季刊 **KDI 政策研究**

제 19권 제 1호 1997. I

資本自由化의 巨視經濟波及效果:
新古典派 成長模型을 중심으로 …… 曺東徹, 金仁喆 … 3
論 評 : 崔公弼/ 金俊逸

國內外 金利隔差 分析과
金利의 下向安定化 可能性 …… 咸駿浩, 李德勳 … 51
論 評 : 文春傑/ 崔範樹

協力關係 構築에 있어서의 信賴의 役割:
南北韓 關係를 중심으로 …… 安錫煥, 林源赫 … 105
論 評 : 牟鍾璘/ 朴珍佑

우리나라 海外直接投資의
構造變化와 要因分析 …… 金承塡 … 151
論 評 : 金準東/ 朴埈卿

編 輯 陣

委員長 左承喜
幹 事 黃晟鉉
委 員 金大逸 金俊逸
羅東敏 朴 進
林暎宰 韓震熙
編 輯 申東祚

編輯問議 : 編輯委員會(958-4171)
購讀問議 : 發刊資料相談室(958-4326~8)

KDI 政策研究

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

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

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

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

資本自由化의 巨視經濟波及效果：
新古典派 成長模型을 중심으로

曺 東 徹(本院 副研究委員)
金 仁 喆(本院 主任研究員)

* 本稿는 저자들이 本院의 高英先 박사와 공동으로 1996년 5월 홍콩에서 열린 제7차 NBER-East Asian Seminar on Economics에서 발표한 논문(NBER Working Paper No. 5824)을 번역, 수정·보완한 것이다. 우선 草稿를 읽고 많은 문제점을 지적해 주신 金俊逸, 崔公弼 박사님께 심심한 감사를 드리며, 아울러 논문이 작성될 때까지 많은 토론을 통하여 도움을 주신 本院의 柳潤河, 金俊經, 左承喜, 南相祐 외 많은 박사님들, 홍콩 세미나에서 건설적인 논평을 주신 Koichi Hamada, Anne Krueger, Stanley Black, Andrew Rose 등 여러분, 그리고 본고의 정리를 위하여 도움을 아끼지 않으신 李明仙 主任研究助員께도 감사를 표하고자 한다.

◇要　約◇

經濟自由化와 規制緩和라는 세계적인 흐름과 함께 우리나라도 1992년 이후 資本市場을 점진적으로 開放하고 있다. 본 연구에서는 우선 몇몇 핵심 巨視經濟變數들의 相關關係가 자본거래의 자유화와 더불어 어떻게 변화할 것인가에 대한 理論的인 背景을 설명하고 있다. 여기에서는 무엇보다도 資本自由化와 더불어 나타나게 되는 實質換率切上 및 經常收支赤字의 의미를 합리적인 경제주체들이 資源을 보다 效率的으로 配分하고자 하는 노력의 결과로 나타나는 현상으로 파악하고 있다. 즉 자본시장의 개방은 상대적으로 높은 국내의 자본생산성 및 실질이자율을 향한 해외자본의 유입(資本收支의 黑字)을 초래하며, 대외부문의 항등식을 고려하는 한 이는 經常收支의 赤字로 연결된다.

또한 본 연구에서는 新古典派的 長期模型과 케인즈的 短期模型에 기초한 거시경제 모형을 구성하고 資本自由化의 速度, 換率 및 通貨政策의 변화에 따른 거시경제의 動態的 時間經路를 계량화하고자 노력하였다. 예를 들어 經常收支赤字의 폭은 자본자유화의 추진속도 및 거시정책에 의존할 것이나, 예상하지 못한 큰 충격이 도래하지 않는 경우 향후 2~3년간 GDP 대비 3% 내외에 이를 것으로 추정되며, 그 이후에는 실질이자율의 하락과 함께 적자폭도 축소될 것으로 나타나고 있다. 그리고 實質換率의 시간경로는 자본유입과 함께 지속적으로 절상될 수는 없으며 개방초기의 절상에 이어 점차 절하되는 추세에 놓이게 될 것이다. 자본시장의 개방에 따른 경상수지의 적자는 국내의 (실물)자본축적을 보다 용이하게 함으로써 實質利子率을 下落시킬 것으로 기대되나 그 효과는 연 0.2%포인트 이내에 머무를 것으로 추정되었다. 아울러 자본자유화의 초기단계에 발생할 환율절상은 수출의 가격경쟁력을 약화시켜 短期的으로 景氣沈滯를 유발할 수 있으나 中長期的으로 成長潛在力을 확충시킨다.

I. 序

經濟自由化와 規制緩和, 그리고 經濟制度의 改革은 세계화시대의 돌이킬 수 없는 趨勢로 자리잡고 있다. 우리나라 경제도 이러한 세계적 추세에 예외는 아니다. 政府主導型 成長政策의 기적 같은 성과에도 불구하고, 우리나라는 1980년대부터 일부 규제들을 철폐하기 시작하였으며, 1990년대에 들어오면서 規制緩和에 박차를 가하고 있다. 대외부문의 측면에서 볼 때 정부는 1990년에 '市場平均換率制度'를 도입함으로써 1980년대의 관리변동제인 '複數通貨바스켓制度'를 대체하였다. 2년 뒤, 비록 부분적이긴 하나 외국인의 우리나라 주식시장에 대한 직접투자가 허용됨에 따라 마침내 공식적인 資本市場의 開放이 시작되었고, 그 이후로 자본시장에 대한 규제완화는 거스를 수 없는 대세가 되었다. 이제 초점은 資本自由化를 얼마나 빨리, 그리고 어떠한 형태로 시행할 것인가에 모아지고 있다.

현재 우리나라와 선진국간의 利子率 隔差를 감안할 때 급격한 자본자유화는 대규모의 資本流入과 원화가치의 切上을 야기할 가능성이 있다. 이는 국제시장에서 우리나라 수출품의 價格競爭力을 약화시킬 것이며, 대외교역에 크게 의존하고 있는 우리 경제에 작지 않은 巨視經濟的 不安定을 야기할 수 있다. 아울러 정부의 외환시장 개입이 장기간 지속될 수 없다는 점을 고려할 때 資本收支의 黑字는 經常收支의 赤字로 이어질 것이 확실하다 하겠다.

본 연구에서는 우선 몇몇 핵심 巨視經濟變數들의 相關關係가 자본거래의 자유화와 더불어 어떻게 변화할 것인가에 대한 理論的인 背景을 설명하고자 한다. 여기에서는 무엇보다도 資本自由化와 더불어 나타나게 될 實質換率切上 및 經常收支赤字의 의미를 합리적

인 경제주체들이 資源을 보다 效率的으로 配分하고자 하는 노력의 결과로 나타나는 현상으로 파악하고 있다. 이러한 해석은 경상수지 적자를 「國家競爭力」의 약화로 해석하는 시각과 크게 대비된다 하겠다.

아울러 본 연구에서는 몇가지 政策代案에 대한 計量分析을 시도하고자 한다. 이를 위하여 新古典派的 長期模型과 케인즈的 短期模型에 기초한 거시경제 모형을 구성하고 과거의 자료를 이용하여 주요 변수들간의 상관관계를 추정하였다. 그러나 對外資本去來 및 換率決定과 관련하여, 자본자유화가 이루어진 이후의 경제환경은 이제까지의 환경과 크게 다를 것이 확실하므로 과거의 자료로부터 미래의 예측을 위해 배울 수 있는 내용은 매우 제약될 수밖에 없다. 따라서 모형의 일부에서는 단순히 과거 자료로부터 얻은 회귀분석 결과를 차용하기보다는 각 변수들간의 理論的 聯關性을 더 중시하였다. 본 연구에서는 이처럼 구성된 모형하에서 資本自由化의 速度, 換率 및 通貨政策의 변화에 따른 거시경제의 動態的 時間經路를 계량화하고자 노력하였다. 이와 같은 접근방식에는 많은 理論的·技術的인 限界가 있음을 부인할 수 없으나, 자본자유화와 관련된 기존의 계량분석이 주로 케인즈적인 短期模型에 의존하였던 점과는 달리 본 연구에서는 新古典派的 長期現象과 케인즈적 短期現象을 동시에 고려하여 動態的으로 일관된 함의를 추출하고자 하였다는 점에 의미를 부여하고자 한다.[1] 아울러 자본시장개방의 경제적 의미를 보다 확실히 음미함으로써 자본시장개방과 관련된 특정 巨視經濟政策이 어떠한 효과를 가져올 것인가에 대하여 개략적인 아이디어를 제공하고자 한다.

第Ⅱ章에서는 자본시장 개방과 관련하여 강조되어야 할 주요 巨

1) 資本自由化와 관련하여 거시경제 모형의 시뮬레이션을 시도한 연구로는 白雄基(1994), 李忠烈(1994) 등이 있다.

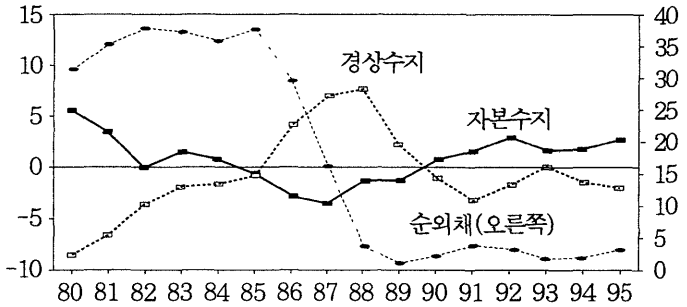
視經濟變數들의 추이를 살펴보고, 第Ⅲ章에서는 자본시장개방의 경제적 의미를 체계적으로 고찰할 수 있는 經濟理論의 틀을 간단히 살펴보았다. 第Ⅳ章에서는 模型에 대한 간략한 설명과 함께 시뮬레이션의 결과를 설명하고, 마지막으로 第Ⅴ章에서는 시사점을 정리하였다.

Ⅱ. 資本移動과 관련된 巨視經濟 制度 및 變數의 推移 概觀

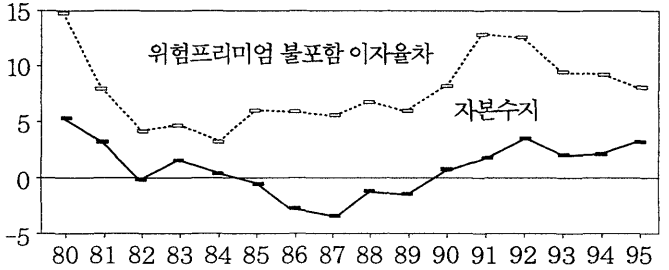
1. 資本去來自由化의 過程

우리나라의 자본거래는 경상수지, 통화공급, 환율을 고려하여 정부의 강력한 규제하에서 진행되어 왔다. 예를 들어 1980년대 전반에 경상수지의 대규모 적자가 발생했을 때는, 외채의 누증속도를 늦추기 위하여 자본유출이 엄격히 制限되었다(그림 1 참조). 하지만 1980년대 후반에 상황이 뒤바뀌어 1988년의 경상수지 흑자폭이 GDP의 7.8%에 이르자, 정부는 資本流出에 대한 規制를 緩和할 수 밖에 없었다. 그 결과, GDP 대비 순외채는 1985년의 37.7%에서 1989년에 1.4%로 크게 감소하였으나 이것만으로는 本源通貨의 증가를 관리할 수 없었다(그림 2 참조). 따라서 民間與信이 크게 제약되었고 통화안정증권의 발행에 의한 대규모의 不胎化政策이 수행되었다(그림 3 참조). 그러나 M2 增加率은 안정화정책이 강도 높게 시행되었던 1980년대 전반에 비하여 상당히 높은 수준으로 복귀하였으며, 이에 따라 消費者物價 上昇率도 높아지게 되었다(그림 4 참조).

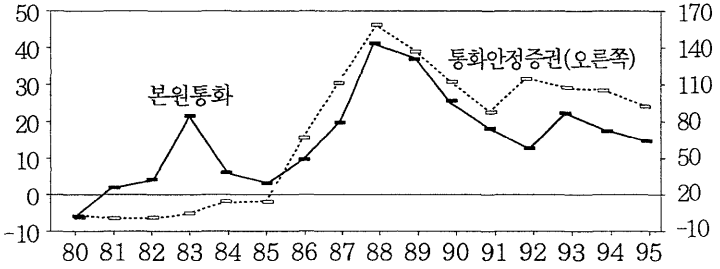
[그림 1] GDP 對比 對外收支 및 純外債(%)



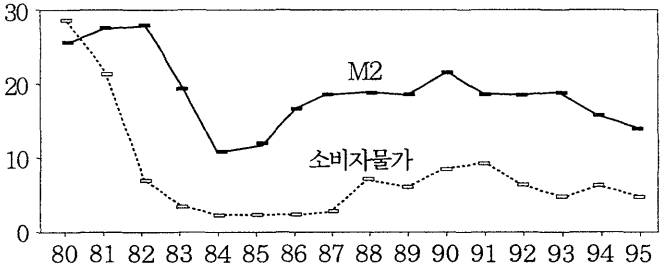
[그림 2] GDP 對比 資本收支와 危險프리미엄 不包含 利子率隔差(%)



[그림 3] 本源通貨 및 通安證券 發行額 增加率(%)



[그림 4] M2 및 消費者物價 增加率(%)



그러나 우리 경제가 점차 세계경제에 통합되어 감에 따라 자본유입에 대한 통제는 더욱 어려워졌다. 국내기업과 해외투자가들은 우리나라 자본시장의 개방을 지속적으로 요구하였고, 마침내 1993년에 資本自由化計劃이 발표되기에 이르렀다.[2] 1996년 현재 內國人의 자본유출은 상당히 자유로워졌으나,[3] 資本流入에 대해서는 아직도 많은 制約이 남아 있으며,[4] 이러한 제약들은 國內外 利子率의 隔差가 크게 좁혀지지 않는 한 가까운 장래에 제거되기는 어려울 것이다.

2. 換率制度

1980년 固定換率制度가 變動換率制度로 이행함에 따라 환율은 복수의 해외 통화에 연동시켜 움직이도록 하였다. 그럼에도 불구하고 정부는 '政策的 考慮'라는 명목하에 경상수지균형을 유지하는 가장 중요한 정책도구로 환율을 사용하였다.[5] 그러나 자본시장 개방에 대비하기 위하여 1990년 3월, '複數通貨바스켓制度'는 '市場平均換率制度'로 대치되었다. 이와 같은 변화는 국내 자본시장이 세계시장으로부터 한없이 격리될 수 없으므로, 환율을 더 이상 독립

2) 이 계획은 1994년 「외환제도 개혁안」에 의해 대체되었으나, 1995년 말에 다시 개정되었으며, 추가적인 자유화 계획이 최근(1996년 4월)에 발표되었다. 우리나라의 자본·외환 자유화과정에 대한 자세한 논의는 Park(1995) 참조.

3) 투자회사를 비롯한 개인투자가들은 해외채권매입에 제한이 없다. 또한 투자회사들은 해외은행계정을 최대 100만달러까지, 법인과 개인은 그보다 약간 적은 액수까지 보유할 수 있게 되었다. 해외직접투자는 1997년에 완전히 자유화될 예정이다.

4) 예를 들어, 비거주자 전체에 대해서는 각 기업주식 시가 총액의 18%까지 취득이 허용되나 개인의 경우에는 4% 이내의 투자만이 가능하다. 중소기업이 발행한 전환사채 이외의 채권에 대한 비거주자의 채권취득은 The Korea Trust and Country Fund를 통해 간접적으로만 허용되고 있다. 국내기업은 제한된 해외 상업차관을 자본재 수입이나 직접투자를 위해서만 사용할 수 있으며, 연지급 수입은 180일까지만 가능하다.

5) 원화환율의 변동에 대한 자세한 내용은 Oum and Cho(1995) 참조.

적인 정책도구로 사용하기 어려워질 것이라는 사실 때문이었다.[6] 이 새로운 제도하에서 환율은 기본적으로 외환에 대한 원화의 수요와 공급에 의해 결정되며, 정부는 시장을 통해 間接的으로만 환율에 영향을 미칠 수 있게 되었다. 아직도 정부는 원화의 외환시장에 큰 영향을 미칠 수 있는 경제주체인 것으로 사료되나, 우리나라의 자본시장이 세계시장과 통합되어 감에 따라 상대적인 시장지배력은 계속해서 감소할 것으로 보인다.

3. 資本移動과 國內外 利子率隔差

자본이동이 엄격히 제약되었던 1980년대에 우리나라의 資本收支는 危險프리미엄 不包含 利子率隔差(uncovered interest rate differential)의 움직임에 매우 둔감하였다(그림 2 참조). 원/달러 환율의 실제 변화치[$\log(e_{t+1}/e_t)$]를 기대환율 변화율의 대용변수로 사용하여,[7] 위험프리미엄 불포함 이자율격차[$i_t - i_t^f - \log(e_{t+1}/e_t)$]에 대해 잠재GDP 대비 자본수지($kb_t$)를 회귀분석한 결과가 〈표 1〉에 보고되어 있다. 여기에서 e_t는 원/달러 환율, i_t와 i_t^f는 각각 t시점에서의 국내이자율과 해외이자율을 나타내고 있다. 추정결과에 의하면 단기자본수지(skb_t)는 작으나마 정(正)의 관계를 나타내고 있으나, 장기자본수지(lkb_t)는 오히려 부(負)의 관계를 나타내고 있다.

이 두 변수간의 相關關係가 비록 강하게 나타나고 있지는 않으나

6) 자본의 국제이동이 자유로운 상태하에서의 환율 및 통화정책의 연계에 관해서는 Jwa(1992) 참조.

7) 이와 같은 대용변수에는 測定誤差(measurement errors)가 존재하며, 따라서 회귀분석에 의하여 추정된 계수에는 下向偏差(downward bias)가 발생하게 된다. 그러나 이러한 편차가 추정계수의 부호를 바꿀 것으로 기대될 이유는 없을 듯하며, 추정계수가 점차 커지고 있다는 점을 자본이동이 이자율격차에 점점 민감하게 반응하게 되었다고 해석하는 데에는 큰 무리가 없을 것으로 사료된다.

〈표 1〉 資本流入과 危險프리미엄 不包含 利子率隔差

	상수 ($\times 10^{-2}$)	$i_t - i_t^f - \log(e_{t+1}/e_t)$		R^2
			$t-1995$	
skb_t(단기자본수지)	-0.03 (0.13)	0.04 (1.81)		0.06
lkb_t(장기자본수지)	1.26 (2.83)	-0.11 (2.63)		0.12
kb_t(자본수지)	1.23 (2.38)	-0.07 (1.47)		0.04
skb_t(단기자본수지)	-0.13 (0.54)	0.09 (2.45)	0.01 (1.69)	0.11
lkb_t(장기자본수지)	0.88 (2.15)	0.09 (1.33)	0.04 (3.76)	0.32
kb_t(자본수지)	0.76 (1.63)	0.18 (2.39)	0.04 (4.14)	0.29

註 : skb_t, lkb_t, kb_t는 각각 短期資本收支, 長期資本收支 및 總資本收支의 잠재 GDP에 대한 비율을 나타내며, i_t, i_t^f, e_t는 각기 國內利子率(3년만기 회사채 수익률), 海外利子率(3개월만기 유로달러 이자율), 그리고 원/달러 換率을 나타냄. 추정결과는 좌변의 변수(skb_t, lkb_t, kb_t)를 각각 $\alpha+\beta\cdot[i_t-i_t^f-\log(e_{t+1}/e_t)]$와 $\alpha+\{\beta+\gamma(t-1995)\}\cdot[i_t-i_t^f-\log(e_{t+1}/e_t)]$에 회귀분석하여 구하였음($t-1995$는 선형 시간추세를 나타내고 있는바, $t=1995$일 때 이 값이 0이 되도록 1995를 차감하였음). 괄호 속의 숫자는 t-통계량이며, 표본기간은 1983. Ⅰ~1995. Ⅳ임.

1990년대에 들어 그 상관관계가 보다 강해졌음은 분명해 보인다. 〈표 1〉에는 위험프리미엄 불포함 이자율격차에 대한 자본수지의 탄력성에 線型 時間趨勢를 추가하였을 때의 추정결과도 보고되어 있다. 즉 kb_t를 $\alpha+\{\beta+\gamma(t-1995)\}\cdot[i_t-i_t^f-\log(e_{t+1}/e_t)]$의 함수로 파악하여 γ를 추정하였으며 γ의 추정치가 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있음은 자본수지가 점차 위험프리미엄 불포함 이자율

격차에 민감하게 반응하고 있음을 나타낸다 하겠다.[8] 특히 자본수지(kb_t) 회귀식의 추정결과를 그대로 해석할 경우 1990년까지 위험프리미엄 불포함 이자율격차에 대하여 陰의 탄력성을 보이던 장기자본수지가 1991년 이후 陽의 탄력성을 갖게 되는데, 이 시기가 외국인에게 株式市場을 개방한 시기와 대체로 일치하고 있음은 흥미로운 결과라 하겠다.[9]

4. 實質利子率의 長期趨勢

현재 3년 만기 會社債의 收益率은 연 12% 내외로서, 4~5%의 物價上昇率을 감안할 때 약 7~8%의 實質收益率을 나타내고 있다. 이러한 여건은 외국 투자가들에게 우리나라가 매우 매력적인 시장으로 떠오르는 주요 원인이 되고 있다. 본 연구의 논의를 위해 중요한 질문은 무엇 때문에 (實質)利子率이 그렇게 높게 유지되는가와, 시간이 지남에 따라 실질이자율이 어떻게 변화해 갈 것인가가 될 것이다.

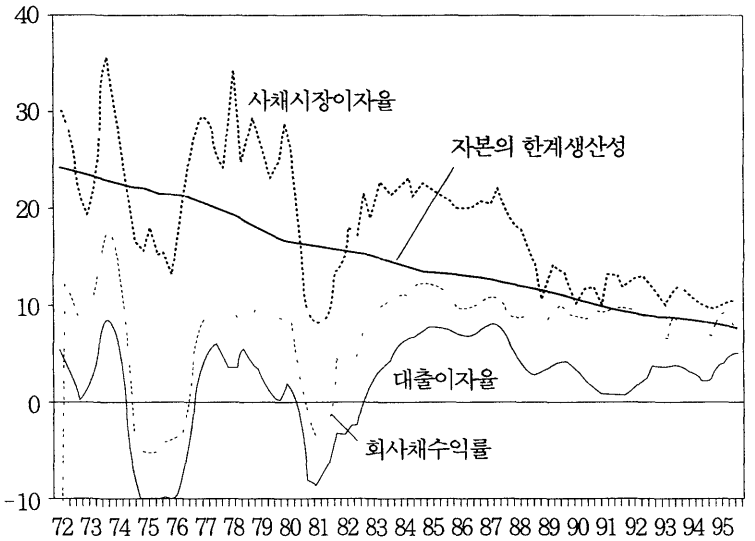
[그림 5]는 공식적인 은행의 貸出利子率과 3년 만기 會社債收益率, 그리고 私債市場利子率을 보여주고 있다. 이들은 모두 실제 消費者物價 上昇率을 차감한 實質變數들이다.[10] 1980년대 이후 지속적인 금융시장 규제완화조치를 시행한 결과, 制度圈 利子率과 私債利子率간의 隔差는 크게 縮小되었으며, 1990년대에 들어 회사채 수

8) 선형 시간추세 외에 다른 형태도 다수 시도해 보았으나 결과는 크게 다르지 않았다.

9) 〈표 1〉의 kb_t 추정결과에 의하면 위험프리미엄 불포함 이자율격차에 대한 탄력성은 $0.18+0.04\cdot(t-1995)$가 되며, 이때 t=1990은 -0.02, t=1991은 0.02의 탄력성을 나타내게 된다.

10) t기의 實質利子率은 t기의 名目利子率에서 그 이전 4분기의 평균물가상승률을 차감하여 구하였다. 미래의 물가상승률을 과거의 물가상승률에 ARIMA형태로 회귀분석하여 期待物價上昇率을 보다 정밀하게 추정할 수도 있으나 실질이자률의 長期趨勢를 파악하는 데에는 별 차이를 나타내지 못하고 있다.

[그림 5] 實質利子率 趨勢(%)



익률은 마침내 시장의 需給狀況을 반영하는 대표적인 이자율로 널리 사용되게 되었다. 그러나 적어도 1980년대 전반기까지는 정부의 강력한 금융규제에 묶여 있던 은행대출이자율보다 사채이자율이 자금시장의 상황을 보다 정확히 반영하였던 것으로 보이며, 이러한 사채이자율은 1970년대초 20%를 상회하는 수준에서 1995년에 7% 내외까지 하락하는 확연한 下落趨勢를 보여 왔다. 이와 같은 실질이자율의 하락추세는 최근(이를테면 1983~95년의 기간)의 회사채 수익률을 관찰할 때에도 확인되고 있다.

Ⅲ. 資本移動의 巨視經濟效果에 대한 經濟理論 槪觀

1. 開放經濟下에서의 新古典派 成長理論 – 長期模型

가. 利子率과 資本의 限界生産性

우리는 第Ⅱ章에서 설명한 이자율의 하락추세를 신고전파 성장이론의 동태 경로에 대한 하나의 증거로 해석하고자 한다. 즉 콥-더글러스生産函數[$Y_t = A_t \cdot K_t^a \cdot L_t^{1-a}$($Y$는 潛在GDP, A는 技術水準, K는 資本스톡, L은 勞動量)]를 사용하는 간단한 신고전파 성장모형에 의하면, 실질이자율은 자본의 한계생산성[$a \cdot Y_t / K_t$]에서 감가상각률[d]을 뺀 값과 같아지는데,[11] 자본노동비율[K/L]의 초기치가 定常狀態(steady state)의 비율보다 낮은 경제는 정상상태로 이행해 나감에 따라 資本生産性(혹은 實質利子率)의 減少를 경험하게 된다. 이같은 신고전파의 동태 경로가 과연 이자율 추세를 잘 설명하는지 확인해 보기 위하여 [그림 5]에서는 a=1/3과 d=0.066을 사용하여 자본생산성[$a \cdot Y_t / K_t - d$]의 추정치를 그려 보았다.[12] 그 결과 이 추정치들은 사채이자율의 장기추세를 대체로 잘 설명하고

11) 한 단위의 재화를 차입하여 자본재를 구매하고 이를 이용하여 생산을 증대시킨 뒤 구매한 자본재를 다시 파는 기업을 상정해 보자. 이때 자본재 증가에 의한 생산의 증가는 $\partial Y / \partial K = a \cdot A(L/K)^{1-a} = a \cdot Y/K$가 되며, 자본재를 구매할 때와 팔 때의 가격차이는 감가상각률 d가 된다. 따라서 자본재구입에 의한 생산증가 $a \cdot Y/K$는 그에 수반되는 비용 $r+d$와 같아지게 된다.

12) 우리나라의 경우 자본소득이 국민총생산에서 차지하는 비중 a는 30~40%로 추정되었으며(洪性德[1994], 표2 참조), 자본의 감가상각비 d는 연간 6.6%로 추정되었다(朴佑奎[1992] 참조). 이와 관련하여 한국은행에서 발표하는 '勞動所得分配率'에는 자영업자의 노동소득이 포함되지 않아 성장모형이 의미하는 勞動所得分配率(1-a)로 사용하기에는 과소 추정되고 있다는 문제점이 있으며, 따라서 本稿에서는 이를 고려하여 勞動所得分配率을 재추계한 洪性德(1994)의 추정치를 사용하였다. 아울러 1968, 1977 및 1987년에 이루어진 國

있는 것으로 보인다.[13)]

1960년대 이후 投資의 平均增加率이 GDP의 평균상승률을 훨씬 상회하였다는 점도 특기할 만하다. 이는 Y_t/K_t의 하락추세를 가져온 직접적인 원인이었으며, 우리나라 경제가 정상상태에 있다기보다는 정상상태로 이행해 가는 단계에 있음을 나타내고 있다. 신고전파 성장이론에 근거할 때, 앞으로도 실질이자율은 성장률의 둔화와 함께 점차 하락하게 될 것으로 추론된다. 이와 같은 자본생산성의 장기적인 하락추세를 이자율에 반영하기 위하여 본 연구에서 사용한 이자율추정식에는 통상 포함되는 통화공급(M_t) 등의 변수와 함께 자본생산성변수 '$a \cdot Y_t/K_t - d$'를 포함시키고 있다(자세한 내용은 〈附錄〉의 附表 5 참조).

나. 開放經濟下의 新古典派 成長理論

신고전파의 성장이론을 開放經濟에 응용하고자 하는 시도는 최근 경기변동의 원인을 실물요인에서 찾는 소위 실물경기변동(Real Business Cycles) 학파를 중심으로 활발히 전개되고 있으며, 이러한 모형 중 비교적 간단하고 이해하기 쉬운 모형은 Blanchard and Fischer(1989)와 같은 표준적인 교과서에도 소개되어 있다. 본 연구에서는 이 모형들에 관한 자세한 논의는 생략하고, Blanchard and Fischer(Ch. 2)에 제시되어 있는 모형에 관하여 개략적으로 설명하고자 한다.

우선 자본노동비율(K/L)이 국제 수준보다 낮아 국내이자율이

富調査에 근거하여 우리나라의 자본스톡을 추정한 연구로 널리 인용되고 있는 Pyo(1992)에 의하면 자본의 감가상각비 d의 추정치는 1968~77 및 1977~87의 기간중 각각 年 7.16% 및 5.68%로 나타나고 있어 本稿에서 사용되고 있는 6.6%와 크게 다르지 않다. 참고로 선진국의 경우 감가상각률 d는 통상 年 5% 내외로 이해되고 있다.

13) 은행의 貸出利子率이 자본의 한계생산성을 줄곧 하회하는 점은 政府의 利子率規制에 대한 反證으로 해석할 수 있을 것으로 사료된다.

국제이자율보다 높은 폐쇄경제를 상정해 보자. 소비자의 입장에서 보는 국내이자율은 저축 한 단위를 증가시킬 때 얻을 수 있는 限界便益에 해당하므로, 저축증대를 위하여 현재의 소비를 한 단위 감소시킬 때 수반되는 效用減少라는 기회비용이 利子率과 일치하는 수준까지 현재소비를 감소시키게 된다. 즉 높은 국내이자율이 저축증대의 유인으로 작용하여 투자재원이 확대되며,[14] 이에 따른 투자확대는 자본노동비율의 증가를 가져옴으로써 국내이자율을 서서히 하락시킨다. 이러한 貯蓄, 投資, 資本勞動比率, 利子率의 순환관계는 이 경제가 정상상태에 도달할 때까지 지속된다.

다음으로 이 경제의 資本市場이 開放되어 상대적으로 이자율이 낮은 해외자본을 사용할 수 있게 되었다고 하자. 국내 소비자와 투자자는 機會費用이 낮은 해외자본을 차입하여 현재의 消費와 投資를 擴大하고자 한다.[15] 그러나 국내자본의 축적에 시간이 소요되는 한 국내생산이 즉시 증가할 수는 없으며, 따라서 이같은 국내수요의 확대는 해외에서 생산된 재화를 사용함으로써 충족될 수밖에 없다. 이는 곧 資本의 流入 및 經常收支의 赤字를 의미하는 것이다.

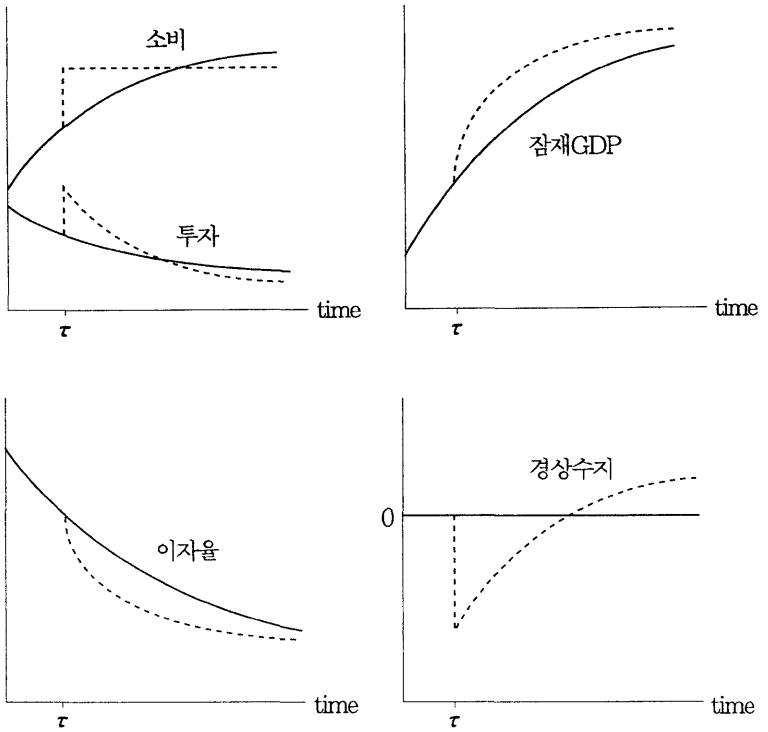
[그림 6]에서는 이러한 이론에 기초하여 一定時點(τ)에 자본시장이 개방되는 경우의 소비, 투자, 국내생산, 이자율 및 경상수지의 時間經路와 폐쇄경제하의 시간경로를 비교하고 있다.[16] 일단 개방

14) 이자율에 대한 저축률의 반응은 효용함수의 형태에 따라 다르게 나타나며 따라서 이론적으로 명확한 방향을 예측할 수 없다. 그러나 통상 사용되는 효용함수(이를테면 log함수)의 경우, 이자율 상승은 미래소득의 현재가치를 감소시키는 방향으로 작용함으로써 현재소비를 감소시키는 방향으로 작용하게 된다.

15) 여기에서 한가지 중요한 가정은 해외자본의 차입에는 Tobin's q 모형에서와 같은 調整費用(adjustment cost)이 차입자본량의 볼록함수(convex function)로 상정되고 있다는 것이다(Blanchard and Fischer[1989] 참조). 따라서 폐쇄경제가 개방경제로 이행하면서 도입자본량은 이에 부수하여 발생하는 거래비용이 국내외 이자율 격차와 같아지는 점에서 결정된다. 이때 개별 경제주체는 動態的 豫算制約式에 사용되는 이자율의 하락추세가 보다 빨라질 것을 기대하게 된다.

16) 이하의 결과는 이 시점에서 자본시장의 개방이 이루어질 것이라는 사실을 경

[그림 6] 資本市場開放과 巨視經濟變數의 動態的 時間經路
(실선: 폐쇄경제, 점선: 개방경제)



이 되면 우선 消費가 어느 정도 증가하나 자본축적에 의한 國內生産의 증가에는 시간이 필요하다. 따라서 국내생산에 대한 국내저축의 비율로 정의되는 貯蓄率은 개방 초기에 하락하게 된다.[17] 그러나 국내생산에 대한 國內投資의 비율 또한 증가하여 資本蓄積의 촉진 및 利子率의 하향 안정화에 기여한다. 개방 초기의 經常收支는 赤字狀態를 지속하나, 국내이자율이 해외이자율에 어느 정도 접근

제주체들이 예상하지 못하였다는 암묵적 가정하에서 도출된 것이다. 아울러 [그림 6]의 결과는 기술진보가 없는(생산함수의 A 증가율이 0인) 경우를 상정하고 있다.

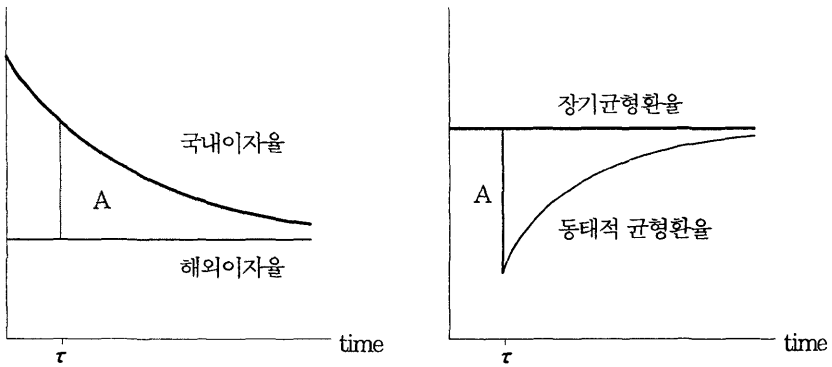
17) 이는 '과소비'의 증거로 오인될 수도 있을 것이다.

한 후에는 흑자로 반전되어 그동안의 경상수지 적자로 누적된 外債를 갚아 나가게 된다.

다. 動態的 均衡換率

이와 같은 신고전파 성장모형에는 名目變數에 대한 논의가 없다. 이는 價格變數가 매우 탄력적일 경우 一般物價水準(aggregate price level)이 實物變數의 변화에 아무런 영향을 미칠 수 없다는 미시경제학의 기본 정리에 암묵적으로 기초하고 있기 때문이다. 또한 신고전파 성장이론은 자본자유화와 관계하여 크게 주목받고 있는 변수인 換率을 명시적으로 다루고 있지 않다. 그러나 그 含意는 쉽게 추론될 수 있다. 즉 국내와 해외 통화 한 단위로 각각 국내와 해외 재화 한 단위를 구매할 수 있다고 할 때, 국내통화와 해외통화의 교환비율로 정의되는 換率은 국내재화와 해외재화 각 한 단위의 (動態的) 상대가치와 같아지게 된다. 여기에서 국내와 해외 재화 한 단위의 가치는 그 재화를 각각 국내와 해외에 투자함으로써 얻을 수 있는 未來收益率의 合[각각 $\prod_{s=t}^{\infty}(1+r_s)$ 및 $\prod_{s=t}^{\infty}(1+r_s^*)$]로 정의할 수 있으므로 t기의 환율 e_t는 $e_t = \prod_{s=t}^{\infty}(1+r_s^*) / \prod_{s=t}^{\infty}(1+r_s)$가 된다. 이와 같은 換率決定式에 생경한 독자들은 (i) 이 식의 양변에 log를 취하고, (ii) $t+1$기와 t기의 차분을 구한 다음, (iii) $\log(1+r) \cong r$로 近似함으로써 利子率平衡式 $\log(e_{t+1}) - \log(e_t) = r_t - r_t^*$을 도출해낼 수 있다. 역으로 표현하자면 이자율평형식이라는 差分方程式의 解로서 도출된 환율이 $\prod_{s=t}^{\infty}(1+r_s^*) / \prod_{s=t}^{\infty}(1+r_s)$인 것이다. 흔히 사용하는 통상의 이자율평형식과 한가지 차이점이 있다면 그것은 명목변수가 생략된 성장모형에서의 환율과 이자율은 모두 實質槪念의 변수들이라는 것이다. 즉 국내외 가격변화가 충분히 신속하게 이자율과 환율에 반영된다면 실질개념의 이자율평형식과 명목개념의 이자율평형식에는 아무런 차이가 존재하지 않는다.

[그림 7] 利子率平衡式에 의한 動態的 均衡換率



[그림 7]은 이러한 利子率平衡式의 動態的 意味를 보다 쉽게 설명하고자 τ시점에서 자본자유화가 급진적으로 단행되는 경우를 상정하고 있다. 장기적으로 환율은 어떠한 의미에서의 長期均衡(본 연구의 시뮬레이션에서 실제 사용한 장기균형의 개념은 經常收支의 均衡)을 향해 움직이고자 한다. 그러나 국내외 이자율의 격차가 존재하는 한 이자율평형식에 의한 換率이 動態的으로 變化하여야 한다는 점을 상기한다면, 환율이 장기균형에 도달할 때까지 국내외 이자율의 격차도 해소되어야 한다는 점을 추론할 수 있다. 따라서 완전한 자본자유화가 이루어진 후의 동태적 균형환율은 그 장기균형에 도달할 때까지 유지될 國內外 利子率隔差의 合만큼 장기균형 수준에서 벗어나게 된다. 즉 [그림 7]에서 동태적 균형환율 e_t와 장기균형 수준 e^*의 차이 A는 그 시점 이후의 국내외 이자율 차이의 積分값으로 결정되는 것이다.

이상의 논의를 통하여 자본자유화 初期에 換率이 왜 切上되는가를 이해할 수 있으며, 아울러 어느 정도 절상될 것인지를 개략적으로 추측할 수 있는 근거를 마련한 셈이다. 즉 이자율평형식의 성립을 가로막던 장벽이 해소될 때, 동태적 미래가치가 높은 국내재화

를 구매할 수 있는 국내통화의 가치도 절상되게 되며, 그 절상의 정도는 국내이자율의 동태적 시간경로에 의하여 결정되게 된다.

라. 資本自由化와 實質利子率

여기에서 한가지 강조하고자 하는 점은, 자본자유화가 이루어지면 國內利子率이 해외이자율에 수렴하기 위해서 급속히 下落할 것이라는 일반적인 기대가 큰 설득력을 갖지 못한다는 것이다. 한 경제의 실질이자율이 그 경제의 資本生産性으로부터 한없이 이탈할 수 없다는 점을 받아들이는 한, 實質利子率의 下落은 투자증가에 의한 (實物)資本의 蓄積이라는 장기간의 노력에 의해서 이루어질 수밖에 없다. 그러나 자본계정을 통한 '資本'의 유입은 단지 해외流動性의 유입을 뜻할 뿐이며 따라서 그 자체로는 이자율을 낮추는 데에 限界를 露呈하게 된다. 즉 자본유입에 의한 환율 절상압력을 중화시키기 위해 國內通貨가 增發되는 경우를 상정해 보면 통상의 화폐수요함수 논의에 의해 國內利子率이 短期的으로 下落할 것으로 추론할 수 있다. 그러나 長期的인 관점에서 볼 때 추후의 物價上昇이 이자율에 반영되면서 국내 名目利子率이 오히려 上昇한다는 것 또한 잘 알려진 사실이다.

만일 통화증발 대신 換率切上을 용인한다면 經常收支의 赤字가 뒤따르게 된다. 이러한 경상수지의 적자는 해외에서 유입된 유동성(자본수지의 흑자)을 해외에서 생산된 실물자산으로 교환하는 과정으로 이해될 수 있으며, 이렇게 해외(실물)저축을 활용함으로써 국내의 투자 및 자본을 보다 빨리 증가시킬 수 있다. 그리고 자본확충의 결과 국내 실질이자율도 하락하게 된다. 그러나 그 하락폭이 대단히 클 것으로 기대하기에는 무리가 있어 보인다. 하나의 극단적인 예로 매년 GDP 대비 2%의 경상수지 적자가 모두 국내의 추가적인 투자를 위해 사용된다고 가정해 보자. 1995년말 현재 국내자

본이 연간 GDP의 2.0~2.5배에 달한다는 점을 감안할 때 GDP 대비 2%의 投資增加에 의한 國內資本의 增加는 1%포인트에도 미치지 못하게 되며, 그 결과로 발생하는 國內利子率(혹은 $a \cdot Y_t/K_t$)의 下落分은 한 해에 0.10~0.15%에 그치게 된다.

그럼에도 불구하고 실물자본의 축적에 의한 실질이자율 하락은 그 효과가 장기적으로 지속될 수 있다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 자본자유화의 기본 취지가 低利의 海外資本을 사용하여 장기적으로 國內의 成長潛在力을 확충하는 데 있다면, 이는 經常收支의 赤字를 통해서 실현되는 것이다. 즉 자본수지의 흑자를 경상수지의 적자로 연결시키지 않으려 할 때 자본자유화는 해외 유동성의 수입이라는 비생산적인 부작용만 심화시킬 가능성이 농후하며, 그 적극적이고 긍정적인 의미는 거의 실종된다고 할 수 있을 것이다.

2. 케인지안 模型 — 短期模型

이상의 신고전파 성장이론은 모든 價格變數들이 대단히 彈力的으로 반응한다는 가정하에서 전개되고 있다. 국내 GDP는 총공급에 의하여 결정되는 潛在GDP와 일치하며, 따라서 자본자유화는 가능한 한 신속하게 추진하는 것이 국민경제의 厚生을 增進시킬 수 있다는 간명한 결론에 도달하게 된다. 반면 급격한 자본자유화가 換率을 切上시킴으로써 國內景氣를 급속히 냉각시킬 수 있다는 통상의 우려는, 價格變數들의 調整에 상당한 정도의 기간이 필요하다는 케인즈 학파의 기본 가정에서 출발하고 있다는 점을 상기할 필요가 있다. 즉 가격의 점진적인 조정이란, 단기적으로 總需要의 변화에 크게 영향받는 실제GDP가 總供給에 의하여 결정되는 잠재GDP로부터 상당기간 逸脫할 수 있음을 인정하는 것이다. 우리는 앞 절에서 설명한 신고전파의 이론을 가격변수들의 조정 이후에 관찰될 수

있는 장기적 현상으로 파악하고자 한다. 즉 신고전파 모형이 모든 경제변수들의 장기적 운동방향을 규정한다면, 케인즈 학파의 '硬直的 價格' 가정은 실물변수들과 명목변수들간의 단기적 상관관계를 설명하게 된다.

이와 같은 가격의 경직성을 가정할 경우 환율 및 거시경제 이론으로 가장 널리 사용되고 있는 모형으로는 Dornbusch(1976)를 꼽을 수 있다. 자본자유화의 초기에 발생하는 換率切上 및 그에 따른 輸出需要 감소가 신고전파 이론에서와 같이 (賃金 등) 국내가격의 충분한 하락으로 연결될 경우 국내 GDP에 미치는 영향은 크지 않을 수 있다. 그러나 이와 같은 가격조정이 서서히 이루어진다면, 국내경제는 短期的인 景氣沈滯를 겪을 수 있다. 이때 명목변수들과 실질변수들은 통상의 거시경제 교과서에서 설명되고 있는 유기적 상관관계를 보이게 되며, 환율결정이론으로서의 이자율평형식은 명목환율과 명목이자율의 영역에서 정의되게 된다.

이상의 이론적 논의는 자본자유화와 관련된 거시경제변수의 質的인 變化를 이해하는 데 도움을 줄 수 있으나, 그 변수들의 量的인 變化의 정도를 가늠해 주지 못한다. 이와 같은 한계를 극복하기 위하여 다음 장에서는 計量模型을 이용하여 자본자유화의 효과를 추정해 보고자 한다.

Ⅳ. 資本市場의 開放速度에 따른 巨視經濟波及效果의 시뮬레이션

1. 模 型

본 논문의 시뮬레이션을 위해 사용하는 계량모형은 長期的인 측면에서 新古典派的인 반면 短期的인 측면에서는 케인즈的이라 할 수 있다. 즉 모든 실질변수는 장기적으로 신고전파 성장이론과 같은 공급 측면에 의해 결정되지만, 단기적으로는 케인즈 모형에서처럼 수요 측면에 대한 충격이 중요한 역할을 하게 된다(〈附錄〉의 附表 4와 附表 5 참조).

기술적으로 장기와 단기를 구분하는 計量經濟學 方法으로는 誤差修正模型의 형태를 사용하였다. 즉 오차수정항에 장기 결정요인만을 포함시킴으로써 장기적으로는 모든 단기적 교란요인들의 영향은 사라지게 되고 오직 장기 결정요인의 영향만이 남게 된다. 이를테면, 이자율은 단기적으로 통화공급과 같은 여러 요인들의 영향을 받으나, 결국은 인플레이션율과 자본생산성의 합으로 수렴하는 것이 그 한 예이다. 이 경우 단기적인 측면에서는 얼마나 빨리 長期均衡으로 收斂할 것인가 하는 收斂速度가 중요해지는데, 이는 실제자료를 이용한 回歸分析을 통해 얻어진 추정치를 사용하였다.[18]

회귀분석을 위하여 사용된 자료는 1983년 1/4분기부터 1995년 4/4분기까지의 分期別 資料이나,[19] 시뮬레이션의 결과는 年間으로

18) 어떤 의미에서 이 모형은 오차수정항을 지니는 벡터 자기회귀체계로 볼 수 있다. 확률적 충격(stochastic shock)을 식별하기 위하여 변수 사이의 상호 인과관계를 가능한 한 최소화하였으나, 소비와 GDP 사이에서처럼 일부에는 그런 관계가 남아 있다.

환산된 값들을 보고하였다.[20] 예측에 사용되는 外生變數들은 가능한 한 단순하게 처리하였다(〈附錄〉의 附表 2 참조). 이중 특히 중요한 변수인 海外의 實質利子率은 시뮬레이션 기간(1996년 1/4분기부터 2005년 4/4분기까지)동안 4%로 일정하게 가정하였다.[21] 자본자유화와 관련된 換率方程式의 변화는 1996년부터 시작된다고 가정하였다.

2. 資本移動이 없는 경우(Benchmark)

[그림 2]에 나타나 있듯이 우리나라에는 1992년 이래 무시하지 못할 정도의 純資本 流入이 있어 왔다. 따라서 갑작스런 자본시장의 폐쇄는 앞에서 설명한 신고전파 성장이론의 閉鎖經濟로 回歸하는 경우로 해석될 수 있다. 이자율의 격차에 의한 자본이동이 불가능하므로 이자율평형식은 성립하지 않는다. 따라서 환율은 $e_{t-1} = e_t \mathrm{EXP}\{-b \cdot cb_t\}$에 의하여 경상수지의 균형을 향해 조정되도록 하였다. 단, 여기서 cb_t는 잠재GDP 대비 경상수지를 의미하며, b는 과거의 자료로부터 추정된 조정속도이다. 이같은 환율방정식에 대한 한가지 가능한 해석은 경상수지의 변화에 대한 政府의 反應函數라는 해석일 것이다.[22]

이 경우의 시뮬레이션 결과를 통해 經常收支의 均衡을 이루는 實

19) 추정기간을 1983년에서 1995년으로 설정한 가장 큰 이유는 이 시기가 회사채 이자율을 대표적인 이자율로 사용할 수 있는 최장의 기간이기 때문이다.

20) 分期別 시뮬레이션 결과는 자료의 季節性에 의하여 논의의 전개에 불필요한 계절적 변동을 나타내고 있어 이를 年間으로 환산하여 보고하였다.

21) 예를 들면 Barro and Sala-i-Martin(1990)은 장기적인 '국제실질이자율'로 연간 3~4%를 제시하고 있다. 우리는 국가 위험도를 감안하여 국제실질이자율을 4%로 설정하고 국내실질이자율이 4%에 이르면 자본수지가 균형에 도달하는 것으로 가정하였다.

22) 실제로 1980년대에 한국정부는 경상수지 균형을 달성하기 위하여 환율에 개입했던 것으로 여겨진다. 이에 대한 자세한 논의는 Oum and Cho(1995) 참조.

質換率 水準(혹은 購買力平價率 水準)을 추정할 수 있었으며 그 값을 아래의 시뮬레이션에서 長期 實質換率 水準으로 사용하였다. 또한 실질이자율이 2005년에 이르면 본 논문에서 가정한 국제이자율 수준에 근접한 年 4.2% 수준까지 하락하고, 외생으로 가정된 통화증가율 가정하에서 소비자물가 상승률은 3% 내외로 수렴함을 확인할 수 있었다.

3. 資本移動이 完全한 경우 : 急進的 完全自由化(Big Bang)

본 논문에서 '완전한 자본이동'이란 이자율평형식이 事前的(ex ante)인 의미에서 성립하는 경우를 상정하고 있다. 즉 경제주체의 환율예상은 경제내의 불확실성을 반영하여 事後的으로 평가할 때 항상 예측오차가 있게 마련이나 그들의 예측오차는 규칙성을 나타내지 않는다는 合理的期待(rational expectation)의 가설을 따르고 있다. 이 경우 시뮬레이션을 수행하는 實驗者(experimenter)가 경제주체가 예상하지 못한 충격을 事前에 인식하지 않는 한 합리적기대는 完全豫想(perfect foresight)의 경우와 동일해진다.

