 변수에 의하여 내생적으로 동시에 결정되는데, 이러한 변수들의 대상국별 차이가 직접투자와 수출을 같은 방향으로 움직이는 경향이 있느냐, 아니면 반대방향으로 움직이는 경향이 있는가 하는 것이다. 직접투자와 수출간에 존재하는 陽의 상관관계는 90년대초 한국의 경우 전자의 경향이 더 컸음에 대한 증거가 되는 것이지 그 이상의 해석은 곤란한 것 같다. 저자는 물론 누차에 걸쳐서 희귀분석의 결과를 직접투자의 증가가 수출을 증가시켰다고 해석하는 데 문제가 있음을 지적하고 있다. 하지만 Ⅱ장의 결론 부분에서는 그렇게 해석하는 데 큰 무리는 없을 것이라는 의견을 조심스럽게 펴고 있다. 대상국별 경제여건의 차이가 개방도에만 있지 않으므로 이러한 의견은 상당한 제한이 필요하다고 본다.

산업공동화에 대한 우려에 관하여 던져야 할 올바른 질문은 만일 정부가 직접투자에 관한 제한조치를 취할 경우 이것이 수출을 증가시킬 것인가 하는 질문이다. 저자도 지적하고 있지만 다시 한번 강조하고 싶은 것은 두 변수간의 상관관계와 이 질문에 대한 대답은 별개라는 것이다. 어떤 경제변수의 국가별 차이가 직접투자와 수출을 동시에 증가시키는 것이 사실일지라도, 이것이 직접투자에 대한 제한조치가 수출을 감소시킴을 의미하는 것이 아니기 때문이다. 커피와 홍차의 가계별 소비가 陽의 상관관계가 있다는 것이 독립적인 커피 가격의 증가가 홍차의 소비를 감소시킬 것을 의미하지 않는 것과 같은 원리이다. Helpman-Markusen의 직접투자모형을 통해서 두 변수의 관계를 이해한다면, 모기업은 자국과 요소부존량의 차이가 더 많은 나라와 무역 및 현지법인의 생산을 더 하게 된다. 또한 Ethier는 기업간의 정보의 흐름의 문제를 고려한다면, 이와는 반대로 모기업은 자국과 비슷한 나라에서 무역과 현지법인의 생산을 더 많이 할 것이라고 주장하고 있다. 둘 중 어느 모형이 사실일지라도, 정부가 해외법인의 소득에 대한 세율을 올렸을 때 수출이 증가하는 경우는 쉽게 도출해낼 수 있다. 기업은 해외법인의 현지 판매와 수출의 한계 혜택이 같은 점에서 둘의 최적혼합을 정할 것이고 전자의 한계비용이 증가할 때 후자로 방향전환을 할 것이기 때문이다.

관찰된 陽의 상관관계에 대한 또 하나의 가능한 해석은 다음과 같다. 한국 기업이 동구시장을 공략하기 위해서 동구에 직접투자를 하지만 규모의 경제 때문에 여건이 가장 좋은 폴란드에만 대규모 생산기지를 건설한다고 하자. 또한 이때 한국에서 폴란드로의 중간재 수출은 동시에 증가한다고 하자. 하지만 폴란드 생산기지에서의 생산은 한국에서 동구로 가는 수출의 많은 부분

을 대체할 수 있다. 이 경우 국별 수출과 직접투자는 陽의 상관관계를 가질 것이지만 직접투자가 없었을 때에 비해서 한국의 총수출은 감소할 수 있다. 이 예가 현실에서 얼마나 중요한지는 알 수 없으나 결국 논문의 방법에 의한 대답은 상당히 유보적이어야 할 수밖에 없을 것이다.

또 하나 지적하고 싶은 것은 한국의 직접투자와 선진국의 직접투자간의 차이점에 대한 충분한 고려가 부족한 것 같다는 점이다. 저자가 지적하고 있는 것처럼 선진국의 직접투자가 대부분 對선진국 투자인 것과는 달리 한국의 직접투자는 對후진국 직접투자가 주종을 이루고 있다. 이러한 결과는 90년대 초에 일어난 한국의 직접투자는 對후진국 직접투자가 주종을 이루고 있다. 이러한 결과는 90년대 초에 일어난 한국의 무역구조 변환과 무관하지 않을 것이다. 85년에는 한국의 對美수출이 거의 총수출의 40%에 달했고 일본을 제외한 아시아 국가로의 수출이 20%에 미달했으나, 95년에는 양지역의 상대적인 비중이 뒤바뀌고 말았다. 최근의 직접투자 붐은 한국기업들이 똑같은 상품과 기술을 선진국의 low end에서 후진국의 middle 혹은 high end로 이전시키는 과정에서 발생했다고 볼 수 있다. 그렇다면 한국에서의 FDI의 Outflow 증가는 소유권 우위의 독립적인 증가에 의해서가 아니라, 선진국 시장에서의 실패와 새로운 교역국의 등장의 복합적 산물로 해석하는 것이 타당할 듯하다. 이 문제와 관련하여 필자는 〈표 5〉의 분석을 80년대 후반의 자료를 이용하여 다시 한번 해볼 것을 추진하고 싶다. 수출과 직접투자의 陽의 상관관계가 후진국의 경우 더 두드러졌다는 결론이 80년대 후반에 대해서도 유효한지, 유효하다면 정도의 차이가 얼마나 있는지 의문이 들기 때문이다.

또한 해외직접투자에 대한 우려를 표시하는 사람들은 한국의

기업들이 선진국 기업들과는 달리 수출할 자본재도 별로 없고, R&D 기반도 없다고 주장하고 있다. 수출자극 효과는 일부 중간재에서만 기대할 수 있고, 결국 후진국으로의 생산기지 이동은 한국의 최종재 수출과 자본재 수입의 동시 감소를 동반할 것이라는 얘기다. 또한 R&D 투자도 국내에 잔류하기보다는 선진국의 기업인수를 통해서 해외로 유출될 가능성이 많다는 것이다. 이러한 우려에 근거가 있다면, 최종재의 생산과 자본재 생산의 분할, 생산과 R&D의 분할이라는 선진국적인 패턴이 한국에서 반복될 수 있는 것인지, 독일과 일본의 경험이 우리에게 얼마나 유효한지에 대한 토의가 있어야 할 것 같다.

끝으로 지적하고 싶은 것은 해외직접투자의 고용감소효과에 관한 우려는 임금이 경직적이지 않는 한 근거가 없다는 것이다. 임금이 신축적이라면, 장기적으로 고용은 수출과 국내투자에 어떤 일이 발생하든 총노동공급에서 자연실업률을 조종한 값에 의하여 결정될 것이기 때문이다. 물론 직접투자의 확대는 특정 산업에서의 고용감소를 초래할 수 있고, 임금이 단기적으로 경직적이라면 총고용의 감소를 동반할 수 있다. 하지만 직접투자의 장기적인 효과에만 주목한다면 우려의 대상은 임금의 직종별 구조의 변화일 뿐이다. 이 점에 대한 노동측의 오해는 실제로 여러 나라에서 시장개방과 직접투자의 확대에 큰 정치적 걸림돌이 되었음을 상기한다면, 이 점에 대한 논의도 직접투자의 효과에 대한 중요한 일면으로서 포함되었으면 좋을 듯하다.

● 참고문헌

Helpman, E., "Multinational Corporations and Trade Structure," *Review of Economic Studies* 52, 1985, pp. 443~458.

Markusen, J. R., "Multinational Corporations, Multi-plant Econo-

mics, and the Gains from Trade," *Journal of International Economics* 16, 1984, pp. 205~226.

Ethier, W. J., "The Multinational Firm," *Quarterly Journal of Economics* 101, 1986, pp. 805~834.

林 源 赫

(本院 專門研究員)

본 논문은 해외직접투자의 효과에 대한 체계적, 실증적 접근을 통해 産業空洞化論 등 해외직접투자에 대한 일반의 우려를 해소하는 한편, 경영의 세계화에 따른 해외직접투자 전략의 변화를 분석하여 향후 정책방향을 제시하고 있다. 본 논문은 해외직접투자에 대한 미국, 스웨덴, 일본 등의 실증적 연구결과를 바탕으로 해외직접투자와 무역·고용과의 관계를 조명함으로써 일반의 오해를 불식하는 한편, 세계화 시대의 해외직접투자 전략을 전망함으로써 향후 정책 수립에도 기여할 것으로 판단된다.

저자도 본문에서 밝힌 바와 같이 해외직접투자가 국내 투자, 수출 및 고용에 미치는 영향을 제대로 평가하기 위해서는 해외직접투자가 없을 경우에 전개될 상황에 대한 가정이 필요하다. 산업공동화론 등 해외직접투자에 대한 일반의 우려는 해외직접투자를 막으면 그 돈이 그대로 국내에 투자될 것으로 가정하는 것과 깊은 연관이 있으며, 이와 같은 잘못된 가정이 '상식'으로 통용되는 것은 사실 불행한 일이라고 하지 않을 수 없다. 해외직접투자가 산업공동화를 유발한다고 가정해도, 해외직접투자는 病의 원인이 아니라 증상일 뿐인데 국내 경제환경을 개선하려는 노력 없이 해외투자를 막는다고 국내투자가 늘어나지는 않을 것이기 때문이다.

저자는 II장의 서두에서 해외직접투자에 대한 일반의 우려가 대부분 잘못된 가정에 기초하고 있음을 밝히고 있으나, 검증하고자 하는 해외직접투자의 효과를 좀더 체계적으로 정리하고 해외직접투자의 代案에 대해 설명할 필요가 있다고 생각된다. 특히 보완성과 대체성의 문제가 원자재·중간재의 경우와 최종재의 경우에 어떻게 달라지는 것인지 좀더 명확하게 설명할 필요가 있다고 본다.

저자도 인지하는 바와 같이 미시적이고 체계적인 검토 없이 거시적인 자료를 가지고 해외직접투자의 경제적 효과를 따지는 것은 위험한 일이라고 생각된다. 예를 들어, 지금까지 아랍 지역에서 원유를 수입하던 국가가 동남아시아 지역의 유전에 투자하여 원유를 그곳에서 도입하기 시작할 경우, 해외투자는 수출에 부정적인 영향을 미치는 것처럼 나타날 것이다. 하지만 이와 같은 효과를 국가경제에 부정적인 것으로 평가할 수 있을까? 또 수출대상국의 정책 변화로 인해 최종품을 현지에서 조립생산해야 하고 부품도 일정 부분을 현지에서 조달해야 하는 의무가 신설되었을 경우, 정책의 변화에 해당하는 변수를 생략한다면 마치 해외투자가 수출의 감소와 연관이 있는 듯한 결과를 낳을 것이다. 하지만 이 경우 해외투자는 더 줄어들었을 수출을 덜 줄어들게 하는 역할을 한 것이지 수출 감소를 촉발한 것이 아니다. 저자는 본 논문에서 생략변수의 문제까지 감안하여 신중한 계량분석을 시도했으나, 저자도 인정하는 바와 같이 계량분석은 근본적인 한계를 가지고 있다고 생각된다.

계량분석보다는 해외직접투자 전략의 변화를 미시적인 관점에서 다룬 논문의 IV장이 오히려 더 정책적으로 중요한 시사점을 가지고 있다고 평가할 수 있을 것이다. 특히 복합통합전략을 구사하고 있는 Ford의 예는 시사하는 바가 크다.

또 산업공동화론의 한 축을 이루는 소위 '탈출론'의 초점은 고부가가치 업종과 생산여건이 크게 다르지 않은 것 같은 국가로 투자가 나가는 것에 있다는 점을 강조하고, 조세·교육제도를 포함하여 경제환경 전반을 어떻게 편성하는 것이 바람직한 것인가를 분석하는 것도 의의가 있을 것이다. 물론 이와 같은 연구는 저자의 향후 과제가 될 것이다.

해외직접투자에 대한 일련의 논문을 통해 한국의 해외투자에 대한 이해를 높인 저자가 앞으로 진정으로 어렵고 중요한 연구를 해주기를 기대한다.

M2의 豫測力 弱化와 政策目標의 不安定性
-1980년 以後 우리나라 通貨信用政策에 관한 硏究-

辛 仁 錫

(本院 招聘硏究員)

*본 논문의 집필과정 및 초고단계에서 많은 조언을 해주신 유윤하 박사, 홍기석 박사, 그리고 거시경제팀의 여러 박사들과, 자료준비를 위하여 수고해주신 성명기 연구원, 홍성철 연구원, 유덕현 연구원께 감사드린다. 원고정리를 도와주신 문영란 연구조원께도 심심한 감사를 드린다.

◇ 要　約 ◇

80년 이후 최근까지의 우리나라 통화정책과 관련하여 세 가지 질문을 던지고 그에 대한 답을 찾고자 하는 것이 본 논문의 목적이다. 첫번째 질문은, '중간표적으로 이용되어온 M2의 물가와 산출량에 대한 예측력은 어떻게 변하여왔는가' 하는 것이다. 본 논문에서는 Granger인과성 검정과 VAR을 이용한 예측오차분산분해를 통하여 시간의 흐름과 함께 M2의 예측력이 약화되어왔음을 보일 것이다. 두번째 질문은, '그렇다면 그 원인은 무엇인가' 하는 것이다. 본 논문에서는 통화수요함수의 장기적 안정성에 대한 공적분 검정을 통하여 90년까지의 표본에서 발견되던 안정성에 대한 증거가 96년까지의 표본에서는 사라짐을 보이고, 이같은 통화수요함수의 안정성 상실을 M2의 예측력 약화의 원인인 것으로 해석할 것이다. 본 논문의 마지막 질문은, 'M2타깃팅의 실제 운영이 인플레이션 및 성장률 안정과 일관되게 추진되어왔는가' 하는 것이다. 본 논문에서는 통화정책의 반응함수 추정을 통하여 80년 이후 우리나라의 통화정책이 기간에 따라 정책목표가 변화되어왔음을 보일 것이다. 85년 이전에는 인플레이션의 안정이 추구되었으나 86년에서 92년까지의 기간에는 경기부양이 중점적으로 추구되었던 것으로 보이고, 최근에 이르러서는 인플레이션 안정과 성장률 안정이 비교적 균형되게 추구되고 있는 것으로 평가된다.

I. 머리말

이 논문은 80년 이후 최근까지의 우리나라 통화신용정책(이하 '통화정책'으로 약칭)을 연구대상으로 한다. 동 기간의 통화정책에 관하여 두 가지 사실이 널리 알려져 있다. 첫째, 한국은행은 매년 M2의 증가율 목표를 발표하며 M2증가율을 통화정책의 중심지표로 이용하여왔다는 점 ; 둘째, 그러나 발표된 M2증가율 목표는 대부분 지켜지지 않았다는 점이다. 이 사실들에 주목하며 세 가지 질문을 던지고 그에 대한 답을 실증적인 방법을 이용하여 찾고자 하는 것이 본 논문의 목적이다.

첫째 질문은, '中間標的으로 이용되어온 M2의 통화정책의 최종목표변수인 물가와 총산출량에 대한 예측력은 어떠하였는가' 하는 것이다. 본 논문에서는 Granger인과성검정과 VAR모형으로부터의 예측오차분산분해 분석을 통하여 이 질문에 대한 답을 찾고 부정적인 결론을 내릴 것이다. 즉 M2는 시간의 흐름과 함께 실질GDP와 물가에 대한 선행성 및 두 변수의 변동에 대한 설명능력을 상실한 것으로 보인다.

둘째 질문은, '그렇다면 그 원인은 무엇인가' 하는 것이다. 본 논문에서는 통화수요함수의 장기적 안정성에 대한 공적분 검정을 통하여 90년까지의 표본에서 발견되던 안정성에 대한 증거가 96년까지의 표본에서는 사라짐을 보이고, 이같은 통화수요함수의 안정성 상실을 M2의 예측력 상실의 원인인 것으로 해석할 것이다.

사실 이상의 에피소드는 전세계적으로 볼 때 새로운 것은 결코 아니다. 70년대 중반 이후 중간표적변수로 각광을 받으며 등

장했던 M1, M2 등의 통화량지표는 등장과 거의 동시에 최종변수에 대한 예측능력 상실의 문제로 퇴장을 당하는 榮辱(?)의 교차를 맛보았는데, 소위 Goodhart의 법칙으로 통칭되는 이 현상이 우리나라에서도 발생한 것으로 보인다. 또한 그같은 예측력 상실의 원인이 통화수요함수의 안정성 상실이라는 점도 이미 외국에서 누차 지적된 시나리오의 再演이었다고 생각된다.[1)]

새로울 수 있는 것은 그럼에도 불구하고 계속 M2를 중심지표로 한 증가율 목표가 발표되어왔다는 점과 그 목표는 좀처럼 지켜지지 않았다는 사실이다. 이로부터 세번째 질문을 도출해내기 위해서 선진국 중 유일하게 통화량 타깃팅을 계속하고 있는 것으로 알려져 있는 독일의 경우를 잠시 살펴보자. 독일의 통화정책당국인 Bundesbank는 1974년 이후 매년 목표통화증가율을 발표하고 그에 따라 통화정책을 운영해온 것으로 알려져 있다. 그러나 1979년부터 1994년까지의 16년의 기간을 대상으로 할 때, 독일의 실제 통화증가율이 목표범위내에서 운영되어온 것은 8번에 지나지 않았다.[2)] 이에 대하여 Von Hagen(1995)은 비록 Bundesbank가 통화량 타깃팅을 추구해온 것으로 알려져 있으나 실상에 있어서는 인플레이션 타깃팅이 최종의 준칙이었고 통화량 타깃팅은 이 최종 준칙과 어긋나지 않는 범위내에서 지켜졌다고 주장하였다. 또한 Clarida and Gertler(1996)는 Bundesbank의 통화정책이 미국 Fed.의 통화정책과 같이 'Taylor 공식', 즉 超短期 이자율을 인플레이션과 실질GDP증가율이 목표로부터 이탈하는 것을 상쇄하는 쪽으로 변동시키는 정책공식(policy rule)에 의하여 설명될 수 있음을 보였다. 요컨대 통화량 타깃팅이 공

1) 그같은 연구로서 미국자료를 이용한 가장 최근의 것을 제시하면 Friedman and Kuttner(1996)가 있다.
2) 이는 Von Hagen(1995)에 의한 것이다.

표한 통화공급목표를 맞추기 위해 경직적으로 운영되어온 것이 아니라, 최종목표인 인플레이션 안정을 염두에 두고 신축적으로 운영되어왔음이 새로이 발견되고 있는 것이다. 즉 통화량이 중간 표적보다는 정보변수(information variable)로 사용되어온 것이다.

본 논문의 세번째 질문은, '그렇다면 80년대 이후 우리나라의 통화정책도 독일의 통화정책과 같이 정보변수전략으로 운영되어 왔는가' 하는 것이다. 즉 가장 호의적으로 해석하여, 우리나라의 경우 物量變數인 통화량이 예측능력을 상실해감에도 불구하고 통화정책의 중심지표로서 통화량을 고집할 수밖에 없었던 이유가 있었다고 가정해보자. 사실 이같은 가정이 무리가 아닐 수 있는 근거도 있었다고 생각된다. 첫째, 우리나라의 경우 금융시장의 미성숙으로 인하여 物量變數를 대신하여 이자율 등 가격변수를 통화정책의 중심지표로 사용하기에는 어려움이 있었다고 볼 수 있다. 둘째, 더불어 한국은행이 목표통화증가율을 발표해온 데에는 일반대중이나 재정당국에 대해 신호를 주기 위한 일종의 전략적 동기(strategic motive)가 있었을 수도 있다. 이러한 가능성을 인정한 가운데 제기되는 의문은, 통화당국에 의한 'M2타깃팅의 실제 운영이 과연 통화정책의 최종 목표여야 할 인플레이션 및 성장률 안정과 일관된 것이었는가' 하는 것이고, 이것이 바로 上記한 세번째 질문이다.

이 질문에 대하여 본 논문에서는 통화정책의 반응함수(reaction function)의 추정을 이용하여 답을 찾고자 시도한다. 이해를 돕기 위하여 그 결과를 먼저 보고하면, 80년대 이후 우리나라의 통화정책은 기간에 따라 정책목표가 변화되어온 것으로 보인다. 85년 이전에는 인플레이션 안정이 추구되었으나 86년에서 92년까지의 기간에는 경기부양에 정책목표가 있었던 것으로 보이고, 93년 이후 최근까지는 인플레이션 안정과 경기안정이 비교적 균

형되게 추구되고 있는 것으로 평가된다.

통화정책의 운영개선과 관련하여 인플레이션과 실질GDP에 대한 예측력을 상실해가는 M2를 중심지표로 삼았다는 사실보다는 정책운영의 초점이 비교적 단기간에 빈번히 변화되어왔다는 점, 그리고 적어도 일정 기간에 있어서는 경기안정, 특히 경기부양에 정책운영의 주안점이 놓여 있었다는 점을 우선적으로 강조하고 싶은 것이 필자의 입장이다. 목표함수가 주어진 상태에서 최적의 정책방식을 찾아내는 것은 중요한 일이다. 그러나 만일 목표함수가 잘못 설정되어 있다고 한다면, 最適解에 대한 논의의 의의는 반감될 수밖에 없을 것이기 때문이다. 그러므로 통화정책의 목표함수를 결정하는 정책당국의 선호체계를 점검하고, 바람직하다고 여겨지는 선호체계에 의해 과거 통화정책이 지배되지 못한 원인을 찾아내어 제도적으로 是正이 가능하다면 바꿔나가는 노력이 가장 중요한 과제라고 생각된다. 이와 관련한 정책시사점의 논의는 논문 말미에서 다시 이어질 것이다.

이하의 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 M2의 물가와 총산출량에 대한 예측력이 시계열상 어떻게 변하여왔는지를 Granger因果性 검정과 VAR모형하의 豫測誤差分散分解를 이용하여 검토한다. 제Ⅲ장에서는 통화수요함수의 장기적 안정성 여부를 共積分 검정을 이용하여 검토한다. 제Ⅳ장에서는 실제 수행된 통화정책의 목표가 어디에 두어져 있었는지를 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 논문을 요약하고 정책시사점에 대해 논의하였다.

M2의 명목국민소득에 대한 예측력 상실에 대한 기존의 연구로서는 金治鎬(1995)가 있다. 그는 90년대 들어 M2의 유통속도 변화가 급격해졌음을 지적하고 83~88년과 89~94년의 두 표본기간에 대응하는 M2와 각종 실물 및 물가변수의 2변수 VAR모

형을 추정하고 추정된 모형으로부터 예측오차분산분해를 계산하여, 後期의 표본에서 M2의 실물변수에 대한 예측력이 약해졌음을 지적하였다. 그의 연구에 비한 본 논문의 추가적인 기여는, 보다 포괄적인 계량방법(Granger인과 검정, 공적분 검정)을 사용하였고 여타 가능한 반론을 검토한 뒤 결론을 도출하였다는 데에 있다고 할 수 있다. 한편 80년대 이후 통화정책의 반응함수에 대한 기존 연구는 (놀랍게도) 쉽게 찾아지지 않았다. 따라서 본 논문은 이에 대한 새로운 연구로서 의의가 있다고 생각된다.

Ⅱ. 質問 1—M2의 물가 및 산출량에 대한 예측능력은 어떠하였는가?

어느 경제변수가 통화정책의 중심지표로 선정되기 위해서는 어떠한 특성을 지녀야 하는가? 통화정책을 포함한 거시정책의 궁극적 목표는 국가경제내 경제주체의 후생수준과 밀접한 관계가 있다고 믿어지는 실질GDP와 물가를 안정적 수준으로 유지하는 데에 있다. 그러나 통화당국의 정책집행을 통하여 조정된 정책변수가 최종목표인 위의 두 변수에 영향을 미치는 데에는 상당한 시차가 존재하는 것으로 알려져 있는바, 이에 통화정책의 실제적인 운영상 중간지표가 필요하게 된다. 즉 현재의 통화정책이 최종목표변수에 대해 어떠한 효과를 초래할 것인지를 신호하여주는 역할을 수행해줄 변수가 필요한 것이고, 중간지표가 바로 그 변수인 것이다. 따라서 중간지표의 역할이 이러한 이상, 당연히 최종목표변수인 실질GDP와 물가에 대해 그 변수가 소유하고 있는 예측능력이 중간지표로 선정된 변수가 지녀야 할 특성이

된다.

그렇다면, 우리나라에 있어 M2의 실질GDP 및 물가에 대한 예측능력은 어떻게 변하여왔는가? 이 질문에 답하기 위하여, 이 논문에서는 이같은 성격의 질문에 일반적으로 이용되는 두 가지 방법을 사용하였다. 첫번째 방법은, 실질GDP 및 물가에 대한 M2의 Granger因果性(Granger causality)을 검정하는 것이다. M2의 因果性 검정은 과거의 M2에 대한 정보가 미래의 실질GDP와 물가를 예측하는 데 있어서 얼마나 유용한지를 검정하는 것으로서, M2의 두 변수에 대한 예측능력을 검정하는 가장 손쉬운 방법이다.

두번째 방법은, 실질GDP 및 물가변수를 포함하는 VAR모형을 추정하고, 추정된 모형에서 나오는 豫測誤差分散分解(Forecasting Error Variance Decomposition)를 바탕으로 M2의 실질GDP와 물가에 대한 예측능력을 평가하는 것이다. 만일 M2의 두 변수에 대한 예측능력이 우수하다면, 실제의 실질GDP치와 물가치 중 추정된 VAR모형으로 예측되지 못한 예측오차의 많은 부분은 예측되지 못한 M2에 기인한 것이어야 한다고 추리할 수 있는데, 예측오차분산분해를 두번째 검정방법으로 사용하는 이유가 여기에 있다.

1. 資料의 性格

가. 資 料

실질GDP(y)는 1990년 불변가격에 의해 산출된 자료이며, 물가수준(p)은 그에 대응되는 GDP디플레이터를 사용하였고, 이자율(r)은 3년만기 회사채유통수익률을 사용하였다. M2(m)는 평

잔자료를 이용하였다. 이자율을 제외한 모든 자료는 X11기법에 의하여 계절조정되었고, 또 이자율을 제외하고는 모두 로그변환되었다. 자료는 분기별 자료로서, 기간은 1972년 3/4분기부터 1996년 4/4분기까지이다.[3)]

나. 檢定戰略 — 회전 추정

본절에서 목표로 하는 것은 M2의 예측력이 시계열상 어떻게 변화해왔는지를 검토하는 것이다. 이를 위하여, 추정에 사용되는 표본의 크기를 15년으로 고정시키고 표본의 始點을 1期씩 이동시키는 회전 추정(rolling regression)을 채택하였다. 구체적으로 1972년 3/4분기를 始點으로 하는 15년짜리 표본을 처음으로 하고, 1982년 1/4분기를 시점으로 하는 같은 크기의 표본을 마지막으로 하는 모두 39개의 회전표본들(rolling samples)이 이용되었다.

다. 資料의 定常性 : 單位根 문제

M2의 선행성 검정은 F-통계량의 이용을 요하는데, 이 통계량의 이용이 정당하기 위해서는 추정에 사용될 시계열 자료들이 정상적(stationary)이라는 전제가 필요하다. 따라서 추정에 사용될 4개 변수가 단위근을 가지고 있는지를 우선적으로 검토하여야 하는데, 이를 위하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법과 Phillips-Perron검정법을 사용하였다. ADF검정의 경우 Akaike 기준(Akaike information criterion)을 이용하여 최적 시차수를 정하였고, Phillips-Perron검정의 경우 오차항의 分散 계산에 필요한 시차수를 임의적으로 4로 정하였다.[4)]

---

3) 자료의 始點은 입수가능한 이자율자료의 시점에 의해 결정되었다.
4) 그러나 얻어진 결과가 時差 선택에 민감한 것으로 보이지는 않는다.

두 검정법을 각 변수의 水準變數와 1次差分變數에 적용하여 각 39개 표본을 가지고 단위근을 검정하였는데, 그 결과를 요약한 것이 [그림 1]과 [그림 2]이다. 두 그림은 적어도 하나의 단위근이 존재한다는 歸無假說에 대한 p-값을 圖示한 것이다. 우선 ADF검정에 의한 결과를 살펴보면, 수준변수의 경우 일부 표본을 제외하면 모든 변수들에 대해 단위근이 존재한다는 가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났고, 이같은 결과는 실질GDP를 제외하면 1차차분변수에 대해서도 동일하게 나타났다. 그러나 Phillips-Perron검정에 의한 결과를 보면, 수준변수에 대해서는 단위근이 전표본, 모든 변수에 걸쳐 존재하는 것으로 나타났지만, 1차차분변수에 대해서는 그같은 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다.[5)]

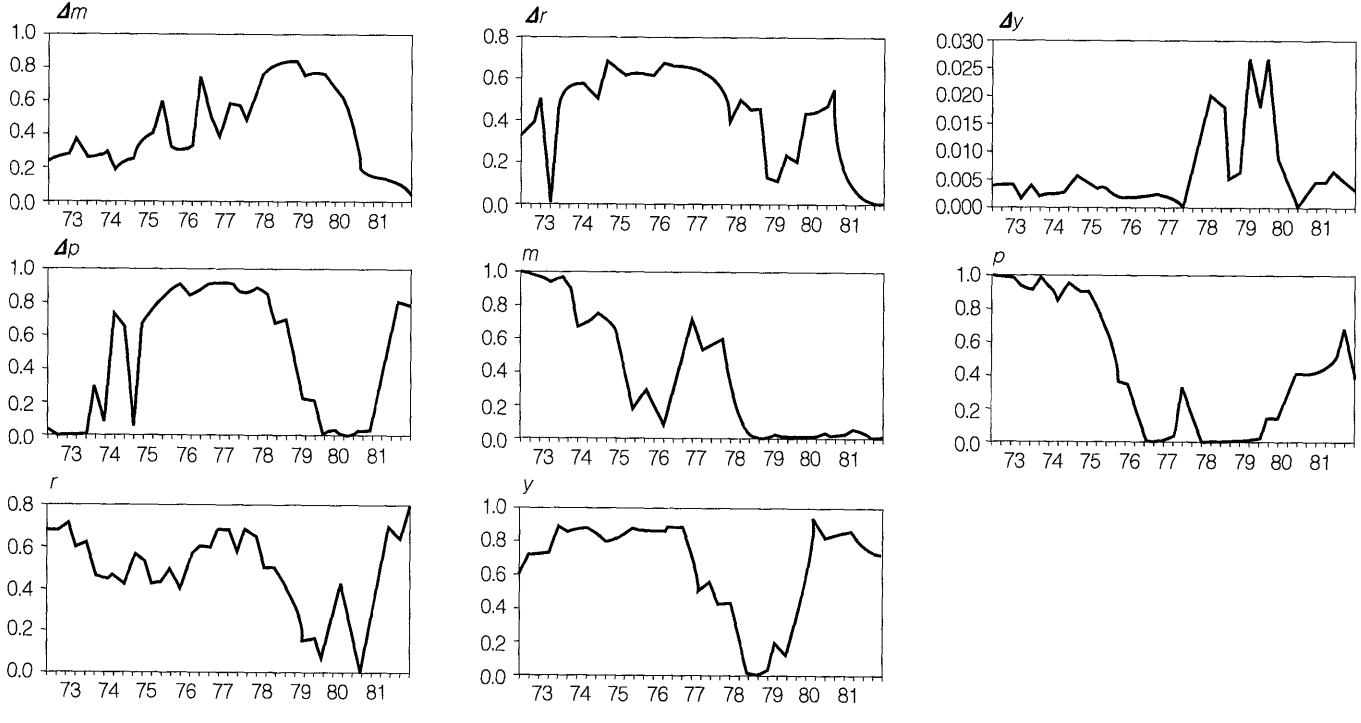
일반적으로 Phillips-Perron검정이 ADF검정에 비하여 檢定力이 우월하다는 일반적인 연구결과 — 예컨대 Phillips and Perron (1988) — 가 있는데, 여기서 얻어진 결과도 이러한 연구결과와 대체로 일치하는 방향으로 나타난 것으로 생각된다.[6)] 따라서 Phillips-Perron검정의 결과에 근거하여 주어진 네 변수가 수준변수에 대하여 1개의 단위근을 가지고 있다는 가정을 전체 표본에 적용하기로 하였다.

