季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바-565

제14권 제4호 1992 겨울

韓國開發研究

韓國의 物價模型 — 朴 佑 奎, 金 世 鍾

地價, 換率과 거품 — 朴 元 巖

事業所得稅 過小報告規模의 推計 — 盧 基 星

株價와 主要巨視經濟變數間의 相互關係에 대한 實證分析 — 金 俊 逸

賃金프리미엄의 決定要因 — 李 宗 勳

副業動機分析과 그 示唆點 — 朴 進

ENGLISH SUMMARY(英文要約)

KDI

韓國開發研究院

季刊 **韓國開發研究**

제 14권 제 4호 1992 겨울

韓國의 物價模型 …… 朴佑奎, 金世鍾 … 3

地價, 換率과 거품 …… 朴元巖 … 27

事業所得稅 過小報告規模의 推計 …… 盧基星 … 51

株價와 主要巨視經濟變數間의
相互關係에 대한 實證分析 …… 金俊逸 … 63

賃金프리미엄의 決定要因 …… 李宗勳 … 79

副業動機分析과 그 示唆點 …… 朴 進 … 107

ENGLISH SUMMARY(英文要約) …… 127

編 輯 陣

委員長 宋大熙
幹 事 朴佑奎
委 員 金寬永 南逸聰
劉承旻 柳一鎬
崔範樹
編 輯 申東祚

編輯問議：編輯委員會(965-0395)
購讀問議：發刊資料相談室(960-3283)

論評 및 書評 寄稿案內

本 季刊誌는 本誌에 發表된 論文과 本院에서 發刊되는 研究叢書 및 其他報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評 혹은 書評을 揭載하고 있읍니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 혹은 國家政策上의 爭點을 表出시켜 向後의 研究課題와 政策方向 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 것이 그 趣旨입니다. 이를 諒知하시어 아래와 같은 要領에 의하여 虛心坦懷한 所感과 批評을 寄稿하여 주시면 감사하겠읍니다.

첫째, 길이는 200字 原稿紙 基準 30枚 內外로 限定하되 原稿紙에 淨書하여 보내주시기 바랍니다.

둘째, 論評은 該當論文에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 內容으로 하여 가급적 論文이 發刊된 후 3個月 以內로, 書評은 該當報告書의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 向後 研究課題 提示를 內容으로 하되 原則的으로 報告書가 發刊된 후 6個月 以內로 作成하여 주시기 바랍니다.

세째, 原稿는 郵便 혹은 人便으로 『韓國開發研究』編輯委員長에게 提出하여 주시기 바랍니다.

寄稿된 論評과 書評은 本院 所定의 審査節次를 거치도록 되어 있읍니다. 論評은 該當論文 執筆者의 應答과 함께 揭載하겠읍니다. 채택된 原稿는 稿料를 支給합니다.

韓國의 物價模型

朴 佑 奎
金 世 鍾

本稿에서는 物價變動의 構造, 主要巨視政策變數의 변동이 물가에 미치는 영향 및 波及構造 등을 파악하고 물가안정을 위한 적절한 정책대응방안을 제시하기 위하여 物價模型을 작성하였다. Keynesian 巨視經濟模型 형태로 작성하되, 賃金, 利子率, 物價와 같은 主要價格變數를 內生化하고 潛在GNP의 추정 역시 內生化함으로써 가격 및 실물변수의 長期的 相互變動關係를 파악하였다.

어떠한 충격에 의해 超過需要(실질GNP－잠재GNP)가 변화하면 이는 賃金, 金利, 物價, 實質實効換率 등과 같은 가격변수에 영향을 미치고 이는 다시 超過需要를 변동시키는 實物-價格-實物의 循環變動關係에 의해 물가가 변동되는 것으로 나타났다.

本 模型은 Keynesian模型이나, 長期에는 古典派的(Classical) 정책함의를 가지는바, 通貨供給增加, 財政支出增加, 換率切下 등은 短期에는 경기부양효과를 가지나 長期에는 이러한 경기부양효과가 소멸되는 반면 物價는 높은 수준을 유지하는 결과를 초래하는 것으로 나타났다.

I. 序

우리나라는 70년대 말까지 장기간 高物價에 시달리다가 80년대 초·중반에 비로소 物價安定을 달성하였다. 그러나 80년대 후반부터 高度成長과 함께 시작된 물가불안이 90년, 91년에 피크에 달한 바 있으며, 이를 극복하는 과정에서 高物價의 부작용과 당국의 정책대응이 복합적으로 작용하면서 최근에는 국제경쟁력이 약화되고, 成長이 둔화되면서 물가상승세가 주춤해지고 있다. 이와 같이 물가불안이 장기간 지속되면서 갖가지 부작용이 나타남에 따라 物價變動의 諸般問題에 대한 관심이 고조되고 있다.

특히 ① 物價變動의 요인 중에서도 노동비용

筆者: 朴佑奎－本院 硏究委員
金世鍾－本院 主任硏究員

* 좋은 논평 및 의견제시를 해준 朴元巖, 白雄基, 柳潤河 博士에게 감사드린다. 姜希淑 硏究助員은 원고정리에 크게 수고하였다.

및 수입원자재비용 등의 비용요인과, 通貨, 財政支出 등과 같은 需要要因間의 상호작용은 무엇인가? ② 우리나라의 物價變動構造는? ③ 通貨, 財政支出, 換率 등과 같은 巨視政策變數의 장단기 효과 및 그 파급구조는? ④ 物價安定을 위한 長期的 對應方案? 등과 같은 정책과제가 대두되고 있는바 이들에 관하여 적절한 해답을 구함으로써 최근의 물가문제에 효과적으로 대응할 수 있을 것이다. 이를 위해서는 物價變動을 설명할 수 있는 모형을 사용하여야 하는바, 대개 單一式模型[1], VAR模型[2], 巨視經濟模型[3] 등을 사용할 수 있다. 이들은 모두 物價展望에는 有用하다고 할 수 있겠으나, 앞서 제기한 네가지 문제에 관하여 적절한 해답을 제시하기에는 다소 미흡한 측면이 있을 수 있다. 單一式模型은 하나의 式을 사용하여 물가를 변동시키는 主要變數를 이용하여 물가를 설명하는데, 이는 물가변동의 파급구조나, 주요설명변수간의 상호관계를 설명하고 궁극적으로 물가안정방안 등을 제시하는 데에는 다소 미흡하다는 단점이 있다. VAR模型은 많은 수의 설명변수를 사용하기 곤란한 단점이 있어 적절한 物價變動의 波及構造를 파악하기 곤란하다. 마지막으로 巨視經濟模型을 작성하는 것이 이러한 단점을 보완하는 방안이 되나, 이 경우에도 主要變數들을 內生化시키지 않을 경우에는 物價變動의 波及構造를 왜곡하게 될 가능성이 있게 된다.

本稿에서는 物價變動을 설명할 수 있는 소규모 巨視經濟模型을 작성하여 물가변동에 관하여 제기된 위의 네가지 문제에 대한 해답을 구하고자 하였다. 이를 위한 적절한 物價模型을 작성하는 데에는 몇가지 중요한 특징이 內在化되도록 하여야 할 것이다. 첫째로, 物價는 어떠한 要因에 의해서든간에 일단 변동하기 시작하면 長期間에 걸쳐 변동이 완료되므로 物價變動의 短期的 波及構造뿐 아니라 長期的 波及構造를 파악할 수 있도록 모형이 작성되어야 한다는 점이다. 즉 예를 들어 통화공급증가나 재정지출확대, 명목환율절하와 같은 景氣浮揚政策의 長期的 效果는 무엇인가 등과 같은 문제에 해답을 제시할 수 있도록 物價模型이 작성되어야 한다는 점이다.

둘째로, 이를 위해서는 賃金 및 利子率과 같은 주요가격변수가 內生化되어서 消費, 投資 등과 같은 物量變數들과의 상관관계가 모형 속에 內在化되고 이 관계가 模型內의 경기변동을 장기적으로 주도할 수 있도록 모형이 작성되어야 한다는 점이다. 이렇게 되어야만 물가변동의 장단기 파급구조가 명확해지고 장기적인 물가안정방안이 제시될 수 있을 것이다. 이와 같이 物價 등의 價格變數와 實物變數間의 장기적 관계가 모형의 파급구조를 주도하기 위해서는 장기적인 成長의 모습, 예를 들어 潛在GNP의 움직임이 內生化되고, 潛在GNP와 물가간의 관계가 內在化되어야 할 것이다. 기존의 많은 巨視經濟模型은 이 점이 불완전하게 처리되어 실물과 물가간의 관계가 미약

1) 金文昱(1990), 金治鎬(1988), 朴光敏(1992), 邊基石(1985), 朴佑奎(1991b) 등을 참조.

2) 全聖寅(1992), 洪甲秀(1990), 朴佑奎(1987) 등을 참조. VAR模型은 全聖寅과 같이 模型構造에 관한 식별을 가정하지 않는 한 어떠한 충격에 대한 파급구조의 파악이 용이하지 않게 된다.

3) 咸貞鎬·崔雲奎(1989, 1990), 崔長鳳(1987), 朴元巖(1986), 韓國銀行(1990) 등과 같이 巨視經濟模型을 작성하거나 丁文建(1983), 盧成泰·司空恩德(1988) 등과 같이 主要變數만 내생화한 형태를 사용.

하게 되고, 결과적으로 物價變動의 장기적 波及構造의 파악이 어렵게 되는 단점이 있었다.

아래의 II章에서는 物價模型을 작성하고, 이의 추정결과를 제시하였는바 몇가지 흥미로운 특색을 가지고 있다. 우선 모형은 Keynesian 형태를 가지도록 작성되었다. 이에 따라 短期에는 Keynesian的 반응을 나타낸다. 그러나 잠재GNP가 투자와 고용의 함수로 內生的으로 추정되고, 투자 및 고용의 비용인 이자율과 임금이 內生化됨으로써 長期에 古典派的(Classical)인 특성이 나타날 가능성을 배제하지 않았다. 이는 潛在GNP가 內生的으로 설명됨으로써 실물과 물가간의 長期的인 관계가 경제의 변동을 주도함으로써 가능한 것이다. 또한 消費, 投資, 輸出, 輸入 등을 설명하는 주요변수로서 利子率, 物價, 實質實效換率 등과 같은 가격변수의 탄력성이 높게 추정되어, 전체적으로 成長과 物價간의 순환변동과정으로 수렴되는 결과를 가져오고 있다. 이와 같은 순환변동이 總需要→總供給→物價의 형태로 설명되었으며, 이를 통하여 위에서 제기된 정책과제 중의 ①과 ②를 살펴보았다. III章에서는 위 정책과제 중 ③을 살펴보았는데 通貨供給, 政府消費支出, 換率 등과 같은 정책변수의 변동이 미치는 장단기영향을 시뮬레이션을 통하여 살펴본 결과 政策變數에 의한 성장증가 등의 경기부양효과는 단기간에 소멸되고, 그 반면 성장증가효과가 소멸된 후에도 物價는 높은 수준을 유지하는 소위 長期에서의 古典派的 특성이 우리나라의 물가변동 구조로 나타나고 있다. 마지막으로 IV章에서는 이상의 결과에 바탕을 두고 위 정책과제 중 ④를 논의하였다.

II. 우리나라의 物價模型

1. 最大限의 內生的 설명이 가능한 最小規模

物價安定을 위한 장단기 巨視經濟對策을 수립하기 위해서는 과거의 물가변동구조와 요인을 명확히 규명해 내는 것이 前提條件이다. 이를 위해서는 物價에 영향을 주는 각종 變數들의 역할은 물론, 이들 變數들과 物價間의 상호역할관계 역시 파악되어야 한다. 이를 달성하는 한 방법은 物價模型을 작성하고, 이의 특성을 파악하는 것이다. 그런데 바람직한 물가모형을 작성하는 基本方向은 物價에 影響을 주는 모든 變數들을 가능한 한 內生化시키는 것이다.

주요변수가 內生化되지 않을 경우에는 物價變動構造의 파악이 제대로 이뤄지지 않게 된다. 예를 들어 朴佑奎(1989a)에서는 소위 Hallman-Porter-Small(1988)의 P^*式을 추정하여 通貨供給의 長期的 效果를 살펴보았는바, P^*式은 단순히 貨幣數量式($MV^* = P^*Q^*$)을 이용하되 P^* 이외에 장기유통속도, 潛在GNP 등은 외생처리하는 것이다. 따라서 通貨供給이 利子率을 변동시키고, 나아가 消費, 投資 등의 總需要에 영향을 주고 이는 다시 물가 및 자본스톡을 변동시켜, 장기적으로 장기유통속도와 潛在GNP를 변동시키는 경로가 없어, 通貨供給의 궁극적 효과와 파급경로를 살펴보지 못하게 되는 단점이 있었다. 또 南相祐(1981)는 비용과 통화측면에서의 物價

變動을 각각 구분하여 살펴보았는바, 이는 비용 및 수요측면 상호간의 상관관계를 무시하게 되는 단점이 있게 된다.

또 다른 중요한 예로서 Otani-Park(1976)에서 이자율과 임금을 外生化시킨 것을 들 수 있는데, 이는 物價變動의 景氣調節效果를 축소시킴으로써 물가변동구조 및 원인의 파악을 어렵게 한다 할 수 있다. 즉 과도한 성장은 임금을 증가시키고, 임금상승은 다시 「마크업」을 통하여 물가를 증가시키는 효과를 갖는다고 한다면 임금을 外生化시키는 것은 과도한 성장이 물가에 미치는 영향을 過小評價하게 되는 것이다. 또 물가상승이 이자율을 상승시키고 이는 投資縮小 및 成長鈍化效果를 갖는 것 역시 무시됨으로써 통화·재정·환율 등의 정책시뮬레이션을 할 경우 전체적으로 실물과 가격부문(賃金, 物價, 利子率 등)간의 상호작용이 완전히 나타나지 않게 된다. 따라서 가능한 한 임금, 이자율 등과 같은 가격변수 및 GNP의 구성요소는 물론 투자, 자본스톡, 잠재GNP 등의 物量變數를 內生化하여야만 성장과 물가간의 장단기 상호관계를 제대로 파악하게 된다.

그러나 많은 변수들을 內生化하게 될 경우 너무 큰 규모의 模型은 모형의 推定過程에서 불가피하게 발생할 수 있는 오차를 확대시켜, 物價變動構造의 파악을 어렵게 할 가능성이 있다. 따라서 本稿에서는 물가와 경기변동 및 정책변수간의 관계를 적절히 파악할 수 있도록 가능한 한 최대한의 變數들을 內生化하되, 模型의 규모는 가능한 한 最小로 유지하는 형태로 물가모형을 작성하기로 하였다.

작성된 물가모형의 특성은 아래와 같이 파악할 수 있다. 첫째로, 모형의 基本構造는 物價, 賃金, 消費, 投資, 輸出, 輸入, 利子率, 潛在GNP, GNP 恒等式 등의 9개 式으로 구성되어 있는바, 物價, 利子率, 賃金, 實質實效換率 등과 같은 가격변수와 소비, 투자, 수출, 수입, 성장(GNP)과 같은 物量變數들이 內生化되어 이들간에 긴밀한 상관관계를 유지한다는 점이다. 우선 임금 및 물가식에서 潛在GNP를 상회하는 實質GNP의 수준으로 정의되는 초과수요가 主說明變數로 추정되어 長短期 Phillips곡선의 모습을 파악할 수 있게 하였다. 즉 기본적으로 물가와 성장간의 상관관계로 물가변동구조를 파악하였다.

특히 이자율의 主說明變數로 실질총통화가 사용됨에 따라 물가가 이자율의 결정요인이 되고, 나아가서 消費 및 投資式에서는 이자율이 主說明變數로 추정되었다. 또한 잠재GNP는 投資에 의해 결정되고, 超過需要(즉 實質GNP－潛在GNP)는 임금 및 물가의 결정요인이 됨에 따라 경기변동에서 物價→利子率→消費, 投資→成長, 潛在成長→物價 등의 파급경로가 파악가능하게 됨으로써 物價와 成長間의 상호관계를 매개하는 변수로서 이자율의 중요성을 부각시켰다. 한편 輸出入式에서는 實質實效換率이 主說明變數로 사용되어 실질실효환율의 결정요인인 물가가 중요역할을 함으로써 輸出入式 역시 消費, 投資, 利子率式과 마찬가지로 성장과 물가간의 상관관계로 수렴되고 있다.

둘째로, 本 物價模型은 Keynesian模型의 형태를 띠고 있어 通貨, 政府支出增大, 名目換率切下 등의 정책은 단기적으로는 成長을 부추기고 물가

를 상승시키는 효과를 가져온다. 그런데 本 模型에서는 潛在GNP가 雇傭과 投資의 Cobb-Douglas 생산함수로 추정됨으로써 장기적으로 물가와 성장간의 경기순환이 가능하게 되는 형태로 작성되었다. 따라서 이들 정책이 장기적으로 成長에는 도움을 주지 않고 物價上昇效果만을 가져오는지의 與否, 즉 長期的으로 고전파(Classical) 모형의 특성을 가지는가 하는 점을 파악할 수 있게 된다.

우선 本 模型이 Keynesian 형태를 가진다는 점은 ① 物價式은 賃金 및 輸入原資材코스트에 대한 「마크업」으로 구성되고, 임금은 物價와 초과수요에 의해 설명됨으로써 결국 賃金 및 物價式이 Phillips곡선으로 수렴되는 형태를 가지고 있으며, ② 통화시장에서 물가가 결정되는 것이 아니고, 利子率이 결정되는 것을 들 수 있다[4]. 한편 本 模型에서는 消費 및 投資의 主要決定變數가 이자율인 형태로 되어 總需要 및 貨幣市場이 IS-LM 模型의 형태를 가진다고 하겠다. 특히 投資式에서 이자율의 역할이 매우 중요한 것으로 추정된 것은 기존의 巨視模型과는 다른 특징이라 하겠다[5].

한편 本 模型이 장기적으로 고전파모형의 특성을 가질 가능성이 있는 이유는 本 模型의 작성에 있어서 潛在GNP가 資本스톡과 勞動의 生産函數로 내생적으로 추정된데다가 利子率과 賃金이 모두 內生化되어, 實質利子率은 한계자본생산에 의해서, 實質賃金은 한계노동생산에 의해 장기적으로 결정될 것으로 판단되기 때문이다. 한편 貨幣市場에서 단기에는 利子率이 결정되는 Keynesian 형태를 가지나, 장기적으로는 實質利子率이 한계자본생산에 의해 결정된다면 화폐시장은 장기에는 物價만을 결정하는 역할을 수행하게 될 것으로 판단된다. 따라서 通貨供給의 增加는 장기적으로 實物部門은 변동시키지 못하고 物價만 올라가게 하는 특성을 가질 수 있다. 또한 實質賃金이 장기적으로 한계노동생산에 의해 결정된다면 財政支出增大나 換率切下 등의 부양조치 역시 장기적으로는 實物變數는 변동시키지 못하면서 물가만 상승시키는 효과를 가져오는 등 고전파적 특성을 가질 가능성이 있다 하겠다[6]. 요약하자면 本 模型의 장기적 특성을 파악하는 것이 가능한 이유는 첫째, 潛在GNP를 資本과 勞動의 生産函數로 內生化하고, 둘째 物價, 利子率, 賃金 등의 價格變數를 內生化하였기 때문인 것으로 생각된다.

2. 物價模型의 構造 및 推定結果

物價模型은 總供給, 價格, 總需要 등의 3大 블록으로 구성되어 있다. 총공급블록에서는 潛在

4) Norton-Rhee(1981) 및 Otani-Park(1976)에서는 通貨市場에서 물가가 결정되는 형태로 구성되었으나, 朴元巖(1986), 崔長鳳(1987), Park-Ro(1988), Park-Yoo(1990), 咸貞鎬·崔雲奎(1989) 등과 韓國銀行(1990)의 많은 巨視經濟模型 등에서는 통화시장에서 利子率이 결정되는 형태로 구성되었다.

5) 朴佑奎(1988)와 Park-Ro(1988)에서는 기존의 연구에서 이자율이 투자의 유의한 설명변수가 아니었던 이유를 설명하고 회사채유통수익률과 1년 만기 정기예금금리간의 利子率差를 투자의 主說明變數로 사용하였다. 여기서는 실질회사채유통수익률을 투자의 主說明變數로 사용하였다.

6) Brayton-Mauskopf(1985)는 그들의 模型이 Keynesian의 형태를 가지나, 장기균형상태(steady state)에서는 古典派의 특성을 가진다고 하였다.

GNP를 추정하게 되는데, Haque-Lahiri-Montiel (1990)의 방법을 사용하여, 자본스톡을 추정하지 않고 투자와 고용만을 사용하여 生産函數를 추정하였다[7].

우선 資本스톡 K는 $K=(1-\rho)K_{t-1}+\frac{1}{4}(I_t+I_{t-1}+I_{t-2}+I_{t-3})$로 결정된다고 하자. 여기서 ρ는 자본스톡소모율이고, I는 총고정투자이다[8]. Haque 등에 의하면 資本스톡을 資本스톡의 초기값에 의한 부분 K_0과 投資의 시계열로 구성된 부분 K'으로 간략화시킬 수 있다.

$$\log K \simeq \{\log(2)+\frac{1}{2}\log\sum_{i=0}^{t-1}(1-\rho)^i [\frac{1}{4}(I_{t-i}+I_{t-i-1}+I_{t-i-2}+I_{t-i-3})] +\frac{t}{2}\log(1-\rho)\}+\frac{1}{2}\log K_0 = K_t'+\frac{1}{2}\log K_0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

따라서 y를 實質GNP라고 하고 L을 總就業者數라 하고 y가 K와 L의 Cobb-Douglas 생산함수에서 결정되다고 가정한다면, $\log y=\theta_0+\theta_1 K'+(1-\theta_1)\log L_t$로 간략화시킬 수 있는데 θ_0는 자본스톡의 초기값을 포함하고 있으나 미리 알 필요가 없고, K'_t은 투자의 과거 시계열만 알면 구성이 가능하다. 本稿에서는 아래와 같이 추정하였는바,

$$\log(y/L)_t = \underset{(6.30)}{1.32} + \underset{(7.09)}{0.399}(K_t'-\log L_t) + \underset{(34.95)}{0.015}\, D_1\, T \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

$$R^2 = 0.9691, \quad D.W = 0.27$$

추정된 y를 潛在GNP y^*로 정의하였다. 여기서 D_1는 79년 1/4분기부터 1이고, 그 이전은 0인 Dummy 變數이며, ( ) 안은 t값이다.

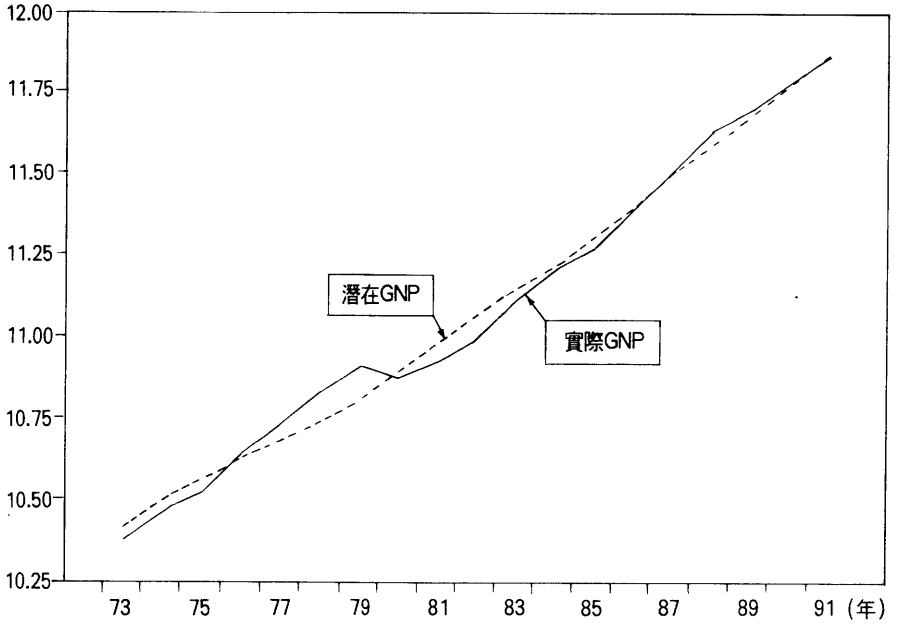
이는 79년을 기점으로 기술진보의 변화가 발생하였다는 가정을 한 것이다. 위의 潛在GNP 推定方法은 朴佑奎(1989a)에서와 같이 부정확한 資本스톡 시계열을 사용하지 않는다는 장점에 더하여, 특히 資本스톡의 초기값마저 사용할 필요가 없다는 장점을 가진다. ρ는 朴佑奎(1989a)의 모형을 재추정하여 얻어진 0.01625를 사용하였는데, 이는 연간 6.5%의 자본소모를 나타낸다. 추정된 潛在GNP를 年間時系列로 환산한 것은 [圖 1]에 표시되어 있는데, 朴佑奎(1989a)의 추정치와 다소 다른 것으로 나타나나, 아래의 物價 및 賃金式에서는 매우 유의한 變數로 사용됨이 드러났다.

價格블록에서는 物價, 賃金, 名目利子率이 결정된다. 物價式은 賃金(W)과 원화표시수입물가(환율(E)에 수입단가($PMGS$)를 곱한 것)에 대

7) 추정기간은 대부분 75년 1/4분기부터 91년 4/4분기까지이나, 이자율식은 81년 1/4분기부터 1991년 4/4분기까지 추정하였다. 자세한 模型의 推定期間, 結果 및 시계열자료의 설명은 부록을 참조할 것. 本稿에서는 최소자승법(OLS)을 사용하였으며, 시계열 상관이 심할 경우에는 Hildreth-Lu 방법을 사용하였다. 많은 式의 경우 Cointegration(共積分)-Error correction(오차수정모형) 형태를 사용하였는데, 模型의 적합도 및 展望의 적합도를 기준으로 하되 이에 필요한 검증은 하지 않았다.

8) 어느 한 分期의 投資가 資本스톡에 편입되는 데는 전부 4分期의 시차가 요구된다는 가정을 한 것으로서, 分期의 투자 중 $\frac{1}{4}$만이 今期의 자본스톡에 편입된다고 가정함. 朴佑奎(1988) 참조.

[圖 1] 潛在GNP와 實際GNP(로그치)



한 「마크업」형태로 구성되었는데 超過需要, 즉 總需要 y에서 총공급능력 y^*를 뺀 것이 주요설명변수로 추가되었다. 賃金式은 賃金上昇率(ΔW)을 설명하는데 물가상승률의 과거치(ΔP_{-1}), 초과수요 및 초과수요의 증가율 등이 사용됨으로써 Phillips곡선의 형태를 가진다.

$$P = W,\ \Delta(y - y^*),\ (E \cdot PMGS),\ -y/L \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

$$\Delta W = \Delta P_{-1},\ (y - y^*),\ \Delta(y - y^*) \quad \cdots (4)$$

위에서 Δ는 로그値의 1次差分을 나타낸다.

이러한 구조는 Tobin(1970), Nordhaus(1972), Brayton-Mauskopf(1985), 朴元巖(1986), 崔長鳳(1987), Park-Ro(1988), 咸貞鎬·崔雲奎(1989) 등에서 널리 쓰인 형태이다. 그러나 한가지 다른 점은 실업률 대신에 초과수요가 사용되었다는 점이다. 이는 과거에 失業率資料를 사용할 경우 종종 불만족스러운 결과를 가져온데다가, 模型을 가급적 확대하지 않기 위함이다[9]. 이에 따라 物價나 賃金式을 사용하여 超過需要를 매개변수로 하는 장단기 Phillips곡선을 구할 수 있다.

그런데 Gordon(1988)에 의해 式 (3)과 같이 비용에 대한 「마크업」으로 물가를 설명하는 것

9) Gordon-King(1982)은 物價變動을 설명하기 위하여 물가식과 임금식 모두를 사용할 경우 物價式에서는 상품시장의 초과수요(tightness)를 대신하는 변수로 가동률을 사용하고 임금식에서는 勞動市場의 超過需要를 대신하는 변수로 失業率을 사용하는 것이 일반적이나, 물가식과 임금식 모두에서 $(y-y^*)$ 혹은 Δy 등을 사용할 수 있다고 하였다. 그 이유로 이들 변수는 기본적으로 모두 같은 기준에서 측정되기 때문임을 제시하였다.

이 불합리하다는 주장이 제기되기도 하였는데, 이는 Granger 因果關係類의 검증에 의한 것이다. 그러나 Gorden의 검증방법 및 결과에 대한 반대결과가 Clements(1991)에 의해 제시되었는바 물가와 노동비용간에는 장기적인 共積分關係가 존재하며 물가를 설명하는 데 있어 勞動費用을 사용하는 것이 이를 사용하지 않는 것에 비해 훨씬 우월함을 보였다[10]. 즉 물가를 설명하기 위해서는「마크업」형태의 式이 유용하다는 것이다[11]. 명목이자율(R)은 物價가 增加할수록, M2 供給이 감소할수록, 實質GNP 중의 國內需要가 늘어날수록 높아지게 되어 있다. 이는 실질M2 수요함수를 풀어 쓴 것으로도 해석할 수 있겠다. 朴佑奎(1991a)에서는 實質M2의 결정요인으로 實質GNP 이외에 기회비용(예상인플레율에서 M2 가중평균 수신이자율을 뺀 것)과 共積分關係를 가짐을 보였으며, 한편으로 기회비용으로 회사채 유통수익률을 사용할 경우에는 共積分關係가 存在한다는 증거가 미약하게 나타나는 것으로 보고되었다. 여기서는 實質GNP 대신에 國內需要($C+I+G$, C, I, G는 각각 消費, 投資 및 정부소비지출임)를 사용하였는바, 부록에 제시된 推定結果에 의하면 Engle-Granger(1987) 및 Engle-Yoo(1987)의 임계치를 기준으로 판단해 보면 共積分 및 오차수정관계가 존재한다는 뚜렷한 증거가 나타난다 하겠다.

$$R = \underset{(-4.89)}{-0.485} + \underset{(12.6)}{0.66} \log(C+I+G) \underset{(-13.1)}{-0.566} \log\left(\frac{M2}{P}\right) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

$$R^2 = 0.813, \quad D.W = 0.825$$

總需要블록에서는 消費, 投資, 輸出 및 輸入이 결정되는바, 消費와 投資는 실질이자율을, 수출과 수입은 실질실효환율을 각각 主說明變數로 사용하였다. 民間消費(C) 式에서 實質M2($M2/P$)와 실질가처분소득($y-TX/P$, TX는 조세총액임)이 설명변수로 사용되었으며, 실질이자율($R-\Delta P$)이 有意하고 탄성치가 높은 설명변수로 사용되었다. 이는 기간간 대체효과(intertemporal substitution effect)가 소비의 주요결정요인임을 나타낸다. 또한 투자(I) 式에서도 y 이외에 實質利子率이 매우 탄성치가 높은 有意한 설명변수로 사용되었다. 이와 같이 利子率을 소비와 투자의 主說明變數로 사용한 것은 기존의 다른 모형과는 다른 本 模型의 특성으로서 경기변동에 있어서 이자율을 통한 파급구조를 중시한 것이다.

$$C = -(R-\Delta P),\ (y-TX/P),\ \frac{M2}{P} \cdots (6)$$

$$I = -(R-\Delta P),\ y \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

한편 實質輸出(X) 및 實質輸入(M)은 實質實效換率($(E/E^f) \cdot (P^f/P)$)에 의해 결정되는바, P^f는 우리나라와 주요교역상대국과의 무역가중치로 가중평균된 외국의 都賣物價이며, E는 대미

10) 朴佑奎(1989b)는 物價와 單位勞動費用間에는 共積分關係가 존재함을 보였다.

11) 그런데 Wijnbergen(1982)에서는 式 (3)과 같은 物價式에서 초과수요는 포함시키지 않고 이자율을 포함시켰는바, 이에 따라 통화공급감소는 이자율을 증가시키고 따라서 物價까지 증가시키는 시뮬레이션 결과를 초래하였으나, 本稿에서는 이러한 通貨緊縮政策의 스태그플레이션효과는 나타나지 않는다.

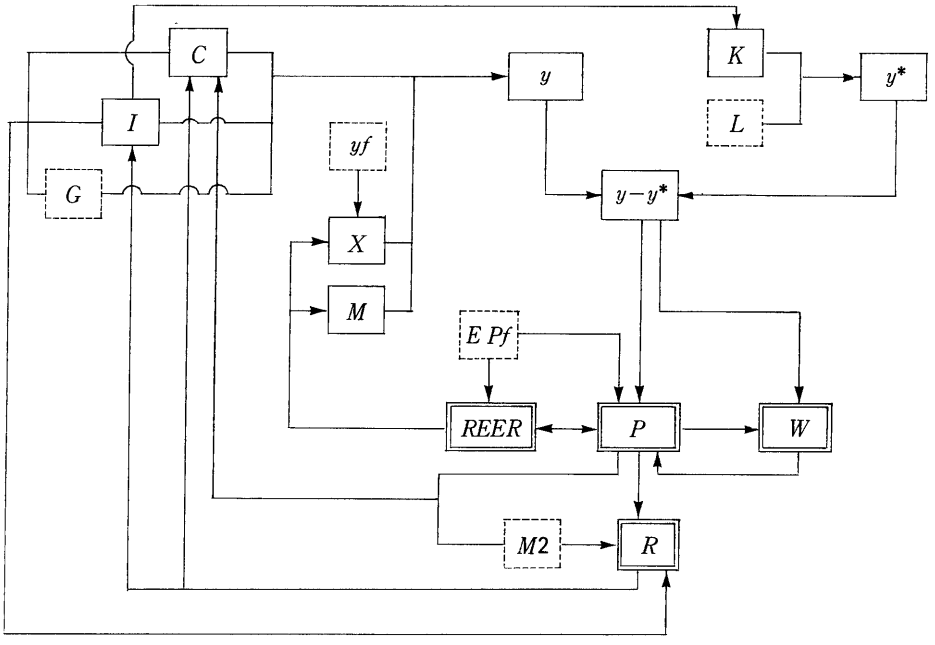
명목환율이며, E^f 역시 무역가중치로 가중평균된 외국의 환율이다. 아래 式에서 y^f는 海外 GNP이다. 여기서 환율과 P^f는 外生變數이므로 模型에서는 결국 輸出 및 輸入이 國內物價의 변동에 의해 좌우되게 된다.

$$X = E/E^f \cdot P^f/P,\ y^f \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

$$M = E/E^f \cdot P^f/P,\ y \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

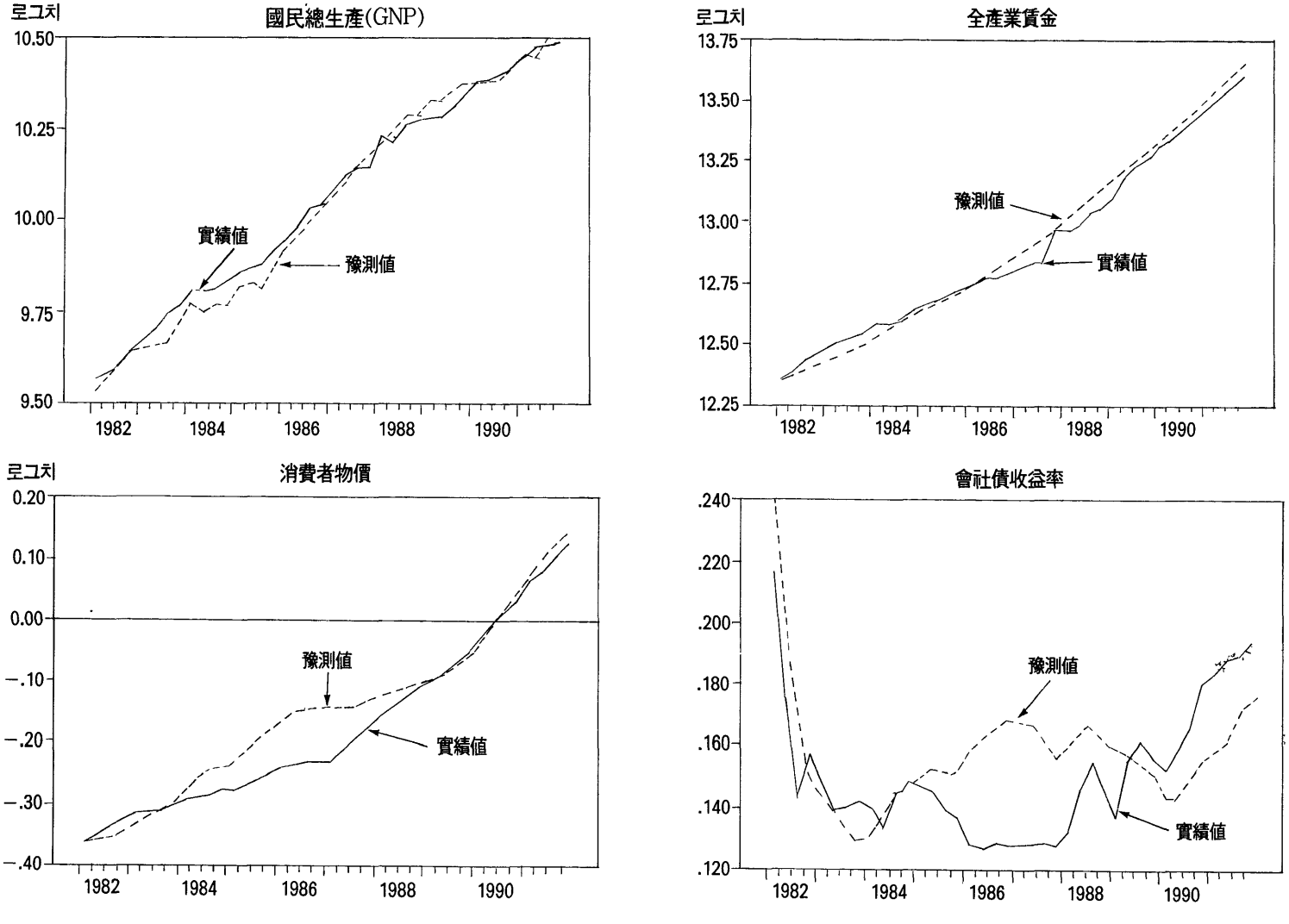
위의 式 (1)~(9)와 GNP항등식이 물가결정모형이 된다. 價格블록을 종합해 보면, 物價가 명목이자율(따라서 실질이자율)과 실질실효환율의 결정요인이다. 나아가서 總需要블록에서는 실질이자율이 소비와 투자의 결정요인이며, 實質實效換率은 輸出과 輸入의 결정요인이다. 결국은 물가가 總需要를 변동시키는 主要因인 셈이다. 앞서 總供給블록에서는 投資의 변동이 總供給能力을 변경시키는 주요인이었는바, 투자의 변동은 實質利子率, 즉 물가가 主決定要因이므로 總供給 역시 물가가 主決定要因인 셈이다. 또 價格블록에서는 총공급을 초과하는 총수요가 물가를 변동시키는 요인이므로, 결국 物價→總需要·總供給→物價의 순환변동과정이 발생하게 된다. 결국 物價, 金利, 賃金, 實質實效換率과 같은 가격변수와 實質GNP를 구성하는 물량변수간의 상호작용에 의해 경기는 순환하게 되며, 그 과정에서 물가의 모습이 결정되게 된다. 이를 좀더 상세히

[圖 2] 模型의 흐름도(flow chart)



註 : ▭는 물량변수, ▭는 가격변수, ⬚는 외생변수를 나타냄.
각 변수의 정의는 부록을 참조(P는 물가를 나타냄).

[圖 3] 主要變數의 시뮬레이션結果



〈表 1〉 主要變數의 平均自乘根퍼센트誤差(RMSE %)
(1982. 1/4~1991. 4/4)

변수명	RMSE(%)	변수명	RMSE(%)
GNP	1.10	회사채수익률	5.59
GNP디플레이터	4.23	수입단가	2.83
총투자	2.07	임금(전산업)	1.26
민간소비	0.94	도매물가	5.27
총수출	2.22	소비자물가	3.73
총수입	1.71		

註 : $\mathrm{RMSE}(\%) = 100\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{Y_i^f - Y_i^a}{Y_i^a}\right)^2}$

Y_i^f = 예측치, Y_i^a = 실적치, N : 표본수

유통도를 통하여 살펴보면 [圖 2]와 같은데, 어디서 충격이 발생하든간에 시계방향으로 흐르면서 物價가 결정된다. 예를 들어 우선 總需要 및 總供給部門에서 $y-y^*$, 즉 超過需要가 결정되면 이는 賃金 및 物價를 결정짓고, 물가는 實質實效換率과 金利를 결정하며, 實質實效換率은 輸出 및 輸入을, 金利는 消費 및 投資를 결정하고 나아가서 資本스톡과 潛在GNP를 결정하는 형태로 시계방향으로 경기순환과정이 발생한다.

한편 賃金(W), 物價(P), 金利(R), 成長(y)에 대하여 실제치와 Gauss-Seidel방법에 의한 시뮬레이션値를 각각 그린 것이 [圖 3]에 나타나 있는데 주요 변화점을 잘 맞추고 있어서 本 物價模型이 長期시뮬레이션에 적합할 것으로 판단된다. 또한 [圖 3]의 시뮬레이션결과에 근거하여 주요 변수에 대한 평균자승근퍼센트오차(RMSE %)를 계산해 보았는데 그 결과는 〈表 1〉에 나타나 있다. 〈表 1〉에서 보는 것처럼 1982년 1/4분기부터 1991년 4/4분기까지 40분기동안의 國民總生產(GNP), 民間消費, 總投資, 會社債收益率, 消費者物價 등 주요변수들에 대한 추정오차가 회사채수익률과 도매물가를 제외한 나머지 變數들이 5% 이내의 매우 낮은 수치를 보이고 있다. 이러한 수치는 朴元巖(1986), 咸貞鎬·崔雲奎(1989)에 비하여 매우 낮은 것으로 본 모형의 안정성을 입증해 주고 있다.

III. 物價模型의 長短期 特性

物價模型의 장단기 특성을 살펴보기 위해서 總通貨($M2$), 換率(E), 政府消費支出(G) 등 외생변수가 基準(baseline)값보다 1% 지속적으로 80분기동안 높을 경우 物價模型의 반응을 살펴보는 시뮬레이션을 해 보았다[12]. $M2$, E, G의 경우에

단기에는 경기부양효과가 있는 Keynesian모형의 특성을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 長期에는 이러한 단기적인 경기부양효과는 반드시 物價上昇을 가져옴으로써 成長은 원위치(즉 base-line)로 복귀하게 되나 物價는 높은 상태로 머물고 마는 결과를 나타냄으로써 장기에는 古典學派(Classical) 모형의 특성을 나타내고 있다.

우선 $M2$ 變動에 대한 각 內生變數의 반응은 [圖 4] 및 〈表 2〉에 나타나 있는데, $M2$ 수준의 80분기간에 걸친 1% 增加는 實質金利의 하락을 가져오고 이는 投資와 消費를 증가시키는 효과를 나타낸다. 또한 실질잔고가 증가됨으로써 소비는 추가적으로 증가된다. 그러나 전체적으로 성장이 증가됨에 따라 物價는 상승하게 되며, 이에 따라 實質實效換率의 切上이 나타나고 이는 輸出減少, 輸入增加效果를 가진다. 그러나 물가가 상승함에 따라 實質金利의 하락이 반전되고 이는 소비, 투자 등을 위축시켜 전반적인 成長鈍化로 이어진다. 이에 따라 4년째에 0.44%에 달하던 성장증가효과가 8년째에는 완전히 소멸되는 것으로 나타났다. 한편 消費者物價 및 賃金은 8년째에 각각 0.56% 및 1.25%의 最大値를 보이고 있다. 즉 長期에는 물가 및 임금은 높은 수준에 머물고 있으나 成長은 원위치에서 크게 벗어나지 못하는 결과를 나타내고 있다. 또한 實質金利를 장기적으로 낮추지 못하고 있음은 물론 潛在GNP를 초과하는 성장도 지속되지 않고 있다.

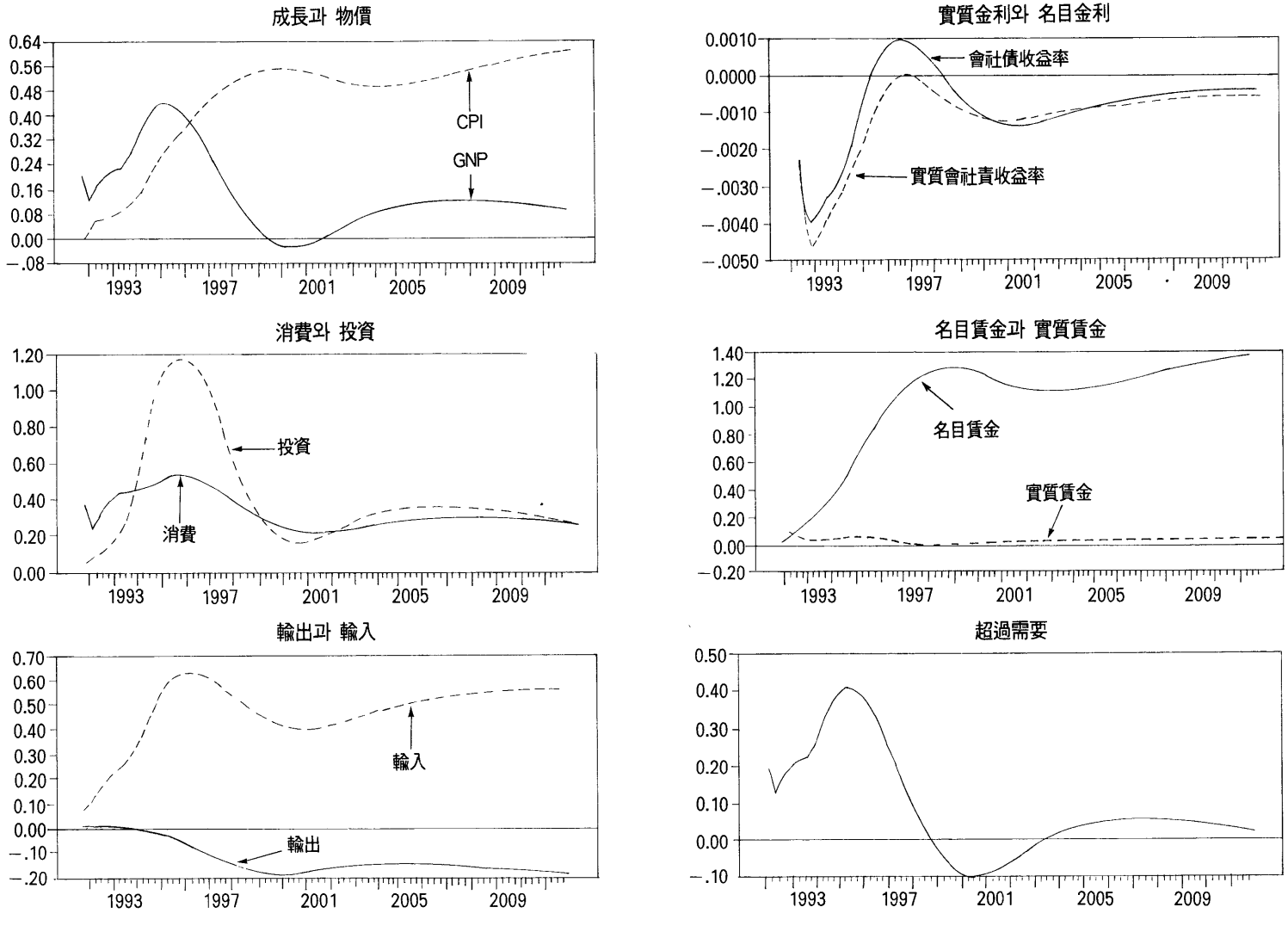
한편 名目換率의 80분기간에 걸친 1% 切下는 2~4년 사이에 0.70%의 消費者物價上昇을 가져오는 것으로 나타났다([圖 5] 및 〈表 2〉 참조). 이와 같이 物價上昇이 빠른 속도로 큰 폭으로 나타남에 따라 최초의 수출증가효과가 6년내로 상당폭 소멸되고 있다. 그러나 초기의 輸出增加 및 輸入減少는 GNP 증가로 이어져 이는 消費 및 投資를 증가시키나, 물가상승이 곧 실질금리를 높여 이들을 위축시킨다. 결국 2~3년간 0.24%의 成長增加效果는 4년내에 소멸되고 그 이후에도 실질금리가 높은 수준을 유지함에 따라 消費, 投資, 成長은 오히려 원위치만 못한 상태로 수렴되고 있다. 결국 환율절하의 경기부양효과는 단기간에 소멸되고, 물가는 높은 수준에서 장기간 지속되는 결과를 초래하고 있다[13].

政府消費支出의 80분기간에 걸친 1% 증가는 1~2년내에 GNP를 0.12% 증가시키는 최대효과를 나타내는바, GNP 증가는 동시에 消費 및 投資의 증가효과를 가진다([圖 6] 및 〈表 2〉 참조). 이러한 경기확대는 곧 物價와 名目金利 및 實質金利의 상승을 가져와 消費, 投資, 輸出 등이 위축된다. 이에 따라 성장증가효과는 4~5년내에 완전히 소멸되고 소비자물가는 6년째에 이르러 0.15%의 최고수준에 도달된다.

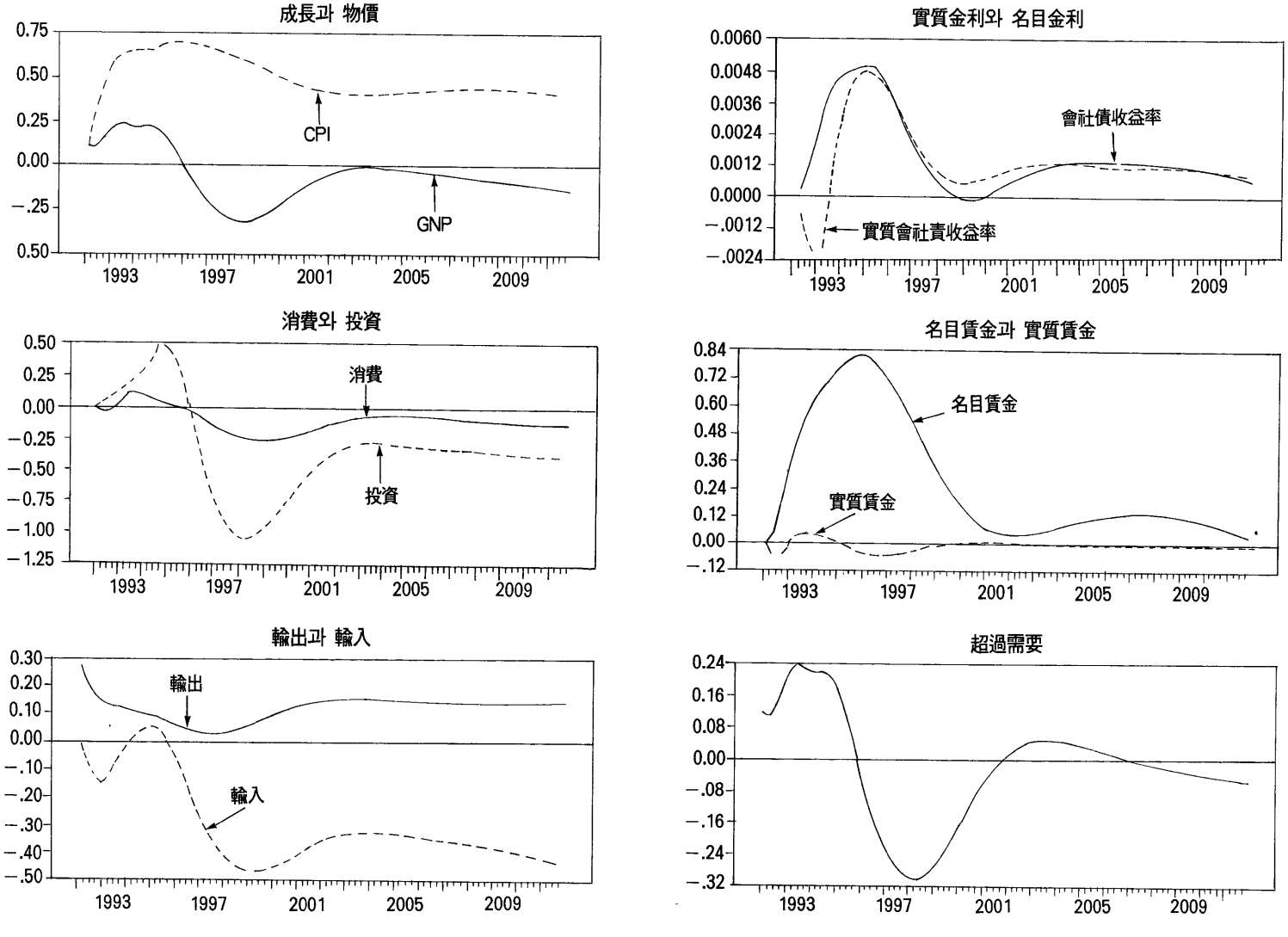
12) 아래의 시뮬레이션에서는 모든 外生變數의 값이 91년 4/4분기와 동일하다고 가정하여 얻은 內生變數들의 값이 기준치(baseline)이다. 예를 들어 정부소비(G)의 시뮬레이션에 있어서는 정부소비의 값만이 92년 1/4분기부터 80분기동안 91년 4/4분기값보다 1% 높은 수준을 계속 유지한다고 가정하여 얻은 內生變數들의 값과 基準値의 차이를 살펴보았다.