따라서 完全豫想의 가정하에서 환율의 動態方程式은 $e_{t+1} = e_t \mathrm{EXP}(i_t - i_t^f)$에 의하여 결정되며, 급진적으로 완전자유화하는 경우 이러한 환율방정식이 1996년이 시작됨과 동시에 이전의 환율방정식을 대체한다고 가정한다. 여타의 動態模型에서와 같이 이 경우 e_t의 값을 결정하기 위해선 境界條件(boundary condition)이 필요하다. 여기에서는 e_t의 初期값을 변화시키면서 그중 2005년의 i_t의 경로와 가장 합치되는 e_t를 찾아냈다. 2005년경이면 i_t는 i_t^f(6.5% = 4% 실질이자율 + 2.5% 물가상승률)에 거의 수렴해 있을 것이므로 실질환율 역시 구매력평가율에 근접해 있어야 한다.

물론 이러한 가상 시나리오가 현실화될 가능성은 희박할지 모르

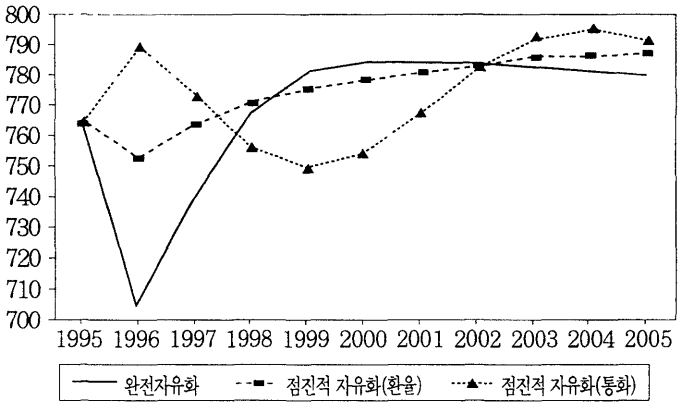
나, 폐쇄경제에 대비한 극단적인 상황을 상정해 봄으로써 보다 실현성이 높은 그 중간단계의 자본자유화 시나리오 하에서의 거시경제 모습을 파악하는 데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다. 아래에서 설명하는 바와 같이, 이 경우의 持續 可能한 유일한 정책은 換率에 의한 巨視經濟의 調整이다.

가. 換率의 오버슈팅

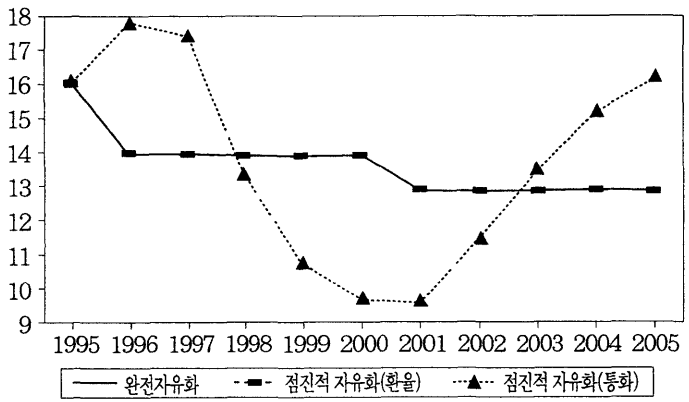
국내 통화공급을 자본자유화에 의한 자본유입에서 완전히 격리시킴으로써 통화공급의 외생성을 유지하되 환율이 자유롭게 조정되어 그 충격을 흡수하는 경우, 결과는 전형적인 Dornbusch(1976)流의 오버슈팅 현상이다. 환율은 초기에 약 15% 가량 절상되었다가 그 후 국내외 이자율차만큼 점차 절하되어 2005년에 이르면 구매력평가율에 수렴한다(그림 8). 이자율은 자본이동이 없는 benchmark 경우보다 다소 빠르게 감소하는데(그림 11), 이는 benchmark의 경우보다 투자가 활발하게 이루어져 자본축적이 더 빨리 진행되기 때문이다. 즉 자본이동이 없는 경우 실질이자율은 2005년에 이르러서야 世界利子率 수준인 4% 내외로 수렴하는 데 비하여, 자본이동이 완전한 경우에는 2000년경이면 세계수준에 근접하는 것으로 나타나고 있다(그림 12).

잠재GDP 역시 빠르게 증가하나(그림 14), 자유화 초기 3년동안은 해외수요의 축소로 인하여 단기적인 경기침체를 겪게 된다(그림 13). 소비자물가와 (특히 수입가격으로부터 더 큰 영향을 받는) 생산자물가는 비교적 안정적인 것으로 나타난다(그림 15, 그림 16). 경상수지 적자는 1997년에 GDP의 약 5%에 달하였다가 이후 점차 균형으로 접근하는데(그림 17), 이 과정에서 (순)외채가 급격히 늘어나 1999년에는 GDP의 15%에 이르게 된다(그림 18).

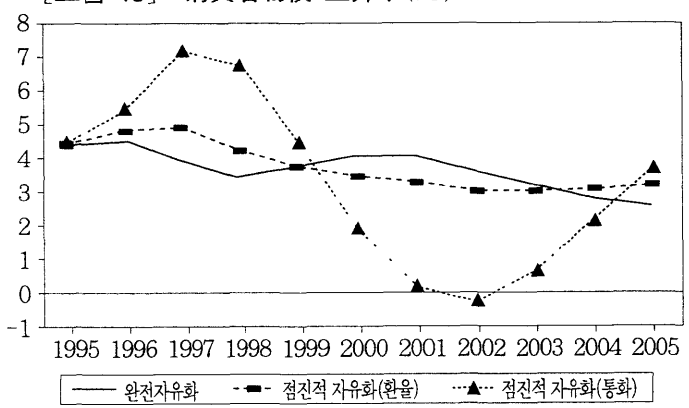
[그림 8] 實質換率(1990년 기준)



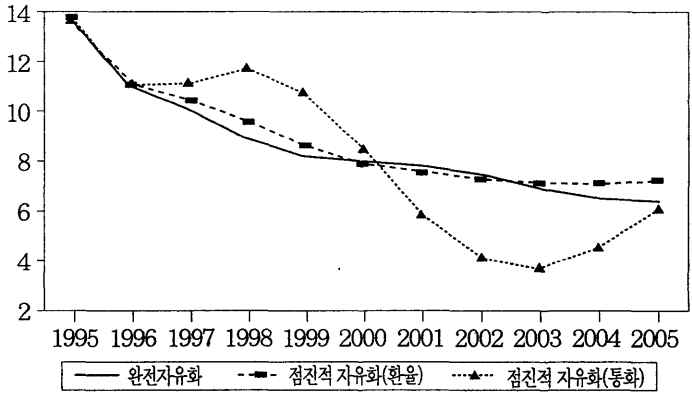
[그림 9] 通貨(M2) 增加率(%)



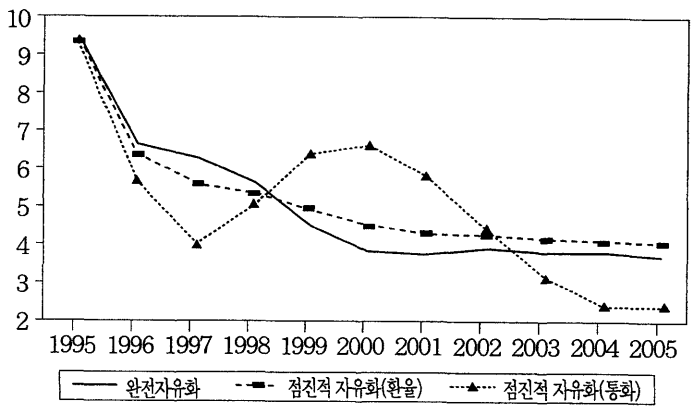
[그림 10] 消費者物價 上昇率(%)



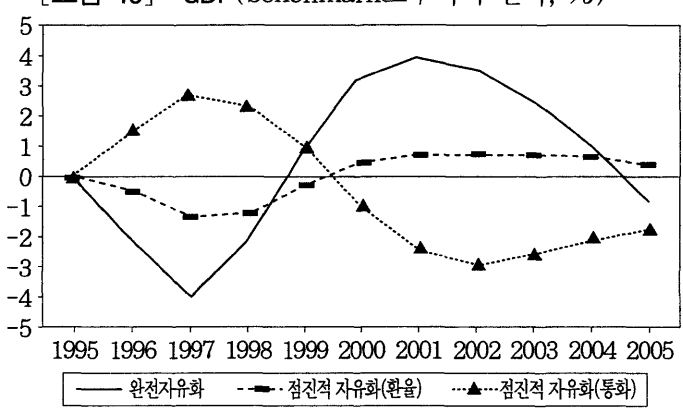
[그림 11] 名目利子率(%)



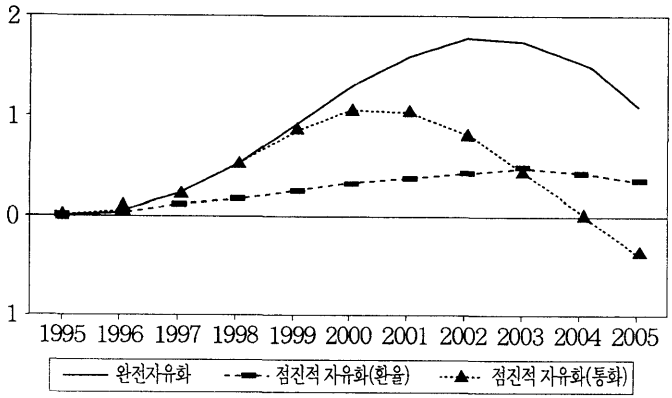
[그림 12] 實質利子率(%)



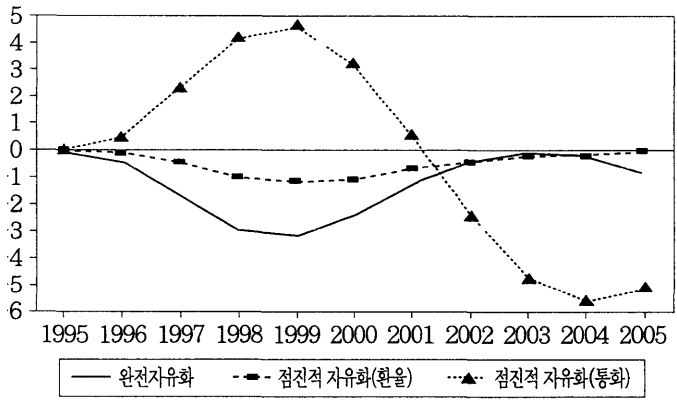
[그림 13] GDP(benchmark로부터의 편차, %)



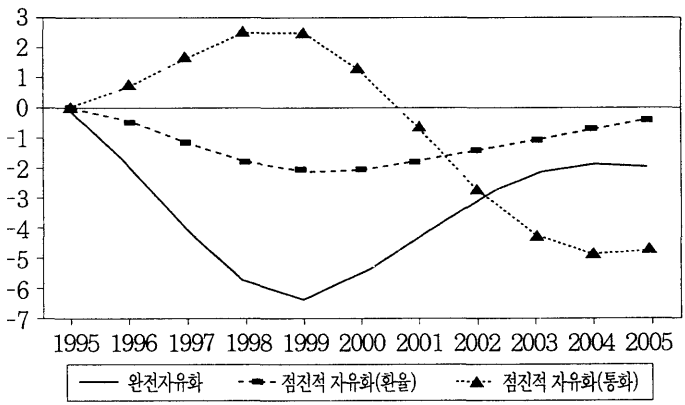
[그림 14] 潛在GDP(benchmark로부터의 편차, %)



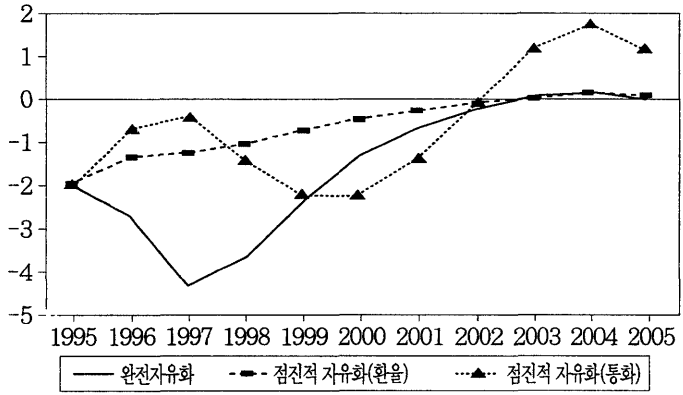
[그림 15] 消費者物價(benchmark로부터의 편차, %)



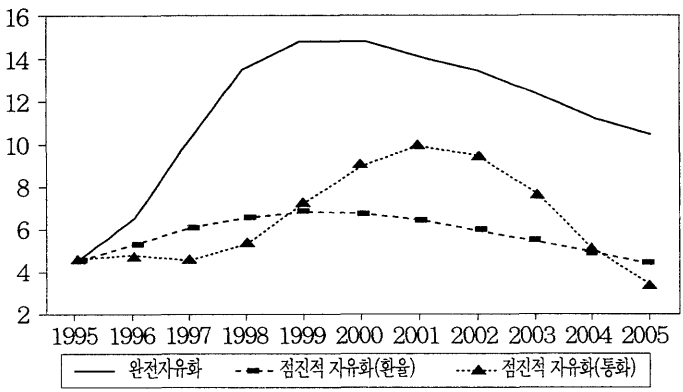
[그림 16] 生産者物價(benchmark로부터의 편차, %)



[그림 17] GDP 對比 經常收支(%)



[그림 18] GDP 對比 純外債(%)



나. 名目換率 維持政策

경상수지 적자에 의한 (순)외채의 누증을 원치 않는 정부당국은 종종 換率을 安定시키고자 노력한다. 따라서 본절에서는 환율절상을 용인하는 전절의 경우와 대비하여 명목환율 수준을 1996년의 외생변수 가정하에서 경상수지가 균형을 이룰 수 있을 것으로 추정되는 수준에 고정시켰다.[23] 완전자유화의 경우엔 이자율 평형이 성립

23) 1995년의 엔고가 지속된다는 외생변수의 가정하에서 이 수준은 약 800원/달러로 나타나고 있다.

하여야 하기 때문에, 명목환율을 안정시키기(모든 t에 대하여 $e_{t+1}=e_t$) 위해서는 국내이자율을 해외이자율에 일치시켜야 한다(모든 t에 대하여 $i_t=i_t^f$).

결론부터 말하자면 국내이자율을 해외이자율 수준으로 낮추는 擴張的 通貨政策은 장기적으로 持續 可能하지 않다. 본장의 모형을 이용한 시뮬레이션 결과에 의하면 1999년에 이르기도 전에 物價上昇率은 100%를 초과하였으며 模型은 發散하고 말았다.[24] $i_t=i_t^f$를 위한 최초의 확장적 통화정책은 물가상승을 유발하고 이에 따라 i_t는 다시 상승하며, $i_t=i_t^f$를 위해서는 추가적으로 통화 공급을 늘려야만 한다. 만일 국내외 이자율차가 그리 크지 않고 제3의 요소에 의해 그 격차가 곧 축소될 것으로 기대된다면, 일시적인 통화공급 확대는 합리적인 선택이 될 수도 있다. 그러나 우리나라의 현 상황은 그렇지 않은 것으로 보이며, 지면의 절약을 위하여 이 결과는 보고하지 않았다.

논란의 소지가 있기는 하나, i_t를 낮추는 또 하나의 방법은 정부가 극단적인 財政黑字를 실현하는 것이다. 그러나 國公債에 대한 이자율의 회귀분석 결과, 그 탄력성은 매우 낮았을 뿐만 아니라 통계적으로 유의하지도 않았다.[25] 〈附錄〉의 〈附表 5〉에는 공공채권에 대하여 가장 큰 탄력성을 보인 이자율식을 보고하였는데, 이 탄력성하에서조차 i_t를 i_t^f 수준으로 낮추기 위해선 GDP의 30~50%에 해당하는 債券 減少가 있어야 한다. 이는 현 정부예산의 2배에 달하는 수치로서 그 실현은 불가능할 것으로 보인다.

24) 환율 목표치에 상관없이 모형은 발산하였다.
25) 이러한 결과는 리카도 동등성 정리(Ricardian equivalence)의 증거로 해석될 가능성도 있다.

4. 資本移動이 不完全한 경우: 漸進的 自由化

본 논문의 시뮬레이션에서 漸進的 自由化가 急進的 完全自由化와 유일하게 다른 점은 kb_t에 대한 $i_t - i_t^f - \log(e_{t+1}/e_t)$의 탄력성이 한시적으로 유한한 값을 지니되, 시간이 흐를수록 점차 증가한다는 것이다.[26] 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$kb_t = f(t)\{i_t - i_t^f - \log(e_{t+1}/e_t)\}$, 모든 t에 대하여 $f(t)>0$, $f'(t)>0$.

본 연구에서는 여러 종류의 $f(t)$를 실험해 보았는데, 쉽게 짐작할 수 있듯이 $f(t)$가 빠르게 증가할수록 그 결과는 완전자유화의 경우에 가까워진다. 즉 $f(t)$가 빠르게 증가할수록 환율의 초기 절상 정도가 심화되거나(환율 절상의 경우), 모형의 발산 가능성이 커진다(명목환율 유지의 경우). 아래에 보고되고 있는 결과는 $f(t) = 7.5/(2010-t)$를 상정한 경우로서, 이는 (i) 정부가 늦어도 2010년까지는 자본시장을 완전히 개방할 뿐 아니라 국내자산도 해외자산에 거의 완전대체재에 근접한 자산이 될 것으로 기대되고($t = 2010$일 때 $f(t)$는 무한대로 접근한다), (ii) $f(1995) = 0.5$에 의해 얻어지는 kb_t의 값이 1995년의 실제값에 근사하다는 점에서 채택되었다.[27] 물론 이와 같은 조건을 만족하는 여타의 시간 경로가 수없이 많이 고려될 수 있으며, 실제 여러가지의 $f(t)$를 실험해 보았다. 그 중 $f(t) = 7.5/(2010-t)$는 이하의 명목환율 유지정책이 발산하지 않을 정도로 자본시장의 개방속도가 대단히 느린 경우에 해당한다. 즉 앞의 완전자유화 경우가 자본자유화의 속도가 극단적으로 빠른 경우를 상정한 것이라면, 본절의 점진적 자유화의 경우는 그 속도

26) 급진적 완전자유화의 경우에는 이 탄력성이 처음부터 무한대의 값을 갖는 것으로 해석될 수 있다. 즉 아주 작은 $i_t - i_t^f - \log(e_{t+1}/e_t)$의 변화에 대해서도 kb_t가 크게 반응하며, 따라서 실제로는 $i_t - i_t^f = \log(e_{t+1}/e_t)$가 항상 성립하게 된다.

27) 1995년에 kb_t는 약 3%, 이자율격차는 약 6%였다.

가 지극히 느린 경우를 상정한 것이라고 하겠다. 따라서 보다 실현 가능성이 높은 자본자유화의 속도는 두 경우 사이의 어디에 있다고 추측된다. [그림 8]~[그림 18]에서 '점진적 자유화(환율)'는 환율이 내생, 통화가 외생인 경우를 의미하며, '점진적 자유화(통화)'는 통화가 내생이고 환율이 고정되었을 때(〈附錄〉의 附表 3 참조)의 시뮬레이션 결과이다.

가. 換率의 오버슈팅

점진적 자유화의 경우 환율조정 경우의 결과는 그 정도만이 다를 뿐 완전자유화의 경우와 거의 유사하다. 환율은 앞서 논의된 kb_t식의 역함수인 $e_{t+1} = e_t \text{ EXP}\{i_t - i_t^f - kb_t / (7.5 / (2010-t))\}$에 의해 결정되는데, 초기에는 완전자유화에 비하여 상대적으로 덜 절상되었다가 시간이 흐를수록 서서히 절하되어 결국엔 購買力平價率 수준에 수렴한다(그림 8). 다른 모든 변수의 경우도 마찬가지로 다만 그 크기가 작을 뿐 완전자유화시의 방향과 동일하다.

나. 名目換率 維持政策

자본시장의 개방을 대단히 점진적으로 추진할 경우 흥미로운 점은 명목환율을 고정시키는 정부 정책이 가능하다는 점이다. kb_t의 크기가 국내외 이자율 격차에 크게 민감하지 않으므로, 정부는 완전자유화에 비하여 정책 설정에 더 많은 裁量權을 확보할 수 있다. 급진적 완전자유화의 경우처럼 환율을 고정시키고 종합수지 흑자에 해당하는 만큼의 원화 수요는 중앙은행이 공급하는 것으로 가정할 때(〈附錄〉의 附表 3 참조), 초기의 환율은 경상수지를 거의 균형에 이르도록 하므로(그림 17), 통화공급은 자본수지의 흑자만큼 확대되며 이는 물가상승을 유발한다. 物價上昇은 이후의 통화공급에 두 가지 상반된 방향의 영향을 미치게 된다. 그 하나는 명목이자율을

상승시켜 資本流入을 유발함으로써 통화공급을 확대시키는 효과이고, 다른 하나는 실질환율을 절상시켜 經常收支의 赤字를 통해 통화공급을 감소시키는 효과이다. 두 효과의 상대적 크기는 $f(t)$에 의존하는데, $f(t)=7.5/(2010-t)$의 경우엔 후자의 효과가 더 커지게 되고, 따라서 通貨供給이 減少한다(그림 9).[28] 초기의 통화량 증가에 기인한 경기활황 이후 1999년부터 가시화되는 경기 하강기에 발생하게 되는 이러한 통화의 감소는 景氣를 더욱 沈滯시키게 된다(그림 13). 경기침체는 物價上昇率을 더욱 下落시키고(그림 10), 명목이자율은 2001년에 이르러 마침내 해외이자율보다도 낮아져서(그림 11), 2002년에는 경상수지 흑자와 함께 資本의 海外流出을 야기하게 된다(그림 17). 환율이 오버슈팅하는 완전자유화의 경우와 비교할 때 외채의 규모가 작아지는 대신(그림 18) 잠재GDP 확대효과 또한 감소하며(그림 14), 거시경제의 안정성이라는 측면에서는 반대 방향의, 그러나 거의 비슷한 정도의 불안정성을 경험하게 된다.

5. 시뮬레이션의 限界

計量模型에 의한 정책시뮬레이션에 일반적으로 많은 限界가 있다는 점은 이미 잘 알려져 있다.[29] 이를 부분적으로나마 극복하기 위하여 본장에서는 정책시행 이전의 과거 자료로부터 추정되는 經驗的 推定値에만 의존하지 않고 경제변수들간의 先驗的인 관계를 곳곳에서 사용하고자 노력했으나, 그 근본적인 한계를 완전히 극복하지는 못하고 있다. 특히 본장의 시뮬레이션에 사용된 모형은 기본

28) 만일 $f(t)$가 더 빨리 증가하는 형태를 지니고 있다면, 모형은 완전자유화에서처럼 발산한다.

29) 예를 들어 Lucas(1976) 참조.

적으로 過去指向的(backward-looking)이다. 예를 들어, '期待'물가 상승률은 정부의 정책에 대한 合理的期待(rational expectation)로부터 유추된 것이 아니라 단순히 과거의 물가상승률로부터 얻어졌다. 그럼에도 불구하고 시뮬레이션에 사용된 未來指向的(forward-looking)인 환율결정방식은 모형의 과거지향적인 부분과 일관되지 않는다고 할 수 있을 것이다.

그러나 자본자유화와 관련하여 이러한 技術的인 限界보다 훨씬 중요한 문제는 잠재적인 換投機의 가능성이 존재할 때 점진적 자유화가 과연 유지될 수 있겠는가 하는 점이다. 자본이동이 국내외 이자율 차이에 대하여 부분적으로만 반응한다는 가정은 잠재적 환투기에 의한 外換去來가 量的으로 制限되거나 혹은 國內外 貨幣表示資產이 상당히 不完全한 代替財일 때 성립할 수 있다. 즉 점진적 자유화가 성공하기 위한 대전제는 이자율 차이가 충분히 좁혀질 때까지(이를테면 2000년까지) 외환의 유입량을 어느 정도 효과적으로 제어할 수 있는가, 혹은 정부의 자본통제를 우회할 경우 발생할 수 있는 잠재적인 비용을 얼마나 크게 유지할 수 있는가(즉 국내외자산을 얼마나 불완전한 대체재로 유지할 수 있는가)에 달려 있다고 할 수 있을 것이다.

V. 要約 및 示唆點

본 연구에서는 몇가지 서로 다른 資本自由化 시나리오 하에서 주요 거시경제변수의 動態經路에 대한 시뮬레이션 결과를 살펴보았다. 앞에서 언급한 바와 같이 이같은 실험의 한계를 충분히 감안한다 하더라도, 본 연구는 각 시나리오에 따라 경제가 어느 방향으로

진행될 것인가에 대한 개략적인 아이디어를 제공해 주고 있다.

특히 최근에 큰 이슈로 등장하고 있는 經常收支 赤字問題에 대해 본 연구는 그 경제학적 의미를 합리적인 경제주체가 한정된 자원을 효율적으로 배분하고자 하는 노력의 결과로 조명하였으며, 또한 모형의 시뮬레이션 결과는 경상수지적자의 폭에 대한 대체적인 중장기 전망에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다. 현재의 거시경제 여건하에서 이루어지고 있는 자본시장의 개방은 資本收支의 黑字를 초래할 것이 거의 확실하며, 대외부문의 항등식을 고려하는 한, 자본수지의 흑자는 經常收支의 赤字로 연결될 것임을 쉽게 추론할 수 있다. 다만 그 크기는 [그림 17]에 나타나 있듯이 자본자유화의 推進速度에 어느 정도 의존할 것이다. 본장의 '급진적 완전자유화'와 '점진적 자유화' 시나리오가 현재 추진중인 자본자유화계획의 양극단을 상정했다고 가정할 때, 향후의 經常收支 赤字幅은 [그림 17]에 표시된 두 時間經路의 중간 어디에서 결정될 것으로 추측할 수 있다. 즉 예상하지 못한 큰 충격이 도래하지 않는 경우 향후 2~3년간 經常收支의 赤字幅은 GDP 대비 2~3%에 달할 것으로 보이며, 그 이후에는 이자율의 하락과 함께 경상수지의 적자폭도 축소될 것으로 추론할 수 있다. 아울러 실질환율의 시간경로도 자본자유화의 속도에 영향을 받겠으나 자본유입과 함께 지속적으로 절상될 수는 없으며, 개방초기의 단기적인 절상에 이어 점차 절하되는 추세에 놓이게 될 것이다.

본 연구에서 市場開放의 速度를 포함한 여러 가능한 政策組合들 중에서 정책당국의 目的函數에 따라 달라지는 '最適'의 정책을 구체적으로 가려내고자 하는 노력은 기울이지 않았으나, 정책당국자에게 그들의 거시경제정책에 대한 선택이 무엇을 의미하는가에 대한 다소간의 설명은 이루어지고 있다고 사료된다. 즉 자본자유화의 목적이 物價安定과 潛在生産能力의 극대화에 있다면, 환율의 오버

슈팅을 수반한 급진적 완전자유화에 최우선 순위가 주어질 것이다. 그러나 이 경우 정책당국은 최초 수년간의 고통스런 경기침체를 겪은 후에야 경기활황이 온다는 사실과 경상수지 역시 큰 폭의 적자를 경험한 후에야 흑자로 돌아설 수 있다는 사실을 국민에게 납득시켜야 한다. 아마도 이에 소요되는 시간은 정책당국자들에게 너무 긴 세월일 것이다. 또한 經濟學的인 기준에서 보더라도 경기침체라는 비용을 지불하면서 잠재GDP만을 極大化하는 것이 최적의 선택이라고 판단할 근거는 없으며, 이 경우 점진적 자유화가 보다 합리적인 선택일 수도 있다. (實質)利子率이 지속적으로 하락하고 있다는 사실이 漸進的 自由化를 합리화하는 중요한 논거가 되나, 해외통화의 유입에 대한 조절능력이 성공적인 漸進的 自由化를 위한 필요조건이라고 할 것이다. 그러나 그 어느 경우에도 얼마나 점진적이어야 '最適'인가에 대한 대답은 얻어지지 않고 있다.

아울러 (명목)이자율의 하락을 유도하기 위해서는 物價安定이 반드시 필요하다는 점은 새삼 강조할 필요가 없을 것이다. 즉 국내외 자본생산성의 격차가 단기간(이를테면 2~3년 이내)에 해소될 것으로 기대하기는 어려운 현 상황에서 국내이자율을 단기적으로 낮추기 위한 팽창적 통화정책은 자본시장의 개방에 의한 경상수지 적자를 축소시키기 위한 근원적 대책이 될 수는 없을 것으로 판단된다. 반면 자본자유화와 관련하여, 특히 불확실성이 높은 대외부문으로부터의 충격은 가능한 한 환율의 신축적인 조절을 통하여 흡수하는 것이 국내 거시경제의 안정을 크게 저해하지 않는 한가지 방법이 될 수 있을 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金俊經, 「株式市場 開放의 원貨切上效果」, 『韓國開發研究』, 제16권 제3호, 한국개발연구원, 1994, pp. 69~96.

朴佑奎, 『韓國 巨視金融의 政策研究』, 연구논문집 92-01, 한국개발연구원, 1992.

朴元巖, 『OECD 加入과 資本自由化』, 연구보고서 96-01, 한국개발연구원, 1995.

白雄基, 『資本流入의 巨視經濟的 效果와 政策對應』, 한국개발연구원, 1994.

李忠烈, 『資本流入의 短期的 效果分析』, 한국금융연구원, 1994.

洪性德, 「韓國經濟의 成長要因分析 (1963~92)」, 『韓國開發研究』, 제16권 제3호, 한국개발연구원, 1994, pp. 147~178.

Barro, Robert and Xavier Sala-i-Martin, "World Real Interest Rates," O.J. Blanchard and S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual,* MIT Press, 1990.

Blanchard, Olivier, and Stanley Fischer, *Lectures on Macroeconomics,* MIT Press, 1989.

Dornbusch, Rudiger, "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy,* Vol. 84, December 1976, pp. 1161~1176.

Dornbusch, Rudiger and Yung Chul Park (eds.), *Financial Opening: Policy Lessons for Korea,* Korea Institute of Fin-

ance, 1995.

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

Lucas, Robert E., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," in Karl Brunner and Allan Meltzer (eds.), *Carnegie-Rochester Conference Series,* Vol. 1, 1976, pp. 19~46.

Oum, Bong-Sung and Dongchul Cho, "Korea's Exchange Rate Movements in the 1990s: Evaluations and Policy Implications," Presented at the KDI Symposium on Prospects of Yen-Dollar Exchange Rates and Korea's Exchange Rate Policy, Korea Development Institute, 1995.

Park, Dae-Keun, "Financial Opening and Capital Inflow: The Korean Experience and Policy Issues," in Dornbusch and Park, 1995.

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

Taylor, Mark P., "The Economics of Exchange Rate," *Journal of Economic Literature,* March 1995, pp. 13~47.

〈附錄〉 新古典派 成長模型을 이용한 韓國經濟의 分期巨視模型

本 附錄은 신고전파의 성장모형에 케인지언의 경기순환모형을 접목하여 구성한 韓國經濟 分期巨視模型에 대한 설명이다. 제Ⅳ장의 시뮬레이션 분석에서는 자본자유화시의 거시경제효과를 크게 急進的 自由化(자본의 완전이동)와 점진적 자유화(자본의 불완전이동)로 나누어 분석하고 있으며, 점진적 자유화시의 효과는 환율을 내생화하고 통화를 외생화한 '漸進的 自由化(換率)'의 경우와 통화를 내생화하고 환율을 달러당 800원으로 고정시킨 '漸進的 自由化(通貨)'의 경우로 나누어 분석하고 있다. 〈附表 1〉은 모형에서 사용한 변수명에 대한 설명이고, 〈附表 2〉는 급진적 완전자유화 및 점진적 자유화 시뮬레이션시의 외생변수에 대한 가정을 나타내고 있다. 그리고 〈附表 3〉에서는 이들 시뮬레이션 각각의 경우에 있어서의 환율과 통화공급결정 메커니즘에 대한 가정을 나타내고 있다. 〈附表 4〉에는 모형의 항등식을, 그리고 〈附表 5〉에는 모형의 추정결과를 제시하고 있다.

〈附表 1〉 變數名

變數	內容	變數	內容
A	기술수준	P^p	생산자물가지수
B	공공채권	P^x	수출단가
C^G	정부소비지출	P^m	수입단가
C^P	개인소비지출	P^f	해외도매물가지수
e	환율	P^o	원유수입 단가
I	총고정자본형성	i	국내이자율
kb	자본수지	i^f	해외이자율
K	자본스톡	t	시간추세변수
L	노동	W	임금
M	통화공급(M2)	XG	수출
MG	수입	Y	국내총생산
MPK	자본의 한계생산성	Y^f	해외GDP
MPL	노동의 한계생산성	π	인플레이션율
P^c	소비자물가지수	τ	세율

〈附表 2〉 外生變數에 대한 假定

(단위 : %)

	급진적 완전자유화(환율)	점진적 자유화(환율)	점진적 자유화(통화)
Y_t^f	3.0	3.0	3.0
P_t^f	2.5	2.5	2.5
L_t^*	0.55	0.55	0.55
e_t	–	–	800
$\overline{M_t}$	14.0 (1996~2000) 13.0 (2001~2005)	14.0 (1996~2000) 13.0 (2001~2005)	– –
$\overline{B_t}$	14.0 (1996~2000) 13.0 (2001~2005)	14.0 (1996~2000) 13.0 (2001~2005)	– –

〈附表 3〉 換率과 通貨供給決定 메커니즘

	換　率(e_t)	通貨供給(M_t)
급진적완전자유화 (e_t)	$e_{t+1}=e_t\mathrm{EXP}(\iota_t-\iota_t^f)$	$M_t=\overline{M_t}$(외생)
점진적 자유화 (e_t)	$e_{t+1}=e_t\mathrm{EXP}\{\iota_t-t_t^f-kb_t/(7.5/(2010-t))\}$	$M_t=\overline{M_t}$(외생)
점진적 자유화 (M_t)	$e_t=800$	$M_t=\overline{M_t}+5(kb_t+cb_t)$

註 : 통화공급을 통한 점진적 자유화에서 통화승수는 5로 가정함.

〈附表 4〉 恒等式

$$Y_t^*=A_t\cdot K_t^{1/3}\cdot L_t^{2/3}$$

$$A_t=\mathrm{EXP}(0.02254\cdot t-44.9738)$$

$$K_t=(1-0.0165)K_{t-1}+(1/4)(I_t+I_{t-1}+I_{t-2}+I_{t-3})$$

$$L_t=\mathrm{EXP}(0.02837\cdot t-46.6687)$$

$$MPL_t=Y_t^*/L_t$$

$$MPK_t=(4/3)\ Y_t^*/L_t$$

$$MPK_t^*=(4/3)\ [0.075+\mathrm{EXP}(-0.06447\cdot t+125.355)]$$

$$K_t^*=[(3/4)A_t/MPK_t^*]^{2/3}\cdot L_t$$

$$P_t^*=(M_t/Y_t^*)\mathrm{EXP}(-0.03157\cdot t+67.0944)$$

$$\pi_t=\log(P_t^c/P_{t-4}^c)$$

$$Y_t=C_t^P+C_t^G+I_t+XG_t-MG_t$$

註 : 1) *MPK* 식의 4는 분기치를 年化한 것임.
2) *MPK** 식의 0.075는 장기 *MPK*를 年 10%로 수렴시키는 수치임.

〈附表 5〉 韓國經濟의 分期巨視模型

$$\Delta\log(C_t^p) = \underset{(8.09)}{0.26} \cdot \Delta\log((1-\tau_t)Y_t) + \underset{(1.70)}{0.17} \cdot \Delta\log(M_t/P_t^c)$$

$$- \underset{(2.23)}{0.09} \cdot \log(C_{t-1}^p/Y_{t-1}) - \underset{(2.27)}{0.06}$$

$$\Delta\log(I_t) = - \underset{(2.65)}{0.31} \cdot \Delta\log(I_{t-1}) + \underset{(1.98)}{0.26} \cdot \Delta\log(XG_t) + \underset{(1.10)}{0.29} \cdot kb_t$$

$$- \underset{(1.44)}{0.53} \cdot (\iota_t - \pi_t - MPK_t) - \underset{(1.34)}{0.30} \cdot \log(K_{t-1}/K_{t-1}^*) - \underset{(7.04)}{0.28}$$

$$\Delta\log(XG_t) = \underset{(2.33)}{0.30} \cdot \log(P_{t-2}^f/P_{t-2}^x) - \underset{(2.11)}{0.16} \cdot [\log(XG_{t-1})$$

$$- \underset{(26.75)}{3.04} \cdot \log(Y_{t-1}^f)] - \underset{(9.73)}{0.12}$$

$$\Delta\log(MG_t) = \underset{(1.72)}{0.21} \cdot \Delta\log(I_t) + \underset{(2.32)}{0.27} \cdot \Delta\log(I_{t-1}) + \underset{(0.83)}{0.64} \cdot \Delta\log(C_t^P + C_t^G)$$

$$+ \underset{(1.19)}{0.17} \cdot \Delta\log(XG_t) - \underset{(1.83)}{0.24} \cdot \log(e_t \cdot P_t^m/P_t^p)$$

$$- \underset{(2.03)}{0.15} \cdot \log(MG_{t-1}/XG_{t-1}) + \underset{(1.92)}{1.67}$$

$$\iota_t = \underset{(11.51)}{0.79} \cdot \iota_{t-1} + \underset{(1.51)}{0.02} \cdot \Delta\log(I_t) - \underset{(1.98)}{0.12} \cdot \Delta\log(M_{t-1}/P_{t-1}^c)$$

$$- \underset{(1.31)}{0.01} \cdot \log(M_{t-1}/B_{t-1}) + \underset{(3.03)}{0.21} \cdot (\pi_{t-1} + MPK_{t-1} - 0.066)$$

$$+ \underset{(0.04)}{0.0002}$$

$$\Delta\log(W_t) = - \underset{(2.43)}{0.34} \cdot \Delta\log(W_{t-1}) + \underset{(3.34)}{0.35} \cdot \log(Y_t/Y_t^*)$$

$$- \underset{(1.42)}{0.05} \cdot [\log(W_{t-1}/P_{t-1}^c) - \log(MPL_{t-1})] + \underset{(1.31)}{0.36}$$

$$\Delta\log(P_t^c) = \underset{(1.54)}{0.19} \cdot \Delta\log(P_{t-1}^p) + \underset{(3.39)}{0.09} \cdot \log(Y_t/Y_t^*)$$

$$+ \underset{(1.97)}{0.07} \cdot \log(P_{t-1}^c/P_{t-1}^*) + \underset{(11.07)}{0.02}$$

$$\Delta\log(P_t^p) = \underset{(1.82)}{0.04} \cdot \Delta\log(W_{t-1}/MPL_{t-1}) + \underset{(4.01)}{0.39} \cdot \Delta\log(P_t^c)$$

$$+ \underset{(4.23)}{0.12} \cdot \Delta\log(e_t \cdot P_t^m)$$

$$- \underset{(2.49)}{0.09} \cdot [\log(P_{t-1}^p) - \underset{(3.53)}{0.26} \cdot \log(P_{t-1}^c) - \underset{(37.84)}{0.74} \cdot \log(e_{t-1} \cdot P_{t-1}^m)]$$

$$- \underset{(2.14)}{0.004}$$

$$\Delta\log(P_t^x) = \underset{(2.26)}{0.05} \cdot \Delta\log(XG_t) + \underset{(3.56)}{0.60} \cdot \Delta\log(P_t^p/e_t)$$

$$- \underset{(1.37)}{0.11} \cdot [\log(P_{t-1}^x) - \underset{(17.61)}{0.85} \cdot \log(P_{t-1}^p/e_{t-1})] + \underset{(0.73)}{0.002}$$

$$\Delta\log(P_t^m) = \underset{(3.02)}{0.46} \cdot \Delta\log(P_t^f) + \underset{(3.43)}{0.08} \cdot \Delta\log(P_{t-1}^o) + \underset{(2.50)}{0.40} \cdot \Delta\log(P_{t-1}^p/e_{t-1})$$

$$- \underset{(1.80)}{0.17} \cdot [\log(P_{t-1}^m) - \underset{(49.51)}{0.82} \cdot \log(P_{t-1}^f) - \underset{(10.74)}{0.18} \cdot \log(P_{t-1}^o)]$$

$$- \underset{(0.27)}{0.001}$$

註 : 1) *는 잠재수준, Δ는 1차차분을 의미함.
2) 추정시 계절조정더미변수를 사용하였으나 여기에 보고하지는 않았으며, 괄호 안의 숫자는 t-통계량을 나타냄.

論 評

崔 公 弼
(韓國金融硏究院)

이 연구는 金融開放의 速度나 政策對應과 관련된 資本自由化의 巨視經濟的 波及效果를 신고전학파의 이론적 틀을 토대로 計量分析을 통해 조명한 점에서 시의적절하고 의의있는 노력이라고 판단된다. 특히 經常收支擴大原因을 신고전학파의 성장이론적 관점에서 조명한 점이나 시뮬레이션을 통해 자본개방속도에 따른 거시경제적 효과의 차이를 부각시킨 점은 開放이 진행되고 있는 우리 경제에서 장기적으로 一貫된 政策選擇을 위해 시사하는 바가 크다. 특히 開放初期의 저축률 하락과 투자율 증대로 經常收支赤字가 확대되는 현상과 국내금리수준의 인하 이후에 經常收支赤字가 줄어드는 현상은 현재 우리 경제가 겪고 있는 경상수지문제를 장기적 관점에서 분석한 유용한 결과이다.

이 밖에 이 연구는 개방경제의 특징적 현상을 이해하는 데 도움을 주는 면도 있다. 첫째, 이 연구에서 지적한 開放初期의 換率切上 이유 및 경상수지적자를 해외자본을 활용하여 미래생산능력확충으로 연결시키는 과정으로 해석한 점은 우리나라와 같이 개방초기의 경제에서 경상수지적자에 관련된 일반적인 오해를 불식시키는 데 유용할 것으로 보인다. 둘째, 漸進的 自由化가 經常收支赤字幅이 확대되는 상황하에서 投機的 攻擊의 대상이 될 우려가 있음을 지적한 점도 開放速度에 관한 이 연구의 중요한 시사점이다. 셋째, 자유화초기의 절상압력과 수출감소가 국내가격의 충분한 하락으로 연결되지 않을 경우 國內經濟는 景氣沈滯過程을 겪게 된다는 점은 현

우리의 경제상황을 설명하는 데 적합한 관찰이다.

다만 몇가지 보완할 점과 추후 연구과제를 열거해 보면,

첫째, 硏究의 結論을 도출하는 데 큰 영향은 없을 것으로 판단되나 계량경제적 접근방법상 自由化의 速度나 巨視政策組合, 期待 役割의 차이를 보다 다양한 각도에서 구체적으로 고려할 필요가 있다.

둘째, 一般的인 巨視經濟變數보다 換危險을 고려한 對外金利差를 資本流入의 主決定要因으로 다룬 점은 部分開放經濟에서 다소 타당성이 결여되는 측면이 있다. 최근까지 資本流入의 대부분이 대외금리차를 노려서라기보다는 주식시장의 개방과 국제투자자들의 포트폴리오 배분동기에 의한 것이기 때문이다.

셋째, 자본자유화의 경제적 효과를 物價와 成長의 궤적을 중심으로 분석함에 따라 海外技術衝擊 등에 의한 巨視經濟의 不安定效果나 資産價格變動幅(volatility)의 변화를 부각시키지 못한 점은 開放經濟의 특성을 충분히 반영하지 못한 것으로 판단된다. 특히 모형의 표기상 개방경제에서는 해외충격의 전달과정(spillover effect)이나 외환시장과 국내금융시장간의 연계성이 높아지는 특징을 구체적으로 반영할 필요가 있다.

넷째, 최근에 들어 위험프리미엄 불포함 이자율격차가 점차 줄어드는 반면 資本收支는 늘어나는 실제 데이터의 變化推移를 감안할 때 자본수지가 이자율격차에 점차 민감하게 반응하고 있다는 주장이 이자율격차에 대한 자본수지 탄력성에 線型時間趨勢를 추가한 데서 유래하는 추정결과의 artifact가 아닌가를 의심하게 한다.

다섯째, 資本開放程度와 이에 대한 政策對應의 선택이 극단적인 경우에만 국한되어 있어 현실적인 시사점이 다소 약한 면이 있다. 이 연구의 틀 하에서 정책담당자들은 急進的 또는 漸進的 選擇을 우선적으로 한 후 換率調整 또는 換率安定의 선택을 하게 된다. 즉

시뮬레이션에 있어 資本自由化의 經濟的 效果를 신고전파 성장이론에 기초하여 방법과 속도를 구분·분석한 데 의의가 있다고 판단되나 極端的 境遇(급진적 완전자유화 vs. 점진적) 以外의 資本自由化方法(e 또는 M)이 과연 정책입안자의 구체적 선택대상인지에 관해서는 확실한 결론을 제시하지 못하고 있다.

관련된 문제로는 급진적 자유화와 점진적 자유화의 선택자체가 開放初期의 절상압력과 경상수지적자 및 경기침체 등의 영향을 어디까지 허용할 것인가에 달려 있다. 특히 急進的 또는 漸進的 自由化의 선택은 결국 선택 당시의 巨視狀況에 크게 의존하므로 이 연구에서의 시뮬레이션 결과는 換率의 迅速한 조정 또는 安定的 維持政策의 선택에 구체적으로 도움을 주는 방향으로 초점이 맞추어질 필요가 있다. 예를 들어, 환율의 오버슈팅현상은 換率維持政策과 마찬가지로 극단적인 경우에 해당하므로 이러한 구분보다는 換率調整과 通貨供給의 외생성의 정도에 대한 정책적 선택을 통해 거시경제적 효과를 비교하는 것이 보다 현실적인 접근방법으로 판단된다. 즉 換率의 오버슈팅이나 換率維持政策은 換率과 通貨政策組合에 대한 선택을 뜻하며, 현실적인 배경하에서의 계량분석은 점진적 개방하에서 이러한 환율과 통화의 조합을 어떻게 誘導해 나가는가를 규명하기 위해 필요하기 때문이다. 이러한 政策組合의 시뮬레이션결과가 좀더 보강될 경우 이 연구는 학문적, 정책적으로 보다 큰 기여를 할 수 있을 것으로 보인다.

한편 이 연구의 핵심이 연구자의 의도대로 開放速度의 차이에 따른 거시경제적 파급효과의 차이를 계량적으로 분석하고자 한 것이지만 개방속도에 대한 구체적인 계량화가 어려우므로 현실적으로 의미있는 결과를 기대하기 어려운 것이 사실이다. 追後 이 연구의 延長으로 資本移動速度를 나타내는 모수와 환율 및 통화량의 組合을 나타내는 모수의 calibration을 통한 시뮬레이션이 가능할 것으

로 보이며, 더 나아가서 자본이동자체를 거시경제현상으로 파악하여 資本移動決定要因의 변화를 통한 시뮬레이션결과도 제시할 수 있을 것으로 판단된다. 또한 미래지향적 시뮬레이션에 있어 合理的期待(rational expectations)에 대한 고려가 전혀 반영되지 못한 점은 아쉬우며 추후 연구에서는 환투기공격(speculative attack)의 가능성이 있는 경우 정책선택의 패러다임이 어떻게 바뀌는지를 조명할 필요가 있다.

이러한 면에서 이 硏究는 극단적인 경우에 기초한 시뮬레이션에 치중한 것으로 간주되며 主要變數의 動的調整方向만을 제시하였기 때문에 구체적으로 政策擔當者가 관심을 가지는 선택에 대해 유용한 실증결과를 제시하지 못하고 있다. 그러나 실제로 政策選擇과 관련된 目的函數가 정의되지 않은 상태에서 이러한 문제의 답변을 계량분석에서 구하는 것 자체가 무리한 시도이다. 즉 이 연구의 원래 취지인 점진적 자유화의 實際的 意味가 무엇인지를 밝혀내는 것은 目標變數가 정의되고 목표범위가 정해진 후에야 가능할 것으로 판단된다. 다만 이미 밝힌 바와 같이 자본자유화의 속도차이에 따라 經濟가 相異한 調整過程을 밟게 된다는 것을 계량적으로 밝힌 점은 중요한 기여라고 판단된다.

金 俊 逸

(本院 硏究委員)

현재 우리 경제의 중요한 현안으로 부상하고 있는 資本市場 開放과 관련하여 최근에는 자본자유화의 速度와 推進形態에 대한 論議가 활발하게 진행되고 있다. 그러나 이제까지의 많은 論議에도 불구하고 자본자유화의 거시경제적 파급효과에 대해서는 信賴性 있는 實證分析이 아직 이루어지지 못하고 있는 실정이다. 특히 資本自由

化가 不連續的인 制度變化 혹은 環境變化(regime change)라는 점 때문에 자본자유화에 따른 거시경제적 파급효과를 計量化하기에는 많은 限界가 있을 수밖에 없다고 생각된다.

曺東徹·金仁喆의 論文도 이러한 근본적인 限界를 완전히 벗어나지는 못하였으나 자본자유화의 거시경제적 파급효과와 관련된 論議에 있어서 대단히 중요한 礎石을 제공한 것으로 평가된다. 무엇보다도 이 논문이 자본자유화에 따른 거시경제적 효과의 波及經路와 動態的 패턴과 관련하여 新古典派 成長模型에 기초한 정교한 論理的 틀을 제공한 것은 매우 높이 評價되어야 할 것이다. 실제로 이제까지는 자본자유화의 파급경로나 作動原理 등에 대한 이론적인 論議가 결여된 채 자본자유화의 거시경제적 파급효과에 대한 推定結果나 政策對應方案 등이 제시되어 왔던 측면이 있음을 부인하기 어렵다.

이와 함께 논문에서 제시된 시뮬레이션 결과도 이론적 논리에 기초를 두고 이루어졌다는 점에서 다른 硏究結果에 비해 상당한 信賴度를 확보하고 있는 것으로 생각된다. 특히 시뮬레이션에 사용된 模型體系가 케인즈적인 단기균형을 설명하기 위한 수요측면 외에 경제의 長期均衡을 설정하기 위하여 생산함수 등을 중심으로 한 供給側面을 포함하고 있어 動態的 시뮬레이션의 앵커(anchor)를 제공하고 있음을 알 수 있다. 이러한 理論的인 기초를 바탕으로 설정된 앵커는 자본자유화라는 제도적 변화에 따른 거시경제적 파급효과 분석의 신뢰도를 확보하는 데 있어서 중요한 중심추 역할을 한다고 할 수 있을 것이다.

또한 자본자유화의 속도(급진적 자유화 혹은 점진적 자유화)와 정책대응형태(명목환율 유지 혹은 통화목표 유지) 등의 제도적 요인들을 시뮬레이션 모형내에 반영시키는 技法이 매우 創意的이고 合理的이라는 점도 시뮬레이션 결과의 신뢰도를 높이는 요인이라고

판단된다. 실제로 자본자유화와 관련하여 정부의 바람직한 정책대응방향을 제시하기 위한 기준(criteria)을 설정하기가 어렵다는 현실을 감안할 때 시나리오별 波及效果 分析은 보다 說得力 있는 代案이라고 평가된다. 즉 서로 對比되는 시나리오를 설정하고 이에 따른 파급효과를 比較分析함으로써 현실적인 정책대응이 어느 수준에서 이루어져야 하는지에 대한 政策的 示唆點을 도출한 것은 이 論文의 중요한 寄與라고 할 수 있다.