---

5) ADF테스트에 있어서는 두 경우 모두에 대해 추세항을 포함하였고, Phillips-Perron테스트의 경우에는 1차차분변수에 대해서는 추세항 없이 테스트하였다. 즉 ADF테스트의 경우 추세항이 포함되었을 경우에도 1차차분변수에 단위근이 존재한다는 가설이 많은 표본에서 받아들여졌다.

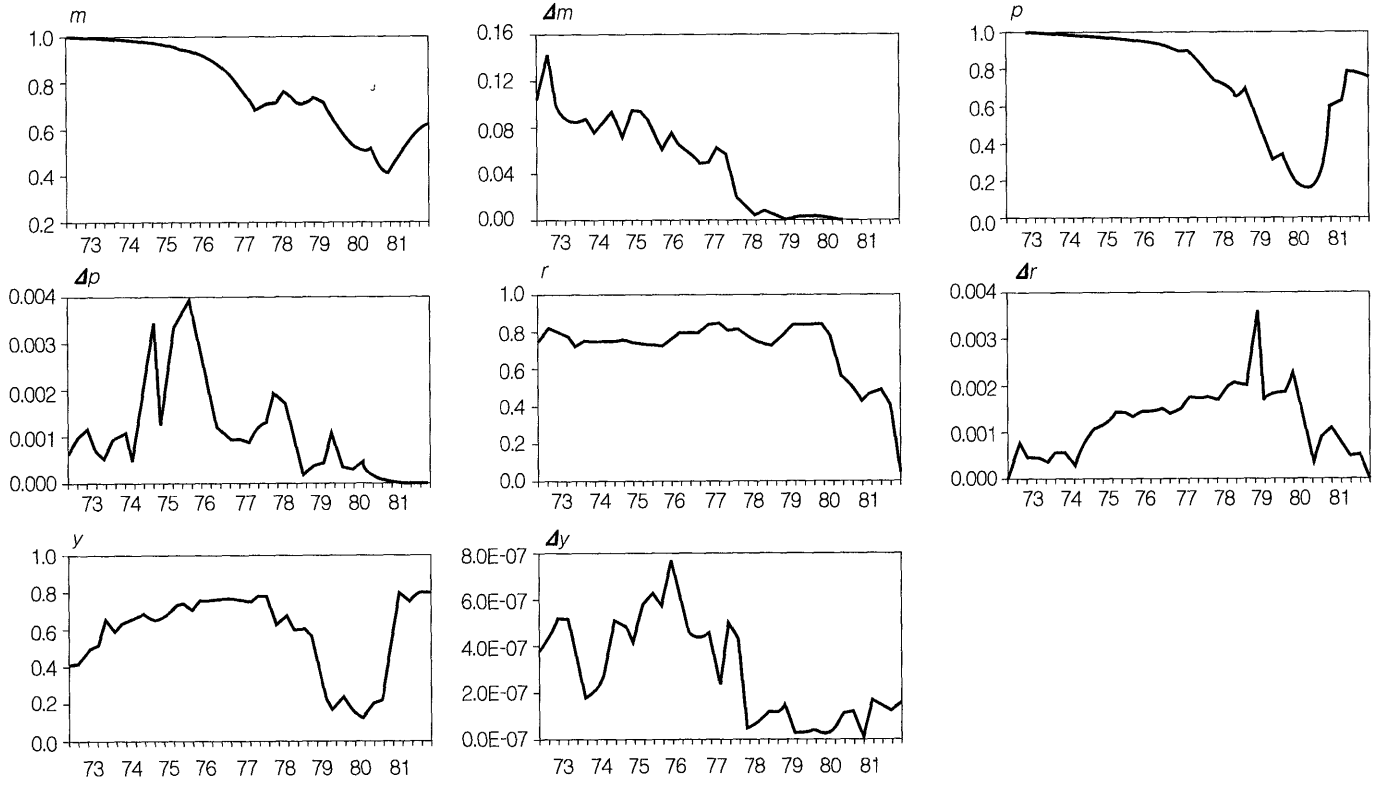
6) 우리나라 자료를 사용하여 본고에서와 비슷한 결과를 얻은 연구로서는 全聖仁(1992), 柳潤河(1994) 등이 있다.

[그림 1] Augmented Dicky-Fuller 單位根 검정



주 : *m*은 M2평잔, *p*는 GDP디플레이터, *y*는 실질GDP, *r*은 회사채이자율을 의미하며 각 變數에 Δ가 붙은 것은 差分變數임을 의미함(그림 2에서도 같음). 수평축의 時點은 각각 39개 표본의 始點에 대응하며 이하 그림들에서도 마찬가지임.

[그림 2] Phillips-Perron 單位根 검정



2. M2의 물가 및 실질GDP에 대한 Granger因果性(Granger causality) 검정

자료변수들이 단위근을 갖고 있다는 위의 결과를 반영하여, Granger因果性 검정을 위한 모형추정에는 1차차분변수들을 사용하였다. 구체적으로 추정된 모형은 아래와 같다.

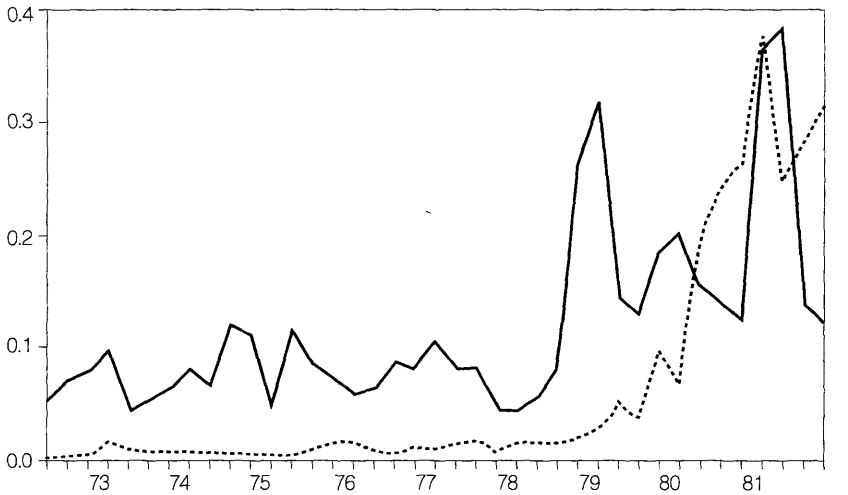
$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{4} a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} b_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} c_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} d_i \Delta m_{t-i} + u_t$$

$$\Delta p_t = \sum_{i=1}^{4} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} \beta_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} \gamma_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \delta_i \Delta m_{t-i} + v_t$$

설정된 이 모형이 정확하기 위해서는, 사실 주어진 네 변수간에 共積分關係가 존재하는지의 여부를 먼저 검토하는 것이 순서일 것이다. 즉 만일 공적분관계가 존재한다면 정확한 모형은 誤差修正(error correction)모형일 것이고, 결과적으로 위에 주어진 두 식은 자료생성과정(data generating process)을 부정확하게 설정한 셈이 된다. 그러나 다음 章에서 보듯이 70년대 중반 이전이 始點인 표본을 제외한 나머지 표본에서는 공적분관계의 존재에 대한 증거가 취약하므로 이 문제가 검정결과로부터 도출될 결론을 크게 저해하지는 않을 것으로 생각된다. 또 다음 절에서의 예측오차분산분해 검정에서는 공적분관계의 존재가능성도 고려하여, 본절에서의 결과와 보완되도록 할 것이다.

위의 모형을 이용하여 검정된 귀무가설은 두 식에서 M2의 차분변수에 대한 계수치는 모두 零이라는 것이다. 이 귀무가설에 대한 39개 샘플로부터의 검정결과는 [그림 3]에 요약되어 있다. [그림 3]은 주어진 귀무가설에 대한 F-통계량을 계산하여 그에 대한 p-값을 圖示한 것이다. 그림에서 명백히 드러나듯이, M2의 물가와 실질GDP에 대한 예측력은 70년대 자료를 주로 한 샘플

[그림 3] Granger因果性 검정(4개의 시차변수 포함)



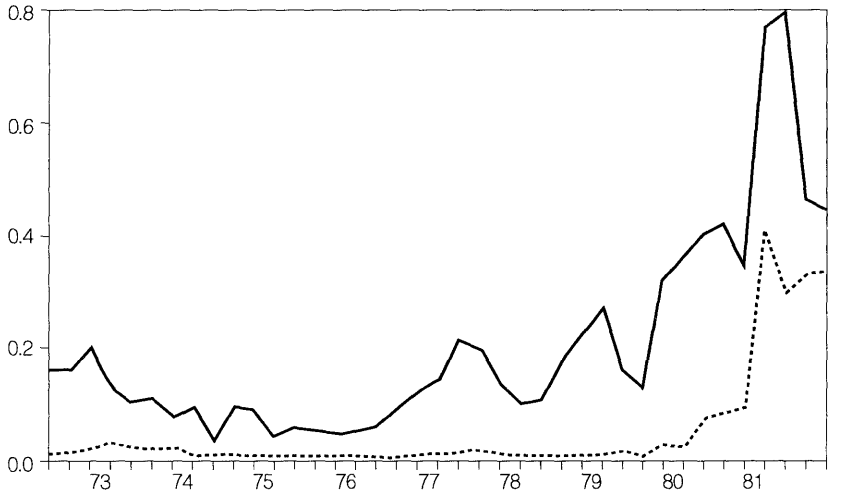
주 : 實線은 "통화가 물가에 대해 Granger인과관계가 없다"는 귀무가설에 대한 p-값이고, 點線은 "통화가 실질GDP에 대해 Granger인과관계가 없다"는 귀무가설에 대한 p-값임(그림 4도 같음).

에서는 有意한 것으로 나타나고 있으나 80년대와 90년대 자료를 주로 한 샘플에서는 有意性을 찾아볼 수가 없다. 이 결과는 추정에 포함된 時差變數를 늘린다 해도 달라지지 않는데, 시차를 4에서 8로 연장한 모형에서의 결과를 도시한 것이 [그림 4]이다.

그러므로 Granger因果性 검정에 의할 때, M2는 실질GDP와 물가에 대하여 70년대에는 有意한 예측력을 지니고 있었으나 근래에 이르러서는 예측력을 상실하였다고 결론지을 수 있겠다.[7]

7) Stock and Watson(1989)에 따르면, 미국의 경우 1차차분된 통화총량은 실질GDP에 대하여 Granger인과관계를 가지지 않으나 추세선이 제거된 통화증가율은 유의한 Granger인과관계를 지닌다고 한다. 또 이에 근거하여 그들은 통화에 고정된 요인(deterministic part)이 있을 경우, 그 요인을 제거한 뒤 검정이 이루어져야 정확한 결과를 얻을 수 있다고 주장하였다. [그림 1]에서 보듯이 최근 표본의 경우 추세선을 제거한 M2는 정상적일 가능성이 큰 것으로 생각되고, 따라서 Stock and Watson의 비판을 염두에 둘 필요가 있는 것으로 판단된다. 그러나 그들의 제안에 따라 모형을 변경한 뒤 행해진 Granger인과성 검정에서도 원래의 결과와 크게 다른 결과가 얻어지지는 않았으므로, 그 결과를 따로 보고하지는 않기로 한다.

[그림 4] Granger因果性 검정(8개의 시차변수 포함)



3. 豫測誤差分散分解 검정

예측오차분산의 분해를 이용하여 M2의 예측력을 검정하기 위하여 우선 사용된 VAR모형은 위의 Granger인과성 검정에서와 같이 (Δy, Δp, Δm, Δr)의 네 차분변수를 포함하는 것이다.[8] 분산분해를 위하여 필요한 예측오차의 직교화(orthogonalize)는 일반적으로 사용되는 Choleski분해에 의하였고, 이때 (Δy, Δp, Δm, Δr)의 순서가 적용되었다. 즉 Δy 및 Δp에 대한 今期의 충격이 Δm에 영향을 줄 수 있도록 하여 통화의 내생적 변동을 허용하였고, M2의 예측력에 유리한 결과가 나올 수 있도록 이자율을 M2 다음에 배치하였다.[9]

한편 VAR모형에서 추정된 예측오차분산분해가 일반적으로

8) 時差變數 역시 종전과 같이 4개까지 포함하였다.

9) 본 논문의 초고단계에서 M2가 통화당국에 의하여 직접 관리되어왔다는 점을 들어 Δm이 Δy, Δp의 앞에 배치되어야 한다는 비판이 있었다. 그러나 (Δm, Δy, Δp, Δr)의 순서에 의한 예측오차분산분해결과도 본문에 보고된 것과 큰 차이가 없었음을 밝혀둔다.

추정오차가 크다는 약점을 감안하여, 500회 Monte-Carlo시뮬레이션을 통하여 얻어진 평균값과 표준편차를 같이 보고하는 방식을 택하였다.[10]

이렇게 얻어진 예측오차분산의 분해 결과가 [그림 5]와 [그림 6]이다. 두 그림은 1년뒤 실질GDP증가율과 물가상승률에 대한 VAR모형의 예측오차 중에서 M2증가율의 충격에 기인한 비율을 圖示한 것이다.[11] M2의 예측력에 대해 두 그림이 시사하는 바는 앞의 Granger인과성 검정과 동일하다. 즉 M2의 예측력은 표본이 최근의 것으로 이동되면서 점차 낮아지고 있는 것으로 보인다. 특히 70년대 후반 이후를 始點으로 하는 표본들에서는 M2의 예측오차분산에 대한 기여가 零이라는 가설이 5% 臨界値 下에서 기각될 수 없음을 알 수 있다.

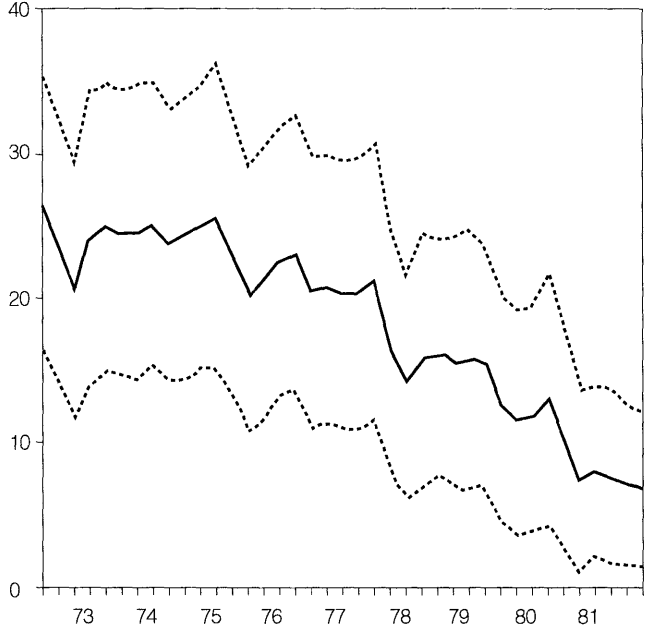
사실 앞 절의 Granger인과성 검정 결과가 주어진 상태에서, 동일한 차분변수 자료를 사용한 예측오차분산분해의 결과가 이와 같이 얻어진 것은 예상된 것이라고도 할 수 있다. 따라서 다른 각도에서의 검정을 목표로 한다면, 앞 절에서와는 다른 정보집합을 이용해보는 것이 바람직할 것이다. 이러한 추론하에 생각해볼 수 있는 것은 차분변수 대신 (y, p, m, r)의 수준변수를 사용하여 동일한 예측오차분산분해를 시행해보는 것이다. 수준변수를 사용하는 것의 장점은 만일 네 변수간에 共積分關係가 있는 경우, 차분변수에 기초한 VAR모형은 誤設定된(misspecified) 것이지만 수준변수에 기초한 모형은 실제의 자료생성과정과 일관되어 오설정의 오류가 없다는 점이다.[12]

10) 이하 보고한 모든 예측오차분산분해는 같은 방식으로 계산하였다.

11) 예측기간을 늘려 2년뒤로 잡은 경우에도 결과는 보고한 것과 대동소이하였다.

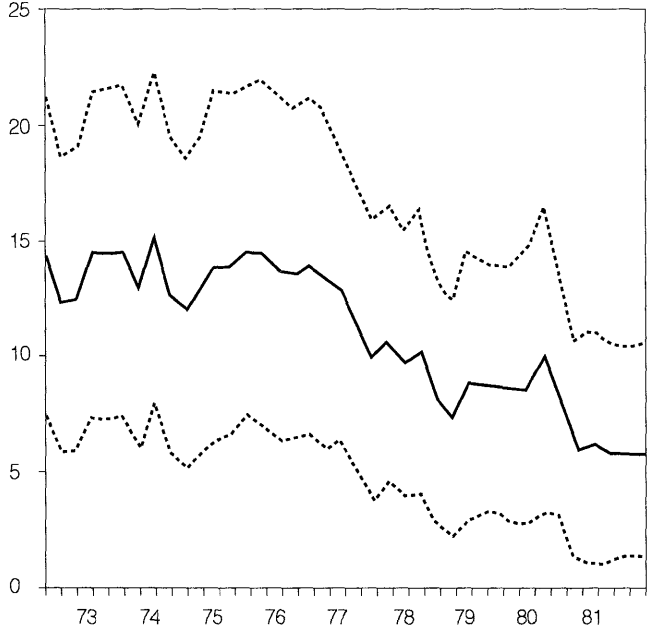
12) 이에 대한 자세한 설명은 Hamilton(1994), 19장 참조. 한편 이같은 장점과는 달리, 네 변수들이 단위근을 가지고 있기 때문에 수준변수를 이용한 추정치는 차분변수를 이용한 추정치에 비해 부정확할 가능성이 크다는 단점이 있음은 물론이다.

[그림 5] Δm의 Δy의 豫測誤差分散에 대한 寄與度(차분변수VAR)



주 : 實線은 1년뒤 예측치에 대한 오차의 분산이며, 點線은 Monte-Carlo시뮬레이션에 의해 계산된 표준편차를 加減한 것임. 이는 그림 6, 7, 8에 대해서도 같음.

[그림 6] Δm의 Δp의 豫測誤差分散에 대한 寄與度(차분변수VAR)



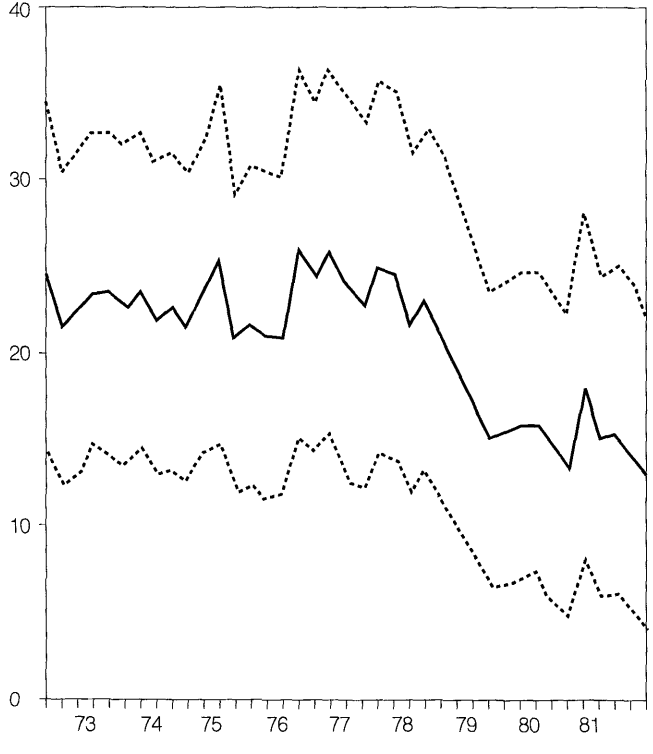
[그림 7]과 [그림 8]은, 이같은 근거하에 수준변수를 이용하여 추정된 VAR로부터 생성된 예측오차분산에서 M2의 기여율을 계산하여 圖示한 것이다. 두 그림을 앞의 [그림 5, 6]과 대비하여 검토해보면, y에 대해서는 두 VAR로부터의 결과가 비슷하게 나타나고 있으나, p에 대해서는 수준변수VAR의 경우 전표본에 걸쳐 M2충격의 기여율에 큰 변화가 없는 가운데 통계적으로 有意하지 않은 것으로 나타나고 있다.

수준변수를 사용한 무제약VAR(unrestricted VAR)에서 p의 예측오차분산에 대한 통화충격의 기여율이 미미하게 산출되는 것은 드문 일이 아닌 것으로 생각된다. Sims(1980)는 1958~76년 기간의 독일 자료를 이용한 6변수VAR에서 p의 예측오차분산의 대부분이 p 자신에 대한 충격으로 설명되고 있고 통화충격은 대단히 미미함을 보고하고 있다.[13] 최근 Cochrane(1994)은 1959년에서 92년까지의 미국자료를 이용한 3변수VAR모형을 기반으로 같은 결과를 보고하고 있다.[14] 아마도 가장 공고하게 받아들여지고 있는 거시경제이론의 公理일 화폐의 중립성을 상기할 때 액면 그대로 받아들이기가 대단히 어려운 이 결과는 無制約 수준변수VAR 및 Choleski분해에 근거한 통화충격의 算出이 과연 진정한 '통화충격'을 포착하는가 하는 문제를 제기하는 것으로 생각된다. 이러한 문제가 느껴질 때, 최근의 연구경향은 異論의 여지가 없다고 여겨지는 經濟理論에 기반한 최소한의 構造制約(structural restriction)을 가하든가, 통화정책의 조작관행에 대한 지식에 의거하여 制約을 가하면서 진정한 통화충격의 판별을 시도하는 것이다.[15] 그러나 이와 같은 본격적인 통화충격의

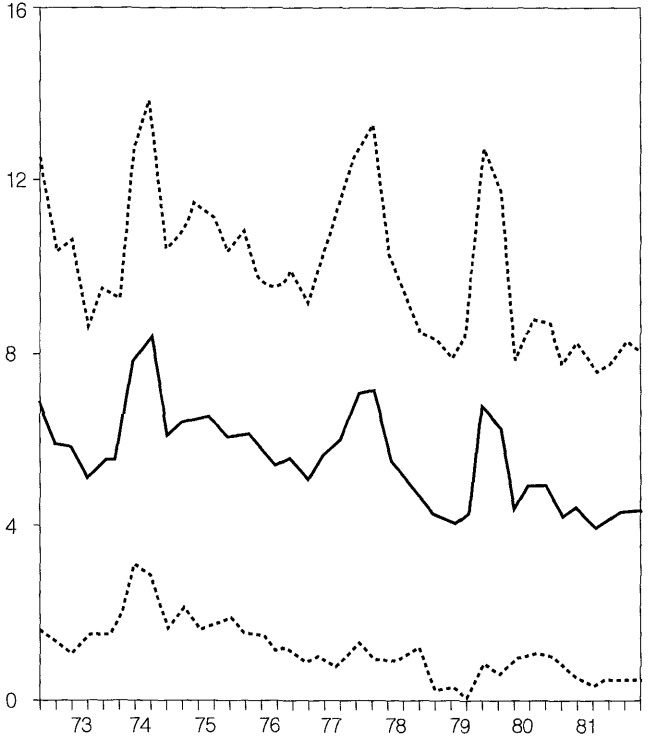
13) 구체적인 수치는 다음과 같다. 예측기간 3년에 대하여 통화충격의 기여율은 3%, p충격의 기여율은 76%였다.

14) 구체적인 수치는, 3년 예측기간에 대하여 통화충격의 기여율은 3%, p 자신에 대한 충격의 기여율은 73%이다.

[그림 7] *m*의 *y*의 豫測誤差分散에 대한 寄與度(수준변수VAR)



[그림 8] *m*의 *p*의 豫測誤差分散에 대한 寄與度(수준변수VAR)



판별과 분석은 다음 기회로 미루고, 본고에서는 최소한의 통계학적 제약을 수준변수VAR모형에 가하여 추가적인 분산분해를 시도해보는 것으로 이 節의 VAR모형을 이용한 분석을 마무리하겠다.

수준변수VAR의 장점이 존재 가능한 공적분관계와의 일관성이라면, 보다 우월한 추정전략은 그와 같은 공적분관계를 명시적으로 모형에 도입한 誤差修正(error-correction)모형을 추정대상으로 하는 것이다.[16] 오차수정모형의 추정에는 Engle and Granger (1987)의 2단계 추정량(two-step estimator)을 이용하였다. 즉 공적분식을 먼저 최소자승법에 의하여 추정하고, 거기에서 추정된 잔차항을 오차수정모형의 추정에 사용하였다. 특히 추정된 공적분식은 實質通貨에 대한 수요함수이고, 1972:Ⅲ~1996:Ⅳ의 전체 표본을 이용하였다.[17]

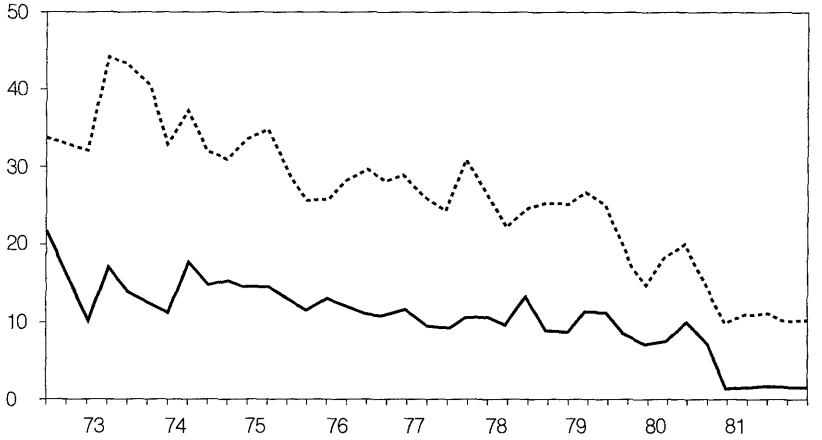
추정된 오차수정모형에서 계산된 2년 예측오차분산에 대한 M2충격의 기여율은 [그림 9]에 도시하였다. [그림 9]에서 y의 분산분해 중 M2충격의 기여율을 보면, 최근 표본으로 오면서 그 기여율이 하락하는 모습이 좀더 명확해지고 있는 것 외에 [그림 7]과 크게 다른 패턴을 제시하지는 않는다. 한편 물가의 경우 예측오차분산에 대한 M2충격의 기여율이 여전히 낮게 추정되었지만 최근 표본에서 기여율이 하락하는 패턴만은 분명히 나타나고

15) 前者의 대표적인 예로서는 화폐의 長期中立制約을 이용한 Gali(1992)가 있고, 後者의 예로서는 Leeper and Gordon(1994)과 Bernanke and Mihov (1995)가 있다.

16) 예측오차의 비교를 통하여 오차수정모형의 무제약VAR에 대한 우월성을 보인 연구로는 Engle and Yoo(1987) 참조.

17) 추정된 결과는 다음과 같다. $m-p=-5.88+1.16\times y-0.68\times r$. 한편 R^2는 0.99로서 추정오차의 크기는 작은 것으로 생각된다(Banerjee et al.[1986]은 추정오차의 크기가 $(1-R^2)$에 비례함을 보이고 있다). 한편 추정된 오차수정모형에는 각 변수들에 대하여 4개의 시차를 허용하였고 1期 시차의 오차를 포함하였다.

[그림 9] *m*의 *y* 및 *p*의 豫測誤差分散에 대한 寄與度
(오차수정모형)



주 : 實線은 *y*에 대한 기여도, 點線은 *p*에 대한 기여도임.

있다.

4. 小 結

이상의 Granger인과성 검정과 예측오차분산분해검정에 근거할 때, M2가 물가와 실질GDP에 대해 지니는 예측력은 시간의 흐름과 함께 약화되었다고 결론지을 수 있겠다. 이제 다음 장에서는 그같은 추이를 가져온 원인이 무엇이었는지에 대해 검토하고자 한다.

Ⅲ. 質問 2—M2의 예측력 상실의 원인 : 통화수요함수는 안정적이었는가?

통화총량을 중간표적으로 사용할 때, 결국 그 이론적 근거가 되는 것은 $MV=PY$의 통화량 공식이다. 주지하고 있는 바와 같이 사후적으로는 항등식인 이 공식이 사전적으로는 통화수요함수로 이해될 수 있다. 따라서 어떤 특정 통화총량을 중간목표로 사용하기 위해서는 이 통화수요함수가 장기적으로 안정적이어야 한다는 전제가 충족될 필요가 있다.

본장의 첫번째 목표는 통화수요함수의 안정성 여부를 검토함으로써 이 전제의 성립 여부를 살펴보는 것이다. 이해의 증진을 위하여 결론부터 제시하면, 통화수요함수의 안정성 가설은 90년까지의 표본(1972~90)에서는 성립한다는 약한 증거가 발견되나 90년대의 자료가 추가될 때에는 기각된다. 이같은 안정성의 변천을 앞 章에서 결론지은 M2의 예측력 상실의 근거로서 주장하려는 것이 본장의 두번째 목표이다.

1. 檢定方法

검정방법은 $(m-p,\ y,\ r)$의 세 변수간에 공적분관계가 존재하는지를 검정함으로써 통화수요함수의 안정성을 검토하는, 현재 알려져 있는 가장 일반적인 방법을 따랐다. 또 공적분 검정에는 최우추정법에 기초한 Johansen의 Trace통계량 검정을 이용하였다.

