

연구보고서

1994 - 006

우리나라 고용보험제도의 재정추계와 경제사회적 파급효과

한국노동연구원

目次

序言

第1部 우리나라 雇傭保險制度의 財政推計

第1章 머리말

第2章 財政推計의 基本模型

第3章 財政推計에 使用된 諸般 母數推定과 細部制度

第1節 基本的인 母數의 推定

第2節 準據期間 및 給付期間

第4章 財政推計 結果

第5章 맺음말

參考文獻

第2部 雇傭保險의 經濟的 波及效果에 관한 論議와 制度導入後 國內經濟에 미치는 效果推定

第1章 머리말

第2章 雇傭保險의 經濟的 波及效果

第1節 雇傭保險關聯 傳統的
論理의 概觀과 制度的 要素의
重要性

第2節 雇傭保險의 波及效果에
관한 理論的 背景

第3節 雇傭保險給付가
勞動市場에 미치는 效果의
實證分析

第4節 雇傭保險給付가 다른
制度的 要素에 미치는 效果의
實證分析

第3章 雇傭保險導入에 따른 財政變化의 經濟的 效果：

制度導入과 關聯된 政策模擬實驗

第1節 政策模議實驗의 概觀

第2節 財政模議實驗의 結果

參考文獻

附錄：總體的 資料를 使用한 雇傭保險給付의 效果推定 模型

그림 目次

[제1부]

- [그림 1-1] 우리나라 고용보험제도의 기본골격
- [그림 2-1] 고용보험 재정추계 기본모형
- [그림 4-1] 생활안정사업에 관련된 주요 재정변수들의 절대액 수준
- [그림 4-2] 생활안정사업에 관련된 주요 인원변수들의 수준

[제2부]

- [그림 3-1] 재정지출 스케줄
- [그림 3-2] 조세수입 스케줄
- [그림 3-3] 고용보험 도입에 따른 추가 재정지출과 추가조세수입의 예상변화 추이
- [그림 3-4] 고용보험 도입후 실업률의 변화
- [그림 3-5] 고용보험 도입후 노동참가율의 변화
- [그림 3-6] 고용보험 도입후 실질GNP의 변화
- [그림 3-7] 고용보험 도입후 회사채 수익률의 변화율
- [그림 3-8] 고용보험 도입후 물가변화율
- [그림 3-9] 고용보험 도입후 명목임금 변화율
- [그림 3-10] 고용보험 도입 이전과 이후의 실업률 비교

表 目次

[제1부]

- <표 3-1> 준거기간 및 급부기간에 대한 두 가지 안
- <표 3-2> $\delta_s(t)$, $\delta_Q(t)N_1$, $QV(t)$, $\Omega(t)$ 등의 확정
- <표 4-1> 네 가지 변수의 예측불확실성
- <표 4-2> 생활안정사업을 위한 균형세율
- <표 4-3> 생활안정사업의 주요 재정변수추이

[제2부]

- <표 3-1> 정책모의실험에 사용된 데이터
- <표 3-2> 고용보험 도입후의 재정지출 및 조세수입 예상추이
- <표 3-3> 역사적 동적시뮬레이션의 결과
- <표 3-4> 고용보험 도입후 주요 거시경제변수의 예상변화추이
- <표 3-5> 정책실험 기간중의 주요 내생변수 베이스라인 예측치

序言

우리나라는 1993년 12월 27일 고용보험법이 제정·공포됨으로써 1995년 7월 1일부터 고용보험제도를 실시하기로 되어 있다. 우리나라가 지향하는 고용보험제도는 실직근로자에 실업급여를 지급하는 전통적 의미의 실업보험사업 외에 적극적인 취업알선을 통한 재취업의 촉진과 근로자의 직업안정 및 고용구조개선을 위한 고용안정사업과 근로자의 능력개발사업을 포함하는 적극적 인력정책차원의 제도이다. 따라서 고용보험제도의 도입은 그 제도운용에 소요되는 재원이 방대할 뿐만 아니라 우리나라의 노동시장을 위시한 각종 경제변수에 미치는 영향도 중요해질 가능성이 크다.

고용보험제도가 성공적으로 운용될 것인가는 무엇보다도 그 제정의 건전성에 달려 있다. 그러므로 보험의 적용대상, 급여요건, 급여수준, 급여기간 등에 대한 세밀한 분석을 통하여 이상적인 보험률을 찾아내는 것이 정책입안가의 1차적인 의무이며, 이 작업은 제도의 적용대상인 근로자와 사업자에게도 큰 관심사가 아닐 수 없다.

본 연구의 첫째 목적은 실직근로자에 대한 실업급여 지급과 실직자의 직업훈련 등을 지원·촉진하는 실업급여 사업의 재정추계에 있다. 재원측면에서는 이 부문이 고용보험 전체사업 중 가장 큰 비중을 차지하게 될 것이므로 그만큼 중요성이 크다고 보겠다. 고용보험에 관련된 실제자료의 부재로 추정작업의 정확성은 크게 기대할 수 없을 것이나, 본 연구는 우리나라 고용보험 제정의 기본방향을 설정한다는 맥락에서 의미가 있으리라 판단된다. 고용보험제도의 도입후 실업률의 변화, 경험률제도의 추가도입, 보험가입대상의 확대 등과 관련된 제정의 조정작업은 향후 정확한 실제자료를 이용하여 계속적으로 재추계되어야 할 것이다.

고용보험의 급여수준이나 급여기간과 같은 제도적 변수들이 실업기간, 실업의 종료여부 및 종료형태, 실업으로의 유입, 그밖에 노동생산성 등에 미치는 파급효과에 대한 연구가 선진국에서는 상당히 진전되어 있다. 그만큼 경제주체들은 사회제도가 창출해 내는 인센티브에 민감하게 마련이며, 특히 직접적인 화폐지급과 관련된 제도에는 그 정도가 훨씬 커진다.

본 연구의 두 번째 목적은 고용보험제도의 경제·사회적 파급효과에 대한 연구들을 다각적으로 비교분석하고, 향후 우리나라의 주요 거시변수들에 미칠 영향을 추정해 보는 것이다. 특히 추정작업에서는 아직 제도가 실시되지 않은 상태이기 때문에 각종 변수들이 고용보험제도와 갖게 될 구체적인 내생관계들에 직접적으로 의존하기보다는, 고용보험제도 도입과 관련된 재정지출과 조세수입의 변화로써 국민총생산, 물가, 실업률, 노동참가율, 임금상승률 등에 미치는 영향을 파악하였다. 이 부분 역시 지속적인 관심을 갖고 정교화시켜야 할 것으로 사료된다.

본 연구는 대우경제연구소의 金一仲 박사와 崔公弼박사에 의해 수행되었으며 연구가 진행되는 동안 고용보험연구기획단의 여러분들이 깊은 관심과 조언을 해주신 데 대하여 저자를 대신하여 감사드린다. 특히 한국노동연구원의 柳吉相 연구위원과 魚秀鳳 연구위원, 서강대학교의 南盛日 교수, 한국개발연구원의 柳・鎬 연구위원, 기아경제연구소의 李大彰 연구위원의 조언에 감사를 드린다. 연구소의 짜여진 바쁜 일정에도 불구하고 사회적으로 가치있는 연구분야라고 판단하여 1993년 3월부터 약 6개월 동안 대우경제연구소 소속 두 분 연구위원이 본 연구를 수행할 수 있도록 배려해 주신 대우경제연구소의 李漢久 소장과 연구수행에 깊은 관심을 보여주시는 대우경제연구소의 李容周 산업조사실장 및 성심 성의껏 편집을 도와준 下盛洙 연구원께 감사를 표한다. 또한 열의를 가지고 편집 및 교정에 힘써 준 朴贊暎 출판팀장을 비롯한 출판팀의 노고에도 감사드린다.

끝으로 본 연구보고서에 수록된 내용은 저자 개인의 의견이며, 고용보험연구기획단의 공식 견해가 아니라는 것을 밝혀둔다.

1994년 4월

雇傭保險研究企劃團
團長 金大模

제1부 우리나라 雇傭保險制度의 財政推計

第1章 머리말

신경제 5개년 계획에 따르면 1995년부터 우리나라에서도 고용보험(Employment Insurance) 제도를 전격적으로 도입하게 되어 있다. 고용보험제도는 실직근로자에게 실업급여를 지급하는 전통적 의미의 실업보험사업 외에 적극적인 취업알선을 통한 재취업의 촉진과 근로자의 직업안정 및 고용구조 개선을 위한 고용안정사업, 근로자의 능력개발사업 및 복지증진사업을 실시하는 사회보험제도이다.¹⁾

고용보험제도의 도입을 위하여 1992년 발족된 「고용보험연구기획단」의 중간보고서(1992. 12. 4~5쪽)에는 고용보험제도의 도입 필요성에 대하여 다음과 같이 기술하고 있다.

- ① 산업구조조정의 원활화와 경제의 효율성제고
- ② 직업안정기능의 활성화와 인력수급의 원활화
- ③ 직업훈련의 활성화와 경쟁력 강화
- ④ 실업근로자의 생활안정과 재취업의 촉진

⑤ 남북통일에 대비한 적극적 노동시장정책의 추진 : 고용보험제도로써 우리나라 노동시장체계를 굳건히 해야 통일에 따른 경제사회적 비용 및 혼란 최소화 가능

또한 현재까지 고용보험연구기획단에서 검토하고 있는 제도의 기본골격은 [그림 1-1]에서 보는 바와 같이 크게 세 가지 유형으로 구분할 수 있다. 확정된 안은 아니지만 고용안정사업과 능력개발사업 중 공공직업훈련시설 설치운영에 소요되는 비용은 재정의 일반회계에서 부담하기로 되어 있다. 따라서 나머지 사업들에 대해서는 근로자나 사용자로부터 재원을 마련해야 한다

고용보험제도의 도입은 국민경제 전반에 작지 않은 영향을 미칠 것으로 기대된다. 미국의 경우만 보더라도 1991 회계연도에 249억 달러의 실업급여가 1,030만 명에게 지급되었다. 그런데 이러한 제도의 운영에 따른 제반 관리비용 역시 막대하고, 또한 우리나라의 경우 전통적인 의미의 '실업보험'(Unemployment Insurance) 외에 고용안정사업, 능력개발사업을 포함한 광의의 '고용보험'을 기획하고 있으므로 그 예산은 상대적으로 더욱 커질 수 있다. 따라서 제도 전반에 대한 다각적인 사전 검토가 없으면 희소한 행정자원의 낭비 및 보험재정의 부실을 유발할 수 있을 것이다. 더구나 현재 고용보험제도를 실시하고 있는 많은 나라들이 각기 상이한 유형의 세부제도를 사용하고 있는데, 이들에 대한 비교검토

[그림 1-1] 우리나라 고용보험제도의 기본골격



가 지급하다고 사료된다. 세부제도가 틀리면 소요비용 등에 직접적으로 다른 영향을 줄 것이고 간접적으로 다양한 경제변수들에 미치는 효과도 그 방향이나 강도가 상이해질 것이다. 본고의 목적은 실직자 구직활동 및 공공직업훈련수당을 지급하는 생활안정사업의 재정추계에 있다.²⁾ 고용보험에 관련된 실제 자료의 부재로 추정의 정확성은 크게 기대할 수 없을 것이다. 더구나 고용보험이 사회보험의 성격을 띠고 있으므로 보험의 적용대상이나 급부자격조건 등에 관련된 수많은 변수들의 모든 경우를 고려할 수는 없다. 따라서 현재까지 고용보험연구기획단에서 검토된 조건들을 바탕으로 추정하되, 신경제 5개년 계획에 최종적으로 검토될 가능성이 가장 높은 18가지의 시나리오에 대한 추정결과만을 요약해 본다. 물론 고용보험이 실시된 직후 새롭고 정확한 자료로써 끊임없는 재추계작업이 이루어져야 하겠지만, 본 추정은 우리나라 고용보험 제정의 기본방향을 설정한다는 맥락에서 의미가 있다고 할 수 있다.

주석 1) 외국의 경우 전통적인 의미의 고용보험, 즉 실업보험(Unemployment Insurance)에 대한 연구는 무수히 많다. 특히 경제학계 내에서는 미국과 영국의 연구자료가 풍부하다. 실업보험이 경제·사회에 미치는 파급효과에 대해서는 Atkinson and Micklewright(1991)의 서베이를 참조하기 바란다. 그밖에 Topel and Welch(1980), Hansen and Byers(1990)를 보면 지난 30여년간 경제학계에서 이루어진 실업보험에 대한 갖가지 연구의 흐름을 파악할 수 있다. 우리나라에서도 최근 2~3년간 실업보험에 대한 관심이 가중되어 외국제도에 대한 서베이가 시작되었다. 김원식(1990), 유길상(1992), 박영범(1992) 등이 그 예이다.

주석 2) 애초의 추계작업에는 [그림 1-1]의 능력개발사업도 포함되어 있었으나 그 세부제도에 대한 안이 아직 확정되지 않았고 기본골격이 되었던 몇 가지 안도 변경될 가능성이 높아 본고에서는 이에 대한 요약을 생략한다.

第2章 財政推計의 基本模型

공적보험제도는 제도내용에 근거한 재정운용과 재정추이에 대한 예측이 매우 중요하다. 왜냐하면 재정운용방식에 따라 그 경제적 효과와 재정의 건전성이 좌우되기 때문이다.¹⁾ 일반적으로 재정방식은 적립방식(Funded System)과 부과방식(Pay-as-you-go System)으로 구분할 수 있으나, 본 추계에서는 원칙적으로 두 방식의 혼합형태인 수정부과방식(Adjusted Pay-as-you-go System)을 이용한다. 이 방식은 일정기간이 지난 후 수입과 지출의 균형을 꾀한다는 원칙은 적립방식과 동일하나 적립방식보다는 덜 충분한 적립금을 보유한다는 차이점이 있다. 본고에서는 10년 정도의 기간²⁾을 기준으로 그 기간내에 어느 정도 균형이 취해지도록 보험료를 정하게 될 것이다. 즉 1995년초 고용보험제도를 실시하고 1996년부터 구직활동 및 직업훈련수당을 지급하며 2005년말 일정액의 기금이 적립될 수 있도록 유도한다. 고용보험기획단에서는 서기 2005년말 당해 연도 총지출의 두 배 정도의 액수가 적립될 수 있도록 계획하고 있다.

소요비용의 부담원칙에 대해서도 각 국가별로 상이한 제도를 갖고 있으나 우리나라에서는 생활안정사업은 노사가 각각 2분의 1씩 부담하고, 능력개발사업은 사용자가 부담할 것으로 예상된다. 참고로 미국은 전액 사용자가 부담하며 일본에서는 근로자가 임금의 0.45퍼센트, 사용자가 임금지불총액의 0.8퍼센트를 납부하고 있다. 생활안정사업을 위한 재정추계의 기본모형을 흐름도로 간략히 표시하면 [그림 2-1]과 같다. 흐름도에 표기되어 있는 각 변수들의 정의에 대해서는 다음 장에서 좀더 상세히 논의될 것이다. [그림 2-1]의 흐름도를 요약하면 보험재정의 수입과 지출에 각각 관련된 변수(모수)들을 추정함으로써 보험적용대상 및 보험지급대상에 대한 흐름을 파악할 수 있다. 이 과정에서 당기수입과 당기지출이 결정되고 여기에서 적립기금(reserve fund)과 적립된 기금으로 인한

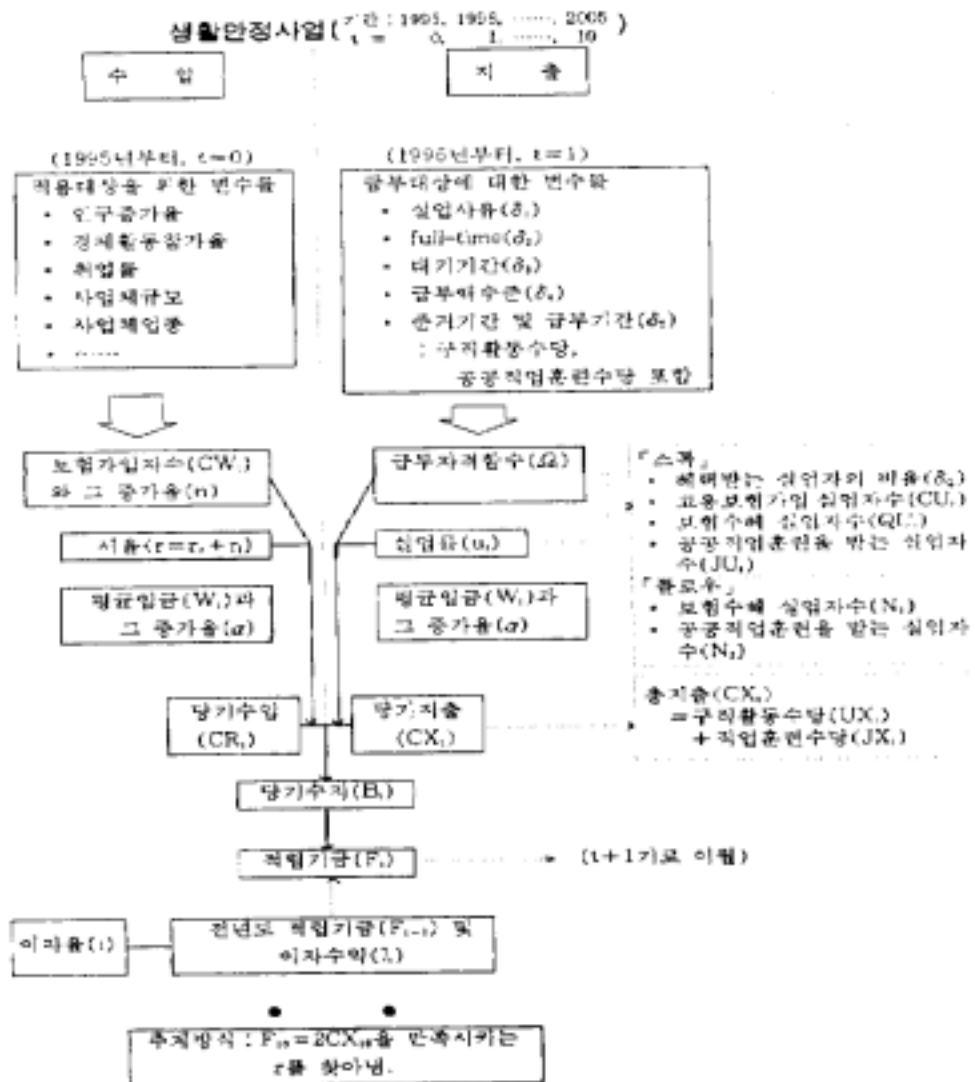
이자수익의 규모를 계산할 수 있다. 문제는 이렇게 적립된 기금의 총계가 제도도입 후 만 10년이 지났을 때 당해 연도 총지출액의 두 배가 될 수 있도록 (균형)세율 τ 를 찾아내는 것이다. 여기서 τ_0, τ_1 은 각각 사용자와 근로자 부담을 의미한다.

이렇게 세율이 결정되고 나면 1995~2005년까지의 수입·지출뿐 아니라 보험수혜 실업자수(QU_t), 공공직업훈련을 받는 실업자수(JU_t) 등 정책에 유용한 변수들의 절대치를 추정할 수 있게 된다(이하에서 연도를 의미하는 t 는 편의에 따라 아래첨자로 사용하거나 괄호 속에 표시한다). 그런데 [그림 2-1]에서도 표기된 바와 같이 보험수혜 실업자수와 직업훈련 수혜자수는 각각 「스톡」 변수(QU_t, JU_t)와 「플로우」 변수(N_1, N_2)로 계산되어 있다.

예를 들어 보험수혜 실업자의 경우 QU_t 는 t 년도 어떤 시점에서라도 늘 그만큼의 인원이 보험혜택을 받고 있음을 의미하고, 한편 N_1 은 t 년도에 보험혜택을 '한번이라도' 받은 적이 있는 실업자의 총계를 의미한다. 그렇지만 후술되는 바대로 고용보험제도의 준거자격에 의하면(표 3-1 참조), 보험급부를 일단 받고 난 후 최소한 1년 동안은 급부자격이 상실되므로, 상기 N_1 속에 동일인이 중복계상되지는 않을 것이다.

나아가서 [그림 2-1]에는 나와 있지 않지만, 주요 정책변수들을 「스톡」과 「플로우」로 구분하여 추계하는 과정에서 필요불가결했던 과정중의 하나는 급부대상자들의 평균급부기간($\delta_s(t)$)이었다. 다음 장에 이 과정이 자세히 설명되어 있는데, 고용보험제도의 담당자는 기본적으로 이러한 세 종류의 변수들, 즉 급부자의

[그림 2-1] 고용보험 재정추계 기본모형



「스톡」, 「플로우」, 금부기간을 적절히 조정·활용함으로써 재정확보를 위시하여 제도운용에 필요한 제반 과제들을 풀어나갈 수 있으리라 판단된다.³⁾

본고에서는 다루지 않았지만 능력개발사업을 위한 균형세율의 추계도 [그림 2-1]과 흡사한 경위를 거쳐 이루어질 수 있을 것이다. 현재까지 확정된 두 가지 큰 차이점이란 사업내훈련의 지원은 1995년부터 시작되므로 제도실시와 더불어 지출도 같이 시작된다는 점과 그 재원은 사용자측이 부담한다는 것이다. 이 재원을 어떻게 각 사업장에 효율적이고 형평성있게 배분할 것이며, 어떻게 하면 이러한 보조금 지원에 일반적으로 발생하는 수급자의 도덕적 위해(moral hazard)를 극소화시키는가는 향후 심층적으로 검토되어야 할 과제이다.

주석1) 고용보험제도를 민간회사들이 운영하는 데 따르는 비적합성에 대한 논의는 Rosen(1977)이나 Topel and Welch(1980)에 보면 잘 설명되어 있다.

주석 2) 여기에서 10년이란 숫자가 사용된 이유는 후술되는 바대로 금부자격조건 중 준거기간 또는 피보험고용기간(base period) 및 금부기간(payment period)의 설정에 있어서 10년이라는 숫자가 중요한 역할을 하기 때문이다. 즉 고용보험연구기획단이 제시하고 있는 준거기간 및

지급기간에 대한 두 가지 안 중 첫 번째에 따르면 피보험고용기간이 10년을 초과하면 10년 미만의 경우와 비교하여 짧게는 한 달에서 길게는 석 달까지 지급기간을 연장시키는 것으로 되어 있다. 따라서 이 조건이 실제로 적용되기 위해서는 제도 도입후 최소한 10년이 경과되어야 한다.

주석 3) stock과 flow, 그리고 duration 추정의 정확성을 위하여 많은 조언을 해주신 어수봉, 유일호 박사께 감사를 표한다.

第 3 章 財政推計에 使用된 諸般 母數推定과 細部制度

第 1 節 基本的인 母數의 推定

<부표 1>에서 보면 본 추계작업에 관련된 각종 모수 및 변수들의 정의가 정리되어 있다. 필요한 모수의 추정에는 『한국통계월보』, 『도시가구의 취업실태조사』, 『매월노동통계조사보고서』, 『직종별 임금실태조사보고서』, 『분기별 노동동향분석』, 『세계경제의 여건변화와 국내경제사회 발전전망』 등의 자료가 활용되었다. 특히 생활안정사업의 지출면에 관련된 모수들의 추정에는 『도시가구의 취업실태조사』의 자료가 집중적으로 사용되었다. ($\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_Q(t), \delta_5(t)$ 등). 『도시가구의 취업실태조사』는 고용보험연구기획단에서 고용보험 도입에 활용할 목적으로 1992년 11월 23일부터 1992년 12월 15일까지 6대 도시에서 3,000가구 1만 2,238명을 대상으로 취업 및 실업상태를 조사한 것이다.¹⁾ 참고로 다음 장에서 논의될 여러 가지 시나리오와 관계없이 일정하고, 그리고 추정의 대상시기에 관계없이 일정하다고 가정될 몇 가지 모수의 추정치나 세부제도를 소개하면 다음과 같다. 먼저 근로자 10인 이상 사업체 취업자의 연간 증가율(n)은 3퍼센트,²⁾ 풀타임 직장에 근무했던 실업자의 비중(δ_2)은 94퍼센트, 실업급여액의 과거 임금에 대한 비율(replacement rate, δ_4)은 50퍼센트였고, 『도시가구의 취업실태조사』를 이용하여 실업이 된 후 급부를 받기 위해 2주일 동안 대기를 시킬 경우 그 사이에 구직할 확률을 구한 결과 0.129로 추정되었다. 즉 『도시가구의 취업실태조사』에 따르면 실업자 중 약 12.9퍼센트가 2주일 내에 복직을 한 것으로 나타났다. 따라서 [그림 2-1]의 δ_3 은 0.871이 될 것이다. 참고로 3주일 때에는 0.845, 4주일 때에는 0.687로 추정되었다.