13) 海外物價의 80분기에 걸친 1% 상승은 앞서 환율의 1% 상승과 거의 같은 형태의 효과를 가진다. 이는 換率이나 海外物價나 모두 같은 경로를 통하여 경제에 영향을 미치는 형태로 模型이 구성되었기 때문이다. 그러나 실제로는 이들 두가지 시뮬레이션은 그 미치는 효과가 다를 것인데, 이는 통상 海外物價의 上昇(예 : 原油價格의 급등)은 해외성장의 하락을 수반할 수 있기 때문이다.

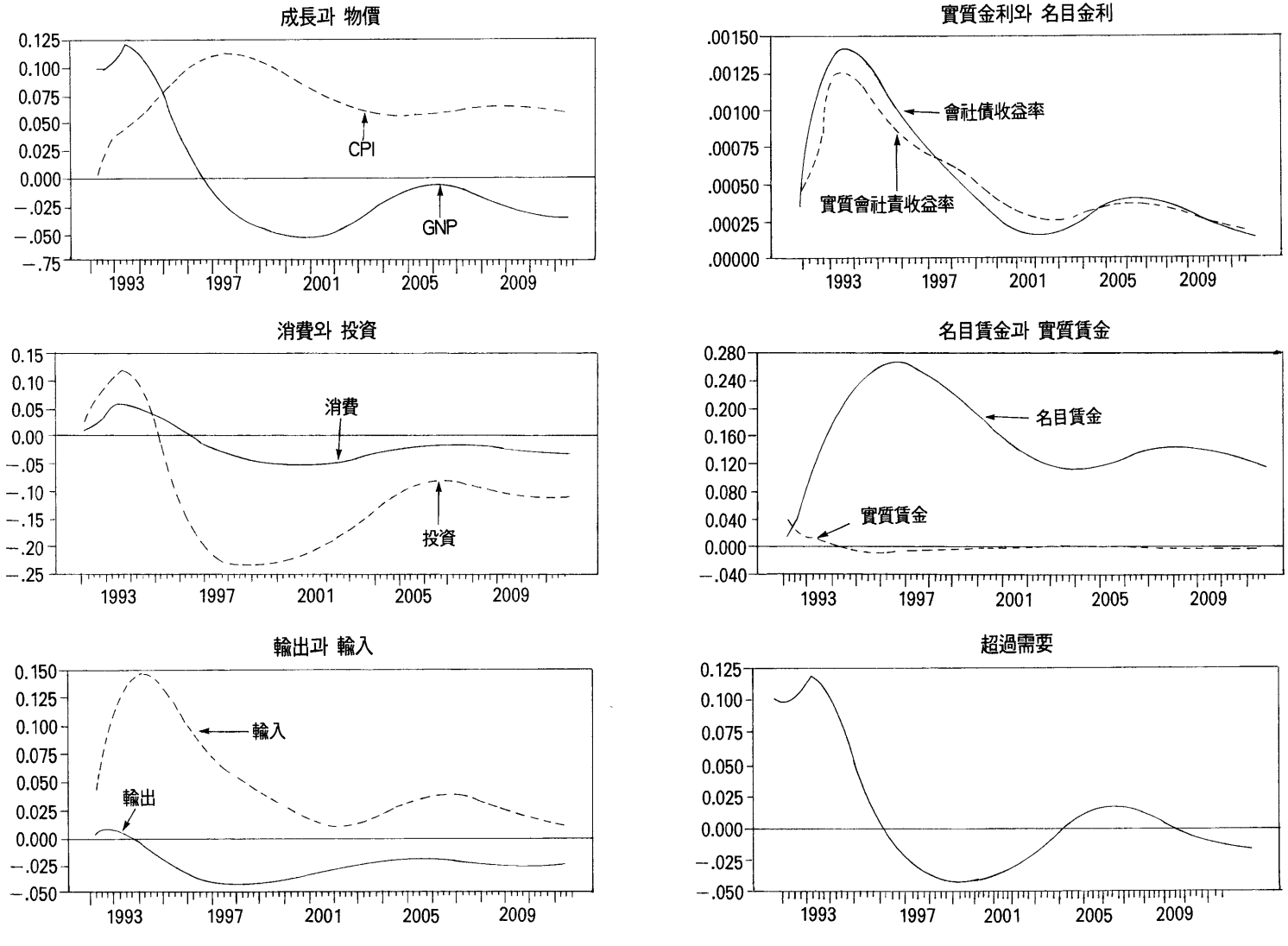
[圖 4] M2 1% 增加時 主要變數의 反應



[圖 5] 換率 1% 增加時 主要變數의 反應



[圖 6] 政府消費 1% 增加時 主要變數의 反應



〈表 2〉 模型의 政策시뮬레이션結果

(단위 : %)

	M2		G		E	
	短期	長期	短期	長期	短期	長期
成長(GNP)	0.44(4)	0.10	0.12(2)	−0.02	0.24(2)	−0.05
超過需要	0.4 (4)	0.05	0.12(2)	−0.02	0.24(2)	−0.05
名目金利	−0.4 (1)	−0.05	0.14(2)	0.03	0.50(3)	0.01
實質金利	−0.45(1)	−0.08	0.13(2)	0.03	0.48(3)	0.01
名目賃金	1.25(8)	1.35	0.26(5)	0.14	0.82(5)	0.10
消費者物價	0.56(8)	0.62	0.15(6)	0.06	0.70(4)	0.42

註 : ( ) 안은 반응이 최대가 되는 年數를 나타냄.

實質金利는 올라갔다가 서서히 원위치로 복귀하고 있으며, $(y-y^*)$ 역시 零으로 수렴되고 있다. 실질임금 역시 초기에는 상승하나 장기적으로는 零으로 수렴된다. 결국 政府消費支出의 단기적인 경기부양효과는 物價와 實質金利를 높임으로써 상쇄되고 마나, 그 과정에서 임금 및 물가는 높은 수준을 장기간 유지하는 결과를 초래하고 있다.

전체적으로 보아 通貨供給增加나 政府消費支出의 효과에 대한 시뮬레이션은 美國의 聯邦準備銀行의 MPS모형에 대한 결과와 유사한 형태를 가진다(Brayton-Mauskopf(1985) 참조). 즉 景氣浮揚效果는 단기간내에 소멸되나, 물가는 높은 수준을 유지하는 형태이다.

그런데 本 模型에서의 시뮬레이션은 정부지출 및 환율의 경우 MPS模型보다 1~2년 더 긴 시차를 두고 조정된다. 그러나 通貨에 대한 시뮬레이션의 시차가 너무 긴 것으로 나타나는데, 이는 앞으로 더 개선이 필요한 부분이다[14].

그런데 이와 같이 本 模型에서 시뮬레이션효과의 반응기간이 길게 나타나고 있는 것은 앞으로 개선의 여지가 있겠으나, 한편 MPS模型의 시뮬레이션과는 달리 換率을 外生으로 취급한 데에도 일부 기인하는 것으로 판단된다. 즉 本稿의 모든 시뮬레이션에서 환율은 外生變數로 취급되었으나, 만약 환율이 內生化된다면 政府消費나 通貨供給 등을 확대하는 경기부양조치는 물가를 더 높게 그리고 더 장기간 높이는 반면 실물경제에 대한 효과는 더 빨리 소멸되는 효과를 가질 가능성이 있다[15].

14) MPS模型에서 政府支出이나 通貨의 增加가 實質GNP를 부양시키는 효과는 1년에 최대로 나타나고 3년째에 완전히 소멸되며, 物價는 5년째에 최대로 높게 된다.

15) Alogoskoufis-Smith(1991)는 換率變動이 물가상승을 용인(accomodative)할수록 물가는 더 높게 장기간 유지되고, Phillips곡선 역시 위로 이동하게 된다고 주장하였다. Phillips곡선이 위로 이동하게 된다면 장기 Phillips곡선의 기울기가 수직에 더 가까워진다는 얘기이며, 이는 超過需要增大가 오래 지속되지 못하고 물가는 더 높게 올라간다는 것을 의미한다.

Ⅳ. 結

本稿에서는 물가상승의 요인과 이들 요인들간의 상호관계, 물가변동구조, 거시정책변수의 장단기효과 등을 파악하고 물가안정을 위한 장기적 대응방안을 제시하기 위해 巨視經濟模型 형태의 物價模型을 작성하였다. 특히 Keynesian模型의 형태를 가지나, 장기적으로는 古典派(Classical)의 정책함의를 가질 가능성이 있는 형태로 작성되었다.

模型의 구조에 의하면 우리나라의 물가변동은 需要 및 供給→超過需要→價格의 흐름을 따른다. 즉 최초의 충격이 어느 부문에 가해지더라도 이 충격에 의해 초과수요가 발생하는가의 여부가 결정되고 이에 따라 物價, 賃金, 利子率, 實質實效換率 등의 가격이 결정되고, 이들 가격은 다시 消費, 投資, 輸出, 輸入 등의 총수요에 영향을 주게 된다. 한편 투자의 변동은 자본스톡에 영향을 줌으로써 潛在GNP(總供給)를 변동시켜 결국 초과수요를 변화시킨다. 이와 같은 循環變動過程에서 물가의 모습이 결정되는 것으로 物價變動構造가 推定되었다.

通貨, 政府消費支出, 換率 등의 巨視經濟政策變數들이 경제에 미치는 영향을 長短期시뮬레이션을 통하여 살펴본 결과 이들은 모두 短期에는 성장을 증가시키는 경기부양효과를 가지는 것으로 드러났다. 그러나 이러한 경기부양효과는 곧 소멸되지만, 그 이후에도 물가나 임금은 높은 수준을 장기간 유지해 나가는 것으로 드러나, 長期的으로 경기부양정책은 성장이 원위치(baseline)를 벗어나지 못하는 반면 물가만 상승시키는 소위 古典派的 결과가 초래되는 것으로 드러났다. 그런데 이와 같은 시뮬레이션결과는 모두 換率變動이 外生的이라는 가정하에서 이루어진 것인데, 물가상승에 따라 어느 정도 內生的으로 상향조정된다고 한다면 실물경제변수에 대한 시뮬레이션의 시차가 더 짧아지고, 물가수준은 더 높은 수준에서 장기간 지속될 가능성이 있다[16].

이상의 論議는 결국 우리나라에도 단기에는 物價上昇에 대한 우려보다는 성장이 빠른 속도로 상승하는 물가와 성장간의 Phillips곡선이 존재하나, 長期에는 Phillips곡선이 수직에 가까운 것임을 나타냄으로써 성장은 원위치로 복귀하고 물가만 올라가는 형태가 나타남을 의미하며, 그 시차는 그렇게 길지 않을 수도 있음을 의미한다 하겠다. 따라서 長期的으로 물가를 안정시키기 위해서는 통화공급 증가, 재정지출 확대, 환율절하와 같은 短期的 경기부양정책을 사용하여 잠재GNP를 초과하는 成長을 추구할 것이 아니고, 잠재GNP를 초과하지 않는 적정성장을 유지해 나가는 정책을 長期的 시각에서 추진해 나가는 것이 요구된다 하겠다.

16) 註 15를 참조.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金文昱,「우리나라의 根源的 인플레이션率 測定結果」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1990. 10.

金治鎬,「우리나라 物價函數推定」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1988. 11.

南相祐,「費用 및 需要側面의 인플레 進行過程」,『韓國開發硏究』, 第3卷 第4號, 1981.

盧成泰・司空恩德,「St. Louis模型과 通貨政策의 波及效果」,『韓國開發硏究』, 第10卷 第1號, 韓國開發硏究院, 1988.

朴光敏,「最近 物價變動의 特徵과 要因」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1992. 10.

朴佑奎,「TVBVAR模型에 의한 三低效果의 分析」,『韓國開發硏究』, 第9卷 第1號, 1987.

_____,「利子率과 投資 : 우리나라 利子率效果의 한 波及構造」,『韓國開發硏究』, 第10卷 第2號, 韓國開發硏究院, 1988.

_____,「潛在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力의 推定」,『韓國開發硏究』, 第11卷 第2號, 韓國開發硏究院, 1989a.

_____,「單位勞動費用과 物價」,『韓國開發硏究』, 第11卷 第4號, 韓國開發硏究院, 1989b.

_____,「인플레와 M2 流通速度」,『韓國開發硏究』, 第13卷 第2號, 韓國開發硏究院, 1991a.

_____,「物價不安과 資金難解消를 위한 金利政策」,『KDI 分期別 經濟展望』, 第10卷 第2號, 韓國開發硏究院, 1991b.

朴元巖,「韓國經濟의 分期計量模型」,『韓國開發硏究』, 第8卷 第2號, 韓國開發硏究院, 1986.

邊基石,「時差分析을 통해 본 通貨-物價關係」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1985. 10.

全聖寅,「通貨, 物價, 名目賃金의 長短期動學에 관한 硏究」,『韓國開發硏究』, 第14卷 第1號, 韓國開發硏究院, 1992.

丁文建,「우리나라의 物價行態分析」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1983. 12.

崔長鳳,「우리나라 經濟의 分期巨視模型」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1987. 8.

韓國銀行,「韓國經濟의 巨視計量模型」, 創立 第40周年紀念 計量經濟論文集, 1990.

咸貞鎬・崔雲奎,「우리나라의 巨視計量經濟模型」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1989. 11.

_____,「韓國經濟의 年間巨視計量模型 BOKAM-90」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1990. 9.

洪甲秀,「우리나라의 物價變動과 賃金・通貨・成長의 關係分析」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1990. 5.

Alogoskoufis, George and Ron Smith, "The Phillips Curve, the Persistence of Inflation, and the Lucas Critique : Evidence from Exchange-Rate Regimes," *The American Economic Review*, December 1991.

Brayton, Flint and Eileen Mauskopf, "The Federal Reserve Board MPS Quarterly Econometric Model of the US Economy," *Economic Modelling*, July 1985.

_____, "Structure and Uses of the MPS Quar-

terly Econometric Model of the United States," *Federal Reserve Bulletin*, Feb. 1987.

Clements, Michael P., "Testing Structural Hypotheses by Encompassing : US Wages and Prices, Is the Mark-Up Pricing Hypothesis Dead?" Applied Economics Discussion Paper Series, No. 114, University of Oxford, July 1991.

Engle, Robert and Byung Sam Yoo, "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", *Journal of Econometrics*, 1987, pp.143~159.

Engle, Robert and C.W.J. Granger, "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, March 1987.

Gordon, Robert, "U.S. Inflation, Labor's Share, and the Natural Rate of Unemployment," NBER Working Paper No. 2535, 1988.

_____ and Stephen King, "The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models," *Brookings Papers on Economic Activities*, 1982.

Hallman, Jeffery, Richard Porter, and David Small, "M2 Per Unit of Potential GNP as an Indicators of Inflation : A Reduced Form Approach, " Board of Governors of the Federal Reserve System, October 1988.

Nordhaus, William, *Recent Developments in Price Dynamics*, in the Econometrics of Price Determination Conference, Board of Governors of the Federal Reserve System and Social Science Research Council, 1972.

Haque, Nadeem, K. Lahiri, and P. Montiel, "A Macroeconometric Model for Developing Countries," IMF Staff Papers, Sep. 1990.

Norton, R. D. and S. Y. Rhee, "A Macroeconometric Model of Inflation and Growth in South Korea", in W. Cline and S. Weintraub(eds.), *Economic Stabilization in Developing Countries*, Brookings Institution, Washington, D.C., 1981.

Otani, I and Yung Chul Park, "A Monetary Model of the Korean Economy," IMF Staff Papers, March 1976.

Park, Woo Kyu and Sung Tae Ro, "The KDI Model of the Korean Economy," Manuscript, Prepared for the Project LINK Model Comparison Conference to be held in Seoul, Korea, November 1988.

Park, Won Am and Yoo Yoon-ha, "The External Adjustment of the Korean Economy," Manuscript, Prepared for the Presentation at the North-South Macroeconomic Interactions Workshop to be held in Rio de Janeiro, October 1990.

Tobin, James, "Money and Income : Post Hoc Ergo Propter Hoc?" *Quarterly Journal of Economics*, May 1970.

Van Wijnbergen, S., "Stagflationary Effects of Monetary Stabilization Policies," *Journal of Development Economics*, 1982.

附錄：模型의 推定結果

消費者物價(추정기간 ; 75 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(CPI)_t = \underset{(-69.69)}{-10.2475} + \underset{(19.85)}{0.4519^*\log(W)_t} \underset{(-2.74)}{-0.1228^*\log(y/L)_t} + \underset{(15.72)}{0.3788^*\log(E\cdot PMGS)_t}$$

$$+ \underset{(2.85)}{0.3323^*(\log(y)_t - \log(y^*)_t)}$$

$$R^2=0.9970 \quad D.W=0.78$$

$$\Delta\log(CPI)_t = \underset{(-4.41)}{-0.2844(RECPI)_{t-1}} + \underset{(5.82)}{0.4781^*\Delta\log(CPI)_{t-1}} + \underset{(3.79)}{0.1914^*\Delta\log(W)_t}$$

$$+ \underset{(2.07)}{0.1445^*\Delta\log(y/L)_t} + \underset{(3.33)}{0.1235^*\Delta\log(E\cdot PMGS)_t}$$

$$- \underset{(-2.72)}{0.1359^*\Delta(\log(y)_t - \log(y^*)_t)}$$

$$R^2=0.6894 \quad D.W=2.39$$

都賣物價(추정기간 ; 75 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(WPI)_t = \underset{(-72.45)}{-11.2728} + \underset{(15.71)}{0.3850^*\log(W)_t} - \underset{(-9.42)}{0.4515^*\log(y/L)_t} + \underset{(22.00)}{0.5737^*\log(E\cdot PMGS)_t}$$

$$R^2=0.9953 \quad D.W=0.83$$

$$\Delta\log(WPI)_t = \underset{(-3.94)}{-0.3535(REWPI)_{t-1}} + \underset{(3.51)}{0.3022^*\Delta\log(WPI)_{t-1}} + \underset{(4.03)}{0.2273^*\Delta\log(W)_t}$$

$$- \underset{(-1.91)}{0.1215^*\Delta\log(y/L)_t} + \underset{(6.31)}{0.2965^*\Delta\log(E\cdot PMGS)_t}$$

$$R^2=0.7164 \quad D.W=2.27$$

全產業名目賃金(추정기간 ; 75 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\Delta\log(W)_t = \underset{(4.73)}{0.028} + \underset{(1.08)}{0.2068^*\Delta\log(CPI)_{t-1}} + \underset{(2.01)}{0.4160^*\Delta\log(CPI)_{t-2}}$$

$$+ \underset{(2.47)}{0.1441^*(\log(y)_t - \log(y^*)_t)} + \underset{(0.21)}{0.023^*\Delta(\log(y)_t - \log(y^*)_t)}$$

$$- \underset{(-0.003)}{0.0003^*\Delta\log(W)_{t-1}}$$

$$R^2=0.3221 \quad D.W=2.04$$

資本스톡(추정기간 ; 73 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(K)_t \simeq \{\log(2) + 1/2*\log(1/4\sum_{i=0}^{t-1}(1-\rho)^i[I_{t-i}+I_{t-i-1}+I_{t-i-2}+I_{t-i-3})]$$

$$+ t/2\ \log(1-\rho)\} + 1/2\ \log\ K_0 = K_t' + 1/2\ \log\ K_0$$

潛在GNP(추정기간 ; 73 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(y/L)_t = \underset{(6.30)}{1.3246} + \underset{(7.09)}{0.399}*\log(K' - \log\ L_t) + \underset{(34.95)}{0.015}*D1T$$

$$R^2 = 0.9691 \quad D.W = 0.27$$

$$\log(y^*)_t = 1.3246 + 0.399*K'_t + 0.601*\log(L)_t + 0.015*D1T$$

民間消費(추정기간 ; 75 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(C)_t = \underset{(12.32)}{1.3753} + \underset{(10.33)}{0.3850}*\log(1/6\sum_{i=0}^{5} yd_{t-i}) - \underset{(-3.50)}{0.3072}*(((R-DCPI4)+(Rd-DCPI4))/2)_t$$

$$+ \underset{(6.03)}{0.2506}*\log(M2/CPI)_t$$

$$R^2 = 0.9971 \quad D.W = 0.56$$

$$\triangle\log(C)_t = -\underset{(-2.15)}{0.2031}(REC)_{t-1} - \underset{(-2.53)}{0.2697}*\triangle\log(C)_{t-1} + \underset{(4.47)}{0.6679}*\triangle\log(1/6\sum_{i=0}^{5} yd_{t-i})$$

$$-\underset{(-1.76)}{0.1463}*\triangle(((R-DCPI4)+(Rd-DCPI4))/2.0)_{t-2}$$

$$-\underset{(-1.38)}{0.1154}*\triangle(((R-DCPI4)+(Rd-DCPI4))/2.0)_{t-3} + \underset{(4.11)}{0.2965}*\log(M2/CPI)_t$$

$$R^2 = 0.4405 \quad D.W = 2.02$$

總固定投資(추정기간 ; 75 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(I)_t = -\underset{(-3.45)}{0.930} - \underset{(-2.69)}{0.4250}*\log(1/4\sum_{i=2}^{5}(R-DCPI4)_{t-i}) + \underset{(3.75)}{0.2670}*\log(y)_t + \underset{(14.68)}{0.8069}*\log(I)_{t-1}$$

$$R^2 = 0.9911 \quad D.W = 2.17$$

實質實效換率

$$REER_t = (E_t/E_t^f)*(P_t^f/WPI_t)$$

輸入單價指數(추정기간 ; 75 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(PMGS)_t = -\underset{(-0.56)}{0.1385} + \underset{(19.15)}{1.045}*\log(P^f)_t$$

$$R^2=0.847 \quad D.W=0.18$$

$$\Delta\log(PMGS)_t = -\underset{(-2.65)}{0.1423}*(REPMGS)_{t-1} + \underset{(2.53)}{0.295}*\Delta\log(\mathrm{PMGS})_{t-1}$$

$$+\underset{(3.86)}{1.039}*\Delta\log(P^f)_{t-1}$$

$$R^2=0.320 \quad D.W=2.04$$

輸出(추정기간 ; 75 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(X)_t = -\underset{(-12.45)}{16.4407} + \underset{(2.28)}{0.4061}*\log(REER)_t + \underset{(15.62)}{3.0246}*\log(y^f)_t$$

$$R^2=0.9942 \quad D.W=1.97 \quad \rho = \underset{(14.77)}{0.7932}$$

輸入(추정기간 ; 76 : Ⅰ ~91 : Ⅳ)

$$\log(M)_t = \underset{(0.83)}{0.4318} - \underset{(-0.91)}{0.077}*\log(REER)_t - \underset{(-2.21)}{0.073}*\log(REER)_{t-1} - \underset{(-1.70)}{0.063}*\log(REER)_{t-2}$$

$$-\underset{(-1.02)}{0.048}*\log(REER)_{t-3} - \underset{(-0.75)}{0.027}*\log(REER)_{t-4} + \underset{(4.19)}{0.4590}*\log(y)_t$$

$$+\underset{(5.94)}{0.5904}*\log(M)_{t-1}$$

$$R^2=0.9902 \quad D.W=2.19$$

國民總生產

$$y_t = C_t + I_t + G_t + X_t - M_t + NSI_t$$

可處分所得

$$yd_t = y_t - (TX/CPI)_t$$

會社債收益率(추정기간 ; 81 : Ⅰ~91 : Ⅳ)

$$R_t = -\underset{(-4.89)}{0.4851} + \underset{(12.63)}{0.6605^*}\log(C+I+G)_t - \underset{(-13.13)}{0.5656^*}\log(M2/CPI)_t$$

$$R^2=0.8131 \quad D.W=0.83$$

$$\Delta R_t = -\underset{(-3.71)}{0.4804^*}(RER)_t + \underset{(1.34)}{0.1751^*}\ R_{t-1} + \underset{(2.53)}{0.3674^*}\Delta\log(C+I+G)_{t-1}$$

$$-\underset{(-2.62)}{0.3163^*}\Delta\log(M2/CPI)_{t-1}$$

$$R^2=0.4049 \quad D.W=1.89$$

〈內生 및 外生變數 一覽表〉

內生變數

변 수	변 수 명	단 위
C	민간소비(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
CPI	소비자물가지수(계절조정)	1990=100.0
$DCPI4$	전년동기대비증가율	
I	총고정투자(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
K	자본스톡	10억원, 1985년 불변가격
M	총수입(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
$PMGS$	수입단가지수	1985=100.0
R	회사채유통수익률	연율(%)/100
$REER$	실질실효환율지수	1985. 3/4~86. 2/4=100.0
W	전산업명목임금(계절조정)	원/月
WPI	도매물가지수(계절조정)	1985=100.0
X	총수출(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
y	국민총생산(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
y^*	잠재국민총생산	10억원, 1985년 불변가격
yd	가처분소득	10억원, 1985년 불변가격

外生變數

변 수	변 수 명	단 위
$D1$	더미변수	1979년 1/4 이후=1 그 이전=0
E	대미명목환율	원/달러, 월말평균
E^f	미국, 일본 등 우리와 주요 교역상대국과의 무역가중치에 의한 주요국 환율지수	
G	정부소비(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
L	총취업자수(계절조정)	천명
$M2$	총통화(계절조정)	10억원, 평잔
NSI	해외순수취요소소득+통계적불일치+재고증가	10억원, 1985년 불변가격
P^f	미국, 일본 등 우리와 주요 교역상대국과의 무역가중치에 의한 해외물가지수	1985=100.0
Rd	1년만기정기예금금리	연율(%)/100
T	期를 나타내는 時系列	
TX	조세총액(계절조정)	10억원, 경상가격
y^f	해외GNP	10억달러, 1985년 불변가격

地價, 換率과 거품

朴 元 巖

本稿는 지난 몇년간 우리나라 株價 및 地價의 급변을 거품現象으로 해석하는 見解를 再檢討하고 市場基本要因의 중요성을 강조하고자 하였다. 資産價格變化에 대한 自己實現的 豫測에 바탕을 둔 거품理論으로 최근 우리나라의 株價 및 地價變動을 설명하기에는 여러가지 제약점이 있다.

지난 몇년간 우리나라 株價 및 地價의 급변을 거품현상이라고 주장하는 사람들은 거품의 存在有無에 대한 검증 없이 막연하게 자산가격의 급변 내지는 불규칙한 변동을 거품현상으로 해석하는 경향이 있으며 株價 및 地價의 거품검증을 시행한 경우에도 검증과정에서 여러가지 計量經濟學的 문제점을 보이고 있고, 근본적으로는 檢證模型이 잘못 구체화되었다는 誤特定(misspecification)의 문제를 안고 있다.

本稿에서는 지난 몇년간 우리나라 地價 및 株價變化를 3低與件의 도래와 퇴조에 따른 경제여건의 변화와 시장기본요인의 변화로 설명할 수 있음을 보였다. 우선 實質金利, 成長率 등 市場基本要因의 변화로 우리나라 주가 및 지가변화를 상당부분 설명할 수 있었으며, 다음으로는 二部門 一般均衡 資産構成模型을 구성하여 流動性 및 換率이 변화할 때 地價의 過剩變動現象이 발생함을 보였다.

1986~89년간 地價의 急騰은 同 期間中 엔貨切上, 원貨切上 및 流動性增加(實質金利의 下落)에 따른 것이며, 90년 이후 地價上昇勢의 鈍化는 同 期間中 엔貨切下, 원貨切下로의 반전 및 流動性壓迫에 따른 實質金利의 上昇과 밀접히 관련되어 있다.

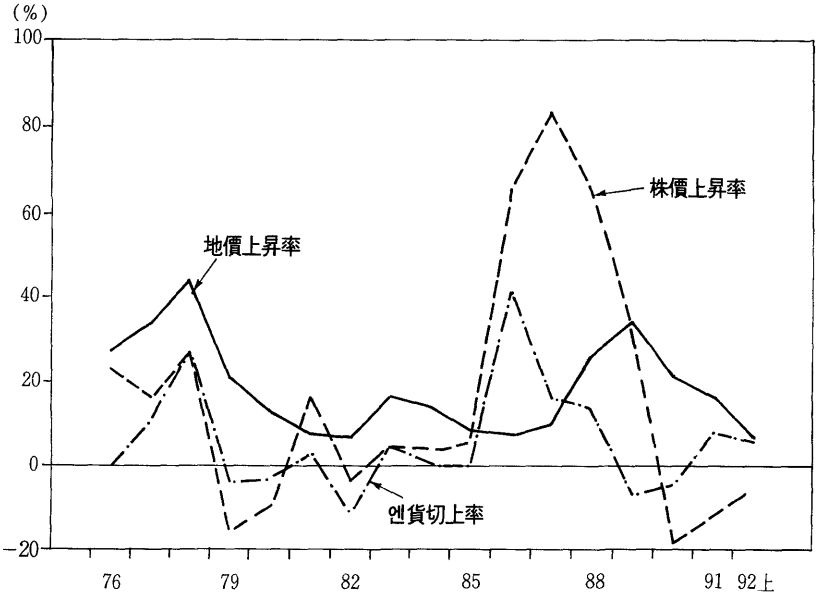
I. 序

1986년 이후 엔貨強勢를 비롯한 3低與件의 도래로 우리 경제는 큰 변화를 보였다. 1986년의 株價는 전년대비 평균 60% 이상 上昇하여 미증유의 上昇勢를 보였으며 이러한 높은 上昇勢는 88년까지 계속되었다. 이어서 地價 및 住宅價格도 치솟기 시작하여 1989~90년에는 절정을 이루었다. 그러나 89년부터 다시 엔貨가 弱勢로 반전되고 3低與件이 퇴조하기 시작하자, 株價는 89

筆者: 本院 硏究委員

* 자세한 論評을 해주신 本院의 白雄基, 孫在英 博士와 國際金融세미나 참석자들에게 감사를 드린다. 아울러 硏究를 도와준 成明基, 姜希淑 씨에게도 감사를 드린다.

[圖 1] 地價, 株價 및 엔貨換率 推移



년 4월 1일의 종합주가지수 1007.7을 고비로 90년에는 株價가 전년대비 平均 20% 가까이 下落하였으며 이러한 下落勢는 지금까지 계속되고 있다. 올해 들어서는 작년의 住宅賣買價格의 下落에 이어 地價까지 下落하기 시작하였다.

[圖 1]은 經濟內에서 변화의 정도가 가장 심한 株價, 地價, 換率의 70년대 중반 이후 변화추이를 보여주고 있다. 換率의 경우 원貨의 달러貨에 대한 환율보다는 엔貨의 달러貨에 대한 換率變化를 그렸는데, 이는 엔貨 換率의 변동폭이 상대적으로 컸기 때문이다.

[圖 1]에서 보는 바와 같이 1975년 이후 우리나라의 株價 및 地價는 70년대 후반과 80년대 후반에 각각 크게 상승하였는데, 이는 엔貨의 대폭적인 強勢와 밀접히 연관되어 있다. 한편 80년대 전반에도 70년대말의 엔貨弱勢, 株價下落, 地價上昇勢鈍化에 대한 반작용 또는 다른 요인에 의하여 株價 및 地價가 높은 상승세를 보이다가 다시 둔화된 바 있다. 특기할 만한 점은 建設部의 地價統計가 구득가능한 1975년 이후 처음으로 92년 2/4분기 들어서는 地價가 하락하기 시작하였다는 것이다. 이러한 점은 日本의 경우에도 마찬가지여서 91년에는 17년만에 처음으로 地價가 하락하였으며 92년에도 하락세가 이어지고 있다.

이렇게 資產價格이 급격하게 변동하자, 최근에는 자산가격의 급변을 거품현상으로 설명하고 최근의 景氣鈍化局面을 거품鎭靜局面으로 이해하는 견해가 자연스럽게 퍼지고 있다. 또한 資產價格의 急上昇은 경제의 生產活動과는 무관하게 投機에 의해서 창출되었기 때문에 지난 몇년간 우리경제를 크나큰 혼란에 빠뜨렸으며 현재 株價, 地

價下落은 당연한 귀결이라고 이해하고 있다.

本稿는 86년 이후 우리 경제에 나타난 큰 변화를 거품現象으로 파악하는 견해를 再吟味하고 우리나라의 資産價格變化를 거품보다는 市場基本要因의 변화로 설명하려고 한다. 즉 지난 몇년간 우리나라의 地價 및 株價는 유례를 찾기 힘들 정도로 급격하게 변화하였지만 이러한 資産價格의 급변을 거품現象에만 의존하여 설명하는 것은 옳지 못하다는 視角으로 접근하려고 한다.

資産價格 및 換率의 급격한 변화를 설명하는 경제학자들의 견해는 크게 두가지로 나누어지고 있다. 그 하나는 시장경제의 효율성을 믿는 견해로서, 資産價格 및 換率의 급격한 변화도 市場基本要因(market fundamentals)의 변화로 만족스럽게 설명될 수 있다는 입장이다. 다른 하나는 자본시장의 효율성과 시장기능에 따른 자원배분의 효율성을 크게 신봉하지 않는 견해로서, 資産價格의 변화는 市場基本要因보다는 시장기본요인에 바탕을 두지 않은 단순한 기대에 따른 거품(bubble) 또는 여타 심리적 요인에 의해 설명될 수 있다는 입장이다.

兩者間의 對立은 쉽사리 사라질 것으로 보이지 않는다. 理論的으로도 거품의 존재와 존재하지 않음을 모두 보일 수 있다[1]. 따라서 거품의 존재에 대한 經驗的 檢證이 중요하게 되는데 이 경우에도 검증의 대상이 되는 市場構造模型 자체가 잘못 설정되어 결국 거품의 존재를 인정하게 되는 오류를 범하는 경우가 많다. 또한 미래의 정책변화에 대한 合理的 期待나 미래에 대한 새로운 情報의 출현으로 현재 시장기본요인의 변화와 상관없이 자산가격이 크게 변동할 때 이를 거품현상과 구별하기란 매우 힘든 일이다(Hamilton and Whiteman, 1985 ; Flood and Hodrick, 1986 ; Singleton, 1987). 이렇듯 資産價格 및 換率의 급격한 변화를 특정한 模型으로 쉽게 설명할 수 없을 때 이를 모두 거품현상으로 돌릴 수 없으며 그렇다고 급격한 변동을 모두 시장기본요인으로 만족스럽게 설명할 수도 없는 형편이다.

本稿에서는 거품보다는 市場基本要因의 중요성을 강조하기 위해 우리나라 株價 및 地價의 급변을 거품現象으로 보는 見解를 再檢討하고 각각 市場基本要因評價方程式(fundamentals valuation equation)과 二部門 一般均衡模型을 구성하여 우리나라 자산가격의 변화를 설명하려 하였다. 특히 일반균형모형을 이용하면 資産價格이 市場基本要因인 流動性과 換率의 변화에 過剩反應(overshooting)하는 모습을 보일 수 있다. 이러한 자산가격의 과잉반응은 외견상 거품과 비슷하게 보일지 모르나 자산가격의 과잉반응후 經濟는 새로운 均衡에 도달하기 때문에 새로운 균형을 배제하는 거품과 구별된다.

本稿의 第II章에서는 지난 몇년간 우리나라 株價 및 地價의 추이를 살펴보고 資本利得이 우리 經濟에 미치는 영향을 논의한다. 第III章에서는 資産價格의 급변을 과연 거품으로 설명할 수 있는가를 논의한다. 第IV章에서는 株價, 地價를 결정하는 市場基本要因의 추이를 살펴보고 자산가격의 변화를 市場基本要因으로 설명할 수 있는가를 점검한다. 第V章에서는 資産價格의 投機的 변화를 초래하는 要因으로서 流動性과 換率의 역

1) 거품의 존재와 관련된 논의를 개관하기 위해서는 Stiglitz(1990) 참조.

할을 중시하고 간단한 一般均衡模型을 구성하여 資產價格의 過剩反應現象을 설명하고자 한다. 마지막으로 第Ⅵ章에서는 본고의 결론을 요약하였다.

Ⅱ. 우리나라의 資產價格變化와 資本利得

지난 70년대 이후 우리나라의 株價 및 地價變化는 [圖 1]에 잘 나타나 있다. [圖 1]은 우리나라 株價, 地價 및 換率의 변동과정에서 나타난 몇가지 특징을 보여주고 있다.

첫째, 株價와 地價는 70년대 후반과 80년대 후반에 각각 한 차례씩 크게 상승하였다. 80년대 전반에도 한 차례 상당폭 상승하였으나 70년대 후반 및 80년대 후반과 비교하여 보면 상승폭이 크지 않았다. 株價의 경우 1985~90년중 6배 이상 상승하였으나 1980~85년중에는 약 30%밖에 오르지 않았다. 全國平均 地價의 경우에는 同 期間中 각각 2.5배, 0.6배씩 상승하여 80년대 후반 지가상승이 전반기에 비하여 매우 뚜렷하였다.

둘째, 92년 2/4분기 들어서는 地價가 前期對比基準으로 하락하기 시작하였다는 점이다. 지가가 하락한다는 것은 지가자료가 만들어진 70년대 중반 이후 처음 있는 일로 특기할 만한 일이다. 한편 주가는 年平均基準으로 1979~80년과 82년에 하락하였으며 90년 이후 지금까지도 주가가 하락추세를 보이고 있다.

株價 및 地價의 下落은 80년대 후반의 資產價格上昇을 70년대 후반의 자산가격상승과 구분짓게 하는 중요한 특징이다. 80년대 후반에 地價가 상승한 후 최근에는 단순히 상승세가 둔화된 것이 아니라 下落勢로 반전하였다는 사실은 80년대 후반의 地價上昇을 거품현상으로 이해하도록 하는 근거를 제공해 준다. 또한 株價의 등락폭도 70년대 후반과는 비교가 되지 않을 정도로 컸다는 점도 거품의 존재를 뒷받침해 준다. 그러나 이와 같이 변동폭이 매우 컸다는 사실 자체가 곧바로 거품의 존재를 확인시켜 주는 것은 물론 아니다. 이 점에 관해서는 추후 재론하기로 하겠다.

셋째, [圖 1]에서 보는 바와 같이 80년대 들어 株價의 上昇은 地價의 상승을 대체로 2년 정도 先行하였다. 株價上昇이 地價上昇을 선행한다는 점은 다른 연구에서도 발견되었는데, 예를 들면 孫在英(1991)은 우리나라의 경우 株價上昇이 地價上昇의 原因을 제공(Granger-cause)한다고 하였다.

넷째, 우리나라의 株價上昇과 엔貨의 對달러貨切上간에는 매우 밀접한 관계가 있다는 점이다. 엔貨強勢는 株價上昇과, 엔貨弱勢는 株價弱勢와 밀접히 관련되어 있다. 이는 株價, 地價의 변동을 설명함에 있어서 또 다른 거품이라고까지 불리는 換率의 변화를 감안하여야 함을 시사하고 있다.

이상 살펴본 바와 같이 株價, 地價 및 엔貨換率은 서로 밀접한 관계를 가지고 매우 큰 폭으로 변화하였으며, 특히 80년대 후반에는 과거와 다르게 매우 급격한 상승과 급격한 하락을 동시에 경험하였다.

〈表 1〉은 1985년 이후 92년 상반기까지 株價 및 地價의 변화와 이를 반영한 株式과 土地時價

〈表 1〉 우리나라의 株價 및 地價(1985~92)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	92上半期
株價上昇率(年平均, %)	5.3	64.0	83.3	66.0	32.5	−18.7	−12.0	−5.1
上場株式時價總額(兆원)	6.6	12.0	26.2	64.5	95.5	79.0	73.1	67.8
時價總額/GNP(%)	8.4	13.2	24.7	51.1	67.3	46.1	35.5	−
配當收益率(加重年平均, %)	4.9	3.5	2.1	1.4	1.2	1.5	1.8	1.9
株價收益比率(平均, 倍)	5.9	9.4	11.4	11.6	14.4	13.3	11.7	12.3
地價上昇率(全國平均, %)[1]	7.0	7.3	14.7	27.5	32.0	20.6	12.8	−0.1
全國土地時價額(兆원)								
Pyo(1992)[2]	159.3	172.6	202.0	268.2	372.3	461.4	−	−
土地開發公社[3]	625.6	671.2	769.9	981.6	1295.7	1562.6	1762.6	1760.8
時價總額/GNP(%)								
Pyo(1992)[2]	204.0	190.5	190.5	212.5	262.6	269.0	−	−
土地開發公社[3]	801.0	740.8	726.2	777.6	913.8	911.1	855.6	−
地價地代比率(1985=1)[4]	1.0	1.03	1.10	1.31	1.64	1.80	1.87	1.83

註 : 1) 1월 1일 기준, 92년은 7월 1일 기준 上昇率.

2) H.K. Pyo, "A Synthetic Estimate of the National Wealth of Korea, 1953~1990," KDI Working Paper No. 9212, May 1992.

3) 土地開發公社와 서울經濟新聞의 1988년 10월 1일 현재 全國地價 조사자료를 기초로 함.

4) 地代는 90년 기준 소비자물가자료 중 집貫指數資料를 이용하였음.

資料 : 韓國證券去來所, 『株式』, 1992. 8.

建設部, 『地價動向』, 各號.

總額 및 각종 收益指標의 추이를 보여주고 있다. 〈表 1〉로부터 다음과 같은 논의를 할 수 있다.

먼저 株價 및 地價의 급등과 資本利得에 관한 논의이다. 86년 이후 주가의 급등으로 上場株式의 時價總額은 1985~89년간 약 15배로 증가하여 時價總額의 GNP에 대한 비중은 同 期間中 8%에서 67%로 급증하였다. 만약 同 期間中 시가총액상승분을 모두 資本利得으로 간주한다면 87년, 88년과 89년에는 각각 GNP의 13%, 30% 및 22%에 달하는 資本利得이 발생한 것으로 간주하여야 한다. 한편 90년부터의 株價下落을 모두 資本損失로 간주한다면 90년에는 GNP의 10%에 달하는 資本損失이 발생한 셈이다. 이와 같이 資產價格의 變化에 따른 資本利得이나 資本損失의 규모는 매년 생산활동의 규모와 비교하여 엄청나게 큰 경우가 많다. 물론 企業公開 등의

이유 때문에 時價總額의 增加分을 모두 資本利得으로 간주하는 것은 옳지 않지만 어쨌든 이와 같은 대규모 資本利得이 우리나라 財테크熱風의 원인이 되었던 점은 부인할 수 없다.

土地의 경우 資本利得의 규모는 株式과는 비교가 되지 않을 정도로 큰데, 이는 土地時價總額이 株式時價總額보다 몇 배나 크기 때문이다. 우리나라 土地時價總額에 관한 공식적인 통계가 발표되지 않았으므로 여러 기관에서 각기 다른 방법으로 全國土地時價總額을 추산하고 있다. 가장 널리 쓰이고 있는 統計는 土地開發公社와 서울經濟新聞이 공동으로 1만 4천여개의 건설부 지가조사표준치를 이용하여 추계한 88년 10월 1일 현재의 전국 땅값 1,046조원을 기초로 이를 건설부가 발표한 全國基準 地價上昇率로 時系列 연장한 것이다. 이 통계가 상대적으로 많이 이용되는 것은 다른 통계에 비하여 우리나라 토지시가총액을 비교적 크게 평가하여 土地投機의 副作用을 수량화하여 설명하는 데 매우 효과적이기 때문이다.

그러나 同 統計値는 과대추정된 것으로 보인다. 同 統計値를 따르면 우리나라 토지시가총액이 GNP의 7~8배에 이르고 있어서 국제적 기준으로 보아 매우 높은 수준이다. 참고로 日本經濟企劃廳의 國民資産·負債資料에 따르면 日本의 土地時價는 85년 이전에는 GNP의 약 3배였으나 90년에는 5.5배로 상승하였다. 日本의 경우 土地投機가 절정에 달했던 1989~90년에도 土地時價가 GNP의 5.5배 수준에 그쳤던 점을 감안하면 우리나라 토지시가가 1989~90년에 GNP의 9배 이상이라는 추계는 아무래도 과장된 것으로 보인다.

한편 Pyo(1992)는 土地公概念委員會가 1985년 1월 1일자 우리나라 토지시가를 추산한 결과를 기준으로 하여 토지시가총액 時系列資料를 작성하였다. 이에 따르면 80년대 후반 우리나라 토지시가는 GNP의 2~3배 정도로 추정된다.

이와 같이 土地投機로 인한 資本利得規模의 추정도 토지시가총액 추정결과에 따라 얼마든지 달라질 수 있음을 유의해야 한다. 新聞이나 雜誌에 실린 投機過熱이나 거품經濟에 관한 글은 대부분 과장된 통계에 근거를 두고 있다. 대부분의 글은 90년의 우리나라 땅값을 약 1,600조원으로 추산하고 땅값상승으로 인한 資本利得은 87년에 GNP의 약 1배, 88년에 약 1.5배, 89년에 약 2배에 달한다는 내용을 담고 있다. 즉 89년에는 1년동안 국민이 열심히 일해서 생산한 금액보다 2배 이상의 資本利得이 발생하였으며 이 돈은 土地投機에 열을 올린 일부 사치생활자에게 귀속되었다는 것이다[2].

한편 Pyo(1992)와 같이 土地時價를 추정한다면 토지시가총액상승률을 모두 資本利得으로 간주할 때 땅값상승으로 인한 資本利得은 87년에 GNP의 28%, 88년에 53%, 89년 73%에 그치지만 여전히 地價上昇으로 인한 資本利得이 株價上

2) 여기에다 아파트價格上昇 등 建物價格上昇分까지 합하면 不動産投機로 인한 資本利得은 더욱 커진다. 1987년의 國富調査에 의하면 우리나라 建物純資産額은 96조원이며 Pyo(1992)에 의하면 재생산가능한 건물순자산액은 106조원이다. 따라서 87년의 토지시가를 770조원으로 잡는다면 Pyo(1992)에 의한 건물순자산액 106조원은 토지시가의 약 14%이며, 87년의 土地時價를 Pyo(1992)에 따라 약 211조원으로 잡는다면 토지시가의 약 50%이다.

昇으로 인한 資本利得에 비해 매우 큰 것이 사실이다[3].

그러나 資産價格의 上昇을 資本利得으로 정의하는 것과 관련하여 두가지 유의하여야 할 점이 있다. 첫째, 土地時價上昇에 따른 資本利得은 實現된 資本利得이 아니라는 점이다. 土地든 株式이든 항상 일부만 매매될 뿐인데 市場에서 형성된 가격이 거래되지 않은 전체의 가격을 결정한다고 간주하고 계산된 것이 바로 時價總額이다. 따라서 時價總額은 실현되지 않은 계산상의 가치에 지나지 않을 수 있다. 이는 株式보다는 土地의 경우에 더욱 그러한데 株式은 거래회수가 빈번하고 現金化가 용이하므로 시장에서 형성된 가격이 전체의 가격을 결정한다고 볼 수도 있으나 土地는 그러하지 않기 때문이다[4].

따라서 土地時價의 變化가 實現된 資本利得으로 나타나 당장 過消費나 內需過熱을 유발할 것으로 보는 것은 매우 잘못된 견해이다. 토지시가의 변화는 실현되었든지 실현되지 않았든지간에 민간의 富를 변화시키고 富의 변화가 다시 민간의 소비와 투자를 변화시키는 富의 效果가 나타난다고 보는 것이 보다 타당할 것이다.

둘째, 資産價格의 上昇分인 資本利得을 投機에 의한 不勞所得이라고 쉽게 간주할 수 없다는 점이다. 株價와 地價의 上昇이 미래의 配當金이나 地代上昇에 대한 기대를 반영한다면 이에 따른 資本利得이 결코 不勞所得이 될 수 없다. 이는 시장기본요인을 반영하지 않는 資本利得만을 不勞所得으로 간주하여야 함을 시사한다.

이상의 두가지 논의는 資本利得의 還收를 위한 土地租稅政策과 관련해서도 중요한 의미를 가지고 있다. 土地保有에 따른 자본이득이 모두 실현된 자본이득이 아니라면 投機에 따른 자본이득의 환수는 保有課稅보다는 讓渡差益에 대한 課稅를 강화하여 이루어지는 것이 바람직하다(孫在英, 1992 참조). 한편 讓渡所得稅의 供給凍結效果를 강조하여 부동산가격의 안정을 위해서는 保有課稅強化가 바람직하다는 주장도 있는데(金明淑, 1989 ; Takagi, 1989), 이는 土地價格이 시장기본요인에 의해 결정된다는 전제하에서 타당한 정책방향이다. 결국 土地租稅政策方向도 地價變化가 시장기본요인을 반영한 것인가의 여부에 따라 크게 달라지게 된다.

다음으로는 각종 收益指標와 거품에 관한 논의이다. 앞서 살펴본 바와 같이 80년대 후반 자산가격변화가 投機的 거품의 속성을 보일 정도로 급격하게 변화하였다. 그러나 거품의 존재를 보다 확실하게 확인하려면 株式의 경우 株價收益比率이나 配當收益率, 土地의 경우 地價地代比率의 변화를 보아야 하는데, 이는 자산가격변화가 거품의 성격을 보인다면 配當, 純利益, 地代보다는 株價와 地價가 급격히 변화하여 각종 수익지표가 크게 변화하는 속성이 있기 때문이다.

〈表 1〉에 보인 바와 같이 우리나라 株式의 배당수익률이나 주가수익비율은 85년 이후 크게

3) 참고로 92년도 『日本經濟白書』에 의하면 85년 12월~89년 12월의 주가상승기간중 日本의 株式에 대한 자본이득은 동 기간중 GNP규모의 13%에 달하였으며, 85년 12월~90년 12월의 지가상승기간중 일본의 토지에 대한 자본이득은 동 기간중 GNP규모의 37%에 달하였다.