Johansen 검정법의 사용과 관련해서는 최근 두 가지 유의점들이 제기되고 있다. 첫째, 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무

가설이 사실임에도, 小標本下에서 귀무가설이 과도하게 기각되는 경향이 있다는 점(size distortion의 문제), 둘째 오차항간 시계열 상관이 있을 때 검정결과가 왜곡이 심하다는 점(시계열상관의 문제) 등이 그것이다.[18] 전자에 대해서는 통계량을 自由度에 의해 교정하는 것이 개선방안으로 제시되고 있고, 후자에 대해서는 통계량 산출에 이용되는 VAR모형의 時差 선정이 오차항간 시계열이 제거될 수 있도록 적절히 정해져야 함이 강조되고 있다. 이러한 연구성과를 반영하여 이하에서는 모두 자유도 교정이 이루어진 통계량만을 보고하였고, 또한 bootstrapped 시뮬레이션을 이용하여 robustness 검토를 하였다. 또, 다음 절에서는 1972:Ⅲ~1996:Ⅳ의 전체 표본과 1972:Ⅲ~1990:Ⅳ의 부분 표본에 대한 Johansen공적분 검정이 행해질 것인데, 이때 포함될 時差는 Breusch-Godfrey의 近似 F 검정법을 이용하여 오차항의 시계열 상관 여부를 검토하여 결정하였다.[19] 두 표본에서 얻어진 시차는 12였다.

2. 通貨需要函數의 안정성 검정

전체 표본에 대한 Johansen 검정결과는 〈표 1〉에 보고되어 있다. 주어진 표는 전체기간을 표본으로 할 때, $(m-p,\ y,\ r)$간에 공적분관계가 존재한다고 보기가 힘들다는 것을 알려준다. 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 16% 유의수준에서나 기각될 수 있고, bootstrapped 시뮬레이션에 의한 p-값은 더욱더 비관적이다.[20] 게다가 추정된 공적분 벡터는 이론과는 어긋나게

18) Miyao(1996), Cheung and Lai(1993) 등 참조.
19) Cheung and Lai(1993)는 일반적인 Akaike 또는 Schwarz 기준을 이용한 시차선택이 부적절할 수 있음을 시사하고 있다.
20) 시행된 bootstrapped 시뮬레이션의 횟수는 2,000회이다.

〈표 1〉 Johansen 共積分 검정[21]

	1972:Ⅲ~1990:Ⅳ	1972:Ⅲ~1996:Ⅳ
Johansen(trace)통계량	37.90	26.40
(*p*-값)	(0.008)	(0.16)
(*p*-값)*b*	(0.18)	(0.62)
공적분 벡터(*m*-*p*, *y*, *r*)	(1.00, -1.23, 0.26)	(1.00, -1.34, -1.25)

주 : 1) 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 검정임.
2) (*p*-값)*b*는 bootstrapped 시뮬레이션에서 나온 결과임.

陰의 이자율 계수를 가지고 있다.

M2의 유통속도를 도시하여보면 90년대 이후 유통속도의 가파른 하락이 특징적인데, 이같은 특징이 통화수요함수의 안정성 상실과 관련이 있을 수 있다는 전제하에 1972:Ⅲ~1990:Ⅳ의 표본에 대해서 다시 공적분 검정을 해보았다. 그 결과가 〈표 1〉에 보고되어 있는데, 과연 이 표본에서는 공적분관계의 존재에 대해서 어느 정도의 증거가 찾아짐을 알 수 있다. bootstrapped 시뮬레이션에 의거할 때에는 18%의 유의수준에서, Osterwald-Lenum 표에 의할 때에는 1%의 유의수준에서 공적분관계가 없다는 귀무가설이 기각된다. 또한 추정된 공적분 벡터의 계수들도 이론과 일관되는 부호를 보이고 있다.

이상을 종합할 때, 1972~96년의 이용 가능한 최대 표본에 대해서는 (*m*-*p*, *y*, *r*)변수간에 공적분관계가 존재하지 않으며, 이같은 통화수요함수의 불안정성은 90년대 이후의 자료가 추가됨에 따라 기인되었을 가능성이 크다고 결론지을 수 있겠다.[22]

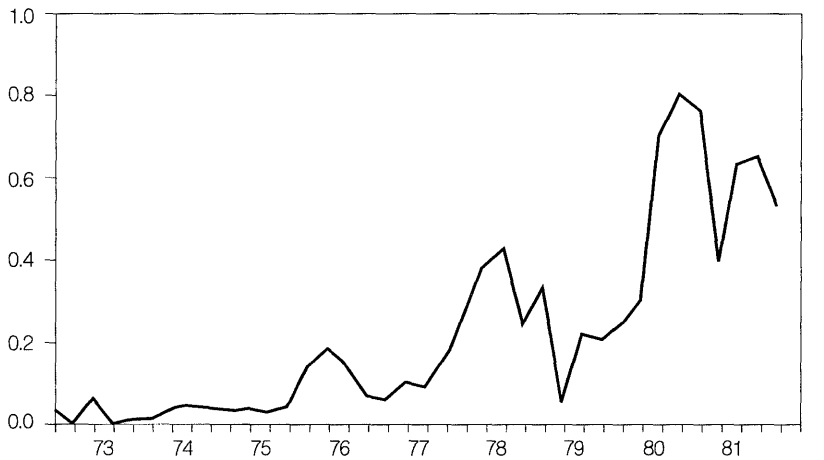
21) 상수항이 공적분식에 허용되었고, 각 시계열에는 추세항의 존재가 허용되었다. 즉 Osterwald and Lenum(1992)에서 〈표 1〉의 케이스 1에 해당하며 *p*-값의 계산은 이 표에 근거하였다(정확하게는 이 방식을 사용한 TSP프로그램에 의하였음). 한편 표에 보고된 공적분 벡터는 가장 큰 eigenvalue에 대응하는 추정치이다.

22) 통화수요의 안정성에 대한 기존 연구로서는 柳潤河(1994)가 있다. 그는 1972:Ⅲ~1993:Ⅲ의 표본과 5의 시차길이를 사용하여 공적분관계가 존재한

3. 通貨需要函數의 안정성 상실이 M2의 예측력 상실의 원인

위의 결론과 최근 표본에서 발견되는 M2의 실질GDP와 물가에 대한 예측력 상실이라는 앞 장의 결론을 결합할 때 자연스레 떠오르는 發想은, 통화수요함수의 안정성 상실이 M2의 예측력 상실의 원인이라는 것이다. 변수들간 공적분관계의 존재가 그 변수들간 Granger인과관계 존재의 충분조건이라는 점을 고려할 때, 이 발상은 더욱 힘을 얻는다.[23] [그림 10]은 이같은 발상이 傍證에 의하여 뒷받침됨을 보여준다. 이 그림은 앞 장에서 이용한 39개 표본을 가지고 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 Johansen통계량을 산출하여 그에 대한 p-값을 도시한 것이다.[24] p-값이 최근 표본에 이르러 크게 상승하고 있음이 그

[그림 10] 通貨需要函數의 安定性 검정(共積分關係가 없다는 歸無假說에 대한 p-값)



다고 결론짓고 있다. 그가 사용한 검정법은 본고에서와 같은 Johansen검정법이다.

23) Stock and Watson(1988) 참조.

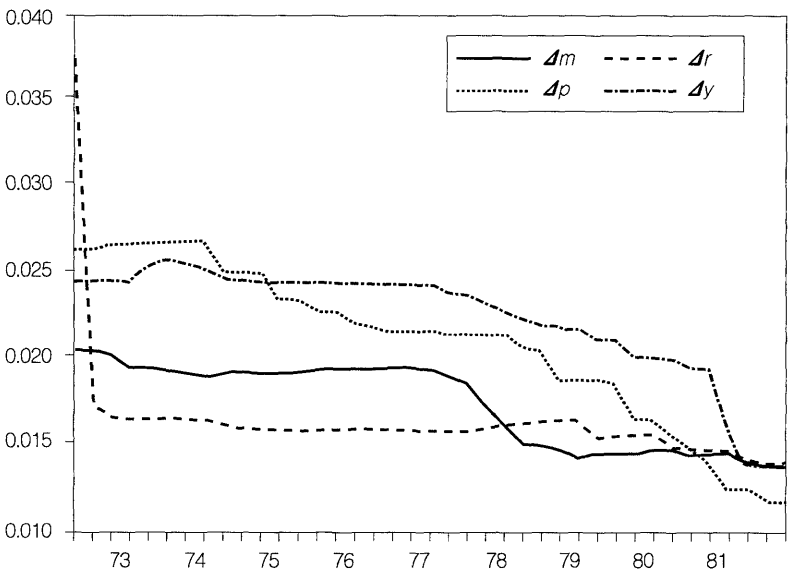
24) 표본크기를 고려하여 시차길이는 임의적으로 6으로 결정하였다.

림에서 명백히 나타나고 있다.

그러나 [그림 10]이 다분히 설득적이기는 하나, 통화수요함수의 안정성 상실을 앞 장의 Granger인과성 검정과 예측오차분산분해 등의 결과에 대한 원인으로 최종 결론짓기 위해서는 다른 가능성의 존재 여부가 검토되어야 할 것이다. [그림 11]은 첫번째의 '다른 가능성'을 보여준다. (Δy, Δp, Δm, Δr) 네 변수의 각 39개 표본에서의 표준편차를 도시한 것인데, 주목하고자 하는 것은 70년대 후반을 始點으로 하는 표본에서 나타나는 현저한 Δm분산의 하락이다. 즉 생각해볼 수 있는 것은 M2증가율의 분산하락이 M2의 예측력 상실을 결과한 것은 아닌가 하는 것이다. 예컨대, 극단적으로 Friedman의 k퍼센트룰과 같이 정책당국이 통화공급증가율을 일정하게 유지할 경우 M2와 두 변수들간에는 아무런 상관관계가 발견되지 않을 것이기 때문이다.

이 가능성의 진위여부를 판별하기 위해서 두 개의 새로운 표

[그림 11] (Δy, Δp, Δm, Δr)의 標準偏差



본을 추출하였다. 하나는 83:Ⅰ~90:Ⅳ까지의 표본이고, 다른 하나는 83:Ⅰ~96:Ⅳ까지의 표본이다. [그림 11]에서 Δm의 표준편차가 1970년대말 이후를 始點으로 하는 표본들에서 현저하게 하락하는 것은 우리나라에서 M2의 증가율이 80년대 초반에 큰 폭으로 하락하였기 때문이다. 이 지식을 이용하여 M2증가율이 하락한 뒤인 80년대 이후만의 표본을 대상으로 M2의 예측력을 검정하기 위하여 위의 두 표본을 추출한 것이다. 두 표본에 대한 Granger인과성 검정 결과를 보고한 것이 〈표 2〉이다. 표본이 상대적으로 小標本임을 감안하여 〈표 2〉에서의 Granger인과성 검정에서는 (y, p, m)의 세 변수만을 이용하였다. 〈표 2〉에 의하면 두 표본 모두에서 M2의 실질GDP에 대한 예측력은 비슷하게 낮게 나타나고 있으나, 물가에 대한 예측력은 90년대 자료가 포함된 두번째 표본에서 현저하게 하락하고 있음을 알 수 있다. 만일 M2의 分散 하락이 Granger인과성 검정 결과에 의미 있는 영향을 미친다면, 추측하건대 그것은 실질GDP에 대한 검정일 가능성이 클 것이다. 왜냐하면 M2의 分散 하락은 p의 分散 하락을 동반할 것이지만, y의 분산이 동반하락할 가능성은 희박하기 때문이다.[25] 이렇게 볼 때 〈표 2〉에서 실질GDP에 대한 M2의 예측력이 두 표본 모두에서 약하게 나타나고 있는 것은 80년대 초반 이후 M2의 변동폭이 작아졌기 때문인 것으로 보이나, 물가에 대한 예측력의 변화는 M2의 변동폭 축소로는 설명될 수 없다고

〈표 2〉 Granger因果關係 검정

	1983:Ⅰ~1990:Ⅳ	1983:Ⅰ~1996:Ⅳ
$m \rightarrow y$	0.23	0.24
$m \rightarrow p$	0.12	0.51

주 : 보고된 수치는 귀무가설에 대한 p-값임.

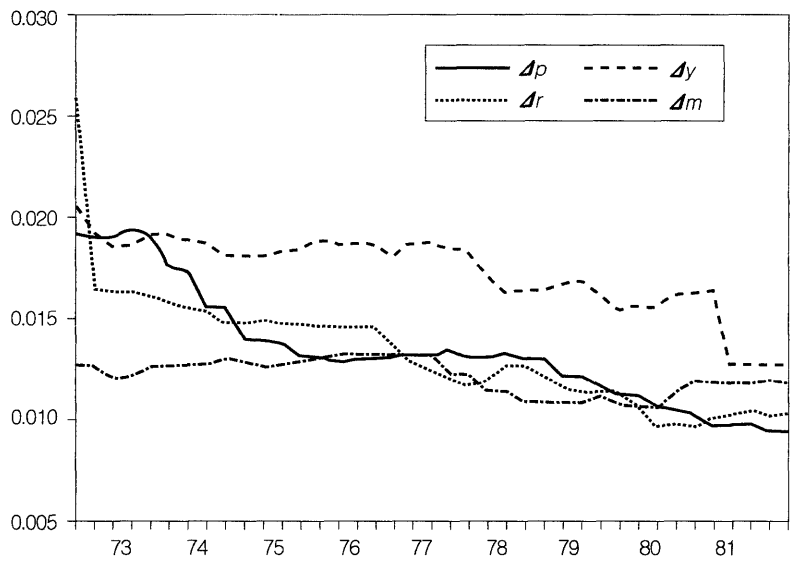
25) 이는 통화의 장기적 중립성을 달리 표현한 것에 불과하다.

여겨진다.

한편 VAR모형에서의 예측오차분산분해와 관련해서도 비슷한 가능성이 존재하는지에 대한 의문이 있을 수 있는데, [그림 12]는 그 가능성이 없음을 보여준다. 이 그림은 Choleski 직교분해된 M2증가율의 표준편차의 크기가 39개의 전표본에 걸쳐 절대적으로는 큰 변화가 없고 상대적으로는 오히려 조금씩 증가해왔음을 알려준다.

두번째 '다른 가능성'은 80년대 이후 통화당국이 인플레이션과 성장률의 움직임에 체계적으로 대응하여 M2증가율을 변동시켰을 가능성이다. 만일 M2증가율이 인플레이션 및 성장률과 함수적인 관계하에 정해졌다면, M2증가율은 계량적 외생성(econometric exogenity)을 상실하게 될 것이고 인플레이션과 성장률에 대하여 Granger인과관계가 없는 검정결과를 초래할 것이다.[26] 그

[그림 12] 直交變換된 殘差의 標準偏差



26) 이 가능성은 Kareken and Solow(1963) 이후 여러 맥락에서 누차 지적되어

러나 이 가능성의 경우, 설사 그것을 사실로 인정한다 하더라도, '과연 통화정책이 인플레이션 및 성장률 안정을 추구한 것이었는가'라는 본 논문의 세번째 질문으로 자연스레 이어질 것이므로 더 이상의 논의는 불필요하다고 생각된다.

4. 小 結

통화수요함수의 안정성을 공적분관계의 존재 여부로 검정하였을 때, 90년까지의 표본에서는 안정성에 대해서 약한 증거가 있으나 96년까지 표본을 확장할 경우 그 증거는 사라진다. 이같은 통화수요함수의 안정성 상실이 M2의 실질GDP와 물가에 대한 예측력 상실의 원인이었던 것으로 생각된다.

Ⅳ. 質問 3—통화정책이 인플레이션과 성장률 안정을 추구하였는가?

통화수요함수의 안정성 상실로 인하여 M2의 실질GDP와 물가에 대한 예측력이 사라졌다는 것이 지금까지의 논의였다. 특히 Ⅱ장의 공적분 검정은 이같은 현상이 늦어도 90년대 들어서는 뚜렷해졌음을 시사한다. 그렇다면 이상의 논의가 통화정책에 대해 지니는 의미는 무엇인가? 즉 이어져야 할 다음 질문은 무엇인가? 사고의 흐름상 M2를 대체할 인플레이션 등 최종목표변수에 대한 보다 우수한 指標(indicator)가 존재했는지, 또 M2를 대

온 것이다. 한편 계량적 외생성과 Granger인과성의 동일성에 대해서는 Sims(1972) 참조.

체하여 사용될 수 있는 보다 우수한 정책도구변수(operational variable)가 존재했는지 등이 될 수도 있을 것이다. 그러나 本稿에서는 이들 질문 대신, '그러면 M2 중심의 통화정책이 인플레이션과 성장률 안정 달성이라는 최종 목표에는 충실하였는지'를 묻고자 한다. 만일 이 질문에 대한 답이 긍적적인 것이라면 우리나라의 통화정책에 대해서 일단은 호의적인 평가가 내려져야 할 것이며, 소위 'M2중심 통화정책의 문제점'은 '보다 우수한 미래 인플레이션의 指標 및 정책도구 개발의 필요성'이라는 技術的인 성격의 것으로 귀착될 것이다. 그러나 만일 위 질문에 대한 답이 부정적이라 한다면, 정책당국자의 근본적인 정책전략의 오류가 과거 10餘年間 통화정책의 첫번째 문제점으로서 지적되어야 할 것이다.

1. 情報變數로서의 통화

통화수요함수가 안정성을 상실한 가운데, 통화량을 중심지표로 사용하는 통화정책은 최종목표인 인플레이션과 성장률 안정을 위하여 어떤 방식으로 운용될 수 있을까? 첫째는, Friedman식의 *k*퍼센트룰을 채택하는 방식이 있을 수 있다. 즉 통화증가율을 事前的으로 정하고, 물가 및 실질GDP의 움직임과는 관계없이 事前的으로 정해진 이 통화증가율을 지켜나가는 방식이다. 즉 말 그대로의 중간목표전략을 고수하는 경우이다(편의상 이하 '*k*퍼센트 전략'으로 지칭하기로 한다).

두번째는, 통화량을 '情報變數'로 이용하며 적극적으로 인플레이션과 성장률의 안정을 추구하는 방식이다. 즉 事前的으로 설정된 통화증가율의 경로를 기계적으로 고수하는 대신, 실제 통화증가율의 목표치로부터의 이탈이 초래될 때 그 이탈이 (예컨대 통

화수요충격과 같이) 인플레이션 압력의 증대가 아니라는 추가적 정보가 있을 경우에는 실제 통화증가율의 설정된 궤도로부터의 이탈을 용인하는 방식이다(편의상 이하 '정보변수전략'으로 지칭하기로 한다).[27]

간단한 式을 이용하면, 상기한 두 경우를 좀더 알기 쉽게 설명할 수 있고 더불어 두 가지 전략을 비교·비판하는 것도 쉬워진다.

$$\sigma_x^2 = \sigma_\eta^2 + \sigma_m^2 + 2\rho_{\eta m}\sigma_\eta\sigma_m$$

단순화하여 한 경제의 내생변수를 x라 하고 정책변수인 통화증가율을 m이라 하자. 내생변수 x는 확률적 요인 η의 영향을 받는다고 하면, x의 분산은 위와 같이 표시된다. 이제 정책당국자는 η에 대해 불완전한 정보만을 가지고 있다고 가정해보자.[28] 이때 x의 분산을 최소화하는 것이 정책목표라고 하면, 상기한 두 가지 방법은 주어진 式下에 각기 다음과 같이 해석될 수 있다 : 1) (k퍼센트룰) η의 추정을 포기하고 통화증가율을 상수로 유지하여 σ_x^2를 σ_η^2와 같게 유지하는 전략, 2) (정보변수전략) 주어진 정보하에 η를 추정한 뒤, 그에 맞추어 통화를 공급함으로써 σ_x^2를 σ_η^2 이하로 하락시키기를 시도하는 전략.

만일 정책당국자가 정확하게 η를 추정해낼 수 있고 동시에 통

27) 통화정책의 분석에 처음으로 '정보변수'의 개념을 도입한 것은 Karenken et al.(1973)이다. 그들의 모델에 의하면, 정책당국이 최종 목표변수의 實際値를 알기까지는 일정한 時差가 존재한다. 따라서 오늘의 정책집행을 위해서는 현재 관측 가능한 다른 변수들을 이용하여 최종 목표변수의 움직임을 예측할 수밖에 없다. 이때 예측에 이용되는 변수들이 바로 정보변수이다. 모델하에서 정책당국은 그때그때 주어진 실제치에 대한 지식하에 정보변수의 향후 경로를 계산한다. 그러나 그 경로는 새로운 지식이 얻어짐에 따라 끊임없이 수정된다.

28) x를 명목소득으로, η를 유통속도로 해석하면 주어진 가정은 통화수요함수의 불안정성으로 정책당국자가 유통속도에 대하여 불완전한 정보를 가지고 있는 경우가 될 것이다.

화증가율을 조정하여 $\rho_{\eta m}$이 -1이 되도록 유지할 수 있다면, 정보변수전략으로 零의 σ_x^2를 달성하는 것이 가능하고 따라서 정보변수전략이 k퍼센트룰에 대해 우월하다고 할 것이다. 그러나 두 조건 모두 경험적으로 성립여부가 결정될 수 있는 것이고 이론적으로 판단될 수 있는 것은 아니므로, 상기한 두 방법 중 어느 방법이 우월한지는 이론적으로 대답할 수 있는 성질의 것이 아니다. 요컨대 정책당국이 실제로 얼마만한 정확성을 갖고 내생변수의 움직임을 포착해낼 수 있는지 그리고 통화정책은 어느 정도의 효과를 내생변수에 미칠 수 있는지 등의 통화정책과 연관된 전통적인 논의들이 그 대답에 관련된다.

하지만 두 전략간의 우월성에 대한 답이 어떠하든 최근 10여년동안 우리나라의 통화정책에 있어 k퍼센트룰이 채택되었을 가능성은 쉽게 배제될 수 있는 것으로 생각된다. 1980년 이래 M2증가율 목표가 한국은행에 의하여 발표되어왔지만, 실제 M2증가율이 목표치 범위내로 유지된 것은 〈표 3〉에 보이듯이 1996년에 이르기까지 모두 5번에 불과하였기 때문이다.

그러므로 남는 가능성은 '정보변수전략'이 사용되었는가 하는 것이다. 사실 M2증가율이 사전적으로 설정된 목표치로부터 이탈되는 것이 빈번히 용인되었다는 위의 지적은 역으로 정보변수전략의 사용가능성을 크게 하는 것으로 볼 수도 있다. 즉 한국은행이 M2증가율을 최종목표변수인 물가상승률과 실질소득증가율에 대한 정보변수로서 사용하며 최종목표변수의 움직임에 대한 추가적인 정보가 없는 상황에서는 M2증가율을 목표치에 맞추어 운용하였으나 새로운 정보가 얻어짐에 따라 신축적인 통화공급을 추구하였다는 논변이 가능하기 때문이다. 구체적으로 앞 장에서 논의한 대로 통화수요함수의 불안정성이 증대되는 상황에서, 통화수요함수의 계수치에 대한 현재의 지식하에 사전적인 M2증

〈표 3〉 M2 增加率 목표치 및 실제치(1980~96)[1]

(단위 : %)

	목표치	실제치
1980	20.0	26.9
1981	25.0	25.0
1982	20.0~22.0	27.0
1983	18.0~20.0	14.7
1984	11.0~13.0	8.9
1985	9.5	13.9
1986	12.0~14.0 (16.0~18.0)[2]	17.3
1987	15.0~18.0	22.5
1988	15.0~18.0	18.8
1989	15.0~18.0	18.4
1990	15.0~19.0	21.2
1991	17.0~19.0	18.3
1992	18.5	18.5
1993	13.0~17.0	17.4
1994	14.0~17.0	17.7
1995	12.0~16.0	13.7
1996	11.5~15.5	17.8

주 : 1) 1980~82년은 12月末殘기준, 1983~87년은 12月平殘기준, 1988~90년은 年平殘기준, 그 이후는 12月末殘기준임.
2) 1986년의 원래 목표치는 12.0~14.0%였으나 동년 하반기에 상향 조정하였음.

자료 : 韓國銀行, 『調査統計月報』, 各年 1月號(1989~96년). 1989년 이전은 한국은행으로부터 구두 전달.

가율을 설정하고 새로운 지식이 얻어지지 않는 한 그 증가율을 지켜나가지만 통화수요함수의 변화가 감지되면 그에 따라 M2공급도 변화시키는 정책이 추진되었을 수 있다는 논변이다.

실제로 변화하는 M2유통속도의 추정은 80년대 중반 이후 한국은행내에서 주요한 연구과제였던 것으로 보인다.[29] 또한 한국은행은 목표M2증가율을 설정하는 데 있어서 유통속도하락률을

29) 예컨대, 河成根(1984), 金在天 · 許在晟 · 金基夆(1989) 등이 있었다.

명시적으로 고려하는 소위 EC방식을 사용하여왔다. 즉 적어도 표면적인 관측에 의해서는 한국은행이 유통속도에 대한 현재의 지식을 이용하여 목표M2증가율을 정하였으나, 실제의 정책집행에 있어서는 유통속도변화에 대한 새로운 지식이 얻어지면 그에 따라 M2증가율을 변동시키는 신축적인 통화정책을 지향하였다는 가설을 부정할 수 있는 증거는 보이지 않는다.

그러면, 과연 80년대 이후 우리나라의 통화정책이 독일의 경우와 같이 M2타깃팅을 정보변수전략으로서 신축적으로 운용하며 궁극적으로는 인플레이션과 성장률 안정을 추구하여왔는가? 다음 節에서는 이에 대해 계량적인 방법으로 답을 찾고자 한다.

2. 通貨政策 反應函數의 추정

가. 反應函數의 설정

본장의 주어진 질문에 대한 답을 계량적인 방법으로 찾기 위해서는 통화정책의 반응함수(reaction function)를 추정하는 것이 필요한데, 통화정책의 목표가 인플레이션과 실질GDP성장률의 안정이라고 할 때, 아래와 같은 통화정책의 반응함수를 상정할 수 있다.

$$\Delta m_t - \Delta m^* = \alpha(E_t\pi_{t+4} - \pi^*) + \beta(E_t\Delta y_{t+4} - \Delta y^*) + \varepsilon_t \qquad (4\text{–}1)$$

설정된 반응함수는 다음과 같은 두 가지 전제에 근거한 것이다 : 첫째, 통화당국의 정책도구는 M2였다. 둘째, 통화당국은 1년 뒤의 인플레이션율과 성장률을 감안하여 현재의 통화증가율을 결정한다. 이상의 두 가지 전제 중에서 두번째 전제는 큰 무리없이 받아들여질 수 있을 것으로 생각된다. 통화당국이 염두에 두고 있는 통화정책의 시차가 정확히 1년인지의 여부는 논란이

될 수 있겠으나, 대략 1년여일 것으로 생각되고 또한 약간의 오차가 있다 해도 그것이 최종 계량 결과에 미치는 영향은 심각하지 않을 것이기 때문이다.[30]

보다 중요한, 또한 논란의 여지가 있을 수 있는 전제는 M2가 통화정책의 도구변수(operational tool)라는 첫번째 가정일 것이다. 이 전제가 타당하기 위해서는 통화당국이 M2를 자신의 정책목표에 따라 통제할 수 있었다는 조건의 성립이 필요하다. 예컨대, 超短期金利가 도구변수로 사용되고 통화량은 내생적으로 결정되도록 되어 있는 선진국의 경우라면(즉 통화량이 '간접 관리'되고 있는 경우라면) 이 조건은 성립될 수 없게 된다. 그러나 과거 우리나라 통화정책의 주요 특징으로서 빈번히 지적되어온 점의 하나는 M2가 통화당국에 의하여 '直接 管理'되고 있다는 것이었다. 즉 통화당국은 자신이 생각하는 적정한 통화증가율을 달성하기 위하여 지불준비율의 조정은 물론 창구지도, 대출한도 규제, (규제된 발행금리하에서의) 통화안정증권 발행 등의 수단을 이용하여 M2 증가율을 직접 통제하여왔다는 것이 통화정책을 관찰해온 평자들의 일반적인 논평이었다. 본 논문에서 M2증가율을 정책당국에 의하여 외생적으로 통제되어온 도구변수로 채택한 所以는 이러한 논평의 타당성을 긍정적으로 판단하였기 때문이다.[31]

나. 反應函數의 추정(1)

주어진 반응함수식 (4-1)을 추정하기 위해서는 長期 인플레이션, 성장률 및 통화증가율 목표 그리고 미래 인플레이션과 성장

30) 이는 계량모형에서 산출될 $t+4$기의 예측치와 $t+4+x$(x는 작은 양수)기의 예측치간에 큰 차이가 있지는 않을 것이라는 의미이다.

31) 따라서 이하의 계량분석의 타당성 여부가 이러한 도구변수의 선택에 관한 판단의 타당성 여부에 결정적으로 의존함은 물론이다.

률의 예상치가 필요하다. 정책당국자가 이들 수치를 발표하지 않는 이상, 이들 수치 역시 추정할 수밖에 없는데 이는 어떤 형태든 구조모형 건설을 필요로 한다.

본 논문에서는 가장 간단한 구조모형이라고 할 수 있는 VAR 모형을 이용하여 인플레이션 및 성장률의 예측치와 장기균형치를 계산하는 방법을 채택하였다. VAR모형에는 小規模 開放經濟인 우리나라 경제의 특성을 감안하여 실질GDP, GDP디플레이터, 原油價, 실질실효환율, M2, 3년만기 회사채 이자율 등 6개 변수를 포함하였다. 표본기간은 M2가 중간표적으로 사용되기 시작한 1980년 Ⅰ분기부터 1996년 Ⅳ분기까지로 하였고, 同 期間의 모든 변수에 단위근이 존재한다는 가설이 기각되지 않으므로 1차차분된 자료를 사용하였다.[32]

6변수 VAR로부터 추정된 인플레이션갭($E_t\pi_{t+4}-\pi^*$)과 성장률갭($E_t\Delta y_{t+4}-\Delta y^*$)을 이용하여 式 (4-1)을 추정한 결과를 보고한 것이 〈표 4〉이다.[33]

〈표 4〉에서 우선 관심의 대상인 인플레이션갭과 성장률갭에 대한 계수(α, β)의 추정치를 보면 α는 통계적 유의성이 전혀 없는 가운데 零에 가깝게 추정되어서, 적어도 全期間을 표본으로 할 때에는 통화정책이 인플레이션 안정을 추구하였다는 증거가 희박함을 시사한다. 반면 β는 통계적으로 유의하게 陰의 값을 취하는 것으로 추정되어 이 기간의 통화정책이 성장률 안정 또는 경기안정에 主眼이 있었다는 인상을 준다.

그러나 〈표 4〉의 결과를 가지고 바로 1980년 이후 통화정책이 물가안정보다는 경기안정 위주로 운영되었다고 최종 결론을 내

32) 이자율을 제외하고는 1차차분되기 전에 먼저 로그변환을 취하는 통상적인 자료처리를 행하였다.

33) 추정된 장기균형치는 분기별 인플레이션율, 성장률, 통화증가율이 각각 0.0145, 0.02, 0.0399였다.