10인 이상의 상용근로자를 고용한 모든 사업체를 보험가입대상으로 하고 향후 5인 이상으로 확대시키기로 한 기획단의 안은 이미 확정되었으나 건설업을 포함시킬 것인가의 문제는 최근까지도 열띤 논의를 벌여 왔다. 그 근원적인 이유는 외국의 경우 건설업은 생산특성상 경기변동에 민감하고 계절적인 생산수준의 차이가 크기 때문에 건설업의 포함은 고용보험의 '보험적 특성'으로 미루어 적절하지 않다는 주장이 보편화되어 있기 때문이다.³⁾ 외국에서는 건설업 실업자에 대해서는 고용보험이 아닌 다른 제도적 장치가 마련되어 있는 이유가 바로 여기에 있다. 그러나 '형평성'의 차원에서 우리나라 정부측에서는 건설업의 포함을 결정한 것으로 알려져 있다.

1992년 현재 산업대분류별로 건설업 전체 취업자가 약 165만 2,000명인데 (『한국통계월보』), 10인 이상 사업체의 상용근로자는 약 167만 870명이므로 (『매월노동통계조사보고서』) 실제로 건설업 근로자 중 약 10.2퍼센트만이 고용보험에 포함될 것이다. 따라서 그 부정적인 효과가 미미할 수도 있다. 그런데 이 10.2퍼센트라는 숫자는 어디까지나 제도실시 초기연도에 해당하는 것이며 제도가 성숙되어 가면서 증가할 수 있는 가능성을 내포하고 있다. 또한 우리나라는 아직까지 산업별 실업률이 별도로 조사되지 않기 때문에 본 추계에서는 건설업의 실업률도 타산업과 동일한 수준으로 가정할 것이다. 그러나 건설업 종사자들만으로 구성된 자료로써 그들의 실업형태를 조사한다면 전산업 평균보다 높은 실업률을 보일 것이 확실시된다. 미국의 경우 1979~1987년까지 전산업 평균실업률이 7.2퍼센트인데 건설업은 13.4퍼센트였고, 이 격차는 경기가 나빠질수록 심화되고 있음을 여실히 보여주고 있다(Employment and Earnings).

결론적으로 1995년부터 실시되는 우리나라 고용보험제도에는 사립학교 교원(1992년 현재 약 7만 1,200명, 『직종별 임금실태조사보고서』)을 제외한 10인 이상 상용근로자 사업체가 모두 포함될 것이고, 그 인원은 1995년 486만 7,450명(L₀)으로 추정되었다. 또한 실질임금상승률을 4퍼센트로 가정하였을 때 1995년 연평균 임금은 1992년 가격기준 1,297만 8,030원(W₀)으로 추정되었다.

주석 1) 이 중에 취업자가 4,057명, 실업자가 260명, 비경제활동인구로 구분된 사람은 3,773명이었다. 따라서 『도시가구의 취업실태조사』에 의하면 실업률은 6.02퍼센트로 계산된다. 이 실업률은 정부에 의하여 발표된 실업률(2.72퍼센트)보다 두 배 이상 높은 것이다. 물론 이러한 차이는 조사대상이 6대 도시에서만 이루어졌다는 점, 조사기간이 겨울철이었다는 점, 또 그 당시가 대통령선거전이 한창이었다는 점 등에서 기인했다고 추론할 수 있으나, 한편으로는 우리나라 실제 실업률이 공식발표되는 수치보다 높을 가능성도 전혀 배제할 수 없는 것이다. 이러한 맥락에서 후술된 여러 가지 시나리오의 구분기준 가운데에는 실업률도 포함될 것이다.

주석 2) 『매월노동통계조사보고서』 등에 의하면 과거 1980년 이후 1992년까지 실지 연평균 증가율은 4.24퍼센트였으나, 기획단의 두 차례 회의 결과 3퍼센트로 하향조정되었다.

주석 3) 건설업 생산수준의 변동성은 우리나라에도 예외가 아니며(김일중, 1993), 건설업이 제도내로 편입될 경우 일어날 도덕적 위해(moral hazard) 문제와 기타 소득재분배 문제는 Deere(1991)와 Card and Levine(1991) 등에 잘 지적되어 왔다. 미국의 실제 자료에 근거한 가정들에 입각하여 구성된 Kim(1993)의 간략한 이론적 고찰을 통해 보더라도 건설업·광업·농업 등 상대적으로 안정된 부문(stable sector)으로부터의 소득재분배 및 노동이동이 유발될 수 있으며 자본에서 노동으로의 소득재분배도 일어날 수 있음을 보이고 있다. 나아가 일정 조건하에서는 불안정부문의 포함이 종합적으로 국민경제에 유익하지 않을 수 있는 가능성을 내재하고 있고 결론적으로 모두가 순수한 패자(net losers)가 될 수도 있음을 제시하고 있다.

第 2 節 準據期間 및 給付期間

전통적으로 고용보험의 재정주체에 본질적으로 큰 영향을 미치는 요소는 이른바 준거기간(또는 피보험기간, *referenced period*) 및 급부기간(*payment period*)이다. 사실 준거기간과 급부기간에 관련된 제도적 요소들은 그동안 외국의 경제학계내에서 실업보험의 도덕적 위해(moral hazard)나 과급효과를 논할 때 매우 중요한 정책변수로서 거론되어 왔다. 준거 및 급부기간이 명실공히 고용보험의 사회보험적 위상을 확보하기 위하여 신중하게 결정해야 하는 대표적인 제도요소이기 때문이다.

<표 3-1>에는 고용보험연구기획단이 수립한 두 가지 안이 요약되어 왔다. 이들 안 모두 보험의 성격을 반영하기 위하여 준거기간에 따른 급부의 차별화를 꾀하고 있다. 제Ⅱ안은 현재 미국에서 사용되는 제도와 흡사하다. 그러나 제Ⅰ안이 도덕적 위해를 좀더 엄격히 방지하고 고용의 안정화를 유도하고 있다고 판단된다. 1994년 4월까지 이 두 가지 안을 놓고 고용보험연구기획단에서 토의를 벌여 왔으나, 최근 장관보고서(5. 20) 제Ⅰ안으로 확정되었다.¹⁾

<표 3-1> 준거기간 및 급부기간에 대한 두 가지 안(1993. 5. 현재)

		준 거 기 간			
		1년 이상 3년 미만	3년 이상 5년 미만	5년 이상 10년 미만	10년 이상
급 부 기 간					
연령구분	30세 미만	60원	90원	120원	150원
	30세 이상 50세 미만	90원	120원	150원	180원
	50세 이상 및 심신장애자	120원	150원	180원	210원

주 1: 최근 연속적인 취업과미서의 보험료 납부를 전제로 함. 단, 준거기간을 이직이 발생하였더라도 실업납부를 받지 않았으면 각 직장에서의 납부기간을 더하여 준거기간으로 산정함.

준 거 기 간		급 부 기 간
최근 2년간 1년 이상 2년 미만 보험료 납부		90원
최근 3년간 2년 이상 3년 미만 보험료 납부		120원
최근 4년간 3년 이상 4년 미만 보험료 납부		150원
최근 5년간 4년 이상 보험료 납부		180원

이하에서는 고용보험 재정추계의 핵심이라고도 할 수 있는 $\delta_Q(t)$, $QU(t)$, $JU(t)$, N_1 , N_2 , $\delta_S(t)$, $\Omega(t)$ 등의 도출과정을 간략히 살펴본다. 단 임시직으로 실업률(u)은 4퍼센트, 보험대상 취업자수의 증가율(n)은 3퍼센트로 가정한다.

<표 3-2>에는 여러 가지 변수들의 값이 1995~2005년까지 추정되어 있다. 우선 <표 3-2> 맨 윗부분의 h_{jt} series라 명명한 행렬의 각 숫자들은 각 시점에 있어서 <표 3-1>의 제 1안에 나온 준거기간 및 급부기간의 12가지 경우에 각각 해당하는 실업자들의 비율을 나타낸다. 즉 보험에 가입된 전체 실업자 중 해당조건에 포함되는 실업자들의 비율이다. 예로 1996년에는 1년 이상 3년 미만 보험료를 납부하고 30세 미만인 실업자가 전체 실업자의 25.92퍼센트라는 뜻이 된다.

1998년, 2000년, 2005년에 h_{jt} 의 범위가 아래로 확대되고 있는데, 이는 전적으로 제도 실시 후 점차로 준거기간의 영역과 급부기간이 모두 증가하기 때문이다.

예컨대 1998년에는 같은 30세 미만의 실업자이지만, 이제 20.50퍼센트포인트만큼의 실업자는 준거기간 3년 이상의 조건을 만족시키고 10.21퍼센트포인트 만큼의 실업자들이 1년 이상 3년 미만의 준거기간을 만족시킨 자들임을 의미한다. 결국 제도 실시 후 만 10년이 지나는 2005년에는 12가지 경우의 수 모두의 해당자가 생기게 되며, 이들을 합한 h_{jt} 가 나타내는 것처럼 전 실업자 중 급부혜택을 조금이라도 받는 자들의 비율이 일차적으로 65.29퍼센트가 된다. 여기서

'일차적으로'라는 표현을 쓴 이유는 급부를 받기 위해서는 준거기간 요건 외에도 몇 가지 자격조건(δ_1 , δ_2 , δ_3)이 필요하기 때문이다.

h_{jt} 를 도출한 과정을 간단히 소개하면, 우선 『도시가구의 취업실태조사서』에서 과거 직장의 근속기간 및 연령의 분포를 이용하여 각 경우에 해당하는 확률밀도, 즉 급부자의 비율을 구하였다. 이렇게 얻은 수치에 두 가지 사항을 추가로 고려하였다. 첫째로 각 경우에 해당하는 실업자들 중 그들의 실업기간이 급부기간보다 길 경우 그 초과분만큼을 제외시켰다. 그렇지 않으면 급부수혜자의 연평균 「스톡」($QU(t)$) 등을 계산할 때 과대계상될 것이기 때문이다.

환언하면 「스톡」의 정의상 각 시점에서 연중 $QU(t)$ 만큼의 실업자를 고용보험으로써 생활보조한다는 의미인데, 이때 일정비율의 실업자는 이미 급부기간이 소진되어 있을 것이기 때문에 그 소진자만큼을 제외시킨다는 의도이다.

h_{jt} 에 대한 두 번째 조정작업은 근속기간이 1년 미만이 되어 각년도의 첫번째 준거기간 조건(h_{jt})에서 제외된 실업자들에 대한 재평가이다.²⁾ 그 이유는 근속기간이 1년 미만인 실업자이지만 보험료 납부기간은 1년 이상이 될 수 있기 때

<표 3-2> $\delta_s(t)$, $\delta_Q(t)$, N_t , $QU(t)$, $\mathcal{Q}(t)$ 등의 확정 : 준거기간 및 급부기간에 관한 제1안을 기준으로

준거 및 급부기간

h. Series :

년	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
연령(t)	0년	1년	2년	3년	4년	5년	6년	7년	8년	9년	10년
1~3년, 30세 미만		0.279236	0.0258236	0.102144	0.102144	0.102144	0.102144	0.102144	0.102144	0.102144	0.102144
1~3년, 30~50세		0.118018	0.118018	0.046529	0.046529	0.046529	0.046529	0.046529	0.046529	0.046529	0.046529
1~3년, 50세 이상		0.22541	0.22541	0.0089118	0.0089118	0.0089118	0.0089118	0.0089118	0.0089118	0.0089118	0.0089118
1~5년, 30세 미만				0.204973	0.204973	0.154581	0.154581	0.154581	0.154581	0.154581	0.154581
1~5년, 30~50세				0.094134	0.094134	0.041954	0.041954	0.041954	0.041954	0.041954	0.041954
1~5년, 50세 이상				0.01583	0.01583	0.00972	0.00972	0.00972	0.00972	0.00972	0.00972
5~10년, 30세 미만						0.096532	0.096532	0.096532	0.096532	0.096532	0.096532
5~10년, 30~50세						0.138778	0.138778	0.138778	0.138778	0.138778	0.138778
5~10년, 50세 이상						0.016916	0.016916	0.016916	0.016916	0.016916	0.016916
10년 이상, 30세 미만											0.009067
10년 이상, 30~50세											0.009077
10년 이상, 50세 이상											0.009083
2h. 補間法 (interpolated)		0.172462	0.508094	0.545536	0.61775	0.689683	0.6970901	0.704197	0.711304	0.718411	0.725518

중요한 변수들

년	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
$\delta_{\alpha}(t)$ (구직활동수당급부자의 관계 설정자수에 대한 비율 : 스독계급)	0	0.135389	0.14586	0.156328	0.17702	0.197721	0.199754	0.201794	0.203831	0.205867	0.207903
δ_{β} (구직활동수당급부자의 평균급부기간, 단위 : 년)	0	0.168832	0.19579	0.221709	0.2356	0.271457	0.3062521	0.331047	0.315842	0.320637	0.3454324
α 를 개월수로 환산	0	2.03809	2.349482	2.660958	2.82728	3.25768	3.439054	3.612566	3.790107	3.967648	4.145186
(고용보험에 가입된 업자수)	0	20887	213351	221910	228668	235632	242908	250203	257823	265874	273765
$QU(t)$ (구직활동수당급부자의 연평균 스독)	0	3829	31411	30890	40479	46389	48503	50488	52552	54634	56867
N_t (구직활동수당급부자의 연간 총분류)	0	166411	168829	170640	172664	174681	176699	178717	180735	182752	184770

N_t (공공직업훈련수혜자의 연간 플로우)	0	1661	16853	17055	17266	17468	17670	17872	18073	18275	18477
$\delta_{q1}(t)$ (공공직업훈련수혜자의 전체 실업자에 대한 비 율: 스톡 개념)	0	0.0386	0.03915	0.03845	0.03775	0.03707	0.03639	0.03571	0.03505	0.03439	0.03375
$\delta_q(t)$ (생활안정사업 전체 수 혜자의 전체 실업자에 대한 비율: 스톡 개념)	0	0.1752582	0.175012	0.174772	0.174478	0.174197	0.173914	0.173598	0.173381	0.173061	0.172759
$QU(t)$ (생활안정사업 전체 수 혜자의 인공문 스톡)	0	36627	38813	40222	41112	42323	43138	44025	44569	45331	46156
$JU(t)$ (실업자에 대한 비율: 스톡)	0	8331	8431	8532	8633	8734	8835	8936	9037	9138	9238
$\delta_{q1}(t)$ (생활안정사업을 위한 총지 출의 전체 실업자에 대한 비율)	0	0.0385414	0.03791	0.0372793	0.1202	0.131172	0.1318805	0.132594	0.133312	0.134025	0.1347904

문이다. 이 조정과정을 대략적으로 반영하기 위하여 『도시가구의 취업실태조사』와 『직종별 임금실태조사보고서』를 이용하여 근속기간이 1년 미만이지만 경력기간이 1년 이상인 실업자의 비율을 구하여 h_{jt} 에 더하였다. 이렇게 되면 <표 3-2>의 h_{jt} 는 노동시장에 진입한 지 1년 미만인 신규진입자만을 제외시키려는 목적을 근사적으로 달성하게 된다.

이상으로 계산한 h_{jt} 를 각년도마다 더한 값이 바로 <표 3-2>의 Σh_{jt} 이다. 그런데 예를 들어 Σh_{jt} 가 1996년과 1997년에는 동일하다가 1998년에 점프하게 되는데 (즉 $\Sigma h_{jt} = \Sigma h_{j2}$), 이는 순수하게 제도적인 이유로 발생하였으므로 더욱 현실적인 결과를 보이기 위해 이런 때에는 두 값을 보간법(interpolation)을 이용하여 조정하였다.

앞서 설명한 대로 생활안정사업은 구직활동수당과 직업훈련수당을 포함하고 있다. <표 3-2>의 $\delta_{q1}(t)$ 는 우선 구직활동수당을 받는 실업자의 연평균 「스톡」을 계산한 것이다. 예를 들어 1996년의 어느 시점에서든 늘 보험에 가입한 실업자의 13.5퍼센트가 구직활동수당을 받게 되고 서기 2005년에 가면 약 20.8퍼센트의 실업자들이 구직활동수당을 받게 된다는 의미이다. 한편 $\delta_5(t)$ 는 구직활동 수혜자의 평균급부기간을 계산한 것이다. $\delta_5(t)$ 는 계산된 h_{jt} 에 각 급부기간을 적용하여 가중평균한 값이다. 시간이 지날수록 평균급부기간이 점증하여 2005년에 가면 0.35년, 약 4개월 5일 정도가 되고 있다.

$CU(t)$ 는 고용보험에 가입된 실업자수(covered unemployed)를 나타내고, $QU_1(t)$ 는 $\delta_{q1}(t)$ 를 이용하여 구직활동수당을 받고 있는 유자격 실업자수(qualified unemployed)를 나타낸다. 즉 1996년에 고용보험제도는 구직활동수단만으로 연중 내내 2만 8,296명을 보조하며, 이 숫자는 2005년에 가면 두 배 이상으로 증가하게 된다. 「스톡」 개념인 $QU_1(t)$ 가 $CU(t)$ 보다 상대적으로 이처럼 급속히 증가하는 이유는 Σh_{jt} 의 빠른 증가로 인한 $\delta_{q1}(t)$ 의 증가 때문이다.

N_t 은 구직활동수당 급부자의 연간 「플로우」를 계산한 것이다. <표 3-1>의 준거기간 기준으로 보아 한 번 급부를 받고 나면 최소한 1년간은 재급부를 받지 못할 것이므로, 예를 들어 1996년의 16만 6,611명은 실질적으로 각기 다른 실업자를 의미할 것이다. 여기서 흥미로운 사실은 N_t 은 $QU_1(t)$ 만큼 빨리 증가하지 않는데, 그 이유는 제도가 성숙되어 가면서 $\delta_5(t)$ 에서 보는 바와 같이 급부자들의 평균급부기간도 함께 증가하고 있기 때문에 N_t 보다는 $QU_1(t)$ 가 더욱 빨리 증가하게 된 것이다.

고용보험연구기획단에 따르면 구직활동수단 급부유자격자의 약 10퍼센트에 해당하는 인원을 대상으로 공공직업훈련을 실시할 예정이다.³⁾ 동시에 이들 직업훈련 수혜자들에게는 6개월 동안 구직활동수당과 동일 수준의 직업훈련수당을 지급하기로 되어 있다. 또한 6개월 동안 매월 1992년 가격 기준 5만 원씩 인센티브 보너스도 추가로 지급하기로 되어 있다.

<표 3-2>의 N_2 는 이 공공직업훈련 수혜자의 연간 「플로우」를 나타낸다. $\delta_{Q2}(t)$ 는 공공직업훈련 수혜자의 전체 실업자에 대한 비율로서, N_2 를 「스톡」 개념으로 전환하기 위한 중간과정이라고도 볼 수 있다. 그런데 $\delta_{Q2}(t)$ 를 이해하는 데 있어서 유의해야 할 사항은 이는 공공직업훈련 때문에 6개월 동안 추가로 계상되는 부분만을 포착하고 있다는 점이다(즉 $\delta_{Q2}(t)$ 는 $N_2 \cdot (0.5 - \delta_5) / CU(t)$ 의 공식으로 계산할 수 있다.) 이는 후에 두 가지 생활안정사업의 지출을 계산하는 데 있어서 편리함을 도모하기 위함이다. 예를 들어 1996년에 $\delta_{Q2}(t)$ 가 0.03986이라는 의미는 당해 연도 직업훈련수당으로 연중 내내 급부를 받고 있는 실업자가 전체 보험가입 실업자의 약 3.99퍼센트에 이른다는 뜻이다.

$\delta_{Q2}(t)$ 를 이용하면 공공직업훈련 수혜자의 연평균 「스톡」, 즉 $JU(t)$ 를 구할 수 있다. 따라서 $JU(t)$ 는 공공직업훈련수당을 지급하는 데 있어서 순수하게 추가로 지출하게 되는 부분을 인원 「스톡」으로 환산한 것이라고 이해할 수 있다. 즉 2005년에 가면 공공직업훈련 수혜자의 연간 「스톡」이 9,238명이 될 것이다. 또 한 가지 흥미로운 사실은 $JU(t)$ 의 총증가율은 10.9퍼센트로 $QU_1(t)$ 의 증가율에 비하여 매우 낮은 편인데, 이는 전술한 바와 같이 근본적으로 N_1 (또는 N_2)이 $QU_1(t)$ 보다 더디게 증가하기 때문이다.

$\delta_{Q1}(t)$ 와 $\delta_{Q2}(t)$ 를 합한 값이 $\delta_Q(t)$ 이다. 따라서 생활안정사업 전체(즉 구직활동수당과 직업훈련수당)로부터 혜택받는 실업자의 연평균 「스톡」인 $QU(t)$ 를 계산할 수 있다. 예로 2005년에 전체 생활안정사업에 소요되는 재원은 실업자 6만 6,155명을 연중 내내 과거직장 월급의 50퍼센트(= δ_4)씩 주면서 보조하는 것과 동일 수준이라는 의미가 된다. 또는 보험에 가입된 전체 실업자의 24.2퍼센트를 연중 내내 보조해 주는 것과 동일하다고 표현할 수도 있다.

<표 3-2>의 마지막 변수인 $\Omega(t)$ 는 생활안정사업을 위한 총지출이 전체 실업자가 만약 취업했다라면 영위할 수 있었던 정상임금총액에 차지하는 비율을 의미한다. 참고로 $\Omega(t)$ 를 계산하는 과정에서 공공직업훈련 수혜자에게 추가지급하는 인센티브 보너스인 연평균 임금의 5퍼센트(또는 1992년 가격 기준 매월 5만원 수준)를 포함시켰다.⁴⁾ 동시에 $\Omega(t)$ 에는 이른바 재고용보너스제도(reemployment bonus scheme)에 소요된다고 추정되는 전체 생활안정사업(구직활동수당+직업훈련수당) 지출의 10퍼센트를 추가로 포함시켰다.⁵⁾ 2005년의 $\Omega(t)$ 를 보면 생활안정사업 소요지출은 전체 실업자의 정상 임금총액의 약 13.5퍼센트를 차지하는 것으로 나타나 있다. 1996년과 비교하면 약 36.7퍼센트 증가한 것인데, 이 증가는 원천적으로 준거기간에 대한 기준이 점차 확대적용됨으로써 비롯되었다는 점을 주목할 필요가 있다.

근로자의 고령화 추세를 포함해서, 물론 10년이라는 시간이 흐르는 동안 고용보험제도의 적용대상이나 급부조건이 적지 않게 변하리라고 예상되나, 여기에서 $\Omega(t)$ 의 추정은 총급부지출 수준을 결정하는 데 있어서 준거기간의 설정이 매우 중요하다는 점을 시사하고 있다. 나아가 준거기간의 적절한 설정은 근로자 및 사용자의 실업행위에 관련된 도덕적 위해(moral hazard)를 극소화시키는 데에 결정적인 역할을 하리라 판단되기 때문에 제도 실시 이후에도 실제 자료를 가지고 이상적인 준거기간 및 급부기간을 재설정하기 위한 노력이 계속되어야 할 것으로 사료된다.

주석 1) 당시 임시직으로 행한 재정추계에 의하면 여타 세부제도가 동일할 때 제 I 안을 사용할 경우 고용보험세율(또는 보험요율)이 약 0.08퍼센트에서 0.12퍼센트까지 낮은 것으로 계산되었다.

주석 2) 이 점에 대하여 좋은 지적을 해주신 고용보험연구기획단 영향평가반회의 참석자들에게 감사를 표한다.