4) 實現된 土地資本利得額의 시산은 李廷雨(1991) 참조.

변화하였다. 株價의 급상승으로 배당수익률은 85년의 4.9%에서 89년에는 1.2%로 낮아졌으며, 주가수익률은 5.9배에서 14.4배로 크게 높아졌다. 한편 地價地代比率도 1985~90년중 약 2배로 높아졌다. 이와 같이 각종 수익지표가 크게 변화했다는 것은 市場基本要因인 기업의 配當, 純利益이나 집貫보다는 거품에 의해서 株價와 地價가 크게 변화하였음을 보여준다고 하겠으나 다음 章에서 논의하는 바와 같이 단순히 資產價格이나 收益指標의 급변이 投機的 거품의 존재를 입증하는 것은 아니다.

지난 86년 이후 주가 및 지가의 급등과 잇달은 하락세로의 반전은 우리 경제에 어떠한 영향을 미쳤는가? 우선 거품에 의한 것이든 아니든 급격한 자산가격변동이 우리 경제의 안정을 크게 해쳤던 것은 자명한 사실이다. 趙漢祥(1990)의 연구에 의하면 자산가격상승은 富의 效果를 통해 消費를 증가시키는 한편 부동산에 대한 기대수익률을 높여 건설투자를 중심으로 投機를 촉진시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 물가상승이 유발되며 경제주체들의 財테크로 資金運用 및 調達패턴도 크게 변화한 것으로 나타났다. 특히 88년과 89년의 民間消費는 각각 9.8%씩 증가하였는데 이 중 富의 效果要因은 각각 3.6%포인트 및 2.0%포인트로서 근년의 높은 소비증가가 주로 자산가격상승에 의한 富의 효과에 의해 지지되고 있다고 하였다.

무엇보다도 資產價格의 급변은 계층간 所得分配를 왜곡시키고 자산가격이 시장기본요인을 반영하지 않게 됨에 따라 資源配分마저 왜곡시키는 부작용을 유발할 우려가 크다(李廷雨, 1991). 또한 부동산담보대출이나 부동산관련대출이 급증할 때에는 지가의 급락으로 금융기관의 경영도 불안해지게 됨은 周知의 사실이다.

Ⅲ. 資產價格變化와 거품

앞에서 86년 이후 資產價格變化에 따른 資本利得 및 그 영향에 관해 논의하였다. 그렇다면 86년 이후 우리나라가 경험한 자산가격의 급변이 거품에 기인하는 것이라고 할 수 있을까? 이 점에 관해서는 우리나라는 물론이고 일본에서도 자국의 자산가격급등을 설명하기 위하여 많은 논의가 있어 왔다. 日本의 경우 新聞이나 일부 경제학자들이 거품論에 입각하여 최근 몇년간 日本經濟에 나타난 변화를 설명하고 최근 日本經濟를 '거품經濟'라고 命名하기까지 하였다. 그러나 Ito(1989), Boone(1989), Frankel(1991)은 앞으로의 資產價格上昇에 대한 期待가 市場基本要因의 變化에 바탕을 두고 있음을 강조하여 거품의 역할을 축소하였다.

물론 어느 쪽의 설명도 최근 日本의 地價나 株價變化를 만족스럽게 설명할 수 있는 것은 아니다. 그러나 거품論에 지나치게 의존하여 日本經濟를 거품경제라고까지 명명하는 것은 상당히 과장된 것으로 보인다. 특히 地價의 경우 株價에 비하여 投機的 거품의 가능성이 상대적으로 덜한 것으로 보인다. 이 점은 資產市場의 效率性을 부정하는 Shiller(1990)의 연구조사에서도 나타나고 있는데, 그가 우편응답이나 인터뷰방식으로

美國投資家들의 행태를 조사한 결과에 의하면 住宅을 사는 경우 株式을 사는 경우만큼 다른 투자가들의 심리를 중요시하지 않는 것으로 나타났다.

우리나라에서도 지난 수년간 株價과 地價의 급격한 변화와 관련하여 거품의 존재유무에 관한 활발한 논의가 있었다. 그러나 불행하게도 '투기적 거품'이라는 용어가 엄밀한 분석 없이 받아들여지고 있고 경제에 미치는 害惡을 논하기 위하여 때로는 상당히 과장되기도 한다.

거품은 여러가지로 정의될 수 있다. 그러나 통상적으로는 시장기본요인에 바탕을 두지 않은 미래에 대한 自己實現的 豫測(self-fulfilling prophecy) 때문에 현재의 가격이 움직여서 資産의 실세가격과 시장기본요인에 의한 가치간에 괴리가 발생할 때 거품이 존재한다고 한다[5]. 자산의 시장기본요인에 의한 가치란 模型의 縮約式(reduced form)에 의해 예측된 값을 말한다.

한편 投機란 통상 가격변화의 위험을 남에게 전가하기 위한 행동으로 정의되며 거래쌍방의 믿음(belief)의 차이나 위험을 감수하고자 하는 자세의 차이에서 발생한다. 投機란 Friedman (1953)이 주장한 바와 같이 合理的 經濟主體에 의하여 完全競爭市場에서 일어난다면 安定的이 될 수밖에 없으므로 모든 投機的 行爲를 거품을 유발하는 직접적 동기로 보는 것은 잘못된 견해이다. 그러나 非合理的 經濟主體와 불완전경쟁을 가정한다면 投機가 거품발생의 원인이 될 수 있다[6].

거품이 資産의 실제가격과 模型의 縮約式으로부터 얻은 예측치와의 차이를 의미한다는 사실은 거품의 존재여부에 대한 검증이 模型의 具體化檢證(specification test)과 밀접히 관련되어 있음을 의미한다. 즉 거품이 존재한다는 결과를 얻은 것은 실제로 거품이 존재하기 때문이 아니라 당초부터 자산가격의 변화를 설명하는 模型이 잘못 구성되어 거품의 존재를 인정하게 되는 잘못을 저지를 수 있다(Flood and Hodrick, 1990). 模型이 잘못 구성되었다고 함은 市場基本要因에 마땅히 포함되어 있어야 할 중요한 변수가 빠져 있을 가능성을 의미할 뿐만 아니라 미래의 정책변화에 대한 기대가 현재의 변수에 영향을 미치는 소위 페소問題(peso problem)나 투자자의 위험기피에 따른 危險프리미엄을 고려하지 않았음을 의미한다(Obstfeld, 1987).

이 중 미래의 정책변화에 대한 期待로부터 발생하는 페소問題는 어떤 변수의 불규칙한 變動을 설명하는 主要要因으로 강조되고 있다. 예를 들어 통화가 현재 여러가지 이유로 高評價되어 있다고 생각되면 향후 정책방향이 변화할 것으로 예상하여 실제로 정책이 변화하지 않더라도 通貨의 過大切上 現象이 어느 정도 시정될 수 있다. 이때 정책변화가 있기 전까지의 자료를 이용하여 환율의 변화를 설명하려 하면 현재 관찰된 시장기본요인만으로는 환율의 변화를 충분히 설명할 수 없게 되며 模型으로부터 설명되지 않는 환율

5) 自己實現的 豫測은 거품현상뿐만 아니라 市場外生要因에 의한 太陽黑點(sunspot) 現象도 일으킬 수 있는데 後者는 複數均衡을 의미한다는 점에서 均衡을 배제하는 前者와 구별된다.

6) 投機에 관한 보다 자세한 논의는 Singleton(1987), DeLong, Shleifer, Summers, and Waldmann(1990) 참조.

변화를 거품으로 誤認하는 잘못을 저지르게 된다.

한편 Garber(1990)는 경제사적으로 거품의 대표적 사례로 알려져 있는 1634~37년중 네덜란드의 튜울립가격거품과 1719~20년중 프랑스 미시시피會社의 株價거품 및 1720년 영국 南海會社의 株價거품을 재해석하고 이들 거품현상이 당시 튜울립市場狀況이나 미시시피會社나 南海會社의 특별한 자금조달행태에 의해 설명될 수 있음을 보였다. 그의 연구는 대표적 거품의 사례로 자주 인용되는 세가지 사건에 대한 인식을 바꾸게 하는 결정적 공헌을 하였다.

이와는 대조적으로 우리나라의 자산가격변화에 대한 연구는 거의 대부분 거품의 존재를 인정하고 있다. 新韓綜合經濟硏究所(1990)는 80년대 후반의 우리 경제를 거품經濟라고 불렀으나 아쉽게도 同 報告書의 결과가 실제가격과 市場基本模型간의 괴리여부를 檢證하는 過程을 거친 것이 아니었다. Lee(1990)는 우리나라 地價急騰을 투기와 관련지어 설명하고 그에 대한 정책대안으로서는 綜合土地稅強化를 비롯한 租稅政策과 土地供給增大政策 등 다분히 市場基本模型에 바탕을 둔 정책대안을 제시하여 地價問題를 보는 기본시각에 있어서 애매한 입장을 취하였다.

한편 金鍾泰(1989)와 김규영·정기웅(1991)은 Hardouvelis(1988)의 方法으로 株價거품檢證을 시행하여 진일보한 연구결과를 제시하였는데 그들은 모두 80년대 후반 우리나라 株價의 움직임이 거품적 속성을 지니고 있음을 보였다. 그러나 Hardouvelis(1988)의 方法은 기본적으로 특정한 짧은 기간동안에 거품이 존재하였는가의 여부를 점검하기 위한 간편한 방법이며 설명변수의 外生性과 模型의 誤特定(misspecification) 및 거품에 따른 推定計數의 一致性問題 등 計量經濟學的 問題를 안고 있으므로 거품檢證을 위한 일반적 방법이라고 할 수 없다[7]. 또 金京煥·徐昇煥(1990)도 Flood and Garber(1980)의 決定的 거품(deterministic bubble)에 대한 연구와 비슷한 방법으로 地價거품檢證을 시행하여 거품項 計數의 有意性을 검증한 결과 우리나라 지가변화도 거품적 속성을 지니고 있음을 보였다. 그러나 이들의 연구결과도 Flood and Garber(1980)와 마찬가지로 거품變數의 發散으로 推定計數의 漸近分布가 왜곡됨에 따라 발생하는 문제를 고려하지 않으며 또한 回歸變數의 外生性을 가정하는 문제점을 보이고 있다[8].

앞서 제기된 몇가지 문제점에도 불구하고 우리나라의 株價 및 地價의 움직임에 대한 대부분의 연구가 거품의 존재를 암묵적 또는 명시적으로 인정하고 있어서 매우 흥미롭다. 이와 관련하여 다음 章에서는 市場基本模型이 우리나라 株價 및 地價의 변동을 얼마나 설명할 수 있는지를 점검

7) 특정기간동안에만 거품이 존재한다는 견해는 Diba and Grossman(1987)의 이론적 주장과도 배치된다. Diba and Grossman(1987)은 현실적으로 陰의 價格은 존재하지 않으므로 거품이 陰의 값을 가지면 소멸하고 또한 한번 소멸된 거품은 다시 시작할 수 없다고 하였다. 만약 다시 시작한다면 거품은 한쪽 방향으로만 진행하게 되므로 거품의 마팅게일 성질과 배치된다. 따라서 현존하는 合理的 거품은 모두 거래개시일에 생성된 것으로 보아야 한다고 주장하였다.

8) 이에 더하여 위의 연구들은 거품을 설명하는 모형식의 설명변수로 地價, 株價 등의 거품變數를 포함하는 문제점을 보이고 있다.

하고자 한다.

Ⅳ. 資産價格變化와 市場基本要因

資産價格의 변화는 근본적으로 市場基本要因의 변화에 의해 설명된다고 하겠으나 문제는 市場基本要因을 어떻게 정의할 것인가 하는 점이다. 株價의 경우 效率的 市場假說에 따르면 현재의 주가가 미래 配當金의 할인된 現在價値와 같아야 하나 이는 효율적 시장가설의 간단한 定式化에 지나지 않는다. 만약 投資家들이 危險을 기피하고자 한다면 효율적인 시장에서도 配當金의 할인된 合理的 期待値가 얼마든지 변동할 수 있다. 따라서 미래의 配當金에 대한 기대를 가능하게 하는 情報로 무엇을 포함하여 이를 어떻게 具體化(specification)하는가에 따라 市場基本模型의 構造가 전혀 달라지게 된다. 또한 어떤 시장기본모형을 설정하여 거품의 존재를 입증하였다고 하더라도 이러한 결과 자체가 검증을 위한 시장기본모형이 처음부터 잘못 설정되어 있기 때문일 수 있음은 앞서 지적한 바와 같다. 이만큼 특정한 자산가격변화를 잘 설명해 줄 수 있는 市場基本模型을 만들기란 매우 어려운 일이다.

本章에서는 이와 같은 어려움에도 불구하고 效率的 市場假說에 따른 가장 단순한 시장기본모형을 구성하여 우리나라 자산가격변화를 단순한 시장기본모형으로 어느 정도나 설명할 수 있는가를 보이려 한다.

표준적인 시장기본모형은 현재의 株價 및 地價를 미래의 配當金 및 地代의 현재가치로 표시한다

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty}[1/(1+r)]^i \; E_t(d_{t+i}) \quad \cdots\cdots (1)$$

단, P_t : 株價 또는 地價, r : 實質利子率,
d_t : 配當金 또는 地代

만약 미래의 配當金 및 地代가 일정한 비율로 증가할 것으로 예상된다면 株價配當金比率(配當收益率의 逆數)과 地價地代比率은 다음과 같이 정의된다.

$$R_t = \frac{P_t}{d_t} = \frac{1}{r-g} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

단, R_t : 株價配當金比率 또는 地價地代比率,
g : 配當金 또는 地代의 豫想增加率

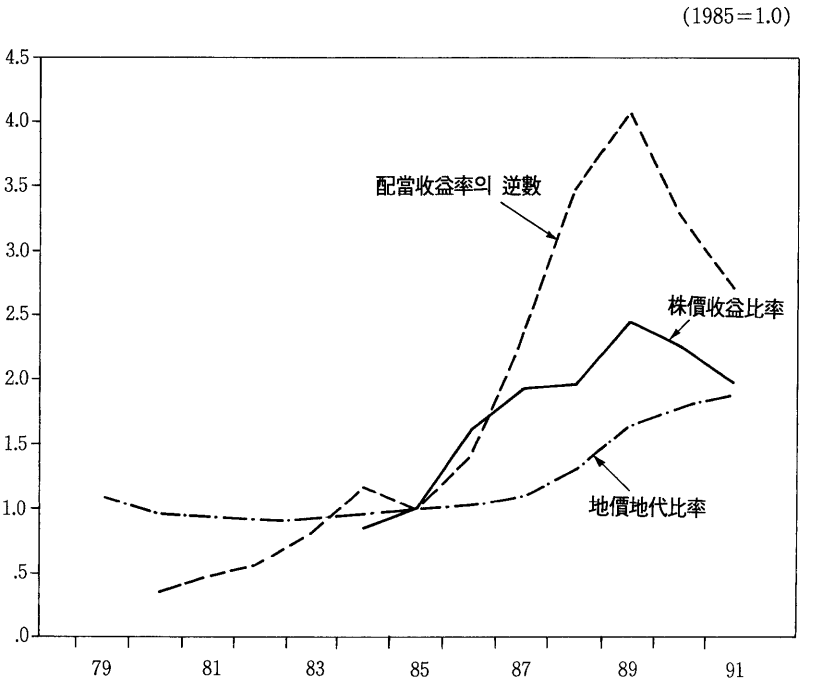
式 (2)에서 割引利子率은 危險프리미엄을 반영한 實質利子率이어야 하나 편의상 일정하다고 가정하였다. 또한 기업순이익 또는 지대의 예상증가율은 모두 豫想經濟成長率과 같다고 가정한다. 이때 式 (2)를 市場基本要因評價方程式(fundamentals valuation equation)이라고 하며 期待物價上昇率이나 期待經濟成長率을 어떻게 정의하느냐에 따라서 주가수익비율이나 지가지대비율이 모두 달라지게 된다.

[圖 2a]는 80년대 후반 株價配當金比率(配當收益率의 逆數), 株價收益比率(PER, price-earnings ratio) 및 地價집貰比率의 변화를 보이고 있는데, 집貰資料로는 90년도 기준 소비자물가자료중 집세지수를 선택하였다[9]. 1985~89년중에는

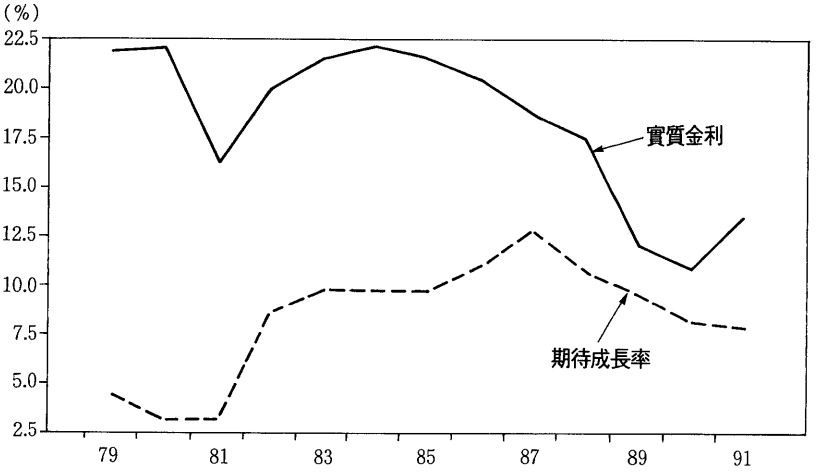
9) 同 資料는 地價上昇期中 집貰上昇을 잘 반영하지 못

[圖 2] 收益率指標와 市場基本要因

(a) 收益率指標



(b) 市場基本要因



비록 정도의 차이는 있으나 同 資產價格·收益比率이 모두 상승하였으나 89년 이후에는 株價下落을 반영하여 주가배당금비율과 주가수익비율만이 하락하였다.

[圖 2b]는 市場基本要因인 實質金利와 期待成長率의 推移를 보이고 있다[10]. 1985~87년중에는 實質金利의 下落과 成長率提高로 각종 價格收益指標가 크게 상승할 수 있었으나 89년 이후에는 投資擴大로 다시 金利가 상승하는 가운데 成長勢鈍化로 기대경제성장률이 하향조정되어 株價收益比率이 다시 하락하기 시작하였다. 그러나 89년 이후 기대성장률의 하락과 실질금리의 상승에도 불구하고 地價집貰比率이 91년까지 하락하지 않고 있어서 式 (2)와 같은 市場基本要因評價方程式으로는 地價變化를 충분히 설명할 수 없다고 하겠다. 이와 같이 89년 이후 地價집貰比率의 변화가 市場基本要因의 변화를 잘 반영하지 못하고 있는 것은 집貰資料의 不正確性에도 크게 기인하고 있는 것으로 보인다. 만약 소비자물가자료 중 집세지수가 실제치보다 작게 集計되었다면 실제 地價집貰比率은 89년 이후 더욱 낮아졌을 것이다.

이상의 논의는 配當金, 企業純利益 및 地代라는 주가 및 지가를 결정하는 가장 기본적인 시장기본요인만을 고려한 것이다. 그러나 일반적으로는 이들 시장기본요인을 결정하는 여러가지 변수를 이용하여 보다 복잡한 市場基本模型을 구성하여 자산가격의 변화를 설명하게 된다. 우리나라의 경우 이와 같은 株價 및 地價模型은 대부분 거품에 관한 논의와 관련되어 설정되었다. 株價의 경우 앞서 인용한 金鍾泰(1989), 김규영·정기웅(1991)을 들 수 있고 이상빈·고광수(1990)는 시장기본모형에 예상되지 않은 거시경제변수 변화의 역할을 추가하여 우리나라 주가변화를 설명하였다. 地價의 경우는 金京煥·徐昇煥(1990)과 文炳俊·李德善(1991)을 들 수 있다. 그러나 이 연구들은 자산가격의 거품현상이나 불규칙한 변동을 설명함에 치우쳐서 模型의 誤特定(mis-specification)에 대해서는 상대적으로 적은 관심을 보였다[11].

本章에서는 자산가격변화와 시장기본요인간의 높은 聯關性을 보임으로써 시장기본요인의 중요성을 강조함에 그치고자 한다. 이하에서는 地價의 변화가 시장기본요인으로 잘 설명될 수 있음을 보이기 위하여 地價方程式을 추정하기로 한다

式 (3)에서는 地價의 변화를 GNP와 總通貨의 변화만으로 추정한 결과 適合度가 매우 높은 추정식을 얻을 수 있었다. 通貨가 증가하면 名目金利가 하락하고 期待物價上昇率이 상승하여 實質金利가 하락하므로 總通貨는 실질금리의 대용변

하는 문제점이 있으므로 金京煥·徐昇煥(1990)은 전세가격에 사채이자율을 곱한 것을 집세자료로 사용할 것을 제안하였다.

10) 期待物價上昇率과 期待經濟成長率은 각각 전년, 금년, 후년의 3년간 소비자물가상승률과 GNP성장률의 평균이라고 가정한다. 기대물가상승률이나 기대경제성장률을 今期 또는 과거 몇년간의 평균변화율로 추정할 수도 있으나 이 경우 주가수익비율 또는 지가지대비율과 시장기본요인의 관계가 밀접하지 않게 나타났다.

11) 특히 이 연구들은 株價를 설명하기 위하여 地價變數를 설명변수로 포함하거나 地價를 설명하기 위하여 株價變數를 설명변수로 포함하고 있다. 이는 거품을 거품으로 설명하는 것과 마찬가지이므로 여러가지 계량경제학적 문제를 야기할 뿐만 아니라 시장기본요인에 거품변수를 포함하는 잘못을 하게 된다.

수로 채택되었다. 地價資料는 建設部 全國地價指數의 年度別 또는 半期別 資料를 추세적으로 연장하여 얻은 분기별 자료를 이용하였다(孫在英, 1991 참조).

$$\log(PL) = \underset{(-4.81)}{-3.37} + \underset{(3.30)}{0.41}\log(GNP) + \underset{(11.30)}{0.59}\log(M2) \quad \cdots\cdots\cdots(3)$$

$$R^2 = 0.98 \qquad D.W. = 0.12$$

단, PL : 全國平均地價, GNP : 實質國民總生產, $M2$: 總通貨(平殘), 계절더미 포함, ( ) 안은 t값, 推定期間 : 75. I ~91. IV

式 (3)의 더빈·왓슨値가 매우 작음에도 불구하고 式 (3)을 이용하여 推定期間內 豫測을 하여 보았을 때 地價水準에 대한 平均自乘根퍼센트誤差는 1.6%에 지나지 않았다[12]. 그러나 추정기간 중 예측도가 높다는 사실이 지가변화가 시장기본요인으로 충분히 설명될 수 있음을 의미하지는 않는다. 실제로 式 (3)을 이용하여 推定期間外 豫測을 하였을 때 92년중 地價下落을 설명할 수 없었다.

올해 들어 나타난 地價下落은 實質金利나 成長率의 변화만으로는 설명할 수 없을 것 같다. 이는 地價變化가 短期的으로는 거품과 유사한 형태의 投機的 變化를 보이고 있음을 시사한다고 하겠다. 다음 章에서는 地價의 投機的 變化에 있어서 流動性과 換率의 역할을 살펴보기 위하여 간단한 일반균형모형을 구성하고 유동성과 환율의 변화에 따른 지가의 과잉반응현상을 보이고자 한다

12) 式 (3)의 더빈·왓슨値가 매우 작음은 時系列의 불안정성에 기인하고 있는 것으로 판단되므로 地價, 總通貨 및 實質GNP에 대한 單位根檢證을 하여 보았는데 地價資料는 두 개의 單位根을 가지고, 總通貨 및 GNP는 하나의 單位根을 가지고 있는 것으로 나타났다. 또한 地價, 總通貨 및 GNP간의 共積分關係는 분명하지 않은 것으로 나타났다.

V. 거품과 過剩反應 : 流動性과 換率의 役割

第III章에서는 資產價格變化와 관련한 合理的 거품의 存在에 관한 검증이 근본적으로 說明模型을 어떻게 구체화할 것인가에 달려 있으며, 특히 시장기본요인의 미래변화에 대한 기대로 발생하는 폐소問題를 고려할 때에는 단순히 주어진 資料를 이용한 검증결과를 신뢰할 수 없음을 강조하였다. 한편 第IV章에서는 우리나라 株價 및 地價의 변화를 시장기본요인으로 설명하려고 하였다.

資產價格은 지난 86년 이후 우리나라가 경험한 것처럼 몇년간 높은 상승세를 보이다가 갑자기 하락세로 반전하는 매우 급격한 변동양상을 보인다. 이러한 자산가격의 급변은 確率的 거품理論으로 설명될 수 있으나 실제로 새로운 情報의 出現이나 시장기본요인의 교란으로 자산가격이 크게 변동할 때 이를 거품현상과 구별하기란 매우 힘든 일이다(Hamilton and Whiteman, 1985 ; Singleton, 1987 ; Flood and Hodrick, 1990). 또한 投機的 거품의 존재가 입증된다고 하더라도 어떻게 投機的 거품이 生成되었으며 왜 갑자기 붕괴하는가를 설명하기란 더욱 어렵다

(Diba and Grossman, 1987 ; Stiglitz, 1990). 즉 거품理論은 자산가격의 短期的 變化를 설명해 줄 수는 있으나 中長期的 變化를 설명하기에는 매우 미흡한 것으로 보인다.

한편 자산가격변화의 危險에 따른 投資者의 心理를 중시하는 攪亂去來者接近法(noise trader approach)은 일단의 投資者들이 단순히 자산가격변화의 추세를 연장하여 자산가격이 상승할 때 사고 하락할 때 파는 正의 「피드백」去來(positive feedback trading)를 함으로써 자산가격이 短期的으로 거품과 유사한 변화를 하게 됨을 보이고 있으나 역시 中長期的으로 어떻게 平均復歸(mean-reverting) 또는 균형에 접근하는가는 충분히 설명하고 있지 않다(Cutler, Poterba, and Summers, 1990 ; Shleifer and Summers, 1990).

本章에서는 이와는 달리 地價의 投機的 動學(speculative dynamics)을 설명함에 있어서 一般均衡模型을 구성하여 流動性 및 換率의 변화에 따른 地價의 반응형태를 보임으로써 地價의 장단기변화를 설명하고자 한다.

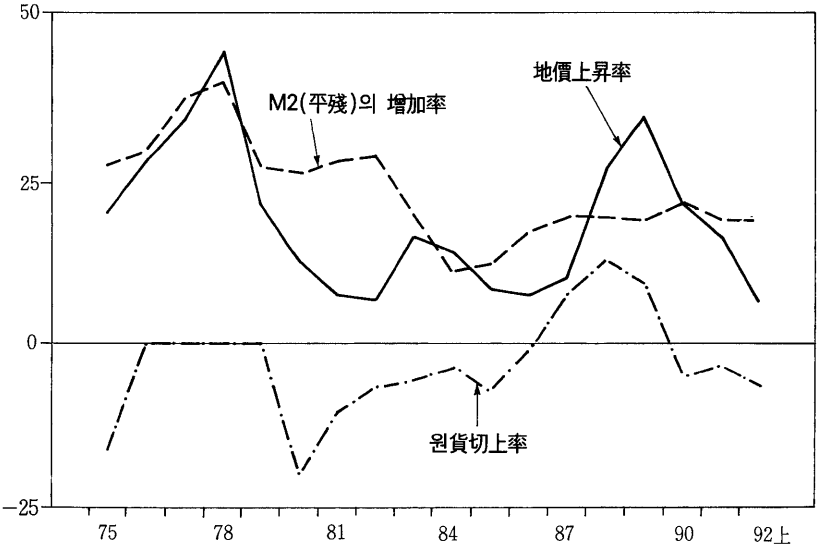
流動性이 地價變化를 설명하는 가장 중요한 요인이라는 견해는 여러 사람들에 의해서 제시되었다. 日本의 경우 Dekle(1991)은 86년 이후 美달러貨의 가치를 보존하기 위한 日本의 금융완화정책으로 늘어난 流動性이 환율변화의 危險 때문에 資本流出로 빠져나가지 못하고 不動産 및 株式市場으로 流入됨에 따라 부동산가격 및 주가가 급등하게 되었다는 견해를 피력하였다. 우리나라의 경우에도 孫在英(1991)은 地價에 영향을 미치는 주요요인으로 通貨量을 지적하였다.

일반적으로 流動性 또는 通貨量의 변화는 金利, 換率 및 物價에 영향을 미치고 成長을 변화시켜서 地價도 크게 변화시킨다. 그러나 換率이 地價를 결정하는 직접적 요인이 될 수 있는가에 대해서는 논란의 여지가 있다. 만약 원貨(對美달러)換率의 변화가 流動性의 변화로 충분히 설명될 수 있다면 원貨換率을 추가적으로 고려할 필요가 없다. 이 점을 밝히기 위해 [圖 3]에서는 우리나라의 總通貨, 원貨 對美名目換率 및 地價의 변화추세를 보이고 있다.

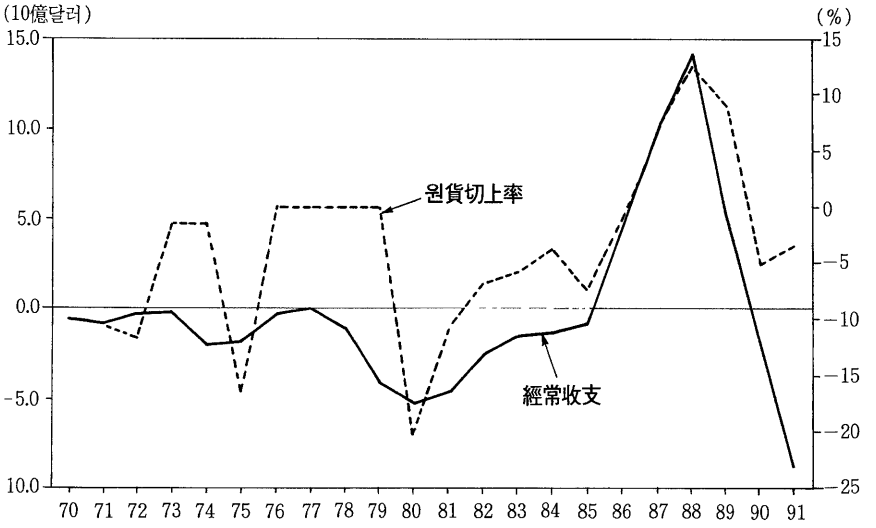
[圖 3]에서 지가변화는 총통화 및 환율의 변화와 밀접한 관계를 가지고 있으며 특히 환율의 변화와 보다 더 밀접한 관계를 보이고 있다. 한편 총통화와 환율도 대체로 높은 正의 상관관계를 보이고 있으나 자산가격의 변화가 급격하였던 70년대 후반과 80년대 후반에는 상관관계가 약해지고 있다. 이와 같이 총통화증가율과 원貨切上率의 상관관계가 약해진 것은 經常收支黑字와 원貨切上間의 관계가 약화되었기 때문이 아니라 관리변동환율제하에서 전반적인 유동성의 변화가 환율변화에 직접적으로 반영되지 않았기 때문이다.

[圖 4]는 經常收支와 원貨換率間의 밀접한 상관관계를 보이고 있다. 그러나 우리나라가 資本의 자유로운 流出入을 규제하는 가운데 管理變動換率制를 채택하여 왔기 때문에 純海外資産 및 國內信用의 변화에 따른 流動性의 변화가 원貨換率에 직접적인 영향을 미치지 않고 있다. 한편 원貨의 對美달러換率이 流動性의 변화를 반영하여 어느 정도 내생적으로 결정될 수 있다고 하더라도 우리나라가 주요선진국 환율에 영향을 미칠 가능성은 극히 미미하므로 엔/달러換率 등의 주

[圖 3] 地價, 總通貨 및 換率推移



[圖 4] 經常收支와 원貨의 對美換率



요선진국 환율은 外生的으로 주어진다고 하겠다. 빈번한 국제금융시장에서의 換投機로 거품적 변화의 속성을 보이는 엔/달러換率이 外生的으로 주어진다고 함은 우리나라의 株價 및 地價도 엔/달러換率의 급격한 변화에 맞추어 급격하게 변화할 수 있음을 시사한다.

이상을 종합하면 우리나라의 地價 또는 株價變化를 설명하기 위해서는 流動性뿐만 아니라 換率도 독립적으로 고려하여야 한다. 地價變化를 결정하는 주요요인으로서 流動性과 換率의 역할을 강조하기 위해서 이하에서는 매우 간단한 二部門 一般均衡 資產構成模型(two-sector general equilibrium portfolio balance model)을 설정하기로 하겠다.

1. 模 型

논의를 간편히 하기 위해서 完全雇傭, 購買力平價 및 合理的 期待를 가정하며, 資本流出入의 제한으로 民間이 보유하는 資產은 國內通貨와 不動產밖에 없다고 가정한다[13]. 또한 원貨의 對美달러換率은 固定되어 있다고 가정한다.

實質換率(q)은 交易財와 非交易財의 相對價格으로 정의된다.

$$q = \frac{EP^{T*}}{P^H} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (4)$$

단, q : 實質換率, E : 원貨의 對美換率,

P^{T*} : 交易財의 달러表示價格,

P^H : 非交易財價格

一般均衡模型에서 財貨의 生產(Y)과 需要(C)는 實質換率(q)과 實質富(a)의 함수로 표시된다.

$$Y^T = Y^T(q)\ ;\ Y_q^T > 0,$$

$$Y^H = Y^H(q)\ ;\ Y_q^H < 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (5)$$

$$C^T = C^T(q, a)\ ;\ C_q^T < 0,\ C_a^T > 0$$

$$C^H = C^H(q, a)\ ;\ C_q^H > 0,\ C_a^H > 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (6)$$

民間의 實質富는 편의상 交易財 單位로 측정하며, 不動產의 物的 保有量은 변화하지 않는다고 가정한다.

$$a = (M + P^Z Z)/EP^{T*} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (7)$$

단, M : 通貨量, P^Z : 不動產價格, Z : 不動產의 物的스톡

非交易財市場은 均衡($Y^H = C^H$)을 이루어야 하므로 다음과 같은 民間富와 實質換率間의 逆의 관계를 얻을 수 있다.

$$a = V(q)\ ;\ V_q < 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (8)$$

한편 通貨는 우리나라와 같은 外換集中制下에서 經常收支의 변화를 반영하는 外貨準備金의 변화에 따라 변동한다고 가정한다.

$$\dot{M} = EP^{T*}(Y^T - C^T) = EP^{T*} f(a)\ ;\ f_a < 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (9)$$

마지막으로 通貨와 不動產에 대한 需要는 두

13) 民間이 外國貨幣까지 보유할 수 있다고 가정하면 보다 복잡한 通貨代替模型을 얻게 된다. 同 模型下에서의 논의는 Park and Park(1991) 참조.

資産에 대한 期待收益率의 차이에 의해 결정된다.

$$\dot{P}^Z = P^Z L(\frac{M}{P^Z Z})\ ;\ L' < 0 \cdots\cdots\cdots (10)$$

식 (10)은 원貨의 對美換率(E)이 고정되어 있을 때 다음과 같이 변형된다.

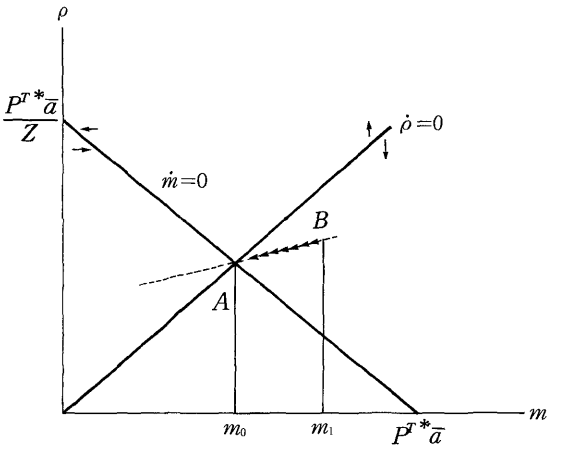
$$\dot{\rho} = \rho L(\frac{m}{\rho Z})\ ;\ L' < 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

단, $\rho = P^Z/E$; 不動産프리미엄,

$m = M/E$; 實質殘高

式 (4)~(11)로 구성되는 위의 모형은 實質殘高(m)와 不動産프리미엄(ρ)의 두 狀態變數로 표시된다. [圖 5]는 狀態變數 m과 ρ의 位相圖이다. $\dot{m} = 0$일 때 식 (9)에 의해서 實質富의 均濟値(steady-state value)인 $\bar{a}$가 결정된다. 식 (7)에 의해서 $P^{T*}\bar{a} = m + \rho Z$이어야 하므로 $\dot{m} = 0$線은 [圖 5]에서 右下向하게 된다. 한편 $\dot{\rho} = 0$線은 식 (11)에 의해서 右上向하게 된다. 따라서 鞍線(saddle path)은 [圖 5]에서 右上向한다.

[圖 5] 通貨增加 및 원貨切上의 效果



2. 流動性과 換率의 役割

우선 流動性增加와 원貨의 對달러貨切上에 따른 實質殘高의 增加가 경제에 미치는 영향을 살펴보기로 하자. 流動性이 增加하거나 또는 流動性의 增加와 관련없이 원貨가 切上될 때 經濟는 [圖 5]에서 A點으로부터 B點으로 이동하여 부동산프리미엄이 즉각 상승하게 된다. 부동산가격의 상승으로 民間의 富가 증가하며 이는 實質換率의 切上을 유발하여 經常收支가 악화된다. 經常收支의 악화로 다시 실질잔고가 줄어들기 시작함으로써 경제는 원래의 균형점인 A點으로 향하게 되는데 이 과정에서 부동산프리미엄이 다시 하락하기 시작하여 결국 부동산가격의 過剩反應(overshooting)現象이 발생하게 된다. 이렇게 부동산가격의 過剩反應現象이 발생하는 것은 流動性增加나 원貨切上에 직면하여 實質殘高를 다시 줄이기 위하여 부동산시장이 반응하기 때문이다. 즉 실질잔고를 줄이기 위해서는 經常收支가 악화되어야 하는데 이는 부동산가격의 과잉반응에 따른 富의 增加와 實質切上으로 가능하게 된다.

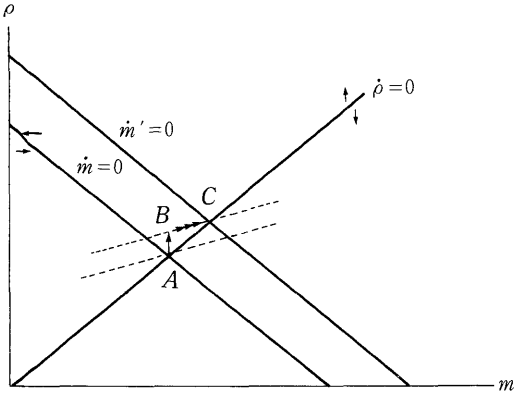
물론 이와 같은 부동산가격의 과잉반응현상은 投機活動이 長期的으로 安定的임을 가정하고 있으므로 거품에 따른 자산가격의 변동양상과는 크게 다르다. 그러나 이상과 같은 조정과정은 86년 이후 최근까지 우리 경제에 나타난 변화를 간단히 설명하고 있다고 하겠다. 즉 流動性增加나 원

貨의 對美달러切上은 바로 資産市場에 영향을 미쳐서 地價 또는 株價를 급격히 상승시켰으며, 이는 민간의 소비를 증가시키는 한편 원貨 實質換率의 切上을 유발하여 다시 경상수지를 적자로 반전시켰다.

[圖 5]에서 보인 資産價格의 過剩反應模型은 價格의 신축적 변화와 不完全한 資本移動을 가정하고 있어서 價格의 硬直性과 완전히 자유로운 자본이동을 가정하는 Dornbusch型의 過剩反應模型과 다소 다르다. 그러나 通貨의 변화에 따라 자산가격이 즉시 長期均衡水準 以上으로 상승한 후 점차 장기균형수준으로 회귀하게 된다는 점에서는 대동소이하다.

다음으로는 [圖 1]에서 보는 바와 같이 엔貨의 對달러貨換率이 급격하게 변화할 때 우리 경제에 미치는 영향을 살펴보기로 하자. [圖 6]은 엔貨切上의 效果를 예시하고 있다. 1986~88년

[圖 6] 엔貨切上의 效果



14) 換率의 過剩反應現象에 대한 經驗的 硏究는 Driskill (1981), Papell(1988) 참조.

간 엔貨切上으로 交易財의 달러表示價格이 상승하여 $\dot{m}=0$線은 위로 이동하게 되며 이에 따라 鞍線도 위로 이동하게 된다. 엔貨切上의 충격후 우리 경제가 새로운 균형점인 C點에 도달하기 위하여 不動産프리미엄은 즉각 B點으로 상승하게 되며 엔貨切上으로 경쟁력이 향상되어 경상수지가 개선되고 실질잔고가 증가한다. 이후 經濟는 鞍線을 따라 새로운 균형점으로 향하는 과정에서 부동산프리미엄이 계속 상승하게 된다. 流動性增加나 원貨切上의 경우인 [圖 5]와는 달리 [圖 6]에서는 엔貨切上으로 부동산프리미엄의 過剩反應이 발생하지 않는 반면 부동산프리미엄이 지속적으로 상승하여 [圖 5]와 달리 새로운 균형점에서 부동산프리미엄이 높아지게 된다. 반면 89년 이후와 같이 엔貨가 切下되기 시작하면 부동산가격은 지속적으로 하락하는 추세로 바뀌게 된다.

[圖 5]와 [圖 6]을 종합하여 보면 80년대 후반 이후 우리나라 地價의 급격한 변화는 流動性變化 및 원貨換率의 변화에 따른 地價의 過剩反應現象과 대폭적인 엔貨切上에 따른 부동산가격의 급등 및 엔貨切下로의 반전에 따른 부동산가격의 하락으로 설명될 수 있을 것 같다. 실제로 식 (3)에서 원貨 및 엔貨의 換率變化를 추가적으로 고려하면 92년중 지가하락도 어느 정도 설명되는 것으로 나타났다. 물론 地價의 과잉반응현상을 추정하려면 식 (3)에 환율변수를 추가하는 것에 그치지 않고 구조식 자체가 과잉반응현상을 포착할 수 있도록 하여야 한다[14]. 그러나 이와 같은 과잉반응현상에 대한 경험적 연구는 본고의 범위를 넘는 것으로 보아 생략하였다.

Ⅵ. 맺음말

本稿에서는 지난 몇년간 우리나라 株價 및 地價의 급변을 거품現象으로 해석하는 見解를 再檢討하고 市場基本要因의 중요성을 강조하고자 하였다. 資産價格의 급변은 시장기본요인에 바탕을 두지 않은 資産價格變化에 대한 기대와 투자자의 危險回避 및 非合理的 行動에 의해서 설명될 수 있지만 미래에 대한 自己實現的 豫測에 바탕을 둔 거품理論으로 최근 우리나라의 株價 및 地價變動을 설명하기에는 여러가지 제약점이 있다.

첫째, 지난 몇년간 우리나라 株價 및 地價의 급변을 거품현상이라고 주장하는 사람들은 거품의 存在有無에 대한 검증 없이 막연하게 자산가격의 급변 내지는 불규칙한 변동을 거품현상으로 해석하는 경향이 있다.

둘째, 株價 및 地價의 거품검증을 시행한 경우에도 검증과정에서 여러가지 計量經濟學的 문제점을 보이고 있으며, 근본적으로는 檢證模型이 잘못 구체화되었다는 誤特定(misspecification)의 문제를 안고 있다.

셋째, 거품의 존재를 검증한다고 하더라도 이러한 거품이 어떻게 특정기간중에 생성되었다가 소멸되었는가를 설명하는 것은 매우 어려운 일이다. 즉 거품이론으로 자산가격의 변화를 설명하려면 거품의 발생과 소멸에 따른 자산가격의 短期的 變動뿐만 아니라 거품의 소멸후 어떻게 경제가 中長期的 均衡으로 가는지를 보여야만 한다.

이러한 여러가지 거품이론의 문제점을 인식하여 本稿에서는 지난 몇년간 우리나라 地價 및 株價變化를 三低與件의 도래와 퇴조에 따른 경제여건의 변화와 이에 따른 시장기본요인의 변화로 설명할 수 있음을 보였다. 우선 實質金利, 成長率 등 市場基本要因의 변화로 우리나라 주가 및 지가변화를 상당부분 설명할 수 있었으며, 다음으로는 二部門 一般均衡 資産構成模型을 구성하여 流動性 및 換率이 변화할 때 地價의 過剩變動現象이 발생함을 보였다.

1986~89년간 地價의 急騰은 同 期間中 엔貨切上, 원貨切上 및 流動性增加(實質金利의 下落)에 따른 것이며, 90년 이후 地價上昇勢의 鈍化는 同 期間中 엔貨切下, 원貨切下로의 반전 및 流動性壓迫에 따른 實質金利의 上昇과 밀접히 관련되어 있다.

資本市場의 效率性에 대한 경제학자들의 견해가 일치하고 있지 않은 것과 같이 우리나라의 資産價格變化도 시장기본요인만으로 완전하게 설명할 수 있을 것으로 생각하지는 않는다. 그러나 資産價格變動이 시장기본요인으로 충분히 설명될 수 없다고 하더라도 자산의 실제가치와 시장기본요인에 의한 가치와의 차이가 거품 이외에도 本稿에서 지적한 폐소問題나 투자자의 危險回避 및 새로운 情報의 출현에 대한 과잉반응(overreact)으로 설명될 수 있음을 유의하여야 한다.

거품理論이 설명력을 가지려면 美國의 大恐慌의 경우처럼 株價가 대폭적인 변동을 보여야 한다. 지난 몇년간 우리나라 株價 및 地價의 변화는 크다면 크다고 하겠으나 三低與件으로 市場基本要因도 크게 변화한 것을 감안하면 거품이라고 불릴 수 있으리만큼 급격한 변화는 아니었다고 하겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金京煥・徐昇煥,「不動產投機와 資產價格 거품」,『韓國經濟硏究』, 韓國經濟硏究院, 1990. 12, pp.153～168.

김규영・정기웅,「合理的 거품에 대한 硏究」, 金融硏究會 월례토론회 논문, 韓國金融硏究院, 1991.

金明淑,「讓渡所得稅의 供給凍結效果와 改善方向」,『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1989년 겨울, pp.3～22.

金鍾泰,「合理的 期待假定下에서의 價格泡沫의 存在에 대한 檢定」, 석사학위논문, 연세대학교, 1989.

文炳俊・李德善,「向後 不動產景氣 및 土地價格 展望」,『第一經濟』, 第1卷 第9號, 第一經濟硏究所, 1991. 11, pp.35～55.

孫在英,「地價와 巨視經濟變數間의 因果關係에 관한 實證分析」,『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1991년 가을, pp.55～76.

_____,「土地租稅의 改編方向에 관한 硏究(Ⅰ):土地保有課稅強化의 當爲性에 대한 檢討」, 政策硏究資料 92－04, 韓國開發硏究院, 1992.

新韓綜合經濟硏究所,『Bubble經濟와 金融機關經營』, SRI硏究資料 90－3, 1990. 7.

이상빈・고광수,「巨視經濟變數가 株價에 미치는 影響에 관한 實證的 硏究」,『金融經濟硏究』, 第3卷 第1號, 金融經濟硏究所, 1990. 4, pp.53～84.

李廷雨,「韓國의 富, 資本利得과 所得不平等」,『經濟論集』, 서울대학교 경제연구소, 1991, pp.327～362.

趙漢祥,「資產價格上昇이 經濟에 미치는 影響」,『調査統計月報』, 韓國銀行, 1990. 9, pp.45～63.

Boone, Peter, "Perspectives on the High Price of Japanese Land," Economic Research Institute, Economic Planning Agency, Japan, June 1989.

Dekle, Robert, "Comment", in P. R. Krugman (ed.), *Trade with Japan : Has the Door Opened Wider?* Chicago : University of Chicago Press, 1991, pp.268～270.

Cutler, David M., James M. Poterba, and Lawrence H. Summers, "Speculative Dynamics and the Role of Feedback Traders," NBER Working Paper No. 3243, Jan. 1990.

DeLong, J. Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, and Robert J. Waldmann, "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Speculation," *Journal of Finance*, 1990.

Diba, Behzad T. and Herschel I. Grossman, "On

the Inception of Rational Bubbles," *Quarterly Journal of Economics*, 102, August 1987, pp.697~700.

Driskill, Robert A., "Exchange-Rate Dynamics : An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 2, 1981, pp. 357~371.

Flood, Robert P. and Peter M. Garber, "Market Fundamentals Versus Price Level Bubbles: The First Tests," *Journal of Political Economy*, August 1980, pp.745~770.

Flood, Robert P. and Robert J. Hodrick, "Asset Price Volatility, Bubbles and Process Switching," *Journal of Finance*, September 1986, pp.831~842.

_____, "On Testing for Speculative Bubbles," *Journal of Economic Perspectives*, Spring 1990, pp.85~101.

Frankel, Jeffrey, "Japanese Finance in the 1980s : A Survey," in P.R. Krugman(ed.), *Trade with Japan : Has the Door Opened Wider?* Chicago : University of Chicago Press, 1991, pp. 225~268.

Friedman, Milton, "The Case for Flexible Exchange Rates," in *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, 1986.

Garber, Peter M., "Famous First Bubbles," *Journal of Economic Perspectives*, Spring 1990, pp.35~54.

Hamilton, James D. and Charles H. Whiteman, "The Observable Implications of Self-fulfilling Expectations," *Journal of Monetary Economics*, November 1985, pp.353~374.

Hardouvelis, Gikas A., "Evidence on Stock Market Speculative Bubbles : Japan, the United States, and Great Britain," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Summer 1988, pp.4~16.

Ito, Takatoshi, "Japan's Structural Adjustment : The Land/Housing Problem and External Balance," International Monetary Fund, 1989.

Lee, Jin Soon, "Land Speculation in Korea : Causes, Economic Impact and a Proposal for Institutional Reforms," *Korean Economic Review*, Winter 1990, pp.91~128.

Obstfeld, Maurice, "Peso Problems, Bubbles, and Risk in the Empirical Assessment of Exchange-Rate Behavior," NBER Working Paper No. 2203, 1987.

Papell, David H., "Expectations and Exchange Rate Dynamics after a Decade of Floating," *Journal of International Economics*, 25, 1988, pp.303~317.

Park, Yung Chul and Won-Am Park, "Exchange Rate Policies for the East Asian Newly Industrialized Countries," in Emil-Maria Claassen(ed.), *Exchange Rate Policies in Developing and Post-Socialist Countries*, International Center for Economic Growth, San Francisco, 1991, pp.357~383.

Pyo, Hak K., "A Synthetic Estimate of the Na-

tional Wealth of Korea, 1953～1990," KDI Working Paper No.9212, May 1992.

Shiller, Robert J., "Speculative Prices and Popular Models," *Journal of Economic Perspectives*, Spring 1990, pp.55～65.

Shleifer, Andrei and Lawrence H. Summers, "The Noise Trader Approach to Finance," *Journal of Economic Perspectives*, Spring 1990, pp.19～33.

Singleton, Kenneth, "Speculation and the Volatility of Foreign Currency Exchange Rates," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1987, pp.9～56.

Stiglitz, Joseph E., "Symposium on Bubbles," *Journal of Economic Perspectives*, Spring 1990, pp.13～18.