이러한 論文의 높은 학문적·정책적 기여도에도 불구하고 보다 현실적인 정책대안을 제시하기 위해서는 다음과 같은 추가적인 분석을 시도해 보는 것도 의미있는 작업일 것으로 판단된다. 첫째로, 시나리오별 파급효과 분석 외에 정부정책목표에 대한 현실적인 기준을 설정하여 그 기준에 의한 파급효과를 보다 심도있게 분석해 볼 필요가 있을 것으로 생각된다. 한 예로 자본자유화 이후의 成長과 國際收支의 目標時間經路(target time-profile) 등을 事前的으로 설정한 후 이러한 目標經路를 달성하기 위한 자본자유화의 적정속도를 분석하는 방법을 고려해볼 수 있을 것이다.

두번째로, 자본자유화에 따른 거시경제적 불균형을 최소화하기 위하여 본격적인 자본자유화 以前에 이룩되어야 할 物價安定의 程度를 가늠해 보는 작업이다. 구체적으로 채권시장 개방을 포함한 본격적인 자본자유화 시점을 1996년 이후 시점(예 : 2000년)으로 설정하고 1996년부터 물가안정이 이루어질 경우와 그렇지 않을 경우의 성장과 국제수지경로를 비교분석하는 작업을 상정해 볼 수 있다. 이러한 작업이 이루어질 경우 현 시점부터 자본자유화에 대비한 구조개선과 거시경제운영에 대한 시사점을 도출할 수 있을 것으로 판단된다.

國內外 金利隔差 分析과 金利의 下向安定化 可能性

咸 駿 浩(本院 研究委員)
李 德 勳(本院 先任研究委員)

* 본고의 집필과정에서 유익한 논평을 해주신 한양대학교의 문춘걸 교수, 본원의 최범수, 조동철 박사, 그리고 원내세미나 참석자들께 깊이 감사드린다. 자료수집에 도움을 준 정병열 주임연구원과 원고정리를 담당한 고현숙 연구조원께도 감사의 뜻을 표한다.

◇要 約◇

최근의 고금리논쟁과 자본시장개방에 대응한 정책방안을 둘러싼 많은 논의의 핵심은 우리나라의 제반 거시경제여건을 반영하는 장기적 의미에서의 균형금리수준이 어느 정도인가에 대한 것이다. 장기적인 관점에서 볼 때 한 나라의 금리수준은 그 나라의 거시경제여건을 반영하는 균형금리의 추세를 반영하기 마련이며, 이러한 균형금리수준을 왜곡하는 정책 및 규제는 경제의 불안정성을 야기할 뿐, 민간부문의 규제회피노력 등으로 결국은 무력화될 소지가 높기 때문이다. 본 연구의 목적은 우리나라 금리변동의 요인 및 특성에 대해 세밀히 살펴보고, 국내외 실질금리격차의 실증분석을 통하여 그 구조적 원인을 파악하여 보며, OECD 국제비교분석을 통하여 현재 우리나라의 균형금리수준을 가늠하여 봄으로써, 향후 본격적인 자본시장개방에 대응한 통화금융정책의 모색에 하나의 지표를 제시하여 보려는 데 있다.

본고의 연구분석결과에 의하면 우리나라의 명목금리는 실질경제성장률 외에도 기대인플레이션 및 경상수지적자와 밀접한 관계가 있으며, 해외금리 및 예상환율절하율도 점차 주요한 금리의 설명변수로서 나타나고 있다. 엄밀한 의미에서의 피셔효과는 기각되나 기대인플레이션이 명목 및 실질금리의 가장 주요한 변동요인으로 나타나 물가안정을 통한 인플레이션 기대심리의 불식이 향후 금리안정의 관건으로 분석되었다. 특히 통화공급의 유동성효과는 단기적으로만 나타나며 장기적으로는 오히려 금리상승을 유발하는 것으로 나타나 금리안정을 위해서는 안정적인 통화관리가 중요한 것으로 분석되었다. OECD 국제비교분석을 통하여 추정해 본 결과 우리나라의 1997년 균형금리수준은 회사채수익률 기준 약 11%대로 나타나 소폭의 금리하락 가능성이 있으나 지속적인 경상수지의 불균형 등 금리하락여건은 여의치 않은 것으로 보인다.

이미 자본시장개방이 진전된 OECD 국가들의 실증분석에서도 나타나듯이 금리의 하향안정화는 거시경제의 안정과 금융의 효율성 제고가 동시에 이루어져야만 가능한 것이다. 그러므로 향후 금리정책은 금리의 가격기능을 조속히 회복시켜 자원배분의 효율성을 극대화할 수 있는 시장메커니즘을 활성화하는 방향으로 추진되어야 할 것이다.

I. 序 論

우리나라의 금리는 얼마나 높은 수준일까? 한 나라의 금리수준이 그 나라 경제의 성장잠재력, 자본의 축적도 및 생산성, 물가상승률 등 제반 거시경제여건을 반영하고 있다면, 현재 우리나라의 금리는 이러한 장기적 의미의 균형금리(equilibrium interest rate) 수준에 비하여서도 과연 높은 것일까? 자본시장의 개방으로 인해 우리나라의 금리는 어느 정도까지 국제수준으로 근접할 것인가?

최근의 고금리 논쟁과 자본시장개방에 대응한 정책방안을 둘러싼 많은 논의의 핵심적인 논점은 위에서 언급한 질문들로 대략 정리해 볼 수 있다. 우리나라 경제의 균형금리수준에 대한 이해는 각종 규제로 인한 금리의 왜곡현상이 장기적으로 지속될 수 있는가 여부를 판단하는 데, 또 그 왜곡정도를 계량적으로 파악하는 데 있어서 필수적일 뿐만 아니라, 자본시장개방의 충격을 완화하고 우리 경제의 경쟁력 확보를 위해 현재 논의되고 있는 금리인하정책의 효과성 여부를 파악해 볼 수 있게 한다.

장기적인 관점에서 볼 때 한 나라의 금리수준은 그 나라의 제반 거시경제여건을 반영하는 균형금리의 추세를 반영하기 마련이며, 이러한 균형금리수준을 왜곡시키는 각종 정책 및 규제는 경제의 불안정성을 야기할 뿐, 민간부문의 규제회피노력 등으로 결국은 무력화(nullify)될 가능성이 높다. 그러므로 자유화시대의 금리정책은 금리의 시장기능을 회복하여 자원배분의 효율성을 극대화하는 제반 시장여건을 신속히 마련하는 데 초점을 두어야 한다.

이러한 의미에서 균형금리의 수준과 변동요인을 파악하는 것은 자본시장개방에 대응하는 효과적인 대응정책방안을 논의하는 데 있어서

도 중요하다. 현재의 금리수준이 균형금리수준에 비하여서도 높은 수준이라면 금리인하를 위한 정책적인 개입의 여지가 존재하지만, 현재의 금리수준이 균형금리수준을 제대로 반영하고 있다면 인위적 금리인하정책은 자본시장개방으로 인한 실물경제의 새로운 균형으로의 안정적인 전환을 저해하는 방향으로 작용할 소지가 높기 때문이다.

1980년대 중반 이후 우리나라의 금리자유화 노력은 많은 시행착오를 겪으면서도 상당히 진전되어 온 것으로 보인다. 또한 1990년대의 점진적인 외환 및 자본자유화는 자본시장을 통한 주요 교역국과의 실물경제적 연계성을 더욱 증대시켜, 외국경제변수 및 국제금융시장여건이 우리나라 시장금리의 주요 결정요인으로 대두되었을 가능성이 높다.

본 연구의 목적은 이러한 금리 및 자본자유화의 과정에서 우리나라의 금리가 통화 및 실물경제변수와 어떠한 연관관계를 가지고 변동하는가에 대한 분석과 더불어, 자본시장통합의 주요 지표로서 대내외적인 경제여건을 동시에 반영하고 있는 국내외 금리격차를 주요 분석의 대상으로 하여 그 변동추세와 변동요인을 체계적으로 실증분석하여 향후 자본시장이 본격적으로 개방되었을 때의 국내 금리의 수준을 전망하여 봄으로써, 자본시장 개방의 충격과 그로 인한 거시경제의 불안정성을 최소화하는 통화금융정책 대응방안을 모색하는 데 하나의 지표를 제시하여 보려는 데 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국내금리의 시계열분석을 중심으로 시장균형금리의 변동추세와 그 거시경제적 변동요인을 살펴보고, 해외금리와의 상관관계를 분석하여 본다. 제Ⅲ장에서는 국내외 실질금리격차와 실질환율의 움직임을 설명하는 실질금리평형이론을 기초로 하여 구조 벡터자기회귀모형(Structural VAR)을 추정하고 실질금리격차의 변동을 유발하는 원인으로서의 실물요인과 경상요인의 상대적 중요도를 추정하여 본다. 제Ⅱ장과 Ⅲ장의

분석방법은 기본적으로 시계열분석기법에 의한 것으로서, 국내금리가 정부의 직·간접적인 규제로 인하여 균형금리의 변동을 충분히 신속하게 반영하지 못하는 경우 그 유용성에 한계가 있을 수 있다. 이러한 한계성을 보완하고 향후 자본시장 개방 후의 우리나라의 장기 균형금리수준을 전망해보기 위하여 제Ⅳ장에서는 OECD 국가들의 금리 및 거시경제자료를 이용하여 국제비교를 통한 국가간 금리격차에 대한 분석을 시도하여 본다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 위의 실증분석결과를 토대로 본격적인 자본시장 개방에 대응한 금리하향 안정화방안을 논의함으로써 결론을 대신하려 한다.

Ⅱ. 國內金利의 變動要因과 海外金利

1. 國內外 主要金利의 變動推移

1980년대 이후 점진적으로 추진되어 온 자본거래의 자유화는 국내 자산시장에서의 자산가격형성패턴에 구조적인 변화를 유발하고 있다. 특히 1992년의 주식시장개방으로 외국인의 국내 포트폴리오 투자가 허용되고 또 국내 투자가의 포트폴리오 구성자산범위가 점차 해외자산으로까지 확대되어 국내외 자산들의 수익률 관계가 보다 밀접하게 연결될 전망이다. 또한 국내금리와 해외금리와의 관계에 있어서도, 채권시장이 본격적으로 개방되기 이전임에도 불구하고 여타 자본거래를 통한 국내외 자본이동의 흐름이 국내자금시장에 직·간접적으로 영향을 미치므로 국내자산간의 대체관계 등을 통하여 해외금리는 국내금리에 영향을 미치게 된다. 그리고 자본거래의 자유화 이전에도 해외실물경기의 변동은 경상거래를 통하여

〈표 1〉 국내외 주요금리의 기간별 변동추이

(단위 : 기간평균, %, p.a.)

	1980~84	1985~89	1990~94	1995~1996.3
A. 국내콜금리	15.91	10.17	13.80	12.00
B. 미국 Fed Fund rate	12.26	7.68	4.91	5.74
격차(A − B)	3.65	2.49	8.89	6.26
C. 국내 CD유통수익률(91일물)[1]	−	−	15.11	13.57
D. 미국 CD유통수익률(91일물)	10.60	7.65	5.10	5.79
E. 유로달러금리(LIBOR, 3개월물)	13.00	7.94	5.24	5.91
금리격차(C−D)	−	−	10.01	7.78
금리격차(C−E)	−	−	9.87	7.66
F. 국내 CP수익률(91일물)[2]	18.54	13.61	13.66	13.41
G. 미국 T-Bill rate(3개월물)	10.84	6.80	4.71	5.39
금리격차(F−G)	7.70	6.81	8.95	8.02
H. 국내 회사채유통수익률(3년물)	20.02	13.90	15.39	13.44
I. 미국 T-Note 수익률(3년물)	12.25	8.23	6.22	6.09
금리격차(H−I)	7.77	5.67	9.17	7.35
J. 국내물가상승률(CPI)[3]	8.62	4.91	6.38	5.35
K. 미국물가상승률(CPI)	5.95	3.81	3.30	2.94
L. 인플레이션격차(J−K)	2.67	1.10	3.08	2.41
M. 명목금리 격차(H−E)	7.02	5.96	10.15	7.53
N. 실질금리 격차(M−L)	4.35	4.86	7.07	5.12
O. 명목 ₩/$ 환율절하율[4]	7.80	−3.79	2.64	0.01
환율을 고려한 사후적 금리격차 (M−O)	−0.78	9.75	7.51	7.52

주 : 1) 1991년 6월부터의 자료 사용.
2) 1981년 6월부터의 자료 사용.
3) $400\times(CPI_{t+1}-CPI_t)/CPI_t$, 분기별 증가율의 연율
4) $400\times(S_{t+1}-S_t)/S_t$, 분기별 증가율의 연율

국내경기변동에 파급되기 마련이며, 장기적으로는 이러한 실물부문의 채널을 통하여서도 국내외 금리가 간접적으로 연결될 수 있다.

〈표 1〉은 국내외 주요금리의 기간별 변동추이를 보여주고 있다.

우리나라 주요 시장금리의 변동추이를 보면 전반적으로 1980년대 초반의 높은 금리수준에서 1980년대 후반에 하향안정화되었다가 1990년대 초의 고금리현상 이후 다시 하락세에 있다. 해외금리와의 격차도 비슷한 변동을 보이는데, 1990년대 초반 큰 폭으로 확대되었던 금리격차가 명목·실질금리 모두 점차 축소되는 추세에 있음을 알 수 있다. 최근에 들어 금리자유화가 진전되면서 금리의 변동요인에 대한 실증적 연구가 활발히 이루어져 왔다. 본장에서는 이러한 연구들을 개략적으로 정리하고, 특히 해외금리와의 연관성을 중심으로 국내금리의 변동패턴을 분석해 보기로 한다.

2. 우리나라 市場金利의 變動要因

1980년대 이후 금리가 가격변수로서의 시장기능을 점진적으로 회복해 가면서, 우리나라 시장금리의 결정요인에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다. 금리결정요인에 대한 최근의 연구를 종합하여 보면 우리나라의 시장금리는 다음과 같은 특징을 갖는다.

가. 피셔효과(Fisher Effect)

명목금리의 변동이 기대인플레이션의 변동과 일대일의 대응관계를 갖는다는 피셔효과(Fisher Effect)는 각 명목자산 고유의 내재적인 적정 기대실질수익률이 존재하며 효율적인 자산시장에서는 각 자산의 명목가격이 이러한 적정 기대실질수익률이 항상 보장되도록 변동한다는 것을 그 전제로 하고 있다.

채권시장에 있어서의 피셔효과는 시장에서 형성되는 기대실질금리의 불변성(ex-ante real interest rate constancy)을 검정함으로써 조사해 볼 수 있는데, 실제 검정에 있어서는 기본적으로 기대실질금리의 관찰이 불가능하므로 기대형성에 대한 가설을 추가적으로

필요로 한다. Fama(1975) 이후 합리적 기대가설을 보조가설로 하는 많은 실증분석이 이루어졌는데, 선진국의 경우에 있어 기대실질금리의 불변성은 기각되나 기대인플레이션이 명목금리와 실질금리의 강력한 변동요인이라는 점에서 많은 연구자들이 의견을 같이하고 있다.[1] 우리나라 금리의 피셔효과에 대한 기존의 연구도 선진국의 연구와 대체로 비슷한 결과를 보여주고 있다. 즉 우리나라에서도 명목금리와 기대인플레이션이 정(+)의 방향으로 변동하기는 하나 완전한 일대일 대응은 아니며 결과적으로 기대실질금리의 수준이 변동하고 있다는 점이다.[2]

본고에서도 최근까지의 자료를 이용하여 우리나라에서의 피셔효과를 검정해 보기로 한다. 먼저 명목금리와 기대인플레이션과의 관계를 알아보기 위해 다음과 같은 정의식을 살펴보자.

$$i_t \equiv rr_{t+1} + \pi^e_{t+1} \tag{1}$$

$$eprr_{t+1} \equiv i_t - \pi_{t+1} \equiv rr_{t+1} - (\pi_{t+1} - \pi^e_{t+1}) \equiv rr_{t+1} - u_{t+1}$$

$$E_t u_{t+1} \equiv E_t(\pi_{t+1} - \pi^e_{t+1}) = 0$$

i_t: $t+1$이 만기인 채권의 t시점에서의 명목수익률

π^e_{t+1}: t부터 $t+1$시점까지의 기대인플레이션율

rr_{t+1}: $t+1$이 만기인 채권의 t시점에서의 기대실질수익률

$eprr_{t+1}$: t부터 $t+1$시점까지의 사후적 실질수익률 (ex-post real interest rate)

u_{t+1}: 인플레이션 예측오차

합리적기대가설에 의하면 채권시장에서의 투자자들이 모든 유용

1) Nelson and Schwert(1977), Fama and Schwert(1977), Fama and Gibbons(1982), Mishkin(1981) 등의 연구를 참조.

2) 우리나라의 피셔효과를 직·간접적으로 분석한 연구에는 함정호·최운규(1991), 김동원·함정호(1992), 남주하(1992), 최공필(1992), 김진호(1994) 등이 있다.

한 정보를 이용하므로 인플레이션 예측오차 u_{t+1}은 백색교란항(white noise)이 되어 t시점에서의 조건부기대치 0을 갖는다. 피셔가설은 기대실질수익률이 불변이라는 것으로 rr_{t+1}을 상수 α로 놓으면 위의 정의식은 다음과 같은 회귀식 형태로 표현된다.

$$i_t = \alpha + \pi^e_{t+1} = \alpha + \pi_{t+1} - u_{t+1} \tag{2}$$

$$eprr_{t+1} = \alpha - u_{t+1} \tag{3}$$

이제 피셔가설을 검정해 보기 위해 다음의 회귀식을 추정하였다.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t+1} + \xi_{t+1} \tag{4}$$

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t+1} + \sum_j \gamma_j i_{t-j} + \xi_{t+1},\ j = 1,\ 2,\ 3,\ 4 \tag{5}$$

$$eprr_{t+1} = \beta_0 + \sum_j \gamma_j eprr_{t+1-j} + \xi_{t+1},\ j = 1,\ 2,\ 3,\ 4 \tag{6}$$

위의 회귀식들에서 피셔가설이 의미하는 바는 $H_0 : \beta_1 = 1$ 이며, 합리적기대가설과의 동반가설검정(Joint Hypothesis Test)에서는 $H_0 : \beta_1 = 1$과 $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ 이다. 실제추정에 있어 주의할 점은 $\xi_{t+1} = -u_{t+1}$ 이므로 독립변수 π_{t+1}은 교란항과 상관관계에 놓이므로 단순 OLS를 사용할 수 없다는 점이다. 그러므로 회귀식 (4)와 (5)의 추정에 있어서는 t시점의 정보집합에 포함된 변수들을 도구변수로 하여 IV추정기법을 사용하였다.[3)]

3) 우리나라의 명목금리는 3년만기 회사채유통수익률의 경우 단위근(unit root)을 갖는 비정상성(nonstationary) 시계열이라 보는 것이 일반적이다. 그러나 실제로 1980: I ~1996: II 기간의 분기별 자료로 Dickey-Fuller 단위근검정(lag=4)을 한 결과, $T(\rho-1)$ 통계량 −11.24 그리고 t통계량 −3.03으로 나타나 회사채수익률이 단위근을 갖는지의 여부가 확실치 않다($T(\rho-1)$의 경우 5% 유의수준은 −13.3, t검정의 경우는 −2.93). 널리 알려진 대로 단위근검정의 변별력(power)은 매우 낮으며, 특히 우리나라에서와 같이 분석기간이 짧은 경우에는 더욱 그렇다. 인플레이션의 경우에는 위 기간동안 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나며($T(\rho-1) = -25.70$, $t = -4.48$) 인플레이션과 회사채수익률이 비정상성 시계열이라 할지라도, 인플레이션과 회사채수익률은 유의한 공적분관계에 있는 것으로 나타나($\pi_{t+1} = -7.6 + 0.87 i_t + e_{t-1}$, 잔차항의 DF $T(\rho-1)$과 t통계량은 각각 −48.95와 −3.35) 가성회귀(spurious regression)의 문제는 없으므로 본고에서는 수준(level)변수를 사용하였다.

1980년 1분기부터 1996년 2분기까지의 분기별 자료를 이용하여 위의 회귀식들을 추정한 결과는 〈표 2〉로 요약된다.

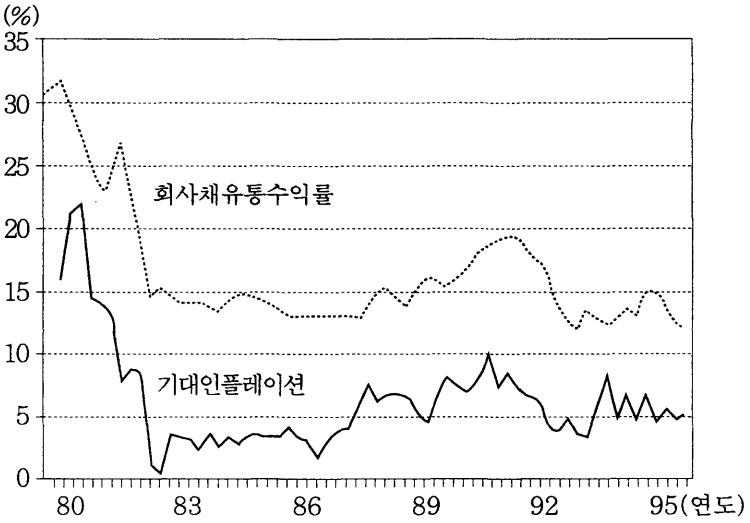
〈표 2〉 우리나라 명목이자율의 피셔효과 추정(1980: Ⅰ~1996: Ⅱ)[1),2)]

	추 정 식 (4)	추 정 식 (5)	추 정 식 (6)
β_0	10.345*** (11.13) (13.98)[3)]	2.801*** (3.06)	5.739*** (3.39)
β_1	0.911*** (7.26) (7.82)	0.247*** (2.35)	
γ_1		0.969*** (6.23)	0.409*** (3.14)
γ_2		−0.504** (−2.21)	−0.224** (−2.04)
γ_3		0.089 (0.40)	0.168 (1.62)
γ_4		0.161 (1.15)	0.062 (0.62)
$\bar{R}^2$	0.15	0.87	0.14
DW	1.25	1.98	1.99
귀무가설의 검정	$H_0 : \beta_1 = 1$ $F(1,62) = 0.50$ (0.48)	$H_0 : \beta_1 = 1$ $F(1,58)=51.59(<0.01)$ $H_0 : \gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=\gamma_4=0$ $F(4,58)=25.09(<0.01)$	$H_0 : \gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=\gamma_4=0$ $F(4,59)=3.58$ (0.01)
추정기법	IV	IV	OLS
도구변수	상수항 i_{t-1}.... i_{t-4}, π_t... π_{t-3}	상수항 i_{t-1}.... i_{t-4}, π_t... π_{t-3}	

주 : 1) 계수 옆의 괄호 안의 수치는 t-통계량.
2) F-통계량 옆의 괄호 안의 수치는 한계유의수준.
3) 추정식(4)의 경우 DW값이 2와 통계적으로 유의하게 다르므로, IV추정에 있어 표준오차가 편차를 가지게 될 수 있음. 이를 고려하여 두번째 괄호에는 Hansen, White의 자기상관·이분산성 일치적 표준오차를 이용한 t-통계량을 보고하였음.

〈표 2〉에서 볼 수 있듯이 기대인플레이션은 명목금리의 변동에 있어 매우 중요한 요인이다. 첫번째 추정식에서는 기대인플레이션 변수의 계수가 통계적으로 1과 같다는 귀무가설은 기각되지 않으나, 두번째 추정식에서의 F검정결과로 볼 수 있듯이 합리적기대가설과의 동반가설은 기각된다. 즉 기대인플레이션의 계수는 통계적

[그림 1] 회사채유통수익률과 기대인플레이션



으로 유의하게 정(+)의 값을 가지지만, 피셔가설이 의미하는 $\beta_1 = 1$은 기각된다. 세번째 추정식에서도 기대실질금리가 불변이라는 가설은 F검정에서 보듯이 기각되므로 우리나라에 있어 엄밀한 의미에서의 피셔가설은 성립하지 않는다. [그림 1]은 회사채유통수익률과 〈표 2〉의 도구변수를 이용하여 추정한 기대인플레이션간의 관계를 보여준다.

피셔효과의 추정이 시사하는 바는 크게 두가지로 요약할 수 있다. 첫째로 우리나라에 있어 기대실질금리가 변동하고 있다는 점이다. 실질금리의 변동요인에 대해서는 뒷장에서 더욱 자세히 살펴보기로 한다. 둘째로 회귀식(5)의 추정결과로 볼 때 기대인플레이션의 1%포인트 증가는 동 분기내에 명목금리를 약 0.25%포인트 증가시키며 향후 시차를 두고 명목금리를 더욱 증가시킨다는 것이다. 이는 기대인플레이션의 증가가 단기적으로는 기대실질금리를 하락시키는 요인으로 작용하고 있음을 나타낸다.

피셔효과는 명목금리의 변동요인으로서의 기대인플레이션의 역

할을 강조하고 있기는 하나 균형실질금리의 수준에 대해서는 시사하는 바가 없으므로 엄밀한 의미에서의 금리결정이론은 아니다. 다만 우리나라에서도 명목금리의 변동에 있어 기대인플레이션의 역할이 지대하다는 것은 향후 금리정책을 운용하는 데 있어 시사하는 바가 크다고 하겠다.

나. 유동성효과(Liquidity Effect)

케인즈(Keynes)의 유동성선호설(Liquidity Preference Theory)에 따르면 이자율은 화폐시장에서의 통화의 수요와 공급에 의해서 결정된다. 통화공급의 증가가 명목 및 실질이자율을 단기적으로 하락시켜 투자와 소비 등 실물부문의 총수요를 증가시킨다는 전통적인 IS-LM모형의 통화정책파급경로(monetary policy transmission mechanism)의 가장 핵심적인 요소인 유동성효과의 존재여부에 대한 논의가 현재 미국을 중심으로 활발히 이루어지고 있다.[4)]

실제로 외생적인 통화공급의 증가가 명목이자율을 하락시킬 수 있는가는 위에서 논의한 피셔효과가 얼마나 단기적으로 작용하는가에 달려 있다. Mishkin(1981)은 자산시장의 효율성이 증대되어 자산시장 참여자들의 기대형성이 합리적으로 형성됨에 따라, 통화공급의 증가가 기대인플레이션을 즉각적으로 변화시킴으로써 피셔효과가 단기적으로 작용하여 통화공급의 단기적 효과인 유동성효과를 상쇄시킬 수 있다고 보았는데, 이러한 현상으로 말미암아 명목이자율과 통화공급간의 부(-)의 관계가 관찰되지 않을 수 있다고 보았다. 또한 이미 예상된 통화공급분은 합리적 미래지향적 투자행동으로 인해 이미 자산가격 또는 시장금리에 반영되어 있으므로 예측되지 않은 통화공급(unanticipated money supply)만이 그것도 단기

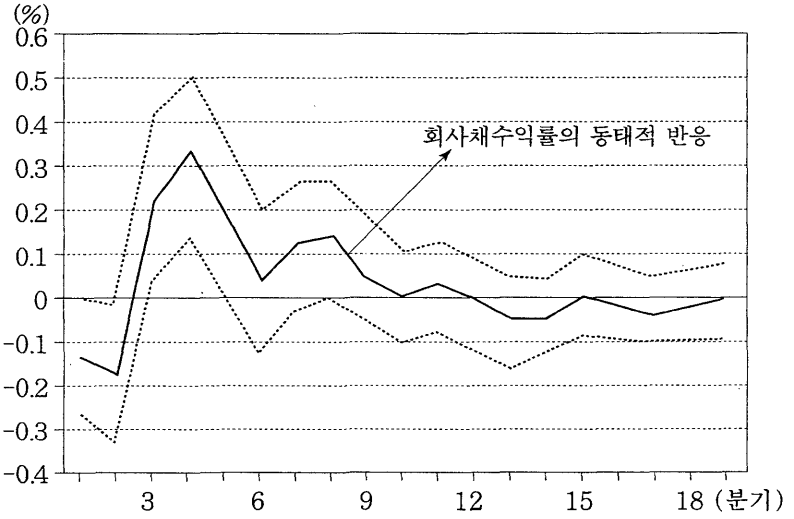
4) 대표적인 연구로는 Mishkin(1981), Leeper and Gordon(1992), Sims (1992), Christiano, Eichenbaum and Evans(1994) 등이 있다.

적으로만 이자율에 유동성효과를 발생시킬 수 있다고 주장하였다. 실제 유동성효과의 실증분석에 있어서 통화공급의 내생적인 변동과 외생적인 변동은 그 구분이 매우 어려우므로 유동성효과의 존재 및 크기 여부에 대한 논쟁은 지금도 계속되고 있다.

우리나라에 있어서의 유동성효과에 대한 분석은 함정호 · 최운규(1991), 김주훈 · 이명훈(1993), 김응진(1993), 장홍범(1996) 등의 연구가 있는데, 대체적인 결론은 통화공급증가의 유동성효과가 매우 미미하고 단기적으로만 나타난다는 것이다. 본고에서도 네변수 벡터자기회귀모형(4-variable VAR)에 의해 우리나라의 유동성효과를 측정해 보았다. VAR모형에는 1980: Ⅰ부터 1996: Ⅱ까지의 분기별 회사채유통수익률(3년물), 로그 CPI, 로그 실질GDP, 그리고 로그 M_2를 변수로 채택하였다. 주지하다시피 VAR모형의 충격반응함수는 각 변수의 예측오차를 어떻게 직교화(orthogonalize)하는가에 따라 달라진다. 가장 널리 쓰이는 Choleski분해는 VAR모형에서의 변수의 배열순서에 따라 그 결과가 상이하게 나타나게 되는데, 본절에서는 통화공급의 내생성(endogeneity)을 최대한 고려하기 위하여 회사채유통수익률, 인플레이션율, 실질GDP성장률, M_2 증가율의 순으로 배열하였다.

[그림 2]는 M_2의 외생적인 1단위 표준편차 증가에 따른 회사채유통수익률의 충격반응함수와 표준편차밴드를 보여준다. 부(-)의 반응으로 나타나는 유동성효과는 통화공급 충격 후 1, 2분기에 걸쳐 나타나며 약 0.16% 정도의 명목금리하락효과를 나타내어 그 효과가 그리 크지 않음을 보여주고 있다. 약 3분기 이후에 피셔효과, 통화의 소득효과(income effect) 등으로 유동성효과가 완전히 상쇄되는 것으로 나타나며, 그 이후에는 통화공급 충격으로 인해 오히려 명목금리가 높아지고 이러한 금리상승효과는 약 4분기 이후에 0.32% 정도로서 고점에 이르는 것으로 나타나고 있다.

[그림 2] 통화공급충격과 유동성효과



이는 우리나라에서의 유동성효과에 대한 기존의 연구결과와 대체로 일치하는 것으로서,[5] 현재 일부에서 제기된 바와 같이 고금리현상의 해소를 위해 통화공급을 늘려 이자율하락을 유도해야 한다는 주장은 장기적으로 볼 때 그 효과가 의문시되며, 전절의 피셔효과 분석에서도 보았듯이 기대인플레이션의 상승으로 말미암아 오히려 명목금리를 높일 가능성이 많다는 것을 의미한다.

다. 실물요인과 명목금리

장기적으로 균형금리는 실질경제성장률과 물가상승률의 합으로 볼 수 있다는 견해가 현재 널리 받아들여지고 있는 것으로 보인다.

5) 실제로 위의 VAR에 포함된 변수들의 배열순서에 따라 유동성효과는 상이하게 측정되었다. [그림 2]에 나타난 유동성효과는 월별자료를 이용한 기존의 연구결과가 보통 3~6개월 이후 유동성효과가 상쇄됨을 보이고 있는 데 비해 유동성효과의 상쇄시점이 다소 느리게 나타남을 보여주고 있다. 그러나 유동성효과가 크지 않다는 점, 그리고 이후 더 큰 폭의 금리상승을 야기한다는 점 등에서는 대체로 같은 결론을 보여주고 있다.

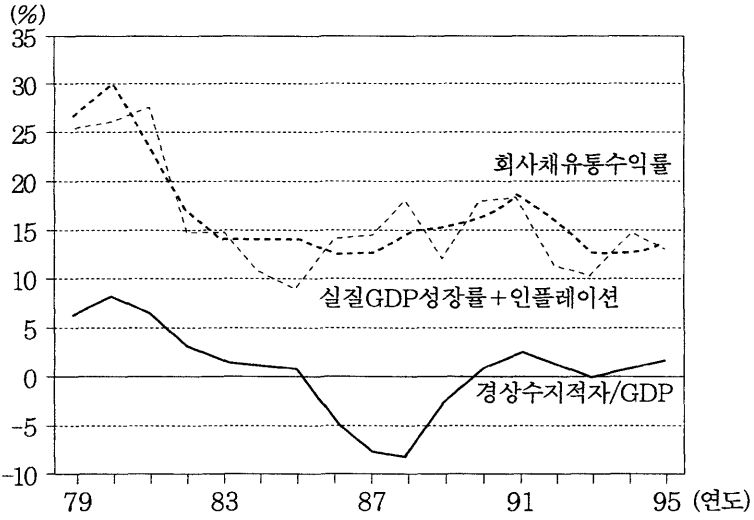
이러한 견해는 성장이론(Growth Theory)에 바탕을 두고 있는 것으로, 실질금리를 실물적 측면에서 자본의 한계생산성으로 파악하려는 접근방법이다. 신고전학파의 성장이론에 따르면 한 나라의 부(welfare)는 황금률 장기균형(Golden Rule Steady State)을 달성할 때 극대화되며, 이러한 황금률 균형성장하에서는 감가상각을 고려한 자본의 한계생산성은 실질경제성장률과 일치하게 되므로 실질금리와 실질경제성장률이 일치하여야 한다는 해석이 있을 수 있다.

그러나 이러한 해석에는 다음과 같은 한계가 있다. 첫째, 한 나라의 경제성장경로가 황금률 장기균형으로 수렴한다는 보장은 없다. 그 나라 국민의 저축성향 등에 따라 다른 장기균형상태로의 수렴이 얼마든지 가능하기 때문이다. 둘째, 현재 우리나라의 경제성장경로가 장기균형상태(steady state)를 달성하고 있다고는 보기 어려우며, 아직도 장기균형상태로의 수렴과정(transition path)에 있다고 보는 것이 타당할 것으로 생각되기 때문이다.

실물측면에서 균형금리를 보는 또 다른 시각으로서 고전학파의 저축-투자 결정론이 있다. 주지하다시피 거시경제의 균형은 저축과 투자가 일치하는 수준에서 이루어지며 저축과 투자의 갭은 자금수급의 불균형을 통해 금리의 변동을 유발하게 된다. 개방경제하에서는 경상수지적자를 국내투자의 저축초과분으로 해석할 수 있으므로 단기적으로 경상수지적자는 금리변동의 주 요인이라고 볼 수 있다.

[그림 3]은 우리나라의 회사채수익률, 실질GDP증가율과 물가상승률의 합, 그리고 GDP 대비 경상수지적자비율의 추세를 보여준다. 실질경제성장률과 물가상승률의 합이 명목금리 수준을 결정하는 주 요인이라는 주장은 위에서 언급한 이론적 한계에도 불구하고 우리나라에 있어 어느 정도 설득력이 있는 것으로 보인다. 또한 GDP 대비 경상수지적자의 비율도 회사채수익률과 높은 정(+)의 상관관계를 보이고 있다.

[그림 3] 경제성장률, 경상수지와 금리



1979년부터 1995년까지의 연도별자료를 이용하여 이들 관계를 실증분석해 본 결과는 다음과 같다.

$$i_t = \underset{(1.85)}{3.839^{*}} + \underset{(6.62)}{0.807^{***}} (\triangle GDP + \pi)_t \qquad \bar{R}^2 = .73 \quad DW = 1.91$$

$$i_t = \underset{(17.93)}{16.042^{***}} + \underset{(4.35)}{0.883^{***}} \left(\frac{CAD}{GDP}\right)_t \qquad \bar{R}^2 = .53 \quad DW = 0.47$$

$$i_t = \underset{(3.83)}{6.575^{***}} + \underset{(5.78)}{0.609^{***}} (\triangle GDP + \pi)_t + \underset{(3.64)}{0.486^{***}} \left(\frac{CAD}{GDP}\right)_t$$

$$\bar{R}^2 = .85 \quad DW = 1.90$$

cointegration : DF $T(\rho - 1) = -46.40$

(5% 유의수준 임계치: -13.3)

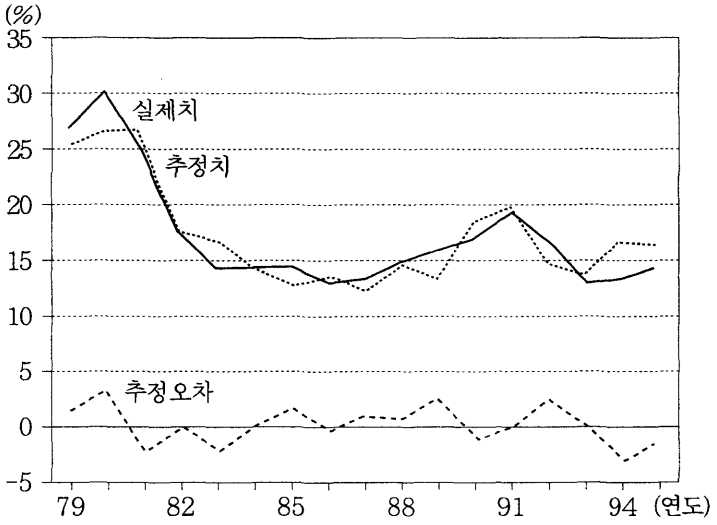
i : 회사채수익률,

$\triangle GDP + \pi$: 실질GDP 증가율 + 인플레이션

$\frac{CAD}{GDP}$: GDP 대비 경상수지적자비율

위의 회귀식 추정에서 알 수 있듯이 실질경제성장률과 물가상승

[그림 4] 회사채유통수익률의 실제치와 추정치



률의 합, 그리고 GDP 대비 경상수지적자비율 모두 장기적으로 회사채 유통수익률의 변동을 설명하는 주요한 결정요인이다. 위의 제 변수가 비정상성(nonstationary) 시계열일 경우 발생되는 가성회귀(spurious regression)의 문제는 공적분검정을 통해 판단해 볼 수 있는데, 세번째 회귀식의 잔차항에 Dickey-Fuller 단위근검정을 해본 결과 $T(\rho-1)$ 통계량이 5% 유의수준 임계치를 훨씬 초과하므로 공적분 관계가 없다는 귀무가설은 기각된다. [그림 4]는 세번째 회귀식에 의한 회사채 유통수익률의 추정치와 실제치, 그리고 추정오차를 보여준다. 추정오차의 standard error는 2.03으로, 추정식의 간단함에도 불구하고 균형명목금리의 장기적인 변동을 설명하는 모형으로 설득력이 높은 것으로 판단된다.

라. 해외금리 및 환율과의 연계성

자본시장의 개방으로 국내채권과 해외채권의 대체성(substitu-

tability)이 증가한다는 것은 국내채권수요의 해외이자율 민감도가 그만큼 높아진다는 것을 의미한다. 국내외 포트폴리오의 균형관계는 자본이동이 완전히 자유롭고 국내외채권이 완전대체재일 경우 다음의 이자율평형관계(uncovered interest parity)로서 특징지어지는데, 본절에서는 이러한 명목금리의 커버되지 않은 이자율 평형관계를 중심으로 해외금리 및 환율변동이 국내금리와 어떤 연계성을 보이고 있는지 실증분석해 보기로 한다.

$$i_t = i_t^* + E_t \triangle s_{t+1} + rp_t \qquad (7)$$

i_t: $t+1$이 만기인 국내채권의 t시점에서의 수익률

i_t^* : $t+1$이 만기인 해외채권의 t시점에서의 수익률

$E_t \triangle s_{t+1}$: t시점에서 예상된 t부터 $t+1$시점까지의 명목환율 절하율(s는 명목원화환율(₩/$)의 로그치)

rp_t: 위험프리미엄

주지하다시피 본격적인 자본시장개방이 이루어지지 않은 우리나라로서는 기본적으로 재정거래(arbitrage transaction)에 의해 성립되는 식(7)의 이자율평형관계가 국내외 금리격차를 완전히 설명하고 있다고 보기는 어려우나, 전술한 바와 같이 실물부문 그리고 주식시장을 통한 국내 채권시장에의 파급효과 등 간접적인 경로에 의해 국내외 금리가 중장기적으로 연계되어 왔을 가능성이 있으며, 또한 향후 채권시장개방을 통하여 이러한 연계성은 더욱 강화될 것으로 보인다.

식(7)의 위험프리미엄을 구분하여 보면, 환율의 변동에 따르는 위험을 보상하기 위한 환위험프리미엄과 국가신용도에 의한 국가위험프리미엄이 있다. 만약 이러한 위험프리미엄이 시간불변(time-invariant)이라면 국내외 금리격차의 변화는 투자가들의 예상환율 절하율의 변동만을 반영하게 된다. 본절의 목적은 이러한 이자율

평형이론을 검정하는 것이 아니므로 국내이자율의 변동요인으로서의 예상환율절하율과 국제금리의 중요성에 초점을 맞추어 분석해 보고, 보다 엄밀한 의미에서의 이자율과 환율의 연계모형에 대한 추정은 실질이자율평형이론(real interest parity)을 중심으로 다음 장에서 논의해 보기로 한다.[6)]

먼저 식(7)을 위험프리미엄이 시간불변(time-invariant)이라고 가정하고, 환율예측오차 $\xi_{t+1} = \triangle s_{t+1} - E_t \triangle s_{t+1}$ 을 이용하여 회귀식형태로 표현하여 보면 다음과 같다.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_t^* + \beta_2 \triangle s_{t+1} + u_{t+1} \qquad (8)$$

여기서 β_0는 시간불변위험프리미엄, 그리고 $u_{t+1} = -\xi_{t+1}$의 관계가 성립된다. 시장참여자들의 기대형성이 합리적이라고 전제하고 위의 커버되지 않은 이자율평형관계가 성립한다면 $\beta_1 = \beta_2 = 1$ 이며, 교란항의 조건부기대치($E_t u_{t+1} = -E_t \xi_{t+1}$)는 0이 되어, 식(8)을 추정해 봄으로써 이자율평형관계와 합리적기대가설과의 동반가설을 검정해 볼 수 있다. 다만 설명변수 $\triangle s_{t+1}$은 u_{t+1}과 동시적 상관관계를 가지게 되어 통상적인 OLS를 적용할 경우 추정계수의 불일치성(inconsistency)으로 인한 편향성(bias)을 야기하므로 IV(Instrumental Variables) 추정기법을 이용하여야 한다. 1980년 1분기부터 1996년 2분기까지의 회사채유통수익률(3년물)과 3개월 LIBOR 유로금리, 그리고 대미환율(₩/$)의 분기별 자료를 이용하여 회귀식 (8)을 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\begin{array}{lllll} i_t = & 11.256 & + \; 0.494^{***} & i_t^* & + \; 0.393^{***} \triangle s_{t+1} \\ & (10.76) & (4.08) & & (5.22) \\ & (12.08) & (4.19) & & (3.55) \end{array}$$

6) 우리나라의 금리변동요인으로서 해외금리 및 환율의 영향을 고려한 연구에는 함정호 · 최운규(1991), 정유택 · 김경식(1992), 함상문(1995), 장홍범(1996) 등이 있으며, Jwa(1994)는 자본자유화의 진행정도를 평가하는 한 척도로서 환율절하기대를 감안한 국내외실질금리차를 분석하였다.

$\bar{R}^2 = 0.48$ $DW = 0.63$

cointegration : DF $T(\rho - 1)$통계량 -21.58

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 1$ $F(2,62) = 71.99$ (<0.001)

위의 추정결과로 볼 때 유로달러금리와 기대환율절하율은 국내 회사채수익률과 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 나타내어, 해외요인이 국내금리의 변동요인으로 작용함을 알 수 있다. 국내외 금리가 비정상성(nonstationarity)을 가질 경우 위의 식(8)은 가성회귀식(spurious regression)이 될 가능성이 있다. 그러나 위 추정식의 잔차항에 DF 단위근검정을 해본 결과 귀무가설인 단위근의 존재가 기각되어 가성회귀식의 문제가 없음을 알 수 있다. 또한 이자율평형관계가 의미하는 $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 1$이라는 귀무가설은 F 검정통계량의 한계유의수준(marginal significance level)이 0.001 보다도 작게 나타남으로써 기각된다. 또한 위의 DW값은 0.63으로 2와 크게 다르므로 전술한 바와 같이 IV추정에서 표준오차에 편차가 있을 수 있다. 그러나 두번째 괄호 안의 수치들에서 볼 수 있듯이 자기상관·이분산성에 일치적인 표준오차를 사용한 t-통계량도 대체로 같은 결과를 보여주고 있다.

엄밀한 의미에서의 이자율평형관계는 합리적기대가설과 병행하여 검정해 볼 수 있는데, 식(8)에 현재 정보집합에 포함되어 있는 변수를 독립변수로서 추가하여 그 유의성을 검정해 봄으로써 분석할 수 있다. 실제로 위험프리미엄이 시간변동(time-varying)이거나, 국내자본시장의 개방이 불완전하여 국내금리결정요인에 의하여 변동하는 국내금리의 부분이 크다면 다음의 회귀식에서 X의 계수는 통계적으로 유의하게 나타나게 된다.

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_t^* + \beta_2 \triangle s_{t+1} + \beta_3 X_t + u_{t+1} \qquad (9)$$

X_t : t시점의 정보집합에 포함되어 있는 국내금리 결정요인 또는 위험프리미엄의 결정요인

만약 β_3가 통계적으로 유의하게 0과 다르다면 불변위험프리미엄과 합리적기대가설에 동반한 이자율평형관계는 기각된다. 전절에서 논의하였듯이 인플레이션은 국내금리변동의 중요한 요인이므로 시차를 둔 인플레이션을 X변수로 사용하여 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\underset{(16.53)}{i_t=10.667^{***}}+\underset{(3.26)}{0.263^{***}}\,i_t^*+\underset{(4.83)}{0.237^{***}}\,\triangle s_{t+1}+\underset{(2.94)}{0.142^{**}}\pi_{t-1}+\underset{(5.46)}{0.255^{***}}\pi_{t-2}$$

시차를 둔 인플레이션이 해외금리와 기대환율절하율에 더하여 추가적으로 설명력을 갖는다는 것은 합리적 기대하에서의 이자율평형관계가 우리나라에서는 성립하지 않음을 보여주고 있다. 그러나 유로금리와 예상환율절하율이 회귀식(8)에 비하여 비록 그 계수의 크기는 작아졌지만, 국내금리의 변동요인으로서 유의성을 가진다는 것은 흥미롭다고 하겠다.

Ⅲ. 實質金利隔差의 實證分析

1. 實質利子率平衡理論(Real Interest Parity)에 의한 分析

1990년대에 들어 본격화된 개발도상국으로의 대규모 국제자본의 이동은 아시아·태평양 연안국가들과 라틴아메리카 지역국가들의 자본시장과 국제자본시장간의 연계성을 지속적으로 증대시켜 온 것으로 지적되고 있다.[7] 우리나라에 있어서도 장기자본의 유입이

7) Chinn and Frankel(1994)은 아시아·태평양지역의 자본시장에서 커버된 이

1990~93년 기간동안 GDP의 약 2%에 달하였으며, 향후 OECD 가입과 지속적인 자본자유화로 총자본유입액은 큰 폭으로 증가될 것으로 전망되어 국제금융시장과의 연계성이 더욱 밀접해질 것으로 보인다. 본장의 목적은 우리나라와 선진국의 실질금리간의 연관관계를 실질금리평형이론(real interest parity)을 중심으로 살펴보고 실질금리격차의 구조적 원인이 무엇인가를 구조벡터자기회귀모형(Structural VAR)을 이용하여 심층적으로 분석해 보는 데 있다.

개방경제하의 환율과 국내외금리격차와의 관계는 위험프리미엄이 없을 경우 전술한 커버되지 않은 이자율평형관계로 특징지어진다.

$$E_t s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* \tag{10}$$

여기서 사후적 실질금리(ex-post real interest rate, $eprr_{t+1} \equiv i_t - \pi_{t+1}$)와 사후적 실질금리격차($d_{t+1} \equiv eprr_{t+1} - eprr^*_{t+1}$)를 이용하여 다음의 실질이자율 평형관계를 도출해 낼 수 있다.

$$E_t q_{t+1} - q_t = E_t d_{t+1} \tag{11}$$

q_t : ₩/$ 실질환율의 로그치

d_t : 실질금리격차

식(11)이 의미하는 바는 원화의 對달러 예상실질환율절하율은 한국과 미국의 기대실질금리의 격차와 동일하다는 것이다. 여기서 사전적 상대구매력평가설(ex-ante relative purchasing power par-

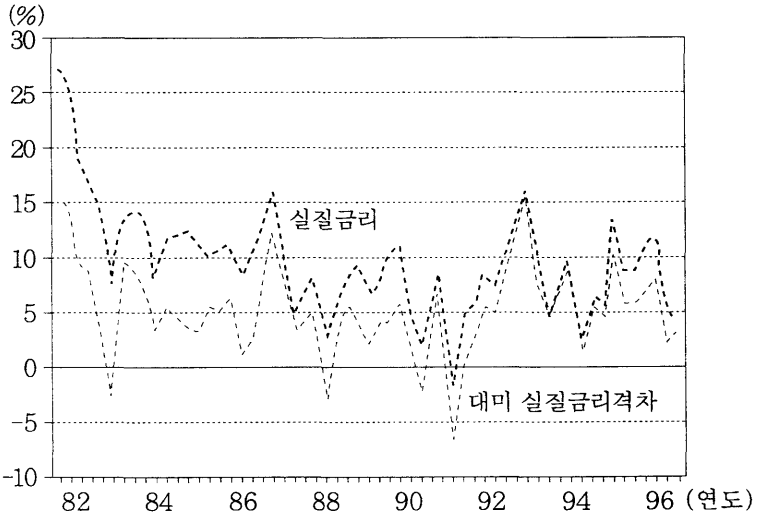
---

자율평형관계(covered interest parity)가 대체로 성립되고 있음을 실증적으로 보여주고 있다. Frankel and Okongwu(1996)는 주요 개발도상국과 미국간에 커버되지 않은 이자율평형관계(uncovered interest parity)가 대체로 성립하고 있음을 보이고, 금리격차가 해소되지 않은 주요 원인으로 큰 폭으로 증대된 환율의 예상절하율을 들고 있다. 또한 Chinn and Frankel(1995)은 아·태지역 국가들의 실질금리가 미국 또는 일본의 실질금리와 장기적으로는 안정적인 관계에 있음을 공적분검정을 통해 보여주고 있다.

ity)이 성립한다면 예상실질환율절하율은 0이 되어($E_t q_{t+1} - q_t = 0$) 양국의 기대실질금리격차는 0이 된다. 그러나 많은 실증분석 결과들이 단기적으로는 사전적 상대구매력평가설이 성립하지 않는다는 것을 보여주고 있으므로 실질환율의 로그치가 random walk이 아니라는 전제하에, 기대실질금리의 격차가 실질환율절하율의 예상치의 변동에 따라 결정될 수 있는 모형을 채택하였다.

[그림 5]는 우리나라의 사후적 실질금리와 대미실질금리격차를 보여주고 있다. CP수익률(3개월)과 소비자물가지수를 기준으로 한 우리나라의 실질금리는 장기적으로는 하향추세를 보이고 있으나, 유로달러금리와 미국소비자물가지수를 기준으로 본 해외실질금리와의 격차는 장기적인 관점에서 볼 때, 평균 5.40%를 중심으로 국내실질금리등락에 따라 변동하고 있는 것으로 보인다.[8] 우리나라의

[그림 5] 우리나라의 실질금리와 국내외 실질금리격차



8) 본절에서는 이자율평형이론의 보다 엄밀한 검정을 위하여 유로달러 3개월물과 만기가 동일한 3개월물 CP수익률을 명목금리로 사용하였다. 회사채수익률을 사용한 경우에도 본절의 실증분석결과와 대체로 동일한 결론을 얻을 수 있었다.