〈표 4〉 반응함수식 (4-1)의 推定 結果(표본기간 : 1980: Ⅰ ~ 1996: Ⅳ)

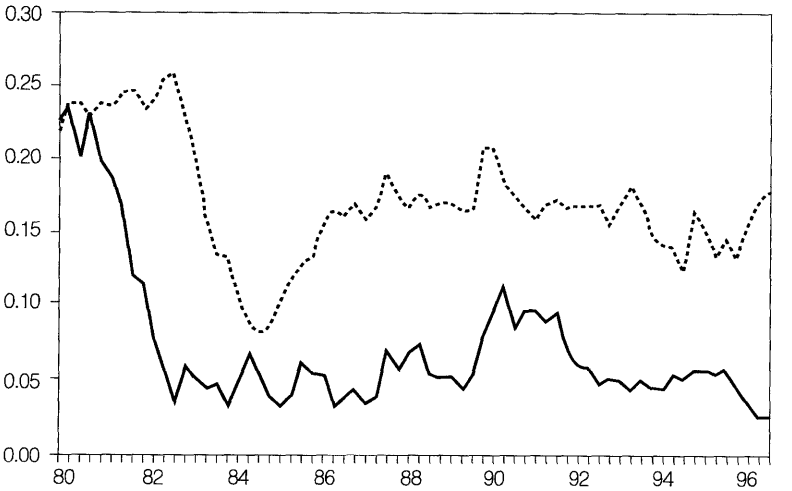
추정계수	추정치	t-값	D-W 통계량	$\bar{R}^2$
Deviation(t-1)	0.54	3.04		
인플레이션갭	0.02	0.07	2.11	0.21
성장률갭	-0.88	-2.59*		

주 : 1) Deviation(t-1)은 前期의 종속변수를 의미함.
2) *는 5% 유의수준에서 유의함을 의미함.

리는 것은 다소 성급할 수 있다. 왜냐하면 同 期間中 통화정책상의 구조변화가 있었을 가능성을 배제할 수 없기 때문이다. 주어진 기간에서의 구조변화의 가능성을 검토하기 위하여 [그림 13]에 이 기간의 M2증가율과 인플레이션率을 도시하였다. 주어진 그림에서 인플레이션率의 추이를 먼저 살펴보면 80년의 高인플레이션期, 81~82년간의 급속한 디스인플레이션期, 그리고 83년 이후 4~9% 내에서의 상대적 안정기로 全期間이 대략 구분될 수 있음을 알 수 있다. 따라서 인플레이션 추이에 근거할 때 83년을 前後하여 구조변화가 있었을 가능성이 있다고 볼 수도 있을 것이다.

하지만 M2증가율의 추이를 보면 구조변화가 있었을 가능성이 있는 시점은 83년보다는 86년인 것으로 보인다. 上記한 인플레이션率 추이가 통화정책상의 구조변화를 의미하는 것으로 해석되기 위해서는, 장기적인 인플레이션의 추이는 통화정책의 産物이라는 전제가 필요하다. 經濟原論에 따른다면 이 전제는 당연히 성립해야 하는 것이지만 적어도 80년대 초반에 우리나라에서 단행된 디스인플레이션에 있어서는 경우가 달랐던 것으로 보인다. [그림 13]에서 명백하듯이 인플레이션率의 하락이 시작된 81년에 M2증가율은 상승하고 있었고 디스인플레이션이 완료된 83년

[그림 13] 인플레이션 및 M2증가율 추이(1980~96)

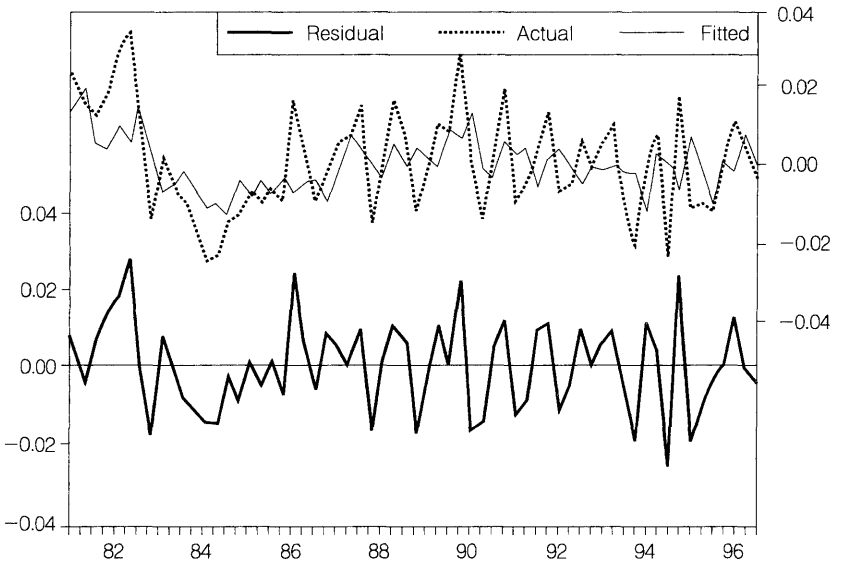


주 : 實線은 M2증가율, 點線은 인플레이션率에 대응함.

에 이르러서야 비로소 M2증가율의 하락이 시작되었기 때문이다. 아마도 한국적 상황하에서 81년 이래 임금상승률 억제 등 소득정책에 의하여 디스인플레이션이 추진되었고 통화정책은 오히려 80~82년중에는 경기부양적으로 운영되었을 가능성이 농후한 것으로 보인다. 이 기간의 디스인플레이션 정책의 실체와 그 功過가 무엇이었는지는 그 자체로서 흥미있는 연구과제이겠으나, 통화정책의 구조변화시점과 관련해서 시사하는 것은 구조변화가 있었을 경우 그 시점의 판단은 인플레이션率의 추이에 의해서가 아니라 M2증가율의 추이에 의해야 할 것이라는 점이라고 생각된다.

M2증가율을 기준으로 할 때 [그림 13]은 83~85년간의 통화증가율 하락기, 86년 이후의 안정기로 전기간이 대략 구분될 수 있음을 보여준다. 또 만일 보다 세분을 시도한다면 86년에서 96년까지의 기간이 93년을 기점으로 다시 한번 나누어질 수도 있

[그림 14] 추정된 반응함수식 (4-1)의 殘差



을 것이다. 86년, 93년을 통화정책의 구조변화기로 해석하는 것은 〈표 3〉에서 보인 한국은행의 M2증가율 목표치 추이에 의거할 때에도 그럴듯한 것으로 보인다. 목표치 추이를 보면 83~85년중의 현저한 하락, 86~92년중의 안정, 93년 이후의 상대적인 하락이 명백하기 때문이다. 또 하나의 방증은 〈표 4〉의 추정에서 도출되는 殘差의 추이이다. [그림 14]는 이들 잔차를 도시한 것인데, 83~85년간에 잔차가 陰의 값을 취하면서 시계열상관되어 있음을 볼 수 있다. 또한 93년 이후에 이르러 잔차의 값이 상대적으로 커지는 것을 관찰할 수 있다.

그러므로 이상의 논의에 근거할 때 86년과 93년을 구조변화기로 상정하고 이를 감안하여 통화정책의 반응함수를 추정하는 것이 보다 정확한 결론을 도출하기 위해 필요하다고 생각된다.

다. 反應函數의 추정(2) — 構造變化를 고려한 추정

〈표 5〉는 앞의 小節에서 논의한 구조변화시점을 고려하여 통화정책의 반응함수를 再推定한 결과를 보고한 것이다. 각 기간별로 추정결과를 해석해보면 아래와 같다.[34]

먼저 85년 이전의 표본에 대한 추정결과를 보면 우선 종속변수의 시차변수에 대한 계수치가 크면서도 대단히 有意하게 추정되어 이 기간에 M2증가율에 상당한 변화가 있었음을 반영하고 있다. 다음으로 주목되는 것은 인플레갭에 대한 계수가 절대치가 크고 有意하게 추정되고 있다는 것이다. 여기서 주의해야 할 점은 추정치가 陽의 값을 갖고 있지만 이것이 정책당국이 인플레이션 安定에 관심이 없었음을 의미하는 것은 아니라는 점이다. [그림 15]는 인플레이션갭을 도시한 것인데, 85년 이전의 인플레이션갭은 대부분 陰의 값을 갖고 있음을 알려준다. 그러므로 인플레이션갭에 대한 陽의 추정치는 이 기간의(특히 83년 이후) 통화정책이 강력한 디스인플레이션政策을 추구하였음을 의미하는 것으로 해석해야 할 것이다.

한편 86년 이후 96년까지의 기간에 대한 추정결과를 보면, 이

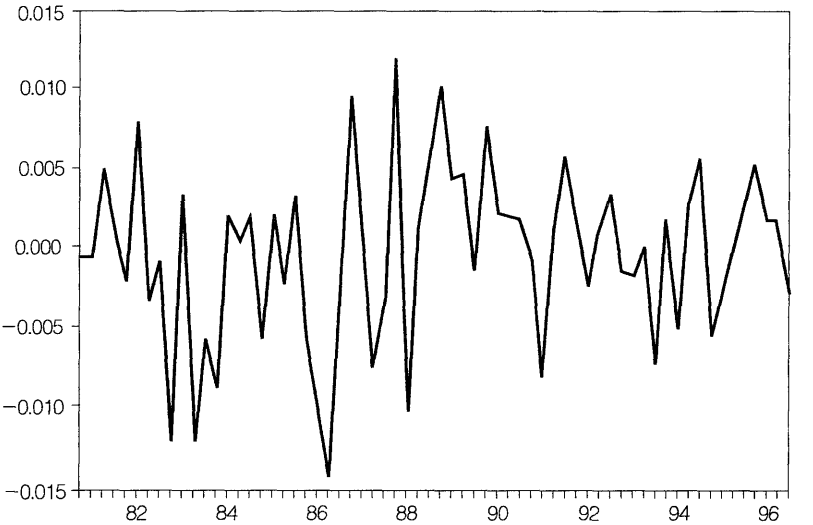
〈표 5〉 반응함수식 (4-1)의 推定 결과

	80:Ⅰ~85:Ⅳ	86:Ⅰ~96:Ⅳ	86:Ⅰ~92:Ⅳ	93:Ⅰ~96:Ⅳ
Deviation(-1)	0.73**(6.44)	-	-	-
인플레이션갭	1.24**(3.24)	-0.25(-0.82)	-0.13(-0.38)	-0.98(-1.22)
성장률갭	0.61(1.09)	-0.55*(-1.80)	-0.49(-1.35)	-0.88(-1.38)
D-W 통계량	1.80	1.98	1.91	1.68
R^2	0.82	0.06	-0.01	0.16

주 : *은 유의수준 10%, **은 유의수준 5%에서 유의함을 의미함.

34) 모든 기간에 대하여 상수항을 포함하여 장기균형치의 변동이 허용된 형태로 반응함수를 추정해보았으나 모든 경우에 상수항이 유의한 값을 갖지 않는 결과가 나왔으므로 상수항이 포함되지 않은 결과만을 보고하였다.

[그림 15] 인플레이션갭



기간의 경우 물가안정보다는 경기안정에 정책운영목표가 있었던 것으로 생각된다. 인플레이션갭에 대한 계수의 추정치는 비록 陰의 값을 취하고 있으나 통계적 유의성이 없고 성장률 갭에 대한 계수의 추정치만이 有意하게 나타나고 있기 때문이다.

그러나 86년 이후의 기간을 93년을 기점으로 해서 二分하여 추정한 결과를 보면 경기안정에 優位가 두어진 것으로 나온 결과가 86년에서 92년까지의 표본이 지니는 특성에 의한 것임을 알 수 있다. 93년 이후의 小標本에서는 인플레이션갭 및 성장률 갭에 대한 계수 모두가 한계적이나마 有意하면서 절대치도 비교적 크게 추정되었기 때문이다.

특히 86~92년 기간의 통화정책에 대하여 특기해야 할 사항은 政策運營의 非對稱性이다. 〈표 6〉은 성장률갭에 대하여 호황 Dummy 변수 및 불황Dummy 변수를 곱한 뒤 통화정책의 반응함수를 다시 추정한 결과를 보고한 것이다.[35]

〈표 6〉 $\Delta m_t - \Delta m^* = \alpha \times$ 호황Dummy $\times (E_t \Delta y_{t+4} - \Delta y^*) + \beta \times$ 불황Dummy $\times (E_t \Delta y_{t+4} - \Delta y^*) + \varepsilon_t$의 추정

	86:Ⅰ~96:Ⅳ	86:Ⅰ~92:Ⅰ
호황Dummy×성장률갭	−0.33 (−0.78)	−0.18 (−0.38)
불황Dummy×성장률갭	−0.75*(−1.68)	−0.84*(−1.60)
D-W 통계량	2.03	2.04
R^2	0.05	0.01

주 : *은 10% 유의수준에서 유의함을 의미함.

〈표 6〉에 따르면 불황기에 대한 계수치가 호황기에 대한 계수치에 비해 絶對値도 클 뿐 아니라 有意하게 추정되었음을 보여준다. 요컨대 정책당국이 경기침체기에는 경기부양을 목적으로 팽창적인 정책운영을 추구하였으나, 반대로 경기호황기에 과열을 막기 위하여 긴축을 추구하는 對稱的인 정책운영은 미미하였음을 알려준다.

3. 小 結

이상의 반응함수 추정 결과에 의거한 통화정책 운영에 대한 평가는 아래와 같다. 구조변화의 가능성을 고려하지 않고 80년 이후 96년까지의 全期間을 대상으로 할 경우, 통화정책은 물가안정보다는 경기안정 위주로 운영된 것으로 나타난다. 그러나 구조변화를 고려할 경우 기간에 따라 정책운영이 달라져온 것으로 보인다. 85년 이전의 정책운영은 물가안정을 목적으로 시행되었으나, 86년에서 92년까지의 정책운영은 경기안정, 특히 경기부양에 초점이 있었던 것으로 보인다. 한편 93년 이후에는 정책이 경

35) 〈표 5〉에서 통계적 유의성이 없는 것으로 드러난 인플레이션갭은 추정에서 제외하였다. 한편 '호황' 및 '불황'의 구분은 성장률갭의 陽·陰에 의거하였다.

기안정과 물가안정을 동시에 고려하여 시행되어온 것으로 생각된다.

V. 結論 및 政策示唆點

1. 要約 및 未備點

(1) 1980년 이후 통화정책의 중간목표로 설정되어온 M2는 시간의 흐름과 함께 실질GDP 및 물가에 대한 예측력을 상실하였다. 이는 Granger인과관계 검정과 VAR모형으로부터의 예측오차 분산분해를 통하여 검증되었다.

(2) 이같은 예측력의 상실은 M2 통화수요함수의 안정성 상실의 결과인 것으로 보인다. 통화수요함수의 안정성 상실은 공적분 검정에 의하여 검증되었다.[36]

(3) 1980년 이후의 통화정책의 초점은 기간에 따라 변화가 있었던 것으로 보인다. 85년 이전은 인플레이션 안정에 목적이 있었고, 86년에서 92년까지는 인플레이션 안정보다는 경기부양 우선이었던 것으로 보인다. 93년 이후 정책운영의 초점은 물가안정과 경기안정에 비교적 균형되게 두어지고 있는 것으로 보인다. 이같은 결론은 통화정책의 반응함수검정을 통하여 검증되었다.

(4) 그러나 本稿는 다음과 같은 미비점이 있음을 인정하지 않을 수 없다. 첫째, 반응함수의 추정에 있어서 M2를 통화정책의

36) 그러나 본 논문에서는 이러한 통화수요함수의 안정성 상실의 원인에 대해서는 논의하지 않았다. 이에 대해서는 향후 추가적인 연구가 필요하다고 생각된다.

도구변수로 가정한 것이 最適의 선택인지에 대한 추가적인 검토가 있어야 할 것이다.[37] 둘째, 반응함수의 추정이 사실상 一式模型을 이용한 일종의 制限情報最尤推定(Limited Maximum Likelihood Estimation)에 의존하였는데, 보다 우수한 방법은 물론 구조모형을 이용한 完全情報最尤推定(Full Maximum Likelihood Estimation)일 것이다. 本稿에서는 신뢰성 있는 구조모형을 찾는 것이 쉽지 않다는 이유로 一式模型을 이용하였으나 최종적으로는 우수한 구조모형을 건설(specify)하고 이를 이용하여 반응함수를 추정하여야 할 것이다.

2. 政策示唆點

(1) M2의 예측력 상실은 통화정책의 최종목표변수인 인플레이션과 실질GDP의 움직임에 대한 새로운 指標(indicator)와 정책도구(operational tool)의 개발이 필요함을 시사한다. 이런 점에서 올해 들어 한국은행이 MCT를 추가적인 지표변수로 공표한 것은 일단 바람직스러운 것으로 평가된다. 그러나 본고에서도 확인되었듯이 M2 등의 통화량변수가 물가 및 실질GDP에 대한 예측력을 상실하게 되는 원인이 통화수요함수의 안정성 상실에 있다는 점이 더불어 중시되어야 할 것이다. 선진국의 경험을 염두에 둘 때 특정 통화량에 대한 수요함수의 불안정성은 금융부문의 제도변화에 의한 금융상품간 대체성 증대에 기인하는 것으로 생각되는데, 금융자율화가 진전되고 있는 우리의 실정을 상기할

37) 통화정책의 도구변수를 판별해내는 일은 비록 어렵기는 하지만 통화정책과 관련된 많은 질문에 계량적인 방법을 동원하여 답을 찾아낼 수 있는 강력한 수단을 제공해주는 큰 편익이 있는 작업이다. 미국의 경우 이에 대한 활발한 연구가 있음을 볼 수 있는데(예컨대 Bernanke and Mihov[1995] 참조), 우리나라에서는 상대적으로 연구실적이 미미한 것으로 생각된다.

때 통화량변수가 물가변수 및 실물변수와 안정적 관계를 장기적으로 유지하는 것은 어떤 통화량을 선택하든 기대하기 힘들 것으로 예상된다. 따라서 우리나라에서도 이제는 中間標的 전략의 효용성을 심각히 再考할 시점이 되었다고 생각된다.

(2) 그러나 본고가 제시하는 결과 중에서 보다 무게있게 읽혀져야 할 점은 80년대 이후 통화정책의 운영이 정책목표의 측면에서 볼 때 비교적 자주 변동되어왔다는 사실과, 특히 80년대 중반 이후 상당기간의 정책운영이 인플레이션 안정보다는 경기부양을 목적으로 한 것이었다는 두 가지 사항이어야 할 것이다.

정책운영목표가 비교적 빈번히 변경되어왔다는 첫번째 사실은 대단히 우려되는 현상으로 인식되어야 할 것이다. 통화정책이 목표하는 효과를 적은 비용으로 효율적으로 달성하는 데 있어서 경제주체들의 期待(expectation)가 발휘하는 역할의 절대적인 중요성은 최근 통화정책에 대한 論議의 핵심이 되고 있다. 경제주체들의 기대가 정책목표 달성에 따르는 비용을 최소화하는 쪽으로 형성되기 위해서는 무엇보다도 정책당국의 信賴性이 확보되어야 한다는 것이 이들 논의의 주요 논점으로 지적되고 있는데, 신뢰성의 형성에 있어서는 정책당국이 천명한 정책목표를 안정적으로 추구하는 모습을 경제주체들에게 보이는 것이 절실히 필요하다는 점이 발견되고 있다. 따라서 우리나라의 정책당국도 정해진 목표를 근본적인 변동 이유가 없는 한 성실하게 추구하는 정책관행을 확립하여야 할 것이다.

한편 이때 그 목표는 인플레이션 안정에 두어져야 할 것이다. 통화정책에 대한 많은 논의가 있어왔지만, 통화정책의 최우선 목표가 인플레이션 안정에 두어져야 한다는 점에는 異論의 여지가 없는 것으로 생각된다. 비록 本稿에서 우리나라 거시경제구조에 있어서의 최적의 인플레갭과 성장률갭에 대한 통화정책의 반응

비중[38]에 대한 논의가 있었던 것은 아니지만, 이러한 현재의 學界의 견해를 받아들일 때 우리나라 통화정책 역시 정책의 중심이 인플레이션 안정에 두어져야 할 것으로 생각되며, 따라서 인플레이션 안정이 추구되고 있는 최근의 정책경향이 추세로서 자리잡아야 할 것이다.

(3) 中間標的 전략의 유용성이 상실되었을 가능성이 크다는 사실과 인플레안정 우선의 정책운영이 안정적으로 정착될 필요가 있다는 사실을 결합할 때, 우리나라에서 최근 널리 논의되고 있는 인플레 타깃팅의 도입이 가져올 수 있는 잠재적 便益은 매우 크다고 생각된다. 인플레 타깃팅에 대해 많은 논의가 진행되고 있지만, 이 제도의 핵심은 인플레 안정이라는 최종목표에 대해 통화당국의 拘束性을 제고하고 정책과정의 투명성을 높여 최종적으로는 통화정책의 신뢰도(credibility)를 향상시키는 데 있다고 생각된다.[39] 따라서 인플레 타깃팅은 제도변화를 수반하는 것이 일반적인데, 최근의 금융개혁 논의는 이러한 점(장기적인 거시경제 안정을 위한 장치를 마련한다는 점)에서 매우 중요한 의의를 지니고 있다고 보이며 차질없이 추진되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金在天・許在晟・金基爭, 「통화유통속도의 구조적 변동」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1989.

38) 즉 반응함수에 있어서 인플레갭과 성장률갭에 대한 계수치.
39) 인플레 타깃팅에 대한 우수한 참고논문으로는 Bernanke and Mishikin (1997) 참조.

金治鎬, 「金融環境 變化와 通貨政策」, 『經濟分析』, 제1권 제2호, 韓國銀行, 1995.

柳潤河, 「通貨需要函數의 長期的 安定性 檢定」, 『韓國開發研究』, 제16권 제3호, 韓國開發研究院, 1994.

全聖仁, 「通貨·物價·名目賃金의 長短期 動學에 관한 研究」, 『韓國開發研究』, 제14권 제1호, 韓國開發研究院, 1992.

河成根, 「우리나라 通貨流通速度의 變動要因分析」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1984.

Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry, and G. W. Smith, "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models : Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, 1986, pp. 253～277.

Bernanke, Ben S. and Ilian Mihov, "Measuring Monetary Policy," Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 95-09, 1995.

Bernanke, Ben S. and F. Mishikin, "Inflation Targeting : A New Framework for Monetary Policy," NBER Working Paper No. 5893, 1997.

Cheung, Yin-Wong and K. S. Lai, "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, 1993, pp. 313～328.

Clarida, Richard and Mark Gertler, "How the Bundesbank Conducts Monetary Policy," NBER Working Paper No. 5581. 1996.

Cochrane, John H., "Shocks," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 41, 1994, pp. 295~364.

Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction : Represention, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.

Friedman, Benjamin and Kenneth Kuttner, "A Price Target for U.S. Monetary Policy? Lessons from the Experience with Money Growth Targets," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1996, pp. 77~125.

Gali, Jordi, "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U. S. Data," *Quarterly Journal of Economics*, 1992, pp. 709~738.

Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.

Kareken, John H., Thomas Munich, and Neil Wallace, "Optimal Open Market Strategy : The Use of Information Variables," *American Economic Review*, Vol. 63, 1973, pp. 156~172.

Kareken, John H. and Robert M. Solow, "Lags in Monetary Policy," *Stabilization Policies, Commision on Money and Credit*, 1993, pp. 14~96.

Leeper, Eric and David Gordon, "The Dynamic Impacts of Monetary Policy : An Exercise in Tentative Identification," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, 1994, pp. 1228~1247.

Miyao, Ryuzo, "Does a Cointegrating M2 Demand Relation Really Exist in the United States," *Journal of Money*,

Credit, and Banking, Vol. 28, 1996.

Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics : Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, pp. 461~472.

Phillips, Peter C. B. and Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp. 335~346.

Sims, Christopher A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, Vol. 62, 1972, pp. 540~552.

_____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980.

Stock, James H. and Mark W. Watson, "Variable Trends in Economic Time Series," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 2, 1988, pp. 147~174.

_____, "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality," *Journal of Econometrics*, Vol. 40, 1989, pp. 161~181.

Von Hagen, Jurgen, "Inflation and Monetary Targeting in Germany," L. Leiderman and L.E.O. Svensson(eds.), *Inflation Targets*, CEPR Press, 1995.

論 評

金 哲 洙
(숙명여대 교수)

이 논문은 한국은행이 매년 M2의 증가율을 통화정책의 중심지표로 이용했음에도 불구하고 그 목표는 대부분 지켜지지 않았다는 점에 주목하여 우리나라의 통화정책을 분석하였다. 첫째, 중간표적으로 이용되어온 M2가 물가수준과 실질GDP에 대해 지니는 예측력은 Granger인과성 검정과 예측오차분산분해 검정에 근거할 때 시간의 흐름과 함께 약화되었다는 결론을 내렸다. 둘째, M2의 물가수준과 실질GDP에 대한 예측력 상실의 원인은 통화수요함수의 공적분 관계의 상실로 통화수요함수의 안정성 상실에 기인했다. 셋째, M2 중심의 통화정책 인플레이션과 성장률 안정달성이라는 최종 목표에 충실하였는지 검토하였다. 85년 이전에는 인플레이션 안정이 목적이었고, 86년에서 92년까지는 인플레이션 안정보다는 경기안정에 정책목표가 있었다고 결론짓고 있다. 특히 통화정책의 경기대응은 비대칭적이었다. 경기침체시에는 경기부양을 위하여 팽창적인 정책운영이 행해진 반면, 경기호황기에는 과열을 막기 위하여 긴축통화정책을 사용 안한 것으로 발견됐다. 그러므로 저자는 우리의 통화정책이 경기부양에 정책운영의 주안점이 놓여 있었다고 강조하고 있다. 최근 93년 이후에는 물가안정과 경기안정에 균형된 초점이 두어지고 있다고 검증했다. 이렇게 우리나라의 과거 통화정책을 경제안정이라는 관점에서 재평가하는 데 있어서 이 논문은 중요한 공헌을 했다고 생각된다. 평자의 분수를 모르고 더욱 완벽한 논문이 되도

록 몇 가지 문제를 제기하고자 한다.

이 논문이 통화정책의 최종 목표가 인플레이션 및 성장률의 안정이라고 공식 (4-1)에서 가정하는 것은 문제가 있다. 첫째, 이 가정은 한국은행이 경기부양에 중점을 두었다는 이 논문의 결론과 부합하지 못한 듯하다. 특히 경기침체시에는 경기부양을 위하여 팽창적인 정책운영이 행해진 반면, 경기호황기에는 과열을 막기 위하여 긴축통화정책을 사용 안한 것으로 보면 통화당국의 목표는 경기안정보다는 경기촉진이 주목표라고 생각된다. 그렇다면 통화정책의 최종 목표가 인플레이션 및 성장률 안정이라는 가정은 재고할 필요가 있고, 공식 (4-1)에서 통화정책의 반응함수를 미래시점의 인플레이션과 성장률의 장기목표치로부터의 이탈 정도를 고려하여 현재 통화증가율을 조정한다는 가정을 재고할 필요가 있다. 통화당국이 어떤 반응함수를 이용하여 통화량을 결정하는지를 구조적 모형에서 추정하여 분석할 필요가 있다.

둘째, 공식 (4-1)에서 인플레이션과 성장률의 장기목표치를 상수로 가정한 것이 문제가 될 수 있다. 80년대의 고물가 시대의 경기목표치가 90년대의 저물가 시대의 장기목표치와 다를 가능성이 있다. 이 가정은 Lucas critique의 대상이 된 부분이다. 또한 장기 인플레이션 목표치(π^*)는 과연 陽인지 검토해봐야 된다. 지나치게 높은 성장률은 결국 경기과열로 인플레이션을 유발하여 우리 경제에 해롭다고 볼 수 있다. 반면에 인플레이션은 작으면 작을수록 좋다. 물론 최적의 인플레이션이 0%이냐 또는 약간의 인플레이션이 오히려 더욱 바람직하냐의 논쟁은 학계에서 논쟁중이지만, 적어도 우리나라의 인플레이션은 그런 수준을 넘었으며, 항상 더욱 인플레이션을 낮추는 것이 바람직하다고 불 수 있다. $\pi^* > 0$이라면 인플레이션 예상치가 π^*보다 작더라도 팽창정

책을 쓰는 것을 물가안정정책이라고 공식 (4-1)에서 정의하는 것은 문제다. 그렇다면 $\pi^*=0$이라고 모형 설정을 하는 것이 타당할 것 같다. 축약형 VAR에 기초한 추정에서 저자는 π^*를 5.8%로 사용했는데, 이 이하의 인플레이션은 국민후생의 관점에서 보면 오히려 더욱 바람직한 인플레이션으로 봐야 될 것이다. 만일 인플레이션 예상치가 4%라면 통화당국은 성공적인 통화정책에 자축을 해야지 물가안정을 위하여 팽창정책을 쓸 필요는 없을 것이다.

셋째, 〈표 5〉에 의하면 85년 이전에는 인플레이션갭의 계수가 유의하게 陽이다. 저자는 이것이 정책당국이 인플레이션 안정에 관심이 없었음을 의미하는 것이 아니라고 주장한다. 85년 이전의 인플레이션갭은 대부분 陰의 값을 갖고 있어 통화정책이 강력한 디스인플레이션 정책을 추구한 것으로 해석하기 때문이다. 이것 역시 통화당국이 물가를 장기목표치에 안정시키기보다는 물가를 하락시키는 것을 추구한 것이라고 생각된다. 즉, 인플레이션갭이 陰·陽에 관계없이 통화당국은 물가하락을 추구했다는 결론이다. 역시 공식 (4-1)이 통화정책의 반응함수로서 적절하지 못하다는 것을 시사한다.

넷째, 이 논문이 각 변수의 장기목표치를 추정하는 데 있어서 6변수 VAR으로부터 산출되는 장기균형치를 사용한 것은 문제가 될 수 있다. 〈표 3〉에 의하면 1980~96년간 M2의 실제치가 목표치를 10년간 초과한 반면 실제치가 목표치 이하인 경우는 겨우 2년간이다. 이것은 통화당국이 팽창정책 bias가 있음을 시사한다. 실제치와 목표치가 비슷할 경우는 적절하지만, 〈표 3〉이 보여주는 것처럼 실제치가 목표치를 대부분 초과하는 경우에는 실제치의 장기균형치부터 목표치를 infer하는 것은 무리인 것 같다. signal extraction 같은 방법으로 목표치를 추정해야 될 것

이다.

저자는 80년대 이후의 통화정책의 운영이 정책목표의 측면에서 볼 때 비교적 자주 변동되어 우려하고 있다. 1985년 이전에는 물가안정을, 86년에서 92년까지는 경기안정을, 그리고 93년 이후에는 경기안정과 물가안정을 동시에 목표로 했다고 주장하고 있다. 그러나 〈표 5〉에 의하면 86년부터 96년을 86~92년과 93~96년으로 이분하여 분석할 경우 모든 계수가 유의하지 못하여 통화정책이 물가안정·경기안정이라는 최종목표에 충실하지 못했다고 결론을 내려야 된다. 또한 86~96년과 86~92년의 추정결과들이 이렇게 차이가 나는 것은 모형이 적절하게 설정되지 못했다든지 급격한 구조변경이 일어났다는 것을 시사하는데 이 점에 관해서 추가적 검토가 필요하다. 계수가 유의하지 못한 것은 결국 통화정책의 목표를 잘 설명하지 못했다는 점을 시사한다.