주석 3) 이하에서는 직업훈련 프로그램에 선택되는 과정(selection process)이 기타 급부자격을 결정하는 변수들과 독립적이라는 가정하에서 논의를 진행할 것이다. 참고로 향후 고용보험이 도입된 후 이 직업훈련의 성과측정 문제가 크게 대두될 것이고 따라서 선택편의(selection bias)의 문제 역시 중요한 이슈로 부각될 것이다. 이 분야에서 최근 개발된 이론과 실증분석에 관해서는 Kim(1994)에 게재되어 있는 문헌들을 참조할 수 있다.

주석 4) Φ 를 6개월간의 인센티브 보너스 지급액이 연평균 임금총액에서 차지하는

비율(=0.05)이라 할 때, $\Omega(t)$ 는 다음 공식에 의하여 계산할 수 있다 :

$\Omega(t) = [\delta_4 + \{\Phi \cdot N_2 \cdot 0.5 / CU(t)\} / \delta_Q(t)] \cdot \delta_Q(t) = [0.5 + 0.05 \cdot \{N_2 \cdot 0.5 / CU(t)\} / \delta_Q(t)] \delta_Q(t)$. 식 속의 두 번째 0.5는 0.5년, 즉 6개월 동안의 지급을 의미한다.

주석 5) 재고용보너스제도에 관해서는 Kim(1992)에 게재된 문헌들을 참고할 수 있다.

第 4 章 財政推計 結果

본 장에서는 최근 고용보험연구기획단에서 최종적으로 고려하리라 예상되는 18가지의 시나리오하에서 각각 균형세율이 어떻게 결정되는지 살펴본다. 이 18가지 경우는 <표 4-1>에서 보는 바와 같이 세 가지 변수에 대한 예측불확실성에 기인한다.

첫째가 실업률에 대한 상이한 견해 때문이다. 앞서 언급한 대로 실업률은 정부발표와 최근 『도시가구의 취업실태조사』의 실업률이 서로 큰 차이를 보이고 있기 때문에 고용보험연구기획단내에서도 쉽게 확정을 짓지 못하고 있는 실정이다. 따라서 본 추계에서는 정부공식발표 근사치(3퍼센트), 조사보고서 근사치(5퍼센트), 그리고 그 중간값(4퍼센트)을 이용해 본다. 실업률과 관련하여 한 가지 중요한 사실은 본 추계에서는 실업률이 일정하다고 가정하였는데, 그 동안 외국의 많은 연구들이 밝혀낸 바와 같이 고용보험의 도입은 실업률을 증가시키는 경향을 보이고 있다. 따라서 더욱 정확한 추계를 위해서는 거시구조모델을 이용하든지 또는 제도도입 직후 실제 자료를 이용하여 계속적인 재추정작업이 이루어져야 할 것이다.

둘째는 급부자격 중의 하나인 비자발적 실업의 퍼센티지이다. 『도시가구의 취업실태조사』에 의하면 실업사유를 묻는 질문 속에 직접적으로 비자발적 실업을 내포하는 항에 대답한 비율은 16.5퍼센트 수준이다. 즉 '직장의 폐업과 해고'가 9.8퍼센트, '일거리가 없어서'가 6.7퍼센트이다. 그러나 일단 제도가 도입되면 이 비자발적 실업의 비율은 증가할 것으로 예측된다. 특히 미국의 많은 연구에서 보듯이 사용자의 입장에서 경기변동의 대처방안으로서 해고를 더욱 빈번히 사용하게 되고, 상품시장의 수요변동은 차치하고서라도 사용자로서는 설사 자발적 요소가 있다 하더라도 굳이 자발적 실업이라고 공표하여 실업급부를 받지 못하게 할 인센티브는 거의 없다. 이러한 여러 가지 이유로 해서 제도도입 후 비자발적 실업의 비율은 증가할 것으로 판단된다. 본 추계에서는 그 동안의 회의결과를 바탕으로 25퍼센트, 35퍼센트, 45퍼센트를 사용해 본다.

세 번째 변수는 대기기간(wating period)에 대한 조건이다. 본 추계에서는 4주와 2주를 고려하였으나 미국과 같이 실업을 당한 후 2주간 대기하였다가 급부수혜가 시작되도록 결정되리라 기대된다. 물론 이 대기기간을 설정하는 취지는 고용보험 관장부서에서 급부자격을 심사하는 데 시간이 소요된다는 점과 일시적인 마찰적 실업이라면 대기기간내에 재고용될 확률이 크기 때문에 그들을 급부대상에서 제외시키자는 의도 때문이다. 따라서 <표 4-1>의 세 가지 변수에 대한 각 경우는 오른쪽으로 갈수록(예, $b \rightarrow \textcircled{b} \rightarrow (b)$) 세율이 높아질 것이다.

그 밖에 실질임금상승률과 실질이자율의 상승률에 대한 정보가 필요하다. 사실 지난 1980~1992년까지 평균 명목임금상승률은 14.69퍼센트였으나, 노조활동의 활성화 등 1980년대의 특수성을 고려하고 그동안 여러 차례의 기획단 회의를 거친 결과 향후 실질임금상승률은 4~6퍼센트가 될 것이라고 보이므로 4퍼센트를 추계에 이용한다. 마지막으로 실질이자율에 대한 견해도 금리자율화 일정과 더불어 장기적으로 하향화될 것이며, 또한 고용보험적립기금을 수익성 사업에 활용하는 데 따른 한계수익률의 체감 가능성도 있기 때문에 3퍼센트 선으로 추계에 이용한다.

<표 4-1> 네 가지 변수의 예측불확실성

변 수	경우의 수		
	공식발표근사치 : a (3%)	중간 : ㉠ (4%)	조사보고서근사치 : {a} (5%)
실 업 륜 (u)			
비 자 발 적 실 업 (δ_1)	0.25 : b	0.35 : ㉡	0.45 : (b)
대 기 기 간 (δ_2)	4주 : c (0.687)	2주 : ㉢ (0.871)	

<표 4-2>에는 <표 4-2>을 바탕으로 한 18가지 케이스하에서 그동안 논의된 각종 모수 추정 결과의 결과를 이용하여 [그림 2-1]의 방식으로 추계한 균형세율들이 정리되어 있다. 열번째 케이스를 예로 들면 실업률은 4퍼센트로 중간값을 취하고 비자발적 실업의 비율은 35퍼센트로 역시 중간값을 취하며, 대기기간을 2주일로 잡은 뒤 앞장에서 소개된 기타 모수들의 추정치를 사용한 결과 [그림 2-1]의 흐름도를 만족시키는 생활안정사업을 위한 세율은 0.6039퍼센트로 추계되었다. 따라서 생활안정사업을 위하여 노·사가 각각 약 3퍼센트씩 부담하게 될 것이다. 첫번째 케이스가 0.2566퍼센트로 가장 낮고 마지막이 0.9764퍼센트로 가장 높는데 <표 4-2>에서 6가지 케이스씩 점선으로 분류하였듯이 역시 실업률이 재정추계에 가장 큰 영향을 미치고 있음을 볼 수 있다. 보다 신빙성있는 재정추계를 위해서는 고용보험에 가입된 근로자군의 유효실업형태(effective unemployment behavior)에 대한 심층적인 연구가 지속적으로 수행되어야 한다. 동시에 제도 초기 건설한 재정을 위하여 실업률을 보수적으로 잡고 고용보험을 실시하는 것이 바람직하다고 판단된다. 비자발적 실업의 비율도 임금상승률이나 수익률에 비하여 상대적으로 세율에 큰 영향을 미치고 있다. 정확한 재정추계의 관건은 제도도입 후 제도 참가자들의 내생적인 변화를 면밀히 관찰하는 데 있다는 점을 다시 한번 확인할 수 있다. <표 4-3>에는 0.6039퍼센트를 기준으로 몇 가지 재생변수들의 추이가 나타나 있다. 전술한 바와 같이 여기에 나온 액수들은 이러한 추계작업이 통례적으로 그렇듯이 1992년도(추계연도) 가격이다. <표 4-2>의 나머지 케이스들에 대한 재정추이는 <부표 2>에 수록되어 있다. 참고로 $R(t)$ 와 $X(t)$ 는 1995년을 기준으로한 현재가치이다. 급부가 시작되는 1996년 생활안정사업에 소요되는 총지출($CX(t)$)은 1992년 가격으로 약 2,860억 원이고, 그해 수입($CR(t)$)이 4,210억 원이기 때문에 당기수지는 약 1,350억 원이며, 전년도 적립금과 그 이자수익이 4,050억 원이므로 당기적립금은 5,390억 원이 된다는 의미이다. 이때 총지출 중 직업 훈련수당을 위해 추가로 지급한 총액수($TJX(t)$), 즉 직업훈련수당과 인센티브 보너스의 지급을 위해 약 637억 원 정도가 소요될 것으로 계산되어 있다. 이러한 추세가 계속되어 서기 2005년에 이르면 연간 수입·지출규모는 1992년 가격으로 각각 7,910억 원과 7,350억 원에 가까워지고, 당해 말에는 약 1조 4,700억 원 정도가 적립된다는 계산이 나온다. [그림 4-1]과 [그림 4-2]에는 <표 4-2>의 열번째 시나리오를 바탕으로 생활안정사업에 관련된 몇 가지 주요 변수들의 시계열이 나타나 있다.

<표 4-2> 생활안정사업을 위한 평균세율(τ : 단위 퍼센트)

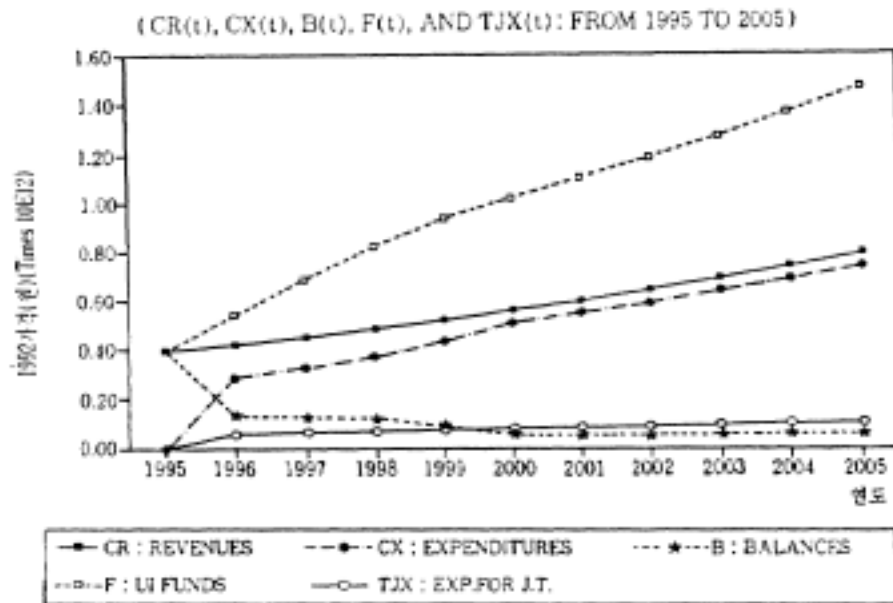
케이스 변화내용	생활안정사업용 위한 세율(τ)
1. $a-b-c$	0.2566
2. $a-b-\textcircled{a}$	0.3255
3. $a-\textcircled{a}-c$	0.3564
4. $a-\textcircled{a}-\textcircled{c}$	0.4500
5. $a-(b)-c$	0.4563
6. $a-(b)-\textcircled{c}$	0.5766
7. $\textcircled{a}-b-c$	0.3433
8. $\textcircled{a}-b-\textcircled{c}$	0.4333
9. $\textcircled{a}-\textcircled{a}-c$	0.4788
10. $\textcircled{a}-\textcircled{a}-\textcircled{c}$	0.6039
11. $\textcircled{a}-(b)-c$	0.6123
12. $\textcircled{a}-(b)-\textcircled{c}$	0.7744
13. $(a)-b-c$	0.4318
14. $(a)-b-\textcircled{c}$	0.5455
15. $(a)-\textcircled{a}-c$	0.6017
16. $(a)-\textcircled{a}-\textcircled{c}$	0.7610
17. $(a)-(b)-c$	0.7716
18. $(a)-(b)-\textcircled{c}$	0.9764

<표 4-3> 생활안정사업의 주요재정변수 추이 : $\tau=0.6039$ 퍼센트, 1995~2005

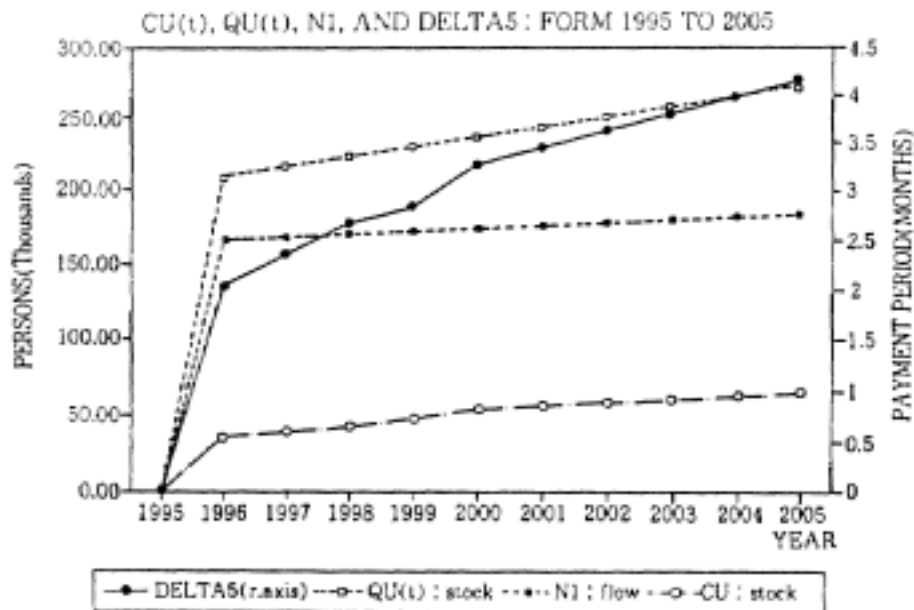
재정변수명	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	3.9E+11	4.212E+11	4.32E+11	4.845E+11	5.2E+11	5.57E+11	5.977E+11	6.41E+11	6.87E+11	7.37E+11	7.908E+11
R(T)	3.9E+11	4.089E+11	4.26E+11	4.433E+11	4.6E+11	4.81E+11	5.005E+11	5.21E+11	5.43E+11	5.65E+11	5.884E+11
CX(t)	0	2.865E+11	3.14E+11	3.651E+11	4.3E+11	5.04E+11	5.438E+11	5.86E+11	6.32E+11	6.82E+11	7.353E+11
X(t)	0	2.781E+11	3.05E+11	3.342E+11	3.8E+11	4.35E+11	4.533E+11	4.77E+11	4.99E+11	5.23E+11	5.61E+12
B(t)	3.9E+11	1.347E+11	1.28E+11	1.193E+11	8.9E+10	5.29E+10	5.382E+10	3.16E+10	3.31E+10	3.54E+10	5.548E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	4.045E+11	5.55E+11	7.007E+11	8.5E+11	9.64E+11	1.046E+12	1.13E+12	1.22E+12	1.32E+12	1.415E+12
F(t)	3.9E+11	5.392E+11	6.43E+11	8.23E+11	9.4E+11	1.02E+12	1.102E+12	1.19E+12	1.28E+12	1.37E+12	1.471E+12
TDX(t)	0	0.371E+10	0.71E+11	7.069E+10	7.4E+10	7.84E+10	8.251E+10	8.68E+10	9.11E+10	9.62E+10	1.013E+11

주: 단위는 1992년 가격 (원). 단, R(t)와 X(t)는 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

[그림 4-1] 생활안정사업에 관련된 주요재정변수들의 절대액 수준(1995~2005)



[그림 4-2] 생활안정사업에 관련된 주요인원변수들의 수준(1995-2005)



第 5 章 맺음말

본고의 추계결과를 활용하기에 앞서 특별히 유념해야 할 몇 가지 사항을 정리하면 다음과 같다.

① 자료제약상 건설업내의 실업률을 따로 추정하지 못한 채 추계를 하였으나 만약 건설업이 고용보험제도 안에서 포함되는 것이 확실해진다면 향후 건설업내의 실업행위에 대한 심층적인 분석이 필요하다.

- ② 전술한 대로 본 추계에서 사용된 불변 실업률의 가정이 바뀐다면 세율도 변화할 것이다. 그동안 외국의 연구결과로 미루어 고용보험의 도입 자체가 실업률을 어렵지 않게 1~2퍼센트포인트 상승시킬 수도 있기 때문이다.
- ③ 고용보험의 가입대상을 현행 국민연금제도와 같이 5인 이상 사업체로 확대하게 되면 보험요율은 상승할 것이다. 영세규모의 사업체군일수록 고용상대가 불완전하기 때문이다.
- ④ 실제 정부당국이 세율을 결정할 때에는 세입에 있어서의 손실분도 고려해야 한다. 참고로 국민연금의 경우 작년에 징수과정에서 2퍼센트 정도의 손실이 있었다고 한다.

그 밖에도 우리나라의 고용보험제도가 사회보험으로서의 위상을 확고히 하기 위해서는 심사숙고해야 할 제도적 요소들이 산재해 있는 것이 사실이다. 대표적 예로 부정적인 인센티브의 창출을 극소화하기 위해서 고용보험연구기획단에서는 이른바 경험률제도(**experience rating system**)¹⁾의 도입을 검토하고 있는 것으로 알려져 있다. 전술된 재고용보너스제도(**reemployment bonus scheme**)와 이 경험률제도의 구체적인 형태에 대해서는 그들 제도들이 또 다른 도덕적 위해(**moral hazard**)를 유발시키지 않도록 극히 신중한 사전 분석이 필요할 것이다. 어쨌든 이 모든 제도가 복합적으로 엮어진 고용보험제도의 재정을 추계한다는 것이 현재로서는 힘에 부치는 일임에는 틀림없으나 고용보험제도가 경제·사회에 파급시키는 영향이 심각하므로 이 분야에 더욱 많은 관심과 연구가 절실하다고 사료된다.

주석 1) 경험률제도에 관해서는 **Becker(1972)**가 고전적인 참고문헌이며, 그 밖에 70년대와 80년대에 걸쳐 무수히 많은 논문이 집필되었다. **Kim(1991)**에는 경험률제도의 불완전성이 고용과 실업에 미치는 영향에 대하여 설명되어 있으며 그동안 가장 대표적인 연구논문들이 소개되어 있다.

參考文獻

參 考 文 獻

- 김원하, 『미국의 고용보험제도』, 한국노동연구원, 1990.
- 김일중, 『우리나라 전업시공의 경쟁력제고와 무실업사망지를 위한 기본전략』, 대우경제연구소, 1993.
- 박영범, 『미국의 고용보험제도』, 한국노동연구원, 1992.
- 유필상, 『일본의 고용보험제도』, 한국노동연구원, 1992.
- 노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 각호.
- _____, 『직종별 임금실태조사보고서』, 각호.
- 통계청, 『한국통계월보』, 각호.
- 한국노동연구원, 『도시가구의 취업실태조사』, 1992.
- _____, 『노동시장분석』, 각호.
- 한국개발연구원, 『세계경제의 이진분화와 국내경제사회의 발전전망』, 1989.
- U.S. Bureau of Labor Statistics, *Employment and Earnings*, each year.
- Atkinson, Anthony and John Micklewright, "Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, vol. XXIX, 1991, pp.1679~1727.
- Becker, Joseph, *Experience Rating in Unemployment Insurance*, Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan, 1972.
- Card, David and Phillip Levine, "Unemployment Insurance Taxes and the Cyclical Properties of Employment and Unemployment", Working Paper #288, Industrial Relations Section, Princeton University, July 1991.
- Deere, Donald, "Unemployment Insurance and Employment", *Journal of Labor Economics*, vol.9, 1991, pp.307~324.

- Hansen, Lee and James Byers(eds.), *Unemployment Insurance*, The University of Wisconsin Press, Madison, 1990.
- Kim, I. Joong, "Incomplete Experience Rating of Unemployment Insurance and Temporary Layoffs in a Labor Contract Framework", Dept. of Economics Working Paper Series No. 91-9-3, Florida State University, 1991.
- Kim, Il Joong, "The Effectiveness of a Reemployment Bonus as an Incentive Contract", *Economics Letters*, vol.39, 1992, pp.345~352.
- Kim, Il Joong, "The Cross-Sector Subsidy within Unemployment Insurance and Income Redistribution", Daewoo Research Institute Working Paper, 1993.
- Kim, Il Joong, "An Econometric Study on the Deterrent Impact of Probation: Correcting Selection and Censoring Biases", *Evaluation Review*, 1994(forthcoming).
- Rosen, Sherwin, "Comment", *Industrial and Labor Relations Review*, vol.30, 1977, pp.518~520.
- Topel, Robert and Finis Welch, "Unemployment Insurance: Survey and Extensions", *Economica*, vol.47, 1980, pp.351~379.