對美 실질금리평형관계를 분석해 보기 위하여 사후적 실질환율절하율과 사후적 실질금리격차를 이용한 다음의 회귀식을 추정하였다.

$$\triangle q_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 d_{t+1} + \xi_{t+1} \tag{12}$$

$$\triangle q_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 d_{t+1} + \beta_3 X_t + \xi_{t+1} \tag{13}$$

식(12)는 (11)로부터 도출할 수 있는데, 교란항 ξ_{t+1}은 실질환율절하율의 예측오차 u_{t+1}과 실질기대금리격차의 예측오차 v_{t+1}의 차로서 표현될 수 있으므로 설명변수 d_{t+1}과는 동시적 상관관계(contemporaneous correlation)를 가지게 되어 단순 OLS는 적용할 수 없다. 그러나 합리적기대가설하에서 예측오차는 조건부기대값이 0이므로 $E_t\xi_{t+1} = 0$이 되고 이러한 가정하에서 t시점에서의 정보집합에 포함된 변수들을 도구변수로 하여 IV추정이 가능하다. 실질이자율 평형관계는 위의 회귀식 추정에서 $\beta_0 = 0$와 $\beta_1 = 1$이라는 귀무가설의 형태로 표현될 수 있는데, 엄밀한 의미에서의 실질이자율 평형관계가 성립한다면 (13)에서와 같이 현재 관측가능한 변수 X_t는 실질환율변동을 설명하는 데 있어 일단 실질금리격차가 설명변수로 채택되면 추가적인 설명력이 없어야 한다. 1982: Ⅰ~1996: Ⅱ의 분기별 자료를 이용한 위 두 회귀식의 추정결과는 다음과 같다.

$$\triangle q_{t+1} = \underset{(-2.00)}{-4.927^{**}} + \underset{(1.70)}{0.774^{*}}\, d_{t+1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.11 \qquad DW = 0.49$$

$$H_0 : \beta_1 = 1 \qquad F\ (1,53) = 0.25\ (0.62)$$

$$\triangle q_{t+1} = \underset{(-1.85)}{-3.412^{*}} + \underset{(1.71)}{0.581^{*}} d_{t+1} + \underset{(6.62)}{0.624^{***}} \triangle q_t$$

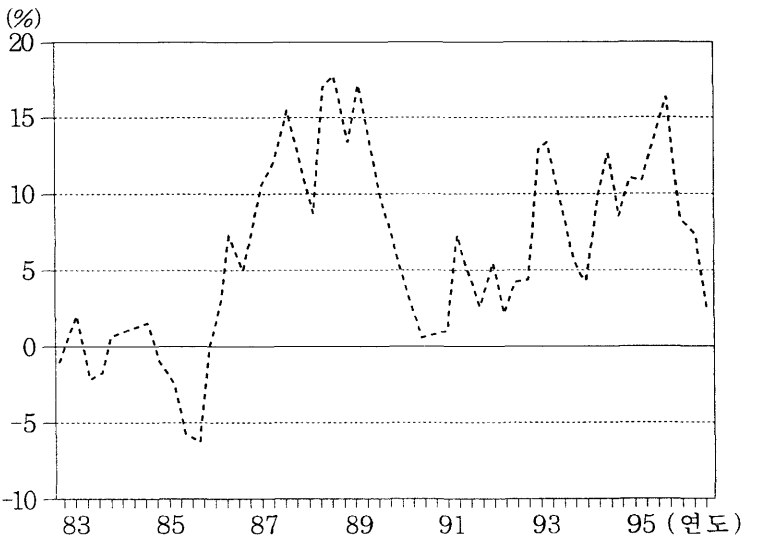
$$\bar{R}^2 = 0.51 \qquad DW = 1.72$$

$$H_0 : \beta_1 = 1 \qquad F\ (1,52) = 1.51\ (0.22)$$

도구변수 : $\triangle q_t, \ldots \triangle q_{t-3}, d_t, \ldots, d_{t-3}, \pi_t - \pi^*, \ldots, \pi_{t-3} - \pi^*_{t-3}$

위 결과는 우리나라에 있어 실질환율과 실질금리격차는 이자율평형이론이 의미하는 바와 같이 정(+)의 관계가 있으나, 10% 유의수준에서만 그 관계가 유의하게 나타남으로써 아직 이자율평형이론이 실질금리와 실질환율의 움직임을 설명하는 완전한 모형이 될 수 없음을 보여주고 있다. 또한 실질환율절하율의 자기회귀적인 움직임이 실질금리격차에 추가적으로 통계적으로 유의한 설명력을 가지므로 합리적기대가설에 근거한 실질이자율 평형이론은 기각된다. [그림 6]은 위의 도구변수에 근거하여 산출된 기대실질금리격차와 예상실질환율절하율의 차이($d_t - \triangle q_t$)를 보여준다. 이는 1980년대 이후의 우리나라의 실질금리가 예상실질환율절하율을 감안하고도 해외실질금리에 비해 평균적으로 높은 수준(1982: Ⅳ~1996: Ⅱ 평균 6.04%, p.a.)이었음을 보여주고 있다.

[그림 6] 기대실질환율 절하율을 감안한 기대실질금리격차



2. 國內外 實質金利隔差의 構造的 變動要因 分析

그렇다면 국내외 실질금리격차는 어떠한 변동요인에 의해 움직이는 것일까? 본절에서는 실질환율절하율과 실질금리격차의 두 변수 구조자기벡터회귀모형을 설정하고, 소규모 개방경제시스템내에서 일어날 수 있는 모든 교란요인을 경상교란요인(nominal shock)과 실물교란요인(real shock)으로 크게 대별하여 봄으로써, 실질금리격차의 변동요인으로서의 그 상대적 중요도를 측정하여 본다.

가. 구조벡터자기회귀모형(Structural VAR Model)의 설정

통상적인 벡터자기회귀모형(VAR)은 경제학적인 이론에 전혀 근거하지 않은 통계적 모형으로서 그 실증분석 결과를 이론적인 인과관계로 설명하기 어려운 난점이 있다. 이러한 난점을 극복하면서도, VAR모형의 유용성을 이용하기 위하여 통상적인 VAR의 교란항을 경제학적 이론에 근거한 구조적 교란요인의 복합적인 형태로 보고 각 구조적 요인으로 인한 내생변수의 변동패턴을 분석하는 구조벡터자기회귀모형(SVAR)이 현재 널리 이용되고 있다.[9] SVAR기법을 이용하여 동태적 환율변동의 모형을 추정한 예로는 Evans and Lothian(1991), Lastrapes(1992), Clarida and Gali(1994), Hahm(1995) 그리고 우리나라의 자료를 이용한 김준일(1995)의 연구 등이 있는데, 본고에서는 실질금리격차와 실질환율절하율을 이용한 Hahm(1995)의 두 변수 SVAR모형을 이용하여 실질금리격차에 초점을 두고, 그 변동요인으로서의 경상요인과 실물요인의 상대적 중요도를 실증분석해 보기로 한다.

먼저 두 변수 벡터 $X_t \equiv [\triangle q_t, d_t]'$가 공분산 정상성(covarian-

9) 거시경제분야에서 SVAR모형을 이용한 예로서는 Blanchard and Watson (1986), Bernanke(1986), Blanchard and Quah(1989), Gali(1992) 등이 있다.

ce-stationary)시계열이라고 가정하면 X에 대한 다음의 축약형 (reduced form) VMA(Vector Moving Average)로 나타낼 수 있게 된다.

$$X_t \equiv \begin{bmatrix} \triangle q_t \\ d_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E^{11}(L) & E^{12}(L) \\ E^{21}(L) & E^{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^q \\ v_t^d \end{bmatrix} \equiv E(L) \cdot v_t \quad (13)$$

여기서 $E(0) = I$, 교란항 벡터 v_t는 X_t의 과거 관측치를 이용한 최적선형예측오차(optimal linear projection error)이며, $Ev_t v_t' = \sum$는 축약형 교란항 v_t의 공분산행렬(variance-covariance matrix)로 정의한다. 또한 벡터 X_t의 변동은 경상요인(nominal shock)과 실물요인(real shock) 두 종류의 외생적인 구조적 교란요인으로 인하여 이루어진다고 가정할 수 있다. 보다 구체적으로 실질환율절하율과 실질금리격차는 각각 이러한 두가지 형태의 구조적인 교란항의 현재와 과거치의 선형결합형태로 나타낼 수 있다고 본다. 이러한 구조(structural) VMA는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$X_t = \begin{bmatrix} C^{11}(L) & C^{12}(L) \\ C^{21}(L) & C^{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_t^r \\ \xi_t^m \end{bmatrix} \equiv C(L) \cdot \xi_t \qquad (14)$$

여기서 ξ_t^r과 ξ_t^m은 각각 실물교란항(real shock)과 경상교란항(nominal shock)을 나타내며, 실물교란항은 주로 실물적인 측면에서 발생하는 기술수준, 생산성, 기호의 변화 등 실물수요공급의 변화를 야기하는 교란항이며, 경상교란항은 각국의 통화공급충격 또는 화폐수요의 변화로 인한 교란항을 의미한다.

SVAR모형의 핵심은 식(13)의 축약형 VMA모형의 추정으로부터 식(14)의 구조 VMA모형을 어떻게 도출해 내는가에 있는데, 여기서 통상적인 VAR모형의 제약형태(예를 들면 Choleski decomposition)를 사용하지 않고 경제학적인 이론에 기초를 둔 제약조건을 이용함으로써 구조적 교란항을 도출(identify)할 수 있다.

본고에서는 통화론적 접근방법에 기초한 많은 환율결정이론들의 공통적인 함의인 경상교란항의 실질환율에 대한 장기중립성(long-run neutrality of monetary shock)을 장기제약식(long-run restriction)으로 이용하여 SVAR모형을 추정하였다.[10] 구체적으로 SVAR 추정방법을 살펴보면 다음과 같다.

먼저 축약형 교란항 $v_t = S \cdot \xi_t$로 표현 가능하므로 식(13)은 $X_t = E(L) \cdot S \cdot \xi_t$, 즉 $C(L) = E(L) \cdot S$로 표현되어 축약형 VMA (13)이 통상적인 VAR로서 추정가능할 때 (2×2)행렬 S만 계산해 내면 SVAR이 추정가능하게 된다. 여기서 $E\xi_t\xi_t' = I$이라는 가정하에 $v_t v_t' \equiv \sum = S\xi_t\xi_t' S' = SS'$이 되고 $\sum$는 통상적인 VAR에서 추정가능하므로, $\sum = SS'$은 세 개의 독립적인 방정식으로 해석가능하다. 추가적으로 전술한 장기제약식을 이용하면 $C^{12}(1) = 0$, 즉 $E^{11}(1)\ S_{12} + E^{12}(1)\ S_{22} = 0$이라는 방정식을 도출할 수 있다. (2×2)행렬 S의 각항은 위의 네 개의 독립적인 연립방정식의 해를 구함으로써 얻어지며, 이를 이용하여 $C(L)$과 $\{\xi_t\}$의 도출이 가능하게 된다. 마지막으로 실질금리격차의 실물요인에 의한 변동부분과 경상요인에 의한 변동부분은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$d_t^r = C^{21}(L)\ \xi_t^r \qquad (15)$$
$$d_t^m = C^{22}(L)\ \xi_t^m$$

d_t^r: 실물요인으로 인한 실질금리격차

d_t^m: 경상요인으로 인한 실질금리격차

나. SVAR에 의한 국내외 실질금리격차의 변동요인 분석

〈표 3〉은 국내 CP 수익률(3개월), 유로달러금리(3개월), 원/달러 환율, 그리고 한국과 미국의 CPI의 1981:Ⅳ부터 1996:Ⅱ까지의

10) Lastrapes(1992), Clarida and Gali(1994), Hahm(1995) 그리고 김준일(1995) 등도 같은 장기제약식을 이용 SVAR 모형을 추정하였다.

분기별 시계열 자료를 이용하여 SVAR모형을 추정하고 각 구조교란요인으로 인한 실질금리격차의 분산분해(variance decomposition) 결과를 보여준다. 이에 따르면 우리나라의 국내외 실질금리격차 변동의 주 요인은 경상요인이며, 경상요인은 각 시계의 예측오차의 95% 이상을 설명하고 있음을 알 수 있다.

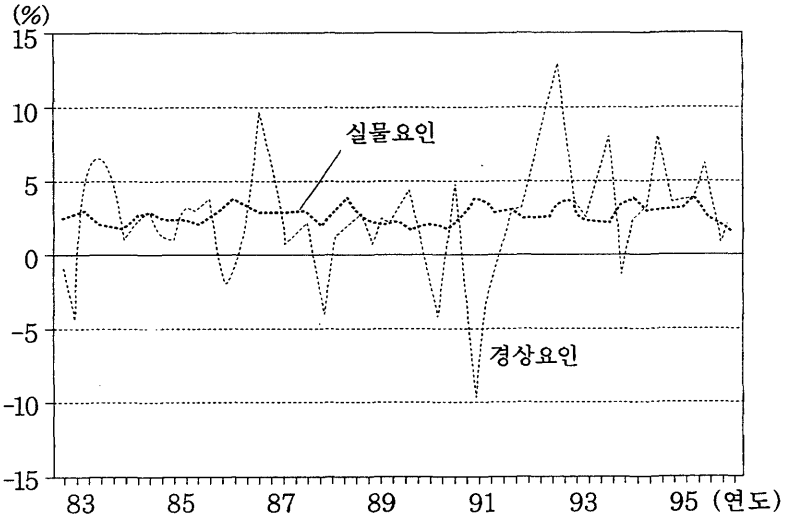
〈표 3〉 국내외 실질금리격차의 분산분해 분석

(단위: %)

예측시계(분기)	실 물 요 인	경 상 요 인
1	0.3	99.7
5	2.1	97.9
10	2.4	97.6
15	2.5	97.5
20	2.5	97.5

[그림 7]은 각 구조교란요인으로 인한 실질금리격차의 변동을 나타낸다. 실물요인 시계열은 1982:Ⅳ의 실질금리격차의 실제치를 기준으로 하여 이후 경상교란항이 0이라고 가정하고, 실물교란항만이 실질금리차를 변동시켰을 때의 국내외 실질금리격차의 변동추이를 보여주며, 경상요인 시계열은 경상교란항만이 교란요인으로 작용하였을 경우의 실질금리격차의 변동추이이다. 이 그림에서도 국내외 실질금리격차의 주 변동요인은 각국의 통화부문에서 발생하는 충격과 그로 인한 인플레이션의 변동 등으로 나타나는 경상요인임을 알 수 있다. 이는 전장의 피셔효과의 분석에서도 보았듯이 명목이자율과 실질이자율 모두 기대인플레이션이 중요한 변동요인이라는 결론과 비교해볼 때 시사하는 바가 크다고 할 것이다.

[그림 7] 실질금리격차의 구조적 변동요인



Ⅳ. OECD 國別比較를 통한 國際金利隔差의 分析과 우리나라 均衡金利 수준의 摸索

1. OECD 패널데이터를 이용한 對美 金利隔差의 實證分析

전장까지는 국내외 금리격차의 결정요인을 기본적으로 우리나라의 시계열자료를 이용하여 실증분석해 보았다. 그러나 우리나라의 경제구조가 현재 구조적인 변혁기에 있으며, 향후 OECD 가입과 자본자유화의 진전 등으로 우리나라의 금리 및 국내외금리격차는 지금까지와는 상이한 변동패턴을 보일 가능성이 있다. 본장에서는 향후 각종 규제의 수준과 범위가 OECD 수준까지 완화되었을 때, 그리고 국내외 실물·자본시장의 통합화가 지속적으로 진전되었을

때의 우리나라의 균형금리수준 및 변동패턴을 전망하여 보는 의미에서, 우리나라의 자료가 아닌, OECD 국가들의 대미금리격차를 국별비교(cross-country analysis)를 통하여 실증분석함으로써 지금까지의 논의를 보완하고자 한다.

가. 자 료

본절의 목적은 한 나라에 있어서 그 나라의 제반 거시경제여건을 반영하는 장기적인 의미에서의 균형금리수준의 결정요인을 살펴보는 데 있으므로, 가급적이면 한 나라에 국한된 단기적인 충격요인으로 인한 금리의 변동을 배제하기 위하여 각 변수의 기간별 평균치를 분석에 이용하였다. 1995년 현재 OECD에 가입된 25개국의 1986년부터 1993년까지의 연간 시계열자료를 이용하여 각 변수의 1986~89, 1990~93의 기간평균을 계산하여 패널분석에 사용하였는데, 금리자료로서는 1995년판 OECD Historical Statistics (1960~93)에 수록된 장기명목이자율(nominal long-term interest rates) 자료를 이용하였다. 본절에서는 국제금리격차의 거시경제적 결정요인에 분석의 초점을 두고 있으므로 각국의 금리수준 자체보다는 미국의 장기금리를 준거로 한 대미 금리격차를 종속변수로 채택하였다. 분석에 사용된 OECD 각국의 기간별 금리수준 및 대미 금리격차는 〈표 4〉와 같다.

나. 對美 금리격차의 실증분석

전술한 바와 같이 개방경제에 있어 각국의 자산이 상호 완전대체재(perfect substitutes)이며 국가간 자본이동에 제약이 없을 경우 각국의 대미명목금리격차는 자국통화의 대미기대환율절하율과 같게 된다. 실제로 이러한 금리평형관계는 비교적 자본이동이 자유로운 선진국들간에 있어서도 잘 성립되지 않고 있는데, 이는 국가간

〈표 4〉 OECD 각국의 기간별 명목금리수준과 對美 금리격차

국 가 명	1986~89		1990~93	
	장기금리	대미격차	장기금리	대미격차
1. 미 국	8.58	–	7.73	–
2. 일 본	4.85	−3.73	5.75	−1.98
3. 독 일	6.48	−2.10	7.93	0.20
4. 프랑스	9.43	0.85	8.98	1.25
5. 이탈리아	11.05	2.47	12.50	4.77
6. 영 국	9.6	1.02	9.5	1.77
7. 캐나다	9.88	1.30	9.33	1.60
8. 오스트레일리아	13.03	4.45	10.1	2.37
9. 오스트리아	7.00	−1.58	8.05	0.32
10. 벨기에	8.35	−0.23	8.83	1.10
11. 덴마크	10.20	1.62	9.00	1.27
12. 핀란드	9.05	0.47	11.38	3.65
13. 그리스	NA	NA	NA	NA
14. 아이슬랜드	NA	NA	7.00	−0.73
15. 아일랜드	10.20	1.62	9.03	1.30
16. 룩셈부르크	NA	NA	NA	NA
17. 멕시코	NA	NA	17.10	9.37
18. 네덜란드	6.58	−2.0	8.10	0.37
19. 뉴질랜드	14.58	6.00	9.43	1.70
20. 노르웨이	12.58	4.00	9.30	1.57
21. 포르투갈	NA	NA	NA	NA
22. 스페인	12.40	3.82	12.38	4.65
23. 스웨덴	11.15	2.57	10.60	2.87
24. 스위스	4.35	−4.23	5.90	−1.83
25. 터 키	NA	NA	NA	NA
평 균	9.44	0.91	9.42	1.78

주 : 단위는 기간평균, %, p.a.

세제의 차이, 정보의 비대칭성 등으로 인해 현실적으로 국내자산과 해외자산이 불완전대체재이기 때문이며, 이로 인한 위험프리미엄 또한 경기변동 등에 따라 시간변동(time-varying)하기 때문이라 보는 견해가 일반적이다.

커버되지 않은 이자율평형관계(uncovered interest parity)를 나타내는 식(7)을 비조건부 기대치(unconditional expectation)를 취하고 반복기대의 법칙(law of iterated expectation)을 적용하여 정리하면 다음과 같은 대미 장기금리격차의 모형을 도출할 수 있다.[11)]

$$E(i_t - i_t^{us}) = E(rp_t) + E(\triangle s_{t+1}) \tag{16}$$

실제로 비조건부 기대치(unconditional expectation)는 관측 불가능하기 때문에 기간평균치를 이용하여 식(16)을 표현하면 다음과 같다.

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(i_t - i_t^{us}) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(rp_t) + \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\triangle s_{t+1}) \tag{17}$$

식(17)은 모든 나라에 성립하기 때문에 이를 국별회귀식(cross-country regression) 형태로 표현하면 다음과 같다.

$$IDIF_j = \beta_0 + \beta_1 \cdot SDEP_j + X_j' r + v_j, \quad j = 1,2,\ldots J \tag{18}$$

$IDIF_j$: j국의 평균 대미 명목금리격차

$SDEP_j$: j국의 평균 대미 환율절하율

X : 각국의 위험프리미엄 결정요인 벡터

v_j : 교란항 ($Ev_j = 0$)

11) 개방경제가 장기균형상태에 놓여 있다면 장기적으로는 환율변동의 비조건부 기대치는 0이며, 추가적으로 위험프리미엄이 없다면 명목금리차는 평균적으로 0이 되어 각국의 장기평균금리는 동일수준으로 수렴하게 된다. 본 연구에서는 80년대 후반 이후의 비교적 짧은 기간평균을 이용하기 때문에 환율의 평균절하율이 0이 아니라고 가정한다.

실제로 OECD 국가간의 자본이동이 완전히 자유롭다고 보기는 어렵기 때문에 우리나라의 경우와 마찬가지로 국내금리수준의 결정요인으로서 국내거시변수가 환율과 해외금리에 추가적으로 설명력을 갖게 마련이며, 이 경우 X는 단지 그 나라의 위험프리미엄만을 설명하는 변수가 아니라 이러한 불완전한 자본이동하에서의 국내금리결정요인으로 해석하는 것이 더욱 설득력이 있을 것이다. 이러한 가정하에 X변수로서는 전장에서 고려한 국내금리의 변동요인과 위험프리미엄 변수를 함께 고려하였다. 또한 각국의 관측치는 1986~89, 1990~93의 기간평균치, 즉 2개의 관측치로 이루어져 있으므로 패널분석기법을 이용하여 실증분석하였으며 그 결과는 〈표 5〉에 요약되어 있다.[12)]

먼저 평균명목환율절하율(*SDEP*)은 〈표 5〉의 모든 추정식에서 금리격차와 통계적으로 유의한 정(+)의 계수를 보이고 있다. 각국 자산의 평균위험프리미엄 수준이 동일하며 자본이동이 완전히 자유로운 경우에는 추정식 (a)에서와 같이 자국거시변수의 변동은 환율의 변동에 완전히 반영되어 평균환율절하율만이 유일한 설명변수가 되어야 하며, 금리격차와는 정(+)의 일대일 대응관계가 있어야 한다. 그러나 〈표 5〉에서 보듯이 *SDEP*의 계수가 대체로 0.16~0.37의 범위 안에 있어 이론적인 예측치 1에 못미치고 있고, 다른 자국거시변수들이 추가적인 설명력을 가짐으로써 엄밀한 의미에서의 이자율 평가관계는 역시 기각됨을 알 수 있다. 그러나 환율절하율은 금리격차의 중요한 변동요인이며 (a)의 $\bar{R}^2$에서 보듯이 독립적으로도 적지 않은 설명력을 가진다.

---

12) 〈표 5〉의 추정결과는 1986~89, 1990~93 두 기간의 기간더미변수(period dummy variable)를 고려하지 않은 추정결과이다. 상수항 기간더미변수를 추가하여 추정해 보면 〈표 5〉의 추정식 (a)를 제외한 모든 추정식에서 기간더미변수의 통계학적 유의성이 성립하지 않고 다른 변수의 설명력에도 큰 영향을 주지 않으므로 기간더미변수를 제외한 추정결과만을 제시하였다.

〈표 5〉 OECD 패널데이터를 이용한 對美 금리격차의 결정요인

$IDIF_j = \beta_0 + \beta_1 \cdot SDEP_j + X_j'\gamma + v_j$(Pooled Regression, 1986~93)

추정식	상수항	*SDEP*	*INF*	*YG*	*CAD/GDP*	*STDINF*	*STDSDEP*	$\bar{R}^2$
(a)	2.518*** (5.07)	0.270*** (3.80)						0.27
(b)	-0.271 (-0.52)	0.191*** (3.59)	0.499*** (5.80)					0.61
(c)	1.444** (2.36)	0.367*** (3.98)		0.464 (1.60)				0.30
(d)	1.605*** (3.92)	0.199*** (3.03)			0.385*** (3.37)			0.43
(e)	0.906 (1.44)	0.189** (2.58)				0.657** (2.56)		0.36
(f)	3.100*** (2.86)	0.256*** (3.54)					-0.105 (-0.94)	0.26
(g)	-0.122 (-0.23)	0.219*** (3.87)	0.619*** (5.02)			-0.387 (-1.35)		0.62
(h)	-0.267 (-0.46)	0.249*** (3.31)	0.602*** (4.70)	0.135 (0.60)		-0.374 (-1.29)		0.62
(i)	-0.085 (-0.17)	0.191*** (3.38)	0.531*** (4.14)		0.184* (1.87)	-0.319 (-1.14)		0.65
(j)	-0.203 (-0.41)	0.166*** (3.17)	0.426*** (4.74)		0.199** (2.03)			0.65
(k)	-0.399 (-0.73)	0.208*** (2.95)	0.404*** (4.31)	0.192 (0.89)	0.206** (2.09)			0.64
(l)	-0.269 (-0.48)	0.228*** (3.13)	0.504*** (3.79)	0.173 (0.80)	0.192* (1.93)	-0.299 (-1.06)		0.65

주 : *IDIF* : 對美 장기명목금리차(기간평균, %, p.a.)
SDEP : 對달러 명목환율절하율(기간평균, %, p.a.)
INF : 인플레이션율(기간평균, %, p.a., GDP Implicit Deflator 기준)
YG : 실질GDP 성장률(기간평균, %, p.a.)
CAD/GDP : GDP 대비 경상수지적자(기간평균, %, p.a.)
STDINF : 인플레이션율의 기간표준편차
STDSDEP : 명목환율절하율의 기간표준편차

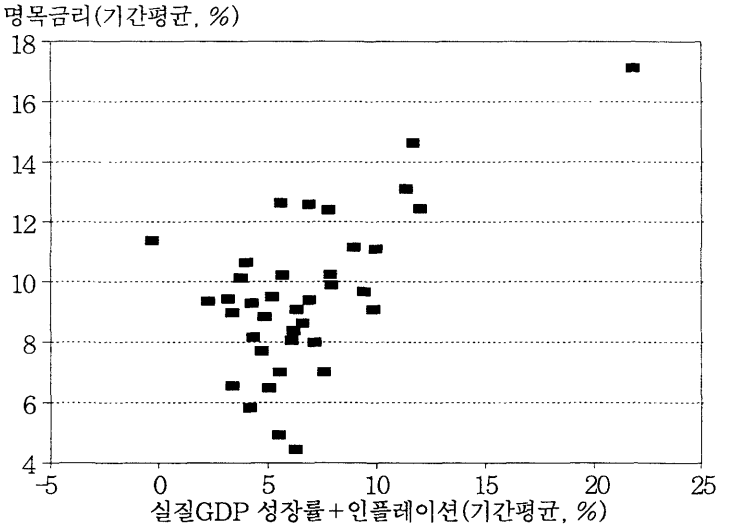
자국의 거시경제변수들은 대미금리격차수준의 중요한 설명변수로 나타나 OECD 국가간 자본이동이 완전히 자유롭지 않거나, 또는 거시요인이 위험프리미엄의 중요결정변수임을 보이고 있다. 전장에서 논의된 우리나라의 시계열 분석에서도 나타나듯이, 각국의 평균대미금리격차의 가장 중요한 결정요인은 평균인플레이션율이며, 저축과 투자의 불균형의 정도를 나타내는 지표인 GDP 대비 경상수지 적자비율은 추정식 (j)에서 보듯이 평균인플레이션율에 이어 추가적인 설명력을 가지고 있는 것으로 나타나 금리격차의 주요요인이 되고 있다. 그러나 실질GDP 성장률은 모든 경우에서 통계적으로 유의한 설명력을 가지고 있지 않은 것으로 나타나며 각국 자산의 위험프리미엄의 수준을 측정해 보기 위하여 사용된 인플레이션의 변동성이나 환율절하율의 변동성도 (e)의 경우를 제외하고는 설명력이 없는 것으로 나타나고 있다.

2. OECD 패널分析 결과로 본 우리나라의 長期均衡金利 수준

가. 각국의 명목금리수준과 성장률과 인플레이션의 합으로 본 균형금리

전장에서 논의한 바 있는 신고전학파의 성장이론에 근거한 장기균형금리는 우리나라의 경우에서와 같이 OECD 자료로 볼 때도 어느 정도 설명력이 있는 것으로 보인다. [그림 8]은 OECD 각국의 1986~89, 1990~93 기간별 평균명목금리수준과, 평균실질GDP 성장률과 인플레이션의 합의 관계를 보여주고 있다. 그러나 두 변수간의 관계가 완벽한 일대일의 대응관계는 아니며 다음의 추정결과는 우리나라에서와 같이 GDP 대비 경상수지적자비율이 추가적인 설명요인으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

[그림 8] OECD 국별 명목금리수준과 실질GDP성장률과 인플레이션의 합



$$INT_j = 6.444^{***} + 0.428^{***}(YG+INF)_j \quad \bar{R}^2 = 0.34$$
$$(9.67) \quad (4.63)$$

$$INT_j = 7.010^{***} + 0.326^{***}(YG+INF)_j + 0.385^{***}\left(\frac{CAD}{GDP}\right)_j \qquad (19)$$
$$(11.35) \quad (3.80) \qquad (3.70)$$

$$\bar{R}^2 = 0.51$$

INT_j : j국의 기간평균 장기명목이자율

$(YG+INF)_j$: j국의 기간평균 실질GDP성장률 + 인플레이션

나. 우리나라의 균형금리수준의 모색

본절에서는 OECD 국가의 국별비교 추정결과를 토대로 하여 현재 우리나라의 균형금리수준을 가늠하여 본다. 물론 각국 경제구조의 이질성(heterogeneity) 등으로 인하여 OECD 자료의 분석결과를 우리나라에 그대로 적용하는 데는 무리가 따를 것으로 판단되나 현재의 균형시장금리 또는 OECD 가입 이후의 우리나라의 금리수

〈표 6〉 OECD 패널분석을 이용한 우리나라 균형금리의 수준

	1995	1996p	1997p1)
1. 우리나라의 주요 거시변수(연평균, %)			
회사채 유통수익률	13.8	11.7	–
실질경제 성장률(YG)	9.0	6.9	6.4
소비자물가 상승률(INF)	4.5	5.0	4.7
달러화 대비 명목환율절하율($SDEP$)	-4.0	4.2	4.0
경상수지적자비율($\frac{CAD}{GDP}$)	2.0	4.5	3.5
2. 균형금리 수준			
가. $YG+INF$	13.5	11.9	11.1
나. $7.010+0.326(YG+INF)+0.385(\frac{CAD}{GDP})$ 2)	12.2	12.6	11.9
다. $INTus - 0.203+0.166 \cdot SDEP+0.426 \cdot INF+0.199\ (\frac{CAD}{GDP})$ 3)	9.6	11.7	11.3
라. (가 + 나 + 다) /3	11.7	12.1	11.4

주 : 1) 1996, 1997의 전망치는 1996. 4/4분기 KDI 경제전망 등을 참조하여 추정.
2) 본절의 추정식 (19).
3) 〈표 5〉의 대미금리격차추정식 (j)에서 미국의 장기평균금리수준(1986~93 평균 8.15%)을 더하여 추정.

준을 어렴풋이나마 예측해 보는 데 본절의 의의가 있다.

〈표 6〉에서는 회사채유통수익률을 기준으로 우리나라의 명목균형금리수준을 세가지 방법으로 추정해 보았는데, 첫째로 현재 널리 사용되고 있는 실질경제성장률과 인플레이션율의 합, 둘째로 OECD 국별회귀분석의 결과로 추정된 식 (19), 그리고 마지막으로 OECD 대미금리격차추정식 〈표 5〉의 (j)를 이용하였다. 추정된 균형금리의 수준과 우리나라 회사채수익률의 실제치를 비교해 보면, 1995년의 경우 실제치가 균형금리의 범위(9.6~13.5%)를 상회함으로써 금리가 제반 거시경제여건을 감안하고도 높은 수준이었음을 알 수

있다. 1996년의 경우에는 회사채수익률의 실제치가 균형금리의 범위(11.7~12.6%)에 포함되어 있으므로 금리의 상향왜곡 현상이 해소된 상태로 보이며, 1997년 균형금리 수준은 11.1~11.9%로서 1996년 11월 현재의 12.3% 수준보다 약 1%포인트 정도 낮아질 여력이 있는 것으로 전망된다. 이는 현재 우리나라의 명목금리수준이 예상환율절하율, 경상수지적자비율, 경제성장률과 인플레이션 등 제반 거시경제여건에 비추어 볼 때 많이 높은 수준은 아니며, 그러므로 금리하락의 여건이 여의치 않다는 것을 의미한다.

OECD 자료의 분석결과에 비추어 볼 때 OECD 가입 이후 우리나라의 금리는 자본시장개방이 더욱 진전되더라도 지속적인 경상수지적자, 그리고 이로 인한 환율의 절하압력 등으로 급격히 하락하지는 않을 것으로 예상되며, 향후 금리하향안정화는 기대인플레이션의 불식과 경상수지적자를 어떻게 해소시켜 나가는가에 좌우될 것으로 보인다. 장기적으로는 역시 해외자본유입, 자본스톡집적의 가속화, 경제성장과 물가의 안정화로 이어지는 자본시장개방의 긍정적 효과가 얼마나 신속하게 그리고 안정적으로 이루어질 것인가가 금리하향 안정화의 관건이 될 것이다.

V. 金利의 下向安定化 方案

지금까지 본고에서 연구분석한 결과에 의하면 한 나라의 금리수준은 경제성장률과 기대물가상승률, 경상수지적자, 그리고 환율변동 등에 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히 기대물가상승률과 경상수지적자는 자금의 수요와 공급을 변화시켜 금리수준을 결정하는 데 가장 중요한 요인으로 작용하는 것으로 검증되고 있다.

그리고 국내외 실질금리격차는 실물요인보다는 통화부문에서 오는 충격, 물가상승 등 경상요인이 변동을 주도하고 있다.

이와 같은 실증분석결과는 금리정책을 수행하는 데 있어 시사하는 점이 크다. 물가상승, 경상수지 등 경제안정의 정도와 금리와는 연관관계가 깊은 것으로 나타나고 있다. 통화공급의 확대는 중장기적으로 볼 때 기대인플레이션의 상승으로 금리가 높아질 가능성이 크다. 그리고 투자와 국내저축의 차이인 경상수지적자가 금리의 주요결정요인인 것으로 보아, 투자의 효율성, 합리적인 소비행태가 금리수준을 결정하는 데 크게 작용하는 것으로 보인다. 다시 말해서, 한정된 자원을 투자나 소비행위에 있어 얼마나 효율적으로 이용하는가에 따라 명목금리수준은 크게 영향을 받고 있는 것으로 검증되고 있다.

우리나라의 금리수준은 앞에서 살펴본 바와 같이 선진국이나 대부분의 경쟁상대국의 금리보다 높아 우리 경제의 건실한 성장이 제약될 수 있다는 우려가 제기되고 있다. 높은 금융비용은 기업들이 국제경쟁력을 강화하는 데 부담이 되고 있다. 또한 국내금리와 국제금리의 격차가 커서 국내외 자금흐름이 불안정해짐에 따라 금융시장은 물론 경제전반이 불안해질 수 있다.

경제의 범세계화가 진전될수록 높은 금리수준은 우리 경제에 어려움을 가중시키게 된다. 상품 및 금융 등 모든 시장들이 국경의 의미가 상실되면서 세계적으로 단일화되고 있다. 따라서 기업들은 세계시장에서 동등한 조건에서 경쟁을 하여야 한다. 높은 생산성이 수반되지 않은 고금리는 고임금과 마찬가지로 기업활동을 하는 데 불리한 여건으로 작용한다. 그리고 국내금융시장이 세계금융시장과 통합되는 과정에서 국내외 금리의 격차가 크면 클수록 자금흐름의 급격한 변동으로 부작용이 증폭될 수밖에 없다.

금리의 하향안정화는 우리경제가 국제경쟁력을 강화하면서 건실

한 성장을 지속하기 위하여 해결해야 할 중요한 현안과제이다. 이제 개방된 경제체제에서 국내금리가 국제금리수준으로 안정적으로 접근할 수 있는 방안이 모색되어야 한다.

금리는 과거와 같이 정부가 인위적으로 낮출 수는 없다. 금리를 낮추려는 정책의도 자체가 금리를 상승시키는 요인으로 작용한다. 금리가 상대적으로 낮아지면 자금수요가 증가하고 자금공급이 감소하여 금리상승압력이 높아지게 된다. 따라서 금리의 하향안정화는 금리수준을 결정하는 요인들을 신중하게 검토하여 금리가 낮아지면서 금리상승압력이 높아지는 것을 해소할 수 있도록 여건을 조성하여야 가능할 수 있다.

국내금리가 국제금리수준으로 하향안정화되기 위해서는, 선진국과 다르게 우리경제에 구조적으로 내재해 있는 물가불안, 자원이용의 비효율성을 유발하는 요인들을 제거하여야 한다. 그러면 경제안정을 정착시키고 경제전반의 능률을 제고하여 금리를 하향안정화시킬 수 있는 구체적인 접근방법을 논의해 보고자 한다.

첫째, 부동산 투기가 근절되어야 한다. 부동산 가격의 상승은 임금상승을 유발할 뿐만 아니라 수요와 비용 양측면에서 물가상승의 근원이 되고 있다. 현재와 같이 주택가격이 비싼 상황에서는 높은 임금도 근로자를 만족시키기 어렵다. 높은 공장 및 상가 임대가격은 물가상승압력으로 작용할 수밖에 없다. 또한 부동산을 통한 불로소득은 건실한 기업 및 근로의욕을 저상시킨다. 또한 부동산투자에 대한 기대수익률이 높을수록 금융저축이 감퇴하여 금융자본 축적이 어렵게 된다.

부동산 가격은 90년대초 이후 안정되어 있다. 그리고 조세제도도 부동산 투기를 억제할 수 있도록 잘 정비되어 있고 부동산실명제도 시행되어 정착되고 있다. 그러나 부동산 투기를 통한 일확천금의 기대는 아직 잠재되어 있다고 본다. 부동산 투기는 우리 경제의 경

쟁력을 약화시키고 국민들의 생활을 불안하게 하는 부도덕적인 행위로 국민 모두에게 광범위하게 인식되어야 한다. 그리고 부동산 소유에 대한 세무행정을 강화하여 부동산 가격을 안정시킬 뿐만 아니라 더 나아가 인하를 유도해야 할 것이다.

둘째, 기업들은 차입의존도를 낮추어야 한다. 한정된 자본을 기업들이 비효율적으로 이용하고 있는 한 금리는 낮아질 수 없다. 그리고 경쟁이 심해질수록 부채의존도가 높은 기업은 부실해질 가능성이 높아진다. 대기업군도 외부차입에 의하여 무리하게 투자를 다변화할 경우 경제가 범세계화되는 여건에서 국제경쟁을 감내할 수 있다는 보장이 없다.

기업들이 자본을 효율적으로 이용할 수 있도록 제도와 체제가 정비되어야 한다. 기업의 영업 및 재무상황이 투명하게 공시되어 자금조달 비용에 반영될 수 있어야 한다. 그리고 기업간에 상호지급보증을 가능한 한 축소하여 기업군의 부실을 사전에 예방하고 자본이용의 낭비를 줄여야 할 것이다.

셋째, 통화관리 방식이 개선되어야 한다. 통화관리가 오랜 노력에도 불구하고 직접규제방식에서 크게 탈피하지 못하고 있다. 금융기관의 여신이 통화당국에 의해 직접 통제되어 기업들은 자금을 원하는 시기에 확실히 조달할 수 있는 보장이 없었다. 따라서 기업들은 필요한 규모보다 더 많은 자금을 확보하는 것이 관행화되어 자금의 가수요가 크게 증가하였다. 이와 같은 자금의 가수요는 기업의 금융비용부담을 높이고 금리를 상승시키는 요인으로 작용하고 있다.

따라서 통화는 투명하고 예측가능할 수 있도록 관리되어야 한다. 그러므로 통화당국이 기업, 금융기관과 대등한 위치에서 금융시장에 참여하여 유동성을 관리하는 것이 바람직하다. RP, 공개시장조작 등 간접관리방식에 의해 시중의 유동성을 조절하여 불확실성에

의해 발생되는 자금의 가수요를 억제하여 자본비용을 낮추어 나가야 한다.

넷째, 금융산업의 효율성을 제고하기 위한 구조조정이 시급히 이루어져야 한다. 정부당국은 칸막이식의 규제행태를 과감히 철폐하고 시장경쟁원리를 도입하여 금융기관간의 경쟁을 촉진함으로써 우리 금융산업이 국제경쟁력을 갖출 수 있도록 유도하여야 한다. 저축동원과 자원의 효율적 배분이라는 금융산업 본연의 기능이 원활히 수행되어야만 금리가 안정될 수 있기 때문이다. 금리의 하향안정화를 위해서는 금융의 안정성 또한 동시에 도모되어야 한다. 금융기관이 기업성을 갖출 수 있도록 여건을 조성하고 금융기관 자체의 투자심사기능이 강화될 수 있도록 유도하며, 금융기관에 대한 건전경영감독(prudential regulation)체제를 도입하여, 부실대출 등 자금시장의 교란요인을 최소화하여야 할 것이다.

다섯째, 정부 및 공공부문의 예산운용도 효율적으로 개선되어야 한다. 방만한 재정의 운용은 금리의 상승요인으로 작용하며, 환율의 절하를 지연시켜 경상수지적자를 더욱 확대시키게 된다. 본격적인 자본시장개방이 이루어질 경우 과도한 자본유입에 대응하는 조정수단으로서의 재정정책의 중요성도 높아지고 있으므로 재정운용의 유연성을 제고시켜야 할 필요가 있다.

여섯째, 우리나라에 있어 정책금융의 부담 또한 금리상승의 원인으로 지적되고 있다. 자금의 배분을 인위적으로 조정하려는 정책금융과 선별금융은 이미 그 실효성이 의문시되고 있다. 따라서 효율적인 자금의 흐름을 왜곡하여 자금시장의 수급불균형의 원인이 되고 있는 자금배분에 있어 정부의 간여는 가능한 한 철회되어야 한다.

그리고 마지막으로 국민저축의 증대가 물가안정과 경상수지적자를 해소하고 금리 하향의 안정화를 동시에 이룰 수 있는 근본적 대

책임은 주지의 사실이다. 우리의 국내저축률은 세계에서 가장 높은 수준이다. 그러나 인구의 고령화, 소비에 대한 높은 선호도 등으로 저축률이 낮아질 수 있는 요인이 산재해 있다. 저축증대가 경제의 안정과 성장의 근간이 된다는 사실을 국민 모두가 인지하여 낭비요인을 제거하고 소비행태를 합리화하려는 노력이 필요하다.

이상에서 살펴본 바와 같이 금리의 하향안정화는 제반 경제여건의 안정과 자금배분의 효율성 증대를 통해서만 달성될 수 있다. 그러므로 가계, 기업, 정부 및 금융부문이 경제전반의 능률을 제고하려는 총체적 노력을 기울여 비효율을 제거하여야 금리의 하향안정이 가능할 수 있다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

김동원 · 함정호, 「금리상승의 원인과 금리안정의 과제」, 『금융경제연구』, 제42호, 한국은행 금융경제연구소, 1992.

김응진, 「금리변동의 행태와 요인분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1993. 11, pp. 3~29.

김주훈 · 이명훈, 「우리나라 금리의 변동패턴과 통화 및 실물변수와의 관계분석」, 『금융경제연구』, 제54호, 한국은행 금융경제연구소, 1993.

김준일, 「환율변동의 추세분석과 시사점」, 『KDI 정책연구』, 제17권 제2호, 한국개발연구원, 1995, pp. 127~163.

김진호, 「국내금리의 장기피셔효과 및 실질금리의 정상성 분석 — 분수차분(fractional differencing) 모형을 중심으로—」, 『금융동향』, 제4권 제2호, 한국금융연구원, 1994.

남주하, 『통화증가에 따른 유동성, 소득, 피셔효과의 추정』, 연구조사자료 77, 한국경제연구원, 1992.

장홍범, 「금리결정요인 분석」, 『경제분석』, 제2권 제2호, 한국은행, 1996. 5, pp. 33~67.

정유택 · 김경식, 「우리나라의 채권수익률 결정요인 분석」, 『조사월보』, 대우경제연구소, 1992. 3, pp. 2~13.

최공필, 「기대인플레이션과 실질이자율」, 『금융연구』, 6.1, 한국금융연구원, 1992.

함상문, 『자본자유화의 영향과 정책대응에 관한 연구』, 연구보고서 No. 2, 한국금융연구원, 1995.

함정호 · 최운규, 「우리나라의 금리결정요인분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1991. 3, pp. 3~50.

Bernanke, B.S., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Karl Brunner and Allan Meltzer (eds.), Vol. 25, Amsterdam: North-Holland, 1986, pp. 49~100.

Blanchard, O.J. and M.W. Watson, "Are Business Cycles All Alike?" Robert J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, Chicago: University of Chicago Press, 1986.

Blanchard, O.J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review,* Vol. 79, 1989, pp. 655~673.

Chinn, M.D. and J.A. Frankel, "Capital Barriers in the Pacific Basin: 1982~1992," *Journal of Economic Integration,* 1994, Vol. 9, pp. 62~80.

———, "Who Drives Real Interest Rates Around the Pacific Rim: the U.S.A. or Japan?" *Journal of International Money and Finance,* Vol. 14, 1995, pp. 801~821.

Christiano, L.J., Eichenbaum, M. and C. Evans, "Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks," Working Paper 94~7, Federal Reserve Bank of Chicago, 1994.

Clarida, R. and J. Gali, "Sources of Real Exchange-rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Karl Brunner and Allan Meltzer (eds.), Vol. 41, Amsterdam: North-Holland, 1994, pp. 1~56.

Evans, M.D. and J.R. Lothian, "The Response of Exchange Rates to Permanent and Transitory Shocks under Floating Exchange Rates," mimeo, New York University, 1991.

Fama, E.F., "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation," *American Economic Review,* Vol. 65, 1975, pp. 269~282.

Fama, E.F. and M.R. Gibbons, "Inflation, Real Returns and Capital Investment," *Journal of Monetary Economics,* Vol. 9, 1982, pp. 297~323.

Fama, E.F. and G.W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics,* Vol. 5, 1977, pp. 115~146.

Frankel, J.A. and C. Okongwu, "Liberalized Portfolio Capital Inflows in Emerging Markets: Sterilization, Exp-

ectations, and the Incompleteness of Interest Rate Convergence," *International Journal of Finance and Economics,* 1996, Vol. 1, pp. 1~23.

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

Hahm, J.H., "Understanding Departures from Interest Parity: A Structural VAR Approach," mimeo, University of California, Santa Barbara, 1995.

Jwa, S.H., "Capital Mobility in Korea since the Early 1980s: Comparison with Japan and Taiwan," in *Macroeconomic Linkage – Savings, Exchange Rates, and Capital Flows,* NBER East Asia Seminar on Economics, Vol. 3, 1994, pp. 123~164.

Lastrapes, W.D., "Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates," *Review of Economics and Statistics,* 1992, pp. 530~539.

Leeper, E. and D. Gordon, "In Search of the Liquidity Effect," *Journal of Monetary Economics,* 1992, pp. 341~369.

Mishkin, F.S., "The Real Interest Rate: An Empirical Investigation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* Vol. 15, 1981, pp. 151~200.

———, "Monetary Policy and Long-Term Interest Rates – An Efficient Markets Approach," *Journal of Monetary Economics,* Vol. 7, 1981, pp. 29~55.

Nelson, C.R. and G.W. Schwert, "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis

that the Real Rate of Interest Is Constant," *American Economic Review,* Vol. 67, 1977, pp. 478~486.

Sims, C., "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review,* Vol. 36, 1992, pp. 975~1011.

論 評

文 春 傑
(漢陽大學校)

금융 및 자본시장 자유화의 지속적인 추진과 OECD가입(1996년 12월 12일)이라는 전반적인 개방화 상황에서 우리나라의 금리가 균형금리수준에 비하여 적정한지에 대한 연구는 시의적절하고 매우 의미있다고 하겠다. 균형금리수준은 현재의 금리수준의 적정성을 파악하는 기준이 될 뿐만 아니라 자본시장개방하에서의 적절한 거시경제정책의 방향을 시사해 준다는 점에서 중요한 역할을 한다.

咸駿浩·李德勳 박사의 논문은 먼저 금리변동의 요인을 기대인플레이션율(피셔효과), 예측되지 않은 통화공급(유동성효과), 실질경제성장률 및 경상수지적자(실물요인), 해외금리 및 환율변동(개방효과 또는 해외요인) 등의 관점에서 실증적으로 검정하고 있다. 엄격한 의미에서의 피셔가정은 성립되지 않았지만 기대인플레이션율이 실질금리 및 명목금리의 결정에 중요한 영향을 미치는 것으로 파악된 반면, 유동성효과는 중·장기적으로는 미미한 것으로 나타났다. 나아가서 국내외 실질금리격차를 실질이자율평형이론을 바탕으로 기술수준, 생산성, 기호변화 등의 실물요인과 통화공급충격, 화폐수요변화 등의 경상요인의 관점에서 분석한 결과 경상요인이 주요 요인인 것으로 파악되었다. 그리고 고금리논쟁의 기준이 되는 균형금리를 OECD국가들의 대미금리격차의 국별비교를 통하여 분석한 결과 평균인플레이션율과 GDP대비 경상수지적자비율이 주요 결정요인으로 밝혀졌다. 아울러 현재 우리나라의 거시경제여건에서는 명목금리수준이 OECD자료를 기반으로 구축된 모형을 사용하여

예측한 균형금리로부터 멀리 이탈해 있지 않으므로, 금리하향화는 향후 제반 거시경제여건의 개선과 자금배분의 효율성 제고를 통해 달성할 수 있음을 지적하고 있다. 이는 1996년에 한동안 논의되었던 우리나라 금리의 10%대 진입가능성이 왜 현실화될 수 없었던지를 밝혀준다고 하겠다.

물론 이러한 금리와 인플레이션율 및 통화공급의 관계에 대한 과거의 많은 연구들은 서로 상반된 결론들을 제시하였지만, 조심스럽게 이루어진 최근의 국내외 연구들은 개괄적으로 위에 요약된 咸駿浩·李德勳 박사의 분석 결과와 일관성이 있는 결과들을 보고하고 있다. 예를 들어, 미국의 자료를 사용한 Crowder and Hoffman (William J. Crowder and Dennis L. Hoffman, "The Long-run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited," *Journal of Money, Credit, and Banking* 28(1), 1996, pp. 102~118)의 최근 연구 및 우리나라의 자료를 사용한 장흥범(장흥범, 「금리결정요인 분석」, 『경제분석』, 제2권 제2호, 한국은행, 1996, pp. 33~67)의 최근 연구와 咸駿浩·李德勳 박사의 논문은 서로 일관성 있는 결과를 제시한다고 볼 수 있다. 분석기간, 변수설정, 모형설정, 계량분석기법 등이 서로 상이함에도 불구하고 상호 일관성 있는 결론이 도출되었다는 것은 이러한 연구결과가 보편적이고 robust하다는 의미로 이해되고, 이러한 실증분석결과에 기초를 둔 정책적 제안에 그만큼 신뢰감을 줄 수 있다고 하겠다.