Takagi, Keizo, "The Rise in Land Prices in Japan : The Determination Mechanism and the Effect of the Taxation System," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, August 1989, pp.93～139.

事業所得稅 過小報告規模의 推計

盧 基 星

本稿의 目的은 消費函數의 推定을 통하여 事業所得稅 過小報告規模를 추계하는 데 있다. 이를 위해 本稿는「都市家計調査」통계를 이용하여 1986~89년간 연도별 消費函數를 추정한 후 事業所得 및 事業所得稅의 과소보고의 정도를 추계하였다.

이 결과 사업소득의 過小報告率은 평균소득수준에서 8~12%, 그 상한이 11~25%에 이르는 것으로 추계되었고, 사업소득세의 過小報告率은 보고된 소득의 2~14% 수준에, 그리고 納付稅額의 13~39%에 이르는 것으로 추정되었다.

이러한 사업소득세 과소보고의 문제를 해결하기 위해서는 制度的 過小報告 誘因이 상존하는 현행 사업소득 과세제도가 장기적으로 납세자의 신고로써 과세가 결정되는 申告制度로 이행되어야 할 것이다.

그리고 消費函數를 추정하는 과정에서 부수적으로 두가지 實證的 分析結果를 얻었다. 하나는 사업소득이 낮은 계층에서 오히려 過大報告의 가능성이 있다는 것이고, 다른 하나는 家計消費에서 주택보유에 따른 富의 効果가 존재하였다는 것이다.

I. 序 論

本稿의 목적은 事業所得課稅와 관련하여 事業所得의 過小報告規模를 추정해 보는 데 있다. 우리의 所得稅決定制度는 미국에서의 申告決定制度와는 다른 것으로서 신고후 稅務當局에서 세액을 결정해 주는 政府決定制度이다[1]. 實際 事業所得規模는 勤勞所得에서와는 달리 事業所得者만이 그 규모를 알 수 있는 개인정보이므로, 稅務當局이 이를 파악하는 데는 많은 비용이 들게 된다. 稅務當局이 60萬명이 넘는 事業所得者의 稅額을 하나하나 결정하여 課稅를 종결시키는 데는 엄청난 비용을 수반한다. 따라서 事業所得者가 그들의 소득과 세액을 신고할 경우 과소보고할 유인이 상존하는 것이다.

뿐만 아니라 現行制度 아래에서는 事業所得者

筆者 : 本院 硏究委員

1) 張在植(1990), p.157 참조.

의 所得 및 所得稅 申告의 성실성을 所得標準率, 申告基準率이라는 두가지 지수를 이용하여 판단하고 있으므로 고소득자일수록 소득에 대한 과소보고 유인이 더 강한 것이다[2]. 申告外形에 대한 申告所得의 比率, 즉 申告所得率이 稅務當局에서 정한 所得標準率보다 높은 한 稅務當局의 稅務調査를 받지 않고, 所得稅申告의 성실성이 인정된다. 따라서 所得稅申告者의 입장에서는 申告所得率이 所得標準率과 같거나 다소 높은 것으로 신고할 제도적 유인을 가지는 것이다.

그리고 事業所得은 自營業者들에 의해 영위되는 事業에서 발생하는 소득인데, 이들 事業은 대규모의 事業이 대부분인 株式會社와는 달리 그 규모가 대체로 작고 會計를 처리할 능력도 없으므로 事業所得의 推計問題가 대두된다[3]. 따라서 過去 事業所得이 과소보고되었을 가능성이 높고 이러한 인식이 일반적인 것이다.

특히 최근에 와서 事業所得稅의 비중이 낮아지고 있어 이러한 의심을 더욱 강하게 하고 있다. 事業所得稅 收入은 1991년 個人所得稅收入 6兆 4,594億원(국세의 21.3%)의 20.8%를 차지하는 1兆 3,465億원에 이르는 것으로 나타나 稅收規模로는 利子·配當所得稅, 勤勞所得稅, 讓渡所得稅 다음의 위치를 차지하고 있다. 본격적인 종합소득세제가 1975년부터 실시됨에 따라 1977~80년 기간 소득세에서 차지하는 事業所得稅의 비중은 그 이전의 35~39% 수준에서 40% 수준으로 끌어올려졌으나, 1980년 이후에는 그 比重이 지속적으로 낮아져 최근에는 20%에도 미치지 못하는 수준에 이르고 있는 실정이다[4].

勤勞所得稅收를 기준으로 한 事業所得稅收의 比率推移도 1975년 이전에는 0.9 이상이었으나 稅率構造 자체가 서로 같았던 1975년 이후에는 그 比率이 80년에 0.98로 높아졌다가 1991년에는 0.73으로 낮아졌다.

이와 같은 事業所得稅收의 상대적 감소는 徵稅努力의 低下에 기인한 것이 아닌가 하는 강한 의문을 제기하고 所得이 같음에도 불구하고 소득종류에 따라 稅額이 다른 불공평한 課稅가 이루어져 왔음을 시사한다[5].

---

2) 所得標準率, 申告基準率 등 現行 事業所得課稅制度에 대한 자세한 것은 盧基星(1992) 참조.

3) 事業所得稅의 決定類型에는 기장자의 경우 서면신고결정과 실지조사결정 유형으로, 무기장자의 경우 추계결정과 신고결정으로 구분되는데 推計決定된 세액의 比重은 1989년의 경우 事業所得稅에 대해서는 22%를 차지하고 있다. 뿐만 아니라 推計課稅 외에 서면심리 결정의 경우에도 事業所得 報告의 기준이 所得標準率이 되므로 所得의 과소보고 유인이 상존함.

4) 이는 1977년의 부가가치세 도입에 따른 사업소득세의 경감으로 인한 것으로 사료될 수도 있다. 부가가치세 도입(물품세, 영업세 등 8개 간접 세목의 부가가치세+특별소비세로의 전환)으로 인한 세수변동효과는 ① 부가가치세 세수와 8개 稅目稅收를 시계열로 연장하여 GNP에 回歸시켜 본 결과 부가가치세 도입 이전과 이후 절편과 기울기에서 유의한 차이를 발견할 수 없었으며, ② 따라서 특별소비세수만큼의 세수증대효과가 있었던 셈임.

5) 확실성하에서 稅收는 세율구조, 과세베이스에 대한 기계적인 관계를 가짐. 그러나 불확실성의 세계에서는—예를 들면 과세베이스에 대한 稅務當局의 정보가 부족한 경우—稅收가 위 두 변수 외에 정보를 획득하고자 하는 노력의 함수임. 그리고 事後的 財政支出이 財政收入을 초과할 때 事業所得稅와 같이 징세노력이 상대적으로 많이 소요되는 세목의 稅收가 상대적으로 줄어들 것임. 이는 稅務當局의 目的函數가 할당된 稅收規模의 달성일 때 그 목표가 달성된 경우 徵稅努力이 많이 드는 稅目에 대한 노력을 먼저 감소시킬 유인이 있기 때문임.

따라서 本稿에서와 같이 事業所得稅 過小報告 規模를 추정해 보는 것은 최근의 사업소득세 수입의 상대적 감소를 간접적으로 지지해 줄 수 있다는 점에서 의의가 있다.

本稿의 구성은 다음과 같이 이루어져 있다. II章에서는 模型을 설정하고, III章에서는 事業所得의 신고에 있어서 과소보고의 유인이 상존하고 있음을 감안하여 실증적으로 소득 및 세액의 過小報告의 정도를 추정해 본다. IV章에서는 前章의 分析結果를 요약하고, 부수적으로 얻을 수 있었던 결과를 제시하면서 결론을 맺는다.

II. 模　型

政府의 課稅行爲는 納稅者와 함께 이루어지는 하나의 게임이다. 政府는 稅金을 가능한 한 많이 거두어들이려 하고, 納稅者는 가능한 한 적게 稅金을 납부하려 하는 것이 兩者의 속성이다.

納稅者에 대한 情報가 확실한 確實性의 세계에서는 政府는 조금의 脫漏稅金도 허용하지 않고, 과세베이스에 상응하는 稅率을 적용하여 정확하게 稅金을 徵收할 수 있다. 그러나 現實世界에서는 모든 정보가 알려져 있지 않다. 納稅者 각 개인은 그들의 과세베이스가 되는 所得, 財産 또는 收入額 등에 대해서 알고 있지만, 政府는 納稅者들이 성실히 보고하지 않는 한 정확하게 納稅者들의 實際 과세베이스에 대해서 알 수 없다.

이러한 상황에서 政府가 할 수 있는 것은 納稅者의 課稅베이스에 대한 정보를 획득하는 것이다. 정보를 획득하는 데는 비용이 든다. 情報獲得費用이 획득한 정보를 통해 政府가 追加的으로 거두어들인 稅收(엄격히는 稅收增大에 따른 效用의 增加分)보다 작을 때는 정부는 기꺼이 정보를 얻기 위해 노력하고자 할 것이다. 이와 반대인 경우에는 주어진 정보만을 토대로 課稅할 것이다[6]. 事業所得課稅의 경우에도 마찬가지로 事業所得者의 收入 및 所得은 각 事業者의 정보이므로 그들은 實際收入 및 所得보다 과소보고하는 경향이 있다.

實際所得 가운데 얼마나 많은 부분이 課稅되지 않고 脫漏되는가를 分析하는 方法에는 주로 地下經濟의 規模推定과 관련하여 ① 現金通貨需要에 의한 方法, ② 所得은 虛僞報告되나 그에 상응하는 支出은 그렇지 않다고 보아 支出規模를 추정하여 역으로 實際所得을 推定하는 方法, ③ 서베이에 의한 地下經濟 勞動參與率 조사에 의한 방법 등이 있다[7].

이 중 現金通貨需要函數 推定과, 地下經濟 勞動參與率 調査에 의한 방법은 일단 事業所得이

---

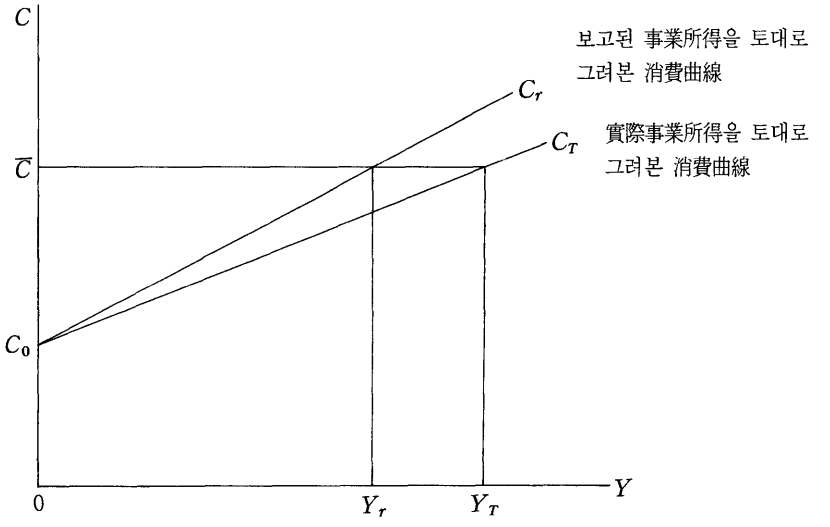
6) 이러한 論議를 租稅制度와 관련시켜 보면, 적어도 한가지 假說을 유도할 수 있음.

假說 1. 租稅制度는 課稅하는 데 있어서 情報費用이 가장 적게 드는 稅目을 중심으로 발전한다.

觀察 1. 封建農業社會에서는 주로 農業生産量을 과세베이스로 하여 租稅를 거두어들였음을 알 수 있다. 이것은 耕作面積만 알면 農業生産量을 추산할 수 있으므로 정보비용이 적게 들기 때문이다. 그리고 重商主義時代에도 經濟가 점차 개방되어 對外交易量이 늘어남으로써 貿易의 役割이 증대됨에 따라 課稅하는 데 따르는 情報費用이 낮은 關稅를 부과함으로써 租稅收入을 쉽게 증대시킬 뿐만 아니라 租稅의 負擔을 외국에 일부 轉嫁하였음을 알 수 있다.

7) D.J. Pyle(1989).

[圖 1] 事業所得者의 消費曲線



課稅는 되고 있다는 점에서 本 硏究의 事業所得의 過小報告 分析에는 적합하지 않다.

따라서 事業所得過小報告 정도를 분석하기 위해서 消費函數推定에 의한 方法을 채택하는 것이 바람직하다. 이 방법은 所得의 거의 대부분이 포착된다고 볼 수 있는 勤勞所得者와 그렇지 않은 事業所得者의 두 그룹으로 나누어 각각의 消費函數를 추정하여 어떠한 차이가 나는지 살펴봄으로써 事業所得의 過小報告 정도를 추정하는 것이다. 이는 事業所得者의 消費函數가 勤勞所得者의 것과 같다는 가정 아래 事業所得者의 實際 消費支出을 가능케 하는 事業所得者의 所得을 추정하고, 동시에 過小報告의 정도를 파악하고자 하는 것이다.

먼저 消費函數는 일반적으로 널리 알려진 바와 같이 所得 및 富 등의 函數이다.

C, Y, W를 각각 消費支出, 所得, 富라 한다면, 消費函數는

$$C_i = f(Y_i, W_i, \cdots) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

(i는 각 개인을 나타내는 하첨자. 이하 생략)

로 표시될 수 있다.

(1)式을 線型으로 표시하면

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \beta_2 W + \varepsilon \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

로 변형된다[8]. ε은 교란항을 나타낸다.

만약 모든 所得이 완전하게 捕捉된 자료 Y를 이용한다면 (2)式을 이용하여 α_0, α_1, … 등의 係數를 추정할 수 있다. 그러나 事業所得과 같이 過小報告될 가능성이 높은 경우에는 (2)式을 그대로 이용할 수 없다. 이를 좀더 자세히 그림을

8) 消費函數의 模型을 여러가지로 설정할 수 있겠으나 선형으로 먼저 시도한 결과 좋은 결과를 가져왔음. 뿐만 아니라 고소득층과 저소득층별로 소비직선의 기울기가 달라질 것으로 기대되어 이의 추정을 시도해보려 했으나 統計資料에 대한 접근이 어려웠음.

이용하여 살펴보면 다음과 같다.

[圖 1]에는 사업자의 실제소득(Y_T)과 그들이 보고한 소득(Y_r)을 토대로 한 消費曲線(C_T, C_r)이 각각 그려져 있다. 消費支出規模 $\overline{C}$는 所得이 Y_T보다 낮은 所得 Y_r에서도 가능한 것처럼 나타난다.

따라서 $(\frac{Y_T - Y_r}{Y_T})$가 事業所得者의 所得에 대한 過小報告 정도를 나타낸다고 할 수 있다. 그러나 Y_T는 알려져 있지 않으므로 Y_r에 대한 過小報告 정도를 나타내는 $(\frac{Y_T - Y_r}{Y_r})$을 사용할 수 있다. 여기서 한가지 유의할 점은 [圖 1]에서 垂直軸의 절편이 C_r 및 C_T 直線의 경우 이론적으로 서로 같다는 사실이다. 이는 所得을 더 이상 過小報告할 여지가 없고 所得이 0일 때 필요한 最低消費支出은 C_0로서 같을 것으로 판단되기 때문이다. 물론 사업자들이 일관성 있게 過小報告하여 C_0에서 C_r과 C_T가 만나지 않을 가능성도 현실적으로 충분히 있다고 하겠다.

다음으로, 實際事業所得을 토대로 한 消費函數는 勤勞所得者들의 消費패턴이 事業所得者의 것과 같다고 보아 勤勞所得과 이에 상응하는 消費支出統計를 통하여 추정될 수 있다. 그러나 回歸分析上 자유도의 손실을 막기 위하여 더미變數를 이용하여 勤勞所得者를 0, 事業所得者에게 1을 주어

$$C = \alpha_0 + \alpha_0' D + \alpha_1 Y + \alpha_1' DY + \beta_2 W \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

의 回歸式을 설정한다. 여기서 $\alpha_1' D$와 같이 기울기에 더미변수를 적용한 것은 過小報告된 所得統計를 이용한 것을 반영한 것이다. 그리고 $\alpha_0' D$와 같이 절편에 더미변수를 적용한 것은 理論的으로는 $\alpha_0' = 0$이나 實證的으로는 다를 수 있기 때문이다. (3)式은 勤勞所得者의 消費函數인 경우 $D = 0$이므로 (2)式과 같이 나타난다.

어느 消費支出水準 $\overline{C}$에서의 勤勞所得者와 事業所得者의 각각의 所得水準(事業所得者인 경우에는 보고된 所得임)을 계산해 보면

$$\overline{C} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_T + A \quad \cdots\cdots\cdots \text{① 勤勞所得者}$$

$$\overline{C} = \alpha_0 + \alpha_0' + (\alpha_1 + \alpha_1') Y_r + A \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \text{② 事業所得者}$$

단, A는 소비에 영향을 미치는 여타의 요인을 나타낸다.

①=②이므로, 추가적인 계산을 하면

$$Y_T - Y_r = \frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1} \quad \cdots\cdots\cdots (4)$$

와 같은 實際所得과 報告된 所得과의 乖離를 계산할 수 있다. 이의 報告所得에 대한 比率은

$$\frac{Y_T - Y_r}{Y_r} = \frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1 Y_r} \quad \cdots\cdots\cdots (5)$$

로 나타난다.

Ⅲ. 事業所得稅 過小報告規模의 推計

1. 統計資料

消費函數推定을 위해서는 所得資料와 消費支出

統計가 필요한데, 經濟企劃院이 매년 조사하여 테이프에 수록한 都市家計調査 統計를 이용할 수 있다. 이 테이프에는 각 표본가구의 所得源別로 勤勞所得者와 自營業者 등으로 구분할 수 있으므로 消費函數推定을 통한 事業所得의 過小報告 정도를 파악할 수 있다. 뿐만 아니라 각 家口의 특성인 住宅所有 與否, 家口員數, 居住地域 등에 대한 정보도 수록되어 있어 消費函數 推定에 대단히 유용하게 이용될 수 있다.

한 가구가 두가지 所得을 동시에 가질 수 있으므로, 勤勞所得과 事業所得(통계에서는 자영업자의 소득) 중 한가지 소득만을 가지는 가구들만을 추출하여 이용하였다. 분석상 장기간에 걸쳐 5년 간격으로 소비함수를 추정하는 것이 소비패턴의 기간별 변화를 파악할 수 있어 바람직하나, 本稿에서는 資料의 제약상 1986~89년의 4개 연도를 선택할 수밖에 없었다. 표본의 수는 86년의 경우 1萬 7,644개, 1987~89년의 경우에는 1萬 8,000개를 약간 상회하고 있다.

2. 推計結果

〈表 1〉에는 消費函數 (3)式의 推定結果가 나타나 있는데, 所得 이외에 富의 效果를 반영하기 위해 주택소유 여부를 나타내는 더미變數(住宅所有의 경우 $D=1$, 그렇지 않은 경우 $D=0$)와, 家口規模의 크기에 따라 消費支出이 역시 달라지리라 기대되므로 家口員數를 說明變數로 포함시

〈表 1〉 消費函數 推定結果

	α_0	α_0'	α_1	α_1'	β	γ	R^2	F	標本數
1986	52,591	−45,444	0.5196	0.1290	55,889	12,624	0.59	5,104.9	17,644
	(4.7)	(−4.3)	(29.1)	(7.0)	(14.8)	(9.7)			
1987	18,454	−1,911	0.5369	0.0608	73,791	20,036	0.60	5,640.4	18,469
	(1.9)	(−0.2)	(42.2)	(4.6)	(20.3)	(14.8)			
1988	49,706	−34,087	0.6230	0.0923	73,980	2,063	0.61	5,698.5	18,426
	(4.5)	(−3.0)	(48.4)	(6.8)	(12.7)	(6.4)			
1989	63,735	−48,051	0.5505	0.1013	129,689	12,940	0.51	3,737.9	18,103
	(3.3)	(−2.7)	(32.0)	(5.7)	(17.2)	(4.3)			

註 : ( ) 안은 t값을 나타냄.

$$C = \alpha_0 + \beta H + \gamma N + \alpha_0' D + (\alpha_1 + D\alpha_1')Y$$

C : 消費支出(원/月)

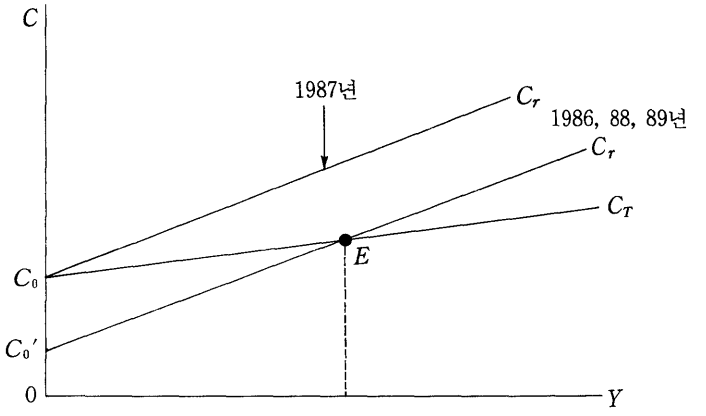
H : 住宅所有 여부를 나타내는 더미변수(住宅所有 $H=1$)

N : 가구원수(名)

D : 事業所得者($D=1$), 勤勞所得者($D=0$)

Y : 所得(원/月)

[圖 2] 年度別 推定消費曲線



켰다.

橫斷面分析인 점에 비해서 R^2가 0.6 水準이어서 설명력이 매우 높은 편이었으며, 각 推定値의 t값이 1987년 α_0'의 推定値를 제외하고는 모두 높은 수치를 보여 1% 水準에서 유의하게 나타났다. 주택소유 여부를 나타내는 더미變數에 대한 계수 β의 推定値는 기대한 대로 (+)로 나타났고, 家口員數의 係數인 γ에 대한 推定値도 (+)로 나타났다.

事業所得의 過小報告 정도를 추정하는 데 이용되는 係數의 하나인 α_0'는 이론적으로 0일 것으로 기대되었으나, 1987년을 제외하고는 0과 統計的으로 다른 것으로 나타났다. 이는 所得이 상대적으로 적은 事業所得者는 오히려 소득이 실제보다 많은 것처럼 過大報告를 하고 소득이 적을수록 그 정도(비율)는 커진다는 흥미로운 점을 시사하는 것으로 볼 수 있다.

그리고 限界消費性向을 나타내는 α_1은 1986~89년 全期間 0.52~0.62 사이의 數値를 나타내어 일반적으로 기대되는 數値와 부합하였다. 뿐만 아니라 事業所得者의 경우 消費函數의 기울기가 얼마나 더 기울어지느냐를 나타내는 α_1'의 추정치 역시 기대한 대로 (+)로 나타났다. 즉 事業所得者의 報告된 所得을 토대로 그려본 消費支出直線이 勤勞所得者의 消費支出直線보다 더 기울기가 급하게 나타나 事業所得이 過小報告되었으리란 추측을 확인해 주었다.

이상의 結果를 토대로 消費支出曲線을 그려보면 이론적으로 기대되는 [圖 1]에서와는 달리, [圖 2]에 나타난 바와 같이 勤勞所得을 토대로 그려본 消費支出直線과 報告된 事業所得을 토대로 그려본 직선이 E점에서 서로 교차하고, 垂直軸의 절편이 事業所得者의 직선의 경우 낮게 나타남을 알 수 있다.

E점에서의 所得水準을 계산해 보면 현저히 낮은 水準을 나타낸 1987년을 제외하면 1986~89년기간 월 35萬~47萬원이었다[9]. 1987년의 경우

9) E점에서의 所得은 1986년 35.2萬원, 1987년 3.1萬원(outlier), 1988년 36.9萬원, 그리고 1989년 47.4萬원이었음.

α_0'이 0과 다르지 않음을 나타내었으므로 C_r 直線과 C_T 直線의 垂直軸 절편이 일치하는 것으로 볼 수 있으므로 事業所得의 過小報告 정도는

$$\frac{Y_T - Y_r}{Y_r} = \frac{\alpha_1'}{\alpha_1} = 0.113$$

로서, 보고된 事業所得의 11.3% 정도였다. 1986, 88 그리고 89년의 과소보고 정도는 α_0'이 統計的으로 0과 다르게 나타나고, C_r과 C_T가 교차하여 1987년에서와 같이 $\frac{\alpha_1'}{\alpha_1}$이 아니라

$$\frac{Y_T - Y_r}{Y_r} = \frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1 Y_r}$$

의 公式($\alpha_0' \neq 0$인 경우)을 이용하여 추정되어야 한다.

그런데 $\alpha_0' < 0$이므로

$$\frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1 Y_r} < \frac{\alpha_1'}{\alpha_1}$$

이다.

1986, 88, 89년의 $\frac{\alpha_1'}{\alpha_1}$=0.248, 0.148, 0.184로 나타났다. 따라서 過小報告의 정도는 〈表 2〉에 나타난 바와 같이 보고된 所得規模의 11~25%를 상회하지는 않을 것으로 볼 수 있다[10].

이 기간(86, 88, 89년)의 사업소득 과소보고 정도는 소득규모에 따라 상이하므로, 참고로 어느 특정소득 수준에서의 그 정도를 추정해 볼 수 있다. 1988년 自營業者와 被雇傭者 및 雇用主 전체가구의 평균소득인 Y_r = 951.5萬원(72.3萬원/月)을 기준으로 과소보고 정도를 계산하면 그 크기는 所得의 7.9%에 이름을 알 수 있다[11]. 같은 방법으로 1986년과 1989년의 事業所得의 過小報告 정도는 1986년 12.1%, 1989년 11.9% 수준으로 추정된다. 또한 所得이 계속 증대할 경우 過小報告 정도는 점점 커져 상한에 가까워질 것이다[12](表 2 참조).

이상의 事業所得 過小報告 정도의 추정치를 토대를 事業所得稅 과소보고의 정도를 짐작해 볼 수 있다. 우리나라의 경우 事業所得稅率構造는 누진적인 綜合所得稅率構造와 동일하다.

따라서 事業所得의 過小報告率이 平均所得水準에서 8~12%였고, 그 상한이 11~25%로 나타난바 平均所得水準에서의 限界稅率 약 15~25%(表 2의 C열)와 최고세율 50~55%(表 2의 D열)를 적용하면 事業所得稅의 과소보고 규모는 보고된 소득의 2~13% 수준에 이르는 것으로 나타났다(表 2의 E열과 F열).

---

10) 1986, 88, 89년의 경우 E점에서의 所得水準보다 낮은 事業所得을 보고했다면 이는 과대보고한 것으로 해석됨. 이는 필자의 판단으로, 도시가계 통계조사 자료인 점에 비추어 소득이 낮은 경우에 다소 높게 보고할 유인이 있었을 것임. 즉 소득세 산정을 위한 所得報告의 경우와는 다소 다른 誘因이 있었을 것임. 87년의 과소보고율은 소득수준과 관계없이 11.3%임.

11) $\frac{\alpha_0' + \alpha_1' Y_r}{\alpha_1 Y_r} = \frac{\alpha_0'}{\alpha_1 Y_r} + \frac{\alpha_1'}{\alpha_1}$

$= \frac{-34{,}087}{493{,}987} + 0.148$

$= -0.069 + 0.148$

$= 0.079$

평균소득자료는 〈附表 1〉 참조.

12) 1986년의 과소보고 정도 $\frac{-45{,}444}{0.54 \times 686{,}000} + 0.248$

$= 0.121$

1989년의 과소보고 정도 $\frac{-48{,}051}{0.55 \times 1{,}348{,}700} + 0.184$

$= 0.119$

평균 소득자료는 〈附表 2〉 참조.

〈表 2〉 事業所得 및 事業所得稅의 過小報告率

(단위 : %)

	事業所得 過小報告率		限界稅率		事業所得稅額의 過小報告比率		事業所得稅額의 納付稅額에 대한 過小報告比率	
	平均 (A)	上限 (B)	平均 (C)	最高 (D)	(E)	(F)	(G)	(H)
1986	12.1	24.8	15	55	1.8	13.6	18.2	39.0
1987	11.3	11.3	18	55	2.0	6.2	17.7	17.0
1988	7.9	14.8	21	55	1.7	8.1	12.8	21.4
1989	11.9	18.4	25	50	3.0	9.2	19.8	24.5

註 : C는 平均 事業所得 수준에서의 한계세율임.

$E = A \times (C/100)$

$F = B \times (D/100)$

$G = [E/\{(C+5)/2\}] \times 100$

$H = [F/\{(C+D)/2\}] \times 100$

여기서 유의할 것은 事業所得稅額의 과소보고 비율이 事業所得稅에 대한 것이 아니라 事業所得에 대한 것이라는 점이다. 따라서 사업소득세액이 납부세액에 대해서 어느 정도 과소보고되고 있는지 알아볼 필요가 있다. 이미 소득에 대한 事業所得稅額의 과소보고 정도는 〈表 2〉의 E열과 F열에 계산되어 있으므로 납부세액을 구하여 그 비율을 구하면 된다.

편의상 여기서는 實効稅率을 개략적으로 도출하여 100을 기준으로 한 소득에 적용한다. 먼저 평균소득수준에서의 실효세율을 法定最低限界稅率인 5%와 평균소득수준에서의 限界稅率을 평균하여 10~15%인 것으로 보았다. 다음 최고소득수준에서의 실효세율도 〈表 2〉의 평균소득수준에서의 한계세율(C열)과 최고한계세율(D열)의 평균인 35~38%로 보아 다소 보수적으로 계산하였다.

따라서 납부소득세액은 100을 기준으로 한 소득에 각 연도의 實効稅率((C+5)/200, (C+D)/200)을 곱하여 구할 수 있다. E와 F열에 나타난 過小報告規模를 납부세액(C+5)/200과 (C+D)/200으로 각각 나누어 구한 사업소득세액에 대한 사업소득세액의 과소보고 정도는 1986년의 39.0%에서 88년의 12.8%에 이르기까지 대체로 13~39% 수준인 것으로 나타났다.

그러나 이상의 實證分析은 도시가계통계조사를 목적으로 보고된 事業所得統計資料를 이용하였으므로 過小報告의 정도면에서 所得稅를 신고할 경우의 事業所得過小報告 정도는 이보다 현저히 높을 것으로 판단된다.

따라서 이러한 통계상의 성격 등을 종합적으로 판단할 때 사업소득과 事業所得稅의 過小報告 정

도는 각각 8~25%와 13~39%보다 높을 것으로 보아도 큰 무리는 없을 것으로 보인다[13].

Ⅳ. 結　論

事業所得은 현행 稅法上 綜合所得에 속한다. 사업을 영위하여 획득한 소득이 과세된다는 점에서 法人所得과 유사한 점이 있으나, 個人事業者別로 과세된다는 점에서 다르다. 事業所得은 탈루의 가능성이 높다. 따라서 勤勞所得과 비교할 때 조세형평의 문제가 제기될 수 있다. 事業者가 기장을 한다 하더라도 수입과 비용을 하나하나 추적하기는 거의 불가능에 가깝고, 收入은 가능하면 적게 보고하고 비용은 가능한 한 많이 보고할 유인이 있게 되어 있다. 기장을 하지 않는 경우에도, 所得標準率을 收入金額에 적용하여 소득을 추계하는 방법을 이용하지만 所得標準率 이상 보고하면 稅務調査가 면제된다. 따라서 실제로 事業所得이 많을수록 더 많은 稅輕減의 혜택을 보게 된다. 그리고 무기장 사업자는 신고기준율이라는 외형증가율을 만족시켜 수입액을 신고하면 稅務調査에서 배제되므로 역시 외형신고에 있어 과소보고할 유인이 있다.

本 硏究에서 추정된 事業所得의 과소보고 정도의 비율은 1986~89년 보고소득의 8~25%에 이르는 것으로 나타났다. 『도시가계연보』의 통계를 토대로 한 점을 감안하면 課稅에 있어 과소보고의 정도는 이보다 높을 것이라는 추측을 가능케 한다[14]. 그리고 事業所得稅의 過小報告의 규모도 事業所得의 2~14%, 納付稅額의 13~39% 수준에 이르는 것으로 나타났다[15].

事業所得 및 所得稅의 過小報告 誘因을 줄이기 위해서는 現行 事業所得稅政府決定制度는 장기적으로 납세자의 신고로써 과세가 결정되는 申告制度로 이행되어야 할 필요가 있다. 이와 동시에 納稅者의 신고에 대한 성실성 여부를 조사하기 위해 통계적인 표본추출법 등을 이용함으로써 세무조사의 과학화를 기하여야 할 것이다. 그리고 申告制度로의 원활한 이행을 위해서는 現在 事業所得申告者의 60%에 이르고 있는 無記帳者로 하여금 記帳을 하도록 유도하여 記帳者比率을 높이는 것이 시급하다 하겠다[16].

그리고 事業所得稅 過小報告 規模를 추정하는 과정에서 부수적으로 몇가지 實證的 分析結果를 얻을 수 있었다.

첫째, 가계조사 목적의 통계에서 저소득 사업소득계층에서는 과소보고보다는 과대보고의 경향이 있다는 결과를 얻었다. 이는 경제적 이해가 직접 따르지 않는 여론조사나 설문조사 분석에서 소득관련 통계는 해석상 유의가 필요함을 시사

---

13) 이는 1987년의 경우 α_0'가 0이라는 가설을 기각하지 않았고 事業所得者가 오히려 過大報告하는 소득구간을 조정할 수 있기 때문임. 즉 1986, 88, 89년의 경우 $\alpha_0' \neq 0$이나 이를 $\alpha_0' = 0$으로 조정한 경우 바로 과소보고율이 15~25%로 나타남.

14) 課稅側面에서의 事業所得의 포착률은 다소 오래된 통계이나 38.7%(1981년), 50%(1982년), 75.3%(1983년)인 것으로 보고한 연구를 참조(Roh (1990), 稅制發展審議委員會(1985), 崔洸(1987)).

15) 여기서 事業所得稅 過小報告 比率이 사업소득세가 아니라 사업소득에 대한 것임에 유의.

16) 事業所得稅制 改善方案에 대해서는 盧基星(1992)을 참조.

한다.

둘째, 선형소비함수를 회귀분석한 결과 횡단면 분석임에 비추어 설명력이 대단히 높게 나타났고, 주택 소유자가 1989년의 경우 13萬원/月의 소비를 더 많이 지출하는 것으로 나타나 富의 효과가 존재함을 확인할 수 있었다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

盧基星, 『事業所得課稅制度의 現況과 課題』, 韓國開發硏究院, 1992.

稅制發展審議委員會, 『稅制發展硏究報告書』, 1985.

張在植, 『租稅法』, 서울대학교 출판부, 1990.

崔洸, 『韓國의 地下經濟에 관한 硏究』, 韓國經濟硏究院, 1987.

Roh, K., "A Proposal for Tax Reform in Korea", Working Paper 9019, Korea Development Institute, 1990.

Pyle, D. J., *Tax Evasion and the Black Economy*, London : The Macmillan Press Ltd., 1989.

〈附表 1〉 家口主 活動狀態別 年間所得(1988)

(단위 : 千원)

	1988
平　　均	9,515
自營者所得	9,209
雇 用 主	19,282
被雇傭者	8,488
無　　職	5,304

註 : 도시지역 가구주 활동상태별 연간소득임.

資料 : 經濟企劃院 調査統計局, 『韓國의 社會指標』, 1990.

〈附表 2〉 勤勞者 家口의 家口當 月平均所得

(단위 : 千원)

	1986	1987	1988	1989
總 收 入	686.6	833.4	1,008.0	1,348.7
所　　得	473.6	553.1	646.7	804.9
勤勞所得	419.0	482.7	566.8	694.6

資料 : 經濟企劃院 調査統計局, 『都市家計年報』, 各年度.

株價와 主要巨視經濟變數間의 相互關係에 대한 實證分析

金 俊 逸

우리나라 株價變化의 절반 이상이 巨視經濟變數의 움직임에 의하여 설명되며, 특히 國際收支 및 産業生産의 움직임이 주가변화에 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 다른 한편으로는 株式市場이 상대적으로 안정적이었던 1985년까지의 기간중에는 株價變化가 설비투자의 움직임을 잘 설명하고 있음이 발견되었다. 반면에 주식시장이 규모면에서 크게 확대되고 株價의 변동폭이 컸던 1986년 이후의 기간중에는 設備投資와 株價變化간의 연계성이 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 株價와 實物經濟 사이의 관계가 주는 政策的 示唆點은 단기적이고 직접적인 市場介入을 통한 주식시장 부양정책은 한계가 있으며 보다 근본적으로는 실물경제의 안정과 착실한 성장기조의 회복만이 證市安定에 기여할 수 있다는 것이다. 아울러 株式市場이 기업의 투자재원 조달창구로서의 역할을 효율적으로 수행하기 위해서는 주식시장의 安定이 선행되어야 한다는 것이다.

I. 序

우리나라의 株價는 1980년대 중반 이후 國際收支黑字 시대를 맞으면서 큰 폭으로 上昇하기 시작하였으며, 이러한 주가상승은 1989년 中盤부터 下落勢로 반전되면서 주가하락이 加速化되어 최근에는 주식시장의 展望이 극히 不透明한 상태에 있다. 이러한 주식시장의 沈滯를 극복하기 위하여 최근에는 주식시장 부양을 위한 機關投資家들의 株式買入政策이 실시되고 있다. 이러한 주가의 급격한 上昇과 下落은 不動産價格의 變動과 함께 우리 경제의 거품화현상을 대표하는 것으로 認識되어 왔다.

그러나 보다 長期的인 관점에서 보면 주가변화의 상당부분은 實物經濟의 흐름과 연결되어 있는

筆者 : 本院 硏究委員

* 本稿를 완성하는 데 유익한 助言을 아끼지 않으신 本院의 左承喜·崔範樹 博士와 자료준비에 힘써준 巨視金融部 硏究員들, 그리고 원고정리를 담당한 林明姬·姜希淑 硏究助員께 깊은 感謝를 드린다.

市場基本要因(market fundamental)의 변화에 기인하는 것으로 판단된다. 특히 1980년대 중반 이후에 나타나는 큰 폭의 주가변화가 비단 우리나라뿐만 아니라 外國에서도 잘 관찰되고 있다는 점은 주가변화의 결정요인에 대한 많은 示唆點을 주고 있다. 즉 1980년대 중반 이후의 주가변화는 거품현상에 의한 부분도 포함하고 있지만 여러 국가들간에 공통적으로 나타난 경제적 요인에 의하여 영향받았을 가능성을 시사하고 있다.

주가변화와 실물경제 사이에는 기본적으로 相互聯關關係(feedback relationship)가 존재하고 있다. 실물경제의 흐름이 주가에 영향을 미치고 있다는 사실은 상호연관관계의 한쪽 면에 해당하는 것이다. 반면에 株價가 주식투자가들의 미래에 대한 期待를 반영하고 있는 점에 비추어 볼 때, 주가변화가 거꾸로 실물경제에 영향을 미칠 수 있다. 잘 알려진 Tobin의 Q理論은 實物市場과 株式市場에서 평가된 實物資本의 價値가 반드시 일치하지 않는다는 점에 근거하여 株價變化와 投資와의 관계를 설명하고 있다. 우리나라에서도 주가변화가 실물투자와 연계성을 가지고 있는지의 여부를 검토하는 것은 향후 주식시장의 育成과 發展方向에 대한 시사점을 제공할 것이다.

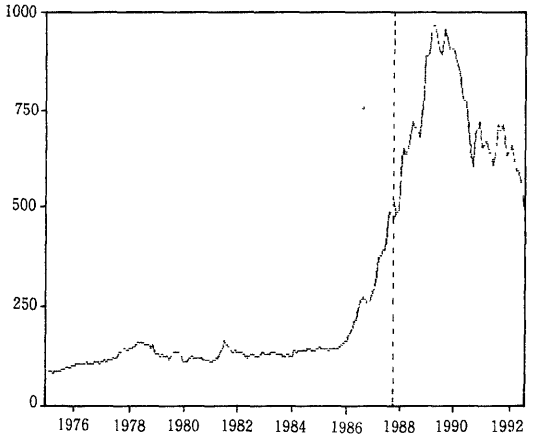
本稿의 주요목적은 우리나라 주가변화의 決定要因을 分析하고 株價와 金利 및 實物投資와의 관계를 計量分析을 통하여 살펴봄으로써 政策的인 示唆點을 찾고자 하는 데에 있다. 第Ⅱ章에서는 우리나라와 외국의 주가를 비교분석함으로써 주가변화의 큰 흐름에 대한 고찰을 하였다. 우리나라 주가와 외국의 주가 사이에 短期的으로는 높은 連繫性이 발견되지 않고 있으나 長期的인 흐름에 있어서는 상당한 공통점을 찾을 수 있었다. 第Ⅲ章에서는 우리나라의 주가변화를 설명할 수 있는 巨視經濟的 要因을 찾아보고 回歸模型을 통하여 각 요인의 효과에 대한 實證分析을 시도하였다. 第Ⅳ章에서는 주가변화와 금리간의 관계에 대하여 살펴봄으로써 최근에 논의되고 있는 金利引下를 통한 주식시장 부양정책에 대한 시사점을 찾고자 하였으며, 第Ⅴ章에서는 Tobin의 Q理論을 사용하여 株價變化의 設備投資에 대한 효과분석을 하였다. 끝으로 第Ⅵ章은 本稿의 結論을 담고 있다.

Ⅱ. 株價變化의 基本的 特徵

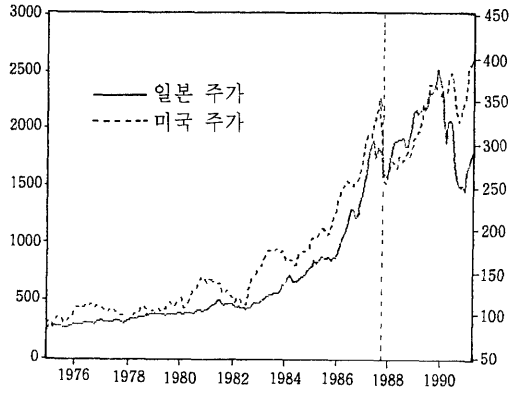
우리나라의 株價는 [圖 1.1]에서 보듯이 1986년 以前에는 큰 폭의 變動을 보이지 않다가 1986~88년의 3低好況期를 맞으면서 급격한 上昇勢를 나타내기 시작하였다[1]. 1989년 4월 1일에 頂點에 달한 株價는 이후 下落勢로 反轉되었으며 최근의 주식시장 부양책이 실시되기 전인 1992년 7월에는 1987년 수준인 520선으로 하락하였다. 이러한 주가변화의 큰 흐름은 우리나라뿐만 아니라 다른 國家들에서도 잘 관찰되고 있다. [圖 1.2]에서 보듯이 일본과 유럽의 선진국들에서도 주가의 급격한 상승세가 1986년을 前後한 시점부터 두드러지게 나타나고 있으며 1989년 중반 혹은 1990년부터 하락하는 추세를 보이고 있음이 잘 나타나고 있다. 미국의 경우에도, 다른 先進國들에 비해 상

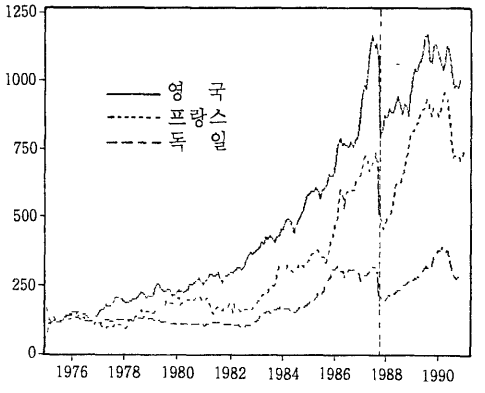
1) [圖 1.1]의 우리나라 綜合株價指數는 1980년 1월 4일 기준이며, [圖 1.2]에 표시되어 있는 各國의 株價指數는 1967년 기준이다.

[圖 1.1] 우리나라의 月別 株價推移



[圖 1.2] 外國의 月別 株價推移





2) 각국의 實質株價는 綜合株價指數를 소비자물가지수로 나누어 구하였다.

대적으로 완만하지만 1986년부터 1987년 후반의 株價暴落 이전 기간중에 주가가 빠르게 상승하고 있음을 알 수 있다.

〈表 1〉은 우리나라를 포함한 각국 실질주가 상승률간의 상관관계를 보여주고 있는바, 對角線 아랫부분은 전월대비 실질주가 상승률간의 상관계수를 나타내며 윗부분은 전년동기대비로 구성된 실질주가 상승률간의 상관계수를 표시하고 있다[2]. 〈表 1〉에서 나타나는 전체적인 특징은 각국 실질주가의 변화가 서로 陽의 相關關係를 가지며 이러한 상관관계는 우리나라와 외국간의 관계에서보다 선진국들 사이에서 더 높게 나타나고 있다는 점이다. 또한 우리나라를 기준으로 외국과 비교할 경우 日本 株價變化와의 상관계수가 다른 국가와의 비교에서보다 두 배 정도 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈表 1〉 各國 實質株價 上昇率間의 相關係數

	韓國	日本	美國	英國	프랑스	獨逸
韓 國	–	0.68	0.23	0.30	0.26	0.05
日 本	0.30	–	0.52	0.50	0.54	0.29
美 國	0.16	0.44	–	0.54	0.53	0.63
英 國	0.22	0.40	0.53	–	0.33	0.46
프랑스	0.06	0.28	0.35	0.14	–	0.60
獨 逸	0.15	0.34	0.45	0.40	0.36	–

註 : 1) 使用된 資料는 1976. 1 ~ 1992. 6 기간중의 月別 實質株價임.
2) 相關係數의 標準誤差는 0.07임.

또 다른 중요한 특징은 前月對比 주가상승률보다 前年同期對比 주가상승률의 경우 상관계수가 더 높게 나타나고 있다는 점이다. 즉, 對角線 윗부분의 係數들이 아랫부분의 계수들보다 대체적으로 큰 값을 보이고 있어 장기적으로 각국의 주가변화 사이에 보다 높은 연관성이 있음을 알 수

있다. 이러한 결과는 장기적으로는 金融要因의 變化外에도 실물경제의 흐름이 각 국가의 株價에 반영되면서 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 주가변화의 큰 흐름 외에 [圖 1.2]에서 뚜렷이 나타나는 각국 주가변화의 특징은 1987년 10월에 발생한 美國의 株價暴落 사태가 다른 先進國들의 株式市場으로 급속히 擴散되었다는 점이다. 특히 유럽국가들의 주가가 美國의 주가변화에 敏感하게 反應하여 같은 시기에 폭락하였으며, 日本株價의 반응은 유럽국가들의 경우보다는 다소 약하지만 역시 急落하는 모습을 나타내고 있다. 반면에 우리나라의 경우, 같은 시기에 이렇다 할 株價下落의 조짐은 보이지 않고 있다. 이와 같은 현상은, 선진국들간에는 金融資本의 移動이 자유롭게 이루어지고 있는 반면 우리나라의 자본시장은 상당히 制限的으로 開放되어 있었다는 사실에 의해 잘 說明될 수 있을 것이다.

우리나라의 주가가 長期的인 흐름에 있어서는 외국의 주가와 밀접한 관계를 보이는 반면 短期的으로는 그러한 연계성을 발견할 수 없다는 사실은 本稿에서 시도하고자 하는 株價變化의 決定要因 分析에 중요한 시사점을 주고 있다. 즉, 자본시장 개방이 제한적이었음에도 불구하고 우리나라의 주가변화가 다른 국가와 비교할 때 큰 흐름에 있어서 유사한 모습을 보이고 있는 점은 우리나라를 포함한 각국의 주가가 共通的인 要因에 의하여 상당부분 결정되고 있음을 시사하고 있다[3]. 실제로 3低好況 기간중 世界經濟가 전반적으로 好況이었던 점에 비추어 보면 1986~88년 기간중의 주가상승은 거품(price bubble)에 의한 부분을 무시할 수는 없지만 實物經濟의 動向을 반영하고 있는 부분이 상당할 것으로 생각할 수 있다[4]. 바꾸어 말하면, 대부분의 국가에서 같은 時期에 주가가 크게 上昇한 것을 각 국가에서 거품현상이 同時에 발생하였기 때문이라고 하기보다는 공통된 巨視經濟的 흐름이 주가상승의 중요한 원인이었다고 생각하는 것이 보다 說得力이 있을 것이다.

Ⅲ. 株價變化의 巨視經濟的 決定要因

本章에서는 第Ⅱ章에서 논의한 우리나라 주가변화의 큰 흐름을 바탕으로 주가변화에 대한 계량분석을 시도하였다. 비록 用語上의 문제점은 있지만, 주가변화 중 실물경제의 흐름에 의해 설명되는 부분을 市場基本要因(market fundamental)에 의한 주가변화로 간주하였다. 주가의 변화와 밀접한 관계를 가지고 있을 것으로 생각되는 거시경제변수는 여러가지가 있지만 크게 나누어 實物變數의 경우 經濟成長率, 產業生產, 國際收支, 投資 등을 고려하였으며 金融變數로서 通貨量과 金利 등을 포함하였다.

---

3) 단기적으로는 국내금융시장이 해외시장의 동향에 대하여 민감하게 반응하지 않고 있지만 장기적으로는 해외자본거래의 규모가 꾸준히 확대됨에 따라 國內金融市場과 海外市場間의 연계성이 높아지고 있는 것도 우리나라 주가가 외국의 주가와 장기적인 연관성을 보이는 간접적인 원인으로 작용하고 있다. 실제로 Jwa(1992)의 硏究는 국내금리와 해외금리의 연계성이 1980년대에 들어 以前에 비해 크게 높아지고 있음을 실증분석을 통하여 보여주고 있다.

4) 이러한 견해는 朴元巖(1992)의 연구결과와 일치하는 것이다. 朴元巖은 1986년 이후 우리 경제에 나타난 큰 변화를 거품현상으로 파악하려는 견해에 대한 재검토를 통하여 거품보다 시장기본요인의 중요성을 강조하였다. 그의 연구에 따르면 주가변화의 큰 흐름이 實質金利와 經濟成長率의 추세변화에 의해 대부분 설명될 수 있음이 밝혀지고 있다.

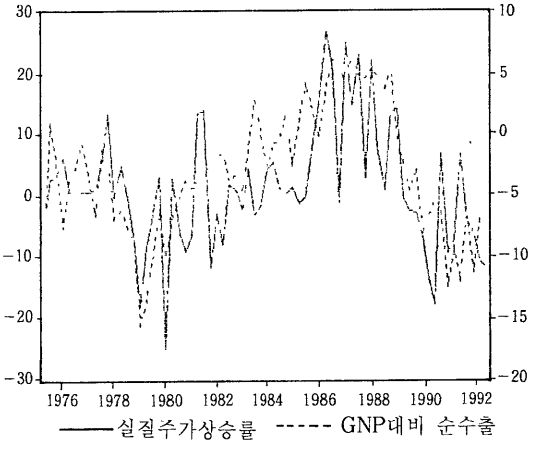
기본적으로 名目變數들의 변화 속에는 一般物價上昇에 의한 변화가 포함되어 있으므로 변수들간에 실제적인 因果關係가 존재하지 않더라도 단지 물가가 상승하는 이유만으로 時系列上의 相關關係가 매우 有意하게 나타날 가능성이 있다. 이러한 가능성을 방지하기 위하여 분석대상을 명목주가가 아닌 실질주가의 변화에 맞추었다.