<附錄 1> 재정추계에 관련된 모수 및 변수들의 정의
공통사용된 변수

공통사용된 변수

변 수	정 의	추 정에 사용된 자료
u	실업률	『한국통계월보』 『도시가구의 취업실태조사』
W_0	10인 이상 사업체의 연평균 임금 (1995)	『매월노동통계조사보고서』 『직종별 임금실태조사보고서』
L_0	10인 이상 사업체의 취업자(1995)	『매월노동통계조사보고서』 『직종별 임금실태조사보고서』
n	L_0 의 증가율(1980~92)	『매월노동통계조사보고서』 『분기별 노동동향분석』
α	W_0 의 실질증가율(1980~92)	『매월노동통계조사보고서』 『분기별 노동동향분석』 『직종별 임금실태조사보고서』
i	실질이자율	『세계경제의 여진변화와 국내경제 사회 발전원망』

별칭인정사업

변 수	정 의	추 정에 사용된 자료
δ_0	정당한 취업자수의 비율	『도시가구의 취업실태조사』
δ_1	복타입 계층(30시간 이상)의 비율	『도시가구의 취업실태조사』
δ_2	대기기간내에 구직을 하지 못한 비율	『도시가구의 취업실태조사』
δ_3	실업담부액(과거임금에 대한 비율)	
$\delta_3(1)$	유자격 실업자들의 연평균 금부기간 (단위:연) (구직활동수당만 포함)	『도시가구의 취업실태조사』 『한국통계월보』
$\delta_{ur}(1)$	구직활동수당 금부자의 전체 실업자수 에 대한 비율 : stock 개념	
$\delta_{ur}(1)$	공공적업훈련 수혜자의 전체 실업자수 에 대한 비율 : stock 개념	

변 수	정 의	추정에 사용된 자료
$\delta_0(t)$	생활안정사업 전체 수혜자의 전체 실업자수에 대한 비율 : stock 개념	
N_1	구직활동수당 급부자의 연간 flow	
N_2	공공직업훈련 수혜자의 연간 flow	
$CW(t)$	고용보험에 가입된 취업자수	
$CU(t)$	고용보험에 가입된 실업자수	
$QU_1(t)$	구직활동수당 급부자의 연평균stock (전체 실업자 중에서 조금이라도 급부를 할 실업자의 연평균 stock)	
$JU(t)$	공공직업훈련 수혜자의 연평균 stock	
$QU(t)$	생활안정사업 전체 수혜자의 연평균 stock(유자격 실업자)	
$\Omega(t)$	급부자격합수(유자격실업자들이 1년동안 타간 급부액이 보험에 가입된 전체 실업자의 1년 총임금에서 차지하는 비중) ; 재고용보너스 포함	
ϕ	공공직업훈련 장려를 위한 인센티브 보너스를 1년간 지급했을때 연간 임금 총액에서 차지하는 비율	
r	생활안정사업 균형세율	
$CR(t)$	'92 가격 수입(constant price)	
$R(t)$	'95 현재가격 수입(present value)	
$CX(t)$	'92 가격 지출(구직활동 및 직업훈련수당)(constant price)	
$TJX(t)$	'92 가격 직업훈련수당 및 인센티브 보너스 지출(constant price)	
$X(t)$	'95 현재가격 직업훈련수당 지출 (preset value)	
$B(t)$	'92 가격 당기수지(constant price)	
$F(t)$	'92 가격 적립기금(constant price)	
$F(t-1)$	전기 적립기금(constant price)	
$I(t)$	'92 가격 이자수익(constant price)	

<附錄 2> <표 4-2>의 각 케이스별 생활안정사업의 주요 재무변수 추이
Case 1. a-b-c $r=0.2566$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	1.7E+11	1.79E+11	1.92E+11	2.069E+11	2.2E+11	2.37E+11	2.548E+11	2.72E+11	2.93E+11	3.13E+11	3.37E+11
R(T)	1.7E+11	1.74E+11	1.81E+11	1.884E+11	2.0E+11	2.04E+11	2.137E+11	2.21E+11	2.30E+11	2.40E+11	2.50E+11
CX(t)	0	1.3E+11	1.36E+11	1.539E+11	1.6E+11	2.03E+11	2.307E+11	2.49E+11	2.69E+11	2.91E+11	3.17E+11
X(t)	0	1.0E+11	1.38E+11	1.408E+11	1.6E+11	1.84E+11	1.932E+11	2.09E+11	2.13E+11	2.23E+11	2.37E+11
B(t)	1.7E+11	5.91E+10	5.39E+10	5.193E+10	3.9E+10	2.33E+10	2.306E+10	2.30E+10	2.29E+10	2.21E+10	2.11E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	1.72E+11	2.38E+11	3.007E+11	3.7E+11	4.16E+11	4.572E+11	4.90E+11	5.29E+11	5.68E+11	6.08E+11
F(t)	1.7E+11	2.31E+11	2.94E+11	3.547E+11	4.0E+11	4.36E+11	4.739E+11	5.13E+11	5.51E+11	5.90E+11	6.29E+11
TJX(t)	0	2.0E+10	2.8E+10	3.0E+10	3.3E+10	3.51E+10	3.73E+10	4.01E+10	4.28E+10	4.57E+10	4.87E+10

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)과 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 2. a-b-Ⓢ $r=0.3235$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	2.1E+11	2.20E+11	2.42E+11	2.599E+11	2.8E+11	2.98E+11	3.200E+11	3.43E+11	3.68E+11	3.96E+11	4.26E+11
R(T)	2.1E+11	2.19E+11	2.28E+11	2.379E+11	2.5E+11	2.57E+11	2.681E+11	2.79E+11	2.91E+11	3.03E+11	3.15E+11
CX(t)	0	1.52E+11	1.72E+11	1.949E+11	2.3E+11	2.69E+11	2.91E+11	3.14E+11	3.39E+11	3.66E+11	3.96E+11
X(t)	2.1E+11	7.37E+10	6.98E+10	6.493E+10	4.8E+10	2.9E+10	2.91E+10	2.91E+10	2.89E+10	2.86E+10	2.8E+10
B(t)	0	2.18E+11	2.9E+11	3.689E+11	4.4E+11	5.07E+11	5.507E+11	5.99E+11	6.43E+11	6.91E+11	7.41E+11
$F(t-1) \times (1+i)$	0	2.17E+11	2.99E+11	3.799E+11	4.6E+11	5.22E+11	5.872E+11	6.14E+11	6.63E+11	7.12E+11	7.63E+11
F(t)	2.1E+11	2.90E+11	3.69E+11	4.64E+11	5.1E+11	5.51E+11	5.963E+11	6.43E+11	6.91E+11	7.41E+11	7.91E+11
TJX(t)	0	3.38E+10	3.6E+10	3.834E+10	4.1E+10	4.34E+10	4.619E+10	4.91E+10	5.22E+10	5.54E+10	5.86E+10

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)과 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 3. a-ⓑ-c r=0.3564

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	2.3E+11	2.49E+11	2.67E+11	2.859E+11	3.1E+11	3.29E+11	3.538E+11	3.78E+11	4.06E+11	4.38E+11	4.67E+11
R(T)	2.3E+11	2.41E+11	2.51E+11	2.617E+11	2.7E+11	2.84E+11	2.984E+11	3.08E+11	3.2E+11	3.34E+11	3.47E+11
CX(t)	0	1.68E+11	1.90E+11	2.148E+11	2.3E+11	2.57E+11	3.09E+11	3.48E+11	3.74E+11	4.03E+11	4.35E+11
X(t)	0	1.63E+11	1.79E+11	1.964E+11	2.3E+11	2.56E+11	2.686E+11	2.82E+11	2.99E+11	3.09E+11	3.25E+11
B(t)	2.3E+11	4.08E+10	7.66E+10	7.133E+10	5.3E+10	3.18E+10	3.201E+10	3.21E+10	3.20E+10	3.17E+10	3.13E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	2.39E+11	3.29E+11	4.180E+11	5.0E+11	5.74E+11	6.238E+11	6.75E+11	7.29E+11	7.84E+11	8.40E+11
F(t)	2.3E+11	3.20E+11	4.0E+11	4.863E+11	5.6E+11	6.06E+11	6.558E+11	7.08E+11	7.61E+11	8.15E+11	8.71E+11
TJX(t)	0	3.73E+10	3.97E+10	4.215E+10	4.3E+10	4.71E+10	5.047E+10	5.35E+10	5.68E+10	6.02E+10	6.38E+10

단위: 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 4. a-ⓑ-ⓒ r=0.4500

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	2.9E+11	3.14E+11	3.27E+11	3.610E+11	3.9E+11	4.15E+11	4.454E+11	4.78E+11	5.12E+11	5.49E+11	5.89E+11
R(T)	2.9E+11	3.05E+11	3.17E+11	3.304E+11	3.4E+11	3.58E+11	3.730E+11	3.88E+11	4.04E+11	4.21E+11	4.38E+11
CX(t)	0	2.13E+11	2.41E+11	2.705E+11	3.2E+11	3.75E+11	4.851E+11	4.37E+11	4.72E+11	5.09E+11	5.48E+11
X(t)		2.01E+11	2.27E+11	2.48E+11	2.8E+11	3.117E+11	3.321E+11	3.53E+11	3.80E+11	3.92E+11	3.87E+11
B(t)	2.9E+11	1.81E+11	9.69E+10	8.948E+10	6.7E+10	3.9E+10	4.026E+10	4.06E+10	4.07E+10	4.07E+10	4.04E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	3.01E+11	4.15E+11	5.261E+11	6.3E+11	7.22E+11	7.842E+11	8.43E+11	9.06E+11	9.86E+11	1.06E+12
F(t)	2.9E+11	4.88E+11	5.11E+11	6.155E+11	7.0E+11	7.61E+11	8.244E+11	8.96E+11	9.57E+11	1.03E+12	1.10E+12
TJX(t)	0	4.73E+10	5.08E+10	5.254E+10	5.6E+10	5.92E+10	6.259E+10	6.62E+10	6.99E+10	7.38E+10	7.8E+10

단위: 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 5. a-(b)-c $r=0.4563$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	3E+11	3.18E+11	3.41E+11	3.661E+11	3.9E+11	4.21E+11	4.516E+11	4.84E+11	5.19E+11	5.57E+11	5.98E+11
R(T)	3E+11	3.08E+11	3.22E+11	3.356E+11	3.5E+11	3.63E+11	3.782E+11	3.94E+11	4.10E+11	4.27E+11	4.45E+11
CX(t)	0	2.16E+11	2.44E+11	2.754E+11	3.3E+11	3.81E+11	4.198E+11	4.43E+11	4.78E+11	5.19E+11	5.56E+11
X(t)	0	2.09E+11	2.30E+11	2.529E+11	2.9E+11	3.29E+11	3.440E+11	3.60E+11	3.77E+11	3.95E+11	4.24E+12
B(t)	3E+11	3.03E+11	3.13E+11	3.069E+11	6.7E+10	4.02E+10	4.081E+10	4.11E+10	4.13E+10	4.13E+10	4.10E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	3.06E+11	4.29E+11	5.333E+11	6.4E+11	7.31E+11	7.949E+11	8.61E+11	9.28E+11	9.99E+11	1.07E+12
F(t)	3E+11	4.08E+11	5.18E+11	6.240E+11	7.1E+11	7.72E+11	8.257E+11	8.70E+11	9.10E+11	1.04E+12	1.11E+12
TJX(t)	0	4.80E+10	5.07E+10	5.366E+10	5.7E+10	6.00E+10	6.340E+10	6.70E+10	7.08E+10	7.48E+10	7.89E+10

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 6. a-(b)-㉔ $r=0.5766$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	3.7E+11	4.02E+11	4.31E+11	4.626E+11	5.0E+11	5.22E+11	5.707E+11	6.12E+11	6.58E+11	7.04E+11	7.55E+11
R(T)	3.7E+11	3.90E+11	4.07E+11	4.233E+11	4.4E+11	4.58E+11	4.779E+11	4.98E+11	5.18E+11	5.40E+11	5.62E+11
CX(t)	0	2.73E+11	3.09E+11	3.486E+11	4.1E+11	4.83E+11	5.133E+11	5.68E+11	6.04E+11	6.51E+11	7.03E+11
X(t)	0	2.65E+11	2.91E+11	3.190E+11	3.7E+11	4.15E+11	4.348E+11	4.55E+11	4.77E+11	4.99E+11	1.57E+12
B(t)	3.7E+11	3.29E+11	3.22E+11	3.140E+11	8.5E+10	5.08E+10	5.143E+10	5.21E+10	5.26E+10	5.28E+10	5.28E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	3.86E+11	5.30E+11	6.722E+11	8.1E+11	9.21E+11	1.002E+12	1.08E+12	1.17E+12	1.26E+12	1.35E+12
F(t)	3.7E+11	5.15E+11	6.53E+11	7.882E+11	8.9E+11	9.7E+11	1.053E+12	1.14E+12	1.23E+12	1.31E+12	1.40E+12
TJX(t)	0	6.08E+10	6.41E+10	6.754E+10	7.1E+10	7.36E+10	7.900E+10	8.32E+10	8.76E+10	9.23E+10	9.71E+10

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 7. ㉠-b-c $r=0.3433$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	2.2E+11	2.39E+11	2.57E+11	2.754E+11	3.0E+11	3.17E+11	3.397E+11	3.61E+11	3.81E+11	4.19E+11	4.50E+11
R(T)	2.2E+11	2.31E+11	2.42E+11	2.529E+11	2.6E+11	2.73E+11	2.849E+11	2.96E+11	3.08E+11	3.21E+11	3.34E+11
CX(t)	0	1.61E+11	1.83E+11	2.066E+11	2.4E+11	2.80E+11	3.089E+11	3.34E+11	3.60E+11	3.89E+11	4.20E+11
X(t)	0	1.55E+11	1.78E+11	1.991E+11	2.2E+11	2.47E+11	2.587E+11	2.71E+11	2.84E+11	2.98E+11	3.17E+11
B(t)	2.2E+11	7.80E+10	7.38E+10	6.878E+10	5.1E+10	3.37E+10	3.084E+10	3.09E+10	3.07E+10	3.05E+10	3.00E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	2.30E+11	3.17E+11	4.029E+11	4.9E+11	5.53E+11	6.012E+11	6.51E+11	7.02E+11	7.55E+11	8.09E+11
F(t)	2.2E+11	3.08E+11	3.91E+11	4.719E+11	5.4E+11	5.84E+11	6.329E+11	6.82E+11	7.33E+11	7.86E+11	8.29E+11
TJX(t)	0	3.58E+10	3.82E+10	4.063E+10	4.3E+10	4.59E+10	4.879E+10	5.18E+10	5.50E+10	5.83E+10	6.18E+10

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 8. ㉠-b-㉡ $r=0.4333$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	2.8E+11	3.02E+11	3.24E+11	3.479E+11	3.7E+11	4.00E+11	4.289E+11	4.60E+11	4.93E+11	5.29E+11	5.67E+11
R(T)	2.8E+11	2.83E+11	3.06E+11	3.181E+11	3.3E+11	3.46E+11	3.593E+11	3.74E+11	3.89E+11	4.06E+11	4.22E+11
CX(t)	0	2.80E+11	2.52E+11	2.514E+11	3.1E+11	3.82E+11	3.901E+11	4.21E+11	4.54E+11	4.90E+11	5.29E+11
X(t)	0	1.99E+11	2.18E+11	2.382E+11	2.7E+11	3.12E+11	3.267E+11	3.42E+11	3.59E+11	3.78E+11	3.98E+11
B(t)	2.8E+11	9.79E+10	9.28E+10	8.624E+10	6.4E+10	3.94E+10	3.879E+10	3.91E+10	3.93E+10	3.91E+10	3.88E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	2.90E+11	3.99E+11	5.069E+11	6.1E+11	6.99E+11	7.55E+11	8.18E+11	8.83E+11	9.50E+11	1.02E+12
F(t)	2.8E+11	3.88E+11	4.82E+11	5.839E+11	6.7E+11	7.54E+11	7.943E+11	8.57E+11	9.22E+11	9.89E+11	1.06E+12
TJX(t)	0	4.95E+10	4.82E+10	5.302E+10	5.4E+10	5.71E+10	6.043E+10	6.39E+10	6.76E+10	7.14E+10	7.55E+10

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 9. ㉠-㉢-c $r=0.4788$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	3.1E+11	3.3E+11	3.57E+11	3.833E+11	4.1E+11	4.41E+11	4.739E+11	5.07E+11	5.41E+11	5.83E+11	6.26E+11
R(T)	3.1E+11	3.24E+11	3.37E+11	3.50E+11	3.7E+11	3.83E+11	3.96E+11	4.12E+11	4.29E+11	4.47E+11	4.66E+11
CX(t)	0	2.2E+11	2.5E+11	2.864E+11	3.4E+11	3.99E+11	4.387E+11	4.64E+11	5.01E+11	5.46E+11	5.83E+11
X(t)	0	2.19E+11	2.41E+11	2.640E+11	3.0E+11	3.44E+11	3.63E+11	3.77E+11	3.96E+11	4.14E+11	4.30E+12
B(t)	3.1E+11	1.07E+11	1.08E+11	9.48E+10	7.1E+10	4.2E+10	4.27E+10	4.31E+10	4.33E+10	4.33E+10	4.31E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	3.20E+11	4.4E+11	5.581E+11	6.7E+11	7.65E+11	8.317E+11	9.01E+11	9.73E+11	1.05E+12	1.12E+12
F(t)	3.1E+11	4.27E+11	5.42E+11	6.529E+11	7.4E+11	8.08E+11	8.744E+11	9.44E+11	1.02E+12	1.09E+12	1.17E+12
TJX(t)	0	5.03E+10	5.31E+10	5.614E+10	5.9E+10	6.27E+10	6.679E+10	6.99E+10	7.38E+10	7.79E+10	8.22E+10

단위: 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 10. ㉠-㉢-㉠ $r=0.6039$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	3.9E+11	4.21E+11	4.52E+11	4.845E+11	5.2E+11	5.57E+11	5.977E+11	6.41E+11	6.87E+11	7.37E+11	7.91E+11
R(T)	3.9E+11	4.09E+11	4.29E+11	4.433E+11	4.6E+11	4.81E+11	5.00E+11	5.21E+11	5.43E+11	5.65E+11	5.88E+11
CX(t)	0	2.86E+11	3.24E+11	3.651E+11	4.2E+11	5.04E+11	5.439E+11	5.86E+11	6.30E+11	6.82E+11	7.35E+11
X(t)	0	2.19E+11	3.05E+11	3.342E+11	3.8E+11	4.35E+11	4.555E+11	4.77E+11	4.99E+11	5.23E+11	5.48E+12
B(t)	3.9E+11	1.35E+11	1.28E+11	1.193E+11	8.9E+10	5.29E+10	5.383E+10	5.48E+10	5.51E+10	5.54E+10	5.58E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	4.64E+11	5.55E+11	7.037E+11	8.5E+11	9.64E+11	1.048E+12	1.13E+12	1.22E+12	1.32E+12	1.42E+12
F(t)	3.9E+11	5.28E+11	6.83E+11	8.233E+11	9.4E+11	1.05E+12	1.181E+12	1.19E+12	1.28E+12	1.37E+12	1.47E+12
TJX(t)	0	6.37E+10	6.71E+10	7.069E+10	7.4E+10	7.84E+10	8.253E+10	8.69E+10	9.14E+10	9.62E+10	1.01E+11

단위: 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 11. ㉠-(b)-c $r=0.6123$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	4E+11	4.27E+11	4.58E+11	4.912E+11	5.3E+11	5.65E+11	6.06E+11	6.56E+11	6.97E+11	7.48E+11	8.00E+11
R(T)	4E+11	4.15E+11	4.32E+11	4.495E+11	4.7E+11	4.87E+11	5.015E+11	5.28E+11	5.56E+11	5.72E+11	5.97E+11
CX(t)	0	2.91E+11	3.28E+11	3.700E+11	4.4E+11	5.31E+11	5.514E+11	5.95E+11	6.41E+11	6.91E+11	7.46E+11
X(t)	0	7.22E+11	3.10E+11	3.388E+11	3.9E+11	4.41E+11	4.418E+11	4.83E+11	5.06E+11	5.30E+11	1.68E+12
B(t)	4E+10	1.27E+11	1.30E+11	1.209E+11	9.8E+10	5.36E+10	5.454E+10	5.53E+10	5.58E+10	5.62E+10	5.63E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	4.18E+11	5.63E+11	7.134E+11	8.8E+11	9.78E+11	1.062E+12	1.15E+12	1.24E+12	1.34E+12	1.43E+12
F(t)	4E+11	5.47E+11	6.53E+11	8.343E+11	9.5E+11	1.03E+12	1.117E+12	1.21E+12	1.30E+12	1.39E+12	1.49E+12
TJX(t)	0	5.46E+10	5.80E+10	7.166E+10	7.5E+10	7.94E+10	8.362E+10	8.86E+10	9.26E+10	9.75E+10	1.03E+11

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 12. ㉠-(b)-㉡ $r=0.7744$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	5E+11	5.40E+11	5.79E+11	6.213E+11	6.7E+11	7.15E+11	7.664E+11	8.22E+11	8.82E+11	9.46E+11	1.01E+12
R(T)	5E+11	5.24E+11	5.46E+11	5.686E+11	5.9E+11	6.16E+11	6.419E+11	6.68E+11	6.96E+11	7.25E+11	7.55E+11
CX(t)	0	3.68E+11	4.16E+11	4.699E+11	5.5E+11	6.47E+11	6.978E+11	7.52E+11	8.11E+11	8.74E+11	9.42E+11
X(t)	0	3.58E+11	3.91E+11	4.291E+11	4.9E+11	5.58E+11	5.842E+11	6.11E+11	6.40E+11	6.70E+11	2.10E+12
B(t)	5E+10	1.72E+11	1.82E+11	1.524E+11	1.1E+11	6.74E+10	6.866E+10	7.01E+10	7.11E+10	7.18E+10	7.22E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	5.19E+11	7.11E+11	9.006E+11	1.1E+12	1.23E+12	1.343E+12	1.45E+12	1.57E+12	1.69E+12	1.81E+12
F(t)	5E+11	6.90E+11	8.74E+11	1.053E+12	1.2E+12	1.30E+12	1.409E+12	1.53E+12	1.64E+12	1.76E+12	1.88E+12
TJX(t)	0	8.19E+10	8.60E+10	9.036E+10	9.5E+10	9.96E+10	1.046E+11	1.10E+11	1.15E+11	1.21E+11	1.27E+11

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 13. (a)-b-c $r=0.4318$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	2.8E+11	3.01E+11	3.23E+11	3.464E+11	3.7E+11	3.96E+11	4.273E+11	4.58E+11	4.92E+11	5.27E+11	5.65E+11
R(T)	2.6E+11	2.92E+11	3.04E+11	3.179E+11	3.3E+11	3.44E+11	3.579E+11	3.73E+11	3.88E+11	4.04E+11	4.21E+11
CX(t)	0	2.04E+11	2.31E+11	2.604E+11	3.1E+11	3.62E+11	3.867E+11	4.19E+11	4.53E+11	4.88E+11	5.27E+11
X(t)	0	1.96E+11	2.18E+11	2.362E+11	2.7E+11	3.11E+11	3.293E+11	3.41E+11	3.57E+11	3.74E+11	3.98E+11
B(t)	2.8E+11	9.73E+10	9.22E+10	8.593E+10	6.4E+10	3.82E+10	3.863E+10	3.89E+10	3.90E+10	3.89E+10	3.86E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	2.89E+11	3.98E+11	5.090E+11	6.1E+11	6.93E+11	7.529E+11	8.13E+11	8.80E+11	9.46E+11	1.01E+12
F(t)	2.8E+11	3.88E+11	4.90E+11	5.909E+11	6.7E+11	7.31E+11	7.913E+11	8.54E+11	9.19E+11	9.86E+11	1.05E+12
TJX(t)	0	4.52E+10	4.89E+10	5.094E+10	5.4E+10	5.69E+10	6.023E+10	6.37E+10	6.73E+10	7.12E+10	7.52E+10

단위: 1992년 가격(원), 단, R(t)와 X(t)는 제도입시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 14. (a)-b-⊙ $\tau=0.5455$

Case 14. (a)-b-⊙ $\tau=0.5455$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	3.5E+11	3.80E+11	4.08E+11	4.37E+11	4.7E+11	5.08E+11	5.39E+11	5.79E+11	6.21E+11	6.66E+11	7.14E+11
R(T)	3.5E+11	3.68E+11	3.85E+11	4.06E+11	4.2E+11	4.34E+11	4.522E+11	4.71E+11	4.90E+11	5.08E+11	5.28E+11
CX(t)	0	2.58E+11	2.93E+11	3.29E+11	3.5E+11	4.55E+11	4.912E+11	5.30E+11	5.71E+11	6.08E+11	6.66E+11
X(t)	0	2.58E+11	2.78E+11	3.01E+11	3.5E+11	3.98E+11	4.114E+11	4.31E+11	4.51E+11	4.72E+11	4.9E+12
B(t)	3.5E+11	1.22E+11	1.16E+11	1.08E+11	8E+10	4.79E+10	4.689E+10	4.53E+10	4.37E+10	4.26E+10	4.98E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	3.68E+11	5.02E+11	6.36E+11	7.7E+11	8.79E+11	9.478E+11	1.03E+12	1.11E+12	1.19E+12	1.28E+12
F(t)	3.5E+11	4.87E+11	6.18E+11	7.44E+11	8.5E+11	9.28E+11	9.965E+11	1.08E+12	1.16E+12	1.24E+12	1.33E+12
TJX(t)	0	5.75E+10	6.06E+10	6.39E+10	6.7E+10	7.11E+10	7.487E+10	7.94E+10	8.33E+10	8.77E+10	9.24E+10

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 15. (a)-⑤-c $\tau=0.6017$

Case 15. (a)-⑤-c $\tau=0.6017$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	3.9E+11	4.20E+11	4.50E+11	4.827E+11	5.2E+11	5.55E+11	5.955E+11	6.38E+11	6.85E+11	7.35E+11	7.88E+11
R(T)	3.9E+11	4.0E+11	4.25E+11	4.477E+11	4.6E+11	4.79E+11	4.987E+11	5.19E+11	5.41E+11	5.63E+11	5.86E+11
CX(t)	0	2.8E+11	3.25E+11	3.638E+11	4.3E+11	5.03E+11	5.415E+11	5.84E+11	6.30E+11	6.79E+11	7.33E+11
X(t)	0	2.7E+11	3.04E+11	3.329E+11	3.8E+11	4.33E+11	4.538E+11	4.75E+11	4.97E+11	5.20E+11	5.44E+12
H(t)	3.9E+11	1.34E+11	1.27E+11	1.189E+11	8.8E+10	5.27E+10	5.365E+10	5.44E+10	5.49E+10	5.53E+10	5.53E+10
$F(t-1) \times$ (1+i)	0	4.03E+11	5.53E+11	7.311E+11	8.4E+11	9.61E+11	1.044E+12	1.13E+12	1.22E+12	1.30E+12	1.41E+12
F(t)	3.9E+11	5.37E+11	6.80E+11	8.20E+11	9.3E+11	1.01E+12	1.098E+12	1.18E+12	1.26E+12	1.35E+12	1.47E+12
TX(t)	0	6.35E+10	6.69E+10	7.043E+10	7.4E+10	7.81E+10	8.224E+10	8.66E+10	9.11E+10	9.58E+10	1.01E+11