먼저 Crowder and Hoffman(1996)은 1952: Ⅰ~1991: Ⅳ의 기간에 걸쳐서 미국의 Treasury bill rate(3개월)와 총소비지출 디플레이터의 동태적 관계를 이변수 벡터오차수정모형을 사용하여 분석하였다. 이들은 稅後 명목이자율과 인플레이션율간에는 장기균형관계가 성립된다는 "租稅의 영향을 고려한 일반화된 피셔가정" 혹은

"租稅의 영향을 조정한 피셔방정식"이 충족되고 실질금리는 靜常性(stationarity)을 가짐을 밝혔다. 하지만 일반화된 피셔가정이 성립되는 데는 상당한 시간이 소요되는 것으로 분석되어 단기적으로는 여러가지 다른 가정이나 이론(Mundell-Tobin effect, Fried-Howitt substitution effect 등)이 성립될 수 있는 가능성이 있음을 지적하였다. 나아가서 명목이자율과 인플레이션율간의 인과관계 분석에서는 인플레이션율이 약외생성과 강외생성의 계량적 성격을 띠는 것으로 파악되어 인플레이션율의 변동이 명목이자율에 영향을 주는 것으로 나타나 Fama(Eugene Fama, "Short-term Interest Rates as Predictors of Future Inflation," *American Economic Review* 65, 1975, pp. 169~282)의 결과와 상반되었다. 그리고 명목이자율과 인플레이션율의 非靜常性의 근원이 인플레이션율에 대한 임의보행형태의 충격의 축적임을 검정을 통해 밝혔다.

장흥범(1996)은 1983: Ⅱ~1996: Ⅰ의 기간에 걸쳐서 우리나라의 명목금리를 기대인플레이션율, 대체실물자산가격, 투자지출, 수출, 기대환율변동으로 조정한 해외금리를 사용하여 분석한 결과, 기대인플레이션율과 대체실물자산가격변동이 명목금리의 주요 결정요인인 반면 해외요인은 지속된 개방화에도 불구하고 아직은 매우 미미한 것으로 결론지었다.

따라서 금리하향화를 위하여 물가, 통화, 재정, 환율, 임금 등 거시경제정책수단을 최대한 안정적으로 운영하여 거시경제정책에 대한 신뢰도를 제고하고 금리의 가격기능을 회복하여 자원배분의 효율성을 극대화하여야 한다는 제안을 연구결과로부터 자연스럽게 유도하였다고 볼 수 있다. 3~4%대의 인플레이션율을 통한 저물가구조의 정착, 6~7% 내외의 적정성장률 유지, 완만한 통화증가율의 유지 및 통합재정수지의 흑자실현에 노력하여야 한다.

논평이라는 성격상 굳이 논문을 더 발전시켜 나갈 방향을 제시한

다면 다음을 들 수 있다. 우선 계량분석기법에 있어서는 주요변수의 비정상성·정상성에 대한 검정을 검정력이 높은 기법을 사용하여 철저히 실행할 필요가 있다고 하겠다. 시계열 변수의 비정상성·정상성에 따라 적합한 동태모형의 형태가 달라지기 때문이다. 둘째로는 여러가지 가정 또는 가설의 현실적 성립여부를 파악하는 데 있어서는 이들을 포괄적으로 포함하는 통합모형을 사용하여야 일치성이 있는 가설검정을 실행할 수 있다(여기서 일치성이란 가설검정에 있어서의 일치성을 의미하며, 통합모형이 참 모형을 포함할 때 표본의 갯수가 무한대로 커짐에 따라 가설검정을 통하여 참 모형이 기각되지 않을 확률이 1에 점근적으로 가까이 가는 것을 의미한다.

향후 금리하향화를 지향하는 거시경제정책의 방향을 제시하는 데 있어서는 심화되는 자유화·개방화로 인한 경제구조의 변화도 고려할 필요가 있다고 하겠다. 선진국의 경험을 볼 때 개방화 진전에 따라 통화, 환율, 금리, 주가의 연계성이 높아지는 반면, 자금조달의 다양화와 자본유출입확대, 환율변화로 직접적인 통화공급조절정책의 효과는 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 咸駿浩·李德勳 박사의 연구결과에서 중·장기적으로 미진한 것으로 파악된 국내의 유동성효과는 점점 더 약화될 것으로 기대되지만, 아울러 해외요인(기대환율, 해외금리 등)의 중요성이 증가할 것으로 기대된다. 따라서 해외충격의 영향과 그 대처방안, 완전개방경제하에서 금리하향안정화가 다른 자산의 가격(환율 및 주식가격 등) 수준 및 변동성에 미칠 영향과 실물부문에 미칠 영향에 대한 언급이 있었으면 하는 아쉬움이 있다.

주요 선진국의 경우를 보면 1980년대 이후 자본자유화의 진전으로 선진국간의 금리의 연계성이 커지는 반면 각국의 실질단기금리가 실질장기금리에 주는 영향은 약화되는 추세를 보여 개별국가의 통화정책에 의한 실질장기금리의 조정 가능성이 감소하는 것으로

나타나고 있다. 아울러 자본자유화는 해외여건에 따라서는 통화팽창으로 인한 물가상승, 환율절상으로 인한 경상수지 악화, 그리고 인플레이션 및 환율 등 자산가격의 불확실성에서 오는 위험프리미엄의 증대 등의 현상을 시현시킬 가능성도 있다.

崔 範 樹

(本院 硏究委員)

이 연구는 우리나라의 금리수준을 국제비교를 통해 객관적으로 평가함으로써 금리의 하향안정화 가능성을 검토하고 있다. 현재의 금리수준에서도 자금의 공급이 수요에 미치지 못해 더 높은 금리를 지급하고서도 자금을 조달할 수 있기를 원하는 부문이 있는가 하면, 국제수준에 비해 국내금리가 월등히 높기 때문에 국제경쟁력을 회복하려면 금리를 대폭 낮추어야 한다는 주장이 강하게 제기되고 있다. 이와 같은 상반된 시각에 대해 이 논문은 매우 의미있는 시사점을 제공하고 있으며, 성장률이 둔화되고 경상수지적자가 증대되는 등 어려운 경제여건을 개선하고자 거시경제운영 및 금융정책방향과 관련하여 진행되고 있는 다각도의 논의에 대해서도 유용한 참고자료를 제시하고 있어 대단히 시의적절한 연구로 사료된다.

본고의 실증분석에 의하면 우리나라의 금리는 경제성장률과 기대인플레이션 및 경상수지적자와 크게 연관되어 있으며, 자본자유화가 진전됨에 따라 해외금리 및 환율변동기대치의 설명력이 제고되고 있는 것으로 나타났다. 또한 통화공급의 증대에 의한 유동성효과는 단기적으로만 나타나며 장기적으로는 오히려 금리를 상승시키는 것으로 분석되었다.

이 연구에서 특히 흥미로운 시도는 OECD 국가의 패널자료를 분석하여 우리나라의 금리수준을 평가한 것인데, 1996년의 경우 균형

금리의 추정치가 12% 전후로 나타나 추가적인 금리하락의 여력이 크지 않은 것으로 분석되었다. 이와 같이 나타난 주된 이유는 우리나라의 경상수지적자가 상당히 크기 때문이다. 자본자유화가 본격적으로 진행된 OECD 국가 가운데서도 국내금리가 국제수준에 비해 크게 높은 경우가 많은데, 이들 나라는 대개 경상수지의 적자폭이 커서 환율이 불안전한 국가들이었다. 이렇게 볼 때 이 연구는 자본자유화가 더욱 진전되고 해외자본의 활용도가 높아진다 하더라도 거시경제여건이 개선되지 않는 한 금리하락의 여력은 크지 않으며, 특히 경상수지적자가 지속되는 한 큰 폭의 금리인하를 기대하기 어렵다는 사실을 지적하고 있다.

패널분석의 특성상 추정오차가 매우 크기 때문에 결과의 精緻性에는 한계가 있으나, 금리문제가 통화정책만으로는 해결될 수 없는 거시경제적 과제이며, 해외자본이 많이 유입되더라도 이를 적절히 활용하여 경상수지를 개선할 수 없다면 금리는 하향안정화되기 어렵다는 결론은 매우 시사점이 크다고 사료된다.

후속적인 연구를 수행한다면 OECD 각국에 대해 평균금리수준에서 이탈하게 된 요인을 설명변수별로 구분하여 분석한다면 의미있는 정책시사점을 얻을 수 있을 것으로 생각된다.

協力關係 構築에 있어서의 信賴의 役割 : 南北韓 關係를 중심으로

安 錫 煥(淑明女大 敎授)
林 源 赫(本院 專門硏究員)

◇要　約◇

이 논문에서는 남북한 관계를 중심으로 분쟁해소와 협력관계 구축에 있어서 信賴가 할 수 있는 役割에 대해 검토해 보았다. 이 논문의 모델은 Kreps-Wilson(1982)의 신규진입 게임을 협력관계 구축이라는 새로운 상황에 맞게 변환시킨 순차적 게임모델로서 有限反復 게임구도와 非對稱的 情報所有를 그 근간으로 한다.

북한이 남한정부가 진보적이라고 믿는 확률을 남한에 대한 '信賴'라고 정의할 때, 신뢰는 크게 나누어 다음과 같은 역할을 한다. 북한이 남한에 대해 작은 규모의 신뢰감만 가지고 있어도 被疑者의 딜레마(Prisoner's Dilemma) 상황을 피할 수 있으며 상당한 기간동안 南北協力關係가 지속될 수 있다. 왜냐하면 보수적 성향의 남한정부도 북한이 개혁정책을 추진할 때 對北 압박정책 대신 包容政策을 통해 얻을 수 있는 수익이 적지 않은 점을 고려하여 상당기간동안 포용정책을 선택할 동기가 있기 때문이다. 하지만 이와 같이 자신의 성향을 은폐하는 위장행동의 가능성이 높은 동안 信賴는 쉽게 증진되지 않는다. 다만 남북한이 협력을 통해 실질적인 수익을 얻을 수 있을 뿐이다.

남북협력관계를 구축하기 위해 남한이 할 수 있는 일은 정책대응에 소요되는 시간을 줄이는 한편, 개혁정책을 통해 북한이 얻을 수 있는 期待收益을 늘리고 남한에 배신당할 경우 입는 피해를 줄여주는 것이다. 특히 장기적인 관점에서 북한의 기대수익을 점진적으로 늘려 '信賴度가 넘어야 할 문턱'을 낮추는 것이 효과적인 정책이다. 따라서 남북관계를 진전시키기 위해서는 북한의 지속적인 개혁을 조건으로 북한의 기대수익이 점진적으로 증가하는 KEDO식의 장기적 經協事業을 고안하여 추진해야 한다. 이에 반해 인도주의적 명분하에 일과성의 식량지원을 북한에 제공하는 것은 북한의 構造的 經濟難 해소나 남북관계의 지속적 진전에 별 도움이 안되는 정책이다.

북한은 북한 나름대로 남한을 한번 믿어볼 필요가 있다. 왜냐하면 상대방에 대한 不信은 결국 협력관계가 유지될 수 있는 기간을 감축시켜 비효율적인 결과를 초래하기 때문이다.

Ⅰ. 序　　論

1. 信賴에 관한 통상적 見解

사람들은 흔히 말하기를 남북한 사이의 뿌리깊은 불신 때문에 남북관계가 진전되지 못하고 있다고 한다. 어떤 이들은 남북한이 불신의 벽을 넘어 상대방을 "무조건 한번 믿어보면" 쌍방에 이로운 결과를 얻을 수 있을 것이라고까지 한다. 하지만 상호신뢰는 그렇게 쉽게 구축될 수 있는 것이 아니다. 신뢰는 자기가 가지고 있는 상대방에 대한 믿음을 상대방이 행동을 통해 확인시켜 줄 때 다져진다. 오랜 친구 사이에도 단 한번의 실수로 신뢰가 파괴될 수 있는데 전쟁까지 치른 남북한이 상대방을 믿기란 어려운 일일 것이다. 따라서 남북관계 진전의 실마리를 "무조건 한번 믿어보는 것"에서 찾는다는 것은 현실성이 없다고 할 수 있다.

하지만 상호신뢰가 전혀 없는 상태에서 관계가 진전되기도 어려울 것이다. 상호불신의 골이 깊은 경우, 이쪽에서 양보하면 저쪽도 성의를 보일 것이라는 희망 아래 온건노선을 채택하기보다는 강경노선으로 밀고 나가는 편이 배신당하는 데서 오는 피해를 방지할 수 있기 때문에 양쪽은 대결구도를 유지하게 될 가능성이 높고, 결국 어느 쪽도 불신을 해소하려는 엄두를 내지 못하기 때문에 긴장이 증폭되게 되는 것이다.

설령 한쪽에서 한번 속을 셈치고 온건노선을 채택해도 어느 정도의 신뢰가 존재하지 않는 한 상대방이 이에 화답할 가능성은 높지 않다. 상대방에 대한 신뢰 여부는 상대방의 행동을 해석하고 자기 자신의 대응책을 수립하는 데 지대한 영향을 미치기 때문이다. 예

를 들어, 남한의 對北지원은 북한을 남한에 의존하게 함으로써 흡수통일을 유도하려는 정책인가, 아니면 북한의 점진적 개혁을 지원하려는 것인가? 또 남한의 북방정책은 북한의 외교적 고립을 유도하여 체제붕괴를 촉진하려는 정책이었는가, 아니면 북한을 우회하여 북한의 우방국과 외교관계를 맺음으로써 북한을 남북대화의 장으로 끌어내고 교차승인의 원칙하에 북-미 및 북-일 수교노력을 지원, 남북 화해협력에 필요한 대외적 여건을 조성하려는 시도였는가? 반대로, 북한의 경제적 개혁·개방정책은 궁극적으로 북한체제를 공고히 하여 對南적화역량을 강화하려는 시도인가, 아니면 본격적 체제변혁의 출발점인가? 같은 행동에 대해서라도 그 행동의 의도나 궁극적 목표에 대한 의견이 다를 수 있는데, 상호신뢰가 존재하지 않는 상황에서는 상대방의 행동이 나쁜 방향으로 해석되고 대응책 또한 비협조적인 방향으로 설정될 가능성이 높게 되므로 이쪽에서 아무리 선의의 의도를 가지고 그동안의 상호 불신을 해소하여 관계진전을 모색해 보려고 해도 저쪽에서 호응해 주지 않기 때문에 관계개선은 요원하게 되는 것이다.[1)]

이와 같이 기존의 적대관계를 해소하고 서로 협력하면 양쪽 다 이익을 볼 수 있다는 사실을 알면서도 협력하지 못하는 상황을 타개하는 데 있어 신뢰는 어떤 역할을 할 수 있는가? 믿을 만한 행동을 해야 신뢰가 생기는 것인가, 아니면 신뢰가 있어야 믿을 만한 행동을 할 수 있는 것인가? 마치 "닭이 먼저냐, 달걀이 먼저냐"는 논쟁을 연상케 하는 이 상황을 어떻게 해소할 수 있는가?

---

1) 분쟁을 해소하고 관계진전을 이루기 위해서는 상대방에 대한 기존감정을 협상내용에서 분리하여 상대방의 '궁극적인' 의도나 동기에 초점을 맞추기보다는, 우선 객관적 원칙을 설정하고 협상을 통해 얻을 수 있는 수익과 위험부담을 냉철하게 계산한 후 이에 따라 행동하는 것이 바람직하다. 이와 같은 협상원칙에 의거한 원칙협상(principled negotiation)에 대해서는 Roger Fischer and William Ury, *Getting to YES: Negotiating Agreement Without Giving In* (New York: Houghton Mifflin, 1981)를 참조할 것.

2. 信賴에 관한 게임이론적 分析

이 글에서는 분쟁해소와 협력관계 구축에 있어서의 신뢰의 역할에 대해 게임이론적인 관점에서 분석해 보고 그 교훈을 남북한 관계에 적용해 보고자 한다. 게임이론적인 관점에서 볼 때 남북한 관계는 피의자의 딜레마(Prisoner's Dilemma) 게임을 연상케 한다.[2] 즉 긴장해소와 경제협력을 통해 서로 얻을 것이 많은 남북한이 자기자신과 상대방의 행동을 구속하는, 믿을 만한 협조 장치(credible commitment to cooperation)를 찾지 못하기 때문에 (배신, 배신)의 결과를 유발하고 있는 것으로 볼 수 있기 때문이다. 주지하는 바와 같이 상대방의 수익구조(payoff structure)가 완전히 노출되어 있는 상황에서 행해지는 피의자의 딜레마 게임은, 아무리 반복되어도 그 횟수가 한정되어 있는 한 (배신, 배신)의 결과를 낳으며 이 과정에서 신뢰가 할 수 있는 역할은 없다고 할 수 있다.[3]

하지만 상대방의 수익구조가 확실하지 않고 지배적 전략(dominant strategy)이 존재하지 않을 경우, 상대방의 성향에 대한 주관적인 판단(prior belief)은 게임의 결과에 상당한 영향을 미칠 수 있다. 또 상대방은 이와 같은 불확실성을 역이용하여 자신의 성향을 상당 기간동안 위장함으로써 더 높은 수익을 올릴 수도 있다. 예를 들어 신규진입 게임의 경우, 신규진입기업이 독점기업의 성향에

2) Prisoner's Dilemma는 보통 '囚人의 딜레마'로 번역되지만, Albert Tucker가 소개한 게임에서의 prisoner는 죄수나 그 동의어인 수인처럼 '죄를 지어 교도소에 갇힌 사람'이 아니라 법정에서 형이 확정될 때까지 갇혀 있는 刑事被疑者 또는 未決囚를 뜻한다. 따라서 이 논문에서는 Prisoner's Dilemma를 피의자의 딜레마로 번역하였다. Prisoner's Dilemma 및 협력관계 구축과 연관된 흥미있는 실험에 대해서는 Robert Axelrod, *The Evolution of Cooperation* (New York: Basic Books, 1984)를 참조할 것. 게임이론을 통해 남북한 관계를 분석한 저서로는 김재한, 『게임이론과 남북한 관계: 갈등과 협상 및 예측』(서울: 한울, 1995)을 참조할 것.

3) 이 결과에 대해서는 Reinhard Selten, "The Chain-Store Paradox," *Theory and Decision* 9(2), 1978, pp. 127~159를 참조할 것.

대한 확실한 정보를 가지고 있지 못할 때에는 온건한 독점기업도 게임의 초기 단계에서는 신규진입기업에 대해 강경하게 대처함으로써 이익을 늘릴 수 있는 것이다.[4] 이 논문에서는 이와 같은 점에 착안하여 Kreps-Wilson(1982) 모형을 응용, 상당히 작은 규모의 신뢰도 분쟁해소와 협력관계 구축에 큰 역할을 할 수 있다는 것을 순차적 게임모형을 통해 입증하고자 한다. 여기에서 '신뢰'(trust)란 상대방이 협조적 성향을 가지고 있다고 믿는 확률이며, 이 신뢰도는 각 期마다 Bayes Rule에 따라 수정된다.

3. 論文의 基本構圖

이 논문에서 제시될 남북한 모델의 기본틀은 다음과 같다. 북한은 경제난과 전반적인 체제위기를 타개하기 위해 개혁정책과 체제고수정책 사이에서 선택을 해야 하는 상황에 처해 있고, 남한정부는 북한의 움직임에 따라 포용 또는 압박정책으로 대응할 수 있다. 북한은 남한정부가 진보적(협조적)인지 보수적(비협조적)인지 알지 못하며, 남한정부의 성향에 대한 주관적인 판단에 따라 정책선택을 해야 한다. 이 모델에서 진보파는 긴장해소와 경제협력에 큰 의의를 부여하는 반면, 보수파는 북한에 대해 정치군사적 우위를 확보하는 것을 선호한다. 따라서 진보파는 북한이 정치경제적 개혁 및 軍備統制를 시도하는 한 이에 상응하는 포용정책을 추진하지만, 보수파는 북한이 개혁지향적 노선을 표방하더라도 그 체제를 더욱 약화시키기 위해 경제제재와 군비증강 노력을 경주할 수도 있다.

4) 수익구조의 불확실성과 연관된 '명성 효과'(reputation effect)에 대해서는 David Kreps and Robert Wilson, "Reputation and Imperfect Information," *Journal of Economic Theory* 27(2), 1982, pp. 253~279와 David Kreps, Paul Milgrom, John Roberts, and Robert Wilson, "Rational Cooperation in the Finitely Repeated Prisoners' Dilemma," *Ibid.*, pp. 245~252를 참조할 것.

그러나 보수파도 전쟁위험까지 감수하며 북한을 고립시키고 남북긴장을 지속적으로 증폭시키기에는 위험부담이 너무 크기 때문에 북한체제붕괴와 흡수통일에 대한 차선책으로서 남북협력을 선택할 수도 있다. 즉 보수적 성향을 가진 남한정부라도 처음부터 강경책으로 밀어붙여 전쟁위험을 고조시키기보다는 북한의 신뢰를 역이용하여 최소한 초기단계에서는 진보파처럼 행동함으로써 더 높은 수익을 올릴 수 있는 것이다. 하지만 게임의 종료시기가 다가오게 되면 보수파가 진보파처럼 행동함으로써 얻을 수 있는 수익은 상대적으로 줄어들게 되므로 북한에 대한 강경노선으로 전환할 가능성이 높아지게 된다.

이 모델에서 신뢰는 협력관계를 구축하는 데 중요한 역할을 한다. 만약 북한이 남한정부에 대해 전혀 신뢰감을 가지고 있지 않다면 북한은 강경노선으로 일관할 수밖에 없고 이에 대해 남한정부도 강경노선으로 대응할 수밖에 없겠지만, 신뢰감이 조금이라도 있다면 상호협력관계를 구축할 수 있는 길이 열리게 되는 것이다. 특히 남한정부는 정책대응 모색기간을 줄이는 한편, 북한이 상호협력을 통해 얻을 수 있는 기대수익을 점진적으로 늘리고 남한에게 배신당하는 데서 오는 피해를 줄여줌으로써 남북관계 진전에 필요한 신뢰도를 낮출 수 있다.

또 이 모델에서의 신뢰는, 보수파가 진보파로 위장할 수 있는 한 쉽게 증진될 수 없다는 특성을 가진다. 예를 들어 보수파도 진보파처럼 행동할 가능성이 높은 게임 초기단계에서는 경제협력 및 군비통제와 같은 포용정책도 북한이 남한정부의 진정한 성향을 파악하는데 도움을 주지 못하므로 남북한간의 신뢰를 증진하는 데는 별 구실을 못하게 된다. 즉 신뢰는 상대방이 비협조적 또는 기회주의적인 행동을 할 가능성이 높음에도 불구하고 협조적인 행동을 할 때 비로소 증진되는 것이다. 하지만 비록 남북간의 신뢰가 증진되지는 않더라

도 쌍방은 경제협력과 군비통제 등을 통해 실질적인 수익을 얻을 수 있으므로 보수파가 진보파처럼 행동하는 것은 바람직한 일이다.

북한의 경우, 일정 한도내에서는 남한에 대한 초기 신뢰도가 높으면 높을수록 파레토 효율적인 결과를 얻는다. 왜냐하면 북한의 초기 신뢰도가 높으면 높을수록 남한의 보수파가 진보파처럼 행동할 가능성도 높아지고 따라서 남북협력을 통해 쌍방이 누릴 수 있는 혜택도 늘어나기 때문이다.

Ⅱ. 모 델

1. 南北韓의 基本戰略과 有限反復게임의 構圖

이 모형에서는 각 時期마다 북한이 먼저 정책선택을 하고 이에 대해 남한이 대응하는 것으로 간주한다. 북한정부는 남한정부가 대북정책에 있어서 진보적인지 보수적인지 사전에 알지 못하며, 남한정부의 정책대응을 관찰함으로써 남한정부의 성향에 대한 자신의 생각을 고쳐나갈 뿐이다. 이 게임은 한쪽의 정권이 교체되어 상대방의 성향에 대한 평가가 새로 이뤄져야 할 때까지 계속된다. 현 한반도 정치구도하에서는 남한의 대통령이 5년에 한번씩 새로 선출되므로 게임은 한시적일 수밖에 없고, 이 기간내에는 남북간의 정책교환 횟수도 제한될 수밖에 없으므로 게임은 무한정 반복되지 않는다. 여기에서 한 時期는 원칙적으로 1개월이나 1년처럼 고정된 일정 기간이 아니라 남북한 사이에 정책교환이 이뤄지는 기간을 의미한다. 따라서 남북한 사이에 정책선택과 대응이 빠르게 이뤄질수록 한 時期의 실제시간은 줄어들게 되며 게임이 반복되는 횟수는 늘어

나게 된다.[5)]

북한은 크게 나눠 개혁과 대결이라는 두 개의 정책 사이에서 선택을 할 수 있다. 북한은 구조적인 경제난을 극복하기 위해 개혁전략을 채택하여 외부세계에 대한 개방조치와 시장지향적 체제개편조치를 취하고 군사비를 축소할 수 있다. 반대로, 북한은 현 체제 고수를 목표로 외교적 고립노선과 명령경제체제를 고집하고 주민에 대한 통제를 더욱 강화할 수도 있다.[6)]

남한은 크게 나눠 포용과 압박이라는 두 개의 전략으로 정책대응을 할 수 있다. 체제개혁을 향한 북한의 조심스런 움직임에 화답하고 북한내 온건파에 힘을 실어주기 위해 남한은 포용전략의 기조하에 인도주의적 차원의 지원을 제공하고, 경제협력을 확대하며, 남북간 신뢰구축 및 군비감축정책을 추진할 수 있다. 이와는 반대로, 북한을 압박하기 위해 방어용 이상으로 군비를 증강하고, 북한에 대한 외교적 봉쇄조치를 취하며, 경제협력 및 지원을 줄이는 정책도 취할 수 있다.

---

5) 예를 들어, 남북한이 관망 및 탐색 기간을 줄여 정책선택과 대응이 평균 2개월마다 한번씩 이뤄지게 한다면 5년 동안에는 총 30회의 정책교환이 있게 되고 이 게임은 30期 게임이 되는 것이다.

6) 북한은 이 두 전략을 절충하여 對外的으로 남한에 대해 대결정책을 유지하면서도 對內的으로는 경제난 타개를 위해 체제개혁을 추진할 수 있다. 실제로 북한은 조심스럽게 개혁정책을 추진하면서 1994년 10월의 북-미 제네바 합의 이후, 미국과 일본 등에는 유화적 태도를 보이면서도 남한은 배제하는 듯한 태도를 보여왔다. 하지만 북한은 남한전체가 아니라 단지 남한정부에 대해 강경한 태도를 취하고 있을 뿐이다. 서독기업의 직접투자를 허가하지 않았던 옛 동독정부와는 달리 북한은 남한기업에 우호적인 태도를 보이고 있다. 현실적으로 볼 때 남한을 제외하고 북한이 현재 경제개발에 필요한 막대한 자금을 지원받을 수 있는 곳은 일본뿐이며, 남한이 1965년 대일 청구권 명목으로 받은 8억달러가 이자와 환율 등을 고려한다 해도 현 시가로 100억달러 정도밖에 되지 않는다는 점을 감안하면, 북한이 남한기업에 대해서까지 대결정책을 추진할 가능성은 낮다. 따라서 북한의 對南 대결-개혁 절충전략은, 남한정부가 중국과 대만처럼 先경제적 실리추구-後정치적 타협모색이라는 소위 '政經分離' 원칙에 따라 행동한다면 개혁정책으로 귀결될 수 있는 여지가 있는 것이다. 이와 같은 점을 고려하여 본 논문에서는 북한의 정책을 크게 대결-체제고수와 유화-체제개혁 전략으로 나눠 2×2 구도를 유지하려 한다.

북한의 개혁과 남한의 포용전략을 통해 쌍방이 얻을 수 있는 수익은 다음과 같이 크게 안보와 경제적 측면으로 나눠 생각할 수 있다. 우선, 남북한 사이의 화해협력과 군비통제는 한반도 내의 긴장상태를 해소하고 동족상잔의 비극이 다시 한번 연출되는 것을 방지할 수 있을 것이다. 또 남북경협은 북한의 노동력과 남한의 자본 및 경제개발 경험을 결합함으로써 남북 양쪽에 경제적 이득을 제공할 뿐 아니라 장기적으로는 남북간의 소득격차를 해소하여 통일비용을 줄이는 역할도 할 수 있을 것이다.[7]

2. 南韓政府의 性向 : 進步와 保守의 論理

앞에서 언급한 바와 같이 남한정부는 대북정책을 추진함에 있어 진보적 또는 보수적일 수 있다.[8] 진보적 성향의 남한정부는 북한에

7) 남북한의 軍備統制와 함께 북한의 경제개발과 체제전환에 이은 남북한의 경제통합은 남북통일을 위해 해결되어야 할 가장 중요한 과제 중의 하나이다. 현재 남한은 지속적인 고도의 경제성장을 통해 매년 북한경제 전체의 규모보다 더 큰 경제를 창출해 내고 있으며 남북한의 일인당 소득격차는 10 대 1 이상 벌어진 것으로 추정되고 있다. 만약 남북한의 소득격차가 어느 정도 해소되지 않고 통일이 이뤄진다면 대규모의 '무작정 월남' 현상으로 인해 남북한 노동시장의 통합이 심각한 후유증을 유발하게 될 수도 있다. 이와 같은 사태를 미연에 방지하기 위해서는 남북한 경제의 보완성을 충분히 활용하여 통일이 이뤄지기 전에 북한의 주민소득을 최소한 남한의 50~60% 수준으로 끌어올리는 경제협력 조치가 필요하다. 물론 이와 같은 조치는 북한이 대남적화전략을 포기하고 진정으로 개혁을 추구할 경우에만 실현될 수 있을 것이다. 남북통일의 경제적 과제에 대해서는 전홍택, 『북한의 체제전환과 남북한 경제통합의 주요 과제』, KDI 정책연구시리즈 96-01, 1996을 참조할 것.

8) 진보적이든 보수적이든 남한정부는 안보 및 경제적 측면을 고려하여 합리적으로 수익을 계산하고 단지 대북정책의 기본원칙 및 가정에서만 차이를 보인다. 즉 이 게임의 결과는 비합리적인 플레이어의 존재 여부에 달려 있는 것이 아니다. 물론 신진기업을 못살게 구는 데서 즐거움을 얻는 독점기업의 경우처럼 보수적 성향의 남한정부도 북한을 곤궁에 빠지게 하는 데서 심리적 만족감을 얻는다고 가정해도 되겠지만, 이 게임에서는 안보 및 경제적 고려에 기초한 합리적 계산만으로도 게임의 결과를 충분히 얻을 수 있다는 점을 부각시키기 위해 '비합리적' 요소의 개입을 배제한다. 만약 국내정치, 특히 선거前의 대북강경정책을 통한 안보정국 조성 등이 보수파의 계산에 포함된다면 진보파와 보수파 사이의 차이는 더욱 분명해질 것이다.

대해 군사적 우위를 확보하려고 하는 것은 군비경쟁을 격화시킬 뿐, 평화공존을 위해 불필요하다고 생각하고 '합리적 충분성' 원칙에 입각한 군사적 균형 확립이 더 효과적인 안보정책이라고 믿는다. 진보파는 경협확대를 통해 물질적 수익뿐 아니라 한반도 내의 긴장을 해소하는 효과도 얻을 수 있으리라고 생각한다. 따라서 진보적 성향의 남한정부는, 북한정부가 개혁조치를 취했을 때 반드시 포용정책으로 화답한다. 진보파에게 있어 남북간 협력에서 일탈하는 행위는 교역을 통해 경제적 이득을 취할 기회를 사전에 차단하므로, 압박정책은 일회게임에서도 지배적 전략이 되지 못하고 단지 북한이 먼저 강경노선을 채택했을 때 사용하는 방어적 조치의 성격을 가진다.

이에 반해 보수파는 '힘에 의한 평화' 원칙에 따라 행동하고 북한에 대한 정치군사적 우위를 확보하는 것을 기본목표로 하며 경제적 이득은 부수적 차원에서 고려한다. 만약 군비경쟁, 경제적 제재, 그리고 외교적 봉쇄에 의한 소위 북한 압살정책이 제2의 한국전쟁을 촉발시키지 않고 북한의 붕괴나 항복을 유도할 수 있다면 좋겠지만, 이와 같은 강성 압박정책은 위험부담이 클 뿐 아니라 주변 강대국의 지지를 받을 확률도 적으므로 보수적 성향의 남한정부도 이런 정책을 무조건 밀어붙이지는 못한다.[9] 또 보수파로서도 체제 불안정으로 예측 불가능한 북한정권과 상대하기보다는, 비록 북한이 남한의 뜻대로 순순히 움직여주지는 않더라도 개혁을 지향하는 편이

9) 실제로 남북한은 1994년 6월, 북한의 핵개발 의혹에 대한 한-미 정부의 비포괄적 접근방법이 북한의 양보를 얻어내지 못하게 되자 전쟁 일보직전 단계까지 나아갔다. 결국 카터 前 미국 대통령의 訪北으로 극적으로 해소된 이 전쟁위기는, 남북한의 강경 맞대응이 엄청난 결과를 초래할 수 있다는 것뿐만 아니라 '통일비용'을 논함에 있어 남북한의 잠재적 '분단비용'도 고려되어야 한다는 것을 보여준다. 북한 핵문제를 외교적 '주고 받기' 대신 죄를 지은 자에 대해 벌을 내린다는 관점에서 접근했던 미국 정책의 한계에 대해서는 Leon V. Sigal, "American Nuclear Diplomacy with North Korea," paper presented at the 8th Hokkaido Conference for North Pacific Issues, Oct. 28-29, 1996을 참조할 것.

나으므로 포용정책은 차선책이 될 수 있다. 북한 압살전략이 가져올 불확실성을 감수하지 못할 바에야 남북경협과 군비통제를 통해 얻을 수 있는 한반도의 긴장완화와 경제적 이득을 취하는 편이 낫기 때문이다. 이런 상황하에서는 보수적 성향의 남한정부도 일정기간동안은 진보파처럼 행동하는 것이 더 이로울 수 있다.

3. 南北韓의 政策選擇과 對應

이 모형의 일회게임(stage game)에서 발생할 수 있는 결과들은 다음과 같이 요약할 수 있다.

(개혁, 포용)

남한은 북한의 개혁정책이 남북간의 우호적인 분위기 속에서 진전될 수 있도록 포용정책으로 화답하며, 궁극적인 통일을 목표로 협력관계를 발전시켜 나간다. 이 결과는 피의자 딜레마 게임의 (협력, 협력)과 유사하며, 화해협력-남북연합-통일로 이어지는 '한민족공동체' 통일방안은 바로 이런 구도를 상정한 통일방안이다.

(개혁, 압박)

북한의 개혁 움직임에도 불구하고 남한은 강압적인 조치를 취한다. 예를 들어, 남한정부는 북한에 대한 외교적 봉쇄정책을 취하고 대북투자 등 본격적인 경제교류를 지연시키면서 북한에 좀더 근본적인 체제개혁조치와 군비감축을 취할 것을 요구한다. 외부자본의 유치가 이뤄지지 않는 상황에서 북한의 경제자유화 조치는 실질적인 경제적 혜택을 낳지 못하고 중앙의 통제능력을 상실하게 할 뿐이며, 북한이 평화배당금을 창출하기 위해 개혁정책의 일환으로 실시한 군비통제는 북한의 군사적 위치를 상대적으로 약화시킨다. 결

국, 북한은 남한에 이용당했다고 생각하게 된다.[10] 이 상황은 피의자 딜레마 게임의 (협력, 배신)과 유사하다.

이 상황은 북한에 있어서는 최악의 시나리오이지만, 북한체제의 약화를 노리는 보수적 성향의 남한정부에게는 최선이다. 반면, 북한체제의 점진적 개혁을 바라는 진보적 성향의 남한정부에게 이 결과는 (개혁, 포용)에 비해 못한 결과이다.

(대결, 포용)

북한은 개혁조치를 전혀 취하지 않으면서 대남적화전략을 고수하며 긴장을 증폭시키려 한다. 하지만 남한은 경제적 지원을 제공할 뿐 아니라 일방적으로 군비축소를 실시한다. 마치 1936년에 비무장지대인 라인란트에 독일군을 배치하고 1938년에는 오스트리아를 합병한 히틀러를 제재하기는커녕 체코슬로바키아가 수데텐란트를 독일에 양보하도록 종용한 영국처럼, 평화를 위협하는 북한을 남한이 일방적 유화정책을 통해 보상하는 상황이 전개된다.

이 결과는 북한에 있어서 최선이다. 남한의 일방적 군비축소로 북한의 군사적 위치가 향상될 뿐 아니라 남한이 제공하는 경제적 지원을 통해 본격적인 체제개혁 없이도 경제난을 어느 정도 해소할 수 있게 되기 때문이다. 그러나 진보적이든 보수적이든 이 결과는 남한정부에 있어서 최악의 시나리오이므로 순차적 게임에서 북한의 강경정책에 대해 포용정책으로 대응하는 경우는 없다.[11]

---

10) 북한내에서 상대적으로 개혁지향적 인사로 분류되는 김정우 대외경제협력추진위 위원장은, 1996년 8월 『주간조선』과의 인터뷰에서 통신분야를 대북투자 지연의 예로 들면서, 1995년 2월 삼성과 계약을 추진했지만 한국정부가 허가를 해주지 않아 결국 그해 9월 태국의 Loxley 그룹과 계약을 체결했다고 밝히며, 한국이 수차례 공식표방한 것과는 달리 남북한간의 본격적인 경제협력과 교류를 추진하지 않는 저의를 추궁했다.

11) 여기에서 한가지 유념할 점은 북한의 강경책에 맞서는 남한의 대응강도 조절일 것이다. 비록 이 모델과 같은 2 × 2 구도에서는 나타낼 수 없지만 압박정책에는 다양한 유형이 있을 수 있고 그 水位도 어느 정도 조절할 수 있을 것

(대결, 압박)

남북한은 상대방에 대한 불신감을 극복하지 못하고 기존의 대결 상태를 유지한다. 남북간의 군비증강에 의해 한반도 내의 긴장감은 고조된다.[12] 이 상황은 피의자 딜레마 게임의 (배신, 배신)과 유사하다.

북한의 정책선택과 남한의 대응에 따른 (북한, 남한)의 수익을 표로 정리하면 다음과 같다. 대문자로 표기된 수익은 북한의 개혁을 전제로 한다.

	(북한, 진보적 남한정부)	(북한, 보수적 남한정부)
(개혁, 포용)	(E, F)	(E, F*)
(개혁, 압박)	(G, H)	(G, H*)
(대결, 포용)	(e, f)	(e, f*)
(대결, 압박)	(g, h)	(g, h*)

남북한의 수익 순위는 다음과 같다.

북 한	진보적 남한정부	보수적 남한정부
e>E>g>G	F>H>h>f	H*>F*>h*>f*

이다. 예를 들어, 북한의 대결정책에 남한이 초강경책으로 맞대응하는 것은 북한내 강경파의 입지만 강화해 주는 부작용을 낳을 수도 있으므로 북한이 강경노선에서 온건노선으로 전환하도록 유도하기 위해서는 압박정책의 강도를 적절한 수준으로 설정해야 할 것이다.

12) 물론 현 상황하에서 북한보다 잃을 것이 많은 남한은 압박전략을 추진하면서도 '부자 몸조심'하는 심정으로 북한체제가 걷잡을 수 없는 혼란에 빠지거나 궁지에 몰린 북한정권이 무모한 도발을 감행하지 않도록 하기 위해 한반도 안정유지에 필요한 최소한의 대북지원은 할 수 있다.

Ⅲ. 게임의 結果

1. 順次均衡의 構圖: 均衡戰略과 信賴度

이 순차적 게임에서 남아 있는 時期를 n이라고 하자. 즉 T-期 게임에서 $n=1$은 이 게임의 마지막 期를 뜻하며 $n=T$는 첫 期를 뜻한다. 각 期마다 북한은 개혁과 대결정책 사이에서 선택을 해야 하고, 남한은 포용 또는 압박정책으로 대응한다. n期가 남았을 때 북한이 남한을 진보적이라고 믿는 확률을 P_n이라고 하자. 그렇다면 P_T는 게임이 시작하기 전에 북한이 남한정부가 진보적이라고 믿는 확률, 즉 '초기 신뢰도'라고 할 수 있을 것이다. 어느 期에서든 북한이 대결정책을 채택하면 남한은 성향에 관계없이 압박정책으로 대응하므로 이 경우 남한의 성향에 대한 북한의 판단은 수정될 수 없다($P_n = P_{n+1}$). 또 북한이 개혁정책을 취했을 때 보수적 남한정부가 진보적 성향을 가진 듯 행동한다면 이 경우에도 남한의 성향에 대한 북한의 생각은 수정될 수 없다. 결국, 북한이 남한의 성향을 완전히 파악할 수 있는 경우는, 자신의 개혁정책에 대해 남한이 압박정책으로 대응함으로써 남한정부가 보수파임이 드러났을 때뿐이다. 그 외의 경우에 북한은 보수적 남한정부가 진보적으로 행동할 확률을 고려하여 남한정부의 성향에 대한 판단을 수정해 나갈 수밖에 없다. 여기에서 유념할 것은 보수적 남한정부가 북한의 개혁정책에 압박정책으로 대응하여 이득을 취할 수 있는 것은 한 期에 국한된다는 점이다. 북한은 남한이 보수적이라는 것을 파악하게 되면 그 이후에는 대결정책을 채택하게 되기 때문이다. Selten의 연쇄점 패러독스가 시사하는 것처럼 수익구조가 완전히 밝혀지면 일회게임

이 계속 반복되게 되는 것이다.[13)]

남한정부의 성향에 대한 북한의 판단은 다음과 같이 요약될 수 있다.

(1) 게임이 시작될 때($n=T$) 북한이 남한에 대해 가지는 신뢰도는 P_T 이다.

(2) 북한이 $n+1$ 시점에서 대결정책을 선택한다면, 남한은 압박정책으로 대응하게 되고 $P_n=P_{n+1}$.

(3) 북한이 $n+1$ 시점에서 개혁을 선택할 때 남한이 포용정책으로 대응하고 $P_{n+1}>0$ 이라면 $P_n=max[L^n,\ P_{n+1}]$. 여기서 $L=(g-G)/(E-G)$로서 일종의 분기점(threshold) 역할을 한다.

(4) 북한이 $n+1$ 시점에서 개혁을 선택할 때 남한이 압박정책으로 대응하거나 $P_{n+1}=0$ 이라면 $P_n=0$.

위의 결과에서 L은, 북한이 대결정책을 통해 얻을 수 있는 수익 g와 남북협력을 통해 얻을 수 있는 수익 E를, 북한이 남한에 배신당할 경우의 수익 G를 기준점으로 하여 비교한 수치이다. L이 낮으면 낮을수록 북한의 남한에 대한 신뢰도가 낮아도 남북협력이 이뤄질 수 있다.

순차균형(sequential equilibrium) 개념을 사용할 때 이 순차적 게임의 균형전략은 다음과 같은 특성을 갖는다. (증명은 부록으로 넘긴다)

북한의 전략:

(1) $P_n>L^n$ 일 경우 북한은 1의 확률로 개혁정책을 선택한다.

---

13) 즉 상대방의 배신에 대한 응징을 일회로 한정하고 제2의 기회를 주며 받은 만큼 갚는 tit-for-tat 전략 대신 상대방이 한번 배신하면 끝까지 용서하지 않겠다는 이른바 grim 전략이 이 모델의 균형전략의 기조를 이루고 있는 것이다.

(2) $P_n < L^n$ 일 경우 북한은 1의 확률로 대결정책을 선택한다.

(3) $n = 1$에서 $P_1 = L^n$일 경우 북한은 r의 확률로 개혁과 대결정책을 혼합한다.

보수적 남한정부의 전략:

(1) $n = 1$에서 보수적 남한정부는 1의 확률로 압박정책을 선택한다.

(2) $n > 1$에서 $P_n \geqslant L^{n-1}$일 경우 보수적 남한정부는 북한의 개혁정책에 대해 1의 확률로 포용정책을 선택한다.

(3) $n > 1$에서 $P_n < L^{n-1}$일 경우 보수적 남한정부는 북한의 개혁정책에 대해 a_n과 $1\text{-}a_n$의 확률로 포용과 압박정책을 혼합한다.

진보적 남한정부의 전략:

(1) 북한이 개혁정책을 취한다면 진보적 남한정부는 1의 확률로 포용정책을 선택한다.

(2) 북한이 대결정책을 취한다면 진보적 남한정부는 1의 확률로 압박정책을 선택한다.

여기서 $r = (H* - F*) / (H* - h*)$ 로서 북한이 혼합전략을 구사할 때 개혁정책에 두는 비중이고, $a_n = (1 - L^{n-1}) P_n / (1 - P_n) L^{n-1}$로서 $n > 1$의 期에 $P_n < L^{n-1}$이라서 보수적 남한정부가 혼합전략을 구사할 때 포용정책에 두는 비중이다.

2. 順次均衡의 例

이 순차균형의 성격을 이해하기 위해 구체적인 예를 하나 분석해 보자. 우선, 게임 시작 전에 북한이 남한정부가 진보적이라고 믿는

확률을 0.05라고 하자. 또 남북협력관계를 구축할 경우 북한은 $E=3$의 수익을 기대할 수 있고, 남북대치상태를 유지할 경우에는 $g=2$, 남한에 배신당할 경우에는 $G=1$을 얻는다고 하자. 그러면 $L=0.5$이며, $0.05<0.5^n$의 조건은 $n=5$부터 성립된다.

T가 5보다 크다고 가정하면, T-期 게임의 시발점에서 북한이 남한에 대해 가지고 있는 초기 신뢰도 $P_T=0.05$는 L^T보다 크므로, 북한은 개혁정책을 추진하게 되고 남한정부는 성향에 관계없이 포용정책으로 화답한다. 그렇게 되면 북한은 남한정부의 성향을 파악할 수 없으므로 $P_{T-1}=P_T$가 되고, 남북협력은 $n=6$ 시점에 이를 때까지 지속된다. 이 시점부터 보수적 성향의 남한정부는 진보파처럼 행동해서 얻을 수 있는 수익이 상대적으로 감소하였으므로 ($0.05<0.5^{n-1}$, $n=6$) 혼합전략을 구사하게 된다. 만약 남한정부가 $n=6$에서 압박정책을 추진한다면, 북한은 남한정부가 보수적이라는 것을 알아차리게 되므로 $P_5=0$이 되고, 반대로 남한정부가 포용정책을 추진한다면 $P_5=0.5^5$이 된다. 남한정부가 압박정책을 추진할 가능성에 대응해 $n=5$부터는 북한도 혼합전략을 구사하게 된다. 이제 보수파가 진보적으로 행동할 확률은 1이 아니므로, 북한의 개혁정책에 대해 남한정부가 포용정책으로 화답하면 $P_4=0.5^4$, $P_3=0.5^3\cdots$ 식으로 신뢰는 증진된다. 하지만 북한은 $n=1$ 시점에서도 $P_1=0.5$ 이상으로 남한정부의 성향에 대해 확신을 하지 못한다. 비록 초기 신뢰도인 0.05에 비해서는 신뢰도가 10배로 증진되었으나 북한은 게임이 끝나고서야 비로소 남한정부의 성향을 확실히 파악하게 되는 것이다.

3. 信賴의 役割

T-期 게임의 마지막 期인 $n=1$을 좀더 자세히 분석해 보자. 예

를 들어, $n=1$은 민주선거를 통해 선출된 남한정부의 임기가 거의 종료된 시점이라고 봐도 될 것이다. 이 경우 남한정부는 진보적이라는 명성을 쌓아서 수익을 올릴 수 있는 기간이 더 이상 남아 있지 않으므로 일회게임 상황에서처럼 행동하게 된다. 따라서 보수적 성향의 남한정부는 북한의 정책선택에 구애받지 않고 압박정책을 추진하게 된다. 이와는 대조적으로 진보적 성향의 남한정부는 $n=1$에서도 다른 期와 마찬가지로 북한이 개혁정책을 취한다면 포용정책으로, 대결정책을 선택한다면 압박정책으로 대응하게 된다.

북한의 정책선택은 남한에 대한 신뢰도의 크기에 따라 달라진다. 마지막 期가 시작되기 전까지 남한이 북한의 개혁정책에 대해 일관적으로 포용정책으로 대응해 왔을 때 북한이 남한을 진보적이라고 믿는 확률을 P_1이라고 하자. 그럴 경우 북한이 마지막 期에 개혁정책을 선택함으로써 취할 수 있는 수익은 $p_1E+(1-p_1)G$ 이고, 대결정책을 추진할 때 얻는 수익은 g이다. 따라서 $L=(g-G)/(E-G)$은 북한의 정책선택을 좌우하는 일종의 분기점 역할을 한다. 즉 북한은 $p_1>L$ 일 경우 개혁정책을, $p_1<L$ 일 경우에는 대결정책을, 그리고 $p_1=L$ 일 경우에는 개혁과 대결정책을 혼합하게 되는 것이다.

결국 북한이 남한에 대해 일정한 크기의 신뢰도를 가지고 있을 경우, 남북협력을 통해 얻을 수 있는 상대적 수익$(E-G)$이 크면 클수록, 또 남한의 배신에 의해 입는 상대적 손해$(g-G)$가 작으면 작을수록 북한이 개혁정책을 추진할 확률이 높아지게 되는 것이다. 북한과 협력관계를 구축하기 위해서 남한이 할 수 있는 일은, 북한이 개혁정책을 취할 경우 기대할 수 있는 혜택을 늘리고 남한이 압박정책으로 대응할 때 북한이 입는 피해를 줄여 북한이 거의 '밑져야 본전'이라는 식으로 개혁정책을 펼 수 있는 대외적 여건을 조성해 주는 것이다.

북한의 경우, 북한이 남한에 대해 가지고 있는 초기 신뢰도가 어떻게 형성되는지는 알 수 없지만, 그 정도가 높으면 높을수록 남북

협력관계가 구축되고 유지될 확률이 높아지므로, 속는 셈치고 남한을 믿어보는 것이 바람직하다.

Ⅳ. 討議 및 政策的 示唆點

이 논문에서는 순차균형 개념을 사용하여 상당히 작은 규모의 신뢰도만 있으면 유한반복되는 순차적 게임에서도 피의자의 딜레마에서 벗어날 수 있음을 입증했다.

1. 상대방 행동에 대한 解釋과 分類

이 모델의 가장 본질적인 문제는 상대방의 궁극적 의도에 대한 불신에서 파생되는 상대방 행동에 대한 해석과 분류의 문제이다. 현재의 남북관계하에서 남한은 북한이 체제전환을 통해 국력을 축적한 뒤 무력도발을 자행하지 않을까 하는 의심을 떨쳐버릴 수 없을 것이고, 북한은 북한대로 남한이 대북지원을 통해 북한을 남한에 의존하게 한 후 집어삼키지 않을까 하는 불안을 떨쳐버릴 수 없을 것이다. 그렇다면, 예를 들어 북한의 나진-선봉지구 개발은 개혁정책의 일환으로 분류해야 하는가, 아니면 궁극적인 대결정책의 시발점으로 해석해야 하는가?

의도와 결과가 별개의 것이 될 수도 있다는 사실은, 상대방에 대한 신뢰 그 자체와도 관련된 이 문제를 더욱 복잡하게 한다.[14] 어떤 기준에 따라 상대방의 행동을 해석하고 분류할 것인가? 이 모델에

14) 예를 들어, 고르바초프는 사회주의를 강화하기 위해 현실 사회주의에서 일탈하는 정책을 폈지만, 변화를 통제하지는 못했고 결국은 소련의 붕괴와 체제변혁을 초래했다.

서는 각 행동의 불확실한 궁극적 의도보다는 단기적 효과에 초점을 맞춰 분석했다.