[圖 2.1]은 前分期對比 실질주가변화와 國民計定上으로 나타나는 GNP對比 순수출이 밀접하게 움직이고 있음을 보여주고 있다. 이러한 상관관계는 우리나라의 경우, 國內流動性이 海外部門에 의하여 직접적으로 영향을 받고 있음을 시사하고 있는바, 순수출 또는 국제수지의 변화가 국내유동성을 변화시킴으로써 결국 주가를 변화시킨다는 논리에 의하여 설명될 수 있다. 그러나 다른 한편으로는, 輸出入의 변화가 企業들의 未來收益性에 대한 주식투자가들의 展望에 영향을 미치고 이에 따라 株價가 변한다는 논리도 가능하다.

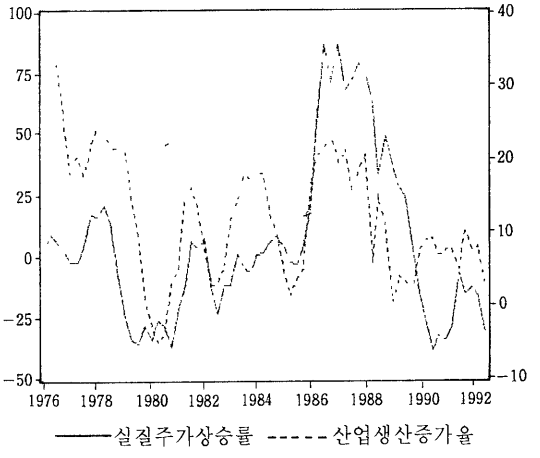
[圖 2.2]와 [圖 2.3]은 각각 前年同期對比 產業生產增加率과 經濟成長率(非農林漁業 실질GNP 증가율)과 주가변화와의 관계를 표시하고 있다[5]. 산업생산과 주가를 살펴보면 1980년 이전 기간중에는 주가변화가 산업생산의 변화를 앞서는 傾向이 있으나 1980년 이후 기간중에는 오히려 산업생산의 변화를 1~2분기 정도의 시차를 두고 따라가는 경향을 보이고 있다. 따라서 1980년대 들어서는 주가변화의 景氣先行的인 役割이 상당히

5) [圖 2.2]와 [圖 2.3]에서 株價, 產業生產 및 實質GNP의 변화를 前分期對比 증가율 대신 前年同期對比 증가율로 표시한 이유는 產業生產과 실질GNP의 경우 전분기대비 증가율이 상당한 季節變動을 보임에 따라 주가변화와의 관계를 視覺的으로 제시하기 어려웠기 때문이다. 반면에 아래의 회귀분석에서는 주가와 산업생산의 전분기대비 증가율이 사용되었다.

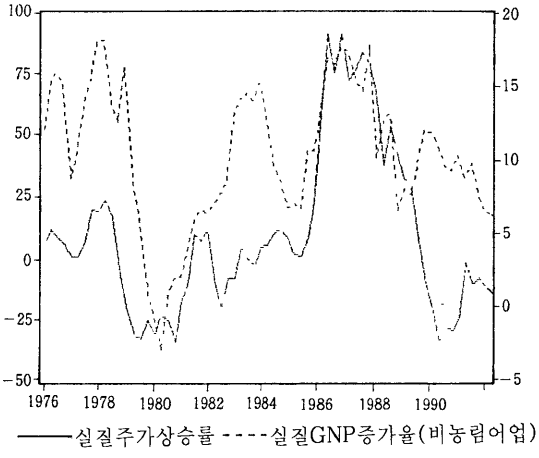
[圖 2.1] 株價變化와 純輸出



[圖 2.2] 株價變化와 產業生產 增加率



[圖 2.3] 株價變化와 經濟成長率(非農林漁業)



감소되었다고 할 수 있을 것이다[6]. 비농림어업 실질GNP의 변화와 주가변화와의 관계는 산업생산의 경우에 비해 약하게 나타나고 있으며, 특히 1980년대에는 그 관계의 有意性이 상당히 低下되는 모습을 나타내고 있다.

주가변화를 설명하기 위한 回歸分析에서는 1975년 1분기부터 1992년 2분기까지의 分期別 資料를 이용하였다. 1975년 이전의 주가지수 자료는 새로 개정된 주가지수와 일관성의 문제가 있으므로 제외하였다. 분석모형의 設定에 있어서의 한가지 특징은 다소 說明力이 떨어지는 것을 감수하면서도 株價上昇率의 과거 값들을 설명변수에 포함시키지 않았다는 점이다. 이러한 시도는 本稿에서 의도하는 바가 주가변화에 內在하여 있는 時系列上의 相關關係를 다른 거시경제변수의 움직임으로 설명함으로써 주가변화의 巨視經濟的 決定要因을 찾고자 하는 것이기 때문이다.

실질주가를 포함한 대부분의 거시경제변수들이 時系列上의 安定性(stationarity)을 보이지 않고 單位根(unit root)을 가짐에 따라 假性的 回歸(spurious regression)의 가능성이 있다. 이러한 가능성들에 의한 오류를 방지하기 위하여 회귀분석에 사용된 모든 變數는 前分期對比 增加率 혹은 GNP對比 比率로 구성하였다. 설명변수로 사용된 實質金利는 예상실질금리로서 會社債流通收益率로 측정된 名目金利에서 豫想인플레率을 差減하여 구성하였다[7].

推定模型의 설명변수들 중에 현재 값을 가지는 內生變數들이 포함되어 있는 관계로 추정방법은 2SLS(two stage least square)를 이용하였으며 추정된 결과는 다음과 같다[8].

$$
\begin{aligned}
RSPG_t = {} & 4.37 + 1.22XR_t - 1.52MR_t + 0.51IPG_t \\
& \quad (0.56)\ (5.79)\ (-5.42)\qquad (2.27) \\
& + 0.68IPG_{t-1} + 0.82IFMR_{t-1} - 0.34RESMG_t \\
& \quad (3.50)\qquad (2.10)\qquad (-3.87) \\
& - 0.85RI_t + 0.70RI_{t-1} \\
& \quad (-1.43)\quad (1.28)
\end{aligned}
$$

R^2=0.61 $D.W.$=2.12 SEE=6.7, ( ) 안은 t값임.

註 : $RSPG$=실질주가상승률

XR=GNP대비 수출 비율

MR=GNP대비 수입 비율

IPG=산업생산 증가율

$IFMR$=GNP대비 설비투자 비율

$RESMG$=본원통화증가율

RI=예상실질금리

모든 변수의 단위는 퍼센트(%)임.

추정기간 : 75. Ⅰ~92. Ⅱ

먼저 추정된 방정식의 Durbin-Watson통계량이 殘差項에 時系列 相關이 거의 없음을 나타내고 있어 주가변화의 시계열상관이 설명변수들에 의하여 대부분 설명되고 있음을 알 수 있다[9]. 추정된 방정식에서 輸出과 輸入의 係數가 부호가 서로 反對이면서 크기가 비슷하게 나타나고 있는 것은 [圖 2.1]에서 보듯이 純輸出($XR-MR$)이 주

6) Stock and Watson(1990)의 연구결과는 美國의 경우에도 주가의 景氣先行的 特性이 강하지 않음을 보여주고 있다.

7) 豫想인플레율은 前年同期對比 소비자물가상승률과 총통화증가율의 2變數 VAR模型을 추정한 후, 각 시점에서 모형으로부터 산출된 4分期後의 인플레 豫測値로 구성하였다. VAR 모형의 추정은 추정의 정확도를 높이기 위하여 全體標本을 사용하여 이루어졌지만 각 시점에서의 모형의 예측치는 그 시점까지의 자료만을 사용하여 구하였다.

8) 2SLS 推定을 위하여 사용된 대용변수(instrumental variables)는 상수항, 각 說明變數의 과거 3分期까지의 값 및 과거 3분기까지의 換率變化 등이다.

9) 회귀분석에 사용된 $RSPG$, IPG 및 $RESMG$ 등이 상당한 정도의 계절변동을 보이고 있는 점을 감안하여 계절변동조정더미를 회귀방정식에 使用하였으나 統計的 有意性이 없어 제외하였다.

가변화에 영향을 주고 있음을 의미하고 있다[10]. GNP對比 純輸出이 1%포인트 增加하면 주가상승률이 대략 1.2~1.5%포인트 정도 增加하는 것으로 나타나 다른 설명변수들의 계수와 비교하여 볼 때 相對的으로 큰 影響을 미치고 있다. 産業生産의 경우, 주가변화에 대하여 時差效果를 가지고 있으며 산업생산의 1%포인트 상승은 전체적으로 실질주가를 1.2%포인트 높이는 것으로 나타났다. 또한 추정결과에 따르면 설비투자의 1%포인트 증가는 1分期의 時差를 두고 실질주가를 0.82%포인트 상승시키는 요인으로 作用하고 있다. 이것은 주가변화가 투자증가에 따른 企業의 市場價値(market value of firm)가 증가하는 것을 반영하고 있는 것으로 판단된다.

金融變數의 주가변화에 대한 效果를 살펴보면 金利의 경우 같은 時點에서의 금리는 주가상승에 負의 效果를, 그리고 前分期의 금리는 正의 效果를 보이고 있으나 統計的 有意性은 별로 없는 상태이다. 本源通貨의 경우, 통상적인 예상과는 달리, 본원통화 1%포인트 증가가 실질주가를 0.34%포인트 하락시키는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과에 대하여 한가지 가능한 해석은 本源通貨 供給經路 및 總通貨 증가목표에 치중하는 通貨管理方式의 특성에서 찾을 수 있다. 먼저 본원통화의 대부분이 政策金融의 형태로 공급되고 있는 상황하에서는 증가된 본원통화가 주식시장으로 流入되기에는 상당한 시간이 경과되어야 할 것이므로 본원통화의 증가가 곧바로 株價上昇要因으로 작용하기는 힘들 것으로 판단된다[11]. 이와 더불어, 총통화 중심의 통화관리 관행상 본원통화의 증가는 곧 이어 通安證券이나 RP의 發行을 통한 市中短期資金의 回收를 수반하였으므로, 단기적으로 機關投資家들의 資金事情을 압박하고 기관투자가들의 주식투자를 위축시켜 株價下落要因으로 작용하였을 가능성이다[12].

거시경제변수들에 의하여 설명되는 주가변화를 市場基本要因에 의한 주가변화로 간주할 때, 추정된 R^2는 시장기본요인에 의한 주가변화가 전체 주가변화의 60% 이상을 설명하고 있음을 보여주고 있다[13].

[圖 3]은 實質株價가 매우 큰 폭으로 불규칙하게 변하고 있음에도 불구하고 회귀방정식을 통한 추정값이 實際變化의 趨勢變動을 잘 설명하고 있음을 보여주고 있다.

이러한 결과는 주식시장에 대하여 매우 당연하면서도 看過되기 쉬운 정책적 示唆點을 가지고 있다. 침체된 주식시장을 부양하기 위하여 최근

---

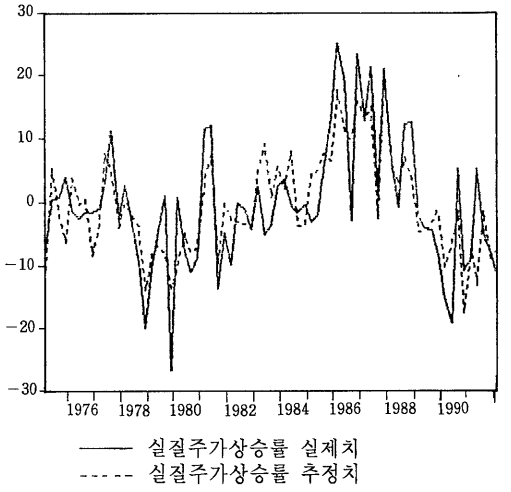
10) F-檢定統計量을 사용하여 輸出 및 輸入係數의 合이 零이라는 귀무가설을 검증한 결과 10%의 유의수준에서도 귀무가설을 기각할 수 없었다.

11) 本源通貨 대신 總通貨를 사용하여 회귀분석을 시도한 결과 추정계수의 유의성은 높지 않으나 부호는 본원통화의 경우와는 반대로 陽으로 나타나고 있다.

12) 이러한 可能性을 제시하여 준 本 硏究院의 崔範樹 硏究委員에게 감사드린다. 아울러 本源通貨와 株價의 움직임에 대한 구체적이고 체계적인 연구는 앞으로의 연구과제로 남겨둠을 밝혀둔다.

13) 이러한 해석은 다음과 같은 논리에 근거하여 가능하다. 전체주가를 SP, 시장기본요인에 의하여 결정되는 부분을 F, 그리고 거품에 의한 부분을 B라고 표기하면 $SP=F+B$가 성립한다. 이론적으로는 B는 單位根을 가지며 우리나라의 경우처럼 빠르게 성장하는 경제에서는 F도 單位根을 가질 가능성이 높으므로 양변을 1次差分하면 $\triangle SP=\triangle F+\triangle B$의 형태로 전환할 수 있다. $\triangle F$와 $\triangle B$가 서로 無關한 교란항(orthogonal shocks)에 의하여 전개되는 安定的인 時系列(stationary time series)이라고 가정하면 거시경제변수를 사용하여 추정한 주가변화는 바로 $\triangle F$에 해당하며 추정식의 오차항은 $\triangle B$를 반영하고 있다고 간주할 수 있을 것이다. 물론 市場基本要因이란 거시경제변수뿐만 아니라 다른 요인도 포함하고 있으므로 거시경제변수들에 의하여 설명되는 주가변화는 시장기본요인에 의한 부분 중 一部만을 반영한다고 할 수 있다.

[圖 3] 實質株價 變化의 實際값과 推定값 比較



에 실시된 기관투자가들의 주식매수정책은 一般投資家들의 投資心理를 자극하여 주식시장에 활기를 불어넣는다는 측면에서는 一時的인 효과가 있을 수 있으나 根本的인 해결책은 될 수 없으며 지난 수년간 우리가 경험하였던 주식시장에서의 거품현상을 다시 招來할 위험이 있다. 오히려 株價回復을 위해서는 實物經濟의 安定과 回復이 선결조건이며 이러한 선결조건의 해결 없이는 주가를 변화시키는 데 있어서 분명한 限界가 있다는 점을 위의 분석결과는 보여주고 있다.

Ⅳ. 株價變化와 金利

최근에 주식시장을 회복시키기 위한 정책의 일환으로 金利引下가 논의되고 있다. 本章에서는 이러한 論議의 背景이 무엇이며 금리인하의 주가에 대한 효과가 어떻게 나타날 것인지에 대하여 간단히 살펴보았다.

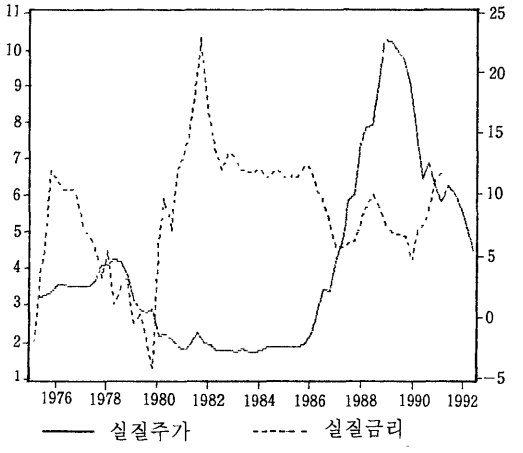
금리를 債券의 收益率로 간주하는 경우 금리와 債券價格은 逆의 관계에 있고 주식과 채권이라는 금융자산은 서로 代替關係(substitutes)에 있으므로 靜態的인 측면에서는 주가와 금리는 기본적으로 反對方向으로 움직이려는 경향을 보이게 된다. 따라서 金利를 引下하여 주가를 부양한다는 최근 논의의 배경은 이러한 주가와 금리 사이의 정태적인 陰의 相關關係에 그 근거를 두고 있는 것으로 보인다.

그러나 기본적으로 주가와 금리는 金融資産에 대한 넓은 의미의 價格變數로서 경제에 外生的인 衝擊이 주어졌을 경우 經濟主體들의 행동에 따라 결정되는 內生變數들이다. 따라서 주가와 금리 사이에 정태적으로 발견되는 陰의 상관관계를 因果關係로 해석하기는 힘들다. 오히려 이들 변수 사이의 靜態的 및 動態的 상관관계는 각각의 변수가 외생적인 충격에 반응하면서 새로운 均衡으로 調整해 가는 과정에서 나타나는 결과로 해석해야 할 것이다. 더욱이 이들 변수들의 외생적인 충격에 대한 반응의 程度와 速度가 서로 다르기 때문에 동태적인 상관관계는 多樣한 형태를 나타내게 될 것이다.

[圖 4.1]은 같은 시점에서 관측된 實質株價와 實質金利 사이의 관계를 보여주고 있다. 전체적으로는 실질주가와 실질금리가 반대 방향으로 움직이는 경향이 있지만 1978~79년과 1982~85년 기간 및 1986년 이후의 일부기간중에는 같은 방향으로 움직이거나 혹은 相互關係가 별로 없는 모습을 나타내고 있다. 이러한 비교는 주가가 가격의 水準을 나타내는 변수인 반면 금리는 收益率을 나타내는 변수이므로 同質的인 비교라 하기 힘들다. 따라서 株價보다는 株價上昇率과 金利를

비교하는 것이 오히려 주가변화와 금리의 관계를 살펴보는 데에 있어서 보다 효과적일 것이다[14].

[圖 4.1] 實質株價와 實質金利



먼저 경제전반의 物價가 安定되기 시작한 1982년 이후 최근까지의 기간동안 실질주가 상승률은 年平均 17.5%에 달하고 있는 반면 債券投資의 실질수익률은 年平均 9.7%를 나타내고 있어, 配當收益까지 포함할 경우 주식수익률은 채권수익률보다 훨씬 높은 것으로 나타나고 있다. 한편 같은 기간중에 주가상승률의 標準偏差는 37.3%를 기록한 반면 채권수익률은 2.9%의 標準偏差만을 보이고 있다. 기본적인 市場原理로 해석할 때, 이렇게 평균적으로 높은 수익률은 주식투자에 따르는 높은 危險度에 대한 보상(risk premium)이 수익률에 포함되어 있기 때문이라고 할 수 있다. 따라서 주식에 투자한 사람은 여러 금융자산 중에서 高收益-高危險度의 資産을 選好한 것이라고 볼 수 있으며 1986~88년 기간중의 높은 수익률은 결과론적으로 볼 때는 1989년 중반 이후의 주가하락에 따른 손해에 대한 事前的인 보상이었다고도 생각할 수 있다.

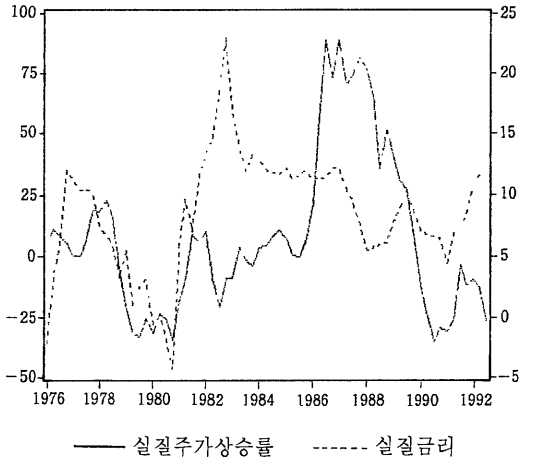
[圖 4.2]에는 주가변화와 실질금리의 동태적 관계가 나타나 있다. 여기서 주가변화는 각 시점에서의 前年同期對比 실질주가 상승률이며 실질금리는 각 시점으로부터 4分期前의 名目金利에서 각 시점까지의 前年同期對比 物價上昇率을 차감한 事後的인 실질금리이다[15]. 이렇게 비교된 실질금리와 주가상승률은 그 의미상 같은 기간중에 얻어진 금융자산의 수익률이라고 할 수 있으며 전체 표본기간을 통하여 대체로 같은 방향으로 움직이는 경향을 나타내고 있어 주식과 채권이 代替關係에 있는 金融資産임을 반영하고 있다.

주가변화와 금리의 動態的인 관계를 보다 구체적으로 살펴보기 위해서 前年同期對比 실질주가 상승률과 실질금리간의 時差別 交叉相關係數(cross correlation coefficient)를 〈表 2〉에 구성하여 보았다. 전년동기대비 실질주가 상승률은 同時點에서의 실질금리와는 상관관계가 희박한 반면 4분기 전의 실질금리와는 陽의 상관을 보이고 있어 [圖 4.2]에 나타나는 동태적 관계를 뒷받침하고 있다. 흥미로운 것은 주가변화와 미래의 실질금리는 陰의 相關을 보이고 있으며 이러한 상관관계가 주가변화와 과거 실질금리 사이의 陽의 상관관계보다 더 강하게 나타나고 있는 점이다.

14) 時系列上으로 실질주가는 不安定한 過程을 나타내므로 이론적으로는 실질주가의 分散은 존재하지 않으며 따라서 실질주가와 실질금리 사이의 상관관계는 정의될 수 없다. 실질주가 상승률과 실질금리의 비교는 이러한 이론적인 문제점을 해결하는 측면도 있다.

15) 예를 들어 1985년 1분기의 前年同期對比 실질주가 상승률은 1984년 1분기부터 1985년 1분기까지의 기간중의 실질주가 상승을 의미하며 1985년 1분기의 실질금리도 마찬가지로 같은 기간중, 즉 1984년 1분기부터 1985년 1분기까지의 기간동안에 적용된 事後的인 실질금리로서 1984년 1분기에 측정된 명목금리에서 1984년 1분기부터 1985년 1분기 사이의 실제 물가상승률을 차감한 값이다.

[圖 4.2] 實質株價 上昇率과 實質金利



〈表 2〉 株價變化와 金利의 時差別 交叉相關關係

分期時差	實質金利								
	−4	−3	−2	−1	0	1	2	3	4
實質株價 上昇率	0.25	0.18	0.14	0.08	-0.02	-0.10	-0.20	-0.28	-0.34

註 : 交叉相關係數의 標準誤差는 0.13임.

이상에서 살펴본 주가변화와 금리와의 관계를 토대로 볼 때, 주식시장을 부양하기 위하여 금리를 인하시켜야 한다는 논리는 주가와 금리 모두가 내생변수라는 사실을 看過하고 이들 두 변수의 短期的인 相關關係를 因果關係로 잘못 해석한 결과라고 할 수 있을 것이다. 논의의 편의상, 배당수익을 제외하고 주가상승률이 곧 주식의 수익률이라고 가정하고, 주가부양 정책의 일환으로 t期에 人爲的으로 金利를 引下시킨 경우를 고려해 보자. 기본적으로 주식과 채권이 대체재의 관계에 있으므로 두가지 금융자산의 수익률은 같은 방향으로 움직이는 경향을 나타낸다. 따라서 t期와 $t+1$期 사이의 주가상승률은 금리인하가 없었을 경우보다 낮아져야 하므로 t期의 주가는 상대적으로 상승하게 된다[16].

그러나 이러한 주가상승은 매우 단기적으로 끝나게 됨을 알 수 있다. 만일 금리가 t期 이후에도 계속 낮은 수준으로 유지되는 경우에는 $t+1$期 以後의 주가상승률도 금리인하가 없었을 경우에 비하여 계속 낮은 수준에 머물러 있어야 한다. 이렇게 낮은 주가상승으로 인하여, 장기적으로는 주가가 금리인하가 없었을 경우에 비해 오히려 상대적으로 下落하는 결과를 가져오게 된다[17]. 금리인하 조치가 지속적이지 못하고 一過性으로 끝날 경우에는 금리인하 당시의 주가상승효과도 미미할 뿐만 아니라 금리가 다시 원래 수준으로 회복될 때에는 주가의 하락이 발생하게 된다. 이러한 점에서 금리인하를 통한 주식시장 활성화는 근본적인 한계가 있으며 주식시장의 不安定을 초래할 위험도 있다.

이와 더불어 第Ⅲ章의 回歸分析 결과는 주가변화가 금리의 變動에 큰 영향을 받지 않고 있음을 보여주고 있어 금리인하에 의한 단기적인 주가상승 효과도 不確實함을 보여주고 있다. 따라서 금

16) t期에 인하된 금리는 t期부터 $t+1$期까지 적용되는 금리이므로 균형점에서는 같은 기간중의 주식수익률(주가상승률)도 하락하여야 한다. t期와 $t+1$期 사이의 주가상승률이 하락하려면 t期의 주가가 상승하여야 한다. 즉 t期에 이루어진 금리인하에 대한 주식시장의 반응은 같은 시점에서 주가상승으로 나타날 것이다.

17) 물론 금리인하가 企業의 投資를 促進시켜 기업의 市場價値를 높임에 따라 주가를 상승시키는 요인으로 작용할 수도 있다. 그러나 중요한 점은 이러한 低金利-高株價 組合이 계속될 수 없다는 점이다. 금리인하로 기업의 투자수요가 증가함에 따라 금리는 다시 상승하게 된다. 따라서 기업의 투자증가에 따른 주가상승은 결국 기업의 투자수요 증가에 따른 금리상승과 함께 나타나게 될 것이다.

리인하가 단기적으로 주가상승을 유도할 수 있을지도 불확실한 반면, 장기적인 측면에서는 오히려 주가부양에 逆行하는 결과를 가져올 수 있음이 강조되어야 할 것이다. 앞에서도 언급하였듯이, 주가회복을 위해서는 무엇보다도 經濟의 安定과 건실한 成長이 뒷받침되어야 하며 이러한 基本要因의 변화가 수반되지 않는 주식시장 부양정책은 가능한 한 止揚되어야 할 것으로 판단된다.

V. 株價變化와 實物投資

주가변화와 실물투자와의 관계에 대하여는 매우 相反된 견해가 共存하고 있다. Bosworth (1975)는 기업이 투자를 할 때, 주가의 움직임이 기업이 판단되는 시장기본요인과 다르게 움직인다고 생각할 때에는 주가의 움직임을 무시하는 것이 옳다고 주장하는 반면, Fischer and Merton(1984)은 주가가 기업의 판단과 다르게 움직여도 기업은 주식시장에서의 흐름을 반영하여 투자를 결정해야 한다고 주장한다. Blanchard, Rhee, and Summers(1990)는 이렇게 상반된 견해를 實證的으로 檢證하기 위하여 장기간의 연간자료를 사용하여 주가변화 및 시장기본요인과 투자 사이의 관계를 분석하였으나 두가지 견해에 대한 뚜렷한 결론은 내리지 못하고 있다.

주가변화와 실물투자의 관계에 대한 이론 중 잘 알려진 것은 Tobin의 Q理論일 것이다. Tobin의 이론은 주식시장의 성격을 短期資本利益을 얻기 위한 投機的 去來가 이루어지는 시장이 아니라 기업의 投資財源 調達을 뒷받침하는 傳統的인 의미의 資本市場으로서 상정하고 있다. 또한 주식시장이 效率的으로 움직이며 주가가 市場基本要因을 정확히 반영하고 있다는 假定에서 출발하고 있다. 本章에서는 Tobin의 Q理論을 사용하여 주가와 투자간의 관계를 살펴본다.

Tobin의 Q이론을 간략히 살펴보기 위하여 주식시장에서 評價된 企業의 市場價値와 기업의 實物資本의 保有總量을 각각 V와 K로 表記하고 實物市場에서는 資本財 1단위의 가격을 P라고 하면 Tobin의 Q는 다음과 같이 정의된다.

$$Q = (V/K)/P = V/PK$$

여기서 V/K는 바로 株式市場에서 評價된 資本 1단위의 市場價値를 의미하며, 논의의 편의상 資本 1단위당 株式 1株가 발행되었다고 가정하면 V/K는 바로 주식 1주의 價格을 의미하게 된다. 따라서 Tobin의 Q는 자본 1단위의 주식시장에서 가격과 실물시장에서의 가격의 比率로 정의될 수 있다.

만일 Q가 1보다 클 경우－즉, V/K가 P를 초과하는 경우－에는 기업이 P의 비용을 들여 1단위의 투자를 하면 기업의 시장가치가 투자비용보다 더 높은 V/K만큼 증가하므로 기업의 투자가 활발해질 수 있는 經濟的 動機가 발생하게 된다. 반대로 Q가 1보다 작을 때에는 기업의 투자비용이 이득을 초과하여 투자가 위축되게 된다. 주식시장이 효율적이라면 1단위의 투자에서 발생하는 이익의 現在價値는 바로 V/K와 一致하게 된다.

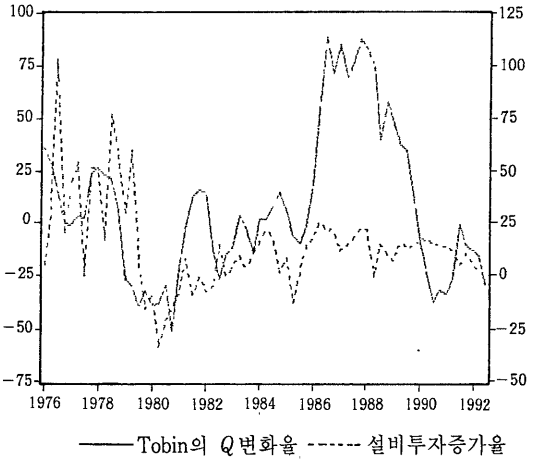
현실적으로는, 투자와 관련된 각종 制度的 環境 및 주가와 시장기본요인 사이의 괴리 등으로 인하여 단순한 형태의 Tobin이론을 실제로 適用하기에 한계가 있음은 물론이다. 예를 들어 기업

의 투자를 촉진하기 위하여 投資에 대한 稅制上의 혜택이 주어지는 경우, Q가 1보다 작더라도 기업의 투자는 활발해질 수 있다. 또 다른 예로, 에너지가격의 급등에 의한 不景氣下에서는 주식시장에서 평가된 企業의 市場價値가 하락하여 Q가 1보다 작아질 수 있다. 그러나 에너지 效率性을 높이기 위한 기업의 투자는 활발하게 이루어질 가능성이 있다[18].

本章에서는 이러한 理論的 限界에도 불구하고 실물투자 중 設備投資에 초점을 맞추어 주가변화와 설비투자간의 관계를 計量分析하였다. 먼저 자료의 한계상 정확한 Q값을 관찰할 수는 없지만 Q의 變化率에 해당하는 변수의 구성은 어느 정도 가능하다. 이론적으로 Q값은 주식가격과 실물자본재 가격의 비율이므로 Q의 증가율은 名目株價上昇率과 資本財價格上昇率의 차이로 측정될 수 있다. 本章의 계량분석에서는 자본재가격의 代用變數로서 設備投資디플레이터를 사용하였다.

Tobin의 이론이 Q의 실제수준과 실물투자의 수준을 연결시키고 있음에 비추어, Q의 변화율은 투자의 변화율과 관련되어 있을 것으로 가정하여 회귀분석에 사용된 從屬變數는 설비투자의 前年同期對比 증가율을 사용하였으며 설명변수인 Q의 변화율도 마찬가지로 전년동기대비 변화율로 구성하였다. 이렇게 구성된 Q와 설비투자의 증가율을 비교하면 [圖 5]에서 잘 나타나듯이 설비투자의 증가율과 Q의 변화율은 1976～85년 기간중에는 상당히 밀접하게 움직이고 있는 반면에 1986년 이후부터는 두 변수 사이에 有意性 있는 관계는 발견되지 않고 있다. 이러한 두 변수 사이의 움직임은 1986년 이후의 주가의 움직임 중 시장기본요인이 아닌 다른 요인에 의한 부분이 상대적으로 컸을 가능성을 시사하고 있다.

[圖 5] Tobin의 Q와 設備投資



이렇게 Q변수와 설비투자 사이의 관계가 1986년을 기점으로 構造的인 변화를 보이고 있는 점을 반영하기 위하여, 회귀분석에서는 더미변수를 사용하여 Q변수의 설비투자에 대한 효과가 期間別로 다른 값을 가질 수 있도록 하였다[19]. Q변수 외에 사용된 설명변수는 輸出, 總通貨 및 建設投資의 前年同期對比 증가율과 豫想 實質金利 등이며 時差效果의 설정은 여러가지 모형을 시도하여 본 후, 추정계수의 安定性과 추정모형의 適合度를 고려하여 이루어졌다.

설비투자 방정식의 추정결과는 〈表 3〉에 제시

18) 이러한 예는 추가되는 資本財 1단위의 시장가치를 나타내는 限界的 Q(marginal Q)와 이미 존재하고 있는 資本財 1단위의 시장가치를 나타내는 平均的 Q(average Q)가 일치하지 않는다는 것을 의미한다. 보다 자세한 설명은 Hayashi(1982) 참조.

19) 回歸分析에서는 1986년 1분기부터 1의 값을 가지는 더미변수를 Q變數에 곱하여 구성한 변수($QDUM$)를 旣存의 Q변수와 함께 설명변수로 사용하였다. 따라서 Q변수의 設備投資에 대한 效果는, 1986년 이전 기간중에는 Q변수의 係數에 의하여 측정되는 반면, 1986년 이후 기간중에는 Q변수와 $QDUM$의 係數들의 合으로 측정된다.

〈表 3〉 設備投資 方程式 推定結果

說明變數	1976.Ⅲ ~ 1992.Ⅱ	1976.Ⅲ ~ 1985.Ⅳ
Constant	8.96(1.13)	1.38(0.15)
$IFMG_{t-3}$	0.37(5.29)	0.40(5.60)
$IFMG_{t-4}$	−0.53(−7.73)	−0.52(−7.29)
XG_{t-1}	0.55(4.33)	0.72(4.29)
$IFCG_{t-5}$	0.40(3.59)	0.47(3.77)
$M2G_{t-1}$	2.35(3.46)	2.46(2.99)
$M2G_{t-2}$	−1.91(−2.90)	−1.94(−2.36)
RI_{t-1}	−1.32(−3.63)	−1.10(−2.78)
Q_{t-2}	0.52(6.52)	0.50(6.01)
$QDUM_{t-2}$	−0.54(−5.75)	−
R^2	0.83	0.91
D.W.	1.74	2.06

註 :1) $IFMG$ = 설비투자 증가율, $IFCG$ = 건설투자 증가율, XG = 실질수출 증가율, $M2G$ = 총통화 증가율(평잔기준), RI = 예상 실질금리(회사채수익률), Q = 명목주가상승률−설비투자 디플레이터 증가율, $QDUM$ = Q× DUMMY.
DUMMY값은 1975.Ⅰ~1985.Ⅳ기간중 0이며 그 이후에는 1임.
모든 변수의 단위는 퍼센트(%)임.
2) ( ) 안은 t값.

되어 있다. 전체표본 기간을 대상으로 한 추정결과와 1986년 이전 기간에 대한 추정결과를 비교해 볼 때, 추정계수들이 대체로 거의 변화가 없이 安定的임을 알 수 있다. 추정결과에 따르면 설비투자가 수출증가율에 크게 영향을 받고 있어 수출주도의 경제성장을 반영하고 있으며 건설투자에 의해서도 시차를 두고 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 이러한 건설투자의 설비투자에 대한 효과는 최근의 설비투자 감소가 건설경기의 下降과 무관하지 않다는 주장과 일맥상통하는 것이다.

그러나 전체표본에 대한 추정결과에서 가장 주목하여야 할 것은 첫째로, 實質金利가 설명변수에 포함되어 있음에도 불구하고, Q와 $QDUM$의 係數가 有意性이 높게 나타나고 있으며, 둘째로 Q와 $QDUM$의 추정계수가 부호는 반대이면서 절대값은 거의 비슷하다는 점이다. 즉, 1976~85년 기간중에는 Q증가율이 1%포인트 상승할 경우 설비투자 증가율이 2분기 후에 0.52%포인트 상승하는 것으로 正의 효과가 뚜렷이 나타나고 있는 반면 1986년 이후의 기간중에는 Q의 설비투자에 대한 효과는 거의 0에 가깝게 나타나고 있다. 이러한 결과는 [圖 5]의 시사점과 일치하는 것이다.

이러한 결과가 시사하는 바는 주식시장이 기업의 투자재원 조달창구의 역할을 함으로써 기업투자의 활성화에 기여하기 위해서는 株式市場의 安定이 先行되어야 한다는 점이다. 주식시장이 투기적 거래에 의하여 큰 폭의 변동을 보일 때에는 주가의 움직임과 시장기본요인 사이에 괴리가 발생하여 기업의 투자결정에 混亂을 초래할 수 있다. 또한 Blanchard, Rhee, and Summers가 1987년의 株價暴落 사태를 전후한 투자와 주가의 움직임을 분석하며 지적하였듯이, 주가가 거품현상에 의하여 크게 변하고 있다고 기업이 판단하는 경우에는 기업이 投資를 擴大하기보다는 財테크 등의 資產運用에 더 큰 관심과 經濟的 動機를 가지게 될 것이다.

Ⅵ. 結　論

우리나라 주가의 分期別 움직임은 절반 이상이 實物經濟의 흐름을 반영하고 있는 것으로 판단된다. 물론 이러한 결론은 주식시장에서 많은 情報가 교환되고 이러한 정보가 주가에 반영된다는 점에 비추어 볼 때 매우 당연한 것이다. 반면에 경제흐름에 대한 先行指標로서의 역할면에서는 주가변화의 중요성이 1980년대 들어 상대적으로 低下된 것으로 판단된다. 주가변화가 경제활동의 核心인 產業生產의 변화를 앞서는 것이 아니라 산업생산의 변화와 同時에 움직이거나 혹은 뒤늦게 따라가는 현상은 回歸分析에서도 나타나고 있다.

우리나라 주식시장이 企業의 投資財源 調達窓口로서의 역할을 효율적으로 수행하였는가에 대한 實證分析을 위하여 株價變化와 設備投資의 관계를 살펴본 결과 주식시장이 상대적으로 安定的이었던 1985년까지의 기간중에는 주가변화가 設備投資에 상당한 효과를 나타낸 반면 주식시장이 규모면에서 크게 확대되고 주가가 큰 폭으로 변한 1986년 이후의 기간중에는 오히려 설비투자가 주가변화에 대하여 거의 反應하지 않고 있는 것이 발견되었다. 이러한 결과는, 주식시장이 기업의 투자재원 조달창구로서의 기능을 원활히 수행하기 위해서는 주식시장의 安定이 先決條件임을 시사하고 있다. 주식시장이 안정되지 못하고 거품적인 요소가 많을 때에는 기업이 生產的인 投資보다는 財테크에 더 많은 경제적 동기와 관심을 가지게 된다는 점을 의미하고 있다.

本稿의 實證分析 결과는 주식시장의 안정을 도모하기 위해서는 거시경제의 안정이 必須的이며 정부의 直接的인 株式市場 介入은 가능한 한 자제되어야 함을 시사하고 있다. 최근에 논의되고 있는 金利引下를 통한 株價浮揚政策은 短期的으로는 효과가 있을 수도 있으나 長期的으로는 오히려 주가상승을 억제하는 결과를 초래할 가능성이 높다. 또한 주식시장에 대한 정부의 직접적인 개입은 주식투자가들의 경제적 동기를 歪曲하여 오히려 주식시장의 不安定 要因으로 작용할 가능성도 있다. 대부분의 정부개입이 주가상승보다는 株價下落을 防止하려는 목적에서 이루어졌기 때문에 정부의 직접적인 개입은 주식투자에 대한 危險度를 인위적으로 낮추는 결과를 초래한다. 따라서 주가가 크게 하락할 때마다 정부가 개입하여 주가하락을 방지할 것으로 주식투자가들이 예상한다면, 投機的인 株式去來에 대한 경제적 인센티브가 증가하여 정부개입의 주요목적인 株價安定化 努力과 相反되는 결과를 가져올 수도 있기 때문이다.

▷參 考 文 獻◁

朴元巖, 「地價, 換率과 거품」, 『韓國開發硏究』, 1992年 겨울號.

Blanchard, Olivier, Changyong Rhee, and L. Summers, "The Stock Market, Profit and Investment," NBER Working Paper No. 3370, May 1990.

Bosworth, B., "The Stock Market and Economy," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1975, pp.257～300.

Fischer, S. and R.C. Merton, "Macroeconomics and Finance : The Role of the Stock Market," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 21, 1984, pp.57～108.

Hayashi, F., "Tobin's Marginal Q and Average Q : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, 50, 1982, pp.213～224.

Jwa, Sung Hee, "Capital Mobility in Korea since the Early 1980s : Comparison with Japan and Taiwan," KDI Working Paper No. 9216, September 1992.

Stock, J. and M. Watson, "Business Cycle Properties of Selected U.S. Economic Time Series, 1959～1988," NBER Working Paper No. 3376, June 1990.

Tobin, J. and W.R. Brainard, "Asset Prices and the Cost of Capital," Bela Balassa and Richard Nelson(eds.), *Economic Progress, Private Value, and Public Policy*, New York, North-Holland, 1977.

賃金프리미엄의 決定要因

李 宗 勳

現 職場에서 받고 있는 賃金에서 機會賃金(opportunity wage)을 除한 것으로 定義되는 賃金프리미엄의 部門間 隔差가 기업의 支拂能力과 노동조합의 交涉力 중 어느 것의 차이로 더 설명이 잘 되는지 實證分析하였다. 實證結果에 의하면, 支拂能力의 指標로 사용된 準地代(quasi-rent)의 차이가 交涉力의 指標로 사용된 '準地代에서 차지하는 賃金프리미엄의 配分率(share)'의 차이보다 事業體間 임금프리미엄의 차이를 결정하는 데 더 중요한 要因이 된다. 또한 이러한 傾向은 1987년 이후의 勞使關聯 與件의 大變化에도 불구하고 1986년과 1988년에서 모두 觀察되는 것이다. 勞使關係 여건의 변화가 1988년 勞動市場이 1986년보다 相對的으로 二重構造化되는 데 미치는 影響은, 事業體間 交涉力의 差異를 심화시켜 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이를 뚜렷하게 나타내는 방향이 아니라, 勞動組合의 '事業體內의 賃金平等化 戰略'을 통한 '準地代의 事業體內 分配의 平等化'의 方向으로 작용되었다.

그러므로 部門間 賃金隔差를 축소시키는 政策의 열쇠는 部門間 렌트의 差異를 調節하는 데서 찾아야 할 것이다. 國際競爭力에 기초한 렌트의 차이가 賃金프리미엄의 差異로 反映되는 것은 産業構造調整을 促進시킨다는 의미에서 바람직한 것이다. 따라서 부문간 賃金隔差를 縮小하기 위한 政策은 獨寡占 및 不公正한 去來에 의한 렌트발생을 규제하는 産業政策을 통하여 실시되어야 한다.

Ⅰ. 머리말

勞使關係, 勞動市場 및 産業構造는 상호간에 영향을 주고 받는 有機的 關係에 있다. 1987년 이후의 勞使關係 與件의 변화와 産業構造의 변화는 노조의 交涉力과 기업의 支拂能力의 변화를 통하여 賃金決定에 영향을 미침으로써 勞動市場의 變化를 가져오고[1], 이러한 변화는 생산비용 구조의 변화와 인력수급 구조의 변화를 야기시킴으로써 다시 産業構造 調整의 必要性을 제고시킨다. 그러므로 앞으로의 산업구조 조정이 정부의 적극적인 산업정책을 통해 이루어질 때, 이것이

筆者 : 本院 硏究委員

1) 물론 1987년 이후의 노동시장 구조의 변화는 고령화, 여성화, 고학력화로 대표되는 노동공급측의 변화에 기인하는 측면도 있으나, 여기서의 노동시장변화는 노동수요 측면의 변화에 기인하는 것을 의미하

노동시장에 미치는 직접적인 영향은 무엇이며 또한 노사관계의 변화를 통하여 노동시장에 미치는 간접적인 영향은 여하한가에 대한 분석이 있어야만, 산업정책과 整合性을 가질 수 있는 노동정책의 방향을 제시할 수 있다고 생각된다.

이를 위해 본 연구는 우선 1987년 이후의 노동시장변화의 요인에 관하여 분석할 것이다. 1987년 이후의 노동시장의 변화에 대한 최근의 연구로는 勞動供給 側面에 초점을 맞추어 노동시장의 변화를 분석한 魚秀鳳(1991), 1989년 직종별임금실태자료를 이용하여 二重勞動市場假說을 통계적으로 검정한 李周浩(1992), 산업구조의 변화가 노동시장에 미치는 영향을 분석한, 즉 노동수요측면에 초점을 맞추어 노동시장의 변화를 살펴본 曺尤鉉(1991) 등이 있다. 본 연구는 노동수요 측면을 강조한 노동시장 분석에 기초하고 사업체를 분석단위로 삼았다는 점에서 기본적으로 曺尤鉉(1991)과 유사하나, 산업구조의 변화가 노동시장에 미치는 영향뿐만 아니라 동시에 노사관계의 변화가 노동시장에 미치는 영향도 분석한다는 점에서 曺尤鉉(1991)에서보다 더욱 엄밀한 분석을 시도하였다고 볼 수 있다[2].

本 硏究는 絶對賃金의 水準보다 賃金프리미엄(wage premium)에 焦點을 맞추어 분석하고자 한다. 賃金프리미엄은 現在 職場에서 받고 있는 賃金에서 機會賃金(opportunity wage)을 뺀 것으로 定義되며, 기회임금은 타직장에서 최소한 받을 수 있는 임금으로서 노동자의 一般的 人的資本屬性(general human capital characteristics)에 따라 달라진다. 따라서 임금프리미엄은 주로 근로자 개인의 고유 속성보다는 그 근로자가 속해 있는 事業體 및 勞組의 特性에 의해 決定될 것이다. 때문에 노동공급 측면보다는 노동수요 측면에 초점을 맞추어 노동시장의 변화를 보고자 하는 본 연구에서는 임금총액보다 임금프리미엄의 분포에 초점을 맞추는 것이 더 적절할 것이다.

구체적으로 본 연구는 1986~88년 3년간의 임금결정 과정에 있어서, 부문간 임금프리미엄의 차이가 企業의 支拂能力과 勞組의 交涉力 중 어느 것의 차이로 더 설명이 잘 되는지 분해하여 그 효과를 보고자 한다. 물론 高賃金引上 추세는 1987년 이래 최근까지 지속되지만 자료의 제약으로 分析期間을 1986~88년에 국한시기고자 한다. 그러나 짧은 이 기간이 국제수지 흑자 기록으로 대표되는 유례 없는 好況과, 1987년 6·29 선언 이후의 노사분규건수의 급격한 증가와 활발한 노동조합 조직활동 등으로 나타난 勞使關係의 變化를 동시에 경험한 시기이기 때문에, 기업의 지불능력의 변화와 노조의 교섭력 변화가 자료에 반영되기에는 충분한 기간이라고 생각된다. 그리고 임금프리미엄, 노조의 교섭력 및 기업의 지불능력의 분포는 각각 노동시장, 노사관계, 산업구조를 반영하는 것으로 간주될 수 있다. 따라서 임금프리미엄에 대한 영향을 교섭력을 통한 효과

는 것이다.

2) 曺尤鉉(1991)은 $(dRATIO/dZ)\cdot(dW/dRATIO)$의 분석이다(단, Z는 외생변수 벡터이고, $RATIO$는 사업체내의 저임금근로자 비중임). 그런데 여기서의 $RATIO$는 결국 기업의 지불능력과 노조의 교섭력의 효과가 혼합된 변수이다. 따라서 본 연구는 $(d\text{교섭력}/dZ)\cdot(dW/d\text{교섭력})$과 $(d\text{지불능력}/dZ)\cdot(dW/d\text{지불능력})$로 구분하여 분석하고자 한다.

와 지불능력을 통한 효과로 구분하는 본 연구의 분석은 우리나라 노동시장 변화의 원인을 밝히는 하나의 시도가 될 수 있을 것이다. 또한 이는 앞으로의 산업구조의 변화가 노동시장의 변화에 미칠 영향을 예측하는 데 중요한 정보를 제공할 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II章의 이론적 배경에서는, 임금프리미엄의 源泉으로서 기업의 지불능력(ability to pay)과 노조의 교섭력(ability to make pay)의 2요소를 제시하는 렌트配分模型(rent-sharing model)에 입각하여[3], 임금프리미엄을 기업지불능력의 지표가 될 수 있는 準地代(quasi-rent)와 노조교섭력의 지표가 될 수 있는 렌트配分率(rent-sharing)로 분해하는 Abowd(1989)의 企業價値分割(division of enterprise value)에 관한 이론을 설명한다. 그리고 산업구조와 노사관계구조 변수들이 임금프리미엄의 결정요인이 되며 그 영향전달의 媒介變數는 바로 기업지불능력과 노조교섭력이 된다는 소위 市場構造假說(market structure hypothesis)에 기초하여, 본 연구에 사용될 자료에서 이용 가능한 構造變數(決定要因)들이 어떠한 채널을 통하여 임금프리미엄의 결정요인이 될 수 있는지 이론적으로 설명할 것이다.

III章에서는 임금프리미엄 分布의 변화를 통하여 최근 勞動市場의 變化를 分析한다. 특히 二重勞動市場化의 여부를 살펴본다. 1989년의 우리나라 노동시장은 과거와는 달리 뚜렷한 二重構造의 모습을 보인다는 曺尤鉉(1991)과 李周浩(1992)의 연구결과와 연관지어, 1986년과 1988년의 임금프리미엄의 분포를 서로 비교함으로써 이중노동시장화 가설에 대한 논의를 다시 한번 전개할 것이다[4]. 먼저 본 연구에서 사용된 資料의 성격과 代表標本 抽出方法에 대해 설명하고, 이 자료를 이용하여 임금프리미엄, 準地代 및 교섭력(렌트배분율)을 계측한 후, 임금프리미엄의 분포에 기초하여 高賃金業體와 低賃金業體의 分布를 살펴본다. IV章에서는 임금프리미엄의 결정요인을 분석할 것이다. 먼저 分散分析으로 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이가 準地代의 차이와 交涉力의 차이 중 어느 것으로 더욱 잘 설명될 수 있는지 비교해 볼 것이다. 또한 이 분석의 결과를 1986년과 1988년간에 비교해 봄으로써, 1987년의 노사관계의 대변화가 교섭력의 설명력을 급격히 높이는 등의 구조적인 변화를 가져왔는가의 문제에 대해서도 검토해 볼 것이다. 그리고 III章의 내용과 연관된 것으로, 準地代 및 交涉力의 차이가 노동시장의 각 부문에 속하게 될 확률에 미치는 영향을 '로짓회귀분석'(logistic regression)의 결과를 이용하여 계산함으로써, 임금프

3) 이를 상대적 교섭력 모형(relative bargaining power model)이라 하기도 함.

4) 李周浩(1992)는 個人別 資料를 이용한 분석으로서 高賃金部門과 低賃金部門을 勤勞者集團으로 구분한 반면에, 曺尤鉉(1991)은 한 사업체에 고용되어 있는 근로자의 임금분포를 기초로 하여 事業體를 基準하여 高賃金部門과 低賃金部門을 區分하였다. 본 연구는 기본적으로 曺尤鉉(1991)의 분석방법과 동일하다. 賃金프리미엄의 決定要因을 분석하기 위해서는 사업체를 기준으로 노동시장을 구분하는 것이 더 적절한 분석이 될 것이기 때문이다. 그러나 본 연구는 사업체에 고용되어 있는 근로자의 임금분포를 기준으로 한 曺尤鉉(1991)과는 달리 임금프리미엄 분포를 기초로 하여 고임금업체와 저임금업체를 구분하였으므로, 人的資本屬性의 差異에 起因하는 근로자 임금분포의 사업체간 차이를 考慮해 주지 못했던 曺尤鉉(1991)의 限界를 克服할 수 있었다.