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도상서 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 16. (a)-(b)-(c) $\tau=0.7610$

Case 16. (a)-(b)-(c) $\tau=0.7610$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
$CR(t)$	4.9E+11	5.21E+11	5.39E+11	6.10E+11	6.5E+11	7.02E+11	7.53E+11	8.08E+11	8.66E+11	9.29E+11	9.96E+11
$R(T)$	4.9E+11	5.15E+11	5.37E+11	5.58E+11	5.8E+11	6.02E+11	6.20E+11	6.57E+11	6.84E+11	7.12E+11	7.41E+11
$CK(t)$	0	3.62E+11	4.09E+11	4.80E+11	5.4E+11	6.38E+11	6.855E+11	7.28E+11	7.94E+11	8.58E+11	9.26E+11
$X(t)$	0	3.51E+11	3.85E+11	4.21E+11	4.8E+11	5.48E+11	5.70E+11	6.01E+11	6.29E+11	6.58E+11	2.07E+12
$D(t)$	4.9E+11	1.69E+11	1.60E+11	1.499E+11	1.1E+11	6.63E+10	6.367E+10	6.06E+10	6.38E+10	7.05E+10	7.88E+10
$F(t-1) \times$ $(1+i)$	0	5.10E+11	6.99E+11	8.850E+11	1.1E+12	1.21E+12	1.307E+12	1.43E+12	1.54E+12	1.66E+12	1.78E+12
$F(t)$	4.9E+11	6.79E+11	8.59E+11	1.035E+12	1.2E+12	1.26E+12	1.385E+12	1.50E+12	1.61E+12	1.73E+12	1.83E+12
$TIX(t)$	0	8.05E+10	8.45E+10	8.88E+10	9.3E+10	9.8E+10	1.029E+11	1.08E+11	1.13E+11	1.18E+11	1.25E+11

단위 : 1992년 가격(원). 단, $R(t)$ 와 $X(t)$ 는 제도실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 17. (a)-(b)-c $\tau=0.7716$

Case 17. (a)-(b)-c $\tau=0.7716$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	5E+11	5.38E+11	5.77E+11	6.19E+11	6.6E+11	7.02E+11	7.63E+11	8.19E+11	8.78E+11	9.42E+11	1.01E+12
R(T)	5E+11	5.22E+11	5.44E+11	5.68E+11	5.9E+11	6.11E+11	6.39E+11	6.68E+11	6.9E+11	7.22E+11	7.52E+11
CX(t)	0	3.67E+11	4.12E+11	4.67E+11	5.3E+11	6.05E+11	6.95E+11	7.69E+11	8.08E+11	8.71E+11	9.35E+11
X(t)	0	3.58E+11	3.91E+11	4.27E+11	4.6E+11	5.06E+11	5.821E+11	6.09E+11	6.38E+11	6.67E+11	7.11E+11
B(t)	5E+11	1.71E+11	1.63E+11	1.518E+11	1.1E+11	6.72E+10	6.361E+10	6.38E+10	7.68E+10	7.15E+10	7.14E+10
$F(t-1) \times (1+i)$	0	5.17E+11	7.04E+11	8.97E+11	1.1E+12	1.23E+12	1.335E+12	1.45E+12	1.56E+12	1.68E+12	1.81E+12
F(t)	5E+11	6.88E+11	8.71E+11	1.04E+12	1.2E+12	1.3E+12	1.404E+12	1.53E+12	1.63E+12	1.75E+12	1.88E+12
TJX(t)	0	8.14E+10	8.57E+10	9.07E+10	9.5E+10	9.93E+10	1.043E+11	1.09E+11	1.13E+11	1.20E+11	1.27E+11

단위 : 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도 실시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

Case 18. (a)-(b)-③ $\tau=0.9764$

Case 18. (a)-(b)-③ $\tau=0.9764$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
CR(t)	6.3E+11	6.81E+11	7.38E+11	7.83E+11	8.4E+11	9.03E+11	9.63E+11	1.04E+12	1.11E+12	1.18E+12	1.28E+12
R(T)	6.3E+11	6.61E+11	6.88E+11	7.16E+11	7.5E+11	7.77E+11	8.08E+11	8.32E+11	8.77E+11	9.14E+11	9.51E+11
CX(t)	0	4.6E+11	5.25E+11	5.91E+11	7.0E+11	8.16E+11	8.79E+11	9.4E+11	1.03E+12	1.18E+12	1.19E+12
X(t)	0	4.58E+11	4.95E+11	5.41E+11	6.3E+11	7.04E+11	7.367E+11	7.71E+11	8.06E+11	8.44E+11	2.85E+12
B(t)	6.3E+11	2.16E+11	2.05E+11	1.93E+11	1.4E+11	8.46E+10	8.66E+10	8.31E+10	9.00E+10	9.11E+10	9.19E+10
$F(t-1) \times$ $(1+i)$	0	6.54E+11	8.9E+11	1.14E+12	1.4E+12	1.55E+12	1.68E+12	1.83E+12	1.97E+12	2.12E+12	2.28E+12
F(t)	6.3E+11	8.78E+11	1.00E+12	1.325E+12	1.5E+12	1.64E+12	1.773E+12	1.91E+12	2.06E+12	2.12E+12	2.37E+12
TJX(t)	0	1.03E+11	1.06E+11	1.137E+11	1.2E+11	1.25E+11	1.306E+11	1.37E+11	1.44E+11	1.58E+11	1.58E+11

단위: 1992년 가격(원). 단, R(t)와 X(t)는 제도생시 초기년인 1995년을 기준으로 환산한 현재가치임.

제2부 雇傭保險의 經濟的 波及效果에 관한 論議와 制度導入後 國內經濟 미치는 效果推定

第 1 章 머리말

1995년부터 우리나라 雇傭保險의 도입이 거의 확실시된 상황에서 고용보험제도의 도입에 의한 경제적 파급효과에 대한 관심이 고조되고 있다. 고용보험에 소요되는 예산이 적지 않은 만큼 그 경제적 효과도 상당하기 때문이다. 本稿의 목적은 미국과 영국 등 선진국을 중심으로 이루어진 기존의 연구들을 통하여 고용보험의 파급효과를 미리 照鑑해 봄으로써 그 부정적 효과를 극소화하며 제도의 근본취지를 달성할 수 있는 이론적·제도적 틀을 모색하는 데 있다.

본고 제2부의 구성은 제2장의 제1절에서는 고용보험(또는 失業保險, UI)의 파급효과에 대해 선진국에서 연구되어 왔던 전통적 논리를 간단히 소개하고, 그 한계에 대하여 미리 비평해 본다. 제2절에서는 그동안 노동시장을 중심으로 고용보험의 파급효과에 대한 예측을 하는 데 기반이 되었던 이론들을 정리해 본다. 제3절에서는 실업보험, 특히 고용보험 급부수준이 실업기간, 실업의 다양한 종료, 실업으로의 유입, 그 밖에 생산성 등에 미치는 영향에 대하여 요약해 본다. 제4절에서는 실업보험에 관여된 기타 몇 가지 제도적 변수별로 그 영향을 소개하고 그 변수들이 근로시장에 어떠한 영향을 미치는가에 대하여 검토해 본다.

마지막으로 제3장에서는 고용보험연구기획단의 「고용보험제도 실시방안(1993.6.)」에 입각하여 고용보험의 도입이 향후 우리나라 주요 거시변수에 미칠 영향을 추정해 본다. 실제 자료의 부재로 인하여 다양한 계량경제학적 기법을 활용하는 데는 한계가 있으나 고용보험이 재정부문에 비대칭적인 효과를 미칠 것이라는 점에 착안하여 추정작업을 해본다. 즉 실업률, 경제활동인구참가율, 생산량, 물가, 임금, 그리고 이자율에 미치는 영향을 살펴볼 것이다. 이 부문은 향후 고용보험이 실시된 후에 수집되는 자료를 가지고서 계속적으로 시도되어야 할 중요한 작업이라고 판단된다.

第 2 章 雇傭保險의 經濟的 波及效果

第 1 節 雇傭保險關聯 傳統的 論理의 概觀과 制度的 要素의 重要性

1. 傳統的 論理의 概觀과 批評

고용보험은 실직자들에게 실업상태의 일정기간 동안 소득보조적 급부를 제공함으로써 근로자의 복지를 증진시키는 사회보장적 기능을 가지고 있다. 그럼에도 불구하고 이 실업급부의 지급은 근로자들의 구직노력에 부정적인 영향을 줌으로써 오히려 실업의 기간을 연장시키는 효과가 있다는 것이 일반적인 견해이다. 즉 실업자측에서의 도덕적 위해(moral hazard)가 발생한다는 의미이다. 그러나 후술되는 바대로 고용보험과 노동공급간의 관계에 대한 경제학자뿐만 아니라 일반인의 높은 관심에도 불구하고 양자의 관계에 대해 단정적인 결론에 도달하는 데는 연구결과가 아직 미흡하다.

그런데 고용보험의 파급효과를 고용의 극대화 측면에서만 파악하는 시각은 다소 협소한 안목이 될 수도 있다. 즉 단기적인 고용의 증가만으로 고용보험의 정책효과를 측정해서는 안된다는 것이다. 실업기간 동안 급부를 받음으로써 구직활동을 더욱 여유있게 그리고 효과적으로 할 수 있어 복직이 되는 경우 새직장과 '좀더 적절한 조합'(better job-matching)을 실현함으로써 근속기간도 늘어나고 생산성도 향상될 수 있게 된다. 그렇지만 이러한 장기적 효과를 측정한다는 일이 현실적으로 힘들기 때문에 기존의 연구에서 상당히 간과되어 온 것이 사실이다.

또한 많은 기존의 연구들이 단순히 고용보험의 지급과 실업의 증가라는 상충관계(trade off)에 그 초점을 맞추고 있는 것이 사실이지만, 예를 들어 실업급부를 받던 실업자가 실업상태를

벗어났다고 해서 반드시 고용이 되는 것은 아니라는 점을 잊어서는 안된다. 실제로 실업자들이 실업상태를 벗어나기는 했지만 고용되는 것이 아니고 비경제활동인구로 유입해 버렸음을 증명하는 연구가 많이 있다.

따라서 정책효과를 분석함에 있어서는 무엇보다도 복잡한 노동시장이 성격에 대해서 철저히 분석하는 일이 필수적이다. 연구자들이 바로 이 점을 간과한다면 실증분석의 효과를 잘못 해석하는 오류를 범할 수 있다.

최근 많은 경제학자와 사회학자들간에 의견의 일치를 보이는 또 하나의 사실은 고용보험의 효과를 논함에 있어서 고용보험급부액이나 고용보험급부기간 등 전통적인 변수들만으로는 '고용보험의 혜택'을 모두 대변할 수 없다는 점이다(Vroman, 1990). 사실 본고에 소개되는 대부분의 실증분석들이 바로 이들 전통적인 변수를 사용하고 있으나 결코 완벽한 변수가 아님을 기억할 필요가 있다. 다시 말하면 그 변수들 자체가 잘못된 것이라기보다는 그 변수들 이외에 때때로 다른 '제도적 요소'들이 제도에 관련된 참여자들의 인센티브를 결정하는 더욱 중요한 역할을 할 수 있다는 의미이다(예를 들면 대기기간이 존재하는가, 급부액은 급부기간에 따라 변하는가, 과거 근속경력이 급부액에 영향을 미치는가 등).

이하에서는 고용보험의 파급효과에 대한 '전통적 믿음'(traditional belief)과 그 한계에 대하여 좀더 자세히 검토해 보겠다. 고용보험의 효과는 전통적으로 다음과 같이 믿어져 왔다.

첫째, 실업자에게 구직활동을 덜 하게 함으로써 실업기간을 늘린다.

둘째, 직장이 있던 사람도 실업이 이제 덜 고통스러운 사건으로 인식됨으로써 자발적 실업을 유인하게 된다.

실로 이 두 가지 가설이 고용보험의 가장 부정적인 도덕적 위해(moral hazard)로 여겨져 왔고 동시에 고용보험의 실시를 반대하던 선진 각국의 '보수파'(conservatist, 특히 libertarian economists)들의 이론적 근거가 되어 왔다.

그런데 이러한 전통적 논리가 일면 설득력이 있기는 하지만 노동시장을 둘러싼 갖가지 근로전환(labor transitions) 중 상기 두 가지 효과는 한 단면에 지나지 않는다는 사실도 간과해서는 안된다. 즉 고용보험이 노동전환에 미치는 효과는 이 두 가지 경로 외에도 본고에서 후술되는 것처럼 여러 가지가 있다. 예컨대 과거에는 노동력(labor force)에 포함되어 있지 않던 사람도 고용보험이 실시됨에 따라 또는 고용보험 수급자격조건이 완화됨에 따라 노동력에 유입하려는 인센티브가 생길 수 있고 이러한 상황에서 단기적으로 실업률은 증가되더라도 장기적으로는 경제활동인구의 증가로 말미암아 국민총생산이 증가될 수 있는 것이다(예, U.K. Treasury Macro Model, 1991).

또한 대부분의 연구에서 실업은 반드시 고용에서 유발된 것이고 실업이 완료되면 반드시 고용으로 복귀한다는 암묵적인 전제를 하고 있지만, Cramer and Werner(1984)에서 보듯이 독일(구 서독)의 경우 1977년 이러한 노동전환은 전체의 절반밖에 되지 않았다. 결론적으로 고용보험이 노동전환에 미치는 효과를 분석함에 있어서 특히 노동전환의 출발점과 귀착점에 대하여 주시하는 조심성이 요구된다고 하겠다.

실업이 완료되었을 때 과연 어떤 상태로 실업상태를 떠났는가를 세심하게 고려하지 않은 것도 전통적 접근방식의 한계점 중의 하나인 것은 앞서 지적된 바 있다. 우선 복직되었을 때 과연 그 새로운 직장이 정규직(regular jobs)인가 아니면 한계직(marginal jobs)인가에 따라 그 정책시사점이 많이 달라질 것이다. 사실 이제까지의 연구들은 복직되었을 때 그 직장을 정규직이라고 암묵리에 가정해 온 것이 사실이기 때문이다.

여기서 정규직이란 일단 풀타임직이고 계속고용될 것이 예상되며 고용보험법에 의한 보호를 받고 합법적 경제의 일부이며 일반 또는 특수직업교육을 받을 수 있는 특성 등을 보유하고 있다.

반면에 한계직이란 일용이거나 승진의 기회가 없거나(dead-end jobs) 지하경제의 일부분이라는 특성을 가지며, 여기에 가사노동을 포함한다. 즉 여기서의 한계직은 '이중노동시장이론'(theory of dual labor markets)에 나오는 2차시장에 속하는 직장(jobs at the secondary labor market)과 그 맥을 같이하고 있다.

문제는 Katz and Summers(1989, p.209)가 "미국에서 고용성장의 대부분이 저임금과열악한 직업을 제공하는 부문에서 일어났다"라고 지적하는 것이나 Rasmussen and Kim(1992)에서 미국의 노동생산성의 설명과정으로부터 도출된 사실처럼, 우리가 고용의 성장이나 변화를 논할 때는 바로 고용의 질이 중요하다는 점이다. 따라서 고용보험으로 인한 실업으로부터의 유출을 논할 때

실업과 반대되는 개념으로서의 고용의 질을 파악하는 것이 중요하다는 사실을 시사받을 수 있다. 경제협력개발기구(OECD)의 자료에 의하면(OECD, 1987, p.40) 실업 후 고용이 되었을 때 다수가 임시직을 얻고 있다는 사실도 고용보험의 효과를 측정하는 데 큰 시사점을 준다고 판단된다. 실업으로의 유입을 논할 때에도 유입전 과거직장의 질을 파악하는 것이 중요하다. 상기 전통적 논리에 따르면 고용보험이 실업으로의 유입을 증가시킨다고 했으나, 예를 들어 x명만큼의 실업자 증가가 액면 그대로 경제계 평균근로자 x명만큼의 실업자 증가로 해석되어서는 틀릴 수도 있다는 의미이다.

1978년 영국의 경우 남성근로자의 실업으로의 유입률 중 근속기간이 1년 미만인 경우 5.8퍼센트, 1~3년인 경우 0.9퍼센트, 10년 이상이 0.2퍼센트로 밝혀졌는데(Stern, 1989), 고용보험의 도입에 의한 실업으로의 유입이 근속기간이 짧은 한계직에서 일어났다면 노동시장의 평균근속기간을 보유한 근로자가 x명만큼 증가한 경우보다 고용보험의 부정적인 효과는 작다고 해석되어야 할 것이다. 그리고 이러한 부정적인 효과를 극소화시키기 위한 정책변수들의 조합도 당연히 달라질 것이다.

실업을 논할 때 실업의 성격에 대해서도 사전적으로 파악하고 있어야 정확한 정책분석을 행할 수 있다. 실업에도 갖가지 상이한 종류가 존재한다는 사실을 인식해야 한다는 의미이다. 대표적인 예로 미국의 연구자료를 접할 때 주의가 필요한 부분이 바로 임시해고(temporary layoff)이다. 유럽의 선진국들에서는 그다지 일반적인 현상이 아니지만. 임시해고가 Feldstein(1976)에 의하면 미국 전설업의 절반 이상을 차지하고 있다. 또 캐나다의 경우 1984년 실업급부를 받고 있던 사람들의 절반 이상이 과거의 고용주에게로 다시 돌아갔으며 총실업기간의 4분의 1 정도 임시해고를 당한 실업자로 구성되어 있었다(Robertson, 1989). 다시 말해서 고용보험의 실업증대 효과가 임시해고에 집중되어 나타난다면 그 심각성의 정도도 일반적인 실업현상의 증대와 다를 뿐더러 그 부정적인 효과를 치유하는 정책의 방향도 크게 달라져야 할 것이기 때문에 해당 실업의 속성을 파악하는 일도 고용보험 정책분석에서 간과되어 온 일 중의 하나이다.

결론적으로 전통적인 논리를 입증하는 과정에서 상기 몇 가지 주요 사실들이 간과됨으로써 고용보험의 정확한 파급효과를 측정하는 데 한계가 노출되었던 것이 사실이다. 향후 우리나라에 고용보험이 도입된 후에도 고용보험이 미치는 영향을 단순히 고용과 실업 사이의 이동만으로 파악할 것이 아니라 실업, 비경제활동인구, 정규직고용, 한계직고용 등의 多次元的인 변수들과 그 밖의 제도적인 요소들도 함께 고려해야 할 것이다. 더 나아가 각각의 구분에는 또다시 적지 않은 異質性이 존재한다는 사실도 가능하면 함께 고려되어야 할 것이다.

2. 制度的 要素의 重要性

고용보험의 파급효과를 논함에 있어서 기존의 대부분 연구들이 소홀히 해왔던 부분이 제도적 요소들이다. 최근 경제학내에서도 法經濟學(law and economics)이 주역이 되어 모든 경제현상을 분석할 때 법과 제도적인 요소를 반드시 고려해야 한다는 움직임이 일고는 있지만 고용보험에 관련된 연구자료들은 이러한 점에 대하여 큰 비중을 두지 않았던 것이 사실이다. 광의의 의미에서 고용보험급부 역시 현금이전정책(cash transfer program)적인 성격을 띠고 있으므로 전통적으로 현금이전정책에서 가장 핵심이 되는 급부자격(eligibility criteria)이라는 제도적 요소에 비중을 두지 않을 수 없다. 그러면 왜 이러한 제도적 요소들이 중요한 것인가에 대하여 간략히 요약해 본다.

고용보험급부의 효과에 대한 대표적인 연구인 Johnson and Layard(1986)의 논문을 보면 "실업급부는 우리 모형에서 보는 바와 같이 실업수준을 증가시킨다"라는 결론을 도출하고 있다. 그런데 이 결론을 도출하는 데 사용되었던 가설적인 이론모형을 검토해 보면 다음과 같은 제도적 요소를 암묵리에 전제하고 있다는 사실을 알게 된다.

즉 ① 실업사유와 관계없이 급부가 지급되고(no reason for unemployment criterion), ② 실업의 시작 시점부터 실업의 종료시까지 급부가 지급되며(no waiting period), ③ 실업자가 재고용을 위해 투하하는 노력의 양이나 실업자의 일을 할 수 있는 상태와 관계없이 급부가 지급된다(neither active search requirement nor checking for being able to work), ④ 새로운 직장제의를 거절하는 행위에 대한 징계가 없고(no penalty for rejecting acceptable job offers), ⑤ 과거 근속경력이나 보험료 납부실적에 따라 급부액이 변하는 메커니즘이 없으며(no contribution conditions), ⑥ 급부가 정액제로

지급된다(flat-rate). ⑦ 급부기간이 무한대이고(unlimited payment period), ⑧ 실업자 가구내의 다른 성원들의 소득수준과 관계없이 급부가 지급된다는 특성을 갖고 있다. 그러나 현실적으로 이와 같은 특성을 지닌 고용보험은 찾아보기 힘들다는 것이 사실이다.

Atkinson and Micklewright(1991)에 따르면 위에서 언급된 제도적 요소들은 실제로 OECD 제국에서 평균적으로 다음과 같이 다르게 적용되고 있다. ①' 자발적 실업이나 과오로 인한 해고는 지급 불가, ②' 대기기간이 존재하며 실업 중단기간고용 등이 있을 때는 지급 불가, ③' 구직을 위한 노력이 전제되어야 하며, ④' 적절한 직장제의를 일정횟수 거절하면 급부 중단, ⑤' 급부지급은 근속기간이나 과거 고용보험에 대한 피보험기간이 선행되어야 하고, ⑥' 급부액은 과거 임금수준에 비례하는 경우가 많으며, ⑦' 급부기간은 한정적이며 그 액수는 시간이 지날수록 감소하는 나라도 있고, 마지막으로 위⑧의 요소는 극소수의 나라를 제외하고는 실제 상황과 동일하다.

결국 모든 실업자가 고용보험급부를 받는 것은 아니고 단지 일부분만 급부자격이 부여된다는 사실을 간과해서는 안된다는 사실을 쉽게 추측할 수 있다.¹⁾ Blank and Card(1989)에 따르면 미국의 경우 1987년에 전실업자 중 30퍼센트 이하만이 실업급부의 혜택을 받았다. 그리고 영국에서는 1988년 단지 26퍼센트만이 실업급부의 혜택을 받았는데, 급부자격이 박탈된 사유로는 자발적 실업이나 업무상과실(①')이 8~10퍼센트 정도 되었고, 보험공헌도 부족(⑤')과 급부기간 소진(⑦')의 경우가 혜택받지 못한 실업자들의 각각 31퍼센트와 49퍼센트였다. 독일의 경우도 이와 비슷한데 등록된 실업자 중 고용보험급부를 받은 자는 1988년에 40퍼센트 정도 지나지 않았다(Brunches and Annandale-Massa, 1988).

급부의 내용은 특히 보험공헌도(contribution conditions for UI benefit)에 따라 크게 차이가 난다는 점에 주목해야 한다. 더욱이 앞서 정의된 한계직종에 포함되는 직장은 고용보험의 보험대상에 해당되지 않는 수가 많음도 기억해야 한다. 또한 고용보험의 파급효과를 논하는 과정에서 실업보험(Unemployment Insurance)과 실업보조(Unemployment Assistance)를 필요에 따라서 구분하는 일이 중요하다는 점도 간과해서는 안된다. 왜냐하면 실업보조는 원칙적으로 소득이나 자산보유수준에 따라 필요성 테스트(means-test)를 거친 다음 지급되므로 그 성격상 실업보험과는 본질적으로 다르기 때문이다.