향후 추가적인 연구로서는 첫째, 한국은행이 매년 M2의 증가율을 통화정책의 중심지표로 이용했음에도 불구하고, 그 목표는 대부분 지켜지지 않았다는 것이 우리 후생에 어떤 영향을 미쳤는지 검토할 필요가 있다. 구체적으로는 만약 한국은행이 M2의 증가율 목표를 지켰더라면 인플레이션 및 성장률에 어떤 영향을 미쳤을 것인지 구조적 모형에서 시뮬레이션을 시도하여 한국은행의 실제 통화정책이 어느 정도 적절했는지 평가할 수 있을 것이다. 즉, 목표를 지켰을 경우 우리나라 후생이 더욱 증가한다면 통화정책이 정치적·단기적 이득에 의하여 실행된 것을 시사하며, 현재 논의중인 한국은행 독립강화가 절실할 것이다. 반면 실제 통화정책이 우리 후생을 더욱 증가시켰다면, 우리 통화정책은 합리적·효율적으로 시행된 것을 의미할 수도 있다.

둘째, 모든 정부정책을 우리의 후생 극대화라는 관점에서 살펴보면 통화정책의 welfare 비교가 가능하다. 많은 논문에서 이 논

문처럼 microfoundation에 근거한 모형 없이 구조적 모형에서 정부정책을 평가하는 것이 관행으로 되어 있으나, 그것은 ad hoc 밖에 될 수 없다는 한계를 갖는다. 궁극적으로는 microfoundation에 근거한 welfare 비교가 필요하다. 또한 통화정책의 최종 목표에 관해서는 여러 가설이 있다. 물가안정, 소득안정, 투자안정, 순수출안정, 실업안정, 임금안정, 환율안정, 이자율안정, 소득분배, 경제성장률 향상 등등의 관점에서 우리의 통화정책을 평가하는 것도 의의가 있을 것 같다.

마지막으로, 이 논문의 정책시사점에서 추가할 것은 통화정책의 최우선 목표가 인플레이션 안정에 두어져야 한다는 학계의 일반적 견해에 비추어볼 때 우리나라 통화정책이 인플레이션 안정보다는 경기부양을 지양했다는 것은 우리 통화정책이 실패했다고도 평가할 수 있다.

柳 潤 河
(본원 연구위원)

(1) 전반적인 검토의견

본 논문은 1970년대 이후 최근까지 우리나라 통화정책의 집행과 관련되어 있는 통화의 예측력문제, 통화수요함수의 안정성문제 등에 관한 포괄적 검정 및 해석을 시도하고 있는 우수한 논문이라고 생각된다.

논문의 전체적 구성과 관련하여 한 가지 논평을 가하자면, 본 논문에서 사용 또는 추정되고 있는 모형이 한 개가 아니고 여러 개라서 다소 혼란스러운 느낌을 준다는 점이다. 논문의 성격상 세 가지 질문을 제기하고 각각에 대하여 계량적 검증을 시도하

는 것이기 때문에, 각각의 질문에 대하여 가장 적확한 답을 제공해줄 수 있는 모형을 선택하는 과정에서 비롯된 것이라고 할 수도 있을 것이다. 그러나 몇 가지 모형은 하나로 통합할 수 있을 것으로 생각된다. 즉, 논문 중에 ① 간단한 Grangr Causality 검정을 위한 모형, ② ΔY, ΔP, Δm, Δr로 구성된 VAR 모형, ③ 수준변수 VAR, ④ 오차수정모형, ⑤ Johansen식 오차수정모형, ⑥ 간단한 정책반응함수모형, ⑦ 구조적 VAR 모형 등이 시도되고 있다. 이중 VAR 모형과 관련된 것들은 어느 한 모형으로 통일하고 그 모형 내에서 다양한 검증을 시도해볼 수 있을 것으로 판단된다.

단위근 검정이나 공적분 검정을 위해서는 가능한 한 긴 기간의 시계열 자료가 요청되나 본 논문에서 사용된 기간의 자료들은 너무 짧은 것이 아닌가 하는 느낌이 있다.

(2) 세부적 내용에 대한 검토의견과 개선방향

단위근 검정결과를 보고하고 있는 [그림 1]과 [그림 2]의 M, P, R, Y와 DM, DP, DR, DY의 notation을 통일하고 배열순서도 통일하는 것이 좋을 듯하다. 차분변수의 경우 한 곳에서는 ΔM으로, 다른 곳에서는 M1으로 표기되어 있으며 배열순서도 뒤섞여 있다.

Granger Causality Test에서 앞서 말한 대로 모형의 통일이 이루어지면 $M \rightarrow (\begin{matrix} y \\ p \end{matrix}$ 외에 $\begin{matrix} y \\ p \end{matrix}) \rightarrow M$까지의 Causality 검정도 한꺼번에 할 수 있을 것이며, 이 경우 4절 이하의 결과를 해석하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

이미 앞에서 지적했으나 Granger 검정에서는 y, p의 단일 방정식을 설정하고, 예측오차분산분석을 위해서는 VAR을 따로 설정했는데, 왜 하나의 VAR모형 내에서 양분석을 동시에 실시하지

않는지 분명치 않다. 특별한 사유가 있으면 설명을 하는 것이 좋을 듯하다.

오차수정모형에 있어서도 본질적으로 동일한 것을 한 곳에서는 Engle-Granger-Yoo의 2단계추정법을, 공적분분석에서는 Johansen법을 따로 사용할 이유는 없을 것 같다. 앞서의 예측오차분석도 모두를 몰아서 한 모형 내에서 처리할 수 있지 않을까 한다. 또 공적분과 관련된 사항에 대해서는 저자의 입장이 불분명하다. 만일 공적분이 존재하지 않는다면 p.158의 ECM모형은 성립하지 않는다고 보아야 할 것이다.

Granger Causality 분석에서는 80년대 이후 p값이 갑자기 jump하여 마치 Structural Break가 있는 것처럼 나타나고 있으나 [그림 5], [그림 6]에서는 변화가 매우 gradual한 것처럼 나타나고 있어 양자를 어떻게 설명하는가의 의문이 있다.

電氣料金 變動의 國民經濟的 效果 分析

韓 震 熙 (本院 專門研究員)
劉 時 庸 (本院 主任研究員)

◇ 要　　約 ◇

우리나라에서 전기요금은 공공요금으로서 정부의 정책의지에 의하여 크게 영향을 받아왔다. 또한 전기요금수준 조정시 규제당국의 주된 관심은 요금인상이 국민경제에 미치는 영향, 특히 물가 및 무역수지에 미치는 영향에 있었다고 할 수 있다. 이러한 상황에서 전기요금변동의 국민경제적 영향에 대한 신뢰할 수 있는 분석결과는 올바른 정책수립에 필수적이라고 할 수 있다. 본고는 계산가능한 일반균형모형(Computable General Equilibrium model)을 이용하여 1993년도의 산업연관표를 토대로 전기요금의 인상이 물가, 수출입 등 거시변수에 미치는 효과 및 산업부문별 효과를 살펴본 것이다.

전기요금인상이 물가에 미치는 영향은 간단히 '전기요금인상률×물가가중치'라는 공식으로 계산해볼 수 있다. 이에 따르면 전기의 소비자물가 가중치가 14/1,000이므로 전기요금인상률이 4%일 때 소비자물가상승률은 약 0.056%가 된다. 그러나 전기가 타산업의 중간투입물로 사용되므로 전기요금인상은 타산업 산출물의 가격상승을 유발하고 다시 투입-산출관계에 의하여 추가적인 물가상승을 불러일으키게 된다. 이러한 일반균형적 효과를 모두 고려하여, 본 연구에서 계산한 소비자물가상승률은 0.083%로서 위 수치의 약 1.5배이다. 또한 본고에서는 전기요금인상에 따라 수출과 수입 모두 감소하되, 수출감소율이 수입감소율보다 크게 나타났다. 이러한 결과는 전기요금인상에 따라 전기수요가 감소하여 에너지수입이 감소하고, 그로 인해 무역수지가 개선되리라는 일부의 주장과는 매우 대조적이다. 산업별로는 전기요금인상에 따라 서비스업의 가격상승이 두드러지는 것으로 나타났는데, 이는 서비스업 부문의 국내재와 수입재간의 대체가능성이 타부문에 비하여 크게 낮은 데 기인한 것으로 보인다. 본고의 결과를 전기요금이 인상되어서는 안 된다고 해석하는 것은 오류일 수 있다. 전기요금인상의 타당성은 전력산업에 대한 종합적인 미시적 분석에 기초하여야 한다.

Ⅰ. 서 론

본 연구에서는 de Melo and Tarr(1992)류의 투입-산출관계를 고려한 소규모 개방경제 CGE(Computable General Equilibrium) 모형을 이용하여 전기요금의 인상이 국민경제에 미치는 영향을 정량적으로 분석해본다. 전기는 거의 모든 산업에서 중간투입물로 사용되고 있으며 그 속성상 단기간 내에 다른 중간투입물로 대체하기가 불가능하기 때문에, 전기가격의 변동은 경제 전반에 걸쳐 광범위한 파급효과를 불러일으킬 것으로 예상할 수 있다. 또한 각 산업별 전력투입계수 및 중간투입비율이 상이하므로, 전기가격인상이 각 산업에 미치는 직접적인 효과는 산업별로 상이하리라고 짐작할 수 있다. 따라서 본고에서는 전기요금인상이 국민총생산, 물가, 무역수지 등 주요 거시변수들에 미치는 영향뿐 아니라 개별 산업의 생산, 생산물 가격, 수출입에 미치는 영향도 함께 분석해본다.

이와 같이 CGE 모형을 이용한 모의정책실험의 유용성은 두말할 필요 없이 정책변화로 인한 일반균형적 파급효과를 미리 살펴볼 수 있다는 것인데, 이러한 일반균형적 접근방법의 장점은 우리나라의 전기요금 인상절차 및 요금인상의 효과에 관한 기존의 논의와 관련하여 재강조될 필요가 있다고 여겨진다.

그동안 전기가격은 공공요금으로서 정부의 정책의지에 의하여 크게 영향을 받아왔으며, 이에 따라 전기가격의 변동은 전기회사와 관련정책당국의 협상의 결과로서 이루어졌다고 보아도 무방할 것이다. 이러한 상황에서, 규제된 가격이 독점공기업에 대한

적절한 규제수준인가 아닌가 하는 문제와는 별개로, 전기요금을 인상하였을 때 물가, 무역수지, 그리고 각 산업에 미치는 효과는 어떠한가 하는 문제가 정책당국자의 또 하나의 관심이었다고 볼 수 있다.[1] 과거의 예를 보면 전기요금인상시, 예를 들어 소비자물가에 대한 영향은 '전기요금인상률×물가가중치'만큼 나타나는 것으로 흔히 인식되어온 것으로 보인다. 그러나 만일 이 수치가 전기요금인상의 물가에 대한 영향을 과소 혹은 과대평가하고 있다면, 이는 이러한 정책당국의 의사결정과정이 타당한가 여부를 떠나서 의사결정을 왜곡시킬 수도 있을 것이다. 또 다른 예로서 세간에서는 전기요금을 인상하면 우리나라의 에너지 수입이 줄어들어 무역수지가 개선될 것이라는 것이 거의 상식화되어 있는 것을 볼 수 있는데, 이러한 믿음은 전기요금인상에 따라 수요가 감소하면 그만큼 전력생산이 줄어들고 이에 따라 전력생산을 위한 에너지수입이 감소될 것이라는 논리에 바탕을 둔 것으로 보인다.

그러나 전기요금의 인상시 경제의 일반균형적 반응을 고려하여 종합적인 효과를 정량적으로 분석해보았을 때 그 결과는 부분균형적 효과만을 고려한 상식적인 예측과는 매우 다르게 나타날 수 있다. 본고는 실제로 그러할 수 있음을 보여주고 있는데, 그 이유를 물가와 무역수지로 나누어 설명해보자.

---

1) 현 시점에서 과연 전기요금인상의 당위성이 존재하는가, 그리고 만일 그렇다면 어느 정도가 적정한가 하는 문제는 본고의 분석범위를 벗어난다. 인상요인이 존재한다는 주장의 근거로는, 다른 국가와 비교하여 우리나라의 전기요금수준이 낮다는 점, 현행 투자보수율이 적정투자보수율보다 낮다는 점, 또한 현재의 수급전망에 비추어 공급능력의 확대가 필요하나 국내외 차입에 의한 자금조달에 현실적 한계가 있다는 점 등 여러 가지가 제시되고 있다. 그러나 우리나라의 전기요금수준이 낮은가를 단순한 국제비교를 통하여 판단하는 데는 한계가 있으며, 또한 현재의 투자보수율의 적정성 여부를 판단하는 것도 요금기저의 적정성 및 재무제표의 신뢰성 등으로 인하여 그리 쉬운 문제는 아니다.

먼저 전기요금인상과 관련하여 가장 관심의 대상이 되는 것은 물가에 미치는 효과라고 할 수 있는데, 전기요금인상이 물가에 미치는 영향은 일차적으로 '전기요금인상률×물가가중치'라는 공식으로 계산할 수 있다. 그러나 전기요금인상의 물가에 대한 영향이 이것으로 끝나는 것이 아님은 자명하다. 이렇게 계산된 수치는 전기요금인상에 따르는 경제의 일반균형적인 반응을 무시한 것이며, 전기가 다른 산업의 중간투입물로 사용되는 데 기인한 물가상승효과조차 고려하지 않은 수치인 것이다. 이러한 직접적인 효과 이외에도 전기요금인상 및 이로 인한 타산업의 산출물가격의 상승은 산업간 연관관계에 의하여 추가적인 물가상승을 불러일으키게 되는 것이다. 이와 같은 공급측면의 변화뿐 아니라 수요측 변화도 동시에 고려하고, 또한 더 나아가 환율변화[2]에 의한 가격변화요인까지 종합적으로 고려하여 전기요금인상의 물가에 대한 영향을 예측하기 위해서는 일반균형 분석모형을 사용하는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 앞서 지적한 대로 이러한 방법의 이점은 통상적으로 사용되는 제한적인 가정으로부터 오는 단점을 상쇄하고도 남는다. 구체적으로 수치를 들어 설명하면, 전기요금인상률이 4%일 때 전기의 소비자물가 가중치가 14/1,000이므로, 일차적인 소비자물가 상승효과는 약 0.056%가 된다. 그러나 본 분석결과에서는, 종합적인 소비자물가상승률은 이것의 약 1.5배인 0.083%인 것으로 나타났다.

전기요금인상이 무역수지에 미치는 효과를 종합적으로 살펴보

2) 본고에서는 환율을 고정시켜놓고 전기요금인상효과를 분석하였기 때문에, 국내물가상승에 따른 환율하락 그리고 이에 의한 수입재 가격의 상승효과 등은 고려되지 않았다. 환율이라는 가격변수의 고정시에도 모형의 균형달성을 위한 메커니즘을 명시할 필요가 있는데, 여기에서는 무역수지의 조정에 의하여 균형이 이루어지는 것으로 가정하였다. 이는 무제한적인 차입능력(unlimited borrowing capacity)을 가정하는 것과 마찬가지인데, 상당히 제약적인 가정이라고 할 수 있다.

기 위해서는 전기생산 감소에 따른 에너지수입 감소효과뿐 아니라 각 재화의 세계시장가격 대비 국내가격 상승에 따른 중간재 및 최종재의 수입증가 및 수출감소와 같은 상대가격효과 및 실질국민총생산 감소에 따른 소득효과도 고려하여야 한다. 실제효과는 각 효과의 상대적 크기에 달려 있으므로 사전적으로 딱 잘라서 말하기 힘드나, 분석결과는 전기요금인상시 무역수지는 악화되는 것으로 나타난다. 국내물가 상승에 따라 무역수지가 악화된다는 결과는 에너지수입감소로 인해 무역수지가 개선된다는 주장에 비하여 상식과 더 부합하는 것이라고 할 수 있을 것이다.

본고의 정책실험방법의 특징적인 면은 다음과 같다. 일반적으로 일반균형모형에서 가격변수는 모형 내에서 내생적으로 결정되는 변수로 다루어지기 때문에, 전기요금인상과 같이 가격변수를 변화시키는 정책실험(policy simulation)을 하기 위해서는 일반균형모형에서 통상적으로 사용되는 가정 이외에 전기부문에 대한 추가적인 가정을 함으로써 모형을 수정하는 작업이 필요하게 된다. 전기요금이 정부의 정책의지에 의하여 주로 결정되고, 전기공급이 전기의 수요에 맞추어 이루어져 왔던 현실을 반영하여, 여기에서는 전기부문의 균형은 외생적으로 주어진 전기가격과 수요곡선이 만나는 점에서 이루어지는 것으로 가정하였다. 이러한 가정은 전기공급자가 아무런 비용을 지불하지 않고 주어진 가격에서 공급량을 수요량에 맞추어 변화시킬 수 있다는 할당규칙(rationing mechanism)을 전제로 한다고 볼 수 있다.[3)]

3) 이러한 가정은 일반적으로 임금과 같은 가격변수가 구조적 요인에 의하여 고정되어 있을 때 많이 사용되어온 가정이다. 실제로 이 가정을 구체화하기 위하여 모형 내에서 노동공급곡선을 묘사하는 방정식을 일반균형방정식체계로부터 제거하는 방법이 많이 사용되어왔다. 이에 대한 자세한 설명은 Robinson(1989)을 참조하기 바란다.

본고와 같이 CGE 모형을 사용하여 우리나라를 대상으로 전기요금변동의 거시경제적 및 부문별 효과를 분석한 연구는 드물다. 대표적으로 손양훈·신동천(1996)을 들 수 있는데, 이들의 연구와 본고는 de Melo and Tarr(1992)의 모형을 원형으로 하였다는 점에서는 공통점이 있으나, 다음과 같이 사용된 자료, 정책실험방법(simulation strategy), 그리고 분석결과 등 몇 가지 측면에서 본고는 이들의 연구와는 구분된다. 먼저 손양훈·신동천의 연구는 1990년의 투입산출표를 바탕으로 하였으나, 본고에서는 보다 최근 자료인 1993년도 산업연관표를 사용하였다. 우리 경제의 산업구조가 급속히 변화하고 있는 현실에서 전기요금인상의 효과를 분석하기 위해서는 현재 우리 경제의 모습과 가까운 자료를 사용하는 것이 필수적이라고 할 수 있다. 그 이유는, 만일 분석결과가 모형의 파라미터값에 따라 달라지고 그 값들이 어떤 자료를 사용하느냐에 달려 있다면 분석결과는 사용한 자료에 따라 달라지기 때문이다.

두번째로, 본고는 전기요금변동의 정책실험방법에 있어서 손양훈·신동천의 연구와 다르다. 손양훈·신동천의 연구는 전기가격이 외생적으로 주어지는 것으로 간주하였음에도 불구하고 전기부문의 균형달성을 위한 할당규칙을 가정하는 대신, 전기부문의 균형은 수요와 공급이 만나는 점에서 이루어지는 것으로 간주하였다. 이는 전기부문의 균형이 모형 내의 모든 내생변수의 조정에 의하여 달성된다고 가정하는 것으로 해석될 수 있을 것이다. 그러나 이러한 가정의 현실성 여부는 의심스러운 것일 수 있다. 앞서 설명한 바와 같이 본고에서는 전기부문의 균형이 외생변수인 전기가격과 수요곡선이 만나는 점에서 이루어지는 것으로 가정함으로써 다른 내생변수들이 전기부문의 균형달성을 위하여 예기치 않은 방향으로 변화할 가능성을 줄여주었다고 할 수

있다.

마지막으로, 본고의 분석결과는 손양훈·신동천의 분석결과와 특히 물가영향 부분에서 큰 차이를 보이고 있는데, 여러 가지 보조자료를 토대로 볼 때 본고의 분석결과가 예측할 수 있는 실제의 효과에 보다 근접한다고 판단된다.[4] 그러나 본고와 손양훈·신동천의 분석결과는 전기요금인상시 물가가 상승하고 무역수지가 악화되며 생산이 감소한다는 정성적인 변화 측면에서는 유사하다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 본 연구에서 사용한 기본모형을 제시하고, 제Ⅲ장에서는 산업분류방법 및 탄력치 등 모형에서 사용한 주요 파라미터를 얻는 과정에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 정책모의실험 결과를 소개·논의하고, 마지막 제Ⅴ장에서는 모형의 한계점 등 결과해석상의 주의점 등에 대해 논의하였다.

Ⅱ. 모 형

이 모형은 de Melo and Tarr(1992)류의 투입-산출관계를 고려한 소규모개방경제 일반균형모형이라고 할 수 있다. 이미 설명한 바와 같이 본고에서는 전기가격의 외생적 변화의 효과를 분석하기 위하여 전기산업의 균형이 외생적으로 주어진 전기가격과 수요곡선이 만나는 점에서 이루어지는 것으로 가정하였다. 일반적

4) 손양훈·신동천(1996)에서는 전기요금을 2.80% 인상하였을 때 생산자물가가 1.95% 상승하는 것으로 나타난 반면, 본고에서는 전기요금 4% 인상시 생산자물가가 0.11% 상승하는 것으로 나타났다.

으로 이러한 모형은 투입산출표에 의하여 묘사되는 경제를 복제하도록 만들어졌기 때문에, 중간투입을 고려하지 않고 본원적 생산요소인 노동과 자본만을 고려한 거시경제모형과는 생산함수형태에 있어서 차이가 있다. 즉, 여기서 사용되는 한 산업의 생산물에 대한 생산함수는 본원적 생산요소뿐 아니라 중간투입까지 고려한 생산함수이므로, 한 산업의 생산물은 부가가치부문과 중간투입부문으로 구분된다.

또한 이 모형은 일반적인 신고전파적 무역모형과도 차이가 있는데, 그 차이는 대략 다음과 같다. 즉, 신고전파적 무역모형에서 한 교역재 산업은 수출부문이 되든지 아니면 수입부문이 되든지 둘 중의 하나가 되는 것이 보통인데, 이 모형에서는 한 교역재 산업의 생산물에 수입과 수출이 동시에 존재하는 것이 보통이다. 모형이 이와 같이 구성되는 이유는 이 모형이 현실경제를 바탕으로 한 정책분석을 목적으로 하기 때문이다. 즉, 산업을 극단적으로 세분화하지 않는 이상 통상적 산업분류방법으로는 한 산업내에 수출과 수입이 동시에 존재하는 것이 일반적인 현상이기 때문이다. 이러한 현실과 부합하도록 이와 같은 유형의 모형에서는 한 산업의 생산물이라 할지라도 그것이 수출재냐, 수입재냐, 아니면 국내재냐에 따라서 다른 재화로 취급된다. 또한 수입재와 국내재간, 그리고 국내재와 수출재간에는 불완전한 대체관계가 존재한다고 가정하는 것이 보통이다. 이를 아밍턴(Armington)가정이라고 하며 이 가정으로 인하여 국내재와 수입재간, 그리고 국내재와 수출재간 상대가격변화에 의한 대체관계를 파악하는 것이 가능해진다.

1. 모형에 대한 설명

구체적으로 본고에서 사용된 모형은 다음과 같다. 먼저 경제내에 n개의 산업이 있다고 하자. 그 각각의 산업에 대하여 수입재, 국내재, 수출재 등 3개의 서로 다른 재화가 존재한다. 이 경제에는 네 가지 다른 유형의 기업이 존재한다. 먼저 기업 (1)은 국산중간재(VD)와 수입중간재(VM)를 각각 PD와 PM의 가격으로 구입하여 복합중간재(V)를 생산한다. 기업 (1)의 복합중간재 생산함수는 다음과 같은 CES 생산함수에 의하여 묘사된다.

$$V_{ij} = \overline{AV}_{ij}[\delta_{ij} VM_{ij}^{\rho v_i} + (1-\delta_{ij}) VD_{ij}^{\rho v_i}]^{1/\rho v_i} \qquad (1)$$

여기서 i, j ($=1, \cdots, n$)는 각 산업을 나타내며, $\rho v_i < 1$이고 $0 \leq \delta_{ij} \leq 1$이다. 또한 국내중간재와 수입중간재간의 대체탄력성은 $\sigma v_i = 1/(1-\rho v_i)$와 같게 된다. 기업 (2)의 행위는 두 단계로 나누어지는데, 먼저 노동과 자본을 결합하여 부가가치를 생산하고, 그 다음에 그 부가가치와 다른 산업으로부터 중간투입재 V_{ij}를 PV_{ij}의 가격으로 구입하여 최종생산물 X_j를 생산한다.

기업 (2)의 부가가치생산함수는 콥-더글러스 생산함수로 나타낼 수 있고 최종생산물은 고정투입계수 생산함수로 나타내어진다.

$$F_i(K_i, L_i) = \overline{AX}_i L_i^{\alpha_i} K_i^{1-\alpha_i} \qquad (2)$$

$$X_i = \min\left[F_i(K_i, L_i),\ \frac{V_{1i}}{a_{1i}},\ \cdots,\ \frac{V_{ni}}{a_{ni}}\right] \qquad (3)$$

여기서 α_i는 노동분배율을 나타내며, a_{ij}는 투입계수를 나타낸다.

기업 (3)은 최종생산물 X_i를 국내재 D_i와 수출재 E_i로 다음과 같은 고정전환탄력성(CET : Constant Elasticity of Transforma-

tion) 기술하에서 배분한다.

$$X_i = \overline{AT}_i[\gamma_i E_i^{\rho t_i} + (1-\gamma_i)D_i^{\rho t_i}]^{1/\rho t_i} \qquad (4)$$

여기서 $\rho t_i > 1$이고 $0 \leq \gamma_i \leq 1$이다. 마찬가지로 $\sigma t_i = 1/(\rho t_i - 1)$는 국내재와 수출재간의 전환탄력성을 나타낸다.

기업 (4)는 국내소비재 CD_i와 수입소비재 CM_i를 각각 PD_i와 PM_i의 가격으로 구입하여 복합소비재 C_i를 생산한다. 복합소비재의 생산함수는 다음과 같다.

$$C_i = \overline{AC}_i[\beta_i CM_i^{\rho c_i} + (1-\beta_i)CD_i^{\rho c_i}]^{1/\rho c_i} \qquad (5)$$

여기서 $\rho c_i < 1$이며 $0 \leq \beta_i \leq 1$이고, $\sigma c_i = 1/(1-\rho c_i)$는 국내소비재와 수입소비재간의 대체탄력성을 나타낸다.

이 경제에는 대표적 소비자(representative consumer)가 존재하며 이 소비자의 효용함수는 복합소비재에 대하여 다음과 같은 콥-더글라스 함수로 나타내어진다.

$$U = \prod_{i=1}^{n} C_i^{bs_i}$$

여기서 $bs_i > 0$, $\sum_{i=1}^{n} bs_i = 1$ 이다.

이 경제의 총노동공급량과 총자본스톡은 각각 $\overline{KS}$와 $\overline{LS}$로 주어졌다고 가정한다. 마지막으로 이 경제는 소규모 개방경제이므로 수출재와 수입재의 해외시장가격은 주어진 것으로 받아들인다. 또한 이 모형에서 환율이 고정된 것으로 가정되기 때문에 이 경제에는 수출재와 수입재의 국내가격인 PE_i와 PM_i 역시 주어진 것과 다름없이 된다.

정부부문은 없는 것으로 가정하였으며, 또한 투자에 관련된 의사결정은 없는 것으로 가정하였다. 따라서 한 부문의 산출물에 대한 최종수요는 이 모형에서는 모두 민간소비수요로 취급된

다.[5] 위에서 설명한 모형의 기본적인 구조를 도표로 나타낸 것이 [그림 1]이다.

2. 경제주체의 최적화문제

〈기업 (1)의 비용극소화〉

기업 (1)은 복합중간재 생산량이 주어진 상태에서 수입중간재 가격과 국산중간재 가격을 주어진 것으로 받아들이고 다음과 같이 비용을 극소화한다.

$$Min\ VD_{ij}PD_i+VM_{ij}PM_i$$

$$s.\ t.\ (1)$$

이 문제의 일계조건을 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{VM_{ij}}{VD_{ij}}=\left[\frac{\delta_{ij}}{1-\delta_{ij}}\ \frac{PD_i}{PM_i}\right]^{\sigma_j} \qquad (6)$$

여기서 $i, j=1, \cdots, n.$

〈기업 (2)의 비용극소화〉

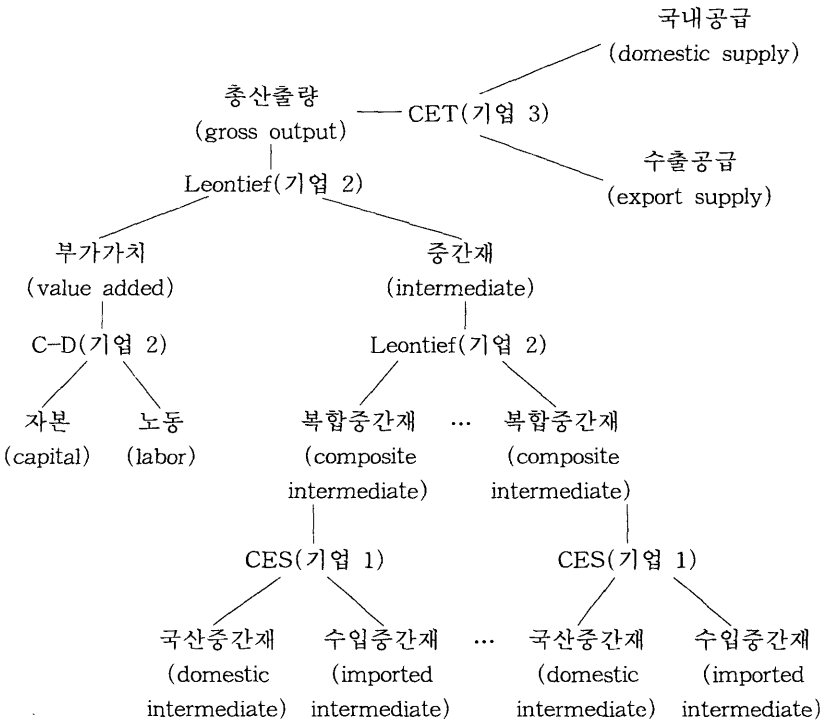
기업 (2)는 먼저 최종생산물의 생산량과 본원적 생산요소의 가격 및 중간투입재 가격을 주어진 것으로 받아들이고 총비용(=본원적 생산요소비용+중간투입비용)을 다음과 같이 극소화한다.