리미엄 결정요인이 노동시장 변화에 미치는 영향을 직접적인 確率分析으로 밝혀보고자 한다. 마지막으로 準地代, 교섭력 및 임금프리미엄 각각을 II章에서 소개된 外生的인 構造變數들에 회귀분석함으로써, 구조변수들의 임금프리미엄에 대한 영향을 렌트를 통한 효과와 교섭력을 통한 효과로 구분해 볼 것이다. 그리고 이러한 分析結果를 1986년과 1988년의 경우에 서로 比較해 볼 것이다. 여하튼 이상의 임금프리미엄 결정요인에 관한 분석은 노동시장의 변화가 산업구조의 변화와 노사관계의 변화 중 어느 것으로 더 잘 설명될 수 있는지, 즉 勞動市場 變化의 原因分析을 가능케 하는 것이고, 앞으로의 산업구조의 변화가 노동시장의 변화에 미칠 影響을 豫測하는 데 중요한 情報를 제공하는 것이 될 것으로 기대한다.

마지막 V章에서는 實證分析 結果를 요약하고 政策的 含意를 제시하고자 한다.

II. 理論的 背景

1. 賃金프리미엄의 分解

렌트배분모형에 의하면, 임금프리미엄은 企業의 支拂能力과 노조의 交涉力에 의해 결정된다. 本節에서는 Abowd(1989)의 모형에 의거하여 임금프리미엄을 상기의 두가지를 나타내는 변수로 분해해 보고자 한다.

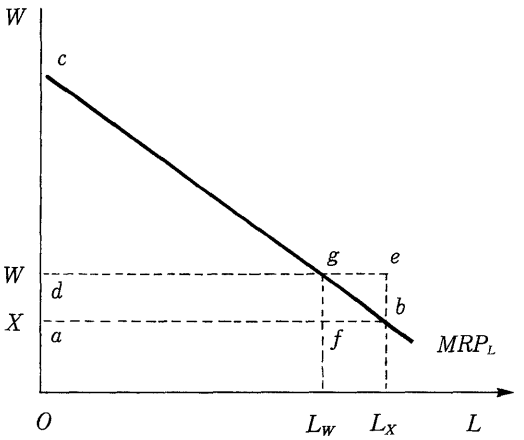
먼저 기업의 지불능력을 나타내는 변수로는 기업의 準地代(quasi-rent)를 고려해 볼 수 있다. 여기서 準地代란 賣出收入(sales revenue)에서 變動的 生産要素의 機會費用(opportunity cost of mobile factors)을 除한 것으로 정의된다. 따라서 準地代는 결국 기업의 이윤과 종업원의 임금프리미엄으로 配分된다[5]. 한편 노동자의 교섭력을 실현된 準地代 중 임금프리미엄으로 배분되는 비율로 정의해 보자. 그러면 임금프리미엄은 기업의 지불능력을 나타내는 準地代와 노조의 교섭력을 나타내는 配分率로 분해될 수 있는데 그 항등식은 다음과 같다.

賃金프리미엄 = 準地代 · 配分率

이제 準地代와 配分率의 개념을 그림으로 설명해 보자.

[圖 1]에서 나타나듯이, 機會賃金이 X이고 고

[圖 1]



5) 단, 이때의 이윤은 회계장부상의 이윤이다. 여기서 자본의 기회비용, 즉 그 기업의 자본시장에서의 판매가치(resale value)를 除한 것이 경제적 이윤이다.

용이 L_X에서 결정된다고 할 때[6] 準地代(QR)는 abc가 된다. 그리고 만약 임금수준이 W에서 타결되면 임금프리미엄은 $abed$이고 기업이윤은 $abc-abed$가 된다. 그리고 고용이 L_X가 아닌 L_W에서 결정되더라도[7] 準地代(QR)$=afgc$, 임금프리미엄(WP)$=afgd$, 기업이윤(PR)$=dgc$, 교섭력(BP)$=afgd/afgc$가 된다. 즉 교섭력을 배분율로 정의하는 것은 어떠한 교섭모형에서도 논리적 타당성을 가질 수 있다. 이를 수식으로 알아보면, $QR=abc=R-X$(단, R=종업원 1인당 純收入, 純收入=販賣收入-原材料費用)라면, $WP=W-X$, $BP=(W-X)/(R-X)$로 나타낼 수 있다. 여기서 중요한 사실은 妥結賃金水準 W는 $BP \cdot W_H+(1-BP) \cdot W_L$의 式으로 나타낼 수 있다는 것이다. 여기서 W_H은 QR가 모두 노동자의 임금프리미엄으로 배분될 때의 임금으로 $W_H=R$이고, W_L은 QR가 모두 기업의 이윤으로 배분될 때의 임금으로 $W_L=X$이다. 즉 타결임금수준은 上限賃金水準인 W_H와 下限賃金水準인 W_L의 加重平均으로 항상 나타낼 수 있고, 이때의 加重値는 바로 노동자의 交涉力이다. 이것은 BP를 配分率로 정의하는 것이 合理的인 根據가 있음을 立證하는 것이다[8].

본 연구에서 정의된 교섭력의 개념은 통상적으로 인식되는 교섭력과는 의미가 다를 수 있다. 예컨대, 노동조합이 기회임금 수준 이상으로 임금인상을 요구할 경우 기업이 이를 수용하고 대신 추가 人件費 부담을 價格에 轉嫁시킨다고 할 때, 본 연구에서는 임금프리미엄의 주요 원천을 노조의 교섭력이 아닌 기업의 지불능력으로 파악하는 것이다. 즉 事前的으로는 노조의 강력한 요구에서 임금프리미엄이 비롯되었다고 생각할 수 있겠으나, 事後的으로 파악하면 임금프리미엄은 독점적 지위에서 비롯된 추가적인 準地代의 증가에 그 원천이 있다고 보는 것이 더 타당하다고 생각된다. 위의 예는 결국 獨占企業이 먼저 독점적인 렌트를 확보해 놓고 이를 모두 노조의 임금프리미엄으로 배분하는 경우와 事後的으로는 같기 때문이다. 그리고 노조의 임금인상요구가 있더라도 기업이 추가의 인건비 부담을 상품시장으로 전가하지 못하는 경우는 (우리의 모형에서) 노조의 교섭력의 증가로 반영되는 것을 생각하면 더욱 그러하다.

또 다른 예로서, 效率性賃金(efficiency wage)의 개념과 관련하여 임금프리미엄을 논의할 수 있다. 물론 효율성임금에 의한 임금프리미엄의 발생은 렌트배분모형과는 기본적으로 다른 시각에서 임금프리미엄을 파악하는 것이다. 그러나 이것도 본 연구의 임금프리미엄의 분해식에서 렌트배분모형과 같이 설명될 수 있을 것으로 생각된다. 즉 準地代가 동일하다고 하더라도 노동자를 監督(monitor)하기 힘든 기업에서 그렇지 않은 기업에서보다 임금이 더 높을 수 있는데, 이

6) 기업의 준지대가 극대화될 때, 즉 強效率性交涉模型(strongly efficient bargaining model)을 가정할 때이다.

7) 즉 獨占勞組模型(monopoly union model)을 가정할 때이다.

8) 李相憲(1990)의 연구는 妥結賃金引上率=α·(勞組의 最初要求率)+(1-α)·(使用者의 最初提示率)의 α를 노조의 交涉力으로 定義했는데, 이는 표면적으로 나타나는 勞動組合의 鬪爭成果를 반영하는 政治·社會的인 交涉力의 指標로는 적당할지 모르겠으나, 임금프리미엄의 한 源泉으로서의 交涉力을 정의하는 데에는 적절하지 못하다고 생각된다.

러한 효율성임금은 설사 그 기업에 노동조합이 조직되어 있지도 않고 노동조합이 적극적으로 賃金交涉을 하지 않더라도 결국 (본 연구의 정의에서와 같이) 노동조합의 교섭력의 차이로 반영될 수 있기 때문이다.

2. 市場構造假說

本節에서는 산업구조와 노사관계 변수들이 임금프리미엄의 결정요인이 되며 그 영향전달의 매개변수는 바로 기업지불능력과 노조교섭력이 된다는 市場構造假說에 기초하여, 본 연구에 사용된 자료에서 이용가능한 構造變數(결정요인)의 소개와 더불어 이 변수들이 어떠한 채널을 통하여 임금프리미엄의 결정요인이 될 수 있는지 설명하고자 한다.

시장구조가설은 임금프리미엄이 기업의 지불능력과 노조의 교섭력에 의해 결정된다는 렌트배분모형에 기초한 가설로서, 非競爭的 商品市場을 가진 산업에서 노동조합이 효율적으로 組織될 때 그 산업의 임금프리미엄이 가장 크다는 가설이다.

먼저 기업의 支拂能力을 결정하는 네가지 要因에 대해서 알아보자. 첫째, 기업의 市場支配力이다. 경쟁적인 시장의 기업에 비하여 독과점 기업은 노동비용의 상승을 마크업을 통해 소비자에게 전가할 수 있으므로 지불능력이 커진다. 둘째, 기업의 非限界性 여부이다. 非限界的 企業(intra-marginal firm)이란 현재 正의 經濟的 利潤으로 경영되는 기업으로 정의되며, 그 산업에 새롭게 진입하는 기업은 기존진출기업의 限界價格賦課戰略(limit pricing strategy)으로 인하여 0의 경제적 이윤에서만 경영가능한 경우를 의미한다. 소위 성공기업을 의미하며, 실패기업은 진작에 그 산업에서 퇴출되었을 것이라고 가정하는 것이다. 셋째, 산업의 規制 여부이다. 정부에 의한 가격규제와 법적인 독점의 보장이라는 두가지 요소로 대표되는 규제산업에서의 기업은 기본적으로 비한계적 기업일 것이다. 넷째, 단일노조에 의하여 조직화된 경쟁적 산업에서의 기업의 경우이다. 경쟁적인 산업의 기업이라도 그 산업의 거의 모든 기업이 하나의(혹은 서로 협조적인) 노동조합에 의하여 조직화되어 있을 경우, 노조의 임금인상전략에 의하여 상품가격이 결정되고, 이때 발생되는 초과렌트는 모두 임금프리미엄으로 수용될 것이다. 산업별 노조체제를 가진 경우에 이 효과는 더욱 두드러질 것으로 예상되며, 우리나라의 경우에도 노조간의 암묵적인 연대가 존재하게 되면 이 효과가 있을 수 있다고 본다. 이제 上記의 네가지 요소를 고려해 볼 때 본 연구에서 사용될 자료(「賃金實態調査」)에 포함된 변수들 중에서 기업의 支拂能力, 즉 準地代의 결정요인으로 간주될 수 있는 변수들을 정리하면 〈表 1〉과 같다.

한편 노동자의 교섭력은 노동자들이 효율적으로 조직화될 경우에 커질 것이다. 따라서 노조의 組織有無 및 노조의 組織率(노조원수/종업원수), 노동자의 結束力, 雇傭安定性 혹은 勞動需要彈力性, 罷業의 威脅效果, 人的資本의 特性上의 기타변수 등이 勞組 交涉力의 주요 決定要因이 될 것이다.

이제 본 연구에서 사용될 자료에 포함된 변수들 중에서 노조의 교섭력의 결정요인으로 간주될 수 있는 변수들을 정리하면 〈表 2〉와 같다.

〈表 1〉 準地代의 決定要因

市場構造變數	市場支配力의 代用變數(proxy)
CR[1]	産業集中度(본 연구에서는 $CR3$를 사용)가 높은 産業일수록 獨寡占렌트가 클 것임. 그리고 $CR3$와 獨占利潤에는 非線型關係가 있을 수 있으므로 $CR3$와 企業의 支拂能力에도 非線型關係가 있을 것으로 推測됨[2].
輸出比重	國際市場은 內需市場보다 훨씬 더 競爭的일 것이므로 輸出企業의 市場支配力은 內需企業에 비하여 작을 것임. 즉 輸出比重이 큰 企業일수록 企業의 支拂能力은 더 작게 될 것으로 推測할 수 있음.
企業變數[3]	
下請企業與否	下請企業은 그것이 國內下請이든 國際下請이든 수많은 潛在下請企業과 競爭하여야 하므로 母企業과의 契約에 從屬되는 경우가 많음. 따라서 하청기업의 支拂能力은 비하청기업에 비하여 작을 것임.
1人當 資産, 勞動費用 比重, 企業規模	從業員 1인당 資産이 클수록, (총생산비용 대비)勞動費用의 比重이 작을수록, 企業規模가 클수록 非限界的 기업일 가능성이 커지므로 기업의 지불능력이 더 클 것으로 예상됨.
從業員의 平均 勤續年數	勤續年數는 企業特殊的 人的資本水準을 反映하는 하나의 變數가 될 수 있으므로 다른 조건이 모두 같을 경우 平均勤續年數가 높을수록 勞動生産性도 높아지고 기업의 지불능력도 커질 것임.
交涉構造變數	
産業 勞組組織率	單一勞組 혹은 몇 개의 協同的인 勞組들의 聯合에 의하여 産業의 勞組組織率이 매우 높을 경우, 경쟁산업에서도 勞組의 賃金引上戰略이 價格에 轉嫁되어 초과렌트가 발생하므로 企業의 支拂能力은 높아짐. 단, 이때의 초과렌트는 노조가 거의 대부분 수용해 갈 것임.
企業 勞組組織率	支拂能力이 큰 企業일수록 노조 組織化의 目標(target)가 될 가능성이 높음. 때문에 기업의 높은 노조조직률은 그 기업의 현재 혹은 과거의 높은 렌트수준을 반영하고 있다고 생각됨.

註 : 1) $CR3$는 한국표준산업분류(KSIC)에서의 小分類(3-Digit) 산업별로 계산된 자료를 사용하였음.

2) Scherer와 Schmalensee가 지적하였듯이 $CR3$는 지역상품시장(local product market)의 여건과 시장개방의 경우 세계시장에서의 국내산업의 여건을 제대로 반영하지 못한다는(미국의 경우 전자는 신문산업, 후자는 자동차산업을 예로 생각할 수 있음) 비판을 받고 있음. 그러나 우리나라의 경우 소국이므로 전자의 문제는 그다지 우려할 필요가 없으며 후자의 문제는 수출비중으로 어느 정도 고려해 줄 수 있을 것으로 생각됨. 그리고 수입재침투효과(import penetration effect)까지 고려된 Adjusted-$CR3$를 이용한 결정요인분석은 차후에 시도해 볼 것임.

3) '정부보조'도 생각해 볼 수 있음. 독점기업이 노동비용의 증가를 상품가격을 통해 소비자에게 전가하듯이 정부보조를 받는 기업은 노동비용의 전가를 납세자에게 전가함. 그러나 본 연구에서는 자료의 제약으로 이를 고려해 주지 못하였음.

〈表 2〉 勞組 交涉力의 決定要因

市場構造變數	
輸出比重 (賣出額 對比)	商品市場의 範圍擴大는 勞動者間 競爭範圍의 확대를 의미하고 이는 要素價格均等化(factor price equalization)의 壓力으로 나타남. 따라서 輸出企業의 勞動者들은 內需企業의 勞動者에 비하여 다른 국가의 勞動者와 競爭해야 할 가능성이 커지므로, 다른 조건이 동일하다면 노동자의 交涉力이 작을 것임[1].
企業變數	
下請企業與否	下請企業의 勞動者는 수많은 潛在下請企業의 노동자와 競爭關係에 있게 되므로, 非下請企業의 勞動者에 비하여 交涉力이 작아질 가능성이 큼.
1人當 資產 勞動費用 比重	1人當 資產이 클수록, 勞動費用比重이 작을수록, 勞動需要가 非彈力的인[2] 동시에 높은 固定費用으로 인한 罷業損失이 커서 罷業 威脅效果가 크므로 교섭력이 더 커질 수 있음.
企業規模 (從業員數)	規模가 클수록 罷業威脅의 효과가 커지므로 교섭력이 커질 수 있다. 또한 監視費用을 크게 하여 效率性賃金이 적용되면 교섭력이 크게 나타나는 것으로 반영될 수 있음.
從業員 1人當 負債	동일한 營業利益下에서도 負債가 많을수록 營業外費用(예컨대 金融費用)이 높아져 經常利益이 적어지므로, 동일한 렌트에서도 노조의 임금인상 요구에 대한 사용자의 抵抗이 클 것이고 노동자의 교섭력은 떨어질 가능성이 있음.
離職率	높은 離職率은 우선 內部勞動市場의 不安定性을 반영한다. 내부노동시장이 불안정하면 企業特殊的 人的資本投資에 대한 潛在收益이 작아져서 이에 대한 기업의 투자가 미미하게 되고 이는 勞動需要를 彈力的으로 만들어 노동자의 교섭력을 작게 한다. 또한 높은 離職率은 勞動者間의 結束力(solidarity)을 弱化시켜 교섭력을 작게 함.
交涉構造變數	
企業 勞組組織率	勞組의 交涉力은 결국 交涉努力의 효율적인 集中效果와 罷業威脅의 효과에 기초하는데, 이 효과들은 組織率이 높을수록 커진다고 추측할 수 있다. 때문에 노조의 조직률이 높을수록 교섭력은 커질 것임.
產業 勞組組織率	산업내의 노조조직률이 높을수록 기업이 갖는 위협효과가 더 커지므로(특히 비노조기업의 경우) 노동자의 교섭력이 더 크게 될 것임. 우리나라의 노조체계가 산별노조체계가 아니더라도 소위 기업간 눈치보기 교섭의 準據가 同種業種 他企業의 임금이라면 산업내 노조조직률의 교섭력에 대한 효과는 더욱 클 것임.
從業員의 特性	
常傭勤勞者 比重	상용근로자는 임시근로자에 비하여 고용안정성이 더 크므로 상용근로자의 총근로자에 대한 비중이 높을수록 교섭력이 크게 됨.
平均 勤續年數	평균 근속연수가 높을수록 종업원에 투자된 기업특수적 인적자본의 스톡이 많아지며, 이는 종업원의 노동수요탄력성을 작게 만들어 사용자의 노조 임금인상요구에 대한 저항을 약하게 하므로 노동자의 교섭력이 커지게 됨.
男性勤勞者 比重, 年齡의 中間값	우리나라에서는 남성근로자일수록, 종업원 연령이 낮을수록 노동자의 투쟁성이 높은 경향이 있으므로 노동자의 교섭력이 더욱 커질 것으로 예상됨.

註 : 1) 또한 산업의 수입재침투효과도 고려할 수 있을 것인데 이는 차후의 연구과제로 돌리기로 함.
2) Marshall의 법칙을 의미하며 '중요하지 않은 것의 중요성'(the importance of being unimportant) 원칙의 표현임.

Ⅲ. 賃金프리미엄의 分布와 勞動市場의 變化

1. 資 料

본 연구는 「賃金實態調査」의 자료를 사용하였다. 最低賃金審議委員會(最審委)에서 1986~89년간 조사한 「賃金實態調査」는 근로자 個人別 조사와 그 근로자가 고용되어 있는 事業體別 조사가 竝行된 국내유일의 사업체-개인 패널자료라고 할 수 있다. 事業體別로 從業員의 機會賃金을 계산해 주어 平均 賃金프리미엄을 計算하고 이를 사업체의 特性과 연관지어서 분석해야 하는 본 연구에는 最審委의 「賃金實態調査」가 가장 적절한 자료라 할 수 있겠다.

그러나 「賃金實態調査」의 개인별 조사 原-Tape와 사업체 조사 原-Tape의 자료가, 종업원 5인이상 사업체를 全數調査한 『事業體 勞動實態調査報告書』(勞動部)를 기준으로 할 때, 우리나라의 勤勞者 分布와 事業體 分布를 대표한다고 생각할 수 없으므로, 본 연구에서는 자료의 대표성을 위하여 「賃金實態調査」의 原-Tape의 자료를 任意抽出하여 再構成한 個人샘플자료, 事業體샘플자료, 個人-事業體結合資料, 事業體-個人結合資料를 이용하였다. 단, 製造業만 대상으로 하였다.

個人샘플자료는 개인별 조사 原-Tape자료를 『事業體 勞動實態調査報告書』의 사업체규모별 근로자수 분포와 비슷하게, 그리고 事業體샘플자료는 사업체별 조사 原-Tape자료를 『事業體 勞動實態調査報告書』의 사업체규모별 사업체수 분포와 비슷하게 조정하면서 임의추출한 자료들이다. 단, 사업체수 분포는 종업원수 30인이상의 사업체만 대상으로 하였다. 개인샘플자료에서의 사업체규모별 근로자수 구성비와 사업체샘플자료에서의 사업체규모별 사업체수 구성비를 『事業體 勞動實態調査報告書』의 근로자 및 사업체의 규모별 구성비와 각각 비교한 것이 〈附表 1〉과 〈附表 2〉에 요약되어 있다.

그리고 개인별 자료와 사업체별 자료를 結合(merge)하면 통일되고 완전한 자료구성이 되는데, 個人-事業體結合資料는 개인샘플자료에 사업체별 조사 原-Tape자료를 결합시킨 것이고, 事業體-個人結合資料는 사업체샘플자료에 개인별 조사 原-Tape자료를 결합시킨 것이다.

2. 賃金프리미엄(WP), 準地代(QR) 및 勞組의 交涉力(BP)의 測定

가. 賃金프리미엄(WP)의 測定

임금프리미엄은 現 職場에서의 賃金水準에서 機會賃金을 뺀 것으로 정의된다. 따라서 기회임금을 어떻게 추정하느냐는 것이 임금프리미엄 측정의 주요 과제이다.

기회임금은 他職場에서 받을 수 있는 임금, 즉 노동시간의 機會費用(opportunity cost of time)이다. 그러므로 기회임금은 노동자의 일반적인 人的資本屬性에 따라 그 수준이 달라질 수 있다. 물론 관측되지 않는 異質的 要素(unobserved

heterogeneity)로 인하여 人的資本屬性이 동일한 노동자 중에서도 機會賃金이 相異할 수 있겠으나, 인적자본속성이 같으면 기회임금의 수준도 같다고 가정한다. 한편 어느 노동자의 기회임금을 그 노동자가 勞動市場에서 받을 수 있는 평균임금으로 추정하는 것은 문제가 따른다. 왜냐하면 주어진 자료에서는 현재 취업중인 노동자의 표본만을 포함하므로 기회임금을 平均賃金으로 추정하는 것은 평균미만의 임금을 받는 근로자의 임금프리미엄은 負의 수준으로 가정하는 것이 되기 때문이다. 그러나 임금프리미엄이 負의 수준인 근로자는 진작 그 직장에서 離職했을 것으로 가정하는 것이 더 합리적일 것이므로 기회임금을 어느 근로자가 그의 人的資本屬性으로 노동시장에서 받을 수 있는 最小限의 임금으로 定義하고 이를 추정할 것이다[9].

기회임금은 人的資本變數-賃金 散布度의 最低點을 잇는 線型賃金函數의 推定으로 계산한다. 먼저 人的資本變數-賃金 散布度의 OLS推定에서 影響圈 밖의 데이터(uninfluential observations)를 먼저 제거한다[10]. 非影響圈의 변수가 제거된 산포도의 자료로 '線型制約條件下의 非線型最適化'모형을 위한 SAS프로그램을 이용하여 인적자본변수-임금 산포도의 최저점을 잇는 線型賃金函數를 추정한다. 즉 $\log W = X\beta + \varepsilon$이라고 할 때 $\varepsilon = \log W - X\beta \geq 0$의 선형제약조건하에서 $\varepsilon' \varepsilon = \sum(\log W_i - X_i\beta)^2$를 최소화하는 $\hat{\beta}$을 구하고 i의 機會賃金 $= \exp(X_i\hat{\beta})$으로 추정한다. $\hat{\beta}$의 값은 〈附表 3〉에 요약되어 있다. 〈附表 3〉에 의하면 인적자본변수의 회귀계수값이 1988년에 1986년보다 작게 나타난다. 이것은 1987년 이후 노동운동이 활성화되면서 성별, 학력별 임금격차 축소되고 下厚上薄의 임금교섭으로 경력연수별 임금격차가 축소되는 현상을 의미한다. 그러나 상수항은 1988년의 값이 1986년의 값보다 크게 나타나는데, 이것은 전반적으로 노동자의 交涉力이 증대된 노사관계 여건의 변화, 三低好況의 상품시장 여건, 人力不足의 노동시장 여건 등에 기인한다고 생각된다.

나. 準地代(QR) 및 交涉力(BP)의 測定

準地代는 賣出收入에서 變動生産要素의 機會費用을 뺀 것으로 정의된다. 변동생산요소의 機會費用은 결국 원재료, 에너지, 감가상각, 기타경비 및 노동의 기회비용을 의미한다. 이 중 노동을 제외한 모든 요소의 기회비용은 바로 기업의 財務諸表上의 값이 되겠으나, 노동의 기회비용은 임금비용이 아니고 기회임금비용인 것이 특징이다. 그러므로 準地代=(순매출액－제조원가－판매비 및 일반관리비＋임금비용－기회임금비용)으로 정의하는 것이 타당하다. 그런데 '販賣費 및 一般管理費'는 「賃金實態調査」의 사업체 조사표 항목에 포함되지 않아 직접적인 자료를 구할 수 없었으므로, 企業經營分析(韓國銀行)의 小分類産

9) 기회임금을 受諾賃金(reservation wage)으로 생각하고 우리의 근로자 표본을 斷絶된 표본(truncated sample)으로 간주하여 最尤度推定(maximum likelihood estimation)할 수도 있다. 이는 차후의 연구과제로 하려고 한다.

10) 각 資料의 회귀계수 推定에 대한 影響度를 계산하는 방법과 그것의 통계적 의미에 관한 설명은 SAS의 PROC REG에서 INFLUENCE의 OPTION에 대한 설명을 참조.

業別·企業規模別 '純賣出額 對比 販賣費 및 一般管理費의 比重'을 이용하여 추정한다. 즉 한 기업의 '판매비 및 일반관리비'는 그 기업의 순매출액에 그 기업이 속해 있는 (産業小分類 코드와 企業規模가 동시에 감안된) 範疇의 '純賣出額 對比 販賣費 및 一般管理費 比重'을 곱하여 계산한다.

勞組의 交涉力(*BP*)은 賃金프리미엄(*WP*)/準地代(*QR*)의 配分率로 정의되므로 임금프리미엄과 準地代가 추정된 후에 자동적으로 추정된다.

3. 勞動市場의 變化

가. 賃金프리미엄階層의 區分

본 연구는 曺尤鉉(1991)式의 분석, 즉 사업체를 분석단위로 한 노동시장구조분석을 시도하였다. 통상적인 노동시장구조분석은 개인별 자료를 이용한 賃金函數의 추정에서 人的資本變數의 回歸係數값의 차이 여부에 초점을 두는 것이나(李周浩(1992) 참조). 그러나 노동수요측면의 요인에 기인한 노동시장 변화를 밝히며, 산업구조 및 노사관계구조와 노동시장간의 관계를 분석하려면 사업체를 분석단위로 한 노동시장분석이 더 적합할 것으로 생각하였기 때문에 사업체를 분석단위로 하였다.

먼저 임금프리미엄의 분포에 대해 살펴보면, 개인샘플자료에서(즉 노동시장에서의) 각 개인의 임금프리미엄을 계산하여 그 분포의 주요 통계값을 요약한 것이 〈表 3〉에 나타나 있다.

事業體-個人結合資料에서 각 事業體內의 모든 근로자의 임금프리미엄을 계산한 후 '임금프리미엄이 中位값 未滿인 勤勞者의 事業體內 比重'을 계산하여(低賃金프리미엄 勤勞者 比重), 이 값이 25%미만인 사업체를 *HH*, 25%이상 50%미만인 사업체를 *HL*, 50%이상 75%미만인 사업체를 *LH*, 75%이상인 사업체를 *LL*로 계층분류한다.

사업체단위로 파악된 노동시장구조는 〈表 4〉에 정리되어 있다. 이를 보면, 1988년이 1986년에 비하여 相對的으로 二重構造化되는 현상을 보인다. 中位賃金프리미엄계층(*HL*과 *LH*)의 구성비는 작아지고 兩極端 임금프리미엄계층(*HH*와 *LL*) 사업체의 구성비는 커져서 1986년의 항아리형 구조가 화병형 구조로 되었다. 이것은 장구형 구조로 이행되는 과도단계로 생각될 수도 있을 것이다.

〈表 4〉의 사업체 샘플에서 準地代가 負의 부호이거나 배분율(임금프리미엄/準地代)로 정의

〈表 3〉 賃金프리미엄의 分布

(단위 : 원)

	평 균	중 간 값	표 준 편 차
1986	182,478	136,909	187,198
1988	216,412	164,375	189,148

資料 : 개인샘플자료.

〈表 4〉 賃金프리미엄階層別 事業體分布

(단위 : 사업체수, %)

	1986	1988
HH	429 (17.6)	367 (19.9)
HL	548 (22.4)	364 (19.8)
LH	794 (32.5)	522 (28.3)
LL	671 (27.5)	589 (32.0)
計	2,442 (100.0)	1,842 (100.0)

資料 : 사업체샘플자료.

〈表 5〉 賃金프리미엄階層別 事業體分布(단, $QR<0$, $B>1$인 사업체는 제외시킨 경우)

(단위 : 사업체수, %)

	1986	1988
HH	341 (17.6)	297 (18.6)
HL	439 (22.6)	318 (19.8)
LH	646 (33.2)	468 (29.3)
LL	517 (26.6)	517 (32.3)
計	1,943 (100.0)	1,600 (100.0)

資料 : 수정사업체 자료.

된 교섭력이 1보다 크게 나타난 샘플, 즉 負의 이윤을 가지는 사업체는 분석하기 곤란하므로, 이를 제외했을 경우의 임금프리미엄 계층별 사업체 분포를 보면(表 5 참조), 〈表 4〉와 질적인 차이가 없어 보인다. 단, 〈表 5〉의 *HH*의 구성비 크기가 〈表 2〉보다 약간 작아져서 *HL*의 구성비보다 약간 작게 나타나는 것이 다른 점이다. 요컨대, $QR<0$, $BP>1$의 샘플을 제외한 자료로만 분석하여도(이 자료를 수정사업체자료라 명명하자) 표본의 대표성에는 별 문제가 없을 것으로 사료된다.

이제 각 임금프리미엄계층별로 임금프리미엄, 準地代, 交涉力의 分布를 중간값을 중심으로 알아보면 〈表 6〉과 같다[11]. 우선 準地代를 관찰해 보면, 1986년과 1988년 어느 경우에나 高位賃金프리미엄계층에 속하는 사업체일수록 準地代가 더 큰 수준이다.

그러나 分配率로 정의된 교섭력을 보면 첫째, 1988년의 수치가 1986년의 수치보다 전체적으로 작은 수준이다. 이것은 1986~88년간에 준지대

11) 여기서 평균 대신 중간값을 보는 이유는 임금프리미엄이 右偏向의 非對稱的 분포를 가지므로, 평균보다는 중간값이 분포의 모양을 더 잘 반영할 것으로 생각했기 때문이다.

〈表 6〉 賃金프리미엄階層別 賃金프리미엄, 準地代, 交涉力의 中間값

(단위 : 원. 단, 교섭력은 단위없음)

계층		HH	HL	LH	LL
1986	賃金프리미엄	284,129	190,765	135,870	88,878
	準地代	750,884	458,801	330,484	194,286
	交涉力	0.415	0.433	0.425	0.455
1988	賃金프리미엄	344,180	214,995	162,398	105,902
	準地代	1,348,229	617,820	503,994	330,675
	交涉力	0.244	0.364	0.323	0.312

註 : 여기서의 임금프리미엄은 사업체 단위로 계산된 종업원 평균 임금프리미엄임.
資料 : 수정사업체 자료.

가 2배 증가하여도 임금프리미엄은 2배 미만의 증가에 그친다는 것을 의미한다. 즉 1986~88년간의 '임금프리미엄의 증가'가 1987년을 기점으로 한 노동운동의 활성화에 기인한 노동자의 교섭력의 증대에 의존하기보다는 이 기간중의 호황으로 인한 準地代의 증가에서 비롯된 것을 의미한다. 그러나 이것으로 1986~88년간의 '賃金水準의 上昇'이 주로 準地代의 증가에 依存한다고 결론내릴 수는 없다. 왜냐하면 交涉力의 全般的인 增大로 機會賃金의 수준이 크게 上昇하여 전체 '賃金水準의 上昇'을 主導할 수도 있기 때문이다.

둘째, 交涉力을 階層別로 比較해 보면 1986년의 경우에는 고위임금프리미엄계층일수록 교섭력이 작아지고 반대로 1988년에는 고위임금프리미엄계층일수록 교섭력이 커지는 경향이 있다. 단, 1986년의 *HL*계층과 1988년의 *HH*계층은 예외적으로 나타나고 있어서 일률적으로 주장하는 것은 곤란하다[12]. 여하튼 한 시점에서의 노동시장의 구조에 미치는 영향을 보면, 1986년의 경우에는 노동시장에서의 임금프리미엄 계층 구분이 주로 準地代에 의존하는 반면에, 1988년의 경우에는 準地代뿐만 아니라 교섭력에도 의존하고 있다고 일단 추측할 수 있다.

나. 分散分析

이제 賃金프리미엄, 準地代 및 交涉力의 分散을 分解하여 階層內 분산효과(within variance)와 階層間 분산효과(between variance)로 구분해 보자. 그럼으로써 노동시장의 변화를 다시 한번 확인할 수 있고 그 변화의 원인을 파악할 수 있는 기회가 제공될 수도 있다.

전체분산의 분해식(decomposition)은 다음과 같다.

12) 더구나 1988년의 경향이 準地代와 교섭력간에 正의 상관관계가 있다는 것을 의미하지는 않는다. 왜냐하면 Ⅳ章의 실증분석 결과에서도 나타나듯이 準地代와 교섭력은 서로 負의 相關關係가 있고, 1988년 상관계수의 절대값이 1986년의 값보다 더 크게 나타나기 때문이다.

〈表 7〉 階層內 分散效果 比重(γ_W)

	1986			1988		
	임금프리미엄	준지대	교섭력	임금프리미엄	준지대	교섭력
γ_W	0.313	0.305	0.418	0.273	0.262	0.324

資料 : 수정사업체 자료.

$$\sigma_T^2 = \alpha_1\sigma_1^2 + \alpha_2\sigma_2^2 + \alpha_3\sigma_3^2 + \alpha_4\sigma_4^2 + \alpha_1\alpha_2(\overline{Z}_1-\overline{Z}_2)^2 + \alpha_1\alpha_3(\overline{Z}_1-\overline{Z}_3)^2 + \alpha_1\alpha_4(\overline{Z}_1-\overline{Z}_4)^2 + \alpha_2\alpha_3(\overline{Z}_2-\overline{Z}_3)^2 + \alpha_2\alpha_4(\overline{Z}_2-\overline{Z}_4)^2 + \alpha_3\alpha_4(\overline{Z}_3-\overline{Z}_4)^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

(단, 여기서 1, 2, 3, 4는 각각 HH, HL, LH, LL을 의미함)

그러므로 계층내 분산효과의 비중은 $((\alpha_1\sigma_1^2+\alpha_2\sigma_2^2+\alpha_3\sigma_3^2+\alpha_4\sigma_4^2)/\sigma_T^2)=\gamma_W$이고 계층간 분산효과의 비중은 $(1-\gamma_W)$가 된다. 〈表 7〉을 보면, 어느 변수에서나 계층내 분산효과의 비중(γ_W)보다는 계층간 분산효과의 비중($1-\gamma_W$)이 상대적으로 크다.

연도별로 비교해 보면, 1988년의 임금프리미엄의 γ_W가 1986년의 γ_W보다 작아진다. 이것은 중위계층의 비중은 작아지고 양극단계층의 비중이 커지는 앞에서의 노동시장변화 현상과 일맥상통한다. 그러나 이것이 주로 準地代 혹은 교섭력 어느 하나의 γ_W의 감소효과 때문이라는 판단을 내리기는 곤란하다. 왜냐하면 準地代와 교섭력의 γ_W가 모두 감소하였기 때문이다. 즉 〈表 5〉로는 노동시장의 변화가 準地代와 교섭력 분포 중 어느 하나의 변화에 주로 기인한다는 결론을 내릴 수 없다.

Ⅳ. 賃金프리미엄, 準地代 및 交涉力의 決定要因

1. 分散分析

임금프리미엄(WP), 準地代(QR), 交涉力(BP) 간에는 Log(WP)=Log(QR)+Log(BP)의 관계가 항등식으로 성립한다.

Log(WP)를 종속변수, Log(QR), Log(BP)를 독립변수로 하고 SAS를 이용하여 「타입 II」의 분산을 추정하였다. 타입 II는 여타분산결정요인의 효과를 모두 제거하고 난 후 해당결정요인의 직접영향을 보는 방법이다. 즉 SS(Log(QR)/Log(BP))와 SS(Log(BP)/Log(QR))을 비교한다. 단, 각 결정요인의 상호작용에 의한 공분산이 압도적으로 크게 나타나는 단점이 있다.

〈表 8〉을 보면, 전체적으로 1988년, 1986년 모두 Log(QR)의 分散決定效果가 Log(BP)의 효과보다 큰 것으로 나타남을 알 수 있다.

〈表 8〉 Log(QR), Log(BP)의 分散決定效果

	1986	1988
1. SS(Log(QR)/Log(BP))	584	466
2. SS(Log(BP)/Log(QR))	385	373
3. Log(QR)과 Log(BP)의 상관계수	−0.833	−0.898
4. (1/(1+2))×100	60.3%	55.5%
5. (2/(1+2))×100	39.7%	45.5%

資料 : 수정사업체 자료.

그리고 1987년 이후 노동운동이 활성화된 영향을 반영하듯이 Log(QR)의 분산결정효과와 Log(BP)의 효과간의 격차가 1988년에는 1986년에 비하여 10%포인트 정도 줄어드는 것으로 나타나나, 이것이 임금프리미엄 결정에 있어서의 급격한 변화를 의미한다고 생각되지 않는다.

2. 確率分析

SAS의 PROC CATMOD를 이용하여 Log(P_1/P_4)$=Z\gamma_1+\varepsilon_1$, Log(P_2/P_4)$=Z\gamma_2+\varepsilon_2$, Log(P_3/P_4)$=Z\gamma_3+\varepsilon_3$의 γ_1, γ_2, γ_3을 추정한다. 단, P_n은 P_r(CLASS$=n \mid Z_i$)이다. n=1,2,3,4는 각각 HH, HL, LH, LL을 나타낸다.

이제 (dP_n/dZ_i)를 계산해 보자.

$$(\triangle P_1/P_1)-(\triangle P_4/P_4)=\triangle Z_i\cdot\gamma_{1i}\cdots(2.1)$$
$$(\triangle P_2/P_2)-(\triangle P_4/P_4)=\triangle Z_i\cdot\gamma_{2i}\cdots(2.2)$$
$$(\triangle P_3/P_3)-(\triangle P_4/P_4)=\triangle Z_i\cdot\gamma_{3i}\cdots(2.3)$$
$$P_1+P_2+P_3+P_4=0\ \cdots\cdots\cdots\cdots(2.4)$$
$$\triangle P_1+\triangle P_2+\triangle P_3+\triangle P_4=0\ \cdots\cdots(2.5)$$

(式 2.1)~(式 2.5)를 풀면,

$(\triangle P_4/P_4)=\triangle Z_i(P_1\cdot\gamma_{1i}+P_2\cdot\gamma_{2i}+P_3\cdot\gamma_{3i})$가 된다. 이것을 (2.1)~(2.3)에 대입하면 ($\triangle P_1/P_1$), ($\triangle P_2/P_2$), ($\triangle P_3/P_3$)를 구할 수 있다.

P_1, P_2, P_3, P_4 및 γ_{1i}, γ_{2i}, γ_{3i}의 값을 대입하여 ($\triangle P_n/\triangle Z_i$)의 값을 계산하여 정리한 것이 〈表 9〉에 나타나 있다.

$$(\triangle P_4/\triangle Z_i)=-P_4\cdot T_i,$$
$$(\triangle P_3/\triangle Z_i)=P_3(\gamma_{3i}-T_i),$$
$$(\triangle P_2/\triangle Z_i)=P_2(\gamma_{2i}-T_i),$$
$$(\triangle P_1/\triangle Z_i)=P_1(\gamma_{1i}-T_i)$$

단, $T_i=(P_1\cdot\gamma_{1i}+P_2\cdot\gamma_{2i}+P_3\cdot\gamma_{3i})$이다.

먼저 한 시점에서 QR과 BP의 상대적 영향을 비교해 보자. ($\triangle P_n/\triangle Z_i$)를 보면 Z_i가 Log(QR)이건 Log(BP)이건간에 그 크기가 비슷함을 알 수 있다(1986년, 1988년 모두 그렇다). 이는 한 시점에서 QR과 BP의 노동시장변화에 대한 영향이 거의 비슷함을 의미한다. 또한 QR과 BP의 노동시장에 대한 상대적 영향의 크기가 거의 비슷하다는 사실에는 1986년과 1988년간에

〈表 9〉 $\triangle P_n/\triangle Z_i$ 값 (1986 vs 1988)

	1986	1988
$\triangle P_1/\triangle \mathrm{Log}(QR)$	2.373	3.490
$\triangle P_2/\triangle \mathrm{Log}(QR)$	1.648	1.937
$\triangle P_3/\triangle \mathrm{Log}(QR)$	−0.747	−0.680
$\triangle P_4/\triangle \mathrm{Log}(QR)$	−3.274	−4.747
$\triangle P_1/\triangle \mathrm{Log}(BP)$	2.389	3.520
$\triangle P_2/\triangle \mathrm{Log}(BP)$	1.660	2.002
$\triangle P_3/\triangle \mathrm{Log}(BP)$	−0.779	−0.724
$\triangle P_4/\triangle \mathrm{Log}(BP)$	−3.270	−4.798

큰 변화가 없었음을 의미한다[13].

이제 한 변수의 영향을 연도별로 비교해 보자. Z_i가 Log(QR)이건 Log(BP)이건간에, 1988년의 ($\triangle P_1/\triangle Z_i$)과 ($\triangle P_4/\triangle Z_i$)의 절대값이 1986년의 그것보다 상당히 커진 반면에, 1988년의 ($\triangle P_3/\triangle Z_i$)의 절대값은 1986년의 그것보다 작아졌음을 알 수 있다. 이는 QR과 BP의 分布에 큰 변화가 없더라도 1988년의 노동시장이 1986년의 노동시장에 비하여 상대적으로 이중구조화될 가능성이 큰 것을 의미한다.

노사간에 서로 나누어 가질 렌트파이의 크기와 상대적 분배율에 변화가 없더라도, 즉 사업체내에서의 종업원 平均 賃金프리미엄은 변화하지 않더라도, 그 임금프리미엄의 종업원간 분배가 더 平等化되는 경향이 있으면 사업체내의 저임금프리미엄 勤勞者 比重이 변화할 수 있을 것이다. 평균 임금프리미엄이 높은 사업체에서는 사업체내의 평등화 추세가 저임금프리미엄 비중을 작게 하는 方向으로 작용할 것이고 평균 임금프리미엄이 낮은 사업체에서는 사업체내의 평등화 추세가 저임금프리미엄 근로자 비중을 크게 하는 方向으로 작용할 것이다.

1988년의 事業體內의 종업원간 임금프리미엄의 分配가 1986년의 그것보다 더 평등화되는 경향이 있다는 사실은 〈表 10〉을 통해 알 수 있다.

式 (1)과 같은 方法으로 총분산을 事業體內 分散(within variance)과 事業體間 分散(between variance)으로 분해해 보면, 1988년의 사업체내 분산의 총분산에 대한 비중(B/A)이 1986년의 비중에 비하여 작아짐을 알 수 있다. 그리고 평균 변이계수(표준편차/평균)도 0.056에서 0.049로 약간 작아진다.

1987년의 노사관계의 대변화가 노동시장의 변화에 미치는 영향은, 사업체간 교섭력의 차이를

13) 굳이 1988년과 1986년간의 차이를 언급하자면, ($\triangle P_n/\triangle \mathrm{Log}(BP)$)의 절대값의 크기와 ($\triangle P_n/\triangle \mathrm{Log}(QR)$)의 절대값의 크기와의 격차가 1988년의 경우에 약간 더 크게 나타난다.

〈表 10〉 Log(賃金프리미엄)의 分散分解

	1986	1988
총분산(A=B+C)	0.644	0.556
사업체내 분산(B)	0.381	0.308
사업체간 분산(C)	0.263	0.248
B/A	0.592	0.554
변이계수의 평균	0.056	0.049

資料 : 개인샘플자료, 사업체-개인결합자료.

심화시켜 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이를 뚜렷하게 나타내는 방향이 아니라 사업체내의 賃金平等化, 즉 임금프리미엄이 사업체내의 일부 근로자들에게만 분배되지 않고 고루 분배됨으로써 평균 임금프리미엄이 높은 사업체에서는 저임금프리미엄 근로자의 비중을 작게 하고 평균 임금프리미엄이 낮은 사업체에서는 저임금프리미엄 근로자 비중을 크게 하는 방향으로 작용되었다고 추측된다.

3. 賃金프리미엄, 準地代, 交涉力의 構造變數에 대한 回歸分析

여기서는 먼저 Log(임금프리미엄)을 기업의 지불능력과 노조의 교섭력에 영향을 미치는 결정요인들에 대하여 회귀분석하여 시장구조가설을 검정한다. 그리고 동일한 결정변수 집합 $\{Z_k\}$에 대하여 Log(QR)과 Log(BP)를 각각 회귀분석함으로써, 한 구조변수(Z_k)의 Z_k→기업의 지불능력→임금프리미엄의 채널을 통한 효과와 Z_k→노조의 교섭력→임금프리미엄의 채널을 통한 효과로 구분해 보자. 이러한 분석이 가능한 것은 Log(WP)=Log(QR)+Log(BP)이 성립하기 때문이다[14].

$$\frac{\delta \mathrm{Log}(WP)}{\delta Z_k} = \frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k} + \frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k} \cdot \frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta \mathrm{Log}(QR)} + \frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta Z_k} \quad \cdots\cdots (3)$$

Log(WP)와 Log(QR) 및 Log(BP)를 각각 Z_k에 회귀분석한 결과는 〈附表 4〉와 〈附表 5〉에 요약되어 있다. 이제 〈附表 5〉의 회귀계수를 이용하여 式 (3)의 분해에서 Z_k→Log(QR)→Log(WP), Z_k→Log(QR)→Log(BP)→Log(WP), Z_k→Log(BP)→Log(WP)의 효과를 각각 계산하여 정리한 것이 〈表 11〉과 〈表 12〉에 나타나 있다. 한가지 먼저 지적하고 싶은 사실은, 경영성과가 좋은 기업일수록 노조에 대하여 공격적으로 대응하는 경향이 있다는 Rees(1989)의 가설을

14) 만약 기업의 지불능력과 교섭력간에 지불능력→교섭력의 관계가 있다면, Z_k→기업의 지불능력→교섭력→임금프리미엄의 간접적인 채널도 있을 수 있다.

〈表 11〉 決定要因의 Log(賃金프리미엄)에 대한 效果의 分解(1988)

Z_k	1988			
	$\frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k} \cdot \frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta \mathrm{Log}(QR)}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta Z_k}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(WP)}{\delta Z_k}$
CR_3	$-1.629+2.99CR_3$	$0.574-2.727CR_3$	$-1.802^*+3.158^*CR_3$	$-1.944^*+3.420^*CR_3$
수출비중	-0.692^*	0.631^*	-0.132^*	-0.193^*
기업노조조직률(U)	$-0.131-0.236U$	$0.012+0.215^*U$	$0.455^*-1.234^*U$	$0.444^*-1.256^*U$
산업노조조직률(IU)	$-4.493^*+15.636^*IU$	$4.098^*-14.260IU$	$1.646^{\blacksquare}-4.738^{\blacksquare}IU$	$1.253\ -3.368IU$
하도급여부	-0.055	0.050	0.015	0.010
노동비용비중	-0.009	0.008	0.005	0.004
Log(1인당자산)	0.227^*	-0.207^*	0.050^*	0.070^*
Log(종업원수)	-0.087^*	0.079	0.075^*	0.067^*
Log(1인당부채)	0.221^*	-0.201	-0.004	0.016
이직률	0.017	-0.016	-0.062^*	-0.061^*
상용근로자 비중	0.608^*	-0.554^*	0.400^*	0.454^*
종업원평균근속연수	0.108^*	-0.098^*	0.045^*	0.055^*
남성근로자 비중	0.047	-0.043	0.443^*	0.447^*
종업원연령의 중간값	-0.012^*	0.011^*	-0.005^*	-0.006^*

註 : ＊와 ■은 각각 5%와 10% 이내에서 통계적으로 유의한 회귀계수를 의미함.

고려해서 Log(BP)방정식에는 Log(QR)을 독립변수에 포함시켰다. Rees의 가설대로 Log(QR)의 Log(BP)방정식에서의 회귀계수는 통계적으로 유의한 負의 부호를 가지고 있음을 알 수 있었다.

한편 본 연구에서의 노조의 교섭력의 정의가 '준지대의 임금프리미엄으로의 배분율'이므로, Log(QR)와 Log(BP)간에 負의 상관관계가 있다는 것은 기업내 평균 임금프리미엄의 기업간 차이가 기업간 준지대의 차이보다 작다는 사실을 의미한다. 바꾸어 말하면 임금프리미엄의 기업간 차이가 주로 준지대의 차이에 의존한다고 볼 수 있다. 물론 이것은 〈表 8〉에서의 분산분석과 〈表 11〉 및 〈表 12〉의 회귀분석에서 '준지대의 교섭력을 통한 임금프리미엄으로의 간접효과'까지 고려했을 경우를 의미한다. 그리고 〈附表 5〉에서 보듯이 Log(BP)방정식에서 Log(QR)의 회귀계수의 절대값이 1988년의 경우가 1986년의 경우보다 크게 나타나는 것은 위의 경향이 준지대가 급격히 증가하는 시점에서 더욱 두드러지게 나타날 수 있다는 것을 의미한다[15].

15) 이 문제는 아마도 준지대의 정의에서 비롯되었는지도 모른다. 준지대에는 자본의 기회비용이 포함되어 있으므로, 높은 수준의 준지대를 창출하는 기업에서의 자본의 기회비용이 더 크다고 생각할 때 임금프리미엄으로의 배분율은 자본의 기회비용이 큰 기업, 즉 높은 준지대를 창출하는 기업에서 더 낮게 나타날 수 있다.

〈表 12〉 決定要因의 Log(賃金프리미엄)에 대한 效果의 分解(1986)

Z_k	1986			
	$\frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k} \cdot \frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta \mathrm{Log}(QR)}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta Z_k}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(WP)}{\delta Z_k}$
CR_3	$-1.585^{*}+2.296CR_3$	$-1.220+1.768CR_3$	$-1.195^{*}+1.714^{*}CR_3$	$-1.560^{*}2.242^{*}CR_3$
수출비중	−0.429*	0.330*	−0.178*	−0.277*
기업노조조직률(U)	$-0.156+0.090U$	$0.120-0.069U$	$-0.121+0.072^{*}U$	$-0.157^{*}+0.092U$
산업노조조직률(IU)	$0.741-3.332IU$	$-0.571+2.566IU$	$0.597-2.518IU$	$0.768-3.286IU$
하도급여부	−0.266*	0.204*	0.019	−0.042
노동비용비중	0.006	−0.005	−0.042	−0.041
Log(종업원수)	0.049	−0.038*	0.060*	0.072*
이직률	−0.047*	0.036*	−0.020*	−0.031*
상용근로자 비중	0.344*	−0.265*	0.228*	0.307*
종업원평균근속연수	0.154*	−0.119*	0.060*	0.095*
남성근로자 비중	0.884*	−0.681*	0.465*	0.668*
종업원연령의 중간값	−0.007	0.005*	−0.007*	−0.009*

註 : 〈表 11〉과 같음.