우리나라의 경우 고용보험연구기획단의 실시방안연구 초안에 의하면 실직자 생활안정사업분이 보험가입취업자 총임금의 0.5퍼센트, 고용안정 및 능력개발사업분이 0.9퍼센트로 총 1.4퍼센트의 세율이 추정되는데 이 중 근로자부담분이 0.25퍼센트이고 고용주부담분이 1.15퍼센트로 결정된 것 같다. 후술되는 바와 같이 고용주부담분에 대한 적절한 경험률제도가 마련되지 않으면 우리나라에서도 고용주의 도덕적 위해가 문제될 수 있으리라 판단된다. 제도적 요소의 또 한 가지 중요한 것은 누가 재정을 부담하는가의 문제인데, 그 이유는 부담원칙에 따라 고용보험의 파급효과도 상이해질 수 있기 때문이다.²⁾ 예를 들어 사업주가 100퍼센트 부담하는 미국의 경우 사업주의 부담액을 적절히 조정해 주지 못함으로써 오는 임시해고의 증가는 이미 여러 차례 연구를 통하여 입증된 바 있다(예, Feldstein, 1978; Topel, 1983, 1984, 1985). 말하자면 미국 고용보험이 실업률을 증가시켰을 때 이는 고용보험 자체의 효과인가 아니면 고용보험재정을 사업주가 부담하는 과정에서 사업주의 도덕적 위해가 발생해 임시해고를 급격히 늘린 소치인가의 결론은 정책수행에 현격히 다른 답변을 제시하고 있기 때문이다.

주석 1) 우리나라의 경우 김일중(1993)의 추계에 따르면, 고용보험의 도입 초기연도에는 이러한 유자격실업자가 「스톡」 개념으로 전체 실업자의 약 17.5퍼센트이며, 10년이 지난 2005년에 가면 약 24.5퍼센트로 늘어날 것으로 계산되고 있다.

주석 2) 고용보험재정의 부담원칙은 국가에 따라 상이하게 나타난다. 그 자세한 내용에 관해서는 김원석(1990), 유길상(1992), 박영범(1992) 등을 참조할 수 있다.

第2節 雇傭保險의 波及效果에 關한 理論的 背景

본절에서는 고용보험의 파급효과, 특히 노동전환에 미치는 영향을 설명하는 기존의 대표적인 이론들을 몇 가지 소개한다. 그 과정에서 과연 각각의 이론들이 고용보험의 제도적 측면들을 잘 반영하고 있는가, 만약 그렇지 않다면 제도적 요소를 고려했을 때 그 결과는 어떻게 바뀔 수 있는가, 그리고 전술된 노동시장의 폭넓고 다양한 노동전환들을 포용할 수 있는가의 문제를 다루어 본다.

1. 職場探索理論(Job Search)

그동안 수없이 많은 노동경제학자에 의하여 개발되어 왔던 '직장탐색이론'은 Lippman and McCall(1979)이나 Mortensen(1986)의 연구에 보다 잘 요약되어 있다. 일반적으로 직장탐색이론의 모형에서 가장 중추적인 역할을 하는 두 개의 가정은 첫째,賃金提議(wage offers)의 분포는 외생적으로 결정된다는 것이고, 둘째, 제의된 임금이 실업자의 유보임금(reservation wage)보다 높으면 재취업을 결정한다는 것이다.

여기서 유보임금이란 실업자가 현재의 이용가능한 모든 정보를 토대로 특정 직장에서의 취업을 결정할 때 최소한 받으려 하는 임금수준을 일컫는다. 따라서 정의상, 해당 실업자는 정확히 그 유보임금의 수준에서 취업하는 경우에 얻게 되는 효용과 그대로 실업상태로 있으면서 직장탐색을 계속하는 경우로부터 도출되는 기대효용이 동일하게 된다.

그대로 실업상태에 남아 있으면서 받게 되는 기대효용이란 첫째, 고용보험급부에서 오는 효용과, 둘째, 노동을 하지 않음으로서 얻게 되는 효용, 그리고 마지막으로 미래에 제의받게 될 임금의 기대치로부터 도출하게 될 효용의 합을 의미한다. 이 점이 바로 유보임금보다 높은 임금제의에 취업을 결정하게 되는 이유가 된다. 그러므로 직장탐색이론하에서의 실업행위란 다분히 자발적인 성격을 띠고 있다.

직장탐색이론에 따르면 고용보험급부란 소위 탐색비용을 줄이는 요소나 지속적인 탐색행위의 가치를 증가시키는 요소로서 이해될 수 있기 때문에 자연적으로 실업자의 유보임금을 증가시키는 원인이 된다. 따라서 유보임금이 증가하면 일정한 수준의 임금제의를 받아들일 확률이 작아지며, 궁극적으로 실업기간(unemployment duration)이 길어져서 총체적으로 실업률이 높아진다는 결론을 도출할 수 있게 된다. 이상의 논리전개를 정리하면 다음과 같다.

고용보험급부→유보임금(+)->실업기간(+)->실업률(+)

그런데 직장탐색이론에 입각한 이론적 모형들을 살펴보면 대체로 다음과 같은 가정들이 사용되고 있음을 알 수 있다. 우선 고용보험급부가 일정액으로 무한정 지급되고 있고 실업기간중의 구직노력이 일정하다. 그리고 일단 들어온 임금제의를 거절하면 향후 그 임금제의는 무효이며, 일단 재취업되면 그 직장에서 무한기간 고용된다. 제1절에서 설명한 바와 같이 이러한 가정들을 현실적으로 중요한 제도적 요소들을 함축하고 있으므로 한 가지씩 간략히 검토해 본다.

우선 무한정 급부기간이 비현실적이라는 점은 의심할 나위가 없다. Hansen(1977)과 Burdett(1979)는 이 점에 입각하여 급부기간이 한정되어 있을 때 급부소진기간이 다가올수록 유보임금이 하락하고, 일단 급부가 소진된 다음에는 급부액의 정도가 복직될 확률에는 전혀 효과가 미치지 못함을 보이고 있다. 더욱이 제1절에서 소개된 제도적 요소 ⑤'에 의하면 새로이 복직하려는 사람은 미래의 실업에 대한 보장수단으로서의 복직에 더욱 적극적일 수 있다는 가능성을 생각할 수 있다.

따라서 이러한 면까지 고려된다면 종합적으로 고용보험은 실업에서 고용으로의 전환에 (-) 또는 (+) 효과를 미칠 수도 있게 된다(Usategui, 1989). 또한 일단 고용이 되면 무한대로 고용이 되는 것이 아니고 미래에 재차 실업의 위험이 존재한다는 사실도 모형 속에 포함시켜야 한다는 주장도 있다(Burdett and Mortensen, 1980).

직장탐색이론에서 실업기간중 구직노력 또는 탐색노력이 외생적이거나 고정되어 있으며, 적절한 임금제의를 거절하였어도 고용보험급부를 계속 지급토록 되어 있는 메커니즘도 비현실적임에 틀림이 없다. 특히 최근에 와서 구직노력이 내생적이라는 가정이 필요하고, 동시에 실업현상을

설명하는 데 구직노력이 매우 핵심적인 변수가 될 수도 있다는 주장들이 나오고 있는데 Mortensen(1977), Barron and Mellow(1979), Kim(1992) 등이 그 대표적인 예이다. 이들 모형에서는 고용보험급부가 구직노력을 감소시킴으로써 실업기간을 증가시키게 된다는 논리를 보이고 있는데 정리하면 다음과 같다.

고용보험급부→구직노력(-)→실업기간(+)->실업률(+)

구직노력에 초점을 둔 다른 몇 가지의 연구에서는 실업률에 대한 효과가 반대로 나타나고 있어서 흥미롭다. 그 논리적 근거는 고용보험급부로 인하여 구직을 위한 재원조달이 쉬워지는데 구직이란 활동에서 구직재원은 시간과 상호보완재이므로 결국 구직노력의 성과가 높아진다는 가설이다. Tannery(1983), Flemming(1978), Ben-Horim and Zuckerman(1987) 등이 이에 속하며, 그들의 논리를 정리하면 다음과 같다.

고용보험급부→구직소요재원(+)->구직성과(-)->실업률(-)

한편 Kahn and Low(1985)는 고용보험급부로 인하여 체계적인 구직활동을 실시할 수 있으므로 실업률이 감소할 것이라는 가능성을 설명하고 있다. 이와 관련하여 미국과 영국의 제도적 요소들 중에는 계속적 자격요건(continuing eligibility)의 하나로 적극적인 구직활동요건(active search requirement)이 포함되어 있으나, 직장탐색이론의 대부분 모형에서는 이 사실이 간과되어 있다는 사실도 주목할 만하다.

직장탐색이론에서 등장하는 임금제외(wage offers)는 과연 외생적인 것인가의 의문 역시 제기되고 있다. 여러 가지 이유 때문에 임금제외의 분포 역시 모형 속에서 내생적으로 결정될 수 있다는 의미이다. 이러한 맥락에서 Rothschild(1973)는 직장탐색이론의 기본모형은

'부분-부분(partial-partial)균형이론'이라고 일컫고 있다. 여기서 전자의 부분은 여러 가지 시장들 중 노동시장만을 고려하고 있다는 의미이고, 후자의 부분은 노동시장 내에서도 수요를 나타내는 고용주측은 고려되지 않고 실업자측만 고려했다는 뜻이다.

고용주에 의하여 임금제외의 분포가 변할 수 있는 경로는 예를 들어 고용보험급부가 시작될 경우 미국과 같이 소위 경험률 제도(experience rating system)를¹⁾ 실시하게 되면 고용주는 사전적으로 자발적 이직을 할 성향이 높은 근로자를 고용하기 꺼려하기 때문에 한계직에 고용되었던 근로자들이 취업기회가 줄어들 수도 있다고 주장한다. 따라서 그러한 근로자들이 접하는 임금제외의 분포는 고용보험급부의 신설이나 증감에 의하여 영향받게 된다는 결론을 도출하고 있다.

제1절에서는 잠시 언급되었던 임시해고의 역할 역시 실업자가 당면하는 임금제외의 분포를 내생적으로 만들 수 있는 요인의 하나로 지적될 수 있다. Azariadis(1975), Baily(1974), Gordon(1974) 등에 의하여 시작된 소위 暗黙的 契約理論(Implicit Contract Theory)에 의하면 근로자의 일정한 留保效用(reservation utility)을 유지하면서 고안할 수 있는 최저계약형태는 불황시를 대비하여 임금을 어느 정도 하향조정하여 계약을 체결하는 것이라고 결론짓고 있다. 왜냐하면 근로자의 효용함수는 임금뿐만 아니라 고용의 안정성, 즉 소득흐름의 안정성도 포함하고 있기 때문이다. 그런데 사용자의 입장에서는 고용보험급부와 함께 임시해고를 좀더 자주 이용할 수 있게 되는데, 이는 앞서 지적한 바와 같이 미국의 경험률제도가 완벽하지 못하기 때문이다.

바로 이러한 상황에서 직장탐색이론하에서 전통적으로 상정되는 임금제외의 분포는 고용보험급부가 따라 변할 수 있다는 가능성이 대두된 것이었다. 따라서 임금제외의 분포가 내생적이 되면 일반적인 직장탐색이론의 모형들이 제시하는 명제들의 설득력에 일차적으로 의구심을 제기할 수 있게 되는 것이다.

2. 均衡理論(Equilibrium Theory)

고용보험급부와 관련된 두 번째 그룹의 이론으로는 균형이론을 들 수 있다. 물론 모든

균형이론에서 전제된 제반 가정들이 서로 매우 흡사한 것은 아니지만 직장탐색이론을 포괄적인 시장의 측면에서 접근했다는 점이 공통적이라 하겠다.

균형이론의 가장 대표적인 것은 Albrecht and Axell(1984)의 모형이라고 하겠다. 이 모형에서는 여가나 가사노동에 대한 가치체계가 상이한 두 종류의 근로자군이 존재하고 기업도 그 생산력에서 서로 상이한 두 개의 임금이 존재하고 있음을 전제하고, 이때 만약 고용보험금부의 수준이 증가하면 고임금부분의 균형임금은 고용보험금부의 증가분만큼 오르고 저임금부분은 상승은 하되 고용보험금부의 증가분보다는 낮게 증가함을 증명하고 있다. 결국 균형실업률 역시 증가하게 된다.

이 모형의 예측에 의하면 고용보험금부가 증가하면 고임금부분과 저임금부분의 임금격차가 커지게 되어 있는데, 현실적으로 고용보험금부가 기술력이 낮은 근로자들의 상대임금을 증가시키는 현상과는 대조적이다. 그런데 이러한 결과가 나오는 이유는 모형 속에서 실업자는 고임금부분으로 진입하기 위하여 대기하는 이른바 자발적 실업으로만 발생할 수 있도록 전제되고 있기 때문이다(Atkinson and Micklewright, 1991).

이 모형은 실업자 위주만의 부분균형적 분석이라는 직장탐색이론의 한계를 극복하기는 했으나 제1절에서 지적되었던 제도적 요소의 반영이라는 측면에서는 직장탐색이론과 크게 다를 바 없는 것으로 판단된다. 일례로 과거 근속기간 등 모형 속에서 보험공헌도를 나타내는 메커니즘이 전혀 없으며, 또한 고임금부분에 진입할 목적으로 저임금부분의 임금제의를 기각할 수 있으나 현실적으로 여러 나라에서 이러한 상황은 급부자격의 박탈을 유도할 수도 있게 된다.

균형이론에 속하면서도 현실적인 제도적 측면을 반영한 모형으로는 우선 Burdett and Mortensen(1980)의 연구를 들 수 있다. 여기에서 핵심적인 가정 중의 하나는 노동시장의 신규진입자는 고용보험금부자격이 없다는 것이다. 즉 보험에 대한 공헌도를 반영하고 있다. 따라서 이 모형의 예측하는 바를 요약하면, 고용보험금부가 증가하면 고용주의 해고비용이 감소함으로써 고용주는 계약 체결시 일단 고용을 많이 하고 동시에 균형임금도 함께 증가한다는 점이다. 그런데 위에서 가정한 바와 같이 신규진입자는 고용보험금부의 혜택을 받지 못하기 때문에 높은 균형임금하에서 더욱 강도 높은 탐색을 할 것이기 때문에 결론적으로 경제 전체의 探索失業(search unemployment)은 감소하게 된다는 것이다.

한편 Pissarides(1979)는 경제내에 고용보험을 전담하는 기관(고용보험 agency)이 존재한다는 사실을 뚜렷하게 부각시키고 있다. 이렇게 되면 대부분의 실업자가 그 전담기관에 등록을 하고 실업자 개인적인 탐색활동과 함께 기관의 직업알선 노력에 의지하게 되며, 대부분의 고용주들도 그 기관에 등록을 하고 거기에 구인광고를 내게 된다. 따라서 Pissarides는 고용보험금부가 늘어난다고 해서 반드시 실업이 늘지는 않는다고 결론짓고 있는데, 그 이유는 기관의 직업알선 활동도 증가할 뿐만 아니라 전담기관에서 급부자격, 특히 개인의 탐색노력을 감독할 것이기 때문이다. 이러한 탐색노력의 감독문제는 우리나라 고용보험제도의 세부적인 입안과정에서도 심각하게 검토되어야 할 것으로 판단된다.

3. 效率賃金 및 二重勞動市場이론(Efficiency Wage and Dual Labor Market Theories)

지난 20여년 동안 학계에서는 고용보험금부와 관련하여 직장탐색이론이 가장 선두적인 위치를 고수해 온 것이 사실이나, 여기에서는 직장탐색이론만큼은 못하지만 나름대로의 이론적 바탕을 제공한 두 개의 이론을 간략히 소개한다.

우선 效率賃金假說(efficiency wage hypothesis)이 있다. 이것은 1970년대 대두된 임금결정이론의 하나인데, 한마디로 임금을 시장수준보다 높게 지불하면 생산성도 함께 증가한다는 가설이다. 임금이 높아짐에 따라 직장이동이 줄어들고 종업원들의 근로자세가 개선되기 때문이다. 그런데 이러한 임금수준은 고용주측에서 이윤극대화를 위하여 자발적으로 결정되므로 설사 실업수준이 높아지더라도 효율임금의 수준은 하락하지 않는다는 것이 이 가설의 주요 시사점으로 볼 수 있다. 따라서 이 가설은 근로시장이 清算(clear)되지 못하는 또 하나의 원인을 규명하려고 했다는 점에서 그 가치를 평가받아 왔으며 일종의 Keynesian적인 경제이론이라고 볼 수 있다.

Stiglitz(1986)는 효율임금가설의 틀 속에서 고용보험금부의 효과를 분석하였다. 그의 모형 속에서는 고용보험금부가 임금의 한 부분으로서 명시되고 있다. 즉 근로자들이 태업 등으로 인하여 해고되었을 경우에 고용보험금부에 의존하여 살아야 한다는 점을 인식하고 있기 때문에

평상시에도 고용보험급부는 임금으로서 역할을 하고 있다는 논리이다. 그러므로 만약 고용보험급부가 x원만큼 증가할지라도 그 증가는 효율임금이 바로 x원만큼 증가한 것으로 인식될 것이라는 점이다. 이렇게 고용보험급부가 임금의 한 부분으로 노동시장의 수급 양쪽에서 이해됨에 따라 고용보험급부가 증가하면 그 증가된 효율대금만큼 고용이 줄어들 것이라는 결론을 내리고 있다. 이와 비슷한 결론은 Shapiro and Stiglitz(1984)에서도 찾아볼 수 있다.

한편 Stiglitz는 근로자의 자질에 대한 정부가 불완전한 상태에서는 고용보험급부가 증가해도 고용이 증가할 수 있는 가능성에 대해서도 언급하고 있다. 이 가능성을 유도해 내는 과정이 흥미롭다고 판단되는데, 우선 생산성이 낮은 근로자들은 증가된 고용보험급부로 인하여 생산성이 높은 근로자보다 탐색 노력을 줄이게 될 것이라는 점이다. 반면에 생산성이 높은 실업자들은 이제 효율임금이 상승된 그 직장에 몰리게 될 것이므로 결국 그 직장의 평균생산성은 증가할 것이다. 생산성이 높은 근로자가 몰리는 이유는, 자신들의 높은 생산성이 정보의 불완전성하에서도 고용주들에게 인지될 확률이 높다고 믿기 때문이다. 만약 고용주들이 이 사실을 알게 되면 이는 바로 고용하려는 근로자들의 질에 대한 불확실성이 감소했다는 것을 의미하므로 결국 과거보다 고용량을 늘리게 된다는 주장이다.

Doeringer and Piore(1971)에 의하여 주장되어 온 소위 分割勞動市場理論(segmented Labor Market Theory)의 증추적 역할을 맡아온 이중노동시장이론을 이용하여 고용보험급부의 효과를 언급한 연구로는 우선 Bulow and Summers(1986)를 들 수 있다. 고용보험급부가 증가하면

二次勞動市場(secondary labor market), 즉 한계직에 머물던 근로자들의 이직률이 상승하는데, 이는 이 기회에 一次勞動市場(primary labor market)으로 진입하려는 의도 때문이다. 결국 이 이론에 따르면 고용보험급부의 증가가 대기실업을 증가시키게 된다는 논리이다.

Atkinson(1990)도 Bulow and Summers 처럼 2차노동시장의 근로자들은 고용보험급부의 혜택을 받지 못하는 것이 일반적이라는 제도적 측면에 초점을 두고 있다. 따라서 2차시장의 근로자들은 위의 경우처럼 이직률을 높이겠지만 동시에 더욱 매력적인 1차시장의 직장에 인력이 몰림으로써 1차시장의 임금은 하락하고 고용은 증가할 것이다. 따라서 경제 전체의 고용에 관련된 최종결론은 불확실하다는 차이점을 보이고 있다. 이는 1차시장이 학벌, 과거직장 등의 표면적으로 信號의인 변수들(signalling devices)외에 실제 노동생산성을 바탕으로 새로이 유입되는 노동력을 얼마만큼 흡수할 수 있는가의 사회적 관행에 많이 좌우된다고 볼 수 있다. 주석 1) 경험률제도에 관해서는 Becker(1972)가 고전이며, 그 밖에 1970년대와 1980년대에 걸쳐 무수히 많은 논문이 집필되었다. Kim(1991)에 보면 경험률제도의 불완전성이 고용과 실업에 미치는 영향에 대하여 설명되어 있으며 그동안의 가장 대표적인 연구논문들이 소개되어 있다.

第3節 雇傭保險給付가 勞動市場에 미치는 效果의 實證分析

1. 雇傭保險 實證分析에 대한 評價

고용보험에 관련된 실증분석 역시 고용보험급부 수준이 다양한 노동전환(labor transitions)에 미치는 영향에 그 초점을 맞추어 왔고, 고용보험급부 외에 제1절에서 논의된 기타 핵심적인 제도적 요소들이 영향 평가에는 소홀히 해온 것이 사실이다. 즉 가장 전형적인 연구의 주제는 고용보험급부 수준 또는 급부수준의 과거소득에 대한 비율, 즉 代替率(replacement ratio)이 실업기간에 미치는 영향을 검증하는 것이었다.

나아가 기존의 대부분 연구는 실업과 비실업간의 이동(flow)을 논함에 있어서 총량개념을 사용하여 왔다. 그러나 노동의 이동을 실업과 비실업이라는 단순히 2차원의 세계에서만 파악하기에는 한계가 있다.

예를 들어 실업상태 밖으로의 유출, 다시 말해서 실업의 종료는 단순히 고용만을 의미하는 것이 아니고 비경제활동인구로의 전환이 될 수도 있다. 더구나 재고용이 되었다 할지라도 실업자가 과연 어떤 종류의 직종으로 흡수되었느냐에 따라서 고용보험이라는 사회프로그램(social program)의 성과를 논하는 데 큰 차이를 노출할 것이기 때문이다. 이러한 점은 향후 우리나라 고용보험의 도입 이후 그 성과의 평가작업을 수행하는 과정에서 반드시 염두에 두어야 할 일이라

판단된다.

이러한 이유로 본절에서는 우선 고용보험급부 수준이 실업기간, 실업의 다양한 종료, 실업으로의 유입, 그 밖에 생산성 등에 미치는 영향에 대하여 요약해 본다. 나머지 실업보험에 관여된 기타 제도적 변수들은 다음 절에서 소개하고 그 변수들이 노동시장에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 실증분석들도 검토해 본다. 이하에서는 파급효과의 검토에 앞서 실증분석에 사용된 자료들의 성격과 장·단점에 대해서 살펴본다.

여느 분야와 마찬가지로 고용보험의 파급효과를 측정하는 데도 총체적 시계열자료(aggregate time series data), 서베이나 패널을 통한 자료(cross-section 또는 pooled cross-section data), 행정기관의 자료, 그리고 실험자료 등이 이용되어 왔다. 본절에서는 크게 總體的 자료와 個人別 자료로 구분하여 살펴본다.

가. 총체적 시계열 자료의 이용

총체적 시계열 자료를 이용한 실증분석은 고용보험급부시스템에 관련된 여러매개변수가 전체 실업의 흐름에 미치는 효과를 거시적으로 측정하고 있다. 동시에 실업뿐만 아니라 그 밖의 거시경제변수들에 미치는 영향을 추정한 연구도 있다. 이러한 연구로는 우선 노동시장의 구조적 관계에 대한 명확한 설정없이 축자형(reduced form)으로 추정을 한 Maki and Spindler(1975)와 Grubel and Maki(1976)등이 있다. 여러 개의 행태방정식으로 구성된 구조형으로 추정을 시도한 연구로는 Layard and Nickell(1986), Beenstock and Warburton(1988)과 U.K. Treasury Model(1991)등을 꼽을 수 있다.¹⁾ 이러한 구조방정식을 사용함으로써 직장탐색이론이 기본적으로 상정하는 '부분균형'으로는 설명할 수 없었던 노동시장의 수요 측면까지도 함께 검토할 수 있다는 장점이 있다.

총체적 자료의 장점이 많은 반면 단점도 몇 가지 지적할 수 있다.

첫째, 총체적 자료는 개인별 자료에 비하여 노동공급 측면에서 취약성을 표출한다는 것이다. 그 근본 원인은 각 개인의 다양한 豫算制約條件(budget constraints)을 반영시키지 못하기 때문이다. 예를 들어 고용보험급부의 수준을 나타내는 변수로서 지급된 고용보험급부가 전체 임금에서 차지하는 비중이나 평균고용보험급부액을 사용하는데, 바로 여기서 이들 숫자들이 대표적인 평균 경제주체의 특성을 반영한다고 가정하기에는 무리가 있다는 사실이다. 총인구 중 그러한 변수들이 매우 넓게 분포되어 있고, 그 분포 역시 시간이 흐르면서 일정하지도 않다. 즉 총체적인 고용보험급부 수준이 동일하더라도 그 변수의 분포가 cross-section이나 시계열적으로 변화함으로써 노동시장에 파급되는 효과도 충분히 변할 수 있다는 의미이다(Hamermesh, 1977; Atkinson and Micklewright, 1985).