2. 政策交換 횟수와 期待收益의 조절

이 게임의 결과는 정책선택을 좌우하는 분기점인 L^T의 상대적 크기에 따라 달라진다. 초기 신뢰도가 이 수준에 미치지 못할 경우 분쟁 당사자들은 피의자의 딜레마 상황을 극복하지 못하고 협력관계를 전혀 구축할 수 없게 된다. 하지만 $L=(E-G)/(g-G)$나 T는 고정된 수치가 아니므로 분쟁 당사자들은 협력관계를 구축하기 위해 여러가지 방안을 강구해볼 수 있다.

우선, T는 한정된 기간내에 정책선택과 대응이 오가는 횟수이지 고정된 숫자가 아니므로 분쟁 당사자들은 정책교환에 소요되는 평균시간을 줄임으로써 협력관계 구축의 가능성을 높일 수 있다. 예를 들어, 북한이 어떤 제안을 해올 경우 남한정부는 되도록 빨리 이에 대응하여 T를 높임으로써 남북협력관계 구축을 위해 북한의 '초기 신뢰도가 넘어야 할 문턱' L^T을 낮추는 효과를 가져올 수 있는 것이다.

또 분쟁 당사자들은 협력을 통해 얻을 수 있는 수익을 늘리고 배신을 당하는 데에서 입는 손해를 줄여 L을 낮춤으로써 협력관계 구축의 가능성을 높일 수 있다. 남북한의 경우 남한은 북한이 개혁정책을 추진할 경우 경협 등을 통해 얻을 수 있는 실질적 수익을 늘려주기 위해 초기의 시험적 공동개발 프로젝트나 임가공무역이 성공하면 대북투자를 적극 장려하겠다고 밝힐 필요가 있다. 또 나진-선봉 자유무역지대와 같은 제한된 개방실험도 과소평가하지 말고 북한이 외부로부터 배신당할 경우 입는 피해를 줄이는 조치의 일환이라고 발상의 전환을 할 필요가 있다.

그리고 비록 이 모델에서는 E와 G를 고정되어 있는 수치인 것처럼 간주했지만 실제 상황에서는 순차적 게임이 진행됨에 따라 그 규모를 E_n, G_n 식으로 바꿀 수 있는 정책변수인 점을 감안한다면 남한정부의 운신의 폭은 더욱더 넓어지게 된다. 예를 들어, 남북협력관계를 유지하기 위해서는 $P_n > L^n$이 북한이 개혁을 추진하는 데 필요한 기본조건이라는 점에 착안하여, 점진적으로 북한의 기대수익(E_n)을 높이고 기대피해(G_n)를 낮추어 북한의 '신뢰도가 넘어야 할 문턱' L^n을 낮춰주는 정책이 효과적일 것이다.

이에 반해, 장기적 사업과 연계하지 않고 식량 등을 일과성으로 지원하는 것은 남북협력관계 유지에 그리 도움이 되지 않는 비효율적인 방법이다. 인도주의적 차원에서 북한에 쌀을 제공하더라도 수십만톤을 일시에 무상지원하는 것보다는, 이것을 수만톤 규모로 나눠 북한의 대응을 주시하면서 단계적으로 늘려 지급하고 공동 자원개발 또는 경작사업 등과 연계하여 지원에 대한 대가를 어느 정도 확보하는 것이 북한의 경제난을 북한 스스로, 구조적으로 풀어가도록 돕는 방법이다.[15)]

또 게임 초기에 남북협력이 이뤄지는 데 필요한 초기 신뢰도 P_T는 그리 크지 않아도 된다는 점을 감안한다면, 초기의 대규모 대북지원은 '과잉포용'이 될 수도 있다. 그보다는 오히려 임가공무역의 확대나 시험적 프로젝트의 개시 등 그리 수익이 높지 않은 경협사업을 초기에 추진하면서, 북한이 지속적으로 개혁개방을 확대할 경우에는 남한 및 외국자본의 직접투자 유치 등 기대수익이 큰 사업

15) 이런 관점에서 볼 때 한반도 에너지 개발기구(KEDO)는 상당히 효과적인 남북협력 형태이다. 우선, 남한은 미국 등 우방국과 함께 북한의 핵개발 프로그램 철폐를 경수로 및 중유 제공과 장기적으로 연계하여 남북한 쌍방이 실질적 수익을 거둘 수 있도록 했으며, 북한도 북한 나름대로 KEDO를 국제기구화함으로써 남한이 일방적으로 사업을 도중에 중단할 가능성을 낮췄다. 이에 반해 1995년에 이뤄진 15만톤의 대북 쌀 지원은, 북한의 지속적인 개혁을 촉진할 아무 장치도 마련하지 않은 비효율적인 경협 형태라고 할 수 있을 것이다.

도 실현될 수 있을 것임을 약속하고 또 실제로 행동을 통해 보여주는 것이 더 효과적인 방법일 것이다.

북한의 관점에서 볼 때에도 일단 실질적인 투자사업이 진척되어 남한기업이 북한에서 공장 등을 운영하게 되면 북한이 남한에 배신당할 가능성도 줄어들 것이다. 그렇게 되면 남북간의 신뢰가 증진되지 않더라도 북한의 신뢰도가 넘어야 할 문턱이 상대적으로 낮아지므로 남북협력관계가 오래 지속될 수 있게 된다.

3. 初期 信賴度: 형성과 전파과정에 관한 의문

북한이 개혁을 추진하는 데 필요한 기본조건이 $P_n > L^n$ 이라면 P_n을 높여주는 방법은 없는가? 이 게임의 순차균형 개념을 유지할 경우 북한의 남한에 대한 신뢰도 P_n은 Bayes Rule에 따라 개정되어야 하며 게임 도중에 북한이 임의로 P_n을 설정할 수는 없다. 하지만 북한의 초기 신뢰도 P_T의 경우에는 Bayes Rule에 따라 결정되는 것이 아니므로, 남한의 L^T처럼 정책변수로 운용할 여지가 있어 보인다. 과연 북한은 남한에 대한 초기 신뢰도를 높게 설정함으로써 남북협력관계 구축에 기여할 수 있을까?[16]

초기의 주관적 판단을 내생적 변수로 간주할 경우 이 모델은 예상치 못한 결과를 낳는다. 북한이 남한에 배신당해 입는 피해는 한 期에 국한되므로, 만약 게임이 충분히 반복된다면 북한은 남한에 대한 초기 신뢰도를 높게 설정하는 것이 더 유리하게 되는 것이다. 위에 제시하였던 순차균형의 例에서 만약 $P_T > 0.5$, 또는 극단적으로 $P_T = 1$이라면 북한정부는 마지막까지 개혁정책을 추진하고, 남

16) 게임이론에서 초기의 주관적 판단(prior belief)은 보통 외생적 변수로 간주된다. Kreps-Wilson(1982) 모델에서도 초기의 주관적 판단은 '주어진 것'으로 간주되며 이것이 신규진입 게임의 전체적 수익구조와 연관되어 내생적으로 결정될 수 있다는 언급은 없다.

한정부는 성향에 관계없이 게임의 마지막 期가 오기 전까지는 포용정책으로 화답하게 되므로 $P_T = 0.05$보다 더 파레토 효율적인 결과를 낳게 된다.[17]

이 모델에 따르면 한 방향으로 불확실성(one-sided uncertainty)이 존재할 경우 '무조건 한번 믿어보는 것'이 분쟁해소와 협력관계 구축에 효과적인 정책이라고 할 수 있을 것이다.[18] 하지만 남북한간의 신뢰도는 극히 낮은 것이 현실이다. 높은 수준의 초기 신뢰도가 남북관계 진전에 크게 기여할 수 있다는 것을 북한이 안다면 왜 남한을 신뢰하지 않는 것인가? 남한에 새 정부가 들어설 경우, 북한은 미래지향적인 관점에서 차후 5년간의 기대수익을 계산해 보지 않고 단지 과거의 남북관계에 근거하여 초기 신뢰도를 낮게 설정하는 것일까?

초기 신뢰도의 형성에 관한 이와 같은 질문들은 기존의 게임이론에서 그리 크게 다루지 않고 있는 것이 사실이며, 경제학보다는 오히려 심리학적 관점에서 접근하는 것이 문제를 해결하는 데 더 적절한 방법일 수도 있다. 하지만 이 논문의 모델 구도는 게임이론적 관점에서도 초기 신뢰도의 형성 문제에 대해 어느 정도 접근할 수 있음을 보여준다. 우선, 과연 남북관계라는 게임이 5년을 단위로 남한의 정부가 바뀔 때마다 無의 상태에서 다시 시작되는 것인지 검토해볼 필요가 있다. 물론 5년마다 바뀌는 남한정부의 연계성을 지

17) 만약 남한정부가 그 이전에 압박정책을 추진할 경우 북한은 대결정책으로 전환해야 될 것이지만, 남한정부의 이와 같은 행동은 순차균형에서 일탈한 것이다. 이 경우 북한은 보수적 남한정부와 상대하고 있음을 알아차리고 그 다음 시기부터 대결정책으로 전환하게 되는데, (대결, 압박)이 반복되는 이 구도하에서 보수적 남한정부가 얻을 수 있는 수익은 진보적으로 행동할 때의 수익보다 낮으므로 수익극대화의 원칙에 위배된다.

18) 모델의 구도를 바꾸어 남한이 북한의 성향을 모른다고 해도 이 모델의 결론들은 유효하다. 서로 상대방의 성향을 모를 경우(two-sided uncertainty)에는 각자 optimal stopping rule에 따라 행동하게 된다. 이에 대해서는 Kreps-Wilson(1982)를 참조할 것.

나치게 강조하여, 기존의 여당이 정권 재창출에 성공할 경우 대북 정책이 그대로 유지된다고 가정하는 것은 이 모델의 유한반복 구도에도 배치되는 논리의 비약이다. 오히려 여기서 주목하고자 하는 것은 대통령 후보들이 선거유세 등을 통해 자신의 對北觀을 집권 전에 이미 어느 정도 노출할 수밖에 없다는 사실이다. 따라서 북한은 새 남한정부의 성향에 대해 어느 정도 주관적인 판단을 할 수 있을 것이다.[19] 만약 무슨 이유에서든지 초기 신뢰도 형성에 있어 상대방의 과거 언행에 기초한 정보가 미래 기대수익에 대한 고려보다 훨씬 더 중요한 역할을 한다면, 초기 신뢰도의 유래에 대한 의문도 어느 정도는 해소될 수 있을 것이다.

초기 신뢰도에 대한 또 하나의 의문은 그 전파과정에 대한 것이다. 북한의 초기 신뢰도가 아무리 높다고 해도, 보수적 남한정부가 낮은 것으로 착각해서 게임의 종료시기가 다가오기 훨씬 전부터 압박정책을 구사하기 시작하면 게임은 (대결, 압박) 구도로 전환되고 만다. 이런 상황이 벌어지지 않도록 남북한 사이에 의사소통을 원활히 하여 초기 신뢰도를 일종의 공유지식(common knowledge)으로 만드는 방법이 있는가?

사실 북한이 남한에 대해 높은 초기 신뢰도를 가지고 있다고 선언한 후 개혁정책을 추진할 때 남한정부에게 있어 최선의 방책은 북한을 한번 믿어보는 것이다. 만약 북한의 실제 초기 신뢰도가 낮

19) 일단 게임이 시작된 후 북한의 개혁정책에 대해 남한이 압박정책으로 대응한다면 북한은 남한이 보수적 성향을 지녔음을 알게 되고 대결정책으로 전환하게 된다. 그 이후 남한이 이제부터는 포용정책을 추진하겠다고 선언해도 북한은 믿지 않을 것이다. 만약 게임이 시작되기 전에, 예를 들어 대통령 선거유세 기간중에 북한에 대해 강경발언을 한 후보가 당선된 후 진보적 노선을 표방한다면 북한은 새 남한정부의 성향을 어떻게 파악해야 하는가? 이 모델구도하에서 성향이 100% 노출되는 것은 북한의 개혁정책에 대하여 남한이 압박정책으로 대응할 때뿐이다. 그 외의 경우에는 불확실성(uncertainty 또는 noise)이 있게 되어 있으므로 이와 같이 선거 前과 後의 행동이 다른 새 남한정부에 대한 북한의 초기 신뢰도도 0은 아닌 것으로 간주해야 할 것 같다.

아서 남한이 예상했던 것보다 일찍 대결정책으로 전환한다고 해도 남한은 언제나 적절히 대응할 수 있다. 왜냐하면 이 모델구도하에서는 북한이 언제나 먼저 움직이기 때문이다. 흥미롭게도 초기 신뢰도의 형성과정과 마찬가지로 전파과정에서도 '한번 믿어보는 것'이 일리있는 정책일 수도 있는 것이다.

4. 信賴의 增進: 末期的 現象?

이 모델에 따르면 신뢰증진은 게임의 말기에서나 가능한데 과연 현실적으로 신뢰증진이 '말기적 현상'인가? 사람들은 흔히 신뢰는 인연을 처음 맺게 된 이후부터 점진적으로 늘려갈 수 있는 것으로 믿는데 이것은 잘못된 생각인가?

이 모델에서 신뢰는 상대방이 기회주의적인 행동을 할 수 있음에도 불구하고 그와 같은 행동을 하지 않을 때 비로소 증진되는 것으로 정형화되어 있다. 이에 비해 상대방이 기회주의적인 행동을 할 여지가 있었는지 생각해 보지도 않고 그가 단순히 협조적인 행동을 계속해 왔다고 해서 그 사람을 믿는 것은 '신뢰'보다는 '맹신'에 가깝다고 할 수 있다.

V. 結 論

이 논문에서는 남북협력관계 구축에서 신뢰가 할 수 있는 역할에 대해 분석함에 있어, 남한이 양보하면 북한도 '감지덕지'해서 보답을 하고 순화될 것이라든지, 남북협력을 통해 상호신뢰가 증진될 것이라든지 하는 희망적인 가정을 도입하지 않고 게임이론의 논리

에 따라 북한의 정책선택과 남한의 정책대응을 검토해 보았다. 이 논문의 모델은 Kreps-Wilson(1982)의 신규진입 게임을 협력관계 구축이라는 새로운 상황에 맞게 변환시킨 순차적 게임모델로서 유한반복 게임구도와 비대칭적 정보소유를 그 근간으로 한다.

이 논문의 모델에서처럼 북한이 남한정부가 진보적이라고 믿는 확률을 남한에 대한 '신뢰'라고 정의할 때, 신뢰는 크게 나누어 다음과 같은 역할을 한다. 북한이 남한을 전혀 신뢰하지 않는다면, 남북간의 대치상태는 결코 해소될 수 없다. 하지만 남북관계가 진전되는 데 상당히 높은 수준의 신뢰가 요구되는 것은 아니다. 本文의 例를 통해 본 것처럼 북한의 남한에 대한 초기 신뢰도가 0.05만 되어도 남북협력관계는 상당기간동안 지속될 수 있다. 보수적 성향의 남한정부도 대북포용정책을 통해 얻을 수 있는 수익이 적지 않다는 점을 감안하여 상당기간동안 진보적으로 행동할 동기가 있기 때문이다. 하지만 이와 같이 흉내내기 가능성이 다분한 동안에는 신뢰가 쉽게 증진되지 않으며, 다만 남북한이 협력을 통해 실질적인 수익을 얻을 수 있을 뿐이다.

남북협력관계를 구축하기 위해 남한이 할 수 있는 일은 정책대응에 소요되는 시간을 줄이는 한편, 개혁정책을 통해 북한이 얻을 수 있는 기대수익을 늘리고 남한에 배신당할 경우 입는 피해를 줄여주는 것이다. 특히 장기적인 관점에서 북한의 기대수익을 점진적으로 늘려 '신뢰도가 넘어야 할 문턱'을 낮추는 것이 효과적인 정책이다. 남북관계를 진전시키기 위해서는 북한의 지속적인 개혁을 조건으로 북한의 기대수익이 점진적으로 증가하는 KEDO식의 장기적 경협사업을 고안하여 추진해야 한다. 이에 반해 인도주의적 명분하에 일과성의 식량지원을 북한에 제공하는 것은 북한의 구조적 경제난 해소나 남북관계의 지속적 진전에 별 도움이 안되는 정책이다.

북한은 북한 나름대로 남한을 한번 믿어볼 필요가 있다. 왜냐하

면 상대방에 대한 불신은 협력관계가 유지될 수 있는 기간을 감축시키기 때문이다.

이상과 같이 게임이론을 통해 남북협력관계 구축문제를 분석해 보아도 해소되지 않는 가장 큰 문제는 상대방의 궁극적 의도에 대한 불신이다. 즉 남한은 북한이 대남적화전략을 포기하지 않은 채 개혁정책을 통해 국력을 축적한 뒤 무력도발을 자행하지 않을까 하는 의심을 떨쳐버릴 수 없을 것이고,[20] 북한은 북한대로 남한이 포용정책을 통해 북한을 남한에 의존하게 한 후 흡수통일하지 않을까 하는 불안을 떨쳐버릴 수 없을 것이다.

하지만 상대방의 모든 정책을 음모적인 시각에서 해석하는 것은 비생산적인 결과를 초래할 뿐이다. 만약 북한이 개혁정책을 통해 군사력을 강화한다고 해도 남한은 이에 대응하여 군비경쟁을 벌일 국력을 충분히 가지고 있다. 남한정부의 경우, 북한 체제붕괴와 그 이후의 북한 경제재건에 필요한 준비가 충분히 갖춰져 있지 않은 상태에서 고도로 무장된 상대를 궁지로 몰아넣는 것보다는, 비록 북한의 궁극적 의도에 대해 확신할 수는 없어도 북한의 개혁정책을 지원하는 것이 더 현명한 정책일 것이다.[21] 왜냐하면 북한의 시장지향적 개혁은, 북한의 남한에 대한 적개심을 고조시키기보다는 기

20) 북한의 先개혁-後대결정책 추진 가능성에 대한 이런 우려는 중국이 개혁정책을 통해 국력을 키운 후 미국과 대결하지 않을까 염려하는 미국내 일부의 시각과 일맥상통하는 측면이 있다.

21) 제Ⅱ장에서 밝힌 바와 같이 북한이 대결정책을 고수할 때에는 압박정책이 효과적이며 보수파든 진보파든 일방적인 유화정책을 펴서는 안된다. 단, 냉전기간 중 미국이 소련에 대해 사용한 적극적 군비경쟁과 '힘에 의한 평화' 정책을 한반도에 적용하는 것이 과연 바람직한가에 대해서는 재고해 볼 필요가 있다. 왜냐하면 북한은 남한과 대치하고 있는 위협적 상대일 뿐 아니라 봉쇄정책으로 가중될 경제난 등에 의해 그 체제가 붕괴될 때는 남한이 떠맡아야 할 가능성이 높은 (잠재적) 관리의 대상이기 때문이다. 소련이 해체된 후 경제적 지원은 별로 제공하지 않고 안보차원에서 러시아의 움직임을 관찰하고 있는 미국과, 북한 체제붕괴시 당장 난민 걱정부터 해야 하는 남한은 결코 같은 처지에 있지 않다. 대북정책의 기조는 결국 일방적인 유화정책과 일방적인 압박정책이라는 양극단을 피하면서 북한의 변화를 유도해 나가는 방향으로 설정되어야 한다.

존의 '우리식 사회주의 체제'를 약화시켜 남북한간의 이념적 갈등을 해소하고 남북협력을 본격화하는 기반을 제공할 가능성이 더 높기 때문이다. 북한의 경우에도, 만약 남한에 대한 과다의존이 우려된다면 북한개혁에 있어서의 남한정부 및 기업의 역할을 일정선에서 제한하면 될 것이다. 이에 반해 지금처럼 남한정부를 배제하는 것은 북한이 원하는 남한기업의 대북진출을 차단하고 북-미, 북-일 관계개선과 외국자본 유치를 어렵게 만드는 비효율적인 정책이다.

결국 남북한은 원칙협상(principled negotiation) 이론에서도 제시된 것처럼 의심을 하려면 한이 없는 상대방의 의도에 초점을 맞추기보다는 정책선택과 대응이 가져올 실질적인 수익과 위험부담을 냉철하게 계산하고 이에 따라 행동해야 할 것이다.

〈附　　錄〉

첫期와 마지막期로 구성되어 있는 2期模型을 상정하기로 한다 (T-기 모형으로의 확장은 쉽게 가능하므로 본 연구에서는 2期의 경우를 증명할 것임). $n=2$는 마지막期까지는 2기가 남아 있음을, 즉 이 2期게임의 첫期를 의미한다. 북한의 남한에 대한 주관적 믿음(belief)은 Bayes Rule에 따라 改新된다고 하자.

증명에 앞서 편의상 남북한의 전략과 성향을 다음과 같이 영문약자로 표기하기로 하자.

R: Reform	(북한의 개혁정책)
NR: No Reform	(북한의 비개혁 또는 대결정책)
A: Accommodation	(남한의 포용정책)
NA: No Accommodation	(남한의 비포용 또는 압박정책)
PS: Progressive South	(진보적 남한정부)
CS: Conservative South	(보수적 남한정부)

$n=2$에서 北이 R을 택한 것에 대하여 南이 A로 반응하였다고 할 때 $n=1$에서 北이 南은 진보적(PS)이라고 믿을 확률을 p_1으로 나타내기로 한다. 그러면,

$$\begin{aligned} p_1 &= \Pr[PS \mid A] \\ &= \Pr[A \mid PS]\Pr[PS]/\Pr[A] \end{aligned}$$

단, $\Pr[A]=\Pr[A \mid PS]\Pr[PS]+\Pr[A \mid CS]\Pr[CS]$ 이다. p_2를 이 2期게임이 시작되는 시점에서 北이 南이 진보적이라고 믿고 있는 '초기

신뢰도'라고 하기로 한다. 즉 $p_2 = \Pr[PS]$ 이고 $1-p_2 = \Pr[CS]$ 이다. 南이 진보적이라면 北이 R을 선택한 것에 대해서 A로 대응할 것이므로 $\Pr[A|PS] = 1$ 이고 $\Pr[A|CS]$ 에 관해서 정리하면, 다음의 식(1)을 구하게 된다.

$$\Pr[A|CS] = p_2(1-p_1)/p_1(1-p_2) \qquad (1)$$

$\Pr[A|CS] \leqslant 1$ 이므로 $p_2 \leqslant p_1$ 이어야만 한다. 즉 北의 R에 대해서 南이 A로 대응할 경우, $n=1$ 에서 北의 南에 대한 신뢰(trust)의 정도가 $n=2$ 에서보다 작을 수는 없다.

아래의 보조정리 1과 보조정리 2는 $n=1$ 에서 본문에 기술되어 있는 순차균형(sequential equilibrium)에서 성립하는 사실에 대한 설명이다. 이에 대한 증명은 본문의 수익구조표를 보면 쉽게 얻을 수 있으므로 여기선 생략한다.

보조정리 1 : 게임의 $n=1$ 에서 보수적인 남한정부(CS)는 제시된 순차균형에서 NA를 확률 1로 실행한다.

보조정리 2 : 게임의 $n=1$ 에서 제시된 순차균형에서 북한은 다음과 같이 행동한다(단, $L=(g-G)/(E-G)$ 이라고 정의한다).

(1) $p_1 > L$ 인 경우, 북한은 확률 1로 R를 선택한다.

(2) $p_1 < L$ 인 경우, 북한은 확률 1로 NR을 선택한다.

(3) $p_1 = L$ 인 경우, 북한은 R과 NR을 혼합한다.

이제 $n=2$ 에서 본문에 기술되어 있는 순차균형에서 성립하는 사실에 대하여 설명하기로 한다.

보조정리 3 : 게임의 $n=2$ 에서 $p_2 > L$ 인 경우, 제시된 순차균형에서 $\Pr[A|CS] = 1$ 이고 $p_1 = p_2$ 이다.

증명 : 이것이 사실이 아니라고 가정해 보자. 즉 $\Pr[A|CS]<1$ 이라고 하자. 식(1)에 의하면 $\Pr[A|CS]<1$ 은 $p_2<p_1$ 임을 의미한다. $p_2>L$ 의 경우를 상정하고 있으므로 이미 얻어진 결과에 의하여 $p_1>L$ 이어야 한다. 北의 신뢰도가 충분히 크므로 보조정리2에 의하여 北은 $n=1$ 에서 R을 실행한다. 보수적인 南이 $n=2$ 에서 A를, 그리고 $n=1$ 에서 NA를 실행함으로써 얻게 되는 총수익(total payoff)은 $F*+H*$ 가 된다. 반면, 보수적인 南이 $n=2$ 에서 NA를 실행하여 자신의 실체(true identity)를 드러낼 경우 얻게 되는 총수익은 $H*+h*$ 가 된다. $F*>h*$ 이므로 보수적인 南이 $n=2$ 에서 A를 실행하는 것은 NA를 실행하는 것보다 우월한(strictly better) 전략이며 이는 이 경우 $\Pr[A|CS]=1$ 임을 의미한다. 이는 모순이다. (증명 끝)

이 경우(즉 $p_2>L$ 의 경우)는 北의 초기 신뢰도가 높은 상황을 나타내고 있다. 첫期에서 진보적인 유형을 모방함으로써 보수적인 南은 자신의 실체를 숨기고 초기의 높은 신뢰도가 마지막期까지 유지되도록 하려 한다. 결국, 南은 마지막期에 가서야 비로소 두 정부간의 협력을 파기하게 된다. 마지막期가 오기 전에 섣불리 협력을 파기하는 일은 보수적인 南으로서는 최적일 수 없다. 그 이유는 그런 행위는 北으로 하여금 자신의 南에 대한 주관적 믿음(belief)을 改新(update)하게 하여 마지막期에서 대결적인 자세로 회귀하게 할 것이기 때문이다.

보조정리 4 : 게임의 $n=2$ 에서 $p_2<L$인 경우, 제시된 순차균형에서 $\Pr[A|CS]\in(0,1)$ 이고 $p_1=p_2$ 이다.

증명 : $\Pr[A|CS]=0$ 이라고 가정해 보자. 그러면 식(1)로부터 $p_1=1$ 이 된다. $p_1=1>L$ 이 되므로 보조정리2에 의해서 北은 $n=1$ 에서 확률 1로 R을 실행한다. 보수적인 南이 $n=2$ 에서 A를 선

택함으로써 $F* + H*$ 의 총수익을 얻게 된다. 반면, 보수적인 南은 NA를 실행할 경우 $H* + h*$ 의 총수익을 얻게 된다. $F* > h*$ 이므로 $n = 2$ 에서 NA를 실행하는 것은 보수적인 南에게 최적일 수 없으며 따라서 $\Pr[A|CS] = 0$ 은 사실일 수 없다.

이번에는 $\Pr[A|CS] = 1$ 이라고 가정해 보자. 이 경우에는 식(1)에 의해서 $p_1 = p_2$ 가 성립한다. $p_2 < L$ 이므로 $p_1 < L$ 이 사실이며, 보조정리2에 의하여 $n = 1$ 에서 北은 확률 1로 NR을 실행한다. 이럴 경우, 보수적인 南은 $F* + h*$ 의 총수익을 얻게 되는데, 이것은 $n = 2$ 에서 NA를 실행함으로써 얻을 수 있는 총수익 $H* + h*$ 보다 낮다. 말하자면, 이것은 최적행위일 수 없다. 그러므로 보수적인 南은 두가지의 순수전략(pure strategy)을 혼합하게 되며 이는 곧 $\Pr[A|CS] \in (0,1)$ 과 $p_1 \geqslant L$을 의미한다.

이제 $p_2 < L$ 이면 $p_1 = 1$ 이어야 함을 증명하기로 한다. 그렇지 않다고 가정해 보자. 즉 $p_1 > L$ 이라고 가정해 보자. 보조정리2에 의하여 北은 $n = 1$ 에서 확률 1로 R을 선택한다. 어떤 유형이든 간에 南은 $n = 2$ 에서 A를 확률 1로 선택한다. 이것은 모순이다(南이 유형에 관계없이 $n = 2$ 에서 A를 실행하는 경우, 식(1)에 의하여 $p_1 = p_2$ 가 성립한다. 그러면 $p_1 > L$ 은 $p_2 < L$ 에 모순이 된다. 그러므로 $p_1 = L$ 이어야만 한다). 그러므로 식(1)에 의해 $p_1 = p_2$ 이어야만 한다. (증명 끝)

식 (1)에 의하여 $\Pr[A|CS] = p_2(1-p_1)/p_1(1-p_2)$ 이고 $p_1 = L$ 이므로 보수적인 南은 A에 $a = \Pr[A|CS] = p_2(1-L)/L(1-p_2)$ 의 확률을 부여하게 된다.

이것은 北의 초기 신뢰도가 낮은 경우($p_2 < L$) 이다. $n = 2$ 에서 두 유형이 구별되지 않도록 행동하는 것은 이처럼 낮은 수준의 초기 신뢰도가 마지막期까지 유지되도록 하는 것일 뿐이기 때문에, $n = 2$

에서 南이 포용적인 행동(A)을 하여도 北에게 긍정적인 영향을 줄 수 없으며 따라서 마지막期에서의 개혁(R)을 유도해낼 수도 없다. 달리 표현하면, 보수적인 南이 진보적인 듯이 행동하는 일(즉 $n=2$ 에서 $\Pr[A|CS]=1$ 인 경우)은 신뢰를 증진시키지 못한다. 보수적인 南이 그 실체를 드러내는 일(즉 $n=2$ 에서 $\Pr[A|CS]=0$ 인 경우) 또한 최적이 아니다. 최적전략은 두 순수전략의 확률적 혼합(randomization)을 통해 불확실성의 여지를 남겨두는 것이 된다.

보조정리 5 : $p_2<L$ 라 하자. 제시된 순차균형(sequential equilibrium)에서 북은 $n=1$ 에서 R에 r 의 확률을, 그리고 NR에 $1-r$ 의 확률을 부여한다(단, $r=(H*-F*)/(H*-h*)$ 이다).

증명 : 보조정리4에 의하면 $p_2<L$ 인 경우 $p_1=L$ 이다. 보조정리2에 따르면, 이럴 경우 북은 $n=1$ 에서 R과 NR에 관해 차별을 두지 않는다. r 을, $n=2$ 에서 北이 R을 실행했을 때 南이 A로 대응한 경우, $n=1$ 에서 北이 R에 부여하는 확률이라고 하자. 보조정리4에 의하여 $n=2$ 에서 $\Pr[A|CS]\in(0,1)$ 이므로 南은 $n=2$ 에서 A와 NA를 혼합할 것이며 따라서 p_1 은 南이 어떤 순수전략을 실행하더라도 南에게 동일한 수익을 발생하게 한다. 즉 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$F*+rH*+(1-r)h*=H*+h*$$

이것을 r 에 관해서 정리하면 北이 R에 부여하는 확률이 유일하게 결정된다. (증명 끝)

보조정리 6 : 제시된 순차균형에서는 게임의 $n=2$ 에 대하여 다음이 사실이다.

(1) $p_2>L^2$ 인 경우, 북은 확률 1로 R을 실행한다.

(2) $p_2 < L^2$ 인 경우, 북은 확률 1로 NR을 실행한다.

(3) $p_2 = L^2$ 인 경우, 북은 r 과 $1-r$ 의 확률로 R과 NR를 혼합한다.

증명 : a 를 北이 $n=2$ 에서 R을 선택한 경우 南이 A를 실행할 확률이라고 하자. 그러면 a 는 다음과 같이 다시 쓸 수 있다:

$$\begin{aligned} a &= \Pr[A|PS]\Pr[PS] + \Pr[A|CS]\Pr[CS] \\ &= p_2 + (1-p_2)\ \Pr[A|CS] \end{aligned}$$

식(1)을 이용하면, $a = \dfrac{p_2}{p_1}$

$n=2$ 에서 확률 1로 R을 실행함으로써 北은

$$a[E + p_1E + (1-p_1)G] + (1-a)(G+g) \qquad (2)$$

의 수익을 얻게 된다.

$p_2 > L$ 라고 가정하자. 그러면 보조정리3에 의하여 $\Pr[A|CS] = 1$ 이고 이것은 $a=1$ 및 $p_1 = p_2 > L$ 임을 의미한다. 정의에 의하여 $p_2 > L$ 와 $p_2E + (1-p_2)G > g$ 는 동일하므로, $n=2$ 에서 R을 실행하는 것은 北에게는 NR을 실행하는 것보다 우월한(strictly better) 전략이 된다. 따라서 $p_2 > L$ 인 경우 北이 $n=2$ 에서 확률 1로 R을 실행하게 된다.

이제 $p_2 < L$ 을 가정해 보자. 보조정리4에 의하여 $p_1 = L$ 이며 따라서 $a = p_2/L$ 이 된다. 이 경우 北은 $n=1$ 에서 R과 NR에 관하여 무차별하고 마지막期에 g의 수익을 얻게 된다. 식(2)에 따라 $a = p_2/L$ 일 때 $n=2$ 에서 R을 실행함으로써 北은

$$(p_2/L)[E + p_1E + (1-p_1)G + [1-(p_2/L)](G+g)$$

의 수익을 얻게 된다. 그러므로 北이 R을 실행하게 하는 p_2 의 가치는 다음의 부등식에 의해서 결정된다:

$$(p_2/L)[E+p_1E+(1-p_1)G]+[1-(p_2/L)](G+g)>g+g.$$

이것을 p_2에 관해서 정리하면 다음의 조건을 구하게 된다.

$$p_2>L^2$$

$p_2<L^2$인 경우라면 $n=2$에서 R을 실행함으로써 北은 NR을 실행할 경우보다 더 큰 수익을 얻게 되며 따라서 이 경우 北은 NR을 확률 1로 실행한다.

이 보조정리의 증명을 마무리하기 위하여 마지막으로 입증해야 할 것은 $p_2=L^2$인 경우 두 순수전략의 확률적 혼합(randomization)이 있다는 것이다. $p_2=L^2$인 경우에는 반드시 $p_2<L$이며 보조정리4에 의하면 이는 $p_1=L$임을 의미하므로 北은 $n=1$에서 확률적 혼합을 한다. $n=2$의 경우 r_2를 北이 R을 실행할 확률이라고 하고 $1-r_2$를 NR을 실행할 확률이라고 하자.

北의 혼합확률을 구하기 위해서는 南의 수익을 살펴봐야 하는데, 우선 게임의 구도상 北이 혼합전략을 구사하기 전에 南이 포용과 압박정책을 혼합한다는 점을 주목하자. 2期 게임의 경우 北이 $n=2$부터 혼합전략을 구사한다는 것은 게임이 시작하기 전인 $n=3$에 이미 南이 포용과 압박정책을 혼합한 것으로 상정할 수 있다.

$n=3$에서 南이 혼합전략을 구사한다는 것은 南의 기대수익이 포용정책을 추진하든 압박정책을 추진하든 같다는 것을 의미하므로 다음과 같은 공식이 성립된다.

$$F*+r_2[a_2(F*+r_1H*+(1-r_1)h*)+(1-a_2)(h*+H*)]$$
$$+(1-r_2)(h*+H*)=H*+2h*$$

南은 $n=3$에 이어 $n=2$에서도 혼합전략을 구사하므로 다음과 같은 관계도 성립된다.

$$F* + r_1 H* + (1-r_1)\, h* = H* + h*$$

아랫공식을 윗공식에 대입하면 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$F* + r_2(H* + h*) + (1-r_2)(h* + h*) = H* + 2h*$$

이것을 정리하면 $n = 2$와 $n = 3$에서의 조건이 같음을 알 수 있다.

$$F* + r_2 H* + (1-r_2)h* = H* + h*$$

따라서 $r_2 = r_1 = r = (H*-F*)\,/\,(H*-h*)$

즉 북한이 혼합전략을 구사할 경우 그 혼합확률은 期에 관계없이 동일하다. (증명 끝)

論 評

牟 鍾 璘
(延世大學校)

이 논문은 남북관계에서의 상호 신뢰의 역할에 대해 게임이론을 적용하여 체계적으로 분석함으로써 북한의 정책선택을 이해하고 우리의 대응정책을 세우는 데 크게 기여할 수 있는 연구라 사료된다.

논문의 기본 가정은 첫째, 남북간의 협력은 남한정부의 성향에 따라 결정된다는 것이다. 즉 진보적인 남한정부와 북한 사이에는 (개혁, 포용)이라는 협력적인 정책 교환이 이루어질 수 있는 반면, 보수적인 남한정부와 북한은 서로 협력하지 못하고 (대결, 압박)이라는 긴장관계를 유지한다는 가정이다. 둘째, 북한은 남한정부의 성향을 정확히 알지 못한다고 가정하고 있다. 이와 같은 가정하에서의 북한정책은 남한정부에 대한 신뢰도, 즉 남한정부가 진보적일 확률에 따라 결정된다. 이 논문은 남북한간에 게임이 반복되었을 때 북한의 대남 신뢰도가 어떻게 변화하는가를 살펴봄으로써 남북관계에서의 신뢰의 역할을 설명하고 있다.

이 논문의 주요 결론은 북한이 남한에 대해 어느 정도의 신뢰감만 갖고 있어도 상당한 기간 남북협력관계가 지속될 수 있다는 사실이다. 왜냐하면, 보수적인 남한정부도 게임의 초기에는 북한과의 협력관계에서 얻는 수익을 확보하기 위해 포용정책을 선택할 동기가 있기 때문이다.

그러나 이 논문이 제시한 모델은 현재 남한정부가 직면한 딜레마를 정확하게 표현하기에는 미흡하다고 여겨진다. 특히 남한내 강경파와 온건파간의 이견이 존재하는 이유에 관한 저자들의 설명에 이

의를 제기하고자 한다. 저자들의 모델에서는 남한 강경파와 온건파 간의 차이가 (개혁, 압박), (개혁, 포용) 중 어느 쪽을 선호하느냐에 따라 결정된다고 가정했지만, 현실적으로 남한에서 북한의 개혁에 압박정책으로 대응하는 (개혁, 압박)을 포용정책으로 대응하는 (개혁, 포용)보다 더 선호하는 그룹이 정책결정그룹내에 존재한다고 보기 어려울 뿐만 아니라 설사 존재한다 해도 그들이 남한 강경파들의 입장을 대표한다고 볼 수 없다.

따라서 현재 남북내 강경파와 온건파의 갈등을 다른 각도에서 살펴보아야 한다고 생각한다. 그러기 위해서는 저자들의 가정을 일부 수정할 필요가 있다. 물론 저자들이 제시한 대로 남한의 정책선택은 압박과 포용정책으로 압축할 수 있다. 쌀 지원의 예를 들면, 포용정책은 쌀을 지원하는 것이며 압박정책은 쌀 지원을 거부하는 것이다. 그러나 북한의 정책선택이 개혁과 대결의 두 정책으로 한정되어 있다는 가정은 수정될 필요가 있다. 남한이 현재 인식하고 있는 북한의 선택은 세가지로 요약할 수 있다. 첫째는 '개혁'정책이다. 한마디로 북한이 대남 강경자세를 자제하고 남한이 제의한 4자회담 등의 긴장완화정책을 수용하는 것이다. 둘째, 북한은 쌀 지원을 수용하면서도 4자회담 등 정치·군사적 협력조치를 취하지 않는 일종의 '대결'정책을 선택할 수 있다. 마지막으로 북한은 4자회담을 거부하고 오히려 쌀 지원, 남북경협 등으로부터 얻어지는 경제적 수익을 군비확충 등 대남적화통일전략에 사용하는 '배반'정책을 선택할 수 있다.

현재 남북한 상황으로 볼 때 남한이 먼저 정책을 결정해야 한다고 가정하는 것이 가장 현실적이라고 생각한다. 남한이 먼저 압박정책을 선택하면 그 결과는 현상유지(SQ)이다. 이 경우 북한은 SQ를 인정할 수밖에 없다. 반면, 남한이 포용정책을 선택하면 북한의 선택폭은 넓어지는데, 이는 다시 말해 개혁, 대결, 또는 배반으

로 대응할 수 있다고 가정하는 것이다. 북한의 대응에 따라 나타나는 게임의 결과는 앞으로 각각 LK(linkage), AD(aid), BT(betrayal)로 표기한다.

이들 네가지 결과 중 남한정부는 남한이 쌀 지원을 하고 북한이 4자회담을 수락하는 LK를 가장 선호하며, 남한의 쌀 지원을 북한이 군수용으로 전용하는 BT를 최악의 결과로 간주한다. 남한이 쌀 지원을 거부하는 SQ와 남한이 쌀 지원을 하고 북한이 4자회담을 거부하는 AD 중 어느 쪽을 선호하는지는 확실치 않지만 강경파들은 이 두가지 가운데 SQ를 선호하고 온건파들은 AD를 선호한다고 볼 수 있다. 즉 강경파의 수익순위는 LK>SQ>AD>BT인 것과는 달리, 온건파의 수익순위는 LK>AD>SQ>BT가 된다.

여기서 강경파와 온건파의 이견은 그들이 북한의 현재 상황을 다르게 평가하는 데서 기인한다. 온건파가 SQ를 AD보다 선호하는 이유는, 북한이 쌀 지원을 받고 4자회담 참가라는 정치적인 양보를 하지 않아도 그로 인해 북한정권이 안정되면 우발적인 도발을 하지 않을 것이라고 믿기 때문이다. 강경파의 경우는 SQ가 지속되어도 전쟁의 위험이 크게 늘지 않는다고 믿고 있고, 그렇다면 북한이 상응하는 정치적 양보를 하지 않는데 굳이 쌀을 지원할 필요가 없다고 생각하는 것이다. 현재 한국정부의 입장은 강경파에 가까우며 미국정부의 대북정책은 온건파의 논리에 기초한다고 할 수 있다. 여기서 주목해야 할 점은 강경파나 온건파 모두 LK를 제일 선호하며 BT를 가장 기피한다는 사실이다.

강경파와 온건파로 나누어지는 남한정부의 성향은 이같은 수익순위의 차이뿐만 아니라 북한정부의 성향에 대한 의견의 차이에서 기인할 수도 있다. 남한정부가 일치된 수익순위를 갖고 있어도 북한의 성향에 따라 정책선택이 달라질 수 있기 때문이다. 예를 들어 남한정부가 AD보다는 SQ를 선호하는 강경파의 수익순위를 갖고 있

다고 가정해 보자. 북한이 LK를 가장 선호한다면 남한정부는 쌀 지원을 지지하고 선택할 것이며, 만약 북한이 LK보다는 AD나 BT를 가장 선호한다면 남한정부는 쌀 지원을 거부할 것이다. 이 경우 북한이 전자의 성향을 갖고 있다고 믿는 남한의 그룹은 온건파가 되는 것이고 후자의 경우는 강경파로 인식이 된다. 남한정부의 정책이 북한정부의 성향에 따라 달라지는 것은 남한정부가 온건파 수익순위를 갖고 있어도 마찬가지이다. 북한이 가장 선호하는 결과가 BT라면 온건파 성향의 남한정부도 쌀 지원을 포기하게 된다. 결론적으로 말해, 남한내에서 대북 강경파와 온건파가 공존하는 이유는 남한의 정책결정그룹들이 북한정부의 성향과 현재 북한상황을 서로 다르게 평가하기 때문이다.

마지막으로 남북관계에 피의자의 딜레마 게임과 같은 협력이론을 적용하는 것이 적합하지 않다고 지적하고 싶다. 남북관계는 궁극적으로 양측의 협상력에 따라 결정되는데, 협력이론은 이같은 국력 또는 협상력의 차이점이 협상결과에 미치는 영향을 설명할 수 없다. 협력이론은 양측 모두가 합의된 협정을 위반할 동기를 갖고 있을 경우에 적합한 모델이다. 하지만 현재 남북은 협력 자체에 합의하지 못하는 상황이다. 물론 그 이유는 상대방의 준수의도를 불신해서가 아니라 양측 모두 서로에게 유리한 협상결과를 얻기 위해 줄다리기를 하고 있기 때문이다. 따라서 이 상황에서 적절한 모델은 협상모델이라고 생각한다.

朴 珍 佑

(國民大學校)

이 논문은 남북한 관계에서 협력을 구축함에 있어 신뢰가 갖는 중요성을 짜임새 있게 다루고 있다. 특히 분쟁해소와 협력관계 구

축에서 신뢰의 역할에 대한 게임이론을 사용하여 이론적인 접근을 시도하고 있다는 점을 높이 평가할 수 있다. 이 논문이 기여하는 바를 좀더 구체적으로 열거하면, 첫째 남북관계에서 신뢰가 남·북한 공동의 이익을 증진시키는 방향으로 작용될 수 있음을 지적한 점, 둘째 Kreps & Wilson(1982)의 게임이론적 모델을 저자들이 주장하고자 하는 바와 적절히 연결시켰다는 점, 셋째 Ⅳ장 토의 부분에서 다루고 있듯이 신뢰를 회복하기 위해 개선되어야 할 사항들을 제시하고 있다는 점을 들 수 있을 것이다.

이 논문이 기여하고 있는 바가 여러 부문에 걸쳐 상당히 많지만 평자의 생각에 그중 가장 중요하다고 판단되는 부분은 Ⅳ장 토의이다. 즉 논문에서 가장 큰 기여가 될 수 있는 부분은 믿을 만한 협조 메커니즘을 구축할 수 있는 방안에 대한 연구일 것이다. 논문의 Ⅳ장에서 일부 다루고 있으나 이 부분을 보다 구체적으로 자세히 다룰 필요가 있다. 모델에서 시사하는 바가 신뢰감이 조금만 있어도 협력이 유도될 수 있다는 점인 반면에, 현실적으로 남북관계가 협력적인 관계를 유지하지 못하고 있다는 사실(검토자의 주관적인 판단일 수 있음)은 모델이 현실의 여러 변수들을 다 고려하지 못하고 있거나, 혹은 모델이 시사하는 바와 같이 신뢰가 중요하다면 논문의 주된 초점이 이를 회복하기 위한 방안들에 있을 필요가 있다. 저자들도 정책선택 및 대응에 소요되는 평균시간을 줄이는 방안, 수익구조를 조정하여 협력을 통해 얻을 수 있는 수익을 늘리고 배신을 당하는 데에서 입는 손해를 줄이는 방향으로 조절하는 방안 등을 논문의 모델내에서 이미 제시하고 있지만, 다른 방안들이 있는가 좀더 생각해 볼 필요가 있으며, Ⅳ장의 내용을 보다 강조·확장하여 이를 제시할 수 있다면 보다 유익한 결과를 낳을 것으로 생각된다.

게임이론적 시각에서 볼 때 이 논문의 모델은 저자들도 지적하고

있듯이 Kreps & Wilson 모형을 응용했기 때문에 독창적이지는 못하지만, 반면에 새로운 모형이 가질 수 있는 오류는 발견하기 어렵다는 점에서 긍정적인 측면이 있다고 판단된다. 유한반복게임의 경우에 불완전정보가 있음으로 해서 협력의 결과를 낳을 수 있다는 결과를 보여주고 있는 Kreps & Wilson의 모형은 남북한의 관계를 유한한 관계라고 이해하는 한 나름대로 남북한 관계에 시사하는 바가 많다고 생각된다. 즉 남북한 관계에서 협력을 유도하여 상호의 이익을 증진시키기 위해 신뢰가 갖는 중요성을 지적하기에는 충분하다고 생각한다.

평자는 게임이론으로 사회현상을 설명하는 데 있어서 장점과 단점이 있다고 생각한다. 게임이론을 사용함으로써 모델의 내적 적합성을 상당히 향상시킬 수 있는 반면에, 게임이론이 다소 복잡하기 때문에 이를 적용함에 있어 복잡한 사회문제를 상당히 단순화하는 과정에서 현실과 다소 괴리가 있을 수 있다고 생각한다. 이러한 일반적인 한계가 이 논문에서도 일부 나타나고 있다고 생각된다. 즉 복잡한 남북한 문제를 이 논문의 게임모형이 만족스럽게 반영하고 있는가에 대해서는 다소 의문이 있다.

모델 측면에서 보면 논문에서 다루고 있는 남북관계의 복잡한 여러 요소들을 고려하는 방향으로 모델이 개발될 여지가 있어 보인다. 첫째, 정보의 비대칭성이 일방적인 형태를 취하고 있으나 남·북한 쌍방에 불완전한 정보상태를 생각해 볼 수 있을 것이다. 둘째, 남한과 북한의 수직구조가 외생적으로 주어져 있으나 현실적으로 볼 때 남북한의 수직구조는 각 체제 안에서의 게임의 축약된 수익구조(reduced payoff)일 가능성이 높다. 예컨대, 남한정부가 진보와 보수로 나뉠 수 있듯이 북한도 강경파와 온건파로 나뉠 수 있을 것이며, 이들은 정권획득 내지는 유지를 고려하면서 남북한 관계에서 정책적 선택을 할 것으로 생각된다. 만약 그렇다면 현재 북한에

서 강경파가 집권한 상태에서 게임의 수익구조는 강경파의 수익구조를 반영하고 있을 것이며, 집권하고 있는 강경파도 남북한 관계에서 온건한 정책선택은 온건파의 정권획득을 용이하게 해줄 가능성이 있다는 점을 고려하여 정책선택을 할 수 있다는 것이다. 즉 논문에서 제시되고 있는 수익구조는 이와 같은 복잡한 현실적 상황을 축약한 수익구조를 나타내고 있을 수 있다. 셋째, 남한정부가 임기 5년이기 때문에 남북관계를 유한게임으로 모형화하고 있지만, 5년 임기 후에 새로운 정부와의 연결관계에 따라 사실상 무한관계일 가능성이 있다.

마지막으로 모델 측면에서 지적하고 싶은 점은 초기의 주관적 판단에 관한 부분이다. 평자가 이해하는 바로는 이 논문이 전달하고자 하는 여러 정책적 시사점 중의 하나가 남북관계에서 신뢰가 회복되면 협력이 증진되어 상호 이익이 증대할 것이라는 것이다. 모델 측면에서 평자가 소화하기 다소 힘든 부분은 각주 16)에서 저자들도 지적하고 있듯이 Kreps & Wilson의 모델에서 초기의 주관적 판단은 외생적으로 주어진 것으로 보는 것이 일반적인 접근방법인데, 초기의 주관적 판단이 주어진 것으로 볼 경우 이와 같이 주어진 초기판단을 게임의 참여자가 자의적으로 조정하면 협력의 결과를 낳을 수 있다는 논문의 주장은 한계가 있다고 생각된다. 초기의 주관적 판단에 대한 논의는 현실문제를 다루고자 하는 저자들의 의도와는 달리 필요 이상으로 논문을 기술적인 측면에서 너무 복잡하게 하기 때문에 자세한 논의를 피하고 싶지만 문제점이 존재한다는 사실은 지적하고 싶다. 예컨대, 초기 신뢰도 P_T는 어디에서 유래하는 것인가에 대해 깊이 생각해 볼 필요가 있다. 게임의 참여자가 자의적으로 선택할 수 있는 신뢰도라면 논문에서 제시하고 있는 T기 모형의 어느 중간에 베이지안 조정(Bayesian updating)을 통해 신뢰도를 조정할 필요 없이 중간시점에서 남한이 보다 진보적이라고 신

뢰를 하면 보다 협력적인 결과가 나오지 않는가 하는 반문을 제기해 볼 수 있을 것이다.

이와 같은 모델과 현실현상과의 괴리는 앞서 평자가 게임이론의 한계라고 지적한 바 있다. 그러나 이러한 괴리를 게임이론 자체의 한계라고 쉽게 이야기할 수도 있지만, 평자를 포함하여 게임이론을 응용하는 연구자들이 보다 현실에 가까운 모형을 개발하고자 노력할 필요성이 있음을 지적하면서 논평을 마치고자 한다.