〈表 11〉과 〈表 12〉의 내용을 요약하면 다음과 같다. 첫째 ($(d\mathrm{Log}(BP)/d\mathrm{Log}(QR))$)가 1988년에는 −0.912, 1986년에는 −0.770으로 추정되므로, $Z_k \rightarrow \mathrm{Log}(QR) \rightarrow \mathrm{Log}(WP)$의 직접효과의 대부분이 $Z_k \rightarrow \mathrm{Log}(QR) \rightarrow \mathrm{Log}(BP) \rightarrow \mathrm{Log}(WP)$의 간접효과로 상쇄되는 경향이 있다. 둘째, $Z_k \rightarrow \mathrm{Log}(QR) \rightarrow \mathrm{Log}(BP) \rightarrow \mathrm{Log}(WP)$의 간접효과는 고려하지 않고, $Z_k \rightarrow \mathrm{Log}(QR) \rightarrow \mathrm{Log}(WP)$ (즉 $d\mathrm{Log}(QR)/dZ_k$)과 $Z_k \rightarrow \mathrm{Log}(BP) \rightarrow \mathrm{Log}(WP)$ (즉 $d\mathrm{Log}(BP)/dZ_k$)만을 비교해 보자. 10% 이내에서 統計的으로 有意한 ($d\mathrm{Log}(WP)/dZ_k$)의 회귀계수를 가지고 있는 Z_k 중에서 (1988년은 10개, 1986년은 11개), 1988년에는 $\mathrm{Log}(QR)$을 통한 직접효과가 더 큰 Z_k와 $\mathrm{Log}(BP)$를 직접효과가 더 큰 Z_k가 각각 6개, 4개이고 1986년에는 각각 6개, 5개임을 알 수 있다. 즉 10% 이내에서 통계적으로 유의성이 없는 회귀계수를 0으로 간주했을 때 $|d\mathrm{Log}(QR)/dZ_k| > |d\mathrm{Log}(BP)/dZ_k|$인 변수는 1988년의 경우에 CR_3, 수출비중, 1인당자산, 상용근로자 비중, 종업원평균근속연수, 종업원연령의 중간값이고, 1986년의 경우에 수출비중, 하도급여부, 이직률, 상용근로자 비중, 종업원 평균근속연수, 남성근로자 비중이다. 또한 $|d\mathrm{Log}(BP)/dZ_k| > |d\mathrm{Log}(QR)/dZ_k|$인 변수를 정리하면 1988년의 경우에는 기업노조조직률, 종업원수, 이직률, 남성근로자 비중이고, 1986년의 경우에는 CR_3, 기업노조조직률, 노동비용비중, 종업원수, 종업원 연령의 중

간값이다[16].

결론적으로 決定要因 $\{Z_k\}$가 임금프리미엄에 미치는 영향은 交涉力보다는 準地代의 채널을 통하는 효과가 미세한 차이이기는 하나 약간 더 크게 나타나는 경향을 보인다. 그리고 이러한 경향에는 1988년과 1986년간에 변화가 없었던 것으로 판단된다.

V. 맺음말

本 硏究의 實證分析 結果를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 製造業의 事業體를 單位로 勞動市場構造를 분석해 보면, 1988년의 노동시장이 1986년의 노동시장에 비하여 相對的으로 二重構造化되는 현상을 보인다. 즉 1988년의 경우 1986년에 비하여, 전체 사업체 중 高位賃金프리미엄 階層과 低位賃金프리미엄 계층의 비중은 增加하는 반면 中位賃金프리미엄 계층의 比重은 減少하는 것으로 나타난다.

둘째, 準地代의 間接的인 影響까지 감안한 總效果를 볼 때, 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이는 주로 準地代로 설명된다. 즉 企業의 支拂能力을 나타내는 準地代가 높을수록 노동자의 교섭력에 의해 크게 영향받는 (준지대에서 차지하는 임금프리미엄의) 配分率(share)이 낮아진다.

셋째, 準地代와 配分率의 賃金프리미엄에 대한 直接的인 效果만을 보더라도 1986년, 1988년 모두에서 準地代의 說明力이 약간 크게 나타난다. 그리고 1987년 이후 노동운동이 활성화된 勞使關係 與件의 변화를 반영하듯이, 準地代의 분산결정효과와 分配率의 효과간의 격차가 1988년에는 1986년에 비하여 약간 줄어드는 것으로 나타나나, 이것이 급격한 변화를 의미한다고는 생각되지 않는다. 그리고 이것은 分散分析, Logit回歸分析을 통한 確率分析, 構造變數들의 임금프리미엄에 대한 效果를 分解해 본 回歸分析 등의 결과에서 一貫되게 입증되는 사실이다.

넷째, 勞使關係 여건의 변화가 노동시장의 상대적 二重構造化 현상에 미치는 영향은, 사업체간 교섭력의 차이를 심화시켜 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이를 뚜렷하게 나타내는 방향이 아니라 사업체내의 賃金平等化 경향으로 고임금프리미엄의 사업체에서는 저임금프리미엄 근로자의 비중을 작게 하고 저임금프리미엄 사업체에서는 저임금프리미엄 근로자 비중을 크게 하는 방향으로 작용되었다고 추측된다.

결론적으로, 1987년 이후 勞使關係 與件의 대변화에도 불구하고, 기업의 支拂能力의 차이가 노동자 交涉力의 차이보다 사업체간 임금프리미엄의 차이를 결정하는 데 더 중요한 요인이 된다는 사실에는 1986년과 1988년간에 별다른 변화가 없었으며, 1988년의 노동시장이 1986년에 비하여 상대적으로 二重構造化되는 경향을 보이는 것은, 첫째 기업 支拂能力 분포의 兩極化, 둘째

16) 1988년과 1986년에서 공통적으로 Z_k에 포함되는 변수는 모두 9개인데 이 중 5개변수에서는 직접효과의 상대적 크기 비교의 방향(Log(QR) 혹은 Log (BP))이 1986년과 1988년 사이에 변화가 없었으나, 4개의 직접효과의 상대적 크기는 반대방향으로 변화하였다.

노조의 '사업체내에서의 賃金平等化 戰略'을 통한 '準地代의 事業體內 分配의 平等化'의 傾向에 起因한다고 판단된다.

앞으로 본 연구와 유사한 분석이 계속 이루어져야 하겠으나 위의 실증결과만으로 政策的인 含意를 도출해 보자.

첫째, 本 硏究는 최근의 고율의 賃金上昇을 機會賃金의 상승과 高賃金프리미엄을 받는 근로자 階層의 肥大化로 나누어서 分析해야 한다는 시각의 理論的 基礎를 제공한다. 먼저 機會賃金의 上昇은, 이것을 주도하는 요인들 중에서 人的資本屬性 측면에서의 勤勞者 構成의 변화(예컨대, 高學歷化)의 효과는 무시하더라도, 景氣過熱, 낮은 失業率과 전반적인 人力不足으로 대표되는 勞動市場의 타이트(tight)화 경향, 全般的인 노동자의 交涉力의 增大 등의 요인에 크게 영향 받았을 것을 쉽게 짐작할 수 있다. 한편 高賃金프리미엄 근로자 계층의 肥大化는 三低好況과 그 이후의 內需景氣의 過熱로 인하여 支拂能力이 良好한 기업의 數가 상대적으로 많이 늘어난 것에 절대적으로 起因한다. 한편 大企業 勞組의 交涉力이 증대하여 高賃金프리미엄 근로자 계층이 肥大化되었다는 假說은 準地代가 클수록 賃金프리미엄으로의 配分率이 작게 된다는 실증분석 결과를 고려할 때 쉽게 받아들일 수 없다고 판단된다.

최근 景氣가 安定되고 人力不足이 緩和되며 勞組의 交涉力의 增大가 限界에 到達함에 따라[17] 機會賃金의 上昇趨勢가 鈍化되는 경향을 보이고 있다. 따라서 經濟安定化 施策을 持續的으로 推進하면서 産業構造調整을 통해 전체 勞動需要의 增加를 鈍化시키는 것이 고율의 賃金上昇을 抑制하는 우선적 과제라고 생각한다. 한편 전반적인 景氣後退로 말미암아 기존의 高賃金프리미엄 기업에서도 支拂能力이 惡化될 수 있으므로 高賃金프리미엄 勤勞者의 比重이 증가하는 추세도 鈍化될 것이다. 다만 特惠, 獨寡占, 不公正去來 등으로 높은 수준의 準地代를 創出하고 이에 대한 렌트추구행위로 高賃金프리미엄을 享有하는 기업에 대해서는 産業政策을 통하여 準地代를 조절함으로써 임금프리미엄의 상승을 抑制시키는 정책을 시행해야 할 것이다. 이와 관련해서는 다음의 部門間 賃金隔差 문제에서 계속 논의될 것이다.

1987년 이후 임금격차 구조에 있어서의 가장 큰 변화는 근로자 인적자본속성의 차이에 기인하는 임금격차(예컨대 성별, 학력별, 경력별, 직종별 임금격차)는 축소된 반면에 근로자가 속해 있는 부문간 혹은 기업간 임금격차(예컨대 산업별, 규모별 임금격차)는 확대되었다는 사실일 것이다. 본 연구는 부문간 혹은 기업간 임금격차의 문제를 보는 시각은 기회임금이 아닌 임금프리미엄에 국한되어야 하며 부문간 임금격차가 발생되는 원인은 기업의 지불능력을 나타내는 준지대와 노조의 교섭력을 나타내는 준지대의 배분율에서 찾아야 한다는 관점을 제시하고 있다.

그런데 部門間 賃金隔差(예컨대 大·中小企業間 賃金隔差)를 줄이기 위하여 노동시장에 직접적으로 개입하는 정책은, 현재의 부문간 임금격차가 노조의 교섭력의 격차에 주로 기인하고 기업의 지불능력과는 별 관계가 없는 경우에 그 타

17) 1990년 이래 노동조합 조직률의 증가가 한계에 이르렀고 노사분규 발생건수가 급격히 감소되는 추세를 보면 더욱 그러하다.

당성이 있을 것이다. 즉 모든 기업의 準地代가 同一한 수준인데 다만 交涉力의 差異로 인하여 賃金프리미엄의 隔差가 존재한다면 직접적인 介入政策은 그 나름대로 政策 導入의 論理를 가질 수 있을 것이다. 그러나 이 경우에도 個別企業 노조의 交涉力을 低下시켜야 한다는 점에서 政策의 實效性 측면에서 의문이 있을 수 있다.

한편 본 연구의 實證分析 결과에서 나타나듯이; 만약 임금프리미엄의 격차가 準地代의 격차에서 비롯되는 부분이 크다면, 우리는 다른 방향에서 정책을 강구할 필요가 있다.

이에 대한 정책방향을 논의하기에 앞서 먼저 企業間 成果의 差異로 인한 賃金프리미엄의 差異를 經濟理論的인 측면에서 說明할 필요가 있다. 첫째, 기업성과가 양호한 기업의 근로자에게 높은 임금을 지불하는 것은 당연하고 또한 이것은 經濟的인 效率性을 갖는다는 시각이 있을 수 있다. 통상적으로 觀測되는 人的資本屬性이 同一하면 기회임금도 같다고 간주될 수 있으나 '관측되지 않는 異質的인 要素'(unobserved heterogeneity)까지 고려하면 임금프리미엄이란 결국 관측되지 않는 異質的 要素에 대한 補償이라는 것이다[18]. 더 나아가 勞動市場 측면에서 볼 때 高附加價値를 창출하는 기업에서 高賃金을 지불하는 메커니즘이 존재하여야 고부가치 산업으로 質 높은 인력이 (市場메커니즘에 의해) 배분되어 産業構造調整을 촉진시키게 된다는 주장이다.

둘째, 企業成果와 관계없이 同一한 임금을 지불하게 되면 高附加價値가 高利潤으로 연결되고 高利潤은 더 많은 企業投資를 誘發하여 더 높은 부가가치를 창출할 것이므로 기업성과와는 무관하게 동일한 수준의 임금을 지불하는 것이 産業構造調整을 촉진시켜 더 바람직하다는 주장이 있을 수 있다.

위의 두가지 논리 중에 어느 논리 하나가 또 다른 논리보다 우리 경제에서 더 설득력을 갖는다고 쉽게 말할 수 없을 것이다. 그럼에도 불구하고 다음과 같은 이유로 前者의 논리가 우리에게 더 많은 說得力을 갖는다고 생각한다. 첫째, 國際競爭力을 提高시킨다는 것은 결국 高賃金의 雇傭을 많이 創出하는 것으로 해석되어야 한다. 국제경쟁력의 제고는 國富의 增大를 의미하는데 企業이 창출하는 附加價値 중에서 임금이 後者의 論理(즉 동일임금의 논리)대로 분배되어 결정된다면, 증대된 國富의 分配를 둘러싼 葛藤이 발생하게 되기 때문이다. 둘째, 國際競爭力의 實體는 人的資源의 競爭力이다. 국제경쟁력의 핵심인 技術開發도 결국 인간의 頭腦에서 비롯되고, 優秀한 人力을 보유한 기업, 즉 資本의 投資收益性이 높은 기업에서는 資本의 調達이 훨씬 容易하기 때문이다. 따라서 향후 우리 경제의 구조조정 과

18) 이 밖에 높은 임금을 지불하는 대신 근무태만시에는 해고시킨다는 전략을 하나의 인센티브 시스템으로 제시하게 되면(즉 效率性賃金(efficiency wage) 모형), 근로자들이 열심히 일하게 되어 양호한 기업성과를 보이게 되고, 따라서 고임금은 양호한 기업성과와 연관관계를 갖게 된다고 설명할 수 있다. 또한 産業組織論에서는 현재 독과점 렌트를 향유하는 기업이 낮은 상품가격과 높은 임금 두가지 시그널을 동시에 그 산업으로 진입가능한 기업들에게 보냄으로써 進入障壁을 구축한다는 모형이 있다(double signalling model을 진입 장벽과 관련지어 분석한 연구로는 Chu(1989)를 참조). 역시 이 모형에서도 독과점에 기초한 고렌트와 진입장벽의 기능을 하는 고임금프리미엄의 시그널은 서로 正의 관계를 가지게 된다.

정에서는 고부가가치 산업으로의 좀더 질 높은 人力의 흐름을 容易하게 하는 것이 그 산업의 자본축적을 도와주는 것보다 훨씬 더 중요하다고 생각된다. 물론 經濟發展 初期에는 後者의 論理에 입각하여(또한 사실 과거에 그러하였다) 자본의 축적을 도와주는 것이 더 중요할지 모르나, 高賃金-高能率의 선진경제에 진입하려는 현재의 우리 경제에서는 前者의 논리가 더 타당하다고 본다. 셋째, 본 연구의 實證分析 結果에서도 賃金프리미엄의 增加가 企業의 準地代의 增加에 크게 못 미치는 것으로 나타나므로, 노사간의 렌트배분으로 再投資할 利潤이 確保되지 못하는 경우는 憂慮하지 않아도 될 것으로 생각된다.

이상의 세가지 이유는 기업에서 창출한 렌트가 국제경쟁력에 기반을 둔 것으로 가정했을 경우이다. 만약 기업간 準地代의 차이가 特惠, 獨寡占 및 不公正去來에 의한 것이라고 하자. 이때 高附加價値를 창출한 기업에서도 後者의 논리대로 타기업과 같은 同一賃金이 지불되어 高利潤을 保障해 주는 것은, 그 기업이 이윤을 再投資할 인센티브가 없으므로 구조조정에 도움이 되지 못하고, 단지 그 기업에 또 다른 特惠를 提供하는 것에 지나지 않는다.

따라서 部門間 賃金프리미엄의 隔差에 대한 政策은 다음과 같이 要約될 수 있다. 우선 국제경쟁력에 기반을 둔 준지대의 차이로 임금프리미엄의 격차가 발생하면 이 격차를 축소시키기 위한 특별한 정책은 필요 없다. 한편 기업간 準地代의 차이가 특혜, 독과점 및 불공정한 거래에 의한 것이라면, 고임금프리미엄은 결국 '보호된 準地代'를 地代追求(rent-seeking)하는 노조와 기업이 나누어 가지는 과정에서 비롯된 것이므로, 국제경쟁력을 제고시키는 시스템과는 乖離되어 形成되는 것이다. 따라서 이 경우에는 임금프리미엄의 격차를 축소시키기 위한 정책의 필요성이 대두된다.

그러나 우리 경제에서는 위의 두가지 경우가 모두 존재할 것이다. 따라서 개별기업의 임금교섭에 直接的으로 介入하는 정책을 사용하여 임금프리미엄의 격차를 축소시키는 것은, 競爭力 있는 企業으로의 人力흐름을 容易하게 하는 시장메커니즘을 沮喪시키는 것이어서 바람직하지 않다. 도리어 特惠, 獨寡占 및 不公正去來에 대한 規制와 調整을 통해 국제경쟁력에 기초하는 진정한 의미의 렌트만이 존재하도록 산업정책을 실시하고, 그 렌트에 따라 부문간 임금프리미엄이 결정되는 메커니즘은 유지하는 것이 國際化 時代에 적합한 產業政策과 勞動政策의 방향이라고 생각된다. 다시 말하여, 고임금프리미엄 중 일부가 불건전한 렌트에서 파생된 것이면, 렌트를 건전하게 하는 정책을 통해 임금프리미엄을 조절하여야 한다. 高렌트가 高賃金으로 연결되는 메커니즘은 經濟的 效率性을 가지고 있으므로, 이 原理 自體를 沮喪시키는 것은 바람직하지 않기 때문이다.

그리고 勞使關係 政策을 통하여 賃金프리미엄의 隔差를 축소시킬 수도 있을 것이다. 만약 불공정한 下都給去來로 인하여 大企業은 높은 수준의 준지대를 창출하고 下請 中小企業에는 낮은 수준의 준지대만 형성되어서 大·中小企業間 임금프리미엄의 격차가 크게 발생한다면, 이들간의 系列別 共同交涉을 誘導하여 下請單價와 賃金引上幅을 동시에 교섭하게 함으로써 준지대의 격차

와 임금프리미엄의 격차를 동시에 축소시킬 수 있을 것이다. 또한 이러한 정책은 組立工程보다는 部品生産에서 새롭게 比較優位를 창출해야 하는 향후 우리 경제의 構造調整 方向과도 整合性을 갖는 것이다.

결론적으로, 향후의 바람직한 임금정책은 직접적인 규제를 통한 억제정책이 아니라 첫째, 安定的인 巨視政策, 勞動力의 活用度를 높이는 노동시장 정책 등으로 機會賃金을 安定시키고, 둘째 産業政策 및 勞使關係 政策으로 렌트조정을 통한 임금프리미엄의 效率的 分配를 이룩하는 방향이 되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

朴英凡, 「80年代 韓國賃金構造의 推移와 特徵」, 『91년도 정기학술대회 논문집』, 한국경제학회, 1991. 2.

朴烜求 · 朴世逸, 『韓國의 賃金構造』, 韓國開發硏究院, 1984.

裵茂基 · 曺尤鉉, 『女性勞動力 雇傭構造와 上向移動』, 1991. 10.

魚秀鳳, 『勞動市場變化와 政策課題－80年代 就業構造와 雇傭形態의 變化를 中心으로』, 韓國勞動硏究院, 1991.

李相憲, 「賃金交涉에 있어 勞組交涉力의 決定要因에 관한 硏究－製造業의 1988년 賃金交涉結果를 中心으로」, 서울대학교 대학원 경제학과, 경제학석사 학위논문, 1990.

李周浩, 「韓國의 二重勞動市場에 관한 實證分析」, 『勞動經濟論集』, 1992년 12월호, 1992.

李孝秀, 『勞動市場構造論－韓國勞動市場의 理論과 實證』, 法文社, 1984.

曺尤鉉, 「産業化過程에 나타난 勞動需要側 特性과 賃金 및 賃金構造의 決定」, 『韓國의 工業化와 勞動力(II)』, 韓國經濟硏究院, 1991.

Abowd, John, "The Effects of Wage Bargains on the Stock Market Value of the Firm", *American Economic Review*, September 1989.

Abowd, John and Henry Farber, "Product Market Competition and Union Organizing Activity", Mimeo, 1990.

Abowd, John and Richard Freeman, "The Internationalization of the U.S. Labor Market", in J. Abowd and R. Freeman(eds.), *Immigration, Trade and Labor Markets*, National Bureau of Economic Research, 1992.

Abowd, John and Thomas Lemieux, "The Effects of International Competition on Collective Bargaining Outcomes : A Comparison of the United States and Canada", in J. Abowd and R. Freeman(eds.), *Immigration, Trade and Labor Markets*, National Bureau of Economic Research, 1992.

Abowd, John and Joseph Tracy, "Market Struc-

ture, Strike Activity and Union Wage Settlements", *Industrial Relations*, Spring 1989a.

_____, "Unions and Market Power", Unpublished Working Paper, Cornell University, 1989b.

Chu, Woosik, *Three Essays on Strategic Behavior of Firms*, Unpublished Ph.D. Dissertation, Cornell University, 1989.

Craypo, Charles, *The Economics of Collective Bargaining*, BNA, 1986.

Farber, Henry, "The Analysis of Union Behavior", in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, 1986.

Hendricks, Wallace, "Labor Market Structure and Union Wage Levels", *Economic Inquiry*, September 1975.

Kwoka, John, "Monopoly, Plant and Union Effects on Workers Wages", *Industrial and Labor Relation Review*, January 1983.

Mishel, Lawrence, "The Structural Determinants of Union Bargaining Power", *Industrial and Labor Relation Review*, October 1986.

Rees, Albert, *The Economics of Trade Unions*, 3rd Edition, University of Chicago Press, 1989.

Rhee, Chonghoon, *Studies on the Determinants of Wage Settlements and Strike Activities in Korea*, Unpublished Ph.D. Dissertation, Cornell University, 1990.

Scherer, F. M., *Industrial Structure and Performance*, 2nd Edition, Rand McNally, 1980.

Schmalensee, Richard, "Inter-Industry Studies of Structure and Performance", in R. Schmalensee and R. Willig(eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North-Holland, 1986.

〈附表 1〉 製造業 事業體規模別 勤勞者數 構成比 比較

(단위 : %)

	1986년		1988년		1989년	
종업원수	개인샘플 자료	사업체 노동실태	개인샘플 자료	사업체 노동실태	개인샘플 자료	사업체 노동실태
5~29인	15.1	14.5	14.4	15.4	15.7	17.2
30~99인	23.0	21.9	22.4	22.8	22.7	23.1
100~299인	21.0	20.3	19.8	19.5	19.1	18.6
300~499인	8.3	8.1	7.5	7.3	7.6	7.3
500~999인	10.9	10.9	10.9	10.5	10.4	9.9
1,000인~	21.7	24.3	25.0	24.5	24.5	23.9

〈附表 2〉 製造業 事業體規模別 事業體數 構成比 比較

(단위 : %)

	1986년		1988년		1989년	
종업원수	사업체샘플 자료	사업체 노동실태	사업체샘플 자료	사업체 노동실태	사업체샘플 자료	사업체 노동실태
30~99인	71.0	71.2	73.1	73.1	74.3	74.3
100~299인	21.0	20.9	18.5	19.7	17.6	18.6
300~499인	3.4	3.5	3.7	3.3	3.7	3.2
500~999인	2.7	2.6	3.0	2.4	2.6	2.3
1,000인~	1.9	1.8	1.8	1.5	1.8	1.6

〈附表 3〉 Log(機會賃金)의 計算을 위한 人的資本變數의 係數

	1986	1988
상수항	10.807573	11.386832
性더미(남=1, 여=0)	0.3974466	0.3403735
고졸더미	0.1650397	0.1617977
초대졸더미	0.4413583	0.3300996
대졸이상더미	0.7179714	0.6149641
경력연수더미1(1~3년)	0.20302	0.2453953
경력연수더미2(3~5년)	0.4228437	0.3623336
경력연수더미3(5~10년)	0.5729589	0.50356
경력연수더미4(10년이상)	0.747553	0.7524759

資料 : 개인샘플자료.

〈附表 4〉 Log(WP)方程式의 回歸分析結果

	Log(임금프리미엄)	
	1988	1986
상수항	11.239 (46.097)	11.474 (67.639)
CR_3	−1.944 (−3.466)	−1.560 (−3.523)
CR_3^2	1.710 (3.346)	1.121 (2.635)
수출비중	−0.193 (−2.782)	−0.277 (−4.302)
기업노조조직률	0.444 (1.980)	−0.157 (−2.086)
(기업노조조직률)^2	−0.628 (−2.312)	0.046 (1.312)
산업노조조직률	1.253 (1.304)	0.768 (1.120)
(산업노조조직률)^2	−1.684 (−1.254)	−1.643 (−1.057)
하도급여부	0.010 (0.357)	−0.042 (−1.736)
노동비용비중	0.004 (1.147)	−0.041 (−1.666)
Log(1인당 자산)	0.070 (3.840)	−
Log(종업원수)	0.067 (3.743)	0.072 (5.079)
Log(1인당 부채)	0.016 (0.970)	−
이직률	−0.061 (−4.526)	−0.031 (−2.986)
상용근로자비중	0.453 (3.028)	0.307 (3.952)
종업원평균근속연수	0.054 (5.906)	0.095 (11.730)
남성근로자비중	0.447 (7.346)	0.668 (13.588)
종업원연령의 중간값	−0.006 (−2.301)	−0.009 (−3.408)
R^2	0.290	0.306

註 : ( ) 안은 t-값임.
資料 : 수정사업체 자료.

〈附表 5〉 Log(QR), Log(BP)方程式의 回歸分析結果(1988)

	1986		1988	
	Log(QR)	Log(BP)	Log(QR)	Log(BP)
상수항	12.406 (38.841)	8.616 (41.917)	13.345 (26.377)	10.069 (34.308)
Log(QR)	–	−0.770(−69.498)	–	−0.912(−71.967)
CR_3	−1.585 (−1.901)	−1.195 (−2.992)	−1.629 (−1.400)	−1.802 (−3.263)
CR_3^2	1.148 (1.433)	0.857 (2.233)	1.495 (1.409)	1.579 (3.138)
수출비중	−0.429 (−3.539)	−0.178 (−3.060)	−0.692 (−4.817)	−0.132 (−1.922)
기업노조조직률	−0.156 (−1.102)	−0.121 (−1.783)	−0.131 (−0.283)	0.455 (2.065)
(기업노조조직률)^2	0.045 (0.667)	0.036 (1.134)	−0.118 (−0.209)	−0.617 (−2.312)
산업노조조직률	0.741 (0.574)	0.597 (0.966)	−4.493 (−2.253)	1.646 (1.738)
(산업노조조직률)^2	−1.666 (−0.569)	1.259 (−0.899)	7.818 (2.804)	−2.369 (−1.788)
하도급여부	−0.266 (−5.824)	0.019 (0.869)	−0.055 (−0.937)	0.015 (0.535)
노동비용비중	0.006 (0.127)	−0.042 (−1.910)	−0.009 (−1.180)	0.005 (1.383)
Log(1인당 자산)	–	–	0.227 (6.002)	0.050 (2.759)
Log(종업원수)	0.049 (1.840)	0.060 (4.745)	−0.087 (−2.332)	0.075 (4.228)
Log(1인당 부채)	–	–	0.221 (6.520)	−0.004 (−0.216)
이직률	−0.047 (−2.437)	−0.020 (−2.137)	0.017 (0.615)	−0.062 (−4.714)
상용근로자비중	0.344 (2.349)	0.228 (3.250)	0.608 (1.959)	0.400 (2.712)
종업원평균근속연수	0.154 (10.100)	0.060 (7.940)	0.108 (5.675)	0.045 (4.899)
남성근로자비중	0.884 (9.545)	0.465 (10.236)	0.047 (0.376)	0.443 (7.398)
종업원연령의 중간값	−0.007 (−1.527)	−0.007 (−3.045)	−0.012 (−2.020)	−0.005 (−1.963)
R^2	0.249	0.741	0.446	0.849

註 : ( ) 안의 값은 t-값임.
資料 : 수정사업체 자료.

副業動機分析과 그 示唆點

朴 進

本稿는 노동자들의 副業活動이 시장의 불완전성으로 인해 부득이하게 일어나는 측면이 크며, 本業에의 집중도를 떨어뜨려 생산성을 감소시킨다는 문제의식을 바탕으로 한다. 따라서 副業動機 분석은 副業減少方案을 도출함으로써 본업생산성 및 노동자효용의 향상방안에 연결될 수 있을 것이다.

副業動機의 주요한 부분은 실업으로 인한 다음 期 소득의 불확실성이 충분히 보완되지 못함으로써 발생한다. 따라서 안정적 고용을 보장하거나 실업보험을 실시하면 소득불확실성이 줄어서 부업활동이 감소하므로 본업에서의 생산성 향상도 기대할 수 있다는 시사점이 本稿의 결론이다.

本稿는 1차노동시장에서 본업을 가지고 있으며 2차노동시장에서 부업을 하고 있는 노동자를 분석대상으로 한다. 그가 第2期에 失職할 위험성을 가지고 있다면 고용이 되어 있는 第1期에는 어떻게 消費水準과 副業勞動時間을 결정하며, 그 결정이 고용보장과 실업보험에 어떻게 영향받는가를 二期模型 안에서 알아볼 것이다.

I. 序 論

우리는 주변에서 本業 외에 다른 勞動所得源, 즉 副業을 가지고 있는 경우를 많이 볼 수 있다. 그 형태 또한 다양해서, 소규모 자영업을 하는 회사원, 과외지도를 하는 교사, 회사의 자문역을 맡고 있는 교수, 퇴근후 縫製人形을 만드는 女工 등 구체적 예를 많이 보았을 것이다. 그럼에도 불구하고 우리나라의 副業活動에 대한 연구는 지금까지 매우 미미하여 이와 같이 두가지 이상의 일을 하고 있는 노동자의 數는 분명하게 조사된 바 없다. 그러나 다른 개발도상국들에 대한 조사연구를 보면 그 비율은 무시할 수 없는 수준에 이르고 있음을 알 수 있다. 예컨대 공무원들을

筆者: 本院 專門硏究員

* 本稿는 筆者의 學位論文의 두번째 篇인 "Unemployment Insurance and Moonlighting in Developing Countries"의 第5節을 중심으로 하여 再構成한 것이다. 原本에 대하여 좋은 지적을 해주신 Andrew

대상으로 한 Van der Gagg, et al.(1989)의 연구에 의하면 Côte d'Ivoire는 10%, Peru는 27%가 副業을 가지고 있는 것으로 나타났는데, 응답자가 사실대로 이야기하지 않았을 가능성까지 고려하면 副業의 비중은 그보다 더 높을 것으로 보인다[1].

그러면 이러한 副業活動은 과연 바람직한 것이라 할 수 있는가? 경제 전체적으로 볼 때에는 부업이 결코 바람직하지 못하다는 인식에서 필자는 本稿를 출발한다. 그것은 다음의 세가지 경로를 통하여 부업이 본업생산성을 감소시키기 때문이다. ① 副業時間이 늘어나면 여가는 줄게 되어 여가의 한계효용이 더 커지게 된다. 그 결과, 本業後의 副業活動을 위하여 本業에서 노력을 아낀다든지, 혹은 아예 本業時間中에 副業活動을 한다든지 하는 현상이 나타나게 된다. ② 企業은 해고하겠다는 위협을 통해 노동자들에게 일을 열심히 하도록 한다(Shapiro & Stiglitz, 1984). 이때, 해고당한 노동자는 副業 덕택에 실업이 덜 두렵게 될 것이며 따라서 노동자가 怠慢할 가능성은 더 커질 것이다. ③ 노동자가 副業活動에도 불구하고 열심히 일하고자 하는 경우라도 疲勞와 같은 인간의 육체적 한계로 그것이 불가능할 수 있다.

이때, 비록 本業生産性 감소분에 해당하는 副業生産이 발생한다 하더라도 이는 경제 전체적으로 바람직하지 못하다. 副業生産의 감소는 副業勞動市場으로부터의 이탈을 통해 나타나므로 다른 노동자에 의해 대체가 가능한 반면, 本業生産의 감소는 근무태만을 통해 나타나므로 관찰이 어려워 그대로 생산의 손실로 이어지기 때문이다.

물론 부업 역시 합리적인 인간의 행위이므로 주어진 상황에서는 최적의 개인적 선택이라 할 수도 있을 것이다. 그러나 本稿에서는 副業活動의 상당 부분이 시장의 불완전성에 의해 발생함을 밝힌다. 이러한 시장의 불완전성이 제거되었을 때에는 당연히 副業活動이 최적의 선택이 아닐 것이므로 결국 副業을 한다는 것은 시장의 불완전성 때문에 하지 않아도 좋을 일을 해야 한다는 뜻이 되어 경제적으로 볼 때 바람직하지 못하다는 결론이 유도되는 것이다. 本稿의 Ⅲ~Ⅳ章에서 자세히 설명될 것이나, 여기에서 말하는 시장의 불완전성이라 함은 失業發生時 소득을 완전히 보상해 주지 못하는 보험시장의 불완전성[2]과 부업시장에서의 불완전성을 뜻한다.

副業活動이 바람직하지 못하다고 하는 위의 논의를 전제로 하여, 이 글은 부업활동의 동기를 분석한다. 그럼으로써 그 동기를 제거 내지 완화하는 방안을 제시하고 궁극적으로는 노동자의 효용을 증가시키고 本業生産性을 제고하는 데 本稿는 그 목적을 두고 있다.

Foster, Jere Behrman, Stephen Coate, Mark Rosenzweig, John Blomquist, 그리고 류재우 교수께 감사드린다. 本稿에 대해서는 柳潤河, 李宗勳, 曺東昊博士께서 좋은 조언을 해 주셨다. 그러나 남아 있는 오류는 이 분들의 지적을 충분히 반영 못한 筆者의 부족함에 기인함을 밝혀 둔다.

1) 한국에서의 부업통계를 구할 수 없었던 것은 아쉬웠다. 이는 앞으로의 연구과제라 생각된다.

2) 실업보험을 실시하고 있는 어떤 나라에서도 실업보험수당은 고용시의 임금보다 낮게 책정되어 있다. 私保險이 이러한 사회보험의 불완전성을 보완할 수는 있겠으나 Ⅱ章의 끝 부분에서 설명되듯이 실업보험이 私保險으로는 성립하기 어렵다는 것이 정설이다.

副業의 動機에 대한 전통적인 설명은 "本業에서 어떤 이유에 의해 최적 노동시간보다 적은 시간을 일하게 되기 때문"이라는 것이었다(Shishko and Rostker(1976)). 이러한 기존의 설명은 두가지 한계를 가지고 있다. 먼저, 왜 최적수준보다 적은 시간을 일해야만 하는가에 대한 설명이 불충분하다. 둘째로는, 副業活動의 다른 중요한 동기들이 별로 언급되지 않았다. 本稿는 실업으로 인한 미래소득의 불확실성과 부업시장의 불완전성으로부터 부업을 하는 주요한 동기가 발생함을 보인다. 즉 노동자는 다음 期의 실업가능성에 대비하기 위한 목적으로 이번 期에 미리 부업을 하여 저축을 늘리려고 할 것이며, 또한 부업시간이 쉽게 늘릴 수 있는 것이 아니므로 현재의 부업시간을 미리 길게 잡아 다음 期에 해고가 되더라도 충분히 그에 대처하도록 한다는 것이다.

本稿의 체제는 다음과 같다. 먼저 II章에서는 二重構造의 勞動市場에 대한 설명을 한 뒤, 本稿의 주분석대상인 1차노동시장의 계약관계를 간략히 탐구하고, 2期 소비결정모형을 소개할 것이다. 다음 III章은 지금까지의 부업에 대한 설명이 그러했듯이, 미래에 대한 고려 없이 每期 일어나는 부업동기를 설명한다. 왜 본업에서 최적수준보다 적은 시간을 일해야만 하는가에 대한 설명도 시도될 것이다. IV, V章은 2期模型 안에서 발생하는 미래소득의 불확실성과 부업시장의 불완전성에서 부업동기가 유래할 수 있음을 각각 보여줄 것이다. 끝으로 VI章에서는 이러한 副業動機에 대한 연구가 어떻게 응용될 수 있는가를 서술하면서 本稿를 마치게 된다.

II. 基本模型

本稿에서 상정하고 있는 노동시장은 1차시장과 2차시장의 이중구조로 되어 있다. 양자를 나누는 기준은 Joll, et al.(1983)에 따라 非完全競爭的 행위가 존재하느냐의 여부로 한다. 즉 1차시장에서는 임금과 고용수준이 계약에 의하여 형성되며 그 구체적인 내용은 기업의 독점력과 노동조합의 협상력에 달려 있다고 본다. 반면 2차시장에서는 완전경쟁적인 임금수준이 수요와 공급을 일치시킨다는 것이다. 다시 말해 1차노동시장은 계약시장(contract market)이며, 2차노동시장은 현물시장(spot market)이라고 요약될 수 있다.

노동조합이 대체로 파트타임 근로자들을 조합원으로 간주하지 않으므로, 파트타임일 수밖에 없는 1次市場에서의 副業은 勞使간의 계약관계에 의한다고 보기 어렵다. 따라서 本稿에서는 副業이 반드시 2차시장에서만 가능하다고 가정한다. 이때 副業의 예로는 自營業이 대표적이다.

이 경제에는 P와 S로 표시되는 두 타입의 노동자들이 있다. P는 1차시장에서 本業을 가진 채 2차시장에서는 副業을 하고 있는 노동자들이며, S는 本業이나 副業이 모두 2차시장에 속하고 있는 사람들로서 최소한 단기적으로는 1차시장에 진입이 불가능한 노동자들이다. 本稿의 분석대상은 P타입이며 따라서 앞으로 특별히 밝히지 않는 한 노동자라 함은 P타입의 노동자를 일컫는다.

위와 같은 설정하에서의 副業은 二重構造의 노

동시장에 있어 1次勞動市場과 2次勞動市場을 잇는 고리로서 중요한 意義을 갖는다. 지금까지의 二重構造論에서는 노동시장간의 관련성은 완전히 배제되어 있었다. 그러나 1차시장에서 本業을 가지고 있고 2차시장에서는 副業을 하고 있는 노동자를 상정하면 한쪽 노동시장에서의 변화가 다른 쪽에까지 파급되는 경로가 존재하게 된다. 예컨대, 1차노동시장에서의 어떠한 변화에 의해 노동자의 副業活動이 줄어든다면 2차노동시장에서는 노동공급의 감소에 의해 임금이 증가할 것이다.

本稿의 분석대상인 P타입 노동자의 副業動機를 보기 위해서는 1차시장에서의 계약내용을 먼저 탐구해야 한다. 다음은 本稿에서 많이 쓰일 문자들을 정리해 본 것이다.

$x_1 \backslash x_2$: 1기\2기 경제상태
x^n : 해고가 발생하기 시작하는 경제상태
$C_1 \backslash C_2$: 1기\2기 소비
L : 여가
$n(x)$: x 경제상태하의 실업률
$H(x)$: x 경제상태하의 本業勞動時間
$W(x)$: 本業에서의 시간당 임금
$Y(x)$: 본업소득$=W(x)H(x)$
w : 副業에서의 시간당 임금
g : 실업보험금
$h^1 \backslash h^2$: 1기\2기 副業勞動時間
$h^{2e}(x)$: 2기에 고용이 되었을 경우에 바라는 副業時間
$h^{2n}(x)$: 2기에 해고가 되었을 경우에 바라는 副業時間
$U^{1e}(\ )$: 1기에 고용이 되었을 경우의 효용수준
$U^{2e}(\ ) \backslash U^{2n}(\ )$: 2기에 고용\해고되었을 때의 효용수준

노동자의 효용함수는 $U[C(x),\ L(x)]$이며 편미분함수의 부호에 대해서는 $U_C>0,\ U_{CC}<0,\ U_L>0,\ U_{LL}<0,\ U_{CL}=0,\ U_{CCC}>0$을 假定한다. 노동자는 2期를 사는데 每期 1단위의 可用時間을 가지고 있으며 $n(x)$, $H(x)$, $W(x)$을 정해주는 契約을 맺는다. 경제상태가 x일 때 노동자의 기대효용함수는 다음과 같다.

$$V(x)=[1-n(x)]\ U[W(x)H(x),\ 1-H(x)]+n(x)\ U(g,\ 1)$$

기업은 영원히 존재하며 위험중립적인 것으로 가정한다. 이때, 그 이윤함수는 다음과 같다.

$$\pi(x)=xf\{[1-n(x)]\sigma[H(x)]\}-[1-n(x)]W(x)H(x)-egn(x)$$

이때 $\sigma[H(x)]$는 實效勞動時間(efficiency units of work hour)으로서 設置費用(set-up costs)으로 인하여 S字 모양의 함수로 나타난다. 이 가정에 의해 一時解雇(layoffs)가 노동시간 분산(work sharing)보다 더 선호되는 가능성이 생기게 된다[3]. 이윤함수에서 e는 기업의 실업보

3) 예컨대, 하루 8시간 근무를 7시간으로 줄이고 해고를 피하는 것은 있을 수 있으나, 불황이 심하다고 하여 해고를 하지 않기 위해 하루 근무시간을 3시간으로 줄이는 것은 직관적으로도 옳은 일로 보이지는 않는다. 작업장 정리시간, 작업내용 점검에 필요한 시간, 힘든 출근길로부터 숨을 돌리는 시간, 커피 마시는 시간, 퇴근을 준비하는 시간 등의 설치비용으로 하루 3시간 근무의 생산성은 8시간의 경우에 비해 3/8 이하일 것이다.

험금 負擔指數(experience rating factor)로서 구간 (0, 1) 사이에 존재한다.

本稿에서는 最適의 노동계약이 副業에 대한 考慮 없이 이루어지게 된다는 가정을 한다. 그러면 勞動契約과 副業決定이 順序的으로 일어나게 되는데 이는 제한적 가정이기는 하나 그 편리함으로 인해 이미 다른 연구들에서도 받아들여진 바 있다. 副業은 말 그대로 副次的인 일이므로 本業에서 최대한의 이익을 위해 事前的 계약을 맺고 副業活動 여부는 事後的으로 결정한다는 제한된 合理主義 가정은 단순화의 비용보다는 편익이 더 큰 것으로 보인다.

최적의 노동계약은 다음을 만족하는 $[n(x), H(x), W(x)]$이다. 本稿에서는 분리가능한 노동시간(divisible work hour)하의 暗默的 계약(implicit contract)모델을 채택한다.

$$\text{Max } EV \quad s.t. \ E\pi>0, \ n(x)>0$$

과정을 생략한 채 노동계약의 결론만을 서술하면 다음과 같다(과정에 대하여는 筆者의 학위논문 중 두번째 篇의 제3절을 참조하면 된다).

- 노동자가 고용이 되면 경제상태에 관계없이 일정한 임금수준(Y)을 받으며 만약 경기변동에 의해 해고가 되면 실업보험금(g)을 받는다. 일정한 임금수준을 보장 받는 계약이 성립하는 이유는 노동자가 소득의 변화에 대하여 위험기피적이기 때문이다.
- 경제상태가 일정수준(x^n) 혹은 그 이상이 되면 모든 사람이 고용되며, 불황기일수록 노동시간(H)이 감소한다. 이때, 기업이 일정한 임금 Y를 주면서도 짧은 노동시간을 容認하는 것은, 호황기에는 반대로 긴 노동을 시키면서도 일정한 임금 Y만 주어도 되므로 事前的으로 마찬가지이기 때문이다. 반면, 노동자의 입장에서는 경제상태에 관계없이 소득수준이 일정하게 되므로 위의 계약에 서명을 하게 되는 것이다. 기업은 위험중립적이며 노동자는 위험기피적이라는 가정이 그 배경이 되고 있음은 물론이다.
- 경제상태가 x^n이하가 되면서부터 해고가 시작되는데 불황이 될수록 해고율이 높다. 그러나 이때 노동시간은 경제상태가 x^n이 되었을 때의 수준에서 불변이다. 노동시간 분산(work sharing) 대신 해고를 하는 이유는 일정 수준 이하의 H에서는 실효노동시간 $\sigma(H)$가 현격히 떨어져, 해고를 하는 것이 노동시간 분산보다 생산성을 덜 감소시키기 때문이다. 이때 노동시간 분산보다 해고가 더 생산성에 유리해지는 경제상태가 바로 x^n인 것이다.

요약하면, 노동자의 소득은 每期 고정된 수준인 $Y=WH$(고용시)나 g(해고시)이며 경제상태가 x^n보다 좋을 때는 노동시간(H)이, 그보다 나쁠 때는 고용수준이 경기변동에 의해 변화한다.

이상에서 본 바와 같은 계약내용은 每期마다 성립하므로 노동자의 해고 위험성도 每期마다 존재한다. 그러나 분석의 초점을 좁히기 위해 이 글에서는 1기에 고용이 되어 있는 노동자들만을 다루기로 한다. 1기의 본업소득이 없는 노동자들의 저축행위를 분석하는 것은 흥미있는 일이 아

니기 때문이다. 따라서 이 모형에서 노동자가 최적화문제를 푸는 시점은 1기의 경제상태가 밝혀지고 난 직후가 된다. 다음은 노동자의 2期 최적화 문제이다.

$$\underset{C^1,\, h^1}{\text{Max}}\ U(C^1,\ 1-H-h^1)$$

$$+\int_0^{x_2^n}[1-n(x_2)]\ U[WH-gEn+wh^{2e}+S,\ 1-H-h^{2e}]$$

$$+\,n(x_2)\ U[g+wh^{2n}+S,\ 1-h^{2n})\ dF(x_2)$$

$$+\int_{x_2^n}^{\infty}[WH-gEn+wh^{2e}+S,\ 1-H(x_2)-h^{2e}]\,dF(x_2)\quad\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\ (1)$$

S=저축$=WH+wh^1-gEn-C^1$

En=개인의 실업될 확률

노동자는 1기의 소비-저축량과 1기의 副業時間을 결정한다. 다음 기에 해고가 될 수도 있고 근로시간이 달라질 수도 있다는 예상은 이때 중요한 고려사항이다. 그러한 불확실성에 의해 2기의 효용수준은 기대치로 나타난다. 즉 만약 2기의 경제상태가 x_2^n보다 나쁘면 노동시간은 H로 일정하나 $n(x)$의 확률로 해고가 발생하며, 만약 2기의 경제상태가 x_2^n보다 좋으면 반드시 고용이 되고 다만 노동시간이 $H(x_2)$로서 가변적일 것이다.

위의 모델에서 gEn은 失業保險稅로서 1기와 2기에 모두 부과되는데, 생산요소 중 자본이 없으므로 전액 노동자에게 귀착될 것이다. 실업보험세가 失業保險金×失業確率로 정의되는 배경에는 失業確率이 개인간에 서로 같다는 암묵적인 가정이 있다.

만약 개인이 자유로이 실업보험금 수준을 정할 수 있다면 최적의 소비배분은 $U_C^{1e}=U_C^{2e}=U_C^{2n}$이 성립할 때 이루어진다. 이 조건은 다시 말해 시점과 고용여부에 관계없이 일정한 한계소비효용을 유지해야 한다는 것으로서, 위의 (1)式을 C^1, H^1, g로 편미분한 제1계조건으로부터 쉽게 구할 수 있다. 위의 式 $U_C^{1e}=U_C^{2e}=U_C^{2n}$은 파레토 최적상태를 나타내므로 만약 이 조건이 성립하지 않을 때에는 실업보험금과 1期貯蓄額의 증감을 통해 최적상태를 달성할 때까지 소비의 移轉이 일어날 것이다. 그러나 위와 같이 개인이 가입여부와 보험금 수준을 자유로이 정할 수 있는 실업보험은 성립하기 어려울 것이다. 그 이유는 Barr(1988)에서 지적된 바와 같이 失業이란 불황기에 집중적으로 발생하며 심한 도덕적 해이(moral hazard)와 逆選擇(adverse selection)의 문제 등이 있기 때문이다. 실제로 실업보험을 시행하고 있는 세계 30여개국의 거의 대부분이 국가에 의한 강제가입을 규정하고 있고, 실업보험금(g) 역시 개인이 자유롭게 선택할 수 있는 것이 아니며, 법률에 의해 임금의 몇 % 정도로 일정하게 정해져 있다.

실업보험가입 여부와 보험금 수준을 개인이 정할 수 없기 때문에 파레토 최적조건 $U_C^{1e}=U_C^{2e}=U_C^{2n}$은 성립하지 않게 된다.

Ⅲ. 副業의 當期所得 補塡的 動機

일반적으로 말해, 本業에서의 최적노동공급은 노동의 한계편익(WU_C)과 한계비용(U_L)이 같을 때, 즉 $WU_C = U_L$이 성립할 때 이루어진다. 이때 노동자들이 副業을 할 필요조건은 $WU_C > U_L$이며, 충분조건은 $wU_C > U_L$이 될 것이다. 이러한 충분조건은 우선 副業賃金(w)이 本業賃金(W)보다 높을 경우 성립하게 된다. 최근, 중국이나 베트남 같은 사회주의 국가들에서 나타나고 있는 副業의 형태가 이에 속한다고 할 수 있다. 그러나 이 글에서도 가정하고 있는 바와 같이, 일반적으로 副業賃金은 本業賃金보다 낮다. 이때에도 필요조건이 성립하는 경우($WU_C > U_L$)에는 적당한 수준의 副業賃金 $w(0<w<W)$이 주어지면 충분조건($wU_C > U_L$)이 발생할 수 있다. 이때 그 필요조건이 성립하는 경우, 즉 노동자가 본업에서 충분히 일을 하지 못하는 경우는 다음과 같다.

해고가 좀처럼 일어나지 않는 경제, 즉 x_n이 매우 낮은 경제에서는 경제상태가 x_n보다 약간 높은 수준일 때 소득은 일정한데 노동시간은 불황기이므로 짧게 되어 높은 시간당 임금수준(W)을 보이게 된다. 이러한 높은 시간당 임금하에서 노동자들은 더욱 많은 시간을 일하고 싶어 할 것이므로 副業의 필요조건 $WU_C > U_L$이 성립하게 되는 것이다.

이상과 같은 부업동기를 부업의 當期所得 補塡的 동기라 칭한다. 이에 의하면, 본업소득이 낮아 U_C가 높을수록, 여가시간이 많아 U_L이 낮을수록 필요조건($WU_C > U_L$)이 성립할 가능성이 더 커지므로 부업에 대한 동기가 강화될 것이라는 점을 알아낼 수 있다.

우리는 주변에서 副業으로 소규모 자영업을 하고 있는 民間企業의 職場人들을 많이 본다. 체계적인 관찰은 아니나 공무원들의 그러한 자영업 참여는 상대적으로 적은 듯하다. 그런데 企業人들의 報酬가 공무원들보다는 대체로 높으며 여가시간도 더 짧음을 감안할 때, 민간 기업인의 부업활동이 공무원보다 더 활발하다는 관찰은 副業의 當期所得 補塡的 동기가 설명하는 바와는 반대가 아닐 수 없다. 우리는 이로부터 當期所得 補塡的 동기로는 副業活動을 충분히 설명할 수 없다는 시사를 얻게 된다. 그래서 내세워지는 假說이 "副業活動은 미래소득의 불확실성으로 인해 하게 된다"는 것인데, 이 가설에 의하면 기업인들이 공무원에 비해 활발히 副業參與를 하는 것은 공무원에 비해 높은 실직률, 혹은 더 젊은 퇴직 연령 때문이라는 것이다. 이러한 미래의 불확실성이 副業活動을 과연 증가시키는 것인가에 대한 답은 다음의 第Ⅳ～Ⅴ章에서 보일 것이다.