둘째, 제도적인 측면에서 국가마다 서로 상이하기 때문에 고용보험의 實容性(generosity), 즉 실업자에게 얼마나 덜 엄격하고 여유있게 급부를 지불하고 있는가를 정확히 포착하는 총체적 변수를 찾아내기가 사실상 쉽지 않다.

셋째, 고용보험의 각 매개변수(Parameter)와 정책수립과정 자체가 오히려 노동시장에 의하여 영향을 받을 수 있는 소지가 충분히 존재한다는 비판이다. 즉 인과관계가 역방향으로 작용할 수 있다는 말이다. 예를 들어 실업이 심하고 지속적일 때 더욱 고용보험급부의 필요성이 대두됨으로써 생겨난 것이 미국의 연장급부(Extended Benefits)였다. 따라서 실업과 고용보험급부는 동시에 결정될 수 있다는 가능성을 기존의 구조방식에서는 간과해 온 것이 사실이다. 특히 실업보험의 역사가 오래된 국가, 또는 특정 경제사건에 의하여 실업률이 큰 충격을 가하여 온 국가 등에서는 이 동시성의 문제가 설득력이 있으리라고 판단된다.

나. 개인별 자료의 이용

개인별 자료는 개개인의 특성, 특히 고용보험급부의 소득에 대한 비율 등을 계산할 수 있으므로 직장탐색이론에 근거한 실증분석에 많이 사용되어 왔다. 총체적 자료에 비하여 여러 가지 統合의 誤謬(aggregation problem)을 극소화시킬 수 있고, 특히 실업의 공급 측면을 매우 상세하게 분석할 수 있는 장점을 갖고 있으나 나름대로 다음과 같은 문제점들은 염두에 두어야 한다.

첫째, 실업기간중 받는 고용보험급부액의 변화를 대부분 고려하지 않았다는 점인데, 다시 한번

제도적인 측면에 대한 반영의 미흡성을 노출하고 있다. 대체로 고용보험급부액은 시간이 흐르면서 감소하거나 소진되게 마련인데 바로 이점을 고려하지 않으면 실증모형을 제대로 설정하지 못하는 오류를 범하게 된다. 특히 개인별 자료를 이용한 구조방정식의 추정에서는 더욱 심각한 문제가 된다(Atkinson and Micklewright, 1985).

둘째, 실업종료에 대한 효과를 측정하기 위해서 개인별 자료를 이용할 때에도 총체적 자료와 마찬가지로 대체율(즉, 고용보험급부/과거소득)을 많이 사용하여 왔는데 여기서 또 하나 중요하면서도 대부분 간과되어 온 변수는 실업자에게 제의된 급여수준이었다. 이러한 약점을 보완하고자 Nickell (1979a,b)과 Atkinson et al.(1984)이 임금방정식을 추정하여 제의된 급여수준을 반영하는 데 이용하였으나, 실업자 임금방정식의 추정을 위하여 취업자들의 자료에 의존하였기 때문에 이른바 샘플링의 문제 (sampling bias)가 남아 있다.

셋째, 고용보험급부의 수준 자체가 과연 얼마나 외생적인가의 의문이 남아 있다. 현 제도상 개인의 특성이 고용보험급부 수준을 많이 결정하는데, 이 특성들 중에는 다른 변수들로서 조절할 수 없는 부분이 있으므로 추정결과상 고용보험급부의 효과라고 할지라도 실제로는 개인특성의 효과가 될 수 있는 소지가 있다. 계량경제학적으로 이러한 상황에서는 추정방정식의 오차항과 독립변수간의 상관관계가 존재하기 때문에 고용보험급부 효과를 포착하는 추정계수의 일관성(consistency)이 깨어지게 된다. 소위 선택 바이어스(selection bias)가 문제시될 수 있다는 의미이다.

넷째, 개인별 자료를 유추해석할 때 역으로 또 다른 통합의 오류를 범할 수 있는데, 이는 예컨대 각 개인의 실업경험은 서로 독립적이라는 전제를 사용하면 오류를 범할 수 있다는 의미이다. 예로서 급부수준이 높을수록 실업상태에서 벗어나는 속도가 더디다는 사실이 발견되었다고 해서 반드시 총실업률도 증가한다고 볼 수는 없다는 말이다. 왜냐하면 해당 실업자가 거절한 직장을 곧바로 다른 실업자는 받아들일 수 있기 때문이다.

2. 雇傭保險給付가 失業의 終了에 미치는 影響

고용보험급부가 실업종료(unemployment outflows)에 미치는 영향이 이 분야에서 가장 큰 연구의 주제가 되어 왔다. 즉 고용보험급부 수준이 실업기간이나 실업종료의 확률에 미치는 영향에 대한 연구들이 그것인데, 이는 이 두 가지 변수가 전체 실업률을 결정하는 가장 중요한 변수이기 때문이다. 실제로 유럽의 실업률 상승은(새로운 실업자의 등장보다는 상대적으로)실업기간의 연장이나 또는 동일한 의미인 실업종료의 감소로 요약될 수 있다는 결론이 이제는 일반적인 정설로 받아들여지고 있다(Burda, 1988).

Pissarides(1986)에 의하면 1967~83년까지 영국에서 실업률이 3~16%까지 치솟았던 원인은 거의 대부분 실업종료의 차이에 있었다는 주장이다. 즉 80년대에는 실업종료가 매우 더디게 일어났다. 한편 Sider(1985)는 1968~82년까지 미국에서는 실업종료도 중요한 원인이었으나 동시에 失業流入(unemployment inflows)역시 전체 실업률 상승에 기여했다고 주장하였다.

전술된 바와 같이 실업종료를 반드시 재취업이라고 간주할 수는 없다. 어떤 종류의 실업종료인가를 알아내는 일이 매우 중요하나 기존의 연구들이 이 점에는 소홀해 왔던 것이 사실이므로 먼저 고용보험급부 수준이 실업종료 일반에 미친영향에 대하여 알아보고 이후 실업종료의 성격에 대해서 언급하고자 한다.

가. 실업종료 일반에 대한 효과

노동공급이론에 의하면 실업급부는 소득효과와 대체효과를 동시에 유발함으로써 실업기간을 연장시켜 준다(Moffit and Nicholson, 1982). 전술된 직장탐색이론에 있어서도 실직자의 期待賃金의 수준을 높임으로써 실업기간을 연장시켜 준다는 것을 시사하고 있다(Mortensen, 1977). 대체로 고용보험급부의 수준이 실업기간에 미치는 이러한 영향은 실증분석을 통하여 이제 학계에서는 전형적인 결과로 받아들이는 듯하다.

예컨대 Danziger, Haveman and Plotnick(1981)은 미국의 개인별 자료를 이용하여 고용보험급부 수준과 실업기간 사이에는 正(+)의 관계가 상당히 안정적으로(robust)가 존재한다는 결론을 내렸다. 또한 영국의 개인별 자료를 이용한 Lancaster and Nickell(1980)도 고용보험급부가 미치는

효과는 안정적이라고 주장하였다. 그 밖에 Hamermesh(1977), Welch(1977), Classen(1977, 1979), Topel and Welch(1980), Feldstein and Poterba(1984), Moffit(1985), Katz and Meyer(1990)등도 비슷한 결론을 확인하고 있다.

이러한 고용보험급부가 실업기간에 미치는 효과가 안정적이라는 사실을 바탕으로 이 분야에 대한 연구들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 고용보험급부의 효과가 그리 크지 않다는 점이다. 물론 이 대소의 판단에는 다분히 주관적인 요소가 개입되어 있다. 학계에서 가장 믿을 만한 연구중의 하나로 여겨지는 Moffit and Nicholson(1982)에 의하면 대체율이 10퍼센트포인트 증가할 때 평균실업기간이 약 1주일 증가하는 것으로 판명되었다. 또한 Lancaster and Nickell(1980)은 고용보험급부액에 대한 실업기간의 탄력성은 약 0.6으로 추정하였는데, 이는 원래 실업기간이 17주였다면 고용보험급부액이 10퍼센트 증가하였을 때 실업기간이 약 1주 정도 증가하는 것으로 계산할 수 있다.

이러한 실증결과가 정책적으로 의미하는 바는 만약 실업률을 줄이기 위하여 고용보험급부를 줄인다면 대량 삭감이 필요하다는 사실이다. 더불어 Solon(1985)은 고용보험급부에 대한 과세로서 보험적용자의 실업기간이 단축되는 효과가 있다고 주장하였는데, 이 추정결과 역시 같은 맥락에서 이해될 수 있다. 그런데 고용보험급부에 대한 과세여부는 선진국에서도 현재 찬반 양론으로 나뉘어져 있는 상태인데, 우리나라에서도 여기에 대한 이론적·실증적인 검토가 수행되어야 할 것이다.

둘째, 한편 Atkinson et al.(1984)과 Atkinson and Micklewright(1985)는 효과의 방향은 안정적이지만 특히 개인별 자료를 사용할 때에는 그 효과의 크기는 상당히 변할 수 있다고 주장하였다. 그들은 각 연구들이 제도적 요소들에 대해서 상이한 가정을 한다면 추정과정에서 상이하게 처리를 한 것이 가장 큰 이유라고 지적하였다. 예컨대 Hills(1982)는 유명한 Ehrenberg and Oaxaca(1976)의 실증분석을 되풀이했는데, 고용보험 전담기관에 등록하지 않은 실업자에 대한 처리를 어떻게 하는냐에 따라 실증분석의 결과도 예민하게 변한다는 사실을 밝혀냈다.

따라서 최근에는 연구자들이 제1절에서 논의된 각종 제도적 측면을 가능한 한 고려하고자 노력하는 듯하다. 우선 영국에서 Narendranathan, Nickell and Stern(1985)이 실업기간에 대한 탄력성을 약 0.3으로 추정하였고, 미국에서는 CWBH 자료(Continuous Wage and Benefit History Data)를 이용하여 Moffit(1985)이 실업기간에 대한 탄력성을 0.4로 추정하였다. 같은 자료를 사용한 Meyer(1989)는 실업기간에 대한 탄력성을 약 0.8~1.0으로 다소 크게 추정하였다. 또한 Meyer(1990)는 대체율 10퍼센트포인트 증가시에 실업기간이 약 1.5주정도 증가한다고 하였다. 결론적으로 이러한 결과들이 시사하는 바는 고용보험제도를 사용하는 모든 나라에서 동일한 추정치가 나오기는 힘들 것이라는 점이다. 예로서 적극적인 구직활동의 감도를 강화하는 나라에서는 실업기간의 탄력성이 상대적으로 낮을 수도 있다는 의미이다.

셋째, 고용보험급부가 실업기간(unemployment duration)에 미치는 영향은 연령 등의 개인 특성은 물론 실업기간 자체에 따라 변화한다는 주장이다. 특히 실업기간이 지날수록 실업종료에 미치는 효과의 정도가 달라진다는 명제는 소위 時間從屬性(duration dependence)이라고 표현하는데, 이 관계는 80년대 중반 危險率分析(Hazard Rate Analysis)또는 生存函數分析(Survivor Function Analysis)의 방법론 사용이 보편화되면서 그 논의도 활발해졌다.

일찍이 Burdett(1970)은 실직의 아주 초기단계에서는 고용보험급부의 긍정적인 영향이 크지만 급부지급기간의 종료시점이 가까워질수록 그 영향이 감소한다는 것을 이론적으로 보여주었는데, Nickell(1979a,b)은 고용보험급부의 대체율이 실업종료의 확률에 미치는 영향이 실업기간이 늘어날수록 변화하며 약 20주가 지난 후에는 고용보험급부가 재고용에 미치는 영향이 거의 없음을 실증적으로 밝혀 냈다. 같은 맥락에서 Narendranathan, Nickell and Stern(1985)은 실업기간이 6개월이 지난 후에도 고용보험급부가 영향을 미치는 대상은 오직 청소년들 뿐이었다는 사실도 확인하였다.

더불어 Marston(1975), Moffit(1985), Ham and Rea(1987), Katz and Meyer(1990)등도 일반적으로 실업기간이 길어질수록 실업상태로부터 벗어나는 것이 어렵다는 사실을 보여주었다. 즉 전반적으로 실업기간이 길어질수록 고용보험급부의 효과가 실업종료에 미치는 효과가 부정적이거나 거의 없다는 결론의 연구가 대다수인 듯하다. 그러나 급부지급기간이 매우 한정적인 경우 취업확률은 높아질 수 있다는 연구도 있다. 예로서 Ham and Rea(1987)는

실업급여의 종료시점이 가까워질 많은 수혜자들이 실업상태로부터 벗어나는 것을 보여주었다.²⁾ 제4절에서는 보완의 목적으로 고용보험급여기간이 미치는 효과에 대해서도 논의될 것이다.

나. 세분화된 실업종료에 대한 효과

기존의 대부분 실증분석은 실업종료의 성격이나 질을 구분함이 없이 광의의 실업종료를 다루어 왔다. 그러나 제1절에서 거론된 바와 같이 실업상태로부터의 유출이 과연 어떤 종류의 것인가에 따라 고용보험급여의 효과에 대한 해석은 그 의미를 달리할 수도 있기 때문에 이 부분은 앞으로도 고용보험급여의 성과분석에서 계속적으로 더 많은 연구가 이루어져야 할 것으로 판단된다. 우리나라 고용보험 전담기관에서도 이 점에 유의하여 고용보험이 실시된 이후 필요한 자료확보에 큰 관심을 쏟아야 할 것이다.

대체로 실업종료란 고용, 직업훈련 또는 교육, 그리고 비경제활동으로의 유입 등 세 가지 상태로 구분할 수 있다. 쉽게 예측할 수 있는 것처럼 기존의 대다수 실증분석들에서는 실업의 종료가 첫 번째 경우, 즉 고용을 뜻하는 것처럼 암묵적으로 가정되어 왔다. 그런데 이렇게 여러 가지 상태로 노동의 전환이 이루어질 수 있다는 가설을 검정하기 위하여 일어날 확률적 사건(probabilistic event)을 두 가지 이상 상정하는 소위 競爭危險模型(competing risk model)을 사용한 실증분석이 있다.

Clark and Summers(1982)에서는 고용보험급여가 교육수련 또는 비경제활동 인구 상태로 전환하는 확률에 미치는 효과는 유의하지 않은 것으로 밝혀졌다. 한편 Barron and Mellow(1981)에서의 결과는 고용보험급여가 고용이나 비경제활동인구 상태로의 전환 확률에 모두 陰의 효과를 주는 것으로 나타났다. 가장 이상적인 결과란 고용보험급여가 설사 고용에는 다소 陰의 효과를 주더라도, 교육상태에서는 陽의 효과, 그리고 비경제활동인구으로의 전환에는 陰의 효과를 주어야 할 것이다.

선진국의 경험을 비추어 볼 때 失望效果(discouragement effect)에 의하여 실업자가 비경제활동인구로 전환하는 빈도를 어떻게 극소화하느냐는 우리나라에서도 시급히 관심을 가져야 할 분야이다.

설사 실업종료가 고용으로 이어졌다 하더라도 과연 어떤 직장으로 옮겨갔는지에 대한 정보도 중요하다. 전술된 바와 같이 대체로 고용보험급여가 적용되는 1차노동시장 또는 정규직에 대한 매력도가 증가함에도 불구하고 과연 실업자들이 이러한 부문으로 흡수되고 있는가는 큰 관심사가 아닐 수 없다. 그런데 최근 두 실증분석을 보면 제1절에서의 비판적인 시각에서 우려된 바와는 달리 고용보험 급여의 수혜자가 2차노동시장 또는 한계직으로 옮겨가는 확률은 줄어드는 것으로 나타났다. 그러나 이들이 1차시장으로 옮겨가는 확률은 거의 영향을 받지 않은 것으로

판명되었다(Gerald and Varet et al., 1990; Joutard, 1990).

미국에서는 임시해고(temporary layoff)가 경기변동에 대한 대응방안의 하나로 사용되고 있다. Kats and Meyer(1988)는 이 사실에 착안하여 과연 고용보험급여가 과거직장에 비하여 상대적으로 새로운 직장으로 흡수되는 확률에 어떠한 영향을 미치는가에 대하여 분석하였는데, 그 결과는 고용보험급여가 과거직장으로 되돌아가는 확률을 높이는 쪽으로 나타났다.

3. 雇傭保險給付가 失業으로의 流入에 미치는 影響

고용보험급여가 실업유입에 미치는 효과는 두 가지 메커니즘으로 구분하여 파악할 수 있다. 즉 실업유입이 근로자의 자발적인 의사에서 이루어지는가 아니면 고용주가 고용수준을 줄임으로써 이루어지는가의 두 가지 가능성이다. 따라서 고용보험급여가 실업유입에 미치는 효과를 두 가지로 나누어 살펴본다.³⁾ 그런데 이와 같이 고용주의 인센티브 분석에 주안점을 두는 연구결과는 실업보험의 실업에 대한 영향에 있어서 공급측면보다는 노동시장의 수요측면에서 기인하는 부분을 강조하고 있다고 해석할 수 있다.

일단 근로자의 자발적 의사측면을 살펴보면, 실업보험은 급여혜택에 대한 기대감으로 근로자의 실업에 대한 유인동기로 작용할 수 있다. 즉 현재 취업중인 근로자가 상정하는 향후 실업으로 인한 예상고통의 수준이 절하됨으로써 자발적 실업이 늘어날 수 있다는 아래와 같은 가능성이다.

고용보험급여→실업에 대한 예상고통감소→이직률(+)->실업률(+)

그러나 Johnson and Layard(1986)는 미국보다는 영국에서 자발적 실업이 높은 것은 사실이지만

고용보험급부가 자발적 이직을 촉진시키는 효과는 양쪽 나라에서 모두 미미하다고 추정하였다. 원칙적으로 자발적 이직의 경우 급부청구 자격이 상실되는 이들 나라의 제도적 장치에 기인하는 것으로 보인다. Nickell(1982)도 이 문제를 검정하였으나 별 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 결론지었고, Stern(1986) 역시 영국의 남성근로자를 대상으로 고용보험급부가 실업유입의 확률에 미치는 영향을 조사하였으나 그 증거를 찾지 못하였다. 따라서 일단 고용보험급부가 취업자의 자발적인 이직에 미치는 영향을 실증적으로 거의 무시할 정도라고 결론지을 수 있겠다. 고용주가 고용의 수준을 절감하는 현상도 두 가지로 분리할 수 있다. 그 첫 번째가 고용보험급부의 재정을 고용주도 부담해야 하는 경우 그 효과는 마치 재정학에서 표현하는 노동에 대한 部分生産要素稅(partial factor tax)의 효과와 일치할 것이다. 이 이론이 제시하는 방향대로라면 노동수요가 줄어들 것이다. 부록에 정리된 Beenstock and Warburton(1988)의 모형에서 이 관계가 증명되고 있다.

실업보험→고용주의 부담(+)->노동수요(-)->실업률(+)

실업보험→고용주측의 도덕적 위해(+)->해직률(+)->실업률(+)

고용보험을 고용주와 근로자로 하여금 복귀(recall)를 전제로 한 임시해고에 합의하게 하는 유인동기로 작용할 수 있다는 논리가 고용수준을 줄이는 두 번째 경로이다. 사실 이 논리는 특히 미국에서 70년대 중반 이후 80년대에 이르기까지 많은 노동경제학자들의 이론적 연구에 빈번히 등장했던 주제이다. 이론적인 틀을 먼저 제시한 다음 Feldstein(1976)은 실증적으로도 복귀를 전제로 한 일시적 해고의 약 절반 정도가 고용보험에 기인한다고 추정하였다.

Topel(1983, 1984, 1985)은 계속적인 연구논문에서 고용보험은 자발적 이직이나 영구적 해고와는 별 관계가 없으나 임시해고와는 상관관계가 있다는 것을 일관성있게 보여주었다. 이는 미국 실업보험제도에서 사용되는 경험률제도가 불완전하여 실업률이 높은 산업이나 기업에 정부가 임시해고 보조금을 지급하는 것과 동일한 효과를 냈기 때문이라고 주장하였다. 다시 말하면 정부가 실업을 대량으로 배출하는 기업들의 한계해고비용(marginal firing cost)을 0에 가깝도록 만들어 주었다는 논리이다. Topel은 경험률제도가 완벽해지면 실업률이 최소한 1퍼센트포인트는 감소할 것이라고 추정하였다.

4. 雇傭保險給付가 生産性, 經濟活動人口, 勞動移動 및 所得再分配에 미치는 影響

고용보험급부는 실직자로 하여금 자신에게 보다 적절한 직장을 선택할 기회를 제공함으로써 노동시장의 효율성을 제고시킬 수 있다는 취지를 갖고 있다(예, 미국의 사회보장법). 이와 같은 관점에서 보면 고용보험급부로 인하여 연장된 실업기간의 부정적 영향은 어느 정도 소거되는 부분이 있다. 왜냐하면 실업자는 더욱 적절한 직장에 재취업됨으로써 해당 직장에서 계속 취업할 가능성이 커지기 때문이다. 더욱 적절한 직장에 재취업한다는 의미는 임금 역시 더욱 높은 수준으로 제의받을 확률이 커진다는 사실을 포함한다. 따라서 다음과 같은 관계의 성립 가능성이 존재한다.

고용보험급부→고용정보(+)->지속적인 취업(Good Job-Matching)확률(+)->생산성(+)

Ehrenberg and Oaxaca(1976), Burgess and Kingston(1987), Holen(1977)등은 고용보험급부가 재취업된 근로자들의 임금을 어느 정도 높이는 데 기여한다는 것을 보여주고 있다. 가장 대표적인 연구인 Ehrenberg and Oaxaca에 의하면 실업급부 대체율을 10퍼센트 올리면 재취업한 남성과 여성근로자의 임금이 각각 7퍼센트, 1.5퍼센트 상승하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 반면에 Classen(1977, 1979), Welch(1977)의 연구에서는 실업급부로 인한 임금 상승은 없다고 결론짓고 있으며, Spiegelman and Woodbury(1987)의 연구도 유사한 맥락의 결론을 내리고 있다.

위의 실증연구를 종합하면 고용보험급부는 몇몇 특정 집단의 재취업된 근로자의 임금을 인상시키는 데는 기여했다고 볼 수 있으나(Burtless, 1990), 고용보험 급부와 재취업된 근로자 임금의 일반적인 관계를 설득력있게 실증분석한 연구는 아직 없다고 볼 수 있다(Corson and Nicholson, 1989a; Hamermesh, 1992). 더구나 選擇偏倚(selection bias)의 논점에서 쉽게 예상할 수 있듯이 이 분야의 연구는 재취업된 실업자들만이 추정에 이용되므로 추정결과를 평균 실업자에게 적용시키기에는 무리가 있다고 판단된다. 또한 총체적 자료를 이용한 Layard and Nickell(1986)의 실증분석에서는 고용보험급부의 대체율이 실질임금에 正의 효과를 주는 것으로 추정되었는데, 이 상승분이 반드시 생산성의 증가를 의미하는가는 불확실하다.

고용보험급부는 비취업자 중 상당부분을 차지하는 비경제활동인구의 노동공급형태에 영향을 줄 수 있다. 즉 고용보험은 실업에 따른 위험부담을 경감시켜 줌으로써, 즉 직장에 대한 전반적인 가치를 보다 높게 인식시켜 줌으로써 비경제활동인구의 노동시장 참여를 촉진시킬 수 있다(Mortensen, 1977; Hamermesh, 1979). 즉 다음과 같은 관계가 성립할 수 있다.