---

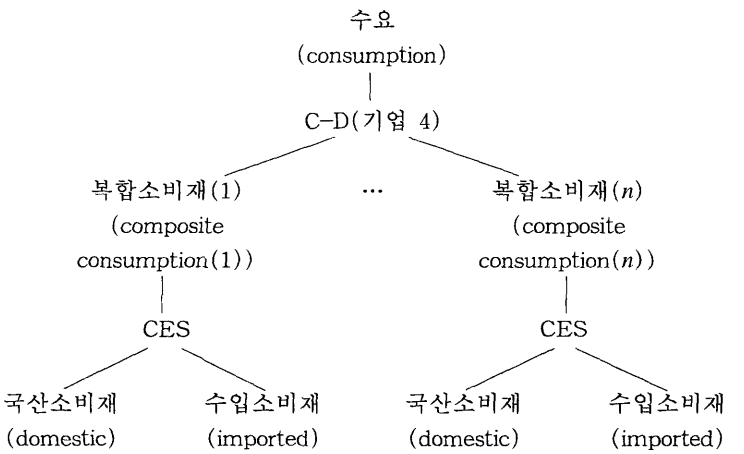
5) 이것은 산업연관표의 최종수요부문의 最終需要計(total final demand) 중에서 수출을 제외하고는 모두 民間消費支出로 간주한다는 것을 의미한다. 즉, 이 모형에서의 民間消費支出에는 실제 산업연관표상의 최종수요부문의 政府消費支出, 民間固定資本形成, 政府固定資本形成, 在庫 등의 항목이 포함되어 있다.

[그림 1] 모형의 구조

[1-1] 최종생산물의 생산 및 배분



[1-2] 복합소비재 생산 및 수요



$$Min(WL_j + RK_j) + (\sum_{i=1}^{n} PV_{ij} V_{ij})$$

$$s.\ t.\ (2),\ (3)$$

이로부터 다음과 같은 본원적 요소수요함수 및 복합중간투입재 수요가 결정된다.

$$K_j = \left(\frac{X_j}{\overline{AX}_j}\right)\left[\frac{1-\alpha_j}{\alpha_j} \times \frac{W}{R}\right]^{\alpha_j} \tag{7}$$

$$L_j = \left(\frac{X_j}{\overline{AX}_j}\right)\left[\frac{1-\alpha_j}{\alpha_j} \times \frac{W}{R}\right]^{\alpha_j - 1} \tag{8}$$

$$V_{ij} = a_{ij} X_i \tag{9}$$

여기서 $i, j = 1, \cdots, n$.

〈기업 (3)의 이윤극대화〉

기업 (3)은 주어진 최종생산물 X_i를 주어진 국내재가격과 수출재가격하에서 이윤을 극대화하도록 국내시장과 해외시장으로 다음과 같이 배분한다.

$$Max(E_i PE_i + D_i PD_i) - PX_i X_i$$

$$s.\ t.\ (4)$$

이 문제의 일계조건을 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{D_i}{E_i} = \left[\left(\frac{1-\gamma_i}{\gamma_i}\right)\left(\frac{PE_i}{PD_i}\right)\right]^{-\sigma_i} \tag{10}$$

여기서 $i = 1, \cdots, n$. 한 가지 주목할 점은 윗식 (10)에서는 $n-1$개의 방정식만이 사용되는데, 이는 전기부문의 균형은 외생적으로 주어진 전기가격(PD_1, 산업 1이 전기부문이라 가정)과 전기수요가 만나는 점에서 이루어진다는 가정에 의하여 위의 문제에서

도출되는 전기부문의 국내재 공급함수는 균형조건에서는 필요치 않게 되기 때문이다. 이러한 과정이 서론에서 설명한 바와 같이 본 연구의 정책실험결과가 손양훈·신동천(1996)의 결과와 차이를 가져오게 만드는 이유 중의 하나이다.

〈기업 (4)의 비용극소화〉

기업 (4)는 복합소비재 생산량 및 국내재와 수입재의 가격이 주어진 상태에서 다음과 같이 총비용을 극소화한다.

$$Min\ PM_iCM_i+PD_iCD_i$$

$$s.\ t.\ (5)$$

이 문제의 일계조건을 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{CD_i}{CM_i}=\left[\left(\frac{1-\beta_i}{\beta_i}\right)\left(\frac{PM_i}{PD_i}\right)\right]^{\sigma_i} \qquad (11)$$

여기서 $i=1, \cdots, n$. 기업 (4)의 비용극소화 문제와 기업 (1)의 비용극소화 문제를 비교하여 살펴보면, 어떤 한 산업의 국내재와 수입재는 다른 재화인 반면 중간투입물로 사용되는 국내재(혹은 수입재)와 최종소비재로 사용되는 국내재(혹은 수입재)는 같은 재화로 취급되고 있음을 알 수 있다. 즉, 이는 어떤 한 산업의 재화는 그 재화의 용도에 의해서는 구분되지 않는다는 가정이다. 이는 수입중간재와 수입소비재의 가격이 PM_i로서 동일하고 국산중간재와 국산소비재의 가격이 PD_i로서 동일한 것에 반영되어 있다. 만일 어떤 산업의 중간재와 소비재가 다른 재화로 간주되었다고 하더라도 그 산업의 생산물이 중간재 혹은 소비재로 아무런 비용을 수반하지 않고 1대1로 전환될 수 있으므로 그 생산물의 가격은 용도에 관계없이 같아지는 것이라고 해석할 수

있다.

〈소비자의 효용극대화〉

대표적 소비자는 다음과 같은 예산제약하에서 복합소비재량을 선택함으로써 효용을 극대화한다.

$$\sum PC_i C_i = Y$$

여기서 PC_i는 복합소비재 가격을 나타내고 Y는 복합소비재에 대한 총지출을 나타낸다. 이로부터 복합재에 대한 수요함수가 다음과 같이 도출된다.

$$C_i = \frac{bs_i}{PCC_i} Y \qquad (12)$$

〈해외부문〉

해외부문은 수출부문과 수입부문으로 나눌 수 있는데, 소규모 개방경제의 가정에 의하여 수출수요 및 수입공급은 주어진 세계시장가격하에서 무한탄력적인 것으로 가정한다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$PE_i = PWE_i ER \qquad (13)$$

$$PM_i = PWM_i ER \qquad (14)$$

여기서 PWE_i 및 PWM_i는 각각 i산업의 수출재와 수입재의 세계시장 가격으로서 외생적으로 주어지며 ER은 환율을 나타낸다. 이 모형에서 환율은 고정된 것으로 가정한다.

3. 모형의 균형(Equilibrium)

이 모형의 균형에서는 소비자의 효용은 극대화되고 각 기업의 비용 혹은 이윤은 극소화 혹은 극대화된다. 또한 각 기업의 생산함수는 규모에 대한 수익불변의 특성을 가지며 생산물시장의 진입이 자유로우므로 각 기업의 최적화된 이윤은 균형에서 0이 된다. 기업 (1)~기업 (4)에 대하여 이윤이 0이 된다는 조건은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$PV_{ij} = \overline{AC}_{ij}^{-1}[\delta_{ij}^{\sigma c_i} PM_i^{1-\sigma c_i} + (1-\delta_{ij})^{\sigma c_i} PD_i^{1-ac_i}]^{1/(1-\sigma c_i)} \quad (15)$$

$$PX_j = \overline{AX}_j^{-1}[\alpha_j^{-\alpha_j}(1-\alpha_j)^{\alpha_j-1} W^{\alpha_j} R^{1-\alpha_j}] + \sum_{i=1}^{n} a_{ij} PV_{ij} \quad (16)$$

$$PX_i = \overline{AT}_i^{-1}[\gamma_i^{-\sigma t_i} PE_i^{1+\sigma t_i} + (1-\gamma_i)^{-\sigma t_i} PD_i^{1+\sigma t_i}]^{1/(1+\sigma t_i)} \quad (17)$$

$$PC_i = \overline{AC}_i^{-1}[\beta_i^{\sigma c_i} PM_i^{1-\sigma c_i} + (1-\beta_i)^{-\sigma c_i} PD_i^{1-\sigma c_i}]^{1/(1-\sigma c)} \quad (18)$$

또한 이 모형의 균형에서 본원적 요소시장은 다음과 같이 청산된다.

$$\sum_{i \in N} K_i = \overline{KS} \quad (19)$$

$$\sum_{i \in N} L_i = \overline{LS} \quad (20)$$

국내재에 대한 시장청산조건은 다음과 같다.

$$D_i = VTD_i + CD_i \quad (21)$$

$$VTD_i = \sum_{j \in N} VD_{ji} \quad (22)$$

수출재에 대한 균형은 국내의 수출공급과 무한탄력적인 수출수요가 만나는 점에서 이루어지고 수입재에 대한 균형은 국내의 수입수요(=중간재 수입수요+소비재 수입수요)와 무한탄력적인 수입공급이 만나는 점에서 이루어진다.

소비자의 총지출은 요소소득과 해외차입의 합과 같아지며 이는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$Y = W \cdot \overline{LS} + R \cdot \overline{KS} - B \cdot ER \tag{23}$$

여기서 B는 외화가격으로 표시한 무역수지를 나타내며 이는 다음과 같이 정의된다.

$$B = \sum_{i \in T} (PWE_i E_i - PWM_i CM_i - PWM_i VTM_i) \tag{24}$$

$$VTM_i = \sum_{j \in N} VM_{ji} \tag{25}$$

마지막으로, 모든 상대가격은 전기부문의 국내재가격에 대하여 나타낼 수 있다. 즉, 만일 전기부문을 1이라고 하면, $PD_1 = 1$이 된다.

위의 식 (1), (4)~(25)는 이 모형의 균형방정식 체계이며 이로부터 각 재화의 상대가격 및 산출량, 그리고 각 산업에 고용되는 생산요소량 및 요소가격이 결정된다.

Ⅲ. 산업분류방법 및 파라미터 결정

여기서 필요한 자료는 크게 산업연관표와 대체탄력성 수치들이다. 본 연구에서는 현재 이용가능한 가장 최근 자료인 1993년도 산업연관표를 이용하여 산업별 생산, 중간재수요, 수출, 수입, 소비 등의 자료를 구하였다. 그리고 각 산업의 부가가치율 및 중간투입비율은 산업연관표에서 직접 계산하였다. 산업별고용자료에서 이용하는 就業者數는 被傭者와 자영업주 및 무급가족종사자를 포괄하는 취업자를 기준으로 해당연도 경제활동에 종사한

年人員(man-year)을 의미한다. 하지만 고용자료는 5년마다 발표하고 있기 때문에 1993년도 산업연관표에는 雇傭表가 없다. 그래서 1990년도 산업연관표상의 고용표자료를 이용하여 추정하였다. 즉, 1993년도 총취업자수는 『경제활동인구연보』(통계청, 1993)상의 경제활동인구 증가율(7.1%)을 적용하여 추정하였고, 산업별 취업자수는 1990년도 산업연관표상의 고용표자료를 이용하여 산업별 산출량에 1993년도 고용을 비례적으로 조정하여 추정하였다. 산업별 대체탄력성 추정치들은 국내에서 추정된 것들이 없기 때문에 대부분 참고문헌에서 인용하였다.

1. 산업분류

1993년도의 産業聯關表(韓國銀行)에 따르면 우리나라의 산업을 405부문으로 분류하고 있다. 여기서는 이 405부문의 산업을 16부문 — 농림수산, 광업, 음식료품, 섬유 및 가죽, 종이 및 목제품, 화학, 석유 및 석탄제품, 금속, 기계, 전기 및 전자, 수송기계, 기타제조업, 전력, 유통, 서비스 I(건설, 통신, 금융보험, 부동산 및 사업서비스, 공공행정 및 국방), 서비스 II(교육 및 보건, 사회 및 개인 서비스) — 으로 통합하였다. 산업분류에서 고려한 것은 기본적으로는 산업연관표의 통합대분류(26부문)와 산업별 전력투입계수를 참고로 하였다. 그리고 최종수요부문에서 陰數값이 나타나는 경우에는 관련산업으로 통합하였다. 물론 산업을 세분할수록 더 자세한 연관관계를 얻을 수 있지만, 이에 따르는 費用도 증가하기 마련이다. 즉, 산업분류를 細分할수록 필요한 대체탄력성들이 증가하여, 어떤 경우에는 文獻調査를 통해서도 필요한 대체탄력성들을 구하기 힘든 경우도 있다. 또한 解를 구하는 과정에서 계산상의 어려움이 발생할 수도 있다. 이와 같은 문제

〈표 1〉 전기요금변동효과 분석을 위한 산업분류

분 류	산 업	405기본부문 분류기호
1	농 림 수 산	1-34
2	광 업	35-50
3	음 식 료 품	51-93
4	섬 유 · 가 죽	94-124
5	종이 및 목제품	125-142
6	화 학	146-176, 188-193
7	석유 · 석탄제품	177-187
8	금 속	210-245
9	기 계	246-267, 294-297
10	전 기 · 전 자	268-293
11	수 송 기 계	298-311
12	기 타 제 조 업	143-145, 194-209, 312-317
13	전 력	318-321
14	유 통	342-343, 346-358
15	서 비 스 Ⅰ	322-341, 359-377
16	서 비 스 Ⅱ	344-345, 378-405

를 고려하여 본고에서는 〈표 1〉과 같은 산업분류를 사용하였다.

2. 대체탄력성

여기서 모형화한 일반균형연산(CGE)모형은 전기요금변동의 수입품과 국산품과의 대체효과를 파악하기 위해서 定型化했기 때문에, 이 모형에 사용되는 대체탄력성은 시뮬레이션의 결과에 직접적인 영향을 미치게 된다. 그래서 이 대체탄력성의 추정은 매우 중요하다. 그러나 현실에 있어서 대체탄력성을 추정하기가 어렵기 때문에 일반적으로 대부분은 문헌조사에 의존하고 있다. 여기서도 마찬가지로 대체탄력성을 文獻調査에 의해 구했다.[6]

6) 일반적으로 대체탄력성은 문헌조사를 통해 인용하는데, 이것의 합리화에 대한 논의는 이원영(1993) 참조.

〈표 2〉 모형의 대체탄력성

분 류	산 업	아밍턴대체탄력성	전환탄력성
1	농 림 수 산	1.42	3.0
2	광 업	0.50	3.0
3	음 식 료 품	0.31	3.0
4	섬 유 · 가 죽	2.58	3.0
5	종이 및 목제품	3.15	3.0
6	화 학	3.55	3.0
7	석유 · 석탄제품	2.36	3.0
8	금 속	3.18	3.0
9	기 계	2.01	3.0
10	전 기 · 전 자	3.15	3.0
11	수 송 기 계	2.01	3.0
12	기 타 제 조 업	3.55	3.0
13	전 력	0.50	3.0
14	유 통	0.50	3.0
15	서 비 스 Ⅰ	0.50	3.0
16	서 비 스 Ⅱ	0.50	3.0

수입소비재와 국산소비재간의 대체탄력성과 수입중간재와 국산중간재간의 대체탄력성은 Reinert and Roland-Holst(1992), Hanson et al.(1993), de Melo and Tarr(1992) 등을 참조하였고, 수출재와 국내재간의 전환탄력성은 de Melo and Roland-Holst (1991), de Melo and Tarr(1992) 등을 참조했다.

3. 기타 파라미터의 캘리브레이션(Calibration)

본 모형을 산업연관표에 의하여 묘사된 현실세계와 일치시키기 위해서는 각종 대체탄력성 수치 이외에도 각 산업의 중간투입계수(a_{ij}), 수입중간재와 국내중간재간, 수입소비재와 국내소비재간, 그리고 수출재와 국내재간의 분배 파라미터들(각각 δ_{ij}, β_i,

γ_i) 및 효용함수의 파라미터(bs_i — 각 복합소비재가 소비자지출에서 차지하는 비율) 등이 필요하게 된다. 그 외에도 부가가치 생산함수의 산업별 노동분배율(α_i)도 필요하다.

먼저 각 산업의 중간투입계수는 각 산업의 산출물 가격을 1로 준 후 산업연관표에서 직접 계산한다. 소비자 효용함수의 파라미터(bs_i)는 콥-더글러스 함수에서는 소비자의 지출에서 각 복합소비재에 대한 지출이 차지하는 비율과 같아진다는 사실을 이용하여 구한다. 또한 각 CES 생산함수에서의 분배 파라미터들은 각 생산자의 일계조건을 사용하여 산업연관표에서 주어진 자료 및 외부적으로 주어진 탄력성 수치들을 이용하여 구한다. 예를 들어, 수출재와 국내재간의 분배 파라미터 γ_i는 식 (10)을 사용하여 산업연관표에서 주어지는 수출 및 내수 자료와 외부적으로 주어진 전환탄력성 σt_i를 이용하여 구한다(여기서 수출재와 국내재 가격은 각각 1로 가정한다). 이와 같은 방법으로 다른 분배 파라미터도 구할 수 있다.

산업별 노동분배율 α_i를 구하는 방법은 약간의 설명이 필요하다. 결론적으로 산업별 노동분배율은 기업 (2)의 零이윤조건 및 부가가치 생산함수의 일차동차라는 성질에서 구할 수 있다. 먼저 식 (16)은 다음과 같이 다시 나타낼 수 있다.

$$WL_j + RK_j = PX_jX_j - \sum_{i=1}^{n} a_{ij}PV_{ij}X_j$$

본고에서 사용한 전략은 윗식을 이용하여 산업별 자본스톡을 구하고 이를 이용하여 산업별 노동분배율을 그 다음에 구하는 것이다. 윗식의 우변은 최종생산물의 가치에서 중간투입물의 가치를 뺀 부가가치를 나타내는 것으로서 우리가 이미 알고 있는 수치이다. 윗식의 좌변은 산업별 부가가치가 각 생산요소에 분배되는 것을 나타내고 있는데, 현재 주어진 자료는 산업별 고용자

료뿐이다. 여기에서 사용한 방법은 W와 R을 외부로부터 구하고 위의 식을 만족시키는 산업별 자본스톡을 구해내는 방법이다. 여기서 R은 우리나라의 1993년도 3년만기 회사채수익률을 이용하여 0.1로 하였다. W는 10인 이상 사업체를 대상으로 한 1993년 『임금구조기본통계조사보고서』를 이용하여 구하려고 시도하였으나, 이 방법을 사용할 경우 산업별 노동분배율이 너무 크게 추정되었다. 따라서 본고에서는 고용자료가 이용가능한 1990년도 산업연관표에서 1990년 임금률(약 0.5)을 구하고 이를 임금상승률을 고려하여 상향조정하여 사용하였다. 그 결과 사용된 W는 0.6이었다. 이와 같은 과정을 통하여 산업별 자본스톡을 구하게 되면 부가가치생산함수의 일차동차라는 성질과 완전경쟁적 시장의 가정에 의하여 산업별 노동분배율을 구할 수 있다. 그 결과 캘리브레이트된 산업별 노동분배율의 산업간 격차는 실제보다 크다고 판단되었으나, 그 이유에 대한 고찰 및 다른 캘리브레이션 방법을 사용해보는 것은 추후 연구과제로 남겨두었다.

Ⅳ. 정책실험 결과

본장에서는 전기요금이 1993년의 수준에 비하여 각각 4%, 8%, 12% 및 30% 상승한 경우의 거시경제적 효과 및 산업별 효과를 분석하였다. 거시경제적인 변수로는 실질국민총생산(GNP), 소비자물가지수, 생산자물가지수, 무역수지 등을 고려하였으며, 산업별로는 16개 산업의 산출, 수출입, 생산자가격 등을 고려하였다.

1. 거시경제적 효과

먼저 거시경제적 효과를 〈표 3〉을 통하여 살펴보면, 생산자물가지수는 전기요금 4%, 8%, 12% 및 30% 인상시 각각 0.112%, 0.207%, 0.443%, 1.090% 상승하는 것으로 추정되었으며, 소비자물가지수는 각각 0.083%, 0.146%, 0.391%, 0.964% 상승하는 것으로 나타나고 있다. 여기서 한 가지 주목할만한 점은 물가가 전기요금인상에 대하여 다소 누진적으로 상승한다는 점이다. 전기요금 상승시 물가에 영향을 주는 채널은 대략 다음과 같은 것들이 있을 수 있다. 전기요금이 오르면 이는 직접적으로 전기를 중간투입물로 사용하는 산업의 생산비를 상승시키게 될 것이며 이는 결국 산출물 가격의 상승으로 이어지게 될 것이다. 이러한 직접적인 효과의 크기는 평균적으로 전기투입계수(생산액 1단위당 전기투입의 비중)가 높을 때 클 것이다.

그 다음으로는 다시 투입-산출관계에 의하여 각 산업의 산출물이 다른 산업의 중간투입물로 사용되게 됨으로써 한 산업의 산출물 가격상승은 다른 산업의 산출물 가격상승을 유발하게 될 것이며, 이는 다시 투입-산출관계를 거치면서 추가적인 산출물 가격상승으로 이어지게 될 것이다. 이러한 간접적인 효과는 그 크기가 기하급수적으로 줄어들게 될 것이며, 간접적 효과의 총합

〈표 3〉 전기요금인상의 거시경제적 효과

(단위 : %)

	실질국민 총생산	생산자 물가지수	소비자 물가지수	수출입	
				수출	수입
4% 인상시	−0.019	0.112	0.083	−0.045	−0.043
8% 인상시	−0.042	0.207	0.146	−0.091	−0.089
12% 인상시	−0.062	0.443	0.391	−0.212	−0.205
30% 인상시	−0.128	1.090	0.964	−0.719	−0.538

은 산출물 가치에서 중간투입이 차지하는 비중이 평균적으로 높을수록 크게 될 것이다. 위의 논의를 종합하여보면 전기요금인상에 따른 공급측면에서의 물가상승유발효과는 평균적으로 산업의 전기투입계수가 높을수록, 그리고 중간투입비율이 높을수록 크게 될 것이다.

그러나 이것만이 전기요금인상으로 인한 물가상승효과의 전부는 아니다. 소규모 개방경제의 가정에 의하여 해외시장에서의 가격이 고정된 상태에서 전기요금의 인상으로 인하여 국내재의 가격이 상승하면, 이는 생산자들의 중간재 구매결정 및 소비자들의 최종재 구매결정에 있어서 국내재로부터 수입재로의 대체를 일으킬 것이고, 이러한 변화는 대외거래부문의 초기균형상태를 무너뜨리게 된다. 이때 환율이 얼마나 신축적으로 조정되느냐에 따라서 가격조정과 물량조정의 상대적인 크기가 결정될 것이다.

만일 물량조정이 경직적이어서 대외거래부문의 균형이 가격에 의하여 전적으로 조정되어야 한다면, 환율은 국내재와 수입재의 국내가격비율을 초기균형상태와 동일하게 유지시킬 수 있을 만큼 하락하여야 할 것이고, 이는 수입재의 국내가격을 상승시키게 될 것이다. 환율하락으로 인한 최종소비재의 가격상승은 소비자물가지수의 상승으로 이어지게 될 것이며, 수입중간재의 가격상승은 다시 투입-산출관계를 거치면서 국내재의 가격상승으로 이어지게 될 것이다. 이와 같은 과정을 통하여 다시 국내가격 및 환율조정이 반복하여 이루어지면서 전기요금인상 후의 경제는 새로운 균형에 도달하게 될 것이다. 이와는 반대로 환율조정이 경직적이어서 균형의 회복이 모두 물량조정에 의하여 이루어져야 한다면, 이때 환율하락에 의한 수입재 국내가격의 상승효과는 없겠지만 무역수지는 훨씬 큰 폭으로 악화되게 될 것이다.

이 두 가지 경우 모두 현실과는 괴리가 있는 극단적인 경우라

고 판단되며, 현실에서는 어느 정도의 무역수지 악화와 어느 정도의 환율하락 효과가 같이 나타나리라고 보는 것이 타당할 것이다. 만일 이것이 사실이라면, 전기요금인상으로 인한 물가상승효과는 투입-산출관계에 의한 국내재의 가격상승효과에 국한되는 것이 아니라, 국내재와 수입재의 가격차이가 발생함으로써 생기는 환율조정과정에 의한 수입재(중간재 및 최종소비재)의 가격상승 및 이에 의한 추가적인 국내재 가격상승효과도 포함하게 되는 것이다. 본장에서 이루어진 시뮬레이션은 명목환율이 고정이라는 가정하에서 이루어졌기 때문에 대외거래부문의 불균형은 전적으로 물량조정으로 나타나게 되며, 따라서 위에서 설명한 환율하락에 의한 물가상승효과는 포함하고 있지 않다.

위의 결과를 보면 생산자물가지수 상승폭이 소비자물가지수 상승폭보다 작은데, 그 이유는 본 모형에서 생산자물가지수의 바스켓(basket)의 경우 전기요금 상승에 직접적인 영향을 받는 국내재로만 구성되어 있고, 소비자물가지수의 바스켓은 국내재뿐만 아니라 가격변동이 없는 수입소비재의 복합생산물로 구성되어 있기 때문이다. 즉, 이러한 물가상승폭의 차이는 바스켓에서 전기요금변동에 따라 직접적으로 가격이 상승하는 국내재 비중의 차이에 기인한다.

이번에는 전기요금인상이 실질국민총생산에 미치는 효과를 살펴보자. 〈표 3〉에서 살펴보면 전기요금이 각각 4%, 8%, 12% 및 30% 인상될 경우 실질국민총생산(GNP)은 각각 -0.019%, -0.024%, -0.062% 및 -0.128%로서 비례적으로 감소하는 것으로 나타나고 있다. 실질국민총생산이 감소하는 이유는 대략 다음과 같다. 먼저 전기요금의 상승으로 인하여 전기를 중간투입물로 사용하는 다른 산업의 비용이 투입-산출관계를 거치면서 상승하고, 이는 각 산업의 공급곡선을 상방이동시키는 것으로 나타나게 된

다. 따라서 전기요금인상 이후의 조정과정을 거친 최종균형상태에서는 평균적으로 각 산출물시장에서 가격은 상승하고 산출량은 감소하는 것으로 나타나게 된다. 이는 다른 조건이 동일할 때 실질국민총생산의 감소로 이어지게 된다.

전기요금인상이 수출입에 미치는 효과를 〈표 3〉을 통해 살펴보면, 전기요금인상후 수출과 수입은 모두 감소하는 것으로 나타났는데, 수출의 감소율이 수입의 감소율보다 크게 나타났다. 따라서 무역수지는 전기요금인상에 따라 악화될 것이다. 구체적으로 전기요금이 각각 4%, 8%, 12% 및 30% 인상되었을 때, 수출은 각각 −0.045%, −0.091%, −0.212% 및 −0.719% 감소하는 것으로 나타났고, 수입은 각각 −0.043%, −0.089%, −0.205% 및 −0.538% 감소하는 것으로 나타났다. 즉 수출과 수입은 앞서 물가의 경우와 같이 전기요금인상에 비례하여 누진적으로 감소하는 것으로 나타났다.

위와 같이 수출입이 변하는 이유는 대략 다음과 같이 설명할 수 있다. 먼저 전기가격의 상승은 위에서 설명한 바와 같이 실질국민총생산을 감소시키며, 이에 의한 부(-)의 소득효과는 수입수요의 감소로 나타날 것이다. 따라서 다른 조건이 동일하다면 국민총생산 감소에 의한 소득효과는 무역수지를 개선하는 방향으로 작용하게 된다. 그러나 대체효과는 이와는 반대방향으로 작용하여 무역수지를 악화시키는 방향으로 작용하게 된다. 대체효과에 의한 무역수지 악화효과를 원인별로 나열하여보면 다음의 세 가지를 들 수 있다. 첫째는 수입중간재 가격에 대한 국산중간재 상대가격의 상승에 따라 생산자들이 수입중간재를 전기요금인상 이전보다 더 많이 구입하는 효과이고, 둘째는 수입 최종소비재가격에 대한 국산 최종소비재 상대가격의 상승에 따라 소비자들이 수입소비재의 구매를 늘리는 효과이다. 세번째 효과는 수출이 감

소하는 효과인데, 이는 수출재의 가격에 대한 국내재의 상대가격 상승에 따라 최종생산물을 내수와 수출로 배분하는 기업이 내수 공급을 늘리고 수출공급을 줄이는 데 기인하는 효과이다.

위와 같은 효과들을 고려할 때, 수입은 소득감소에 의한 수입수요 감소효과와 국내중간재 및 소비재 가격의 상승에 의한 대체효과의 상대적인 크기에 따라 증가할 수도 감소할 수도 있을 것이다. 본 시뮬레이션에서 전기요금인상에 따라 수입이 감소되는 것으로 나타난 것은 실질국민총생산의 감소에 따른 수입감소 효과가 국내외의 상대가격 변화에 의한 수입증가효과보다 더 크다는 것을 의미한다. 한편 수출은 본 모형에서는 최종생산물이 국내재와 수출재로 배분되는 과정에서 결정된다. 본 모의정책분석에서는 최종생산물이 감소하고, 또한 수출재 가격이 고정된 상태에서 국내재 가격이 상승하므로 수출이 감소하는 것은 당연한 결과라고 할 수 있다. 이러한 결과는 일반적으로 국내가격 상승시 무역수지가 악화되는 경험적인 사실과도 일치하며, 안정조건(stability condition)이 만족되는 통상적인 모형으로부터 예상할 수 있는 결과라고 할 수 있겠다. 특히 본 모형에서 환율이 고정되어 있음을 감안할 때 국내가격의 상승에 따른 무역수지 악화는 너무도 자연스런 결과라고 할 수 있다. 만일 환율의 변동을 고려하였다면 무역수지의 악화 정도는 감소하리라고 기대할 수 있을지 모르나, 이에 의한 국내물가의 상승폭은 더욱 커졌으리라고 기대할 수 있다.[7]

---

7) 물론 환율을 고정시키지 않고 변동할 수 있는 것으로 가정하면, 환율을 결정하기 위하여 다른 방식의 모형완결(model closure)이 필요하며, 이때 두 가지 모형으로부터 계산된 내생변수값들의 직접적인 비교는 주의를 기해야 한다.

2. 산업부문별 효과

전기요금의 인상이 산업의 생산, 가격, 수출입에 미치는 효과는 산업별로 상이하다. 그 효과가 산업별로 차이를 보이는 이유는 산업별 전기투입계수 및 중간투입비율이 상이하기 때문일 뿐만 아니라, 수입재와 국내재간의 아밍턴 탄력성 및 CET 함수의 국내재와 수출재간의 탄력성 수치들이 산업별로 상이한 데에도 원인이 있다. 그뿐 아니라, 전기요금의 인상은 산업 생산물의 상대가격체계를 바꿈으로써 국내재 내에서도 재화간 대체효과를 수반한다. 이와 같은 산업간 차이가 존재하는 상황에서 거시변수의 변화를 통한 일반균형적 피드백(feed-back)효과도 산업별로 상이할 것이다. 따라서 위의 논의를 고려해볼 때 전기요금인상이 개별산업에 미치는 효과를 어느 한두 가지 파라미터만 가지고 사전적(ex-ante)으로 예측하는 것은 힘들 뿐 아니라 일반적으로 틀릴 가능성이 크다. 따라서 개별산업간 전기요금인상에 의한 효과의 차이는 사후적(ex-post)으로 해석하는 것이 바람직할 것이다.