Ⅳ. 副業의 豫備的 貯蓄動機

第2期가 되어 x_2가 밝혀지면, 1기에 맺은 계약에 의해 2기의 노동시간과 고용여부가 밝혀지고, 노동자는 2기의 副業時間을 결정한다. 즉 노동자

는 2기에 다음 (2)式의 문제를 풀게 된다.

(ⅰ) $x_2 < x_2^n$이고 고용이 되었을 때

$$\underset{h^{2e}}{\text{Max}}\ U[WH+wh^{2e}+S,\ 1-H-h^{2e}]$$

(ⅱ) $x_2 < x_2^n$이고 해고가 되었을 때

$$\underset{h^{2n}}{\text{Max}}\ U[g+wh^{2n}+S,\ 1-h^{2n}]$$

(ⅲ) $x_2 > x_2^n$일 때(즉 완전고용일 때)

$$\underset{h^{2e}}{\text{Max}}\ U[WH+wh^{2e}+S,\ 1-H(x_2)-h^{2e}] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

2기의 最適副業時間은 1기 소비량 및 1기 副業時間에 의해 결정된다. (ⅰ) (ⅱ) (ⅲ) 세가지를 각각 2기 최적화 문제 (1)에 대입하고 이를 1기의 조절변수(control variable)인 C^1, h^1으로 각각 미분하면 포락선 정리(envelope theorem)에 의하여 $h^{2e}(C^1, h^1)$와 $h^{2n}(C^1, h^1)$은 사라지게 된다. 그 결과 극대화의 1계조건은

$$J_{C^1} = U_C^{1e} - EV_C = 0$$

$$J_{h^1} = -U_L^{1e} + wEV_C = 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

이때 EV_C는 2기소비로부터의 기대한계효용으로 해석될 수 있으며 다음과 같이 풀어 쓸 수 있다.

$$EV_C = \int_0^{x_2^n} U_C^{2e}\, dF(x_2) + \int_{x_2^n}^{\infty} U_C^{2e}(x_2)\, dF(x_2) + (U_C^{2n} - U_C^{2e}) \int_0^{x_2^n} n(x_2)\, dF(x_2)$$

$$= F(x_2^n)U_C^{2e} + EU_C^{2e} + (U_C^{2n} - U_C^{2e})En \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

윗식에서 첫째(둘째)항은 각각 실업가능성이 있을(없을) 때의 한계효용을 표시한다. 또한 실업보험금이 본업소득보다 대체로 적으므로 $U_C^{2n} > U_C^{2e}$가 성립하는데, 셋째항은 이로부터 비롯되는 한계효용을 나타낸다(극대화의 2계조건은 Park(1991), 2章의 Appendix 2를 참조).

식 (3)의 제1계조건으로부터 다음 식을 얻을 수 있다.

$$EV_C = U_C^{1e} = U_C^{1e}/w$$

윗식에서 첫째 등식은 1기와 2기 사이의 최적 소비배분을 나타내며, 둘째 등식은 1기의 최적 소비-여가 배분, 즉 최적노동공급을 나타낸다. 만약 x_2가 x_1과 같을 것이 확실하고, 또 노동자가 2기에도 고용될 것이 확실하다면 U_C^{1e}과 EV_C는 같게 되어 저축은 발생하지 않는다. 그러나 불확실성이 존재하는 더 일반적인 경우에는 다음이 성립한다.

[小定理 1] 만약 1기의 저축이 없다면 EV_C는 늘 U_C^{1e}보다 크다.

증명 :

(ⅰ) 만약 x_2가 x_1보다 더 낮은 것으로 밝혀지면 $H(x_2)$가 H로 굳어지므로 h^{2e}가 x_2와 무관하게 되며 따라서 U_C^{2e}도 x_2로부터 독립적이 된다. 즉 둘째항 EU_C^{2e}는 $[1-F(x_2^n)]\,U_C^{2e}$로 되어 EV_C

$= U_C^{2e} + (U_C^{2n} - U_C^{2e}) En > U_C^{2e}$이 성립한다.

(ii) 만약 x_2가 x_2^n보다 더 높은 것으로 밝혀지면

$$\int_{x_2^n}^{\infty} U_C^{2e}[\,;x_2]\, dF(x_2)] >$$

$$U_C^{2e}[\,;\int_{x_2^n}^{\infty}(x_2)\, dF(x_2)] > U_C^{2e}(\,;x_1) >$$

$$[1-F(x_2^n)]\, U_C^{2e}(\,;x_1) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

위의 첫번째 부등호는 $U_{ccc} > 0$에 의하여 성립하며, 둘째 부등호는 $\int_{x_2^n}^{\infty}(x_2)dF(x_2) > x_1$에 의하여 성립한다.

(i)과 (ii)에서 알 수 있듯이, 저축이 없다면 EV_C는 언제나 U_C^{1e}보다 크다. 이때, 부등식 $EV_C > U_C^{1e}$는 1기의 저축동기를 유발시킨다. 저축은 1기소비의 한계효용을 증가시키므로 當期所得 補塡的 동기에 의해 성취되었던 $wU_C^{1e} = U_L^{1e}$는 $wU_C^{1e} > U_L^{1e}$로 바뀌고 만다. 이때 노동자는 최적의 소비-여가 조합을 위하여 노동시간을 늘림으로써 등식을 회복하고자 하는데 이때의 늘어나는 노동시간이 바로 副業의 예비적 저축동기이다.

小定理 1에 의하면 예비적 저축동기는 우선 2期에 실업될 가능성이 있기 때문에 발생한다. 그러나 2期에 고용이 보장되어 있다 하더라도 예비적 저축동기가 발생하는데, 이에 대한 설명은 위의 증명 (ii)가 담고 있다. 이를 풀어 설명하면 다음과 같다. 고용이 보장되는 경제상태가 도래하였어도 호황이 될수록 本業에서의 노동시간이 늘어나게 되어 副業을 할 시간이 줄어들게 된다. 그런데 本業에서의 소득은 고정되어 있으므로 호황일수록 부업을 포함한 2기의 總所得은 줄게 된다. 이 경우 만약 저축이 없다면, EV_C는 U_C^{1e}보다 크게 되므로, 등식의 성립을 위해 저축이 발생하여 C^1이 줄고 h^1이 증가하게 되는데 이것이 바로 완전고용하에서의 예비적 저축동기이다. 다시 말해 1기의 노동자는 2기에 비록 고용이 보장된다 할지라도, 경제상태가 너무 좋아진 나머지 副業을 할 여유가 없을 것에 대비하여 미리 1기에 副業時間을 늘리려 할 수 있다는 것이다.

V. 副業의 保險的 動機

1期에 고용이 되어 있던 노동자가 2期에 해고가 되면 2期副業에 대한 필요성이 當期所得 補塡的 동기에 의해 급증할 것이다. 第Ⅳ章의 예비적 저축동기에서는 副業時間의 증감이 완전히 자유롭다는 암묵적인 가정이 있었다. 그러나 현실적으로는 노동시장에 求職費用이 존재하므로 副業時間을 갑자기 늘리는 것이 어려운 경우가 많다. 따라서 이번 章에서는 다음과 같은 현실적 가정을 도입한다. "副業時間을 줄이는 것은 자유로우나 늘리는 것에는 한계가 있으며 그 한계는 以前 副業時間의 증가함수이다." 이를 다시 표현하면 $h^{2n} \leq$ 2期副業의 최대가능시간이라는 제약식이 최적화 문제 (1)에 가해져야 한다는 것이다.

2期副業의 최대가능시간을 표시하는 함수 Γ는 2기 경제상태와 1기의 부업시간 그리고 노동시

장에서의 情報可得性(μ)을 변수로 갖는다. 즉 $\Gamma = \Gamma(x_2, h^1, \mu)$이라고 가정한다. 이때, 함수 Γ를 편미분한 부호조건들은 다음과 같다. $\Gamma_{x2} > 0$: 副業時間을 증가시키는 것이 불황기일수록 어렵다는 假定이다. 그 이유는 不況期일수록 2차노동시장에서 자리가 적어질 것이며, 또 해고된 노동자수가 많아지면 그만큼 副業競爭도 치열해질 것이기 때문이다. $\Gamma_h > 0$: 1기에서 副業을 더 많이 했던 노동자일수록 2기에서의 副業時間 上限도 더 높을 수 있음을 의미한다. 즉 2시간의 副業을 하던 사람은 3시간까지 할 수 있으며 5시간의 副業을 하던 사람은 7시간까지 할 수 있는 등이 그 예이다. 이때 $\Gamma_{hh} < 0$을 가정한다. $\Gamma_\mu > 0$: 2차노동시장에서 就業情報 획득이 용이할수록 求職이 쉬울 것이라는 가정이다.

다음에서 몇가지 문자의 定義를 내리기로 한다.

(i) 2期 直前에 이미 (C^1, h^1, μ)이 알려져 있으므로 노동자가 副業을 충분히 할 수 있느냐 혹은 제약식에 걸려 $\Gamma(\ )$만을 일할 수 있느냐는 것은 전적으로 x_2에 달려 있다. 이때 노동자의 副業時間을 제약조건에 걸리지 않게 하는 경제상태들의 집합 중 가장 작은 원소, 다시 말해 자유로운 副業時間을 할 수 있는 최소한의 경제상태를 x_2^Γ로 표시하기로 하면 x_2^Γ는 위 제약식을 등호로 만족시킨다. 즉

$$x_2^\Gamma \varepsilon X_2 \ s.t. \ h^{2n}(C^1, h^1) = \Gamma(x_2^\Gamma, h^1, \mu) \text{ given } (C^1, h^1, \mu) \quad \cdots\cdots (6)$$

함수 $F(\ )$는 x_2의 $c.d.f$이며 x_2^Γ보다 더 나쁜 경제상태하에서는 副業 制約에 걸리게 되므로 $F(x_2^\Gamma)$는 노동자가 2기에 副業時間 제약조건에 걸릴 확률이 된다.

(ii) 함수 $h^{2n}(\ )$과 $\Gamma(\ )$가 연속적이라면 다음과 같은 함수 $\beta(\ )$가 式 (6)으로부터 도출될 수 있다.

$$x_2^\Gamma = \beta(C^1, h^1, \mu) \text{ where}$$
$$\beta_c > 0, \ \beta_h < 0, \ \beta_\mu < 0$$

위의 세 편미분 부호조건을 설명하면 다음과 같다.

$\beta_C > 0$: 노동자가 1期에 소비를 증가시키면 저축이 줄어 2期에 副業의 필요성이 증대할 것이며, 따라서 副業時間 제약조건에 걸릴 확률이 더 커질 것이다.

$\beta_h < 0$: 노동자가 1期의 副業時間을 늘리면 이는 두가지 경로를 통하여 부업시간 제약조건에 걸릴 확률을 줄일 것이다. 첫째, 가정 $\Gamma_h > 0$에 의하여 2期副業時間의 上限이 증가하며, 둘째 1기에 副業을 더하면 할수록 저축이 늘어 2기에 副業을 할 유인이 줄어들게 된다.

$\beta_\mu < 0$: 2차노동시장에서 취업정보를 얻기 쉽다면 h^2의 상한이 높아지므로 $F(x_2^\Gamma)$, 즉 副業時間 제약조건에 걸릴 확률이 작아진다.

副業時間 제약조건을 도입한 최적화 문제는 다음과 같다.

$$\underset{C^1, h^1}{\text{Max}} J^\Gamma = U(C^1, 1-H-h^1) + \int_{x_2^n}^{\infty} U[WH + wh^{2e}(C^1, h^1, x_2) + S,$$

$$1-H(x_2)-h^{2e}(C^1, h^1, x_2)]dF(x_2)$$

$$+\int_{x_2^\Gamma}^{x_2^n} \{[1-n(x_2)]\, U[WH+wh^{2e}(C^1, h^1)$$

$$+S,\ 1-H-h^{2e}(C^1, h^1)]$$

$$+\, n(x_2)U[g+wh^{2n}(C^1, h^1)+S,$$

$$1-h^{2n}(C^1, h^1)]\}\, dF(x_2)$$

$$+\int_0^{x_2^\Gamma} \{[1-n(x_2)]\, U[WH+wh^{2e}(C^1, h^1)$$

$$+S,\ 1-H-h^{2e}(C^1, h^1)]+n(x_2)$$

$$U[g+w\Gamma(x_2, h^1, \mu)+S,$$

$$1-\Gamma(x_2, h^1, \mu)]\}\, dF(x_2) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

$$S = WH + wh^1 - gEn - C^1$$

$$\text{Let } U^{2n} = U[g+wh^{2n}(C^1, h^1)-S,$$

$$1-h^{2n}(C^1, h^1)]$$

$$\dot{U}^{2n} = U[g+w\Gamma(C^1, h^1, \mu)-S,$$

$$1-\Gamma(C^1, h^1, \mu)]$$

이를 정리하면,

$$\underset{C^1,\, h^1}{\text{Max}}\, J^\Gamma = J-(U^{2n}-\dot{U}^{2n})\int_0^{x_2^\Gamma} n(x_2)\, dF(x_2)$$

$$-\dot{U}^{2n}[;\int_0^{x_2^\Gamma} xdF(x_2)]\int_0^{x_2^\Gamma} n(x_2)\, dF(x_2)$$

$$+\int_0^{x_2^\Gamma} n(x_2)\ \dot{U}^{2n}(;x_2)dF(x_2)$$

$$\text{Let} \int_0^{x_2^\Gamma} n(x_2)\, dF(x_2) \equiv E\widetilde{n}(x_2^\Gamma)$$

$$= E\widetilde{n}(C^1, h^1, \mu) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

Φ로 윗식의 두번째 및 세번째 줄을 표시하도록 하고 δU^{2n}로 $U^{2n}-\dot{U}^{2n}$을 표시하도록 하면 최적화문제는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\text{Max}\, J^\Gamma = J-\delta U^{2n}\, En(x_2^\Gamma)-\Phi(C^1, h^1, x_2)$$

이때 다음과 같은 부호조건들이 성립한다.

$$En_C > 0,\ En_h < 0,\ En < 0,\ \Phi > 0,$$

$$\Phi_C > 0,\ \Phi_h < 0$$

노동자 효용은 副業時間制約條件에 의해 더 낮아지게 된다. 그 이유는 첫째, h^2가 제약을 받게 됨으로써 h^2가 x_2의 영향을 받게 되는 불확실성이 생겨난다. 이로 인한 효용감소는 바로 $\Phi(\ )>0$에 나타나 있다. 둘째, x_2가 1期에 확실히 알려져 있어 불확실성이 없다고 하더라도, 최적의 副業時間을 선택치 못한 데서 오는 효용감소분이 있다. 이는 $\delta U^{2n}\, En > 0$으로 표시된다. 第Ⅳ章에서와 같은 방법으로 최적화문제를 풀면 다음과 같은 제1계조건이 도출된다.

$$J_C^\Gamma = J_C - [E\widetilde{n}_C(C^1, h^1, \mu)\, \delta U^{2n}+$$

$$E\widetilde{n}(\ )d\delta U^{2n}/dC^1] - \Phi_C < J_C$$

$$J_h^\Gamma = J_h - [E\widetilde{n}_h(\ )\, \delta U^{2n} + E\widetilde{n}\ d\delta U^{2n}/$$

$$dh^1] + \Phi_h > J_h \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

2期의 副業時間이 제약을 받으면 2期消費 역시 제약되어 $\dot{U}_C^{2n}$가 U_C^{2n}보다 크게 된다. 또한 노동자의 副業時間이 최적수준보다 낮으므로 $w\dot{U}_C^{2n} > \dot{U}_L^{2n}$도 성립하게 된다. 이를 이용하면 다음을 증명할 수 있다.

[小定理 2] $\delta U > 0$, $d\delta U^{2n}/dC^1 > 0$,

$d\delta U^{2n}/dh^1 < 0$,

(i) $d\delta U^{2n}/dC^1 = \dot{U}_C^{2n} - U_C^{2n} > 0$

(ii) $d\delta U^{2n}/dh^1 = -w(\dot{U}_C^{2n} - U_C^{2n})$

$-\Gamma_h(w\dot{U}_C^{2n} - \dot{U}_L^{2n}) < 0$

제약조건을 고려한 (9)式에 (3)式으로부터 얻어진 최적 (C^1, h^1)을 代入하면 $J_C^\Gamma < 0$, $J_h^\Gamma > 0$이 도출된다. 이때 $J_C^\Gamma = 0$, $J_h^\Gamma = 0$을 위하여는 C^1은 낮아지고 h^1은 높아져야 하는데, 이때 늘어나야 하는 h^1이 바로 副業의 보험적 동기이다. 명칭을 '보험적'이라고 하는 이유는 위 동기가 부업을 충분히 하지 못하는 위험에 대비한 보험료적인 의미가 있기 때문이다.

副業時間이 자유롭게 늘지 못할 경우, 1기의 여가는 다음과 같은 세가지 추가적 費用을 갖는다. 첫째, $En_C(C^1, h^1, \mu)$ $\delta U^{2n} > 0$: 1기에 여가를 늘리고 副業을 줄이면 저축이 감소하여 2기의 副業動機가 강화되므로 副業時間 제약조건에 걸릴 확률을 증가시킨다. 제약된 2기효용은 그렇지 않은 경우보다 낮으므로 이는 1기 여가의 비용으로 된다. 둘째, $En(\ )$ $d\delta U^{2n}/dh^1 > 0$: 2기의 副業時間이 $\Gamma(\ )$에 제약을 당하면 2기소비가 줄어들 것이며 소비로부터의 한계효용이 여가로부터의 한계효용보다 높아짐에도 불구하고, 노동시간을 증가시키지 못해 효용감소가 일어난다. 셋째, $\Phi_h > 0$: 1기에 副業時間이 줄면 노동자가 2기에 가서 제약식에 걸릴 확률이 커지는데, 이에 따라 함수 $\Gamma(\ )$의 변동폭도 커지므로 위험기피적인 노동자의 효용이 감소한다.

Ⅵ. 副業活動 分析의 政策的 示唆點

本稿의 가장 중요한 발견은 第Ⅳ, Ⅴ章에서 본 바와 같이 副業의 필요성이 當期所得 補塡的 동기뿐만 아니라 다음 期 소득의 불확실성에서 유래하는 예비적 저축동기 및 보험적 동기에 의해서도 발생한다는 것이다. 當期所得 보전적 동기는 계약시장의 특성에서 유래하므로 어느 정도 불가피하다고 볼 수 있다. 따라서 副業의 필요성을 줄이는 정책이란 주로 失職으로 인한 소득 불확실성을 줄이는 정책, 즉 완전고용의 보장 등을 의미한다. 다시 말해, 失職으로 인한 다음 期 소득의 불확실성을 완화하는 정책수단은 副業活動을 줄여 本業에서의 생산성을 증대시킨다는 것이다. 다음에서는 그러한 정책수단의 형태를 알아보겠다.

企業이 노동자들에게 다음 期의 고용을 보장하고 경기변동에 대해서는 노동시간의 增減을 통하여 적응한다고 하는 것이 한 방법이다. 경기 순환적 해고는 없을 것이라는 보장이 되면 副業의 모든 保險的 動機와 예비적 저축동기의 대부분이 제거될 것이다. 이는 $n(x)=0$하에서 Ⅳ, Ⅴ章의 최적화 문제를 풀면 自明해진다. 이때 고용의 보장은 경기변동으로 인한 해고위험만을 제거한다는 뜻이므로 노동자들의 태만으로 연결되지는 않을 것이다.

失業保險의 효과도 중요한 시사점을 갖는다. 왜냐하면 실업보험은 해고로 인한 소득의 불확실

성을 보완하는 의미를 갖기 때문이다. 실제로 失業保險金이 커질수록 1期副業의 예비적 貯蓄動機와 保險的 動機의 대부분이 제거됨을 本稿 原本의 第6節은 자세히 보여주고 있다[4]. 그러나 만약 실업보험의 도입이 해고율을 높인다면 실업보험의 부업에 대한 효과는 알 수 없게 된다. 이에 대한 평가는 다음 연구로 미루기로 하자[5].

副業市場에서 就業과 관련한 거래비용을 줄이는 것(μ를 늘리는 것)도 1期副業의 보험적 동기를 줄이는 데 一助를 한다. 구체적으로는 就業情報를 잘 알리는 것, 소규모 自營業의 신고-허가 節次를 쉽게 하는 것 등이 그 예가 된다. 해고가 되었을 때 자유로이 副業時間을 늘릴 수 있다면 미리부터 副業時間을 늘려 잡고 있을 필요가 없을 것이기 때문이다.

副業動機를 분석하는 意義 중의 하나는 副業活動이 二重構造의 노동시장에서 1次市場과 2次市場을 잇는 고리라는 점임을 서론에서 밝힌 바 있다. 副業時間의 감소에는 本業生產性 증대라는 효과 외에도 副業市場에서의 노동공급이 줄어 副業賃金(w)이 상승한다는 波及效果(spill-over effect)도 있다. 그러나 2차노동시장의 생산자는 부업활동 감소로 인해 손해를 보게 되므로 이러한 파급효과가 파레토 우월하다고 볼 수는 없다.

副業活動 분석의 시사점을 요약하면서 本稿를 마치고자 한다.

- 雇傭에 대한 보장은 노동자들을 本業에 전념하게 하여 생산성 향상을 가져올 수 있다.
- 실업보험을 도입하면 失職後에도 소득의 어느 정도까지는 회복이 되므로 노동자들의 副業動機가 완화되며 이에 따라 本業生產性도 증가할 수 있을 것이다.
- 副業時間을 감소시키려는 위의 두 정책은 2차노동시장에 대한 노동공급을 줄여 2次勞動市場의 노동자들에게도 좋은 영향이 있을 수 있다.

4) 이 결과는 Ehrlich and Becker(1972)가 밝혔듯이 自己保險(seif-insurance)과 市場保險(market insurance)은 서로 代替的이라는 의미로 확대된다.

5) 실업보험을 도입하면 노동자들이 해고를 겁내지 않아 오히려 생산성이 떨어진다는 주장도 있다. 그러나 이에 대한 반론으로는 筆者의 학위논문의 세번째 篇, "Strategic Effort Decision Under Risk of Random Layoffs"(1991)을 참조.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Barr, N., "The Mirage of Private Unemployment Insurance," Discussion Paper, The Welfare State Programme, London School of Economics, July 1988.

Calvo, G., "Urban Unemployment and Wage Determination in LDC's:Trade Unions in the Harris-Todaro Model," *International Economic Review*, Vol.19, 1978.

Corden, W.M. and R. Findlay, "Urban Unemployment, Intersectoral Capital Mobility and Development Policy, *Economica*, February 1975.

Ehrlich, I. and G.S. Becker, "Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection," *Journal of Political Economy*, 80, 1972.

Eswaran, M. and A. Otwal, "Credit as Insurance in Agrarian Economies," *Journal of Development Economics*, 31, 1989.

Field, G., "Rural-Urban Migration, Urban Unemployment and Underemployment, and Job-search Activity in LDCs," *Journal of Development Economics*, 2, 1975.

Gersovitz, M., "Saving and Development," *Handbook of Development Economics*, I, Chapter 10, 1988.

Heckman, J., "Life Cycle Consumption and Labor Supply : An Explanation of the Relationship between Income and Consumption over the Life Cycle," *The American Economic Review*, Vol. 64, March 1974.

Joll, C., C. McKenna, R. McNabb, and J. Shorey, *Developments in Labor Market Analysis*, University College, Cardiff, George Allen & Unwin, London, 1983.

Leland, H., "Savings and Uncertainty : The Precautionary Demand for Savings," *Quarterly Journal of Economics*, August 1968.

Mazumdar D., "Segmented Labor Markets in LDCs," *American Economic Review*, Vol. 73 : 2, 1983.

Morduch, J., "Risk, Production and Saving : Theory and Evidence from Indian Households," Ph.D. Dissertation at Harvard University, 1990.

Park, Jin, "Unemployment Insurance and Issues in Labor Markets : Layoff Duration, Moonlighting, Work Incentives," Ph.D. Dissertation at University of Pennsylvania, 1991.

Rosen, S., "Implicit Contract : A Survey," *Journal of Economic Literature*, 23, 1985.

Rosenzweig, M.R., "Labor Markets in Low-Income Countries," *Handbook of Development Economics*, I, Chapter 15, 1988.

Shapiro, C. and J. Stiglitz, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *The American Economic Review*, June 1984.

Shishko, R. and B. Rostker, "The Economics of Multiple Job Holding," *The American Economic Review*, 66, June 1976.

Sibley, D., "Permanent and Transitory Income Effects in a Model of Optimal Consumption with Wage Income Uncertainty," *Journal of Economic Theory*, 11, 1975.

Van der Gagg, J., M. Stelcner, and W. Vijverberg, "Public-Private Sector Wage Comparisons and Moonlighting in Developing Countries," The Living Standards Measurement Study Working Paper #52, The World Bank, 1989.

Van der Gagg, J. and W. Vijverberg, "Testing

for Labor Market Duality : The Private Wage Sector in Côte d'Ivoire," The Living Standards Measurement Study Working Paper #66, The World Bank, 1990.

Wright, R. and J. Hotchkiss, "A General Model of Unemployment Insurance with and without Short-Time Compensation," *Research in Labor Economics*, 9, 1988.

Zeldes, S., "Optimal Consumption with Stochastic Income : Deviations from Certainty Equivalence," *Quarterly Journal of Economics*, 1989.

Zeldes, S., "Consumption and Liquidity Constraints : An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 97, No.2, 1989.

研究叢書案內

1. 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
   金光錫 著 — A 5 新/ 122쪽 羊洋裝/3,000원

2. 穀價政策의 計劃化～次善의 糧穀政策
   文八龍 著 — A 5 新/ 158쪽 半洋裝/3,600원

3. 韓國農業의 成長(1918～1971)
   潘性紈 著 — A 5 新/ 250쪽 半洋裝/5,600원

4. 韓國家計의 貯蓄行態
   金光錫 著 — A 5 新/ 146쪽 半洋裝/3,000원

5. 農產物價格分析論～理論과 政策
   文八龍 柳炳瑞 共著 — A 5 新/ 318쪽 半洋裝/7,000원

6. *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
   洪元卓 A.O. 크루거 編 — A 5 新/ 254쪽 半洋裝/6,000원

7. *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
   朴宗淇 著 — A 5 新/ 198쪽 半洋裝/4,600원

8. *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT : THE KOREAN CASE*
   L.P. Jones 著 — A 5 新/ 294쪽 半洋裝/6,600원

9. 韓國의 外換·貿易政策
   金光錫 L.E. 웨스트팔 共著 — A 5 新/ 336쪽 半洋裝/7,600원

10. *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
    洪元卓 著 — A 5 新/ 236쪽 半洋裝/5,000원

11. 勞動供給과 失業構造
    金秀坤 著 — A 5 新/ 202쪽 半洋裝/4,600원

12. 韓國의 鐵鋼需要分析
    宋熙秊 著 — A 5 新/ 250쪽 半洋裝/5,600원

13. 韓國鐵鋼工業의 成長
    金胤亨 著 — A 5 新/ 508쪽 半洋裝/11,000원

14. *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
    金迪敎 編 — A 5 新/ 492쪽 半洋裝/11,000원

15. *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
    金迪敎 編 — A 5 新/ 342쪽 半洋裝/7,600원

16. 韓國의 人口問題와 對策
    金善雄 編 — A 5 新/ 532쪽 半洋裝/11,600원

17. 韓國電力需要 및 價格의 分析
    張榮植 著 — A 5 新/ 252쪽 半洋裝/5,600원

18. 市場構造와 獨寡占規制
    李奎億 著 — A 5 新/ 370쪽 半洋裝/8,000원

19. 賃金과 勞使關係
    金秀坤 著 — A 5 新/ 244쪽 半洋裝/5,600원

20. 韓國의 人口와 人口政策
    洪思媛 著 — A 5 新/ 214쪽 半洋裝/4,600원

21. *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
    洪元卓 著 — A 5 新/ 410쪽 半洋裝/9,000원

22. 成長과 構造轉換
    金光錫 M. 로머 共著 — A 5 新/ 194쪽 半洋裝/4,000원

㉓ 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 A 5 新/ 306쪽 半 洋 裝/7,000원

㉔ 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 A 5 新/ 204쪽 半 洋 裝/4,600원

㉕ 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴埈卿 共著 A 5 新/ 166쪽 半 洋 裝/3,600원

㉖ *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 A 5 新/ 198쪽 半 洋 裝/4,600원

㉗ 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 A 5 新/ 250쪽 半 洋 裝/5,600원

㉘ 纖維・電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 A 5 新/ 180쪽 半 洋 裝/4,000원

㉙ 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 A 5 新/ 192쪽 半 洋 裝/4,600원

㉚ 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 A 5 新/ 470쪽 半 洋 裝/10,600원

㉛ 韓國의 國土・都市・環境
宋丙洛 編 A 5 新/ 410쪽 半 洋 裝/9,000원

㉜ 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/6,000원

㉝ 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 A 5 新/ 236쪽 半 洋 裝/5,000원

㉞ 成長과 都市化問題
宋丙洛 M.S. 밀즈 共著 A 5 新/ 270쪽 半 洋 裝/6,000원

㉟ 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 A 5 新/ 308쪽 半 洋 裝/7,000원

㊱ 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/6,000원

㊲ 保健醫療資源과 診療生活圈
延河淸 金學泳 共著 A 5 新/ 336쪽 半 洋 裝/7,600원

㊳ 韓國의 敎育과 經濟發展
金榮奉 N.F. 맥긴 外 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/6,000원

㊴ 貿易・外援과 經濟開發
A.O. 크루거 著 田英鶴 譯 A 5 新/ 256쪽 半 洋 裝/5,600원

㊵ *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 A 5 新/ 414쪽 半 洋 裝/9,000원

㊶ *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 A 5 新/ 384쪽 半 洋 裝/8,600원

㊷ *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME : 1910～75*
A. Keidel 著 A 5 新/ 268쪽 半 洋 裝/6,000원

㊸ 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. 퍼킨스 共著 A 5 新/ 396쪽 半 洋 裝/9,000원

㊹ 需給構造와 物價政策
李 烘 著 A 5 新/ 288쪽 半 洋 裝/6,600원

㊺ 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. 존스 共著 A 5 新/ 410쪽 半 洋 裝/9,000원

46 *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 A 5 新/ 214쪽 半 洋 裝/4,600원

47 韓國 經濟·社會의 近代化
金滿堤 E.S. 메이슨 外 A 5 新/ 530쪽 半 洋 裝/11,600원

48 輸出主導型 成長經濟의 外換政策
李天杓 著 A 5 新/ 228쪽 半 洋 裝/5,000원

49 韓國의 所得分配와 決定要因(下)
朱鶴中 著 A 5 新/ 432쪽 半 洋 裝/9,600원

50 國民經濟와 福祉年金制度
延河清 閔載成 共著 A 5 新/ 428쪽 半 洋 裝/9,600원

51 技術革新의 過程과 政策
金仁秀 李軫周 共著 A 5 新/ 402쪽 半 洋 裝/9,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策
R. 레페토 金善雄 外 A 5 新/ 328쪽 半 洋 裝/7,000원

53 韓國의 金融發展：1945～80
D.C. 콜 朴英哲 共著 A 5 新/ 334쪽 半 洋 裝/7,600원

54 韓國의 賃金構造
朴烜求 朴世逸 共著 A 5 新/ 440쪽 半 洋 裝/10,000원

55 *SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA*
金光錫 朴埈卿 共著 A 5 新/ 238쪽 半 洋 裝/5,400원

56 轉換期의 韓國經濟와 金融政策
金重雄 南相祐 共著 A 5 新/ 354쪽 半 洋 裝/8,000원

57 北韓의 經濟政策과 運用
延河清 著 A 5 新/ 348쪽 半 洋 裝/8,000원

58 地方財政調整制度와 財源配分
李啓植 著 A 5 新/ 280쪽 半 洋 裝/6,000원

59 벤처캐피탈의 役割과 課題
姜文秀 著 A 5 新/ 236쪽 半 洋 裝/5,000원

60 家計貯蓄과 租稅政策
李啓植 著 A 5 新/ 366쪽 半 洋 裝/8,000원

61 韓國의 公企業管理政策
宋大熙 著 A 5 新/ 310쪽 半 洋 裝/8,400원

62 韓國經濟의 歷史的 照明
具本湖 編 A 5 新/ 368쪽 半 洋 裝/11,000원

63 分配不均等의 實態와 主要政策課題
權純源 高日東 外 A 5 新/ 462쪽 半 洋 裝/12,000원

64 韓國 財閥部門의 經濟分析
丁炳烋 梁英植 共著 A 5 新/ 324쪽 半 洋 裝/9,200원

65 市場去來의 規制와 競爭政策
申光湜 著 A 5 新/ 426쪽 半 洋 裝/12,000원

新 刊 案 內

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
半洋裝 / A5新 / 236쪽 / 定價 6,400원

韓國 財閥部門의 經濟分析 — 丁炳烋, 梁英植 著
半洋裝 / A5新 / 324쪽 / 定價 9,200원

舊東獨의 私有化 方案 및 失業對策 — 高日東, 曺東昊 著
半洋裝 / A5新 / 218쪽 / 定價 7,200원

廣告의 產業組織과 規制 — 李奎億, 劉承旻 著
半洋裝 / A5新 / 270쪽 / 定價 7,200원

市場去來의 規制와 競爭政策 — 申光湜 著
半洋裝 / A5新 / 426쪽 / 定價 12,000원

分配不均等의 實態와 主要政策課題 — 權純源, 高日東 外
半洋裝 / A5新 / 462쪽 / 定價 12,000원

國家豫算과 政策目標(1992年度) — 宋大熙, 柳一鎬 編
半洋裝 / A5新 / 364쪽 / 定價 9,800원

韓國 巨視金融의 政策硏究 — 朴佑奎 著
半洋裝 / 4×6倍判 / 324쪽 / 定價 11,000원

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 發刊하는 一切의 刊行物을 郵送함.
(단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)

會　　費 : 70,000원

加入方法

직접 本院 發刊資料相談室에 拂入하거나,
가까운 郵遞局에서 本院 郵便對替計座(計座番號 : 010983-31-0514919)에
拂入하면 됨.

問 議 處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41　우편번호 : 130-012
KDI 발간자료상담실(Tel. 960/3283, 960/4811(交) 305)

빈 면

English Summary of

THE KOREA DEVELOPMENT REVIEW

A Quarterly Journal Published in Korean by the Korea Development Institute, Seoul, Korea

Vol. 14, No. 4 **Winter 1992**

A Long Run Classical Model of Price Determination / *129* — ***Park Woo-kyu, Kim Se-jong***

Land Prices, Exchange Rates and Bubbles / *130* — ***Park Won-am***

The Estimation of Under-reported Business Income Tax / *130* — ***Roh Kee-sung***

Interactions between Stock Price and Key Macroeconomic Variables / *131* — ***Kim Jun-il***

The Determinants of Wage Premium / *132* — ***Rhee Chong-hoon***

Motives for Moonlighting and Its Policy Implications / *133* — ***Park Jin***

The Korea Development Institute was founded in 1971 to conduct independent research on the Korean economy and related matters and to assist government policy making. The research results are published in books, monographs, working papers, seminar papers, etc., and in journals.

Since 1979 the *Korea Development Review,* one of two quarterly journals in Korean, publishes in a concise form the Institute's research results—mainly studies of policy-related economic issues. Views expressed herein are the authors' and do not necessarily reflect those of the Editorial Board or the Institute.

President: Song Hee-yhon

Vice President: Nam Sang-woo

Research Staff:

Baek Ehung-gi
Choi Buhm-soo
Choi Jong-won
Choo Hak-chung
Chun Hong-tack
Chung Chin-seung
Jwa Sung-hee
Kang Moon-soo
Kim Jong-gie
Kim Joo-hoon
Kim Joon-kyung
Kim Kwan-young
Ko Il-dong
Kwon Soon-won
Lee Duk-hoon
Lee Hong-gue
Lee Kye-sik
Lee Kyu-uck
Lee Won-young
Lee Young-ki
Moon Hyung-pyo
Nam Il-chong
Oum Bong-sung
Park Eul-yong
Park Fun-koo
Park Joon-kyung
Park Woo-kyu
Park Won-am
Roh Kee-sung
Seong So-mi
Shim Sang-dal
Shin Kwang-shik
Son Jae-young
Song Dae-hee
Sul Kwang-eon
Whang Seong-hyeon
Yeo Woon-bang
Yeon Ha-cheong
Yoo Il-ho
Yoo Jung-ho
Yoo Seong-min
Yoo Yoon-ha
Young Soo-gil

(Family names are given first.)

EDITORIAL BOARD

Editor in Chief: Song Dae-hee
Managing Editor: Park Woo-kyu
Board of Editors: Choi Buhm-soo
Kim Kwan-young
Nam Il-chong
Yoo Il-ho
Yoo Seong-min
Technical Editor: Shin Dong-cho

A Long Run Classical Model of Price Determination

Park Woo-kyu
Kim Se-jong

The pupose of this paper is to construct a price determination model of the Korean economy and to find out the propogation mechanism of monetary and fiscal policies.

The model is a small-size macroeconometric model consisted of ten core equations : consumption, investment, exports, imports, consumer price index, wage rate, corporate bond rate, potential GNP, capital stock, and GNP identity. The model is a Keynesian model : consumer price index is determined by mark-up over costs, and wage rate is expressed by Phillipse curve ralation.

Two features of the model, however, distinguish this model from other macroeconometric models of the Korean economy. First of all, the estimation of potential GNP and the capital stock is endogenized as suggested by Haque, Lahiri, and Montiel (1990). This allows us to calculate the level of excess demand, which is defined as the difference between the actual GNP and the potential GNP. Second, interest rate, inflation and wages are all estimated as endogenous variables. Moreover, all quantity variables include price variables as important determinants. For instance, interest rate is an important determinant of consumption and investment. Exports and imports are determined by the real effective exchange rate. These two features make the interactions between excess demand and prices the driving forces of this model.

In the model, any shock which affects quantity variable(s) affects excess demand, which in turn affects prices. This strong interaction between prices and quantities makes the model look like a classical model over the long run. That is, increases in money supply, government expenditures, and exchange rate (the price of the U.S. dollar in terms of Korean won) all have expansionery effects on the real GNP in the short run, but prices, wage, and interest rate all increase as a result. Over the long run, higher prices have dampenning effects on output. Therefore the level of real GNP turns out to be not much different from the baseline level ; on the other hand, the rates of inflation, wage and interest rate remain at higher levels.

Land Prices, Exchange Rates and Bubbles

Park Won-am

This paper stresses the role of market fundamentals rather than bubbles in explaining Korea's recent experience of large fluctuations of stock and real estate prices. The bubble story that emphasizes the self-fulfilling prophecies of investors seems to be inappropriate to explain the recent changes of assets prices in Korea.

Those who argue for bubble phenomenon in Korea tend to interpret the volatile movements of assets prices as some form of bubbles, but without implementing a rigorous test on the presence of bubbles. Even when some bubble tests are carried out, such studies exhibit various econometric problems in testing. More seriously, they suffer from the misspecification problems in setting up a market model.

This paper has shown that Korea's recent changes in assets prices could be explained by changes in market fundamentals according to the emergence and the subsequent fading of 'three lows'. First, it tried to explain changes in assets prices by changes in such market fundamentals as real interest rates and economic growth. Second, it showed that the real estate prices overshoot when the liquidity and exchange rates change, using the two-sector general equilibrium portfolio balance model.

It is argued that the rapid rise in real estate prices during 1986-89 stems from Yen's and Won's appreciation vis-à-vis the U.S. dollar and liquidity expansion (or decreases in real interest rates), while the downturn in real estate prices since 1990 is associated with Yen's and Won's depreciation vis-à-vis the U.S. dollar and rises in real interest rates in reflection of the excess demand for liquidity.

The Estimation of Under-reported Business Income Tax

Roh Kee-sung

The purpose of this paper is to estimate the ratio of under-reported business income and related tax to that which is actually reported. The business in-

come and tax are vulnerable to being under-reported.

Information about the business income and thus income tax is private information. Without information costs, the tax agency cannot collect all the infomation about the business income and income tax. In Korea there are more than 600,000 proprietors. Therefore, the costs to investigate the accuracy of the taxpayes' reports are substantial. The tax agency sets a level over which proprietors should report income ratio to total sales, which induces the under-report.

To estimate the ratio of under-reported tax, the expenditure method is employed. By this method, the under-reported income can be easily presumed based on expenditures since expenditures are closely related to income. First, the consumption function is estimated by using cross-section data of 1986-89. Generally, the estimation results show the expected sign of the coefficients of the explanatory variables such as income, wealth, and family size.

Second, the extent of under-reported business income and related tax is estimated by using the estimation results. The estimated ratios of under-reported tax and income to the actual tax and income fall in the range of 13~39% and 8~25% respectively. This estimation confirms the increasing tendency of the tax detection ratio in previous studies.

However, it should be noted that this study is not based on data of the tax report but those of the urban household survey. Therefore, there still remains the possibility that the ratio of under-reported tax could be underestimated.

Interactions between Stock Price and Key Macroeconomic Variables

Kim Jun-il

This paper examined interactions between stock price and key macroeconomic variables over the period of 1975-1992. It has been found that more than 60% of real stock price changes can be well explained by movements in key macroeconomic variables, particularly in net exports and industrial production. On the other hand, real stock price changes were found to have a significant explanatory power for plant and equipment investments for the sample period of 1975-1985 during which the stock market was stable. In contrast, no significant linkage between stock price changes and investments emerged over the subsample period of 1986-92 despite the sharp expansion of the stock market in terms of trade volume. Based on such findings, two major policy implica-

tions were derived; (i) the government's intervention in the stock market to stabilize stock prices would be ineffective unless the stable economic growth supports the market fundamental, and (ii) the stock price stability is a precondition for the stock market to play a key role in mobilizing resources to finance the firm's long-term capital.

The Determinants of Wage Premium

Rhee Chong-hoon

This study analyzes the determinants of wage premium, defined as the excess of actual wage rate over opportunity wage, for the average worker in a Korean bargaining unit.

Average wage premium of a firm is decomposed into quasi-rent per worker and rent-sharing rule. Per capita quasi-rent, representing a firm's ability to pay, is defined as the difference between sales revenue and the opportunity cost of mobile factors, divided by the number of employees. Rent-sharing rule, a measure of workers' bargaining power, is defined as the average wage premium divided by the per capita quasi-rent.

Empirical results show that the differences in wage premium among Korean bargaining units are much better explained by the differences in quasi-rent than by the differences in bargaining power. Also, comparing the results of 1986 with those of 1988 show that the wage settlement mechanism in 1988 was not quite different from that of 1986, in spite of the drastic change in industrial relation system in 1987. It may simply yield higher opportunity wages, by raising the bargaining power of overall workers.

The tendency of Korean labor market in 1988 to show a dual structure of high & low wage premium sectors, is not due to the fact that the differences in bargaing powers across firms tend to expand, but to the fact that unions tend to reduce the wage differences among the workers within an enterprise by pursuing more equal distribution of total wage premium.

Hence, the policies for reducing the wage differentials across firms should focus on rent-regulating industrial policies, e.g. eliminating monopoly rents by deregulation.

Motives for Moonlighting and Its Policy Implications

Park Jin

Moonlighting or second-jobs will increase shirking of the primary job. This paper analyzes the motives for moonlighting so that the means of reducing these motives could be explored. The traditional theory claims that a worker who cannot fully realize his work potential will look to moonlighting. In a two-period model, however, the following motives are more important.

The precautionary savings motive : A worker has an incentive to save for fear of losing his job and his income in the second period. The worker could save more by working more during the first period, and this additional motive for working is the precautionary savings motive.

The insurance motive : When a worker is unemployed, he cannot expand his moonlighting hours according to his needs since the moonlighting hour is upward rigid. Therefore, a worker has an incentive to secure additional moonlighting hours in the first period so that quick adjustment can be made during the unemployment in the second period.

Two policy measures to remove those motives for moonlighting are recommended, for these measures will enhance the productivity in the primary job. First, a firm should guarantee that there will be no layoffs in a downturn in the economy and that the employment level is adjusted to the economic states by work sharing among workers. Second, as unemployment insurance benefits compensate a portion of the income in case of unemployment, it substitutes the motives for moonlighting. A generalization of this argument can be found in Ehrlich and Becker(1972) where self-insurance(moonlighting) and market insurance(in this case, unemployment insurance) serves as substitutes.

The two policy measures in the above have a spill-over effect : A decrease of labor supply in the moonlighting market will ease job search, and therefore will help those who have their primary job in the moonlighting sector.

Working Papers from KDI

≫ 1990 ≪

9001	Economic Development and External Policy in Korea	**Kim Jae-won**
9002	A New Role of Fiscal Policy and Financing Social Development in Korea	**Lee Kye-sik**
9003	Changing Japanese Trade Patterns and the East Asian NICs	**Park Yung-chul & Park Won-am**
9004	New Challenges to the Korean Economy and Their International Implications	**Young Soo-gil**
9005	The Trilateral Trade Relation Among the Asian NIEs, the U.S., and Japan	**Yoo Jung-ho**
9006	Problems of Integrating the USSR Economy into the World Economy	**Abel G. Aganbegyan**
9007	Structure and Evolution of Federal Funds Market in the U.S.	**Choi Buhm-soo**
9008	Korea: Income and Wealth Distribution and Government Initiatives to Reduce Disparities	**Kwon Soon-won**
9009	The Prospects for the Asia-Pacific Economies in the 1990s and Their Policy Implications: A Northeast Asian Perspective	**Young Soo-gil**
9010	Exchange Rate Policy for the East Asian NICs	**Park Yung-chul & Park Won-am**
9011	Problems Associated with the Transition from a Planned to a Market Economy in the Eastern European Countries	**Karl Heinrich Oppenländer**
9012	Bridging the Chasm: Cooperative Economic Relation Between South and North Korea	**Yeon Ha-cheong**
9013	Analysis of and Reform Proposals for "The Land Problem" in Korea	**Son Jae-young**
9014	Alternative Social Development Policy and Planning Scenarios Towards the Year 2000 and Beyond: The Case of Korea	**Kim Kwan-young & Kim Won-shik**
9015	Korean Industrial Policy in the 1970's: The Heavy and Chemical Industry Drive	**Kim Ji-hong**
9016	Ownership-Management Relations in Business: with Special Reference to Business Groups in Korea	**Lee Kyu-uck**
9017	The Industrial Policy of the 1970s and the Evolution of the Manufacturing Sector in Korea	**Yoo Jung-ho**

9018	US Trade Policy and Its Effects on Korean Exports	**Nam Chong-hyun**
9019	A Proposal for Tax Reform in Korea	**Roh Kee-sung**
9020	Money Markets and Monetary Policy in Korea	**Kang Moon-soo**
9021	The Dilema of Democratic Politics and Economic Development in Korea	**Oh John Kie-Chiang**

≫ 1991 ≪

9101	The Philippines and South Korea: Divergent Growth and a Test of Hypothesis	**Robert Z. Aliber**
9102	Problems of Urbanization and the Growth of Seoul, Korea	**Kim Jong-gie, Kim Kwan-young & Son Jae-young**
9103	Tax Reform in Korea	**Kwack Tae-won & Lee Kye-sik**
9104	The KDI Quarterly Model of the Korean Economy	**Yoo Yoon-ha**
9105	The External Adjustment of the Korean Economy	**Yoo Yoon-ha & Park Won-am**
9106	Technical Efficiency in Korea	**Yoo Seong-min**
9107	Environmental Consideration in Energy Development	**Chung Chin-seung**
9108	The Challenge of the European Single Market to Korea's Banking Sector	**Kang Moon-soo**
9109	Social Development Policy and Planning in Korea	**Kwon Soon-won**
9110	Distributional Consequences of National Health Insurance in Korea	**Kwon Soon-won**
9111	Pressing Issues in Korea's Pension System	**Min Jae-sung & Choi Sook-hee**
9112	Rural Industrialization Policy in Korea: Past Performance and Future Direction	**Kim Jong-gie**
9113	Urbanization in a Rapidly Growing Economy: An Analysis of the Income Distribution Aspects of Korean Urbanization Problems	**Lee Bun-song**
9114	Policy Alternatives for Farm Income Enhancement and Farm Productivity	**Song Dae-hee**
9115	Korean Public Enterprise Performance	**Song Dae-hee**

Working Papers from KDI

9116	Political Economy of Protection Structure in Korea	**Yoo Jung-ho**
9117	Prospects for North-South Korean Economic Relations and the Evolving Role of Korea in Continental Northeast Asian Economic Development	**Yeon Ha-cheong**
9118	Korea's Local Public Finance at Crossroads	**Son Jae-young**
9119	Univariate Properties of The Korean Economic Time Series	**Choi In**
9120	Productivity and Economic Growth in Korea: Survey and A New Exploration	**Yoo Seong-min**
9121	Health Care Financing in Korea	**Kwon Soon-won**
9122	Prospects for Investment Relations between Korea and the United States in the 1990s	**Young Soo-gil**
9123	Asia as Viewed by the NIEs	**Young Soo-gil & Kang Seong-yun**
9124	The Korean Economy at a Crossroads: Recent Policy Efforts and New Challenges	**Nam Sang-woo**

≫ 1992 ≪

9201	Estimating North Korean GNP by Physical Indicators Method	**Chun Hong-tack**
9202	The Korean Economy: Prospects and Financial Reforms	**Lee Duk-hoon**
9203	The Origins of U.S.-Korea Trade Frictions	**Marcus Noland**
9204	Selective Intervention and Growth: The Case of Korea	**Marcus Noland**
9205	The External Policy of Korea	**Lee Duk-hoon**
9206	Korean Capital Market Development – Major Characteristics and Policy Implications –	**Lee Young-ki**
9207	Korea's Financial Reform since the Early 1980s	**Nam Sang-woo**
9208	Social Security System in Korea – Overview	**Kwon Soon-won**
9209	Exchange Rate Dynamics in Dual Exchange Markets	**Park Won-am**
9210	Enlarging Inter-Korean Economic Cooperation: Status and Prospects	**Yeon Ha-cheong**

9211	A Survey of the Quality of Life in the ESCAP Region – The Republic of Korea –	**Kwon Soon-won**
9212	A Synthetic Estimate of the National Wealth of Korea, 1953-1990	**Pyo Hak K.**
9213	Perspectives on the Korea's External Adjustment in Comparison with Japan and Taiwan	**Koo Bon-ho & Park Won-am**
9214	Foreign Direct Investment for Industrial Restructuring	**Park Eul-yong & Kim Ji-hong**
9215	Endogenous Financial System and Search for an Optimal Structure of Banking Industry: The Case of Korea	**Jwa Sung-hee**
9216	Capital Mobility in Korea Since the Early 1980s: Comparison with Japan and Taiwan	**Jwa Sung-hee**
9217	Economic Development of East Asia: Its Impact on the Asia-Pacific	**Young Soo-gil & Kang Seong-yun**
9218	Korea's Interest Rate and Capital Controls Deregulation – Implications for Monetary Policy and Financial Structure –	**Jwa Sung-hee**
9219	The Control and Management of Government Expenditure: The Case of Korea	**Yoon Young-dae**

≫ 1993 ≪

9301	Practical Means to Improve Intra-Korean Trade and Economic Cooperation	**Yeon Ha-cheong**
9302	A Brave Experiment: Korea's Recent Land Policy Reform and the Role of Land Holding Tax	**Son Jae-young**