우리나라 海外直接投資의 構造變化와 要因分析

金 承 塡

(本院 專門研究員)

* 필자는 이 글의 초고에 대하여 귀중한 논평을 주신 本院의 朴埈卿 先任研究委員, 對外經濟政策研究院의 金準東 研究委員, 그리고 본원의 원내세미나 참석자들께 감사드린다. 이 분들의 의견은 본고의 보완과정에 많은 도움이 되었다. 그리고 무역 데이터를 제공해 주신 본원의 兪正鎬 先任研究委員, 韓震熙 博士께도 감사드리고 자료 및 원고정리에 수고한 金壽一 研究員과 金信德 研究助員께도 감사드린다.

◇要　約◇

본고는 다음과 같은 문제를 제기한다. 해외직접투자와 관련한 우려 중의 하나가 수출이 잘되고 있는 부문에서 해외투자가 증가하여 국내의 수출기반을 약화시킬 수 있다는 것인데, 이를 어떻게 해석할 수 있을 것인가? 이 문제에 대한 접근을 위해 본 논문에서는 우리나라 輸出入 및 海外直接投資의 構造變化에 관한 분석을 시도하고 해외직접투자의 要因을 추론하였다.

근년에 해외직접투자가 급증하면서 해외직접투자의 경제적 효과에 대한 관심이 높아지고 산업공동화를 우려하는 견해도 대두되고 있다. 특히 우리 기업의 해외진출을 進出이 아닌 脫出로 인식하기도 한다. 고임금, 고금리, 고지가, 고물류비 등 국내의 고비용 구조가 우리 기업을 해외로 몰아내고 있다는 것이다. 본고는 해외투자에 관한 이러한 시각이 우리 기업의 해외투자가 企業固有의 資産 또는 競爭優位를 활용·강화하기 위해 이루어지는 측면을 간과하고 있음을 지적한다.

본고는 다음과 같은 점을 강조한다. 우선 해외투자는 경쟁우위가 증가하는 부문(본고에서는 수출비중이 커지는 부문)에서 오히려 더 자주 이루어지는 경향이 있다는 것이다. 이는 절충적 패러다임에서의 소유권우위적 요소가 해외투자의 요인 및 양상을 설명하는 데 중요함을 의미한다. 우리나라의 최대 수출업종인 조립금속·기계장비 부문에서의 해외투자 증가도 이러한 맥락에서 보면 아주 당연하다고 할 수 있다. 그리고 조립금속·기계장비부문의 해외투자 내용을 살펴보면 주로 보급률이 높은 중저급·성숙기제품 중심으로 해외투자가 이루어지고 고급제품은 주로 국내에서 생산되거나 선진기술습득을 위해 선진국에서 생산되고 있는 것으로 판단된다. 결과적으로 主要輸出業種에서의 海外投資는 오히려 당연하고 내용면에서도 國內經濟의 構造高度化를 저해하지는 않는 것으로 판단된다.

본고는 향후 정책이 해외직접투자가 國內産業構造의 質的 高度化에 效果的으로 기여하는 방향으로 마련되어야 함을 강조하고 이를 위해 國內 技術基盤의 強化, 高級人力 開發 등을 제안한다. 해외직접투자의 증가가 국내 고부가 직종의 증가로 이어지고 이것이 저부가 직종의 감소를 상회하도록 해야 하고, 이러한 정책이 실패하면 국내의 고용감소는 불가피하며 고용감소를 우려하여 해외직접투자를 인위적으로 규제하는 것은 고용사정을 더욱 악화시킬 뿐임을 강조한다.

I. 序 論

근년에 해외직접투자가 급증하면서 해외직접투자의 경제적 효과에 대한 관심이 높아지고 산업공동화를 우려하는 견해도 대두되고 있다. 특히 우리 기업의 해외진출을 進出이 아닌 脫出로 인식하기도 한다. 고임금, 고금리, 고지가, 고물류비 등 국내의 고비용 구조가 우리 기업을 해외로 몰아내고 있다는 것이다. 해외투자에 관한 이러한 시각은 우리 기업의 해외투자가 企業固有의 資産 또는 競爭優位를 활용·강화하기 위해 이루어지는 측면을 간과하고 있다. 아직 우리의 해외직접투자는 경제규모에 비해서는 매우 낮은 수준이나 향후 국제경쟁의 심화, 다자간투자규범의 제정 등 국제경제환경의 변화는 해외투자를 가속화시킬 것으로 예상되는바 해외투자요인에 관한 이해는 필수적이라 하겠다.

본 논문은 다음과 같은 문제를 제기한다. 해외직접투자와 관련한 우려 중의 하나가 수출이 잘되고 있는 부문에서 해외투자가 증가하여 국내의 수출기반을 약화시킬 수 있다는 것인데, 이를 어떻게 해석할 수 있을 것인가? 이 문제에 대한 접근을 위해 본 논문에서는 우리나라 輸出入 및 海外直接投資의 構造變化에 관한 분석을 시도하고 해외직접투자의 要因을 추론할 예정이다. 다음 장에서는 해외직접투자의 요인 및 패턴에 관한 理論을 소개하고, 제Ⅲ장과 Ⅳ장에서는 우리나라의 수출, 수입 및 해외투자의 구조변화와 이를 토대로 한 해외투자의 요인분석을 시도한다. 제Ⅴ장에서는 업종별 해외투자요인이 국가별로 다를 수 있음을 美國, 日本, 獨逸을 중심으로 살펴보고, 제Ⅵ장에서는 정책적 시사점을 도출할 예정이다.

Ⅱ. 海外直接投資의 要因 및 패턴에 관한 理論

해외투자에 관한 折衷的 패러다임(eclectic paradigm) 또는 OLI 패러다임[1]은 해외투자의 要因 및 패턴을 설명하는 一般的 패러다임으로서 다음의 세가지 接近을 포괄한다.

첫째는 '所有權優位' 接近(ownership advantage approach)이다. 해외투자를 하는 기업은 일반적으로 타기업과는 구별되는 기업고유의 자산 또는 특성을 지니고 있다. 예를 들면 特許權, 商標, 經營能力, 노하우 등이 그것이다. 해외투자는 이러한 기업고유의 자산에 대한 獨占利潤(monopoly rent)을 극대화하기 위해 이루어진다는 것이 '所有權優位' 접근의 시각이다. 이러한 소유권우위는 기업자체뿐만 아니라 國家的, 産業的 특성에 영향을 받으며 이는 세계 어느 곳에서나 活用(exploitation)될 수 있다. 이 주장을 뒷받침하는 근거는 기업고유의 자산 또는 소유권우위가 중요한 산업에서 그렇지 않은 산업보다 해외투자가 더 자주 일어나고 있다는 사실이다.

둘째는 '立地的 優位' 接近(locational advantage approach)이다. 해외투자가 기업고유의 자산에 대한 독점이윤을 극대화하기 위해서라면 이는 해외투자가 다른 대안보다 더 낫기 때문이다. 일반적으로 해외시장에서 기업고유의 자산에 대한 독점이윤을 극대화하려는 기업이 선택할 수 있는 대안으로는 1) 국내생산을 통한 海外輸出, 2) 라이선싱(licensing), 3) 海外子會社 設立이 있다.[2] 만약에 생산비용, 수송비용, 관세 등의 요인에 의해 해외생산이 국내생

1) Dunning(1988) 참조.
2) 이러한 세가지 대안이 복합적으로 작용할 경우가 있다. 예를 들면 합작투자(joint venture)는 대안 2)와 3)의 복합된 형태이다.

산보다 유리하다면 대안 1)은 기업의 대안에서 탈락될 것이다. 즉 立地的 優位 接近은 기업의 해외투자를 설명함에 있어 立地的 要素의 중요성을 강조한다.

셋째는 '內部化優位' 接近(internalization advantage approach)이다. 기업이 해외투자를 한다는 것은 해외자회사 설립을 통한 해외생산을 의미하는 것으로 대안 2)가 아닌 대안 3)을 선택하는 것이다. 內部化優位 接近은 라이선싱 대신에 해외직접투자가 선택되는 이유를 설명해준다. 대안 2)와 3)의 선택은 市場去來와 企業內部去來간의 선택문제이다. 라이선싱의 경우 기술이전이 시장메커니즘을 통해 시장가격에서 국가간에 이루어지고, 해외자회사 설립의 경우에는 기술이전이 기업내부에서 이루어진다. 해외투자를 한다는 것은 내부화에 수반되는 비용이 시장거래비용보다 낮음을 의미한다.

결국 折衷的 패러다임은 해외투자를 설명하는 데 있어서 세가지 요소, 즉 所有權優位(ownership advantage), 立地的 優位(locational advantage) 및 內部化優位(internalization advantage)가 모두 중요함을 강조한다. 다시 말하면 소유권우위가 클수록 이를 최대한 활용하고자 해외투자하는 유인이 커지고 해외 입지가 생산과 판매에 유리할수록 해외투자가 늘어난다는 것이다. 절충적 패러다임은 모든 형태의 해외투자가 위의 세가지 요인에 의해 설명될 수 있다고 주장한다. 또한 적어도 몇몇 우위는 국가별, 산업별, 기업별로 차이나게 분포되어 있고 그것들은 상호작용하며 각 우위의 중요성 및 형태도 시간이 지남에 따라 변해감을 지적한다.

절충적 패러다임은 기업의 모든 해외활동수단을 포함하며 이들의 선택과정을 설명한다. 즉 직접투자, 수출, 라이선싱 등이 선호되는 경우를 분석할 수 있게 한다. 소유권우위는 세가지 수단 모두에 필수적이며, 내부화우위는 직접투자와 수출간의 선택문제로 만들며, 입지적 우위는 직접투자가 수출보다 선호되는 이유를 설명한다.

〈표 1〉 Dunning's OLI advantages

1. ownership-specific advantages(한 국가의 기업이 타국가의 기업보다 우월한 요소)	재산권; 제품혁신; 생산관리; 조직 및 판매체계; 혁신능력; 해독불능지식; 인적자본의 경험; 기타 노하우
2. internalization-incentive advantages(시장실패에 대응)	탐색 및 협상비용을 없앰; 재산권을 이행하는 데 드는 비용을 없앰; 중간재 또는 최종재의 품질을 보장할 필요; 기술의 특성 및 가치에 관한 불확실성 존재; 기술유출을 통제할 필요
3. location-specific variable	요소부존; 요소비용; 요소 생산성; 운송비용 및 통신비용; 투자인센티브 또는 이행요건; 인위적 무역장벽; 사회간접자본; 문화적 차이; 연구개발의 집적; 정부의 경제정책 등

여러 유형의 해외투자를 설명하기 위해 여러 이론들이 등장하는데, 이러한 이론들은 절충적 패러다임하에서 조화될 수 있다. 이들은 대체적이라기보다는 相互補完的으로 복잡하고 다양한 해외투자를 설명하는 데 도움을 준다. 이하에서는 절충적 패러다임 이외의 해외투자 관련 이론을 소개한다.

CRS(constant returns to scale)와 완전경쟁을 가정하는 기존의 비교우위 무역이론(comparative advantage trade theory)은 해외직접투자의 요인 및 양상에 대해서 많은 것을 말해주지 못한다. 비교우위무역이론은 입지적 요소(locational factors)를 포함하지만 기업간의 완전경쟁을 가정하기 때문에 불완전경쟁적 특성을 지닌 해외투자의 특성을 반영할 수 없으며 해외투자의 요인에 관한 설명에도 적절하지 못하다.

규모의 경제(economies of scale)와 불완전경쟁(imperfect competition)을 가정하는 무역이론은 해외투자의 요인 및 양상에

대해 보다 많은 것을 말해준다. 獨占的 競爭이 지배하는 산업에서 각 기업은 차별화된 제품을 생산하고 이의 생산에는 고정비용(예: R&D비용)이 필요하며 따라서 국제적인 수준에서의 규모의 경제가 존재하는 상황을 가정할 때, 해외투자는 제품의 差別性이 의미하는 所有權優位와 국가간의 생산비용, 수송비용, 관세 등을 포함한 立地的 要素에 의해 이루어진다. 그러므로 규모의 경제와 불완전경쟁을 근거로 하는 무역이론에서는 해외투자의 요인 및 양상에 대한 설명이 가능하다. 그리고 내부화에 관련된 요소들(예: 불완전 계약)은 해외투자의 양상에 대하여 보다 현실에 가까운 설명을 가능하게 한다.

Kojima에 의해 시도되었던 해외직접투자에 관한 거시적 이론[3]은 '比較優位'의 개념을 바탕으로 한다. 이 이론은 특정국가에서 어떤 생산활동이 가장 효율적으로 이루어질 수 있는가에 초점을 맞추고 비교우위에 의한 직접투자의 평가를 시도한다. 예를 들어 일본의 해외직접투자는 무역지향적이고 비교우위의 원칙에 일치하기 때문에 투자국과 투자유치국 모두에게 바람직하지만 미국의 해외직접투자는 주로 과점적 시장구조하에서 이루어지고 반무역지향적이며 투자국과 투자유치국 모두에게 바람직하지 않음을 지적한다. 거시적 이론은 비교우위이론에 기초하여 相對的 投資收益性(comparative investment profitabilities)에 의해 해외직접투자의 패턴이 결정됨을 설명한다. 그러나 비교우위이론이 선진국간의 산업내무역을 설명하지 못하는 것처럼 비교우위개념에 기초하는 거시적 이론도 유사한 선진국간의 산업내 직접투자를 설명하지 못한다.

내부화이론(internalization theory)[4]의 기본적 가설은 국내와 해외의 생산활동이 하나의 소유권하에서 운영되는 것이 그렇지 않

3) Kojima(1973) 참조.
4) Buckley and Casson(1985) 참조.

을 경우보다 더 많은 순이익을 가져올 때 기업의 해외투자가 이루어진다는 것이다. 이 이론은 기업 부가가치활동의 水平的, 垂直的 統合을 시장거래에 대한 상대적 비용·편익분석을 통해 설명한다. 내부화 이론은 기존의 이론이 설명하지 못한 선진국간의 직접투자를 설명하는 데 기여하지만 그 자체만으로 해외투자의 요인 및 패턴을 설명하기에는 부족하다.

Vernon은 製品壽命週期(product cycle)[5]라는 개념을 사용해서 전후의 미국 다국적기업의 해외투자를 설명한다. 혁신의 결과로 얻은 기업의 경쟁우위 또는 소유권우위는 국가의 요소부존 및 시장의 구조에 의해 결정된다. 제품이 표준화되거나 성숙기에 접어들면서 기업의 경쟁우위는 제품자체의 독자성에서 제품의 생산비용을 최소화할 수 있는 능력으로 전환된다. 제품을 모방하는 기업의 등장은 비용의 효율성에 대한 압력으로 작용한다. 수요가 가격탄력적이 되어가고 노동이 중요한 비용요인이 되고 해외시장이 커짐에 따라 생산시설이 해외지역으로 이전할 유인이 커지고 결과적으로 수출대체, 역수입 등이 초래된다.

Ⅲ. 輸出, 輸入 및 海外投資의 構造變化

Ⅱ장에서 소개한 해외투자에 관한 이론은 본 논문의 목적을 위해 대체로 두가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째는 '所有權優位' 接近이다. 所有權優位의 重要性을 인정하는 OLI 패러다임은 소유권우위에 기초한 경쟁우위가 증가할 때 해외투자도 늘어남을 설명할 수 있다. 둘째는 立地的 重要性을 강조하는 '立地的 優位' 接近이다.

5) Vernon(1966) 참조.

이는 앞서 언급한 비교우위 무역이론과 거시적 이론의 기초가 되는 입지적 조건을 강조한 소위 비교우위적 접근과 입지적 우위의 중요성을 강조한 OLI 패러다임을 포괄하는 것으로, 입지적 조건에 기초한 경쟁우위가 감소할 때 해외투자가 증가함을 의미한다. 본 논문의 목적은 해외투자에 관한 이러한 두가지 접근과 본장의 수출입 및 해외투자의 구조변화 분석을 토대로 우리나라 해외투자의 요인을 분석하는 데 있다.

본장에서는 1981년부터 1994년까지의 우리나라 수출입 및 해외투자의 구조변화를 살펴보고 이를 통해 해외투자의 요인 및 양상의 분석을 위한 기초를 제공한다. 아래의 분석에서 주로 사용하게 될 변수 중 輸出比重은 제조업 수출에서 차지하는 비중으로서 어떤 산업의 수출비중의 증가는 타산업에 비해 생산여건 또는 경쟁우위가 향상됨을 의미한다.

1. 輸出入 및 海外投資構造의 變化 分析

가. 우리나라 輸出入構造의 變化

우리나라의 수출입구조의 변화를 세 시기(1981~85년, 1986~89년, 1990~94년)로 나누어서 보기로 한다. 1990~94년 기준으로 주요수출업종인 조립금속·기계장비, 섬유·의복, 석유·화학 등을 중심으로 수출패턴을 보면 다음과 같다. 우선 輸出構造를 보면 조립금속·기계장비는 우리나라 최대의 수출업종으로서 제조업 수출에서 차지하는 비중이 세 시기에 걸쳐 40.1%, 43.4%, 48.9%로 증가추세에 있다. 섬유·의복은 27.4%, 24.7%, 20%로 감소세에 있고, 석유·화학의 경우는 7.8%, 7.1%, 10.4%로 대체로 상승세에 있는 것으로 보인다. 신발·가죽의 수출비중은 1990년대에 들어와

〈표 2〉 우리나라 輸出入 構造의 變化

(단위 : %)

	1981~85(연평균)		1986~89(연평균)		1990~94(연평균)	
	수 출	수 입	수 출	수 입	수 출	수 입
음식료품	1.5	4.3	1.4	2.5	1.2	3.5
섬유 · 의복	27.4	3.8	24.7	4.8	20.1	4.9
신발 · 가죽	7.1	2.1	8.4	1.7	6.5	1.4
가구 · 목재	1.3	0.5	0.7	0.8	0.4	1.7
종이 · 제지	0.6	2.8	0.8	3.0	0.9	2.6
석유 · 화학	7.8	19.7	7.1	20.0	10.4	19.3
비금속	2.0	1.5	1.4	1.5	0.8	1.6
1차금속	8.4	10.6	6.4	12.2	6.7	11.6
조립금속 · 기계장비	40.1	53.8	43.4	52.5	48.9	52.0
기 타	3.8	0.8	5.9	1.0	4.2	1.5

註 : 각 업종의 수출 및 수입은 제조업 전체의 수출 및 수입에 대한 비중을 나타냄.

서 감소하는 경향을 보이고 있고, 음식료품, 가구 · 목재 및 비금속의 경우는 수출비중이 지속적으로 하락하는 추세에 있다.

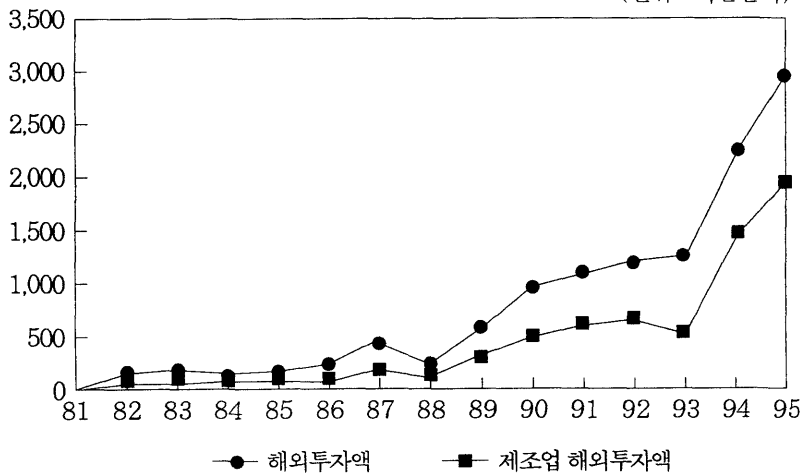
輸入構造의 변화를 주요수입업종인 조립금속 · 기계장비, 석유 · 화학, 1차금속을 중심으로 보면 다음과 같다. 조립금속 · 기계장비가 제조업 수입에서 차지하는 비중은 완만한 하락추세에 있다. 석유 · 화학의 경우는 안정적인 추세이며, 1차금속은 1990년대에 들어와서 감소추세를 보인다. 섬유 · 의복의 수입비중은 지속적으로 증가하는 추세에 있다.

나. 우리나라 海外投資의 推移 및 構造變化

우리나라의 海外直接投資는 1980년대 이후 꾸준한 增加勢를 보이고 있다. 1980년대 후반부터 해외직접투자의 증가세가 뚜렷해지고 1993년 이후에는 급격한 증가추세가 나타나고 있다. 1995년 한 해에

[그림 1] 우리나라 海外直接投資의 推移(1981~95)

(단위 : 백만달러)



〈표 3〉 우리나라 海外投資 構造의 變化

(단위 : %)

	1981~85(연평균)	1986~89(연평균)	1990~94(연평균)
음식료품	5.5	3.3	4.9
섬유 · 의복	6.5	12.7	14.1
신발 · 가죽	1.8	3.3	5.2
가구 · 목재	19.6	0.7	3.7
종이 · 제지	0.0	3.8	2.1
석유 · 화학	16.5	6.4	11.4
비금속	28.5	1.1	4.9
1차금속	2.4	39.9	7.0
조립금속 · 기계장비	18.5	26.2	36.9
기 타	2.6	2.6	9.1

註 : 각 업종의 해외투자는 제조업 전체의 해외투자에 대한 비중을 나타냄.

만 30억달러를 기록하였고 1996년에도 대폭 증가할 것으로 예상되는 등 최근에 해외직접투자는 절대액 기준으로 크게 증가하고 있다.

우리나라 해외투자의 구조변화를 주요 업종인 조립금속·기계장비, 섬유·의복, 석유·화학 등을 중심으로 보면 다음과 같다. 조립금속·기계장비의 경우 해외투자비중이 세 시기에 걸쳐 18.5%, 26.2%, 36.9%로 뚜렷한 증가추세를 보이고 있고, 섬유·의복의 경우에도 6.5%, 12.7%, 14%로 증가추세에 있다. 단, 섬유·의복은 94년 이후 감소세를 보이고 있다. 석유·화학은 1980년대 전반에는 16.5%였으나 1980년대 후반에 6.4%로 감소했다가 1990년대 들어서 다시 증가세를 보이고 있다.

다. 輸出入構造와 海外投資構造의 相關關係와 時系列 推移

각 연도별 海外投資比重과 輸出比重의 상관관계는 1980년대 중반 이후 뚜렷한 양(+)의 관계를 보이고 있다. 〈표 4〉에 의하면 1986년 이후 해외투자비중과 수출비중의 상관관계는 1987년을 제외하고는 양(+)의 관계를 가져왔음을 알 수 있다. 수출비중이 큰 부문에서 해외투자의 비중도 크다는 사실은 해외투자의 부문별 패턴이 수출의 부문별 패턴과 밀접한 關係를 가지고 있음을 의미한다.

각 연도별 해외투자비중과 수입비중의 상관관계 역시 1980년대 중반 이후 뚜렷한 양(+)의 관계를 보이고 있다. 수입비중이 큰 부문에서 해외투자의 비중도 크다는 사실은 해외투자의 부문별 패턴이 수입패턴과도 밀접함을 의미한다.

이는 수출과 수입의 비중이 전년도에 걸쳐 뚜렷한 양의 관계를 갖고 있음과 무관하지 않다. 수출의 비중이 큰 부문에서 수입의 비중이 크고 해외투자의 비중도 큰 것이다. 이는 우리나라의 무역패턴과 해외투자패턴이 밀접한 관계를 갖고 변화해 왔음을 의미한다.

〈표 4〉 輸出入比重과 海外投資比重의 相關關係와 時系列

	수출비중과 해외투자비중	수입비중과 해외투자비중	수출비중과 수입비중
	상관계수	상관계수	상관계수
1981	0.05	0.23	0.62[2]
1982	−0.20	−0.22	0.72[1]
1983	0.26	0.35	0.81[1]
1984	0.63[1]	0.83[1]	0.84[1]
1985	−0.24	−0.09	0.87[1]
1986	0.81[1]	0.93[1]	0.82[1]
1987	−0.04	0.07	0.81[1]
1988	0.89[1]	0.73[1]	0.84[1]
1989	0.34	0.38	0.83[1]
1990	0.88[1]	0.90[1]	0.84[1]
1991	0.93[1]	0.91[1]	0.88[1]
1992	0.73[1]	0.68[1]	0.92[1]
1993	0.90[1]	0.79[1]	0.93[1]
1994	0.98[1]	0.93[1]	0.95[1]

註 : 1) 5% 수준에서 유의(significant)함.
2) 10% 수준에서 유의함.

라. 主要産業 輸出入比重과 海外投資比重의 推移 및 相關關係[6]

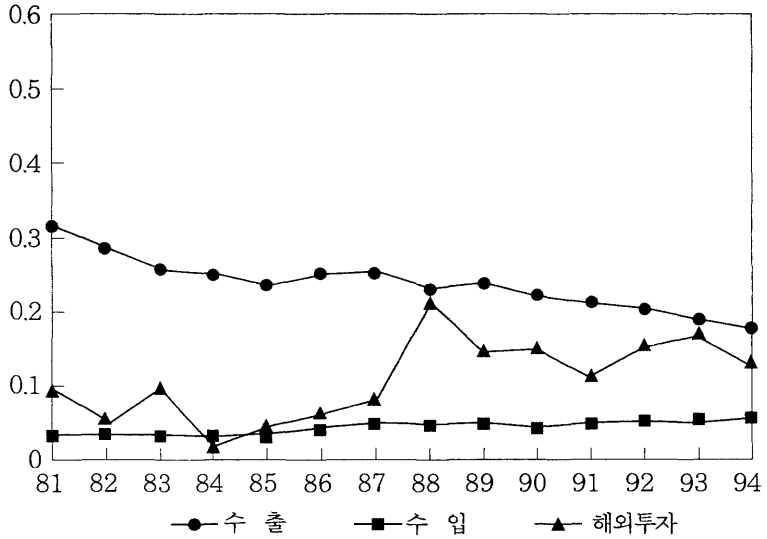
1) 纖維 · 衣服

섬유 · 의복업종은 제조업 수출에서 차지하는 비중이 1981년에 31.7%를 차지하여 조립금속 · 기계장비업종과 함께 우리나라 수출의 주력업종으로서의 위치를 차지하였다. 1981년 이후 섬유 · 의복업종의 비중이 계속 하락하여 1985년에는 24%에 이르렀고 그 이후

6) Stationarity 문제에 대해서는 표본의 크기(14개)가 매우 작으므로 제대로 검증하기 어렵다. 1차 차분(first difference)의 결과는 상이하게 나타나는데, 석유 · 화학의 경우 수출비중과 해외투자비중의 상관관계가 0.56으로 5% 수준에서 유의하고, 비금속은 수출비중과 해외투자비중의 상관관계가 −0.54로 10% 수준에서 유의하고, 그 외의 업종에서는 상관관계가 유의하지 않다.

1989년까지 약간의 등락을 거듭하다가 1989년부터 지속적으로 하락하여 1994년에는 17.6%에 이르렀다. 수입의 경우 섬유·의복이 차지하는 비중은 1981년에 3.9%를 기록하고 이후 약간의 등락을 거듭해오다가 1990년에 들어와서 완만한 증가추세를 보이고 있다. 반면 해외투자에 있어서는 섬유·의복업종이 차지하는 비중이 1981년에 9.8%로 여타업종, 즉 가구·목재, 석유·화학, 비금속 등에 비해 낮은 수준을 기록하였다. 그 이후 약간의 등락을 거듭하고 1984년 이후 완만한 증가추세를 보이다가 1988년에 급증하여 21.4%를 기록함으로써 조립금속·기계장비 다음으로 주요 해외투자 업종으로서의 위치를 차지하였다. 이후 감소추세에 접어들었고 91년 이후에 다시 반전되어 증가추세를 보였으나 1993년 이후에는 다시 감소추세로 접어든 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 섬유·의복은 1994년 제조업 해외투자의 12.6%를 차지하여 조립금속·기계장비 다음으로 해외투자의 주요 업종으로 위치하고 있다. 특이할 만한 사실은 1988년에 수출비중이 감소하고 해외투자비중은 크게 증가한 것이다. 이는 1988년의 노사분규 및 급격한 임금상승으로 노동집약적인 섬유·의복부문의 해외이전이 증가한 것에 기인한 것으로 판단된다. 1990년대 초에도 이와 유사한 현상을 볼 수 있다. 〈표 5〉를 보면 1981년부터 1994년까지 섬유·의복부문의 수출비중과 해외투자비중의 상관관계는 (−)이고, 수입비중과 해외투자비중의 상관관계는 (+)임을 알 수 있다. 또한 수출비중과 수입비중의 관계는 (−)임을 알 수 있다. 섬유·의복부문의 수출비중이 작을 때 해외투자비중이 크고, 수입비중이 클 때 해외투자비중이 컸던 것이다. 이러한 결과를 놓고 볼 때 우리나라에서의 섬유·의복부문 수출입 및 해외투자의 양상을 설명하는 데 있어서 '입지적 우위' 접근이 가능함을 추론할 수 있다.

[그림 2] 纖維·衣服部門의 輸出入比重과 海外投資比重의 推移 (1981~94)



〈표 5〉 纖維·衣服部門의 輸出入比重과 海外投資比重의 相關關係

	상관계수
수출비중과 수입비중	−0.64[1)]
수출비중과 해외투자비중	−0.52[2)]
수입비중과 해외투자비중	0.69[1)]

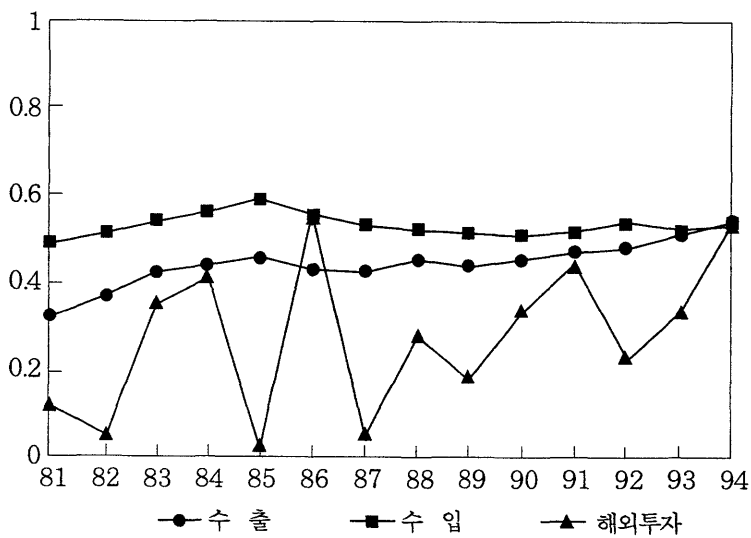
註 : 〈表 4〉와 동일함.

2) 組立金屬·機械裝備

電子, 自動車, 造船 등이 주축을 이루는 조립금속·기계장비부문이 제조업수출에서 차지하는 비중은 1981년에 32%로 섬유·의복부문과 함께 우리나라 최대 수출업종으로 위치하였다. 이후 1985년까지 증가추세를 보이고 1985년 이후 약간의 등락을 거듭하다가 1989년 이후 꾸준한 증가추세를 보였다. 1994년에는 이 부문이 제조업수출에서 차지하는 비중이 54.2%에 이르러 우리나라 최대의

수출업종의 자리를 확고히 하였다. 수입의 경우 조립금속·기계장비가 차지하는 비중은 1981년에 48.8%를 기록하고 이후 1985년까지 지속적으로 증가추세를 보여왔다. 1985년 이후 1990년까지 계속 하락세를 보여오다가 1990년 이후 약간의 등락을 보이고 있다. 이 부문은 또한 수입비중이 1994년에 53.1%를 기록하는 등 최대 수입업종으로서의 자리를 계속 지켜오고 있다. 반면 이 부문의 해외투자비중의 경우 진폭이 상대적으로 컸다. 1981년의 10.9%에서 1987년까지 큰 진폭을 보이다가 1987년 이후 대체적으로 증가추세를 보이고 있다. 1994년 현재 제조업 해외투자에서의 비중이 54.2%에 이르러 최대 해외투자업종으로 자리잡고 있다. 〈표 6〉을 보면 1981년부터 1994년까지 조립금속·기계장비부문에서 수출비중과 해외투자비중의 상관관계는 (+)임을 알 수 있다. 즉 수출비중이 클 때 해외투자의 비중도 컸던 것이다. 위의 결과에서 보건대 우리나라에

[그림 3] 組立金屬·機械裝備部門의 輸出入比重과 海外投資比重의 推移(1981~94)



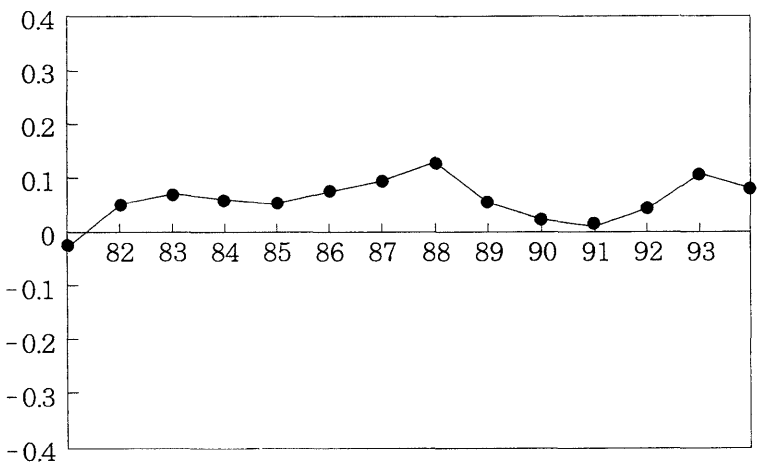
〈표 6〉 組立金屬·機械裝備部門의 輸出入比重과 海外投資比重의 相關關係

	상관계수
수출비중과 수입비중	0.30
수출비중과 해외투자비중	0.49[1)]
수입비중과 해외투자비중	0.05

註 : 1) 10% 수준에서 유의함.

서의 조립금속·기계장비부문의 수출입 및 해외투자의 양상을 설명하는 데 있어서 '입지적 우위'보다 '소유권우위'의 중요성이 상대적으로 큰 것으로 판단된다. [그림 4]에 의하면 조립금속·기계장비부문의 무역특화지수는 대체로 전년도에 걸쳐 작은 양(+)값을 갖는다. 이는 조립금속·기계장비부문의 활발한 産業內 貿易(intra-industry trade)에 기인하는 것으로 판단된다. 조립금속·기계장비부문의 산업내 무역적 특성은 독점적 경쟁구조 및 규모의 경제를 반영하는 것으로 이 부문의 해외투자 양상을 설명하는 데 있어서 OLI 패러다임이 타당함을 암시한다.

[그림 4] 組立金屬·機械裝備部門의 貿易特化指數의 推移 (1981~94)



마. 輸出入比重變化와 海外投資比重變化의 相關關係와 時系列 推移

수출입비중과 해외투자비중의 상관관계는 수출입패턴과 해외투자패턴의 관계를 보는 데는 적절하지만 상관관계가 각 업종의 規模(size)에 크게 의존한다. 따라서 각 업종의 對外競爭力 變化에 따른 해외투자패턴의 변화를 분석하기 위해서는 수출입비중과 해외투자비중의 관계보다는 수출입비중변화와 해외투자비중변화의 관계를 구해야 한다. 각 업종의 수출입비중변화와 해외투자비중변화는 다음과 같이 구해질 수 있다.

i업종의 t년도 수출비중변화($\Delta X(i,t)$)=i업종의 t년도 수출비중($X(i,t)$)−i업종의 t-1년도 수출비중($X(i,t\text{-}1)$)

i업종의 t년도 수입비중변화($\Delta M(i,t)$)=i업종의 t년도 수입비중($M(i,t)$)−i업종의 t-1년도 수입비중($M(i,t\text{-}1)$)

i업종의 t년도 해외투자비중변화($\Delta FDI(i,t)$)=i업종의 t년도 해외투자비중($FDI(i,t)$)−i업종의 t-1년도 해외투자비중($FDI(i,t\text{-}1)$)

각 연도별 수출입비중변화와 해외투자비중변화의 상관관계는 1980년대 후반부터 양(+)의 관계를 보이고 있다. 〈표 7〉에 의하면 1989년을 기점으로 수출비중변화와 해외투자비중변화의 상관관계는 대체로 양(+)의 관계로 전환하였음을 알 수 있다.[7] 1982년부터 1988년까지 수출비중변화와 해외투자비중변화의 상관관계는 1983년과 1984년을 제외하고는 음(−)의 관계를 보이고 1989년 이후에는 1992년만 제외하고는 양(+)의 관계를 보이고 있다. 〈표 8〉에 의하면 1982년부터 1988년까지의 연평균 수출비중변화와 연평균 해외투자비중변화의 상관관계는 양(+)의 값을 가지나 유의하지

7) 대부분의 상관관계가 유의하지 않다.

〈표 7〉 輸出入比重變化와 海外投資比重變化의 相關關係와 時系列 推移

	수출비중변화와 해외투자비중변화	수입비중변화와 해외투자비중변화	수출비중변화와 수입비중변화
	상관계수	상관계수	상관계수
1982	−0.16	−0.15	0.50
1983	0.30	0.31	0.71[1)]
1984	0.40	−0.17	0.40
1985	−0.60[2)]	−0.82[1)]	0.71[1)]
1986	−0.51	−0.65[1)]	0.64[1)]
1987	−0.71[1)]	0.69[1)]	−0.50
1988	−0.20	−0.85	0.00
1989	0.39	0.54	0.55[2)]
1990	0.40	0.75[1)]	0.42
1991	0.33	0.29	−0.23
1992	−0.12	−0.83[1)]	−0.14
1993	0.31	−0.48	−0.62[2)]
1994	0.83[1)]	0.67[1)]	0.34

註 : 1) 5% 수준에서 유의함.
2) 10% 수준에서 유의함.

〈표 8〉 年平均 輸出入比重變化와 海外投資比重變化의 相關關係

	연평균(1982~88)	연평균(1989~94)
수출비중변화와 해외투자비중변화	0.33	0.67[1)]
수입비중변화와 해외투자비중변화	0.24	0.45

註 : 1) 5% 수준에서 유의함.

않고 연평균 수입비중변화와 연평균 해외투자비중변화의 상관관계 역시 양(+)의 값을 가지나 유의하지 않다. 1989년부터 1994년까지의 연평균 수출비중변화와 연평균 해외투자비중변화의 상관관계는

양(+)의 값을 갖고 유의하다. 1989년부터 1994년까지의 연평균 수입비중변화와 연평균 해외투자비중변화의 상관관계는 양(+)의 값을 가지나 유의하다고 보기 어렵다.

바. 年平均 輸出入比重變化와 年平均 海外投資比重變化의 相關關係

1982년부터 1994년까지 연평균 해외투자비중변화와 연평균 수출비중변화의 상관관계는 〈표 9〉에서 보는 바와 같이 뚜렷한 양(+)의 관계이다. 또한 동 기간의 연평균 해외투자비중변화와 연평균 수입비중변화의 상관관계 역시 뚜렷한 양(+)의 관계를 보인다.

〈표 9〉 年平均 輸出入比重變化와 海外投資比重變化의 相關關係 (1982~94)

	상관계수
연평균 수출비중변화와 연평균 해외투자비중변화	0.60[1)]
연평균 수입비중변화와 연평균 해외투자비중변화	0.64[1)]

註 : 1) 10% 수준에서 유의함.

2. 主要 結果

위의 구조변화 분석에서 얻은 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

가. 海外投資構造는 輸出構造와 밀접한 양(+)의 관계를 가진다. 즉 수출비중이 상대적으로 큰 산업에서 해외투자비중도 상대적으로 크다는 사실을 발견할 수 있다.

나. 1982~88년까지 연평균적으로 수출비중의 변화와 해외투자비중의 변화는 밀접한 관계를 가졌다고 보기는 어렵다. 하지만 1989~94년까지 연평균적으로 수출비중의 변화와 해외투자비중의 변화가 유의한 양(+)의 관계를 보여 수출비중이 상대적으로 증가한 산업

에서 해외투자의 비중도 상대적으로 증가하였음을 알 수 있다.

다. 1981년부터 1994년까지 연평균적으로 수출의 비중이 상대적으로 증가한 산업에서 해외투자의 비중도 상대적으로 증가하였음을 알 수 있다.

라. 섬유·의복의 경우 수출비중이 작을 때(클 때) 해외투자비중이 크고(작고), 조립금속·기계장비의 경우 수출비중이 클 때(작을 때) 해외투자비중이 큰(작은) 경향을 보였다.

Ⅳ. 海外投資의 要因分析

본장에서는 해외투자에 관한 이론 및 구조변화 분석의 결과를 기초로 우리나라의 해외투자요인 및 패턴에 대한 설명을 시도하고자 한다.

1. 所有權優位의 重要性

해외투자의 요인에 있어서 所有權優位 또는 企業固有의 資産(firm specific asset)의 중요성이 커지고 있다. 1988년까지의 해외투자비중변화와 수출비중변화의 상관관계를 볼 때, 해외투자를 설명하는 데 있어서 '입지적 우위'와 '소유권우위'의 상대적 중요성에 차이가 없어 보인다. 하지만 1989년 이후의 해외투자비중변화와 수출비중변화의 상관관계를 볼 때 해외투자를 설명하는 데 있어서 '소유권우위' 또는 '기업고유의 자산'의 중요성이 상대적으로 커지는 경향을 볼 수 있다. 1981년부터 1994년까지의 연평균 수출비중변화와 연평균 해외투자비중변화의 양(+)의 상관관계 역시 우리의 해외직접투자에 있어서 '기업고유의 자산'의 중요성을 뒷받침해 준다.

최근에 수출비중이 증가하고 있는 조립금속·기계장비의 해외투자 증가도 이러한 맥락에서 이해될 수 있다.

2. 業種別 海外投資要因의 重要性

업종별로 해외투자요인의 중요성이 다른 것으로 보인다. 섬유·의복에서의 해외투자에는 '입지적 우위' 접근이 타당한 것으로 보인다. 즉 이 부문의 해외투자는 가격경쟁력의 약화에 따른 비용절감 목적으로 이루어진다고 할 수 있다. OLI 패러다임적 시각에서 보면 '소유권우위'의 중요성은 작고 '입지적 우위'의 중요성이 상대적으로 큰 것으로 볼 수 있다. 반면 조립금속·기계장비부문의 해외투자에는 '기업고유의 자산' 또는 '소유권우위'의 중요성이 상대적으로 큰 것으로 판단된다. 이는 이 부문의 수출비중과 해외투자비중의 양(+)의 상관관계에서 추론할 수 있다.

주요업종의 해외투자에 있어서 소유권우위, 입지적 우위, 내부화우위의 상대적 중요성 및 특성을 요약해 보면 다음과 같다.

가. 纖維·衣服 등 勞動集約的 産業

소유권우위 : 기술집약도가 낮고, 제품차별화의 정도가 낮고, 규모의 경제의 특성이 없는 등 소유권우위의 상대적 중요성이 낮음.

입지적 우위 : 낮은 노동비용으로 인한 입지적 우위의 중요성이 매우 큼. 하지만 운송비용, 각종 투자인센티브로 인한 입지적 우위의 상대적 중요성은 낮음.

내부화우위 : 상대적으로 중요성이 크지 않음.

나. 組立金屬·機械裝備 등 技術集約的 産業

소유권우위 : 기술집약도가 높고, 제품차별화의 정도가 높고, 규

모의 경제의 특성이 있는 등 소유권우위의 상대적 중요성이 큼.

입지적 우위 : 노동집약적 공정은 낮은 노동비용으로 인한 입지적 우위의 중요성이 큼. 또한 시장확보의 중요성, 운송비용, 각종 투자 인센티브, 선진기술습득 가능성 등으로 인한 입지적 우위의 상대적 중요성이 큼.

내부화우위 : 상대적으로 중요성이 큼.

3. 主要輸出業種의 地域別 海外投資要因

주요수출업종인 섬유·의복의 해외투자는 衣類·織物·絲 등을 중심으로 이루어지고 있다. 해외에서 생산되는 이 부문의 제품은 국내생산제품과 대체로 동종으로 역수입의 증가현상이 나타나고 있다. 지역별 해외투자요인은 〈표 10〉에서와 같이 동남아로의 투자는 저임금활용 및 잠재적 시장확보, 북미·유럽으로의 투자는 시장확보 목적으로 이루어지고 있다.

우리나라 최대의 수출업종인 조립금속·기계장비가 해외투자에서 차지하는 비중은 절대적이다. 이 부문에서는 중저급의 성숙기 제품을 중심으로 해외투자가 이루어지고, 고급제품은 대부분 국내

〈표 10〉 우리나라 組立金屬·機械裝備業種 海外投資의 地域別 主要要因

		동남아	북미 및 유럽
섬유·의복		저임금 활용 및 잠재적 시장확보	시장확보
조립금속·기계장비	중저급·저부가가치제품	저임금 활용 및 잠재적 시장확보	시장확보 기술습득 유리한 생산입지여건
	고급제품	없 음	기술습득

에서 생산되거나 기술습득 목적으로 선진국에서 생산되고 있다. 예를 들면 범용의 TV, 냉장고, VTR 등은 해외이전이 가속화되고 있고, 대형TV, 대형 냉장고, VTR 4Head 등의 고급제품은 대체로 국내에서 생산되고 있다. 지역별 해외투자요인은 〈표 10〉에서 볼 수 있듯이 중·저 제품의 북미·유럽으로의 투자에는 시장확보, 기술습득, 유리한 생산입지 여건 등의 요인, 동남아로의 투자에는 저임금 활용 및 잠재적 시장확보의 요인이 작용한다. 한편 고급제품의 북미·유럽으로의 해외투자는 대부분 기술습득을 위한 것으로 판단된다.

〈표 11〉은 1995년말 현재 섬유·의복과 조립금속·기계장비의 해외투자 지역분포를 동남아, 북미 및 유럽의 구분으로 표시하였다. 섬유·의복 해외투자의 대부분은 동남아 지역(66.8%)에 집중되었고, 조립금속·기계장비 해외투자는 동남아(49.3%), 북미 및 유럽(47.8%)으로 이루어졌음을 알 수 있다.

〈표 11〉 主要輸出業種의 海外投資地域 分布(1995년말 현재, 투자잔액기준)

(단위 : 백만달러)

	동남아	북미 및 유럽	전세계
섬유·의복	487.7(66.8)	77.5(11.2)	730.1(100.0)
조립금속·기계장비	1,312.7(49.3)	1,271.4(47.8)	2,660.3(100.0)

註 : ( ) 안은 지역별 비중을 나타냄.
資料 : 한국은행.

V. 業種別 海外投資要因에 관한 外國 事例

본장에서는 업종별 해외투자요인이 국가별로 다를 수 있음을 논의하기로 한다. 결과적으로 소유권우위, 입지적 우위, 내부화우위의 相對的 重要性 및 特性이 國家別·產業別로 다르고, 또한 복합적으로 작용하고 있음을 추론할 수 있다.

1. 日 本

1980년대 초반까지 일본의 해외직접투자는 완만한 증가세를 보여오다가 1985년의 플라자 합의 이후 엔고현상 등으로 인하여 급속하게 증가하였다. 1990년대 초의 세계경제 불황을 겪으면서 일본의 해외투자는 급격히 감소하게 되나 1993년 이후 다시 회복세에 있다. 〈표 12〉는 1982년부터 1993년까지의 일본의 수출 및 해외투자 패턴의 변화를 세 시기(1982~85년, 1986~89년, 1990~93년)로 나누어서 섬유·의복, 화학, 조립금속·기계장비 업종을 중심으로 보여준다.

섬유·의복의 경우 해외투자비중이 1982~85년의 3.6%에서 1986~89년에 2.5%로 감소했다가 1990~93년에는 4.7%로 다시 증가하였다. 화학의 해외투자비중도 1982~85년의 11.9%에서 1986~89년에 10.8%로 감소했다가 1990~93년에는 15.9%로 다시 증가했다. 한편 조립금속·기계장비의 경우 1982~85년의 47.8%에서 1986~89년에 53.8%로 증가했다가 1990~93년에는 47%로 감소하였다. 화학의 경우 수출비중의 변화는 해외투자비중의 변화와 같은 방향으로 이루어졌음을 알 수 있다. 조립금속·기계장비의 경우에

〈표 12〉 日本의 輸出入 構造 및 海外投資 構造의 變化

(단위 : %)

	1982~85(연평균)			1986~89(연평균)			1990~93(연평균)		
	수 출	수 입	해 투	수 출	수 입	해 투	수 출	수 입	해 투
섬유 · 의복	3.9	11.9	3.6	2.7	14.1	2.5	2.3	14.0	4.7
화 학	5.6	26.7	11.9	5.2	20.3	10.8	5.8	16.0	15.9
조립금속 · 기계장비	74.3	38.5	47.8	72.9	31.4	53.8	74.3	36.5	47.0

註 : 각 업종의 수출, 수입, 해외투자는 각각 제조업 전체의 수출, 수입, 해외투자에 대한 비중을 나타냄.

資料 : 1) 수출, 수입 자료는 *International Trade*(GATT)를 사용했음.
2) 해외투자 자료는 *International Direct Investment Statistics Yearbook*(OECD)을 사용했음.

수출비중변화와 해외투자비중변화가 반대방향으로 이루어졌음을 알 수 있다. 하지만 조립금속 · 기계장비의 경우 1993년에 수출비중이 증가하고 해외투자비중도 증가하여 종전과는 다른 양상을 보이기 시작하는 것으로 판단된다.

1982~93년까지의 각 업종의 수출입비중과 해외투자비중의 상관관계를 보면 화학산업에서의 수출비중과 해외투자비중의 상관관계만이 뚜렷한 양(+)의 관계를 보인다. 이는 일본의 화학산업 해외투자에 있어서 소유권우위의 중요성이 큼을 반영하는 것이라 할 수 있겠다. 반면 섬유 · 의복과 조립금속 · 기계장비의 해외투자를 설

〈표 13〉 각 業種의 輸出入比重과 海外投資比重의 相關關係(日本)

	수출비중과 해외투자비중	수입비중과 해외투자비중
	상관계수	상관계수
섬유 · 의복	0.03	−0.19
화 학	0.65[1)]	−0.35
조립금속 · 기계장비	0.07	−0.21

註 : 1) 5% 수준에서 유의함.

명하는 데 있어서 '입지적 우위'와 '소유권우위'의 상대적 중요성이 크게 다르지 않다고 해석할 수 있다.

2. 美 國

미국의 해외직접투자는 1980년대를 거쳐 1993년까지 지속적으로 증가추세를 보인다. 미국의 수출 및 해외투자패턴을 섬유·의복, 화학, 조립금속·기계장비 중심으로 보면 다음과 같다. 섬유·의복의 해외투자비중은 1982~85년, 1986~89년, 1990~93년에 각각 0.3%, 0.4%, 1.0%로 절대적 수준은 매우 작지만 조금씩 증가하는 추세에 있다. 화학의 경우 22.6%, 30.9%, 23.8%로 증가했다가 감소했고, 조립금속·기계장비의 경우 37%, 30.9%, 23.6%로 감소추세에 있다. 조립금속·기계장비의 경우 수출비중변화와 해외투자비중변화는 같은 방향으로 이루어졌고, 섬유·의복과 화학의 경우 1986~89년에서 1990~93년까지 수출비중변화와 해외투자비중변화가 같은 방향으로 이루어졌음을 알 수 있다.

1982년부터 1993년까지의 각 업종의 수출입비중과 해외투자비중의 상관관계를 보면 조립금속·기계장비의 수출비중과 해외투자비중, 수입비중과 해외투자비중의 상관관계가 양(+)의 관계를 보인

〈표 14〉 美國의 輸出入 構造 및 海外投資 構造의 變化

(단위 : %)

	1982~85(연평균)			1986~89(연평균)			1990~93(연평균)		
	수 출	수 입	해 투	수 출	수 입	해 투	수 출	수 입	해 투
섬유·의복	2.4	8.3	0.3	2.4	8.7	0.4	2.9	9.4	1.0
화 학	16.3	7.4	22.6	14.3	5.6	30.9	13.3	6.6	23.8
조립금속·기계장비	71.1	60.2	37.0	64.6	57.8	30.9	63.0	56.8	23.6

資料 : 〈表 12〉와 동일.