〈가격에 미치는 효과〉

〈표 4〉에는 전기요금을 1993년 수준보다 4% 인상하였을 때의 산업별 효과가 정리되어 있다. 전기요금이 8%, 12% 및 30% 인상되었을 때의 산업별 효과는 4% 인상되었을 때와 비교하여 본질적인 차이가 없었으므로 부표로 처리하였다. 먼저 생산물의 가격변화를 살펴보면 가장 먼저 눈에 띄는 점은 대부분 산업의 가격이 상승한다는 점이다. 이론적으로 보면, 전기요금인상으로 인하여 어느 한 산업의 공급곡선이 상방으로 이동한다고 하여도 상대가격체계의 변화로 인한 수요감소의 폭이 이보다 더 크면,

〈표 4〉 전기요금인상의 산업별 효과 : 4% 인상시

(단위 : %)

산 업	생 산	생산자 가격	수 출	수 입
농림·수산	0.060	−0.088	0.288	−0.094
광 업	0.020	−0.085	0.281	−0.132
음식료품	−0.035	0.107	−0.383	0.002
섬유·가죽	0.360	−0.074	0.296	0.081
종이·목제품	0.006	0.019	−0.089	−0.034
화 학	−0.009	0.043	−0.234	0.049
석유·석탄제품	−0.045	0.055	−0.233	−0.019
금 속	0.003	−0.000	−0.003	−0.077
기 계	0.011	0.014	−0.075	−0.026
전기·전자	0.017	0.006	−0.020	−0.054
수송기계	0.007	0.022	−0.087	−0.032
기타제조업	0.016	−0.013	0.045	−0.082
전 력	−0.226	4.000	−8.057	−1.724
유 통	−0.022	0.064	-0.172	−0.067
서비스 Ⅰ	−0.020	0.089	−0.269	−0.060
서비스 Ⅱ	−0.001	0.066	−0.193	−0.051
전산업	−0.004	0.112	−0.045	−0.043

그 산업의 생산물 가격은 감소할 수도 있을 것이다. 그러나 대부분의 산업에서 생산물 가격이 상승하였다는 것은 전기요금인상으로 인한 투입-산출관계를 경유한 생산비용 상승효과가 지배적(dominant)이었거나, 아니면 상대가격 하락으로 인하여 수요가 늘어나는 효과가 지배적이었다고 해석할 수 있다.

산업부문별로 보면, 먼저 농림·수산업(−0.088%)과 광업(−0.085%), 그리고 섬유·가죽(−0.074%) 및 기타제조업(−0.013%)과 같은 일부 제조업의 가격은 감소한 반면 전서비스업(0.064~0.089%)과 다른 모든 제조업(0.006~0.107%)의 가격은 상승하였다. 서비스업의 가격상승이 두드러지는 이유는 소비재 및 중간재의 국내재와 수입재간 탄력성이 다른 부문에 비하여 크게 낮은

데 기인한 것으로 판단된다. 제조업 내에서는 음식료품(0.107%)과 석유·석탄제품(0.055%)의 가격상승률이 비교적 크게 나타났다.

〈생산량의 변화〉

전기요금인상에 따른 생산량의 변화패턴은 산업에 따라 다르다. 서비스업종의 경우 생산량은 모두 감소하였음을 볼 수 있는데, 이는 역시 주로 서비스부문의 아밍턴 탄력성 수치들이 상대적으로 낮은 데 기인한 것으로 보인다. 또한 서비스부문의 가격이 모두 상승하였다는 사실을 고려할 때 서비스부문에서는 공급곡선의 상방이동에 의한 효과가 지배적이었음을 유추할 수 있다.

서비스부문 이외에 음식료품(−0.035%), 화학(−0.009%), 석유·석탄제품(−0.045%)과 같은 일부 제조업의 생산이 전기요금인상에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 한편 다른 제조업과 농림·수산업(0.060%) 및 광업(0.020%)의 생산량은 모두 증가하는 것으로 나타났다.

전기부문의 생산량은 전기가격 4% 인상에 따라 0.226% 감소하였는데, 여기에서 한 가지 주의할 점은 이 결과를 수요탄력성으로 해석하는 것은 적절치 않다는 것이다. 그 이유는 전기요금상승에 의한 생산량 감소가 주어진 수요곡선상의 이동이 아니라 수요곡선 자체가 이동함으로써 생기는 효과까지 포함하고 있기 때문이다. 어쨌거나 전기공급이 항상 수요를 충족하여야 하는 현실에서 본 시뮬레이션에서와 같이 전기부문의 생산량이 가격인상에 따라 감소한다는 것은 추가설비투자의 요인을 감소시킨다는 점에서 시사적이다. 본 모형이 정태적(static) 모형이고 현실경제에서는 경제성장에 따라 전기에 대한 수요가 증가하고 있는

점을 감안할 때, 이 결과는 전기요금인상이 전력수요의 증가율을 감소시키는 것으로 해석되어도 무방하리라 생각된다. 이러한 효과가 통상의 전력수요예측에서 고려되지 않고 있다는 점은 각별한 주의를 요한다고 할 수 있겠다.

〈수출입에 미치는 효과〉

먼저 수출은 농림·수산업(0.288%)과 광업(0.281%)에서 증가한 것을 제외하고는 거의 모든 제조업과 서비스업에서 감소하는 것으로 나타났다. 제조업 내에서는 음식료품(-0.383%), 화학(-0.234%), 석유·석탄제품(-0.233%)의 수출이 비교적 크게 감소하였는데, 그 이유는 생산량의 감소와 국내가격 상승으로 인하여 소득효과와 대체효과가 모두 수출을 감소시키는 방향으로 작용하였기 때문인 것으로 보인다. 반면 섬유·가죽(0.296%) 및 기타제조업(0.045%)의 수출은 오히려 증가하는 것으로 나타났는데, 그 이유도 마찬가지 방법으로 설명될 수 있다. 수입 역시 농림·수산업(-0.094%), 광업(-0.132%), 그리고 거의 모든 제조업에서 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 음식료품(0.002%), 섬유·가죽(0.081%), 화학(0.049%)과 같이 수입이 늘어나는 산업도 있는 것으로 나타났다.

3. 민감도 분석

일반적으로 CGE 모형의 분석결과는 생산함수의 대체탄력성 수치에 민감한 것으로 알려져 있다. 따라서 본고에서는 전기요금을 4% 인상하였을 때 실질국민소득, 물가, 수출입과 같은 거시변수의 변화분이 생산함수의 대체탄력성 수치에 얼마나 민감한가를 살펴보았다. 〈표 5〉에는 국내소비재와 수입소비재간의 대체

〈표 5〉 대체탄성치에 대한 민감도분석

(단위 : %)

		σ×0.8	σ×0.9	기준탄성치 (σ)	σ×1.1	σ×1.2
소비재 대체 탄력성 σc	실질국민소득	−0.014	−0.016	−0.019	0.049	−0.017
	생산자물가지수	0.246	0.083	0.112	0.113	0.131
	소비자물가지수	0.234	0.044	0.083	0.086	0.104
	수 출	−0.411	−0.043	−0.045	−0.033	−0.106
	수 입	−0.094	−0.042	−0.043	−0.031	−0.055
중간재 대체 탄력성 σv	실질국민소득	−0.021	−0.022	−0.019	−0.010	−0.024
	생산자물가지수	0.274	0.063	0.112	0.109	0.066
	소비자물가지수	0.273	0.027	0.083	0.080	0.034
	수 출	−0.465	−0.037	−0.045	−0.043	−0.042
	수 입	−0.112	−0.037	−0.043	−0.043	−0.041
전환 탄력성 σt	실질국민소득	−0.016	−0.017	−0.019	−0.008	0.009
	생산자물가지수	0.068	0.211	0.112	0.090	0.107
	소비자물가지수	0.031	0.192	0.083	0.062	0.085
	수 출	−0.028	−0.362	−0.045	−0.051	−0.055
	수 입	−0.027	−0.088	−0.043	−0.050	−0.049

탄력성(σc), 국내중간재와 수입중간재간의 대체탄력성(σv), 수출재와 국내재간의 전환탄력성(σt)을 〈표 5〉에 나타난 기준값들에 비하여 각각 10% 및 20%씩 증감시켰을 때[8] 모의정책분석의 결과가 어떻게 달라지는가가 요약되어 있다.

먼저 주목할만한 점은 탄성치의 비교적 큰 변화에도 불구하고 모의정책실험의 정성적(qualitative)인 결과는 기준탄성치에 의한 결과와 대체로 같다는 점이다. 이의 예외는 소비재 대체탄력성과

8) 좀더 세밀하게 대체탄성치를 변화시켜도 기본적인 특성에는 변화가 없다. 좀더 세밀하게 대체탄성치를 각각 5%, 10% 및 15%씩 증감시켰을 때의 결과는 부록의 [附圖 1]~[附圖 3] 참조.

전환탄력성을 증가시켰을 때 실질국민소득이 증가한 경우밖에 없었다. 따라서 전기요금인상시 실질국민소득이 감소하고, 물가가 상승하며, 수출입이 각각 감소하되 수출감소율이 수입감소율보다 크다는 결과는 비교적 신뢰할만한 것이라고 할 수 있겠다.

그러나 모의정책실험의 정량적(quantitative) 결과는 대체탄력치들 각각의 변화에 대하여 비교적 민감하게 변화한다고 볼 수 있다. 예를 들어, 전환탄력성 수치를 기준값에 비하여 각각 10% 증감시켰을 때 생산자물가상승률은 0.112%에서 각각 0.090% 및 0.211%로 크게 달라졌다. 또한 분석결과가 탄성치의 변화에 대하여 단조적으로 변하지 않는 것을 볼 수 있었는데, 이는 모형의 비선형성(non-linearity) 및 탄성치의 산업부문별 차이에 기인한 것으로 추측된다. 그럼에도 불구하고 기준탄성치에 의한 분석수치들이 대체탄력성의 비교적 큰 변화에 의하여 얻어진 수치들과 비교하여 극단적인 값이 아니라는 점은 결과에 대한 신뢰도를 높이는 데 기여하리라고 생각된다.

4. 결과에 대한 추가적 논의

전기요금인상시 관심이 집중되는 부분은 물가에 미치는 영향이라고 할 수 있겠다. 그러면 본고에서는 전기요금인상이 물가에 미치는 효과와 관련하여, 과연 어떠한 경로를 통한 효과들이 고려되었는가, 그리고 과연 얼마나 빨리 이러한 효과를 기대할 수 있는가? 본 모형에서 계산된 효과는, 전기요금의 인상에 의한 전기산업의 가격상승 및 전기가 타산업의 중간투입물로 사용되는 데 기인한 타산업의 가격상승과 같은 직접적인 효과뿐 아니라, 산업간 투입-산출관계에 기인한 간접적인 가격상승효과 및 수요측 변화요인이 모두 고려된 것으로 볼 수 있다. 과연 이러한 효

과가 얼마나 빨리 나타날지는 경험적인 문제로서 사전적으로 판단하기는 어렵지만, 앞서 설명한 경로에 의한 가격상승효과가 실현되는 데는 그리 많은 시간이 필요치 않으리라는 것을 짐작할 수 있다. 그러나 위의 질문에 좀더 구체적인 대답을 하기 위해서는 본 모형에서 사용된 가정에 관하여 언급할 필요가 있다고 판단된다.

본 모형에서 사용한 가정 중 물가영향의 정도를 결정짓는 데 중요한 두 가지 가정은 환율이 고정되어 있다는 점, 투입계수들이 파라미터로 취급되어 상대가격변화에 의한 요소간 대체가 허용되지 않는다는 점을 들 수 있다. 환율고정이라는 가정은 환율하락에 의한 수입재 가격상승이라는 경로를 허용하지 않는다는 점에서 계산된 물가상승률이 실제보다 작게 나타나게 만드는 가정이라고 볼 수 있다. 반면 고정투입계수(fixed input coefficients) 가정은, 대체가능한 생산함수의 경우에 비하여, 가격이 많이 오른 요소로부터 적게 오른 요소로 수요가 대체되어 전체적으로 물가상승압력을 약화시키는 효과를 허용하지 않는다는 점에서 계산된 물가상승률이 실제보다 크게 나타나게 만드는 가정이라고 볼 수 있다. 결국 본 모형에서 계산된 물가상승치가 실제보다 과대 혹은 과소평가되었느냐 하는 것은 이 두 가지 가정에 따른 효과 중 어느 것이 크냐 하는 문제일 수도 있겠다. 이를 판단하는 것은 이 모형에서 다룰 수 있는 범위를 벗어난다고 할 수 있다.

이와 같은 모형의 제약과 관련하여 한 가지 주의할 점은 본 모형에서 계산된 수치가 전기가격상승이라는 외생적 변화에 대한 경제의 '단기 혹은 중기적 반응(short or medium run response)'을 반영한다는 점이다. 일반적으로 정태적(static) 모형의 시뮬레이션 결과를 외생적 변화 전후의 경제의 장기균형들간의 비교로 해석할 수 있겠으나, 본 모형에서 사용된 고정투입계수라

는 가정이나 환율고정이라는 가정에 비추어 이 결과는 단기 혹은 중기적 변화라고 해석하는 것이 보다 타당하겠다.

Ⅴ. 요약 및 결론

본고에서는 전기요금인상의 거시경제적 효과 및 산업부문별 효과를 CGE 모형을 이용하여 살펴보았다. 모의정책실험 결과 전기요금인상시 물가는 상승하고 실질국민총생산은 감소하며, 수출입은 각각 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로, 전기요금을 1993년 수준보다 4%, 8%, 12% 및 30% 인상하였을 때 생산자물가지수는 각각 0.112%, 0.207%, 0.443% 및 1.090% 상승하는 것으로 나타났으며, 소비자물가지수는 각각 0.083%, 0.146%, 0.391% 및 0.964% 상승하는 것으로 나타났다. 또한 실질국민총생산(real GNP)은 각각 0.019%, 0.042%, 0.062%, 0.128% 감소하는 것으로 나타났다. 전기요금인상시 수출과 수입은 모두 감소하는 것으로 나타났으며, 수출의 감소율이 수입의 감소율보다 큰 것으로 나타났다. 수출은 전기요금 4%, 8%, 12% 및 30% 인상시 각각 0.045%, 0.091%, 0.212% 및 0.719% 감소하는 것으로 나타났고, 수입은 각각 0.043%, 0.089%, 0.205% 및 0.538% 감소하는 것으로 나타났다.

산업부문별 효과는 반드시 거시경제적 효과와 일치하지 않는 것을 볼 수 있었는데, 이러한 현상은 전기투입계수 및 중간투입비율, 그리고 각종 탄력성 수치들 등의 산업간 차이 등에 원인이 있다고 할 수 있다. 산업부문별 효과에서 주목할만한 점은 전기요금인상에 따라 비교역재에 가까운 서비스업의 생산량 감소효

과가 두드러진다는 것이라고 할 수 있다.

그러나 본 모형의 시뮬레이션 결과는 다음과 같은 몇 가지 점에서 주의를 기하여 받아들여져야 한다고 생각된다. 첫째로, 본 모형은 일반적으로 아밍턴 함수 및 CET 함수의 탄력성 수치들에 민감한 것으로 알려져 있는데, 본장에서 사용된 탄성치들은 우리나라의 자료에서 엄밀히 추정된 수치들이 아니라 de Melo and Tarr(1992)에서 사용된 수치들을 거의 그대로 받아들인 것이다. 여러 가지 제약상 외국에 대한 연구에서 사용된 탄성치들을 사용하였다는 것은 매우 유감스러운 일이다.

둘째로, 모형을 캘리브레이트하는 과정에서 얻어진 파라미터들이 얼마나 신뢰성 있는 수치인가에 대한 보다 면밀한 검증과정을 거쳐야 보다 만족스런 시뮬레이션 결과를 얻을 수 있을 것이다. 예를 들어, 본고에서는 자본스톡이나 부가가치 생산함수의 노동분배율과 같은 파라미터가 다른 자료로부터 계산되었는데, 자본스톡이나 노동분배율과 같은 파라미터는 다른 데이터로부터 직접 구할 수도 있는 수치이다. 이러한 수치들과 본 시뮬레이션에서 사용된 수치들간에 얼마나 괴리가 있는가를 살펴보고, 결과가 이에 얼마나 의존하는가를 살펴보는 작업은 결과의 신뢰성을 높이는 데 중요한 부분이라고 할 수 있겠다.

마지막으로, 이 모형은 전기산업의 시장구조를 매우 단순하게 가정함으로써 왜 전기요금을 인상하는가에 대한 미시적 원인에 대해서는 전혀 다루고 있지 못하다. 이 모형은 초기 균형상태를 외생적으로 주어진 가격과 수요곡선이 만나는 점에서 이루어지고 있는 것으로 가정하고 있는데, 만일 현실의 전기산업구조가 이러한 가정과 괴리되어 있다면 분석결과는 그만큼 주의를 기하여 받아들여져야 될 것이다. 또한 이 모형은 전기요금인상으로 인한 판매수입의 증가가 어떻게 재투자되는가에 대한 과정을 반

영하지 못하고 있기 때문에, 이러한 동태적인 측면을 감안할 때 효과가 어떻게 달라질 수 있는지에 대하여 다루지 못하고 있다. 따라서 전기요금인상의 거시경제적 효과가 부정적이라는 결과를 전기요금이 인상되어서는 안 된다고 해석하는 것은 오류일 수 있다.

산업구조가 급속히 변하고 전력산업이 경제 내에서 차지하는 위치를 감안해볼 때, 본장의 분석결과는 이용가능한 가장 최근자료를 바탕으로 하여 일반균형적인 경제의 반응이 고려된 것이라는 점에서 유용성이 있다고 할 수 있겠다. 그러나 무엇보다도 중요한 것은 모형의 분석결과 얻어진 수치들이 기존의 결과에 비하여 전기요금인상으로부터 우리가 상식적으로 예상할 수 있는 변화와 질적으로뿐 아니라 양적으로도 가깝다는 점이다. 이런 이유로 인하여 본 모형의 정책실험 결과는 위에서 언급한 많은 미비점과 개선점에도 불구하고 의미있게 받아들여질 여지가 있는 것이라 생각된다.

〈부표 1〉 전기요금인상의 산업별 효과 : 8% 인상시

(단위 : %)

산 업	생 산	생산자 가격	수 출	수 입
농림·수산	0.093	−0.133	0.278	−0.177
광 업	0.021	−0.096	0.114	−0.226
음식료품	−0.055	0.171	−0.624	−0.041
섬유·가죽	0.446	−0.087	0.417	0.070
종이·목제품	0.011	0.027	−0.199	−0.076
화 학	−0.007	0.055	−0.271	0.025
석유·석탄제품	−0.080	0.112	−0.479	0.013
금 속	0.006	−0.003	−0.134	−0.144
기 계	0.023	0.018	−0.161	−0.058
전기·전자	0.027	0.009	−0.133	−0.098
수송기계	0.006	0.041	−0.220	−0.056
기타제조업	0.036	−0.044	−0.010	−0.207
전 력	−0.340	8.000	−18.204	−3.352
유 통	0.023	0.043	−0.213	−0.093
서비스 Ⅰ	−0.044	0.162	−0.600	−0.069
서비스 Ⅱ	−0.002	0.108	−0.410	−0.091
전산업	−0.014	0.207	−0.091	−0.089

〈부표 2〉 전기요금인상의 산업별 효과 : 12% 인상시

(단위 : %)

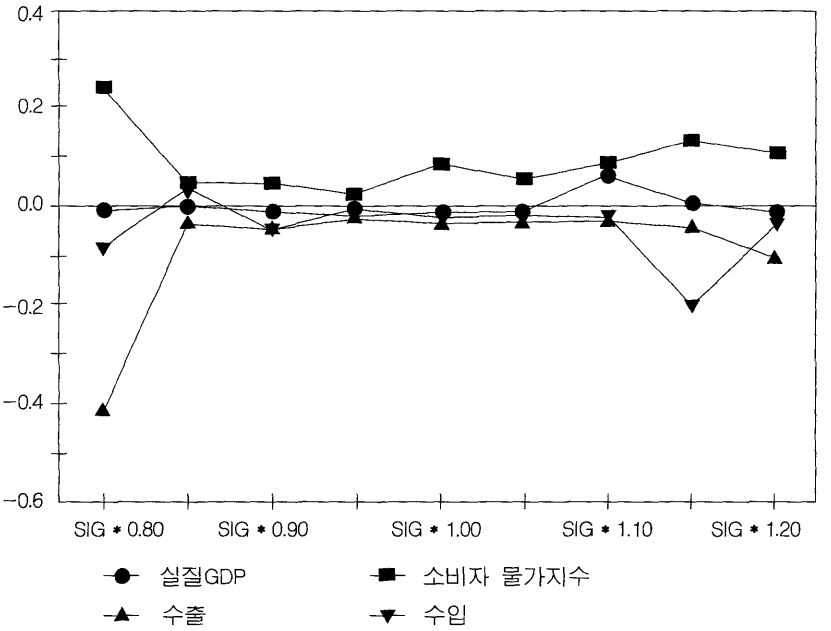
산 업	생 산	생산자 가격	수 출	수 입
농림·수산	0.289	−0.396	0.886	−0.473
광 업	0.017	−0.082	−0.170	−0.582
음식료품	−0.158	0.524	−1.826	−0.066
섬유·가죽	1.357	−0.259	1.318	0.275
종이·목제품	0.036	0.079	−0.547	−0.183
화 학	−0.027	0.172	−0.785	0.144
석유·석탄제품	−0.209	0.326	−1.334	0.122
금 속	0.018	−0.014	−0.344	−0.397
기 계	0.079	0.052	−0.419	−0.117
전기·전자	0.079	0.032	−0.359	−0.238
수송기계	0.021	0.128	−0.619	−0.112
기타제조업	0.126	−0.172	0.129	−0.677
전 력	−0.600	12.000	−25.886	−4.914
유 통	0.086	0.123	−0.562	−0.220
서비스 Ⅰ	−0.164	0.551	−1.936	−0.127
서비스 Ⅱ	−0.004	0.343	−1.223	−0.221
전산업	−0.018	0.443	−0.212	−0.205

〈부표 3〉 전기요금인상의 산업별 효과 : 30% 인상시

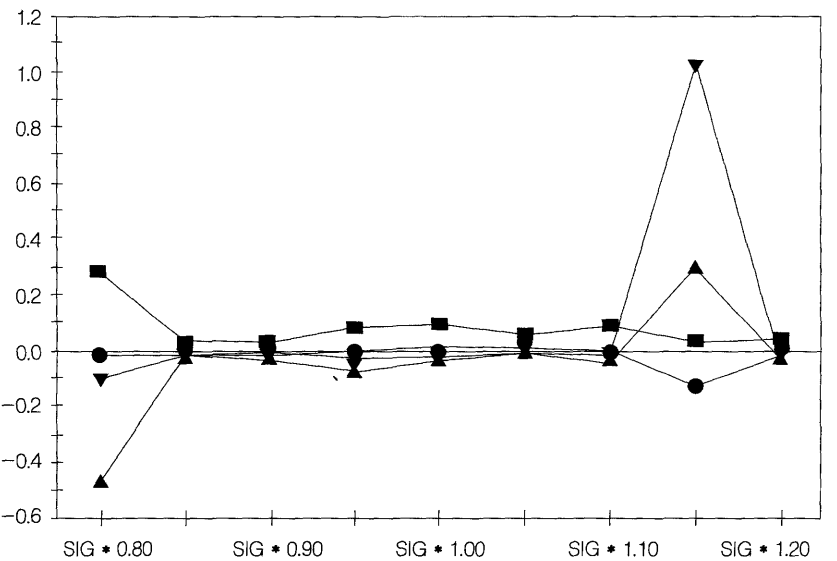
(단위 : %)

산 업	생 산	생산자 가격	수 출	수 입
농림·수산	1.061	−1.572	5.095	−0.705
광 업	0.066	−0.232	0.646	−0.506
음식료품	−0.496	1.512	−4.105	0.623
섬유·가죽	2.773	−0.482	3.440	1.472
종이·목제품	0.133	0.163	−0.263	0.484
화 학	−0.106	0.420	−0.999	1.250
석유·석탄제품	−0.547	0.809	2.353	1.215
금 속	0.032	0.002	0.029	0.086
기 계	0.239	0.131	−0.031	0.738
전기·전자	0.221	0.089	0.087	0.431
수송기계	0.128	0.305	−0.465	0.732
기타제조업	0.334	−0.407	1.271	−0.637
전 력	−1.772	30.000	−49.623	−9.962
유 통	0.068	0.466	−0.898	0.392
서비스 Ⅰ	−0.330	1.315	−3.577	0.556
서비스 Ⅱ	−0.090	0.855	−2.136	0.435
전산업	−0.065	1.090	−0.719	−0.538

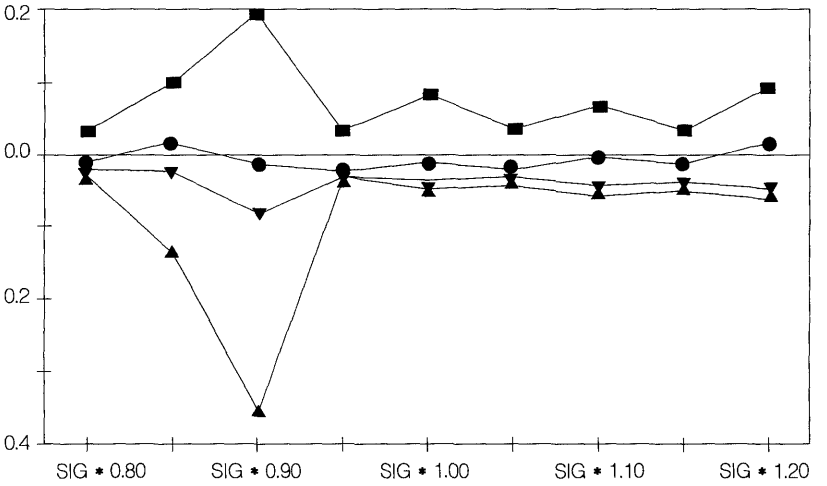
[부도 1] 아밍턴 대체탄성치에 대한 민감도 분석



[부도 2] 중간재 대체탄성치에 대한 민감도분석



[부도 3] 전환탄력성에 대한 민감도 분석



▷ 參 考 文 獻 ◁

박진근 · 나성린 · 이성순 · 전영섭 · 신동천, 『전기요금이 국제경쟁력에 미치는 영향연구』, 국제무역경영연구원, 1994.

손양훈 · 신동천, 「전력요금 조정의 거시경제적 효과」, 『국가경제연구』, 제2권 제2호, 1996.

이원영, 『한국경제의 산업무역모형』, 한국개발연구원, 1993.

이홍구, 「불완전경쟁하에서의 무역장벽 완화효과」, 『한국개발연구』, 1992 여름.

Baldwin, R. E., "The Changing Nature of US Trade Policy since World War II," in R. E. Baldwin and A. Krueger (eds.), *The Structure and Evolution of Recent US Trade Policy*, University of Chicago Press for NBER, 1984.

Deardorff and Stern, *The Michigan Model of World Production and Trade*, Cambridge : MIT Press, 1986.

de Melo, J. and D. Roland-Holst, "Industrial Organization and Trade Liberalization : Evidence from Korea," in R. E. Baldwin(eds.), *Empirical Studies of Commercial Policy*, University of Chicago Press, 1991.

de Melo, J., and D. Tarr, *A General Equilibrium Analysis of US Foreign Trade Policy*, The MIT Press, 1992.

Hanson, K., S. Robinson, and S. Tokarick, "U.S. Adjustment in the 1990s : A CGE Analysis of Alternative Trade Strate-

gies," *International Economic Journal*, Vol. 7, No. 2, 1993, pp 27～49.

Reinert, K. A. and D. W. Roland-Holst, "Armington Elasticities for United States Manufacturing Sectors," *Journal of Policy Modeling* 14(5), 1992, pp. 631～639.

Robinson, S., "Multisectoral Models," in H. Chenery and T. N. Srinivasan(eds.), *Handbook of Development Economics*, North Holland. 1989.

論 評

全 瑛 俊
(한국조세연구원 전문연구위원)

이 논문은 소규모 개방경제 CGE모형을 이용하여 전기요금의 인상효과를 분석한 연구이다. 저자가 밝힌 바와 같이 전기는 모든 산업의 투입요소로 사용되고 있으며 또한 각 산업별 투입비율이 상이하므로 전기요금 인상의 파급효과는 산업에 따라 상이하게 나타날 것으로 예상된다. 이러한 점에서 전기요금인상의 효과분석은 CGE모형으로 적절히 수행될 수 있으며, 또한 가장 최근의 자료, 특히 1993년도 산업연관표를 사용하여 이에 대한 분석을 한 점에서 이 연구의 의의를 찾을 수 있을 것이다.

이 연구가 갖는 기존의 연구와의 분석기법상 차이점은, 전기가격이 일방적으로 정부에 의해서 정해지며 전기의 공급은 전기의 수요에 맞추어 이루어진다는 할당 규칙(rationing mechanism)에 의하여 이루어진다고 가정한 것이다. 이러한 가정의 현실성 여부와 설정된 모형과 일관성이 있는가 하는 점에서는 의문의 여지가 있다. 이 논문에서 사용된 모형을 저자는 단기 혹은 중기의 경제를 상징한 것이라고는 하지만, 「기업(2)의 비용극소화」결정에 의하면 본원적 생산요소인 노동과 자본의 대체가 가능한 것으로 볼 때 상당히 장기의 경제를 상정한 것이 아닌가 생각한다. 저자가 설정한 할당규칙에 의하면 수요량에 맞추어 공급량이 조정되는 것으로 되어 있는데, 노동과 자본의 대체가 가능한 장기모형에서 이것이 가능한가 하는 의문이 생길 수 있다. 과거의 관행으로 보아도 전기요금은 물가상승의 한 요인이라는 점으로 인

해 전기요금의 현실화가 이루어지지 않고 저평가되어 왔다. 이 경우 전기에 대한 초과수요가 발생하며 과소공급된 전기를 할당하는 방식이 과거의 관행이었다고 할 수 있다. 따라서 아무런 미시적 원인에 대한 규명 없이 할당규칙에 의한 전기공급형태를 규정하기보다는, 어떠한 외생적인 요인에 의한 전기생산비용의 변화에 의해 전기요금의 가격이 변화한 상황을 상정하여 분석을 행하는 것이 보다 적당한 설정이 아닌가 한다.

또 하나 지적하고 싶은 것은, 전기요금인상의 효과를 평가함에 있어 거시경제 변수와 산업별 가격 및 수량 변수의 변화만을 분석하고 국민후생측면에 대한 언급은 전혀 없다는 것이다. 모형에서는 representative agent를 상정하고 있으므로 후생평가에 큰 어려움이 없을 것으로 보이며, 정책결정의 기준이 국민후생이 되어야 한다는 점을 감안한다면 후생평가가 꼭 이루어져야 한다고 생각한다.

이 연구에서는 최종수요부분의 항목들 중 민간고정자본 형성과 정부부문은 고려하고 있지 않다. 민간고정자본 형성을 감안하지 않은 이유로 저자는 이 논문에서 사용한 모형은 기본적으로 정태모형이라는 점을 들고 있다. 그러나 동태적 모형으로 확장하지 않은 경우라도 민간고정자본 형성과 정부부문은 최종수요부분의 한 항목으로 모형에 포함될 필요가 있다고 본다. 첫번째 이유는 이 논문에서 상정하고 있는 본원적 생산요소인 자본량을 합리화하는 근거가 될 수 있다는 것이다. 두번째 이유는 간접세와 관련하여 정부부문이 포함될 필요가 있다는 것이다. 통상의 산업연관표에는, 중간투입부문의 각 항목에는 간접세가 포함되어 있지 않고 간접세는 국민계정의 체제와 같이 부가가치의 한 부분으로 제시되어 있으며, 최종수요부문에는 부가가치부문에 포함되어 있는 간접세의 총액이 최종수요 각 항목에 모두 전가되어

있는 형태로 나타나고 있다. 다시 말하면, 산업연관표상에는 경제의 내생부문인 중간투입부문의 각 항목은 세전가격을 기준으로 작성된 것이지 간접세의 가치를 포함한 세후가격을 기준으로 작성되어 있지 않다. 그러나 전기가격 인상의 경제의 각 부문에 대한 파급효과를 살펴보기 위해서는 세전가격이 아니라 세후가격을 기준으로 작성된 내생부문을 이용하여 분석할 필요가 있다. 따라서 부문별·상품별 간접세 부담이 명시적으로 고려되어야 하고, 이러한 간접세 수입과 균형을 이루는 정부부문을 최종수요의 한 부문으로 도입할 필요가 있다고 사료된다.

CGE모형을 분석의 도구로 사용할 때 가장 큰 어려움 중의 하나로 파라미터의 선정을 들 수 있다. 우리나라의 경우 특히 각종 파라미터에 대한 추정에 관한 기존의 연구가 부족하며, 또한 calibration을 위해 필수적인 자본스톡 연구와 각종 노동행위에 대한 면밀한 실증분석이 부족하여 외국의 파라미터값을 준용하는 경우가 많다. 그러나 이러한 한계에도 불구하고 파라미터값을 추정한 기존의 연구에 대한 literature survey를 통해 기존의 연구결과를 이용하려는 노력이 있어야 된다고 본다. 기존 연구의 예로 신동천 교수의 「수입재와 국내재의 대체탄력성에 대한 연구」(『경제학연구』, 제44집 2호)의 추정치 등 기존의 연구를 이용한 분석을 해봄직하다고 생각한다.

산업별 노동분배율의 도출과정에 대해 자세히 설명되어 있다. 이 과정에서 저자는 여러 source의 자료를 이용하고 여러 가정(경우에 따라 자의적인)을 하여 산업별 노동분배율을 도출하였다. 이러한 복잡한 과정을 거쳐 노동소득분배율을 도출하는 것이 산업연관표상의 부가가치부문의 항목인 산업별 '피용자 보수', '영업잉여', 그리고 '자본소모분' 등을 이용하여 도출하는 것에 비해 어떠한 이점이 있는지에 대한 설명이 필요하다고 생각한다.

저자가 수행한 민감도 분석에서는 소비재 대체탄력성, 중간재 대체탄력성, 혹은 전환탄력성의 수준을 일률적으로 변화시킨 경우들을 상정하고 있다. 만일 이 논문의 모형이 거시모형이라면 이러한 민감도 분석에 상당한 의미가 있다고 할 수 있으나, 생산부문을 여러 부문으로 나눈 CGE모형에서는 탄력성의 일률적인 변화보다는 부문별 탄력성의 변화가 차이가 나는 경우가 민감도 분석에 적합하다고 할 수 있다. 따라서 기존의 CGE모형에서 사용한 탄력성의 몇몇 예들을 이용하여 민감도 분석을 행하는 것이 이 연구와 관련하여 더 적합하다고 생각한다.

金 東 石

(本院 專門硏究員)

우리 경제가 에너지를 비효율적으로 사용하고 있고 효율적인 에너지사용을 위한 노력이 충분히 이루어지지 않고 있음은 몇가지 간단한 경제지표를 통하여 쉽게 확인할 수 있으며, 에너지의 비효율적인 사용이 가져오는 부정적 효과에 대해서도 異論의 여지가 없다. 대부분의 에너지원을 수입에 의존하고 있는 현 상황에서 비효율적인 에너지소비는 국제수지, 에너지공급의 안정성, 국제경쟁력, 환경 등의 측면에서 매우 큰 부정적 효과를 가진다. 특히 최근 들어 많은 관심을 끌고 있는 氣候變化協約의 협상결과에 따라 우리 경제는 어쩔 수 없이 에너지소비를 감축해야 할 처지에 놓이게 될 것이며 이 과정에서 에너지의 효율적 소비를 위한 많은 노력이 요구된다.

비효율적인 에너지소비의 원인에 대하여 전문가들은 대체로 에너지 多消費型 산업구조와 경제적 유인의 부족, 즉 낮은 에너지가격을 지적하고 있는데, 이중 後者가 더욱 근본적인 원인이라

고 할 수 있다. 우리나라의 에너지실질가격은 1985년 이후 꾸준히 하락하여 왔으며, 특히 1995년 전력의 실질가격은 1985년의 약 50%에 불과하다. 에너지가격 인상의 당위성은 에너지소비의 효율성 증진과 에너지소비로부터의 외부효과 상쇄에서 찾을 수 있다. 그러나 에너지가격의 인상폭을 결정할 때에는 경제전체 및 각 산업에 미칠 영향에 대한 연구가 선행되어야 하며, 이러한 연구는 직접적 효과만을 고려한 部分均衡的 분석이 아니라, 직·간접적 효과가 모두 고려된 一般均衡的 분석이어야 한다. 이러한 의미에서 이 논문은 시의적절하고 신뢰도가 높으며 정책결정에 큰 도움이 되리라고 예상된다.

전기요금인상이 국민경제에 미치는 효과를 분석하기 위하여 이 논문이 사용한 방법론은 계산가능한 일반균형(computable general equilibrium : CGE) 모형이다. CGE모형은 주어진 외생변수값에 대하여 일련의 연립방정식체계를 만족시키는 내생변수값을 구하고 외생변수의 변동이 내생변수에 미치는 영향을 파악하기 위한 분석방법의 하나로 1980년대 이후 활발히 사용되어 왔다. 우리나라에서는 에너지·환경분야에 CGE모형을 적용한 연구결과가 일부 있으나, 기본적으로 CGE모형을 적용하려면 경제의 모든 분야가 포함되어야 하기 때문에 자료가공 및 작업의 양이 방대하여 많은 연구가 이루어지지 않고 있는 실정이며, 이 사실만으로도 이 논문의 가치를 평가할 수 있다고 하겠다. 한편 전력부문의 균형에 대한 이 논문의 가정, 즉 외생적인 전기가격과 수요곡선이 만나는 점에서 균형이 이루어진다는 가정은 매우 현실적인 것이라고 판단되며, 정책실험의 결과해석에 있어 저자들이 보여준 신중함과 엄밀함 역시 이 논문의 신뢰도를 높이고 있다.

이 논문이 가지고 있는 몇 가지 문제점을 지적하면 다음과 같

다. 우선 CGE모형을 이용한 연구의 신뢰성은 사용된 母數(parameter)의 신뢰성에 전적으로 의존하는데, 기존의 국내 연구와 마찬가지로 이 논문 역시 대부분의 모수를 외국의 문헌으로부터 인용하고 있으며, 이것이 이러한 연구들의 근본적인 한계점이라고 할 수 있다. 외국의 연구결과를 사용하지 않고 저자들이 직접 계산한 모수들 중 산업별 노동분배율의 도출과정에 약간의 恣意性이 보이는 것도 이 논문의 단점 중 하나이다. 향후 이 분야에 대한 폭넓은 기초연구가 요망된다. 한편 이 논문에서는 분석의 편의를 위하여 정부부문과 투자관련 의사결정이 없는 것으로, 즉 수출을 제외한 최종수요가 모두 민간소비지출인 것으로 가정하고 있다. 그러나 1993년 수출을 제외한 최종수요 274조원 중 민간소비지출이 차지하는 비중은 약 54%에 불과하므로, 이러한 가정이 결과에 미친 영향이 작지 않았으리라 예상된다.

둘째, 서두에 언급한 바와 같이 이 논문에서는 전력부문의 현황에 대한 분석과 전기요금인상의 당위성에 대한 논의가 배제되어 있다. 이 문제가 정책실험결과에 직접적인 영향을 미치지는 않으나 고려해야 할 최대변동폭에 영향을 미칠 수 있음을 감안할 때 이에 대한 간단한 논의를 통하여 논문의 완성도를 높일 수 있었을 것이다.

셋째, 이 논문에서는 전기요금인상에 따른 에너지사용의 효율성 증진효과가 고려되지 않고 있으며, 따라서 실질국민총생산 및 수출의 감소와 물가인상 등 이 논문에서 계산된 전기요금인상의 부정적 거시경제효과는 과대평가된 것이라고 할 수 있다. 전기요금의 인상은 다른 생산요소로의 대체를 통한 전력소비의 감소(단기수요곡선상의 이동)를 유도할 뿐 아니라 에너지절약에 대한 연구개발을 촉진시켜 경제전체적으로 전기소비의 효율성을 증진시키고(단기수요곡선 자체의 좌향이동 혹은 장기수요곡선상

의 이동) 국제시장에서의 경쟁력을 높이는 효과를 가지며, 이 효과가 이 논문에서 계산된 수출감소분을 초과할 수도 있다. 물론 이러한 논의는 다른 에너지원에도 적용된다.

넷째, 이 논문은 여타 에너지가격의 인상 없이 전기요금만이 인상되는 상황을 설정하고 있으나 이 가정은 상당히 비현실적인 것으로 보인다. 우리나라에서 화력발전이 차지하는 높은 비중을 감안할 때, 전기요금의 인상은 여타 에너지가격의 인상에 수반되어 이루어질 것이기 때문이다.

마지막으로, 이 논문에서 아쉬운 점은 다른 연구결과와의 비교가 이루어지지 않고 있다는 점이다. 예를 들어 전기요금인상이 물가에 미치는 영향은 산업연관표를 이용한 物價波及模型에 의해서도 쉽게 계산할 수 있다. 손양훈·신동천(1996)의 연구를 포함한 이 세 가지 연구결과를 비교하는 것은 이 논문의 신뢰도를 평가할 수 있는 유용한 방법의 하나이다.

THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY

A Quarterly Journal Published in Korean by the Korea Development Institute

Vol. 19, No. 3 **1997. III**

Reforms and Changes in Korean Labor Market — *Ju-ho Lee*, *Dae-Il Kim*
Comment : *Chong-hoon Rhee / Chang-yong Rhee / Jin Park*

An Analysis on the Effects of Outward Direct Investment — *Seung-jin Kim*
Comment : *E. Young Song / Won-hyuk Lim*

Decrease in Forecasting Power of M2 and Frequent Changes in Policy Goals: A Study on the Korean Monetary Policy Since 1980 — *In-seok Shin*
Comment : *Chul-soo Kim / Yoon-ha Yoo*

The Effects of Electricity Price Change in Korea: An Analysis Based on the CGE Framework — *Chin-hee Hahn*, *Shi-yong Yoo*
Comment : *Young-jun Chun / Dong-seok Kim*

For subscription to THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY, please contact Korea Development Institute, P.O. Box 113, Chongnyang, Seoul, Korea
Fax : (961) 5092. Tel : (958) 4114

論評 및 書評 寄稿案內

本誌 編輯委員會는 本誌에 발표된 論文과 本院에서 발간된 單行本 및 각종 報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評과 書評의 寄稿를 기다리고 있습니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 또는 國家政策上의 爭點을 表出시켜 앞으로의 研究課題와 政策方案 設定에 寄與하고, 아울러 實質的이고 建設的인 批判과 討論의 習慣을 造成하자는 趣旨에서 아래와 같은 要領으로 원고를 모집하고 있습니다. 讀者 여러분의 많은 參與를 바랍니다.

〉아 래〈

1. **원고분량** : 200자 원고지 기준 30장 안팎(PC로 작성한 원고는 겉장에 200자 원고지 기준 총분량을 표시할 것)
2. **원고내용** : 論評은 해당 논문에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 내용으로 하여 가급적이면 論文이 발표된 후 3개월 이내로, 書評은 해당 보고서의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 앞으로의 研究課題 提示를 내용으로 하되 원칙적으로 보고서가 발간된 후 6개월 이내로 작성하여 주시기 바람.
3. **제 출 처** : 우편 또는 인편으로 『KDI 政策研究』 編輯委員長에게 제출하여 주시기 바람.
4. **기 타** : 제출된 원고는 本院이 정한 審査節次를 거쳐 싣게 되며, 채택된 원고는 稿料를 드림.

研究報告書 案內

第71-01卷	企業整理에 대한 意見	金滿堤
第71-02卷	金利引下의 可能性	金滿堤
第71-03卷	農業開發戰略과 米穀需給政策의 評價	金滿堤
第72-01卷	總資源豫算을 위한 成長戰略(1972~73年)	KDI
第72-02卷	새 政策의 選擇을 위한 決斷	金滿堤
第72-03卷	1973年度 豫算規模의 計測	朴宗淇 金完淳
第72-04卷	開館紀念 심포지움 發表論文集	KDI
第72-05卷	韓國經濟 安定化를 위한 提言	下村治
第72-06卷	成長과 安定政策에 관한 硏究	KDI
第72-07卷	長短期計劃을 위한 諸模型(잠정)	金榮奉 外
第73-01卷	主要原資材에 대한 國際市場 分析과 價格展望	KDI
第73-02卷	社會保障年金制度를 위한 方案	朴宗淇 金大泳
第73-03卷	韓國經濟의 産業聯關分析	宋丙洛
第73-04卷	主要穀物의 國際需給事情과 價格動向	KDI
第73-05卷	우리나라 敎育投資의 經濟的 價値分析	南祐鉉 鄭暢泳
第73-06卷	우리나라 交通計劃과 政策	宋丙洛
第74-01卷	政府 主要農産物 備蓄事業效果分析	文八龍 柳炳瑞
第74-02卷	輸出 100億弗 目標와 歐洲市場展望	洪元卓 外
第74-03卷	重化學工業推進을 위한 國家持株會社의 活用方案	司空壹 外
第74-04卷	公企業 任員의 社會的 背景	兪 君
第75-01卷	豫算制度 改善에 관한 硏究	金迪敎
第75-02卷	서울市內 生産 및 所得推計(1973)	金大泳
第75-03卷	우리나라 商品輸出의 長期展望(1973~81)	宋熙秊 外

第75-04卷	우리나라 敎育의 需要形態 및 經濟成長 寄與分析	金榮奉
第75-05卷	우리나라 人口의 推計(1960~2040)	金大泳
第75-06卷	鐵鋼景氣의 測定分析과 豫測模型	金胤亨
第75-07卷	鐵鋼產業의 景氣와 長期需要展望	宋熙秊
第75-08卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1974)	金大泳 洪性德
第75-09卷	韓國製造業의 賃金隔差構造	金光錫 外
第75-10卷	韓國 首都圈의 空間經濟分析	宋丙洛
第75-11卷	韓國 에너지產業의 需要分析과 豫測	金胤亨 金炳穆
第75-12卷	우리나라 貿易構造의 推定(1977~86)	洪元卓
第75-13卷	內國稅의 稅目別 稅收豫測方法	朴宗淇
第75-14卷	纖維工業의 成長過程과 生產構造	金榮奉
第76-01卷	우리나라 人口移動의 特徵(1965~70)	金大泳 李孝求
第76-02卷	長期雇傭 및 技術人力計劃	金秀坤
第76-03卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1975)	金大泳 洪性德
第77-01卷	農家所得의 決定要因 分析	姜奉淳 文八龍
第77-02卷	IBRD借款 中規模型 水利事業 評價分析	文八龍 外
第78-01卷	1968~73年 韓國鑛工業 產業資本스톡推計	朱鶴中
第78-02卷	合板工業의 成長	宋熙秊 孫炳岩
第79-01卷	우리나라 製造業의 生產性分析(1966~75)	金迪敎 孫讚鉉
第79-02卷	輸送部門의 投資事業審査指針	鄭丙壽
第79-03卷	韓國海外移民硏究	洪思媛 金思憲
第79-04卷	石油化學工業의 長期展望	金浩卓
第79-05卷	韓國의 育兒費와 出產力	具成烈
第79-06卷	韓國機械工業의 構造와 展望	金迪敎 編
第79-07卷	韓國의 칼라TV工業	金榮奉
第79-08卷	韓國經濟의 短期豫測模型	李天杓

第79-09卷	韓國의 輸入構造 및 輸入政策	徐錫泰
第80-01卷	水資源·工業團地造成部門의 投資事業審査分析	林栽煥
第80-02卷	인플레와 企業成長能力	張榮光
第80-03卷	農業機械化의 政策課題	文八龍
第80-04卷	産業別 投入係數의 變化와 推定	金圭洙
第80-05卷	韓國의 自動車工業	李徹熙
第80-06卷	農業機械化의 投資效果分析	林栽煥
第81-01卷	社會保障制度改善을 위한 硏究報告書	朴宗淇 外
第81-02卷	韓國金屬工業의 展望과 政策課題	南宗鉉 編
第81-03卷	自動車工業의 發展方向과 政策	金榮奉
第81-04卷	福祉社會의 人力政策과 職業安定	金秀坤 外
第81-05卷	固體廢棄物 管理現況과 改善方案	鄭文植
第81-06卷	5次計劃을 위한 都市化問題의 硏究	宋丙洛
第81-07卷	韓國製造業의 産業集中分析	李奎億 徐鎭敎
第81-08卷	農業信用事業의 經濟性分析	林栽煥
第81-09卷	韓國 資本主義經濟體制 發展을 위한 硏究	黃秉泰
第81-10卷	韓國의 産業誘因政策과 産業別 保護構造分析	南宗鉉
第81-11卷	對外去來自由化와 韓國經濟	金重雄
第81-12卷	景氣綜合指數作成에 관한 硏究報告書	徐相穆 編
第81-13卷	貧困의 實態와 零細民對策	徐相穆 外
第82-01卷	糧政轉換을 위한 食糧安保備蓄制度	柳炳瑞
第82-02卷	名目 및 實效保護率 構造의 長期的 變化	金光錫 洪性德
第82-03卷	韓國製造業의 産業別 生産構造	金栽元
第82-04卷	勞使關係 事例硏究	金秀坤 外
第82-05卷	國家豫算과 政策目標(1982年度)	朴宗淇 李奎億 編
第82-06卷	1960~77年 韓國産業資本스톡推計	朱鶴中 外

第82-07卷	農外所得增大를 위한 綜合對策	柳炳瑞 外
第82-08卷	主要農業政策 改善方案	柳炳瑞 外
第82-09卷	產業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案	楊秀吉
第83-01卷	醫療保險의 政策課題와 發展方向	延河淸 外
第83-02卷	世界經濟環境變化와 當面課題	金重雄
第83-03卷	勞使關係 政策課題와 方向	金秀坤 編
第83-04卷	80年代 勞使關係發展을 위한 懇談會 報告書	KDI
第83-05卷	勞使協議制 硏究	朴世逸 外
第83-06卷	都給組織의 現況 및 都給去來의 增進方案	金栽元
第83-07卷	國家豫算과 政策目標(1983年度)	崔 洸 編
第83-08卷	短期金融市場의 當面課題와 發展方向	李德勳
第83-09卷	經濟安定化政策과 企業經營의 改善	洪炳裕
第83-10卷	都市行政의 發展的 機能과 改善方向	黃仁政
第84-01卷	韓國稅制의 主要政策課題와 改善方向	崔 洸 編
第84-02卷	退職金制度의 問題點과 改善方向	閔載成 外
第84-03卷	國家豫算과 政策目標(1984年度)	金重雄 崔 洸 編
第84-04卷	金融國際化의 當面課題와 政策方向	金重雄 外
第84-05卷	인플레期待와 經濟安定	李啓植
第84-06卷	市場과 市場構造	李奎億 外
第85-01卷	產業高度化에 따른 農業構造의 改編方向	宋大熙 柳炳瑞
第85-02卷	企業結合과 經濟力集中	李奎億 外
第85-03卷	乘法 季節ARIMA模型의 構造識別方法	呂運邦 孫英淑
第85-04卷	海外先物市場의 活用方案	李 烋 外
第85-05卷	減價償却制度와 資本所得課稅	郭泰元
第85-06卷	第2金融圈의 發展과 業務領域調整	李德勳
第85-07卷	國家豫算과 政策目標(1985年度)	李啓植 郭泰元 編

第85-08卷	特許制度의 經濟的 效果分析	鄭鎭勝
第86-01卷	租稅政策과 稅制發展	郭泰元 李啓植 編
第86-02卷	金融產業發展에 관한 硏究, 1985~2000	朴英哲 外
第86-03卷	私學運營의 課題와 改善方案	朴烜求 外
第86-04卷	國家豫算과 政策目標(1986年度)	郭泰元 李啓植 編
第86-05卷	國民年金制度의 基本構想과 經濟社會 波及效果	閔載成 外
第86-06卷	Social Development in Action	黃仁政
第86-07卷	Financial Development Policies and Issues	金重雄 編
第86-08卷	Industrial Development Policies and Issues	李奎億 編
第86-09卷	證券市場의 發達과 機關投資家의 役割	李德勳 張忠植
第87-01卷	商品去來所의 設立에 관한 硏究	李 烋 外
第87-02卷	公企業經營評價의 理論的 背景과 技法	宋大熙 外
第87-03卷	우리나라 金融政策運營現況과 改善方案	鄭健溶
第87-04卷	Macroeconomic Policy and Industrial Development Issues	司空壹 編
第87-05卷	Human Resources and Social Development Issues	司空壹 編
第87-06卷	國家豫算과 政策目標(1987年度)	延河淸 李啓植 編
第87-07卷	에너지部門의 政策課題와 改善方案	李 烋
第87-08卷	住宅金融의 現況과 發展方向	姜文秀 金重雄
第87-09卷	地方工業의 特性과 育成政策	金鍾基 外
第88-01卷	公企業의 民營化에 관한 硏究	姜信逸
第88-02卷	社會保障制度의 政策課題와 發展方向	延河淸 外
第88-03卷	金融先物과 옵션市場의 活用方案	李 烋 外
第88-04卷	社會福祉傳達體系의 改善과 專門人力活用方案	徐相穆 外
第88-05卷	國家豫算과 政策目標(1988年度)	郭泰元 李啓植 編
第88-06卷	日本經濟社會의 進化와 韓日貿易	李奎億 外

第88-07卷	輸入自由化의 經濟的 效果와 產業調整政策	金光錫
第89-01卷	리스產業의 發展方案	李　烋 外
第89-02卷	硏究開發과 市場構造 및 生產性	金迪敎 趙炳澤
第89-03卷	產業技術開發支援政策의 現況과 改善方案	鄭俊石
第89-04卷	國家報勳報償制度의 改編方案	閔載成 金龍夏
第89-05卷	經濟規制와 競爭政策	李奎億 編
第89-06卷	國家豫算과 政策目標(1989年度)	沈相達 李啓植 編
第89-07卷	金融環境變化와 綜合金融會社의 位相	南相祐 外
第89-08卷	經濟의 國際化와 中小企業의 產業調整	朴埈卿
第90-01卷	稅收推計 模型開發에 관한 硏究	盧基星 外
第90-02卷	韓國의 適正賃金	張鉉俊 金在源
第90-03卷	地方公企業의 課題와 發展方向	宋大熙
第90-04卷	企業集團과 經濟力集中	李奎億 李在亨
第90-05卷	醫療保險制度의 改善을 위한 政策方案	權純源 外
第90-06卷	證券產業發展을 위한 硏究	李永琪 外
第90-07卷	地域發展과 地方財政	李啓植 外
第90-08卷	韓國의 退職金制度와 企業年金制度 導入方案	閔載成 外
第90-09卷	中產層實態分析과 政策課題	延河淸 外
第90-10卷	中小企業의 產業調整과 中小企業支援施策의 改善方向	姜文秀 外
第90-11卷	經濟規制와 競爭政策(II)	李奎億 編
第90-12卷	國家豫算과 政策目標(1990年度)	宋大熙 權純源 編
第90-13卷	經濟開放과 巨視經濟運用	朴元巖 外
第90-14卷	國民年金財政의 安定化를 위한 政策課題 및 方向	南相祐 外
第91-01卷	開放化와 下都給體制의 改編	金周勳 趙觀行
第91-02卷	法經濟硏究(Ⅰ)	李奎億 外

第91-03卷	金利自由化의 課題와 政策方向	南相祐 外
第91-04卷	國家豫算과 政策目標(1991年度)	李啓植 盧基星 編
第91-05卷	國民年金基金의 福祉部門 活用方案	閔載成 外
第91-06卷	產業化過程과 經濟制度의 對應	李奎億 編
第92-01卷	우루과이라운드의 規律分野協商과 產業·貿易政策의 改善方向	南宗鉉 張義泰
第92-02卷	地方自治制 實施에 따른 中央·地方財政機能의 再定立	宋大熙 盧基星 編
第92-03卷	廣告의 產業組織과 規制	李奎億 劉承旻
第92-04卷	舊東獨의 私有化方案 및 失業對策	高日東 外
第92-05卷	構造變化와 雇傭問題	朴埈卿 金政鎬
第92-06卷	製造業의 總要素生產性動向과 그 決定要因	金光錫 外
第92-07卷	國家豫算과 政策目標(1992年度)	宋大熙 柳一鎬 編
第92-08卷	韓國經濟의 產業貿易模型	李元暎
第93-01卷	國內銀行의 經營效率性 比較分析	孫承泰
第93-02卷	產業保護와 誘因體系의 歪曲	兪正鎬 外
第93-03卷	國家豫算과 政策目標(1993年度)	宋大熙 文亨杓 編
第93-04卷	韓國의 老齡化 推移와 老人福祉對策	閔載成 外
第93-05卷	低所得層의 生活安定과 自立對策	權純源 外
第94-01卷	地域金融의 活性化와 새마을금고의 發展	李德勳 外
第94-02卷	產災保險 財政運營方式 開發에 관한 硏究	閔載成 外
第94-03卷	美日構造調整協議의 展開와 競爭政策	崔鍾元
第94-04卷	國際化時代의 韓國經濟運營	左承喜
第94-05卷	國家豫算과 政策目標(1994年度)	盧基星 柳一鎬 編
第94-06卷	外國人直接投資와 投資政策	李弘求
第94-07卷	우리나라 自動車產業의 當面課題와 產業組織政策	劉承旻 外
第94-08卷	競爭政策의 國際比較：美國·日本·獨逸	申光湜

第95-01卷	金融自律化에 따른 生命保險産業의 對應方案	羅東敏
第95-02卷	韓·臺·日의 輸入依存構造比較	兪正鎬
第95-03卷	法經濟硏究(II)	李奎億 外
第95-04卷	國際化時代의 金融制度	崔範樹 李炯周
第95-05卷	北韓의 外國人投資制度와 對北投資 推進方案	全洪澤 外
第95-06卷	調達市場의 效率化·開放化 方案	南逸聰 外
第95-07卷	國民年金制度의 財政健實化를 위한 構造改善方案	文亨杓
第95-08卷	韓國敎育財政의 現況과 改革方向	尹建永
第96-01卷	OECD加入과 資本自由化	朴元巖
第96-02卷	金融의 效率性提高와 金融規制 緩和	姜文秀 外
第96-03卷	金融自由化와 金融監督	姜文秀
第96-04卷	製造業 總要素生産性의 長期的 變化	洪性德 金政鎬
第96-05卷	北韓의 經濟特區	朴貞東
第96-06卷	金融의 汎世界化와 證券産業의 構造改編	李德勳 崔範樹
第96-07卷	南北韓 經濟統合時의 經濟·社會 安定化 對策	朴 進
第96-08卷	中小企業의 構造調整과 知識集約化	金周勳
第96-09卷	韓國 物價變動構造의 分析과 政策對應	朴佑奎 外
第96-10卷	雇傭對策과 人的資源開發	李周浩
第96-11卷	地域利己主義의 經濟的 理解와 效率的 葛藤調整方案	金在亨
第96-12卷	經濟世界化時代의 巨視經濟運營	左承喜 編
第96-13卷	與信專門金融産業의 特性과 發展方案	李德勳 外
第96-14卷	中小·벤처企業의 發展과 場外市場의 活性化	崔範樹 李基煥
第96-15卷	中央·地方政府間 關係 및 財源調整	李啓植 外
第96-16卷	경제체제 전환기의 노동정책	조동호
第96-17卷	地方化時代의 政策課題와 制度改善方向	盧基星 編

第97-01卷 社會間接資本施設에 대한 民資誘致制度의 改善方向 盧基星 鄭源浩

第97-02卷 産業構造의 長期變化와 中小企業의 發展方向 朴埈卿

新刊案內

與信專門金融產業의 特性과 發展方案

半洋裝/A5新/192쪽/定價 7,000원/李 德 勳 外

경제체제전환기의 노동정책

반양장/A5신/230쪽/정가 8,000원/조 동 호 저

地域利己主義의 經濟的 理解와 效率的 葛藤調整方案

半洋裝/A5新/168쪽/定價 8,000원/金 在 亨 著

1996년 韓國經濟의 主要懸案과 政策對應

半洋裝/B5/200쪽/定價 6,000원/韓國開發研究院 編

地方化 時代의 政策課題와 制度改善 方向

半洋裝/A5新/226쪽/定價 8,000원/盧 基 星 編

社會間接資本施設에 대한 民資誘致制度의 改善方向

半洋裝/A5新/148쪽/定價 6,000원/盧基星·鄭源浩 著

한반도 통일시의 경제통합전략

반양장/A5신/580쪽/정가 20,000원/전홍택·이영선 편

열린 市場經濟로 가기 위한 國家課題

半洋裝/A5新/300쪽/定價 6,000원/재정경제원·한국개발연구원

Accounting for Rapid Economic Growth in Korea, 1963-1995

반양장/B5/200쪽/정가 9,000원/김광석·홍성덕 저

產業構造의 長期變化와 中小企業의 發展方向

半洋裝/A5新/230쪽/定價 8,000원/朴 埈 卿 著

남북한 경제통합의 새로운 접근방법

반양장/A5신/456쪽/정가 15,000원/고 일 동 편

KDI 圖書會員制 案內

■ 會員에 대한 特典

• 會員加入期間(1년)중 本 硏究院이 발간하는 모든 刊行物을 우송해 드림. (단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)

■ 會　　費 : 100,000원

■ 加入方法 :

• 직접 本院 發刊資料相談室에 회비를 납입하거나,

• 가까운 우체국의 本院 우편대체계좌 (계좌번호 : 010983-31-0514919)에 납입하면 됨.

■ 問議處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41 우편번호 : 130-012

KDI 발간자료상담실(Tel. 958/4326~8)

KDI 圖書 販賣處

• 서울 :	교보문고(정부간행물코너)	Tel. 397-3628
	종로서적(3층 사회관)	Tel. 733-2331
	영풍문고(정부간행물코너)	Tel. 399-5632
• 부산 :	영광도서(정부간행물코너)	Tel. 816-9500
• 대구 :	학원서림(1층 2매장)	Tel. 425-0050