〈표 15〉 각 業種의 輸出入比重과 海外投資比重의 相關關係(美國)

	수출비중과 해외투자비중	수입비중과 해외투자비중
	상관계수	상관계수
섬유·의복	0.43	0.28
화 학	−0.15	−0.08
조립금속·기계장비	0.49[2)]	0.69[1)]

註 : 1) 5% 수준에서 유의함.
2) 10% 수준에서 유의함.

다. 또한 수출비중과 수입비중도 강한 양(+)의 관계를 가진다. 이 부문의 해외투자에 있어서 '소유권우위'의 중요성이 큼을 추론할 수 있다. 이 부문의 낮은 무역특화지수는 산업내무역의 특성을 반영한다.

3. 獨 逸

독일의 해외투자는 1980년대 초반부터 지속적으로 증가하여 1991년에 절정에 이르렀으나 이후 큰 폭의 감소세를 보이고 있다. 독일의 수출입 및 해외투자패턴의 변화는 다음과 같다. 섬유·의복의 해외투자비중은 변화가 거의 없고, 화학의 경우 1986~89년의 31%에서 1990~93년에는 20.5%로 감소했고, 조립금속·기계장비의 경우 43.6%에서 48%로 증가하였다. 화학과 조립금속·기계장비는 수출비중변화와 해외투자비중변화가 같은 방향으로 이루어졌다.

1986년부터 1993년까지의 각 업종의 수출입비중과 해외투자비중의 상관관계를 보면 화학의 수출비중과 해외투자비중, 수입비중과 해외투자비중의 상관관계가 양(+)의 관계를 보인다. 이 부문의 해외투자에 있어서 '소유권우위'의 중요성이 큼을 의미한다.

〈표 16〉 獨逸의 輸出入 構造 및 海外投資 構造의 變化

(단위 : %)

	1986~89(연평균)			1990~93(연평균)		
	수 출	수 입	해 투	수 출	수 입	해 투
섬유 · 의복	5.6	13.6	1.7	5.8	12.7	1.7
화 학	14.9	14.0	31.0	14.5	11.8	20.5
조립금속 · 기계장비	54.7	42.1	43.6	55.8	46.6	48.2

資料 : 〈表 12〉와 동일.

〈표 17〉 각 業種의 輸出入比重과 海外投資比重의 相關關係(獨逸)

	수출비중과 해외투자비중	수입비중과 해외투자비중
	상관계수	상관계수
섬유 · 의복	−0.03	−0.52
화 학	0.61[2)]	0.73[1)]
조립금속 · 기계장비	0.21	0.25

註 : 1) 5% 수준에서 유의함.
2) 10% 수준에서 유의함.

Ⅵ. 政策的 示唆點

본고에서는 우리나라의 해외투자요인을 수출입 및 해외투자구조 변화를 중심으로 살펴보았다. 해외투자의 요인이 복합적이고 해외투자에 관한 이론도 해외투자를 설명하는 데 있어서 서로 상충적이라기보다는 相互補完的임을 알 수 있었다.

최근에 주요수출업종을 중심으로 크게 증가하고 있는 해외직접투자는 많은 학자들 사이에 우려를 불러일으켰다. 수출비중이 작은 부문에서의 해외투자는 이해될 수 있지만 수출비중이 큰 부문에서

까지 해외투자가 이루어진다는 것은 국내경제에 악영향을 미친다는 것이 이러한 우려의 요체이다. 이 논문은 이에 대해 다음과 같은 점을 지적한다. 우선 해외투자는 경쟁우위가 증가하는 부문(본 논문에서는 수출비중이 커지는 부문)에서 오히려 더 자주 이루어지는 경향이 있다는 것이다. 이는 절충적 패러다임에서의 소유권우위적 요소가 해외투자의 요인 및 양상을 설명하는 데 매우 중요함을 의미한다. 우리나라 최대 수출업종인 조립금속·기계장비부문에서의 해외투자 증가도 바로 이러한 맥락에서 보면 아주 당연하다고 할 수 있다. 그리고 조립금속·기계장비부문의 해외투자 내용을 살펴보면 주로 보급률이 높은 중저급·성숙기제품 중심으로 해외투자가 이루어지고 고급제품은 주로 국내에서 생산되거나 선진기술습득을 위해 선진국에서 생산되고 있는 것으로 판단된다. 결과적으로 主要輸出業種에서의 海外投資는 오히려 당연하고 내용면에서도 國內經濟의 構造高度化를 저해하지는 않는 것으로 판단된다.

따라서 향후 해외직접투자에 대한 정책은 해외직접투자가 國內産業構造의 質的 高度化에 效果的으로 기여하는 방향으로 마련되어야 할 것이다. 해외직접투자의 증가가 국내 고부가 직종의 증가로 이어지고 이것이 저부가 직종의 감소를 상회하도록 해야 한다. 이를 위해 국내 技術基盤의 強化, 高級人力 開發 등이 필요하다. 이러한 정책이 실패하면 국내의 고용감소는 불가피할 것이며 고용감소를 우려하여 해외직접투자를 인위적으로 규제하는 것은 고용사정을 더욱 악화시킬 뿐이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

韓國開發硏究院, 『海外直接投資의 要因 · 效果 및 政策方向』, 1996.
한국산업은행, 『한국산업의 세계화 추진전략』, 1995.
한국은행, 『해외투자 통계연보』, 1996.

Buckely, P. J. and M. Casson, *The Economic Theory of the Multinational Enterprise*, London, Macmillan, 1985.

Cavesm, R., *Multinational Enterprise and Economic Analysis*, Cambridge University Press, 1982.

Dunning, J., *Multinational Enterprises, Economic Structure and International Competitiveness*, John Wiley Sons, 1985.

———, "Trade, Location of Economic Activity and the Multinational Enterprise: A Search for an Eclectic Approach," *Explaining International Production*, London, Unwin Hyman, 1988.

Ethier, W., *Modern International Economics*, Second Edition, W. W. Norton & Company, 1993.

———, "The Multinational Firm," *Quarterly Journal of Economics*, 101, 1986.

Kim, S., "Is Multilateral Rule-Making on Investment an Opportunity?: A Korean Perspective," KDI Working Paper, No. 9606, 1996.

Kojima, K., "A Macroeconomic Approach to Foreign Direct Investment," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 14, No. 1, 1973.

———, "Macroeconomic Versus International Business Approach to Direct Foreign Investment," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 23, 1982.

———, *Trade, Investment and Pacific Economic Integration: Selected Essays of Kiyoshi Kojima*, Bunshindo, 1996.

Krugman, P. and M. Obstfeld, *International Economics*, Third Edition, Harper Collins, 1994.

Vernon, R., "International Investment and International Trade in the Product Cycle," *Quarterly Journal of Economics*, 80, 1996.

OECD, *International Direct Investment Statistics Yearbook.*

WTO, *International Trade.*

〈附　　錄〉

〈표 1〉 각 業種의 輸出入比重과 海外投資比重의 相關關係

(단위 : %)

	수출비중과 해외투자비중	수입비중과 해외투자비중
	상관계수	상관계수
음식료품	0.25	0.14
섬유 · 의복	−0.52[2)]	0.69[1)]
신발 · 가죽	−0.25	−0.45
가구 · 목재	0.57[1)]	−0.29[1)]
종이 · 제지	0.20	0.12
석유 · 화학	0.12	−0.39
비금속	0.18	0.07
1차금속	−0.43	0.20
조립금속 · 기계장비	0.49[2)]	0.05
기　타	−0.31	0.82

註 · 1) 5% 수준에서 유의함.
2) 10% 수준에서 유의함.

〈표 2〉 業種別 輸出入 및 海外投資比重의 年平均 變化(1982～94)

	수출비중	수입비중	해외투자비중
음식료품	−0.000841	−0.0024788	−0.004960
섬유 · 의복	−0.010848	0.0011474	0.002158
신발 · 가죽	−0.002280	−0.0006035	0.004587
가구 · 목재	−0.001846	0.0011212	−0.015851
종이 · 제지	0.000128	−0.0008953	0.001223
석유 · 화학	0.003284	−0.0016960	−0.016013
비금속	−0.001740	0.0001517	−0.006933
1차금속	−0.002711	−0.0006428	−0.001734
조립금속 · 기계장비	0.017058	0.0033317	0.032412
기　타	−0.000202	0.0005645	0.005110

〈표 3〉 業種別 輸出入 및 海外投資比重의 年平均 變化(1982~88)

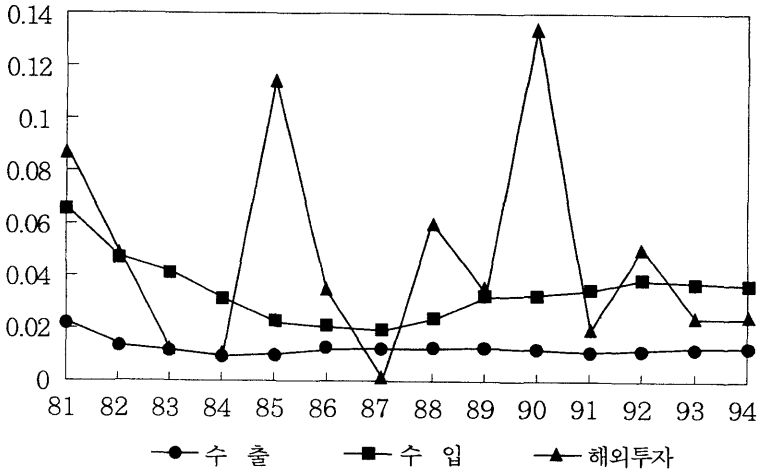
	수출비중	수입비중	해외투자비중
음식료품	−0.001351	−0.0061276	−0.004004
섬유 · 의복	−0.011988	0.0012555	0.016540
신발 · 가죽	0.002274	−0.0008269	0.010611
가구 · 목재	−0.002960	0.0008476	−0.028586
종이 · 제지	0.000160	−0.0005681	0.018738
석유 · 화학	0.000866	−0.0003523	−0.024860
비금속	−0.002464	0.0003712	−0.017703
1차금속	−0.004389	0.0010727	0.000227
조립금속 · 기계장비	0.018384	0.0042263	0.023613
기 타	0.003522	0.0001017	0.005424

〈표 4〉 業種別 輸出入 및 海外投資比重의 年平均 變化(1989~94)

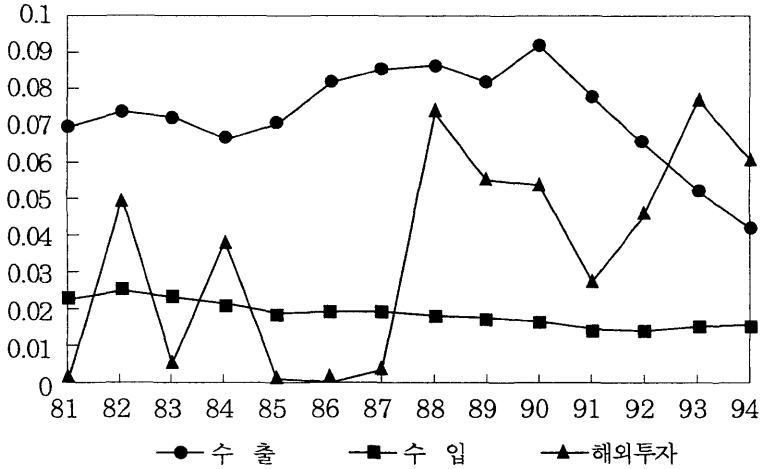
	수출비중	수입비중	해외투자비중
음식료품	−0.000247	0.0017781	−0.006075
섬유 · 의복	−0.009518	0.0010212	−0.014622
신발 · 가죽	−0.007594	−0.0003429	−0.002441
가구 · 목재	−0.000547	0.0014405	−0.000994
종이 · 제지	0.000464	−0.0012771	−0.019212
석유 · 화학	0.008125	−0.0032638	−0.005691
비금속	−0.000896	0.0001043	0.005633
1차금속	−0.000753	0.0026443	−0.004021
조립금속 · 기계장비	0.015511	0.0022881	0.042678
기 타	−0.004547	0.0011045	0.004745

[그림 1] 각 業種의 輸出入比重과 海外投資比重의 推移(1981~94)

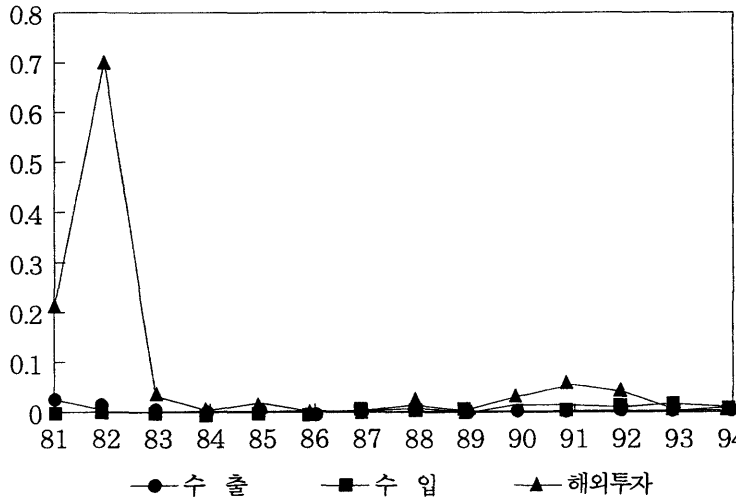
1) 음식료품



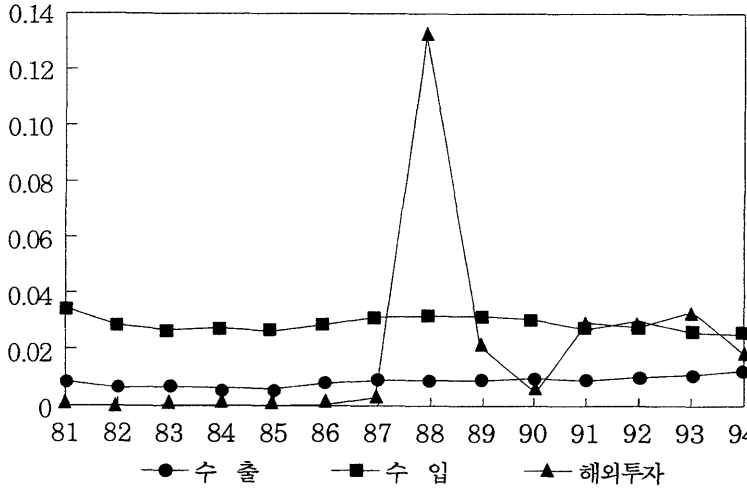
2) 신발 · 가죽



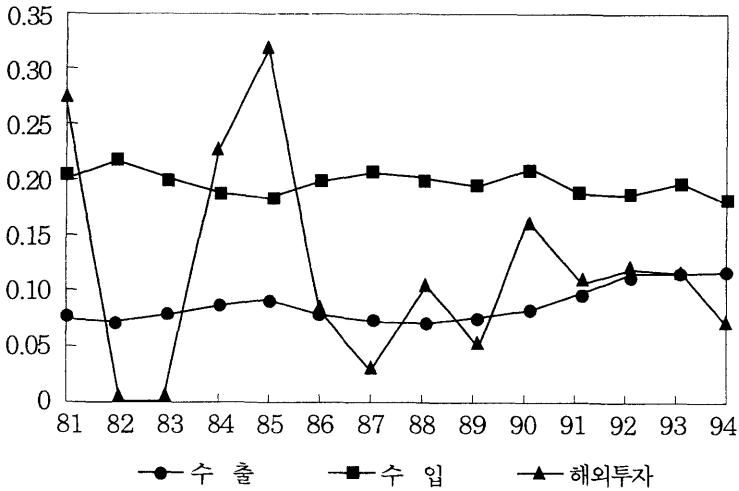
3) 가구 · 목재


0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0
81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94
수 출
수 입
해외투자

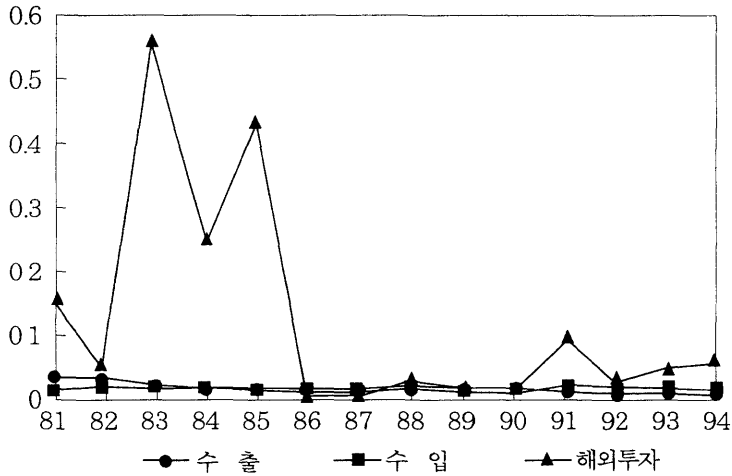
4) 종이 · 제지


0.14
0.12
0.10
0.08
0.06
0.04
0.02
0
81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94
수 출
수 입
해외투자

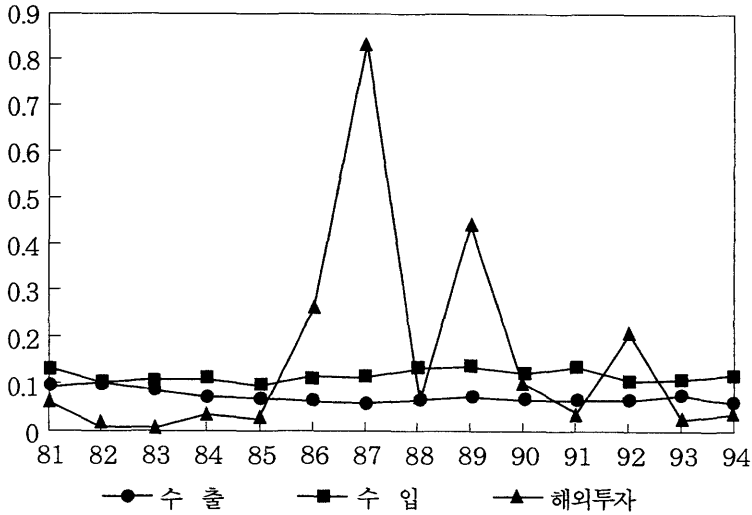
5) 석유 · 화학


0.35
0.30
0.25
0.20
0.15
0.10
0.05
0
81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94
수 출
수 입
해외투자

6) 비금속


0.6
0.5
0.4
0.3
0 2
0 1
0
81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94
수 출
수 입
해외투자

7) 1차금속


0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0
81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94
수 출
수 입
해외투자

論 評

金 準 東

(對外經濟政策硏究院)

최근에 들어와 우리나라의 해외직접투자가 급증하고 이에 따른 산업공동화의 우려가 논의되고 있는 상황에서 이 논문은 우리나라 해외직접투자의 요인을 분석하고 다른 나라의 사례와 비교하여 봄으로써 향후 우리나라 해외직접투자의 방향에 대한 정책시사점을 도출하여 보았다는 데 의의가 있다.

이 논문은 해외직접투자의 결정요인에 관한 이론 중 折衷的(eclectic) 패러다임(OLI 패러다임이라고도 함)에 기초하여 우리나라 각 산업에서의 해외직접투자에 대해 立地的 優位(locational advantage)와 所有權優位(ownership advantage)의 상대적 중요성을 비교하려는 데 목적을 두었다.

일반적으로 해외직접투자는 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 결정된다고 볼 수 있다. 예를 들어, 기술우위, 즉 소유권우위를 지닌 기업이 글로벌경영 전략에 따라 해외투자를 고려할 때에도 최종 투자지역의 결정시에는 여러 투자대상 후보지역 중 각 후보지의 시장잠재력, 임금, 공장부지 가격, 부품조달의 용이성, 인프라, 그리고 투자인센티브 등 입지적 우위에 따라 최종 후보지를 결정하게 되므로 해외투자 결정요인상 소유권우위와 입지적 우위가 混在되어 있게 마련이다.

따라서 OLI 패러다임에 따른 투자요인 중 입지적 우위와 소유권우위를 상대적으로 비교분석하기 위해서는 시장잠재력, 임금 및 공장부지 가격을 비롯한 생산비, 인프라, 투자인센티브 등 입지적 우위를 나타내는 변수와 연구개발비용, 특허권, 광고비 등 소유권우

위를 나타내는 변수를 동시에 사용하여 추정하는 것이 最善의 방법이겠으나, 현실적으로 이러한 변수에 대한 충분한 자료를 수집하는 것이 극히 어려운 실정이다.

이와 같은 이유로 인하여 이 논문에서는 次善의 방법으로 총수출과 총해외직접투자에서 차지하는 각 산업의 수출비중과 해외직접투자 비중의 相關關係를 사용하여 분석하였다. 즉 수출비중의 감소로 표시되는 경쟁우위의 감소가 해외직접투자 비중의 증가와 병행되면 입지적 우위의 중요성이 크다고 보고, 수출비중이 증가하여 경쟁우위가 증대되면서 해외직접투자가 늘어날 때에는 소유권우위의 중요성이 큰 것으로 보았다.

그러나 수출비중과 해외투자간의 因果關係에 대한 규명 없이, 이와 같이 단순한 상관관계의 추정만으로는 입지적 우위와 소유권우위의 상대적 중요성을 판별하는 데 한계가 있다고 할 수 있다. 즉 수출비중과 해외투자비중간에 正(+)의 상관관계가 높게 나타났을 때 그것이 소유권우위의 요인으로 인해 수출비중이 늘어나고 해외투자비중을 증가시킨 것이 아니라, 해외투자가 수출과 相互 補完的인 관계를 가져서 해외투자의 증가가 수출을 증가시킨 것을 나타낼 수도 있기 때문이다. 반대로 수출비중과 해외투자비중간에 負(−)의 상관관계가 나타났을 때도 국내의 생산비상승으로 인해 수출비중이 감소하고 입지적 우위를 찾아 해외투자를 증가시키게 된 것이 아니라, 해외투자와 수출이 서로 代替的이어서 해외투자의 증가가 수출을 감소시킨 것을 나타낼 수도 있기 때문이다. 그러므로 해외투자와 수출의 변화를 분석하여 해외투자의 요인을 판별하기 위해서는 양자간의 인과관계를 명확히 파악하여야 하는 것이 요구된다.

이 논문에서 사용한 상관관계 분석을 기술적 측면에서 볼 때 이 논문은 업종별 요인분석에 있어서는 과거 14년간의 연도별 해외투자자료를 사용하였다. 이와 같이 時系列資料(time-series data)를

사용하여 상관관계를 분석할 경우 橫斷面資料(cross-sectional data)의 경우와는 달리 자료의 靜態性(stationarity)이 중요하다. 자료가 정태적이지 않은 상태에서 얻은 상관관계는 "擬似關係(spurious relationship)"라 하여 실제 두 변수간에 아무런 관계가 없는 경우에도 밀접한 관계가 있는 것으로 나타나기 때문이다.

실제 이 논문의 註 6)에서와 같이 1차차분을 택한 후의 분석결과 섬유·의복과 조립금속·기계장비부문에서 수출비중과 해외투자비중의 상관관계가 유의하지 않은 것으로 나타난 것은 이와 같은 정태성의 문제를 해결하지 않고 분석한 결과를 바탕으로 내린 이 논문의 결론에 대해 문제점을 제기할 수 있는 것이고, 이것은 자료 관측치의 수가 절대적으로 부족한 상황에서 時系列分析을 시도하였다는 데 무리가 있다는 것을 반영한다고 할 수 있다.

끝으로 최근 우리나라 기업, 특히 대기업들의 해외투자 사례를 보면 해외투자 결정에 있어서도 'lead-follow'의 패턴이 나타나고 있다. 즉 어느 한 기업이 해외투자를 결정하게 되면 국내 獨寡占市場을 형성하고 있는 다른 기업들이 경쟁적으로 해외투자를 결정하게 되는 경향을 갖고 있다. 따라서 우리나라 해외직접투자의 요인분석을 위한 향후 연구과제로서 이러한 'bandwagon' 효과를 분석하여 보는 것도 관심있는 과제가 될 것이다.

朴 埈 卿

(本院 先任硏究委員)

이 논문에서는 해외직접투자의 증가를 산업공동화와 연결하여 우려하는 견해에 대하여 해외직접투자가 소유권우위의 가설로 설명될 수 있다는 실증분석을 제시하고 있다. 산업별 수출비중·직접투자비중의 상관관계의 추정결과를 검토하고, 소유권우위의 가설에 부합하는 조립

금속·기계장비와 입지적 우위의 가설에 부합하는 섬유·의류를 대비하면서 직접투자가 국내경제의 구조고도화에 기여하며 이러한 기여를 효과적으로 제고하는 정책이 필요하다는 정책적 시사점을 도출하였다.

상관관계의 추정결과가 해외직접투자가 산업구조의 고도화에 기여한다는 점을 부정하지는 아니하지만 산업구조의 고도화가 진행되는 가운데 국내총생산에서 점하는 제조업의 비중이 저하할 수 있다는 가능성에 대해서는 시사하는 바가 없으므로 산업공동화에 대한 충분한 답변은 아닌 것으로 판단된다.

80년대에 기술혁신이 가속되고 기업활동의 세계화가 진행되면서 개별기업과 지역경제의 경쟁우위는 혁신능력을 의미하게 되었고 국가경쟁우위의 원천으로 정보공유와 공동학습을 통하여 혁신활동의 상승효과를 증폭시키는 국가혁신체제가 논의되기 시작하였다. 기술혁신을 선도하는 다국적기업은 세계전역을 대상으로 생산·판매·연구개발거점을 확보하고 세계시장·세계자원의 최적활용을 위한 네트워크를 구축하여 기업내 세계분업을 전개한다. 다국적기업이 세계전역에서 혁신활동의 최적입지를 선정하는 기술혁신의 세계화가 확산되어 국가혁신체제를 구축하려는 정부정책의 의미가 퇴색한다는 견해도 있으나 실제로 세계화를 주도하는 다국적기업은 국가혁신체제가 발전한 미국계·유럽계·일본계 기업이며 이러한 다국적기업의 연구개발활동은 본국에 집중되어 있고 해외연구개발활동도 주로 미국·유럽·일본에 입지하고 있다. 신기술의 이용에서는 세계화가 진행되었으나 신기술의 창출은 미국·유럽·일본에 집중되고 있으며 이러한 경향은 일층 강화될 것으로 예상된다.[1] 세계시장에서 경쟁우위를 확보하는 혁신능력이 취약하여 주로 지역시장에서 활동하는 지역기업은 다국적기업과 제휴하여 생산·판매에 특화하거나 독자적으로 모방개발과 비용우위의 경쟁전략을 전개하지만 제휴관계의 불안정이나 비용우위의 한계로 인하

1) Archibugi and Mıchie(1995), Patel(1995) 참조.

여 지역시장에서도 도태될 위험이 있다. 다국적기업의 혁신활동을 유치하기 위해서는 지역혁신체제의 구축이 요구되며, 혁신능력이 취약하여 생산기지로서만 기능하는 지역경제는 환경변화에 대한 적응력이 취약하여 쇠락할 위험이 있다.

다국적기업의 세계화가 본국에서 産業空洞化를 초래한다는 우려도 제기되고 있으나 미국계 다국적기업은 해외자회사를 통한 수출에 의하여 미국의 수출증대에 기여했다.[2] 다국적기업의 세계화는 국내에서 저소득 직종의 고용감소를 수반하지만 고소득 직종의 고용창출에 기여하고 국가경쟁우위의 원천인 국가혁신체제의 발전을 주도한다. 중단기 경제성과에 영향을 미치는 동시에 국가혁신체제의 발전을 주도하여 장기적 국가경쟁우위에 기여하는 자국계 다국적기업의 혁신활동이 지니는 전략적 중요성을 인식하여 주요선진국 정부는 자국계 다국적기업의 혁신활동과 세계화를 지원한다. 대형화되고 불확실성이 증대하는 연구개발투자의 비용을 회수하고 차세대 핵심역량의 배양에 재투자하기 위한 재원을 확보하기 위하여 다국적기업의 세계화는 필연적이다.

다국적기업에 의한 생산의 세계화로 산업내 분업이 확대되는 가운데 주요선진국의 산업구조는 지속적인 제품·공정의 혁신·개량에 의하여 경쟁우위를 확보하는 분야 중심으로 재편되며 상품수출도 이러한 분야에 특화하는 경향을 나타낸다.[3] 이러한 변화는 기업의 세계화가 상당히 진전된 미국이나 유럽지역에서 다국적화가 상당히 진전된 독일에 비하여 일본에서 급속히 진행되며 아시아지역에서 역내분업이

2) 1993년에 海外子會社에 대한 미국계 다국적기업의 수출은 미국수출의 28%(1,307억달러)를 점했으며 미국수출의 23%(1,050억달러)가 企業內 貿易이었다. 미국계 해외자회사로부터의 逆輸入은 미국수입액의 21%(1,222억달러)를 점했다. 미국계 다국적기업에 의한 貿易收支는 흑자를 지속하였다. 1985년에 8,955억달러에 달했던 미국계 해외자회사의 매출액(현지판매 및 수출)은 1993년에 1조5,739억달러로 증가하였다. 角田匠, 「日米の産業空洞化」, 『YRI證券月報』, 1996. 4, pp. 10~12 참조.

3) M. Storper, "The Limits to Globalization: Technology Districts and International Trade," *Economic Geography*, January 1992, pp. 60~93.

확대될 것이다. 기업의 다국적화에서 후발국인 일본은 미국·독일에 비하여 제조업의 해외생산비율과 전문기술직의 취업비중이 현저하게 낮다. 제조업 취업자에서 점하는 전문기술직의 비중이 미국에서 11.8%(1989년), 독일에서 10.2%(1986년)였으나 일본에서는 4.7%(1990년)에 불과하였고 반면에 생산·운수직의 취업비중은 미국에서 59.8%, 독일에서 61.6%였으나 일본에서는 72.0%에 달하였다.[4] 국가경제의 지식기반(knowledge base)과 다국적기업의 핵심역량이 다국적화의 단계와 수출특화에 반영되는 것이다.

〈表 1〉 海外生産比率의 推移

(단위 : %)

	日 本				美 國			
	1982	1989	1993	2000	1977	1982	1989	1993
化 學	3.1	3.8	7.0	6.7	36.1	39.5	41.7	45.4
一般機械	4.0	3.8	5.8	11.8	27.4	24.9	44.8	41.0
電氣機械	8.9	11.0	12.6	17.3	29.1	24.8	33.3	25.5
運送機械	6.1	14.3	17.2	28.3	35.6	43.1	45.4	43.4
製造業	3.2	5.7	7.4	12.3	18.4	18.3	23.7	24.5

註 : 海外現地法人賣出額/國內賣出額
資料 : 野村總合硏究所.

〈表 2〉 主要先進國의 輸出比重과 貿易特化

(단위 : %)

	美 國	日 本	獨 逸	이탈리아
供給者主導型	13.70(−39.82)	12.10(33.91)	18.63 (3.56)	41.57 (57.57)
規模集約型	27.71(−29.43)	57.18(74.69)	44.27(32.71)	26.90(−0.15)
專門供給者型	28.29 (21.38)	23.25(74.50)	25.36(46.46)	21.99 (32.78)
科學基盤型	30.29 (43.28)	7.47(20.11)	11.74(13.91)	8.54(−5.91)

註 : 괄호 안의 數値는 貿易特化係數, (輸出−輸入)/(輸出+輸入)임.
資料 : M. Storper, "The Limits to Globalization: Technology Districts and International Trade," *Economic Georgaphy*, January 1992.

4) 經濟企劃廳 總合計劃局(編), 『2010年への選擇シリーズ, 技術と産業の新たなる挑戰』, 1991 참조.

論評 및 書評 寄稿案內

本誌 編輯委員會는 本誌에 발표된 論文과 本院에서 발간된 單行本 및 각종 報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評과 書評의 寄稿를 기다리고 있습니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 또는 國家政策上의 爭點을 表出시켜 앞으로의 研究課題와 政策方案 設定에 寄與하고, 아울러 實質的이고 建設的인 批判과 討論의 習慣을 造成하자는 趣旨에서 아래와 같은 要領으로 원고를 모집하고 있습니다. 讀者 여러분의 많은 參與를 바랍니다.

〉아　　래〈

1. **원고분량** : 200자 원고지 기준 30장 안팎(PC로 작성한 원고는 겉장에 200자 원고지 기준 총분량을 표시할 것)
2. **원고내용** : 論評은 해당 논문에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 내용으로 하여 가급적이면 論文이 발표된 후 3개월 이내로, 書評은 해당 보고서의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 앞으로의 研究課題 提示를 내용으로 하되 원칙적으로 보고서가 발간된 후 6개월 이내로 작성하여 주시기 바람.
3. **제 출 처** : 우편 또는 인편으로 『KDI 政策研究』 編輯委員長에게 제출하여 주시기 바람.
4. **기　　타** : 제출된 원고는 本院이 정한 審査節次를 거쳐 싣게 되며, 채택된 원고는 稿料를 드림.

研究報告書 案內

第71-01卷	企業整理에 대한 意見	金滿堤
第71-02卷	金利引下의 可能性	金滿堤
第71-03卷	農業開發戰略과 米穀需給政策의 評價	金滿堤
第72-01卷	總資源豫算을 위한 成長戰略(1972~73年)	KDI
第72-02卷	새 政策의 選擇을 위한 決斷	金滿堤
第72-03卷	1973年度 豫算規模의 計測	朴宗淇 金完淳
第72-04卷	開館紀念 심포지움 發表論文集	KDI
第72-05卷	韓國經濟 安定化를 위한 提言	下村治
第72-06卷	成長과 安定政策에 관한 硏究	KDI
第72-07卷	長短期計劃을 위한 諸模型(잠정)	金榮奉 外
第73-01卷	主要原資材에 대한 國際市場 分析과 價格展望	KDI
第73-02卷	社會保障年金制度를 위한 方案	朴宗淇 金大泳
第73-03卷	韓國經濟의 產業聯關分析	宋丙洛
第73-04卷	主要穀物의 國際需給事情과 價格動向	KDI
第73-05卷	우리나라 敎育投資의 經濟的 價値分析	南祐鉉 鄭暢永
第73-06卷	우리나라 交通計劃과 政策	宋丙洛
第74-01卷	政府 主要農產物 備蓄事業效果分析	文八龍 柳炳瑞
第74-02卷	輸出 100億弗 目標와 歐洲市場展望	洪元卓 外
第74-03卷	重化學工業推進을 위한 國家持株會社의 活用方案	司空壹 外
第74-04卷	公企業 任員의 社會的 背景	兪 焄
第75-01卷	豫算制度 改善에 관한 硏究	金迪敎
第75-02卷	서울市內 生產 및 所得推計(1973)	金大泳
第75-03卷	우리나라 商品輸出의 長期展望(1973~81)	宋熙秊 外

第75-04卷	우리나라 敎育의 需要形態 및 經濟成長 寄與分析	金榮奉
第75-05卷	우리나라 人口의 推計(1960～2040)	金大泳
第75-06卷	鐵鋼景氣의 測定分析과 豫測模型	金胤亨
第75-07卷	鐵鋼產業의 景氣와 長期需要展望	宋熙秊
第75-08卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1974)	金大泳 洪性德
第75-09卷	韓國製造業의 賃金隔差構造	金光錫 外
第75-10卷	韓國 首都圈의 空間經濟分析	宋丙洛
第75-11卷	韓國 에너지產業의 需要分析과 豫測	金胤亨 金炳穆
第75-12卷	우리나라 貿易構造의 推定(1977～86)	洪元卓
第75-13卷	內國稅의 稅目別 稅收豫測方法	朴宗淇
第75-14卷	纖維工業의 成長過程과 生產構造	金榮奉
第76-01卷	우리나라 人口移動의 特徵(1965～70)	金大泳 李孝求
第76-02卷	長期雇傭 및 技術人力計劃	金秀坤
第76-03卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1975)	金大泳 洪性德
第77-01卷	農家所得의 決定要因 分析	姜奉淳 文八龍
第77-02卷	IBRD借款 中規模型 水利事業 評價分析	文八龍 外
第78-01卷	1968～73年 韓國鑛工業 產業資本스톡推計	朱鶴中
第78-02卷	合板工業의 成長	宋熙秊 孫炳岩
第79-01卷	우리나라 製造業의 生產性分析(1966～75)	金迪敎 孫讚鉉
第79-02卷	輸送部門의 投資事業審査指針	鄭丙壽
第79-03卷	韓國海外移民硏究	洪思媛 金思憲
第79-04卷	石油化學工業의 長期展望	金浩卓
第79-05卷	韓國의 育兒費와 出產力	具成烈
第79-06卷	韓國機械工業의 構造와 展望	金迪敎 編
第79-07卷	韓國의 칼라TV工業	金榮奉
第79-08卷	韓國經濟의 短期豫測模型	李天杓

第79－09卷	韓國의 輸入構造 및 輸入政策	徐錫泰
第80－01卷	水資源·工業團地造成部門의 投資事業審査分析	林栽煥
第80－02卷	인플레와 企業成長能力	張榮光
第80－03卷	農業機械化의 政策課題	文八龍
第80－04卷	產業別 投入係數의 變化와 推定	金圭朱
第80－05卷	韓國의 自動車工業	李徹熙
第80－06卷	農業機械化의 投資效果分析	林栽煥
第81－01卷	社會保障制度改善을 위한 硏究報告書	朴宗淇 外
第81－02卷	韓國金屬工業의 展望과 政策課題	南宗鉉 編
第81－03卷	自動車工業의 發展方向과 政策	金榮奉
第81－04卷	福祉社會의 人力政策과 職業安定	金秀坤 外
第81－05卷	固體廢棄物 管理現況과 改善方案	鄭文植
第81－06卷	5次計劃을 위한 都市化問題의 硏究	宋丙洛
第81－07卷	韓國製造業의 產業集中分析	李奎億 徐鎭敎
第81－08卷	農業信用事業의 經濟性分析	林栽煥
第81－09卷	韓國 資本主義經濟體制 發展을 위한 硏究	黃秉泰
第81－10卷	韓國의 產業誘因政策과 產業別 保護構造分析	南宗鉉
第81－11卷	對外去來自由化와 韓國經濟	金重雄
第81－12卷	景氣綜合指數作成에 관한 硏究報告書	徐相穆 編
第81－13卷	貧困의 實態와 零細民對策	徐相穆 外
第82－01卷	糧政轉換을 위한 食糧安保備蓄制度	柳炳瑞
第82－02卷	名目 및 實效保護率 構造의 長期的 變化	金光錫 洪性德
第82－03卷	韓國製造業의 產業別 生產構造	金栽元
第82－04卷	勞使關係 事例硏究	金秀坤 外
第82－05卷	國家豫算과 政策目標(1982年度)	朴宗淇 李奎億 編
第82－06卷	1960～77年 韓國產業資本스톡推計	朱鶴中 外

第82－07卷	農外所得增大를 위한 綜合對策	柳 炳 瑞 外
第82－08卷	主要農業政策 改善方案	柳 炳 瑞 外
第82－09卷	產業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案	楊 秀 吉
第83－01卷	醫療保險의 政策課題와 發展方向	延 河 淸 外
第83－02卷	世界經濟環境變化와 當面課題	金 重 雄
第83－03卷	勞使關係 政策課題와 方向	金 秀 坤 編
第83－04卷	80年代 勞使關係發展을 위한 懇談會 報告書	KDI
第83－05卷	勞使協議制 硏究	朴 世 逸 外
第83－06卷	都給組織의 現況 및 都給去來의 增進方案	金 栽 元
第83－07卷	國家豫算과 政策目標(1983年度)	崔 洸 編
第83－08卷	短期金融市場의 當面課題와 發展方向	李 德 勳
第83－09卷	經濟安定化政策과 企業經營의 改善	洪 炳 裕
第83－10卷	都市行政의 發展的 機能과 改善方向	黃 仁 政
第84－01卷	韓國稅制의 主要政策課題와 改善方向	崔 洸 編
第84－02卷	退職金制度의 問題點과 改善方向	閔 載 成 外
第84－03卷	國家豫算과 政策目標(1984年度)	金 重 雄 崔 洸 編
第84－04卷	金融國際化의 當面課題와 政策方向	金 重 雄 外
第84－05卷	인플레期待와 經濟安定	李 啓 植
第84－06卷	市場과 市場構造	李 奎 億 外
第85－01卷	產業高度化에 따른 農業構造의 改編方向	宋 大 熙 柳 炳 瑞
第85－02卷	企業結合과 經濟力集中	李 奎 億 外
第85－03卷	乘法 季節ARIMA模型의 構造識別方法	呂 運 邦 孫 英 淑
第85－04卷	海外先物市場의 活用方案	李 烘 外
第85－05卷	減價償却制度와 資本所得課稅	郭 泰 元
第85－06卷	第2金融圈의 發展과 業務領域調整	李 德 勳
第85－07卷	國家豫算과 政策目標(1985年度)	李 啓 植 郭 泰 元 編

第85-08卷	特許制度의 經濟的 效果分析	鄭鎭勝
第86-01卷	租稅政策과 稅制發展	郭泰元 李啓植 編
第86-02卷	金融產業發展에 관한 硏究, 1985~2000	朴英哲 外
第86-03卷	私學運營의 課題와 改善方案	朴烜求 外
第86-04卷	國家豫算과 政策目標(1986年度)	郭泰元 李啓植 編
第86-05卷	國民年金制度의 基本構想과 經濟社會 波及效果	閔載成 外
第86-06卷	Social Development in Action	黃仁政
第86-07卷	Financial Development Policies and Issues	金重雄 編
第86-08卷	Industrial Development Policies and Issues	李奎億 編
第86-09卷	證券市場의 發達과 機關投資家의 役割	李德勳 張忠植
第87-01卷	商品去來所의 設立에 관한 硏究	李 炫 外
第87-02卷	公企業經營評價의 理論的 背景과 技法	宋大熙 外
第87-03卷	우리나라 金融政策運營現況과 改善方案	鄭健溶
第87-04卷	Macroeconomic Policy and Industrial Development Issues	司空壹 編
第87-05卷	Human Resources and Social Development Issues	司空壹 編
第87-06卷	國家豫算과 政策目標(1987年度)	延河淸 李啓植 編
第87-07卷	에너지部門의 政策課題와 改善方案	李 炫
第87-08卷	住宅金融의 現況과 發展方向	姜文秀 金重雄
第87-09卷	地方工業의 特性과 育成政策	金鍾基 外
第88-01卷	公企業의 民營化에 관한 硏究	姜信逸
第88-02卷	社會保障制度의 政策課題와 發展方向	延河淸 外
第88-03卷	金融先物과 옵션市場의 活用方案	李 炫 外
第88-04卷	社會福祉傳達體系의 改善과 專門人力活用方案	徐相穆 外
第88-05卷	國家豫算과 政策目標(1988年度)	郭泰元 李啓植 編
第88-06卷	日本經濟社會의 進化와 韓日貿易	李奎億 外

第88-07卷	輸入自由化의 經濟的 效果와 產業調整政策	金光錫
第89-01卷	리스產業의 發展方案	李 烘 外
第89-02卷	硏究開發과 市場構造 및 生產性	金迪敎 趙炳澤
第89-03卷	產業技術開發支援政策의 現況과 改善方案	鄭俊石
第89-04卷	國家報勳報償制度의 改編方案	閔載成 金龍夏
第89-05卷	經濟規制와 競爭政策	李奎億 編
第89-06卷	國家豫算과 政策目標(1989年度)	沈相達 李啓植 編
第89-07卷	金融環境變化와 綜合金融會社의 位相	南相祐 外
第89-08卷	經濟의 國際化와 中小企業의 產業調整	朴埈卿
第90-01卷	稅收推計 模型開發에 관한 硏究	盧基星 外
第90-02卷	韓國의 適正賃金	張鉉俊 金在源
第90-03卷	地方公企業의 課題와 發展方向	宋大熙
第90-04卷	企業集團과 經濟力集中	李奎億 李在亨
第90-05卷	醫療保險制度의 改善을 위한 政策方案	權純源 外
第90-06卷	證券產業發展을 위한 硏究	李永琪 外
第90-07卷	地域發展과 地方財政	李啓植 外
第90-08卷	韓國의 退職金制度와 企業年金制度 導入方案	閔載成 外
第90-09卷	中產層實態分析과 政策課題	延河淸 外
第90-10卷	中小企業의 產業調整과 中小企業支援施策의 改善方向	姜文秀 外
第90-11卷	經濟規制와 競爭政策(II)	李奎億 編
第90-12卷	國家豫算과 政策目標(1990年度)	宋大熙 權純源 編
第90-13卷	經濟開放과 巨視經濟運用	朴元巖 外
第90-14卷	國民年金財政의 安定化를 위한 政策課題 및 方向	南相祐 外
第91-01卷	開放化와 下都給體制의 改編	金周勳 趙觀行
第91-02卷	法經濟硏究(I)	李奎億 外

第91-03卷	金利自由化의 課題와 政策方向	南相祐 外
第91-04卷	國家豫算과 政策目標(1991年度)	李啓植 盧基星 編
第91-05卷	國民年金基金의 福祉部門 活用方案	閔載成 外
第91-06卷	產業化過程과 經濟制度의 對應	李奎億 編
第92-01卷	우루과이라운드의 規律分野協商과 產業·貿易政策의 改善方向	南宗鉉 張義泰
第92-02卷	地方自治制 實施에 따른 中央·地方財政機能의 再定立	宋大熙 盧基星 編
第92-03卷	廣告의 產業組織과 規制	李奎億 劉承旻
第92-04卷	舊東獨의 私有化方案 및 失業對策	高日東 外
第92-05卷	構造變化와 雇傭問題	朴埈卿 金政鎬
第92-06卷	製造業의 總要素生產性動向과 그 決定要因	金光錫 外
第92-07卷	國家豫算과 政策目標(1992年度)	宋大熙 柳一鎬 編
第92-08卷	韓國經濟의 產業貿易模型	李元暎
第93-01卷	國內銀行의 經營效率性 比較分析	孫承泰
第93-02卷	產業保護와 誘因體系의 歪曲	兪正鎬 外
第93-03卷	國家豫算과 政策目標(1993年度)	宋大熙 文亨杓 編
第93-04卷	韓國의 老齡化 推移와 老人福祉對策	閔載成 外
第93-05卷	低所得層의 生活安定과 自立對策	權純源 外
第94-01卷	地域金融의 活性化와 새마을금고의 發展	李德勳 外
第94-02卷	產災保險 財政運營方式 開發에 관한 硏究	閔載成 外
第94-03卷	美日構造調整協議의 展開와 競爭政策	崔鍾元
第94-04卷	國際化時代의 韓國經濟運營	左承喜
第94-05卷	國家豫算과 政策目標(1994年度)	盧基星 柳一鎬 編
第94-06卷	外國人直接投資와 投資政策	李弘求
第94-07卷	우리나라 自動車產業의 當面課題와 產業組織政策	劉承旻 外
第94-08卷	競爭政策의 國際比較：美國·日本·獨逸	申光湜

第95-01卷	金融自律化에 따른 生命保險產業의 對應方案	羅東敏
第95-02卷	韓·臺·日의 輸入依存構造比較	兪正鎬
第95-03卷	法經濟硏究(II)	李奎億 外
第95-04卷	國際化時代의 金融制度	崔範樹 李炯周
第95-05卷	北韓의 外國人投資制度와 對北投資 推進方案	全洪澤 外
第95-06卷	調達市場의 效率化·開放化 方案	南逸聰 外
第95-07卷	國民年金制度의 財政健實化를 위한 構造改善方案	文亨杓
第95-08卷	韓國敎育財政의 現況과 改革方向	尹建永
第96-01卷	OECD加入과 資本自由化	朴元巖
第96-02卷	金融의 效率性提高와 金融規制 緩和	姜文秀 外
第96-03卷	金融自由化와 金融監督	姜文秀
第96-04卷	製造業 總要素生產性의 長期的 變化	洪性德 金政鎬
第96-05卷	北韓의 經濟特區	朴貞東
第96-06卷	金融의 汎世界化와 證券產業의 構造改編	李德勳 崔範樹
第96-07卷	南北韓 經濟統合時의 經濟·社會 安定化 對策	朴 進
第96-08卷	中小企業의 構造調整과 知識集約化	金周勳
第96-09卷	韓國 物價變動構造의 分析과 政策對應	朴佑奎 外
第96-10卷	雇傭對策과 人的資源開發	李周浩
第96-11卷	地域利己主義의 經濟的 理解와 效率的 葛藤調整方案	金在亨
第96-12卷	經濟世界化時代의 巨視經濟運營	左承喜 編
第96-13卷	與信專門金融產業의 特性과 發展方案	李德勳 外
第96-14卷	中小·벤처企業의 發展과 場外市場의 活性化	崔範樹 李基煥
第96-15卷	中央·地方政府間 關係 및 財源調整	李啓植 外
第96-16卷	경제체제 전환기의 노동정책	조동호
第96-17卷	地方化時代의 政策課題와 制度改善方向	盧基星 編

新刊案內

中小企業의 構造調整과 知識集約化

半洋裝 / A5新 / 286쪽 / 定價 9,000원 / 金 周 勳 著

雇傭對策과 人的資源開發

半洋裝 / A5新 / 346쪽 / 定價 12,000원 / 李 周 浩 著

中央 · 地方政府間 關係 및 財源調整

半洋裝 / A5新 / 242쪽 / 定價 10,000원 / 李 啓 植 外

創業支援金融制度의 發展方案

半洋裝 / A5新 / 256쪽 / 定價 9,000원 / 李 德 勳 外

經濟世界化時代의 巨視經濟運營

半洋裝 / A5新 / 284쪽 / 定價 11,000원 / 左 承 喜 編

中小 · 벤처企業의 發展과 場外市場의 活性化

半洋裝 / A5新 / 324쪽 / 定價 12,000원 / 崔範樹 · 李基煥 著

與信專門金融產業의 特性과 發展方案

半洋裝 / A5新 / 192쪽 / 定價 7,000원 / 李 德 勳 外

경제체제전환기의 노동정책

반양장 / A5신 / 230쪽 / 정가 8,000원 / 조 동 호 저

地域利己主義의 經濟的 理解와 效率的 葛藤調整方案

半洋裝 / A5新 / 168쪽 / 定價 8,000원 / 金 在 亨 著

1996년 韓國經濟의 主要懸案과 政策對應

半洋裝 / B5新 / 200쪽 / 定價 6,000원 / 金 在 亨 著

地方化 時代의 政策課題와 制度改善 方向

半洋裝 / A5新 / 226쪽 / 定價 8,000원 / 盧 基 星 編

KDI 圖書會員制 案內

■ 會員에 대한 特典

• 會員加入期間(1년)중 本 硏究院이 발간하는 모든 刊行物을 우송해 드림. (단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)

■ 會　　費 : 100,000원

■ 加入方法 :

• 직접 本院 發刊資料相談室에 회비를 납입하거나,

• 가까운 우체국의 本院 우편대체계좌 (계좌번호 : 010983-31-0514919)에 납입하면 됨.

■ 問議處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41 우편번호 : 130-012

KDI 발간자료상담실(Tel. 958/4326~8)

KDI 圖書 販賣處

• 서울 :	교보문고(정부간행물코너)	Tel. 397-3628
	종로서적(3층 사회관)	Tel. 733-2331
	영풍문고(정부간행물코너)	Tel. 399-5632
• 부산 :	영광도서(정부간행물코너)	Tel. 816-9500
• 대구 :	학원서림(1층 2매장)	Tel. 425-0050