고용보험급부→직장의 가치(+)->경제활동참가율(+)

Hamermesh(1977, 1979)는 고용보험이 비경제활동인구의 노동시장 참여를 촉진시킬 수 있다는 것을 실증적으로 보여주고 있다. Hamermesh(1979)에 의하면 주당급부액을 20퍼센트 인상하면 전술한 대로 적용대상자의 고용보험급부 기간이 연장되어 1.4퍼센트의 고용이 감소하지만 반면에 최저임금소득실적 요건에 미달하는 혹은 가까스로 요건을 충족시키는 취업여성근로자의 수는 1.1퍼센트 증가된다. 따라서 고용에 대한 부정적인 영향은 -0.3퍼센트에 불과하다고 추정하였다. 비경제활동인구만에 초점을 맞춘 것은 아니지만 부록에 정리된 U.K. Treasury Model에서도 경제활동인구의 방정식에 실업자 1인당 실질고용보험급부액이 포함되어 있는데, 그 탄력성이 0.0191로 추정되고 있다. Clark and Summers(1982)도 고용보험급부가 노동공급에 正의 효과를 미친다는 결론을 내리고 있다.

따라서 이러한 연구들을 종합해 보면 고용보험급부액의 수준이 경제활동인구에 미치는 효과는 일단 긍정적이라고 생각할 수 있는데, 문제는 만약 이에 상응하는 취업의 증가가 뒤따르지 않으면 실업률은 증가할 것이라는 점이다.

실업보험이 노동공급에 미치는 효과와 관련하여 만약 고용보험급부를 위한 재정에 근로자도 참여한다면 다음과 같은 현상도 생각해 볼 수 있다.

고용보험→평균 근로자의 부담(+)->노동공급(-)

즉 다른 조건이 일정할 때 근로자의 부담이 늘어날수록 그들은 노동공급을 줄일 것이다.

고용보험급부액이 과거 소득수준에 正의 상관관계를 가지려면 고용보험요율도 소득과 비례할 것이기 때문에 이는 마치 소득세의 효과와 흡사할 것이다.

실제로 Beenstock and Warburton(1988)은 남성과 여성의 경제활동참가율을 추정하는 과정에서 바로 이러한 가정을 도입하고 있는데, 결과적으로 고용보험요율이 늘어날수록 경제활동참가율이 감소하고 있음을 보이고 있다. 그리고 여성근로자가 더욱 민감하게 반응하고 있다는 기존의 노동경제학이론이 제시방향을 확인하고 있다. 즉 여성근로자는 남성근로자들에 비해 임금, 실업률 등 전통적인 노동시장변수에 더욱 탄력적이라는 가설을 뒷받침하고 있는 것이다.

고용보험급부와 관련하여 노동의 부문간 이동과 소득분배의 효과에 대한 연구는 거의 없는 편이다. 다만, 미국에서 사용되는 경험률제도의 불완전성에 기인한 노동의 이동은 최근

Deere(1991)에 의하여 실증분석된 바가 있다. 결국 경험률의 불완전성은 건설업과 같이 실업의 빈도가 높은 부문의 근로자들에게(그리고 고용주들에게)정부가 임금보조(wage subsidy)를 해주는 것과 동일한 효과를 발생시킨다. 따라서 이에 따른 조건이 일정하다면 경제내의 근로자들이 그러한 임금보조를 받는 부문으로 이동하는 현상을 예측할 수 있는 것이다. Deere에 의하면 그러한 불완전 경험률제도에 의하여 임금보조가 10퍼센트 상승하면 전통적으로 고용이 불안정한 부문의 고용이 1.7퍼센트 증가하는 반면 고용이 안정적인 부문에서는 10퍼센트 정도 감소한다고 추정되었다.

이 분야는 향후 더욱 많은 연구가 진행되어야 할 것인데, 실증분석은 아니지만 Kim(1993)에서는 이 문제의 심각성을 이론적으로 언급하고 있으며 경험률제도가 매우 불완전할수록, 실업 정도에 있어서 부문간의 격차가 더욱 커질수록 고용보험급부는 두 부문 모두에게 해로운 효과(negative-sum game)를 야기시킬 수 있음을 보여주고 있다.

주석 1)우리나라 고용보험의 도입 이후 그 파급효과를 측정하기 위한 연구가 활성화되리라고 판단되므로 이들 구조방정식에 대한 간략한 설명과 짜임새, 그리고 추정결과를 부록에 소개한다.

주석2)실지로 Ham and Rea(1987)는 그들의 위험함수(hazard function)에 실업기간의 이차항 이상을 포함시킴으로써 이 사실을 밝혀 냈는데, 이러한 시간종속성을 '비선형 시간 종속성'이라고 표현한다.

주석3)고용보험급부가 실업으로의 유입에 영향을 미칠 수 있는 또 한 가지 가능성은 노동력 또는

경제활동인구로의 참여에 의한 경로이다. 경제활동인구에 변화가 오면 다른 조건이 일정할 때(ceteris paribus)실업으로의 유입이 증가할 것이고 결국 실업률은 증가할 것이다. 즉 다음과 같은 관계가 성립된다.

고용보험급부→직장의 가치(+)->경제활동 참가율(+)->실업률(+)

그러나 이 관계는 어디까지나 간접적인 것이므로 다음 절에서 논한다.

第4節 雇傭保險給付가 다른 制度的 要素에 미치는 效果의 實證分析

제3절에서는 고용보험급부 수준이 노동시장에 미치는 효과에 대한 실증분석을 정리하였으나, 제1절에서도 논의된 바와 같이 고용보험시스템에는 급부수준 외에 경제주체들의 인센티브를 변화시키는 여러 가지 제도적 요소들이 존재함을 간과해서는 안된다. 본절에서는 그 제도적 요소의 가장 대표적인 것이라 판단되는 고용보험급부기간과 급부자격에 대하여 살펴보고, 다음에 우리나라에서도 실시방안이 논의되고 있는 복직수당체계(reemployment bonus scheme)의 효과에 대해서도 요약해 본다. 참고로 복직수당체계의 도입은 현재 미국에서도 적극적으로 검토중이다.

1. 雇傭保險給付期間의 影響

Moffit and Nicholson(1982), Moffit(1985), Ham and Rea(1987), Corson and Nicholson(1988), Katz and Meyer(1990)는 고용보험급부 지급기간이 연장됨으로써 실업기간이 길어진다는 것을 보여주었다.

심지어 Katz and Meyer(1990)는 실업기간의 절감만을 위해서라면 급부기간을 줄이는 것이 급부액을 줄이는 것보다 그 강력성에서 두배 가량의 효과를 갖는다고 주장하고 있다.

예를들어 Moffit and Nicholson(1982)과 Moffit(1985)은 급부기간이 1주 연장되면 실업기간이 0.1~0.15주 정도 길어지는 것으로 추정하였다. 그러나 고용보험급부기간과 실업기간과의 상관관계의 정도에 대한 추정치는 개별연구에 따라 각각 다르다. 즉 Katz and Meyer(1990)는 0.2주까지 증가시킨다고 주장하였으며, Ham and Rea(1987)는 캐나다의 자료를 이용하여 이보다 더 큰 효과가 있다고 추정해 냈다.

한편 Burtless(1990)는 실업급부 지급기간의 연장은 여러변수들에서 서로 상충적인 효과를 미치기 때문에 총체적인 노동시장의 노동공급에 많은 영향을 주지 않는 것으로 보았다. 또한

Bjorklund(1978)역시 스웨덴의 총체적 자료를 분석한 결과 급부기간이 실업이탈률(unemployment exit rate)에 미치는 효과는 미미하다는 결론을 내리고 있다.

고용보험급부기간이 실업종료에 미치는 효과는 제3절에서 논의된 실업기간의 시간종속성(duration dependence)의 문제와 직결되어 있다고도 볼 수 있다. 이 분야의 실증분석을 추가로 정리하면 Marston(1975), Moffit(1985), Ham and Rea(1987), Katz and Meyer(1990)는 모두 실업종료의 확률이 급부기간이 소진되어 갈 무렵에 갑자기 증가하는 이른바 스파이크현상을 발견하였다. 특히 Katz and Meyer(1990)는 Michigan Panel Study of Income Dynamics를 이용하여 고용보험급부 수혜자들의 실업종료가 26주째와 39주째에 급격히 증가한다는 사실을 발견하였는데, 여기서 중요한 사실은 26주와 39주는 각각 정규급부(regular benefits)와 연장급부(extended benefits)가 소진되는 시기라는 것이다.

이러한 결과가 함축하는 바는 급부기간이 연장되면 실업기간 역시 연장되리라는 점이다. 다시 말하면 여러 학자들이 발견해 낸 스파이크현상이 그만큼 더디게 일어날 것이라는 예측을 할 수 있다.

2. 雇傭保險給付資格의 影響

여기서의 급부자격이란 고용보험급부의 청구자격을 의미한다. 고용보험은 비자발적으로 실직이 되고 실직전 충분한 취업경력이 있고(이상 초기자격, Initial Eligibility), 적극적으로 취업기회를 모색하면서 적절한 직장에 취업할 의사가 있으며(willing to work)또한 실제로 노동할 수 있는(able to work) (이상 계속자격, Continuing Eligibility)실업자에게 한시적으로 소득보조를 해주는 것이

주목적이므로 이에 기준하여 급부청구자격을 제한할 필요가 있다. 그러나 청구자격의 여러 기준이 현실적으로 적용되는 것과 관련하여 적지 않은 문제점이 발생하는 것이 사실이다. 그런데도 Atkinson(1990) 같은 학자는 실업률을 줄이는 데 있어서 고용보험 급부 수준이나 급부기간을 조절하는 것보다는 급부자격을 엄격히 제한하는 것이 정치적으로 더욱 수용하기가 수월하다고 주장한 바 있다. 즉 자발적 이직이나 일을 할 수 없는 상태 또는 적당한 직장제의를 거절한다든지 등의 사실을 밝혀내어 급부자격을 제한하는 것이 고용보험운영기구측으로는 더욱 용이한 수단이 될 것이라는 의미이다.

이렇게 급부자격을 조절함으로써 실업기간은 물론이고 실업종료와 실업으로의 유입까지도 조절할 수 있다는 논리인데, 여러 급부자격 중에서도 초기자격관리와 계속자격관리의 효과가 서로 다를 것이다. 초기자격을 강화는 실업의 유입에 負의 영향을 줄 것이고 계속자격을 강화는 실업종료에 正의 효과를 줄 것으로 기대된다.

우리나라에서도 이러한 초기자격과 계속자격의 기준에 대하여 많은 논의가 이루어져 왔으며 1995년에 1차적으로 제도가 실시된 후에도 이 논의는 당분간 계속될 것으로 보인다. 결국 논의의 핵심은 사회보험의 성격을 얼마나 철저히 반영하는가에 달려 있다고 생각된다.

사실 급부자격의 준수여부, 그에 따른 비용손실의 문제는 70년대 말까지만 해도 그다지 심각한 문제로 인식되지 않았다. 50년대 초반 이 문제에 관하여 처음으로 깊이있는 연구를 한

Becker(1953)는 자격요건을 상실한 실업자에 대한 급부지급의 규모를 추정하기는 어렵다고 결론지었고, 60년대말의 상황을 진단한 Adams(1971)는 청구자격과 관련하여 발생하는 비용손실은 그다지 크지 않다고 보았다.

그러나 자격요건과 관련된 비용손실의 규모는 상당한 규모라는 것이 실업보상위원회(National Commission on Unemployment compensation: NCUC)의 Burgess and Kingston(1981)의 연구결과 처음으로 밝혀졌고, 그 이후 非適格行爲(claimant noncompliance)에 대한 관심이 고조되어 온 것이다 (Burgess, Kingston and St. Louis, 1982; Kingston, Burgess and St. Louis, 1986; Burgess and Kingston, 1987, 1990). 비적격행위의 심각성에 대해서는 Kim(1992)의 서베이를 참조할 수 있다. Solon(1984)에 의하면 미국에서 70년대 이후 초기자격조건에서 정당한 이유없는 자발적 이직은 급부자격에서 제외시키는 방향으로 입법화되어 왔다. 예로서 1983년 1월 현재 43개 주에서 이 자격조건이 적용되고 있다. 특히 캘리포니아의 경우에는 다른 모든 초기자격조건은 만족시켰으나 자발적 이직에 의해서 급부청구자격이 기각된 실업자가 전체 신청자의 18퍼센트에 달하였다고 한다.

이러한 고용보험급부자격의 강화추세는 영국에서도 꾸준히 지속되어 왔으며 (Atkinson and Micklewright, 1989), 프랑스에서도 계속자격 강화의 일환으로 장기실업자에 대한 감독이 강화되어 오고 있다(OECD, 1987, p.131).

전술한 대로 계속급부자격의 강화가 실업종료에 효과가 있는 것은 사실이나 어떤 식으로 실업을 벗어나고 있는가를 주시해야 한다. 왜냐하면 실업을 벗어나는 모두가 복직이 되는 것은 아니기 때문이다. 일부 실업자는 강화된 자격조건(예, Active Search Requirement)으로 인하여 직장탐색활동을 더욱 철저히 함으로써 구직확률을 높이게 될 것이 사실이지만, 또 일부는 자격요건이 강화됨으로써 단순히 노동력으로부터 이탈해 버리고 비경제활동인구로 남기도 하기 때문이다.

실업자들의 구직활동 감독을 강화한다는 것은 감독 자체의 목적뿐만 아니라 구직자들에게 좀더 양질의 구직정보를 제공하는 광의의 목적도 포함되어 있으므로 고용보험 전담기관은 이 점에 유의하여야 한다. 직장탐색에 직접적인 영향을 미치지 못하는 불필요한 규제를 극소화하는 것도 고용보험 전담기관이 유의해야 할 사항이다.

3. 復職手當(Reemployment Bonus)의 效果

직장에 대한 탐색활동을 장려하고 동시에 복직이 된 다음 재이직의 확률을 낮추어 고용안정을 꾀하기 위한 復職現金手當(reemployment cash bonus)이 이용될 수 있다. 우선 이론적으로 Kim(1992)은 복직수당을 정부와 실업자간 일종의 인센티브계약체제로 해석하여 긍정적인 효과를 분석한 바 있다.

즉 정규 고용보험급부에 비하여 복직수당은 실업자로 하여금 탐색노력(search effort)을

자발적으로 높이도록 유도하여 실업기간을 줄이게 하는 경향이 있음을 증명하고 있다. 물론 단축된 실업기간에 대한 보상으로 지급되는 복직수당에 추가재정이 소요되기는 하지만, 나머지 실업기간 동안에 지급예정되어 있던 정규고용보험금부액과 비교할 때 복직수당이 오히려 고용보험 재정에 적은 부담을 줄 수 있음을 주장하고 있다.

우리나라에서도 이 제도를 고려하고 있는 중이며, 오스트레일리아에서는 1989년 이후 장기실업자들에게 적용하고 있는데 그들이 복직이 되는 경우 100A달러(오스트레일리아 달러)를 지불하고 있다.

미국에서는 몇 개의 주에서 아직 실험단계에 있다. 일리노이 주에서는 실업자가 11주 이내에 복직을 하고 새로운 직장에 최소한 4개월 근무하면 500달러의 보너스를 지급하였다(Spiegelman and Woodbury, 1987, 1990). 이 실험결과 복직수당을 받는 실험집단(experimental group)이 그렇지 않은 통제집단(control group)보다 복직까지 걸리는 시간이 1주일 정도 단축되었으며, 고용보험금부 지출에 있어서도 전체적으로 경감되었다. 같은 자료를 이용하여 Meyer(1988)는 실험집단이 11주 내 복직확률이 14퍼센트 정도 높다는 점을 밝혀 냈다.

뉴저지 주에서는 실업후 곧바로 복직하면 남은 고용보험금부액의 반을 지급하되 1주일 이 지날 때마다 지급률을 10퍼센트씩 감소시키는 하향스케줄(declining schedule)을 사용하였다. 따라서 실업후 11주가 지나면 실질적으로 보너스의 혜택이 없어지게 된다. Corson and Decker(1990)와 Corson et al. (1989)에 따르면 이 실험결과 복직수당은 고용보험금부의 지출을 평균 1010달러씩 절감시켰고, 실업기간도 0.69주만큼 단축시킨 것으로 나타났다.

참고로 복직수당을 운영하는 데 있어서 다음과 같은 부작용을 고려해야 할 것이다.

첫째, 직장을 '갑'에서 '을'로 직접 바꿀 수 있는 사람도 복직수당을 타기 위하여 다만 몇 주라도 실업자 행위를 할 수가 있다. 따라서 이러한 비자발적 실업을 밝혀내는 자격조건 등을 강화함으로써 도덕적 위해를 극소화시킬 수 있다.

둘째, 특히 미국의 경우 임시해고에도 복직수당을 지불하면 고용주들의 임시 해고행위를 오히려 유발시킬 수 있다. 그렇다고 일정기간 이상 실업상태에 있어야 한다는 조건을 첨부하면 과거의 직장으로 재복직하는 많은 실업자들이 그 기간 동안 고의적으로 실업상태에 남아 있으려고 할 것이므로 복직수당 애초의 취지에 반하는 현상을 낳게 된다. 따라서 동일 직장으로의 복직을 수당지급대상에서 제외시키는 방향이 검토되어야 할 것이다.

第3章 雇傭保險 導入에 따른 財政變化의 經濟的 效果: 制度導入과 關聯된 政策模擬實驗

第1節 政策模擬實驗의 概觀

1. 目的

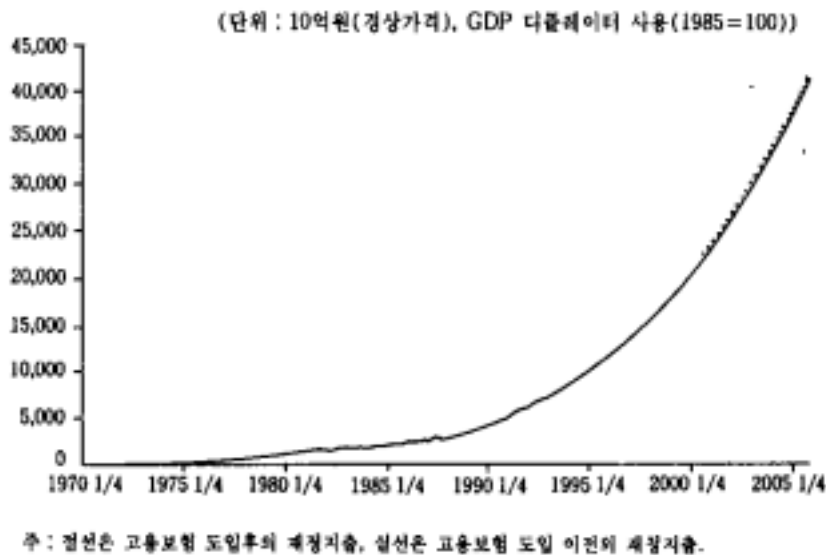
본 실험의 목적은 고용보험제도의 도입에 따른 재정지출과 조세수입 스케줄의 변화가 2005년까지 한국경제에 미치는 영향을 주요 내생변수의 시간경로를 비교 추적함으로써 포착해 내는 데 있다. 구체적으로 1995년 1/4분기를 시점으로 고용보험제도 도입과 관련된 정책변수의 변화, 즉 재정지출과 조세수입의 변화를 가정하여 제도 도입이 모의 실험기간 (1995년 1/4분기 ~ 2005년 4/4분기) 동안 국민총생산, 물가, 실업률, 노동참가율, 임금상승률 등 내생변수에 미치는 영향을 분석한다.

고용보험제도의 도입효과는 노동부문이 특화된 거시모형에서 실질임금의 변화에 반응하는 노동수급의 변화를 통해서도 추적해 볼 수 있겠으나 본 정책모의실험에서는 변수 선정의 어려움 등을 감안하여 거시모형에서의 전통적인 정책변수(policy variable)인 재정변수(fiscal variable)의 변화를 통해 간접적으로 제도도입의 효과를 분석하고자 한다.

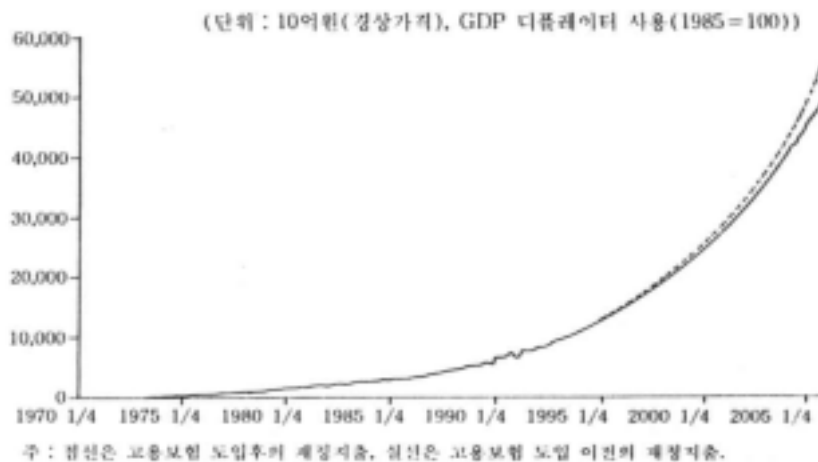
2. 데이터와 基本假定

정책모의실험에 사용된 모든 시계열은 한국은행과 통계청의 분기별 데이터로 원계열을 X-11 ARIMA로 계절조정하였으며, 1992년 4/4분기 이후의 외생변수 데이터는 baseline 즉 고용보험도입이 없을 때의 예측치로서 ARIMA 예측치를 사용하였다(표 3-1 참조). 이미 언급하였듯이 1995년 실업보험 도입시의 거시경제효과를 분석하기 위하여 정책변수로서 정부지출과 조세수입을 선택하였으며, 정부지출과 조세수입의 베이스라인(baseline) 예상경로는 ARIMA모형에 의한 예측치를, 그리고 실업보험도입시의 예상경로로 1995년에는 조세만을 증가시키고 이후부터 조세와 정부지출을 동시에 늘리는 김일중(1993)에 기초한 시나리오를 가정하였다. 1995년 이후의 정책변수경로는 아래 그림에서 점선으로, 베이스라인은 실선으로 각각 표시되었다. [그림 3-1] ~ [그림 3-3] 과 <표 3-2>의 고용보험제도 도입과 관련된 정책변수의 변화내용에서 확인할 수 있듯이 이 제도 도입으로 인한

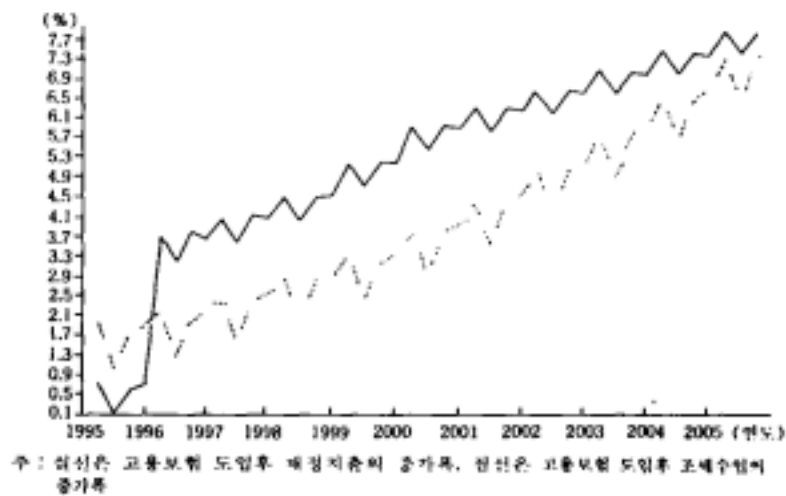
[그림 3-1] 재정지출 스케줄



[그림 3-2] 조세수입 스케줄



[그림 3-3] 고용보험 도입에 따른 추가재정지출과 추가조세수입의 예상변화 추이



<표 3-1> 정책모의실험에 사용된 데이터

변 수	내 역	원 천
Um	실업률	통 계 청
ω	전산업 명목임금(원)	노 동 부
$\Delta\omega$	t期の 임금상승률(%)	통 계 청
i	명목회사채수익률(월평균, %)	한국은행
Lf	노동참가율(경제활동참가율, %)	통 계 청
y	생산량(실질GNP, 계절조정, 10억원)	한국은행
T	총조세수입(계절조정, 10억원, 경상가격)	"
POP	인구증가율(%)	통 계 청
Δg	t期の 중앙정부 순소비지출(계절조정, 10억원, 경상가격)	한국은행
m	총통화량(M2 말잔)	"
p	GNP 디플레이터	"

<표3-2> 고용보험 도입후의 재정지출 및 조세수입 예상추이

(단위 : 10억원(정상가격), 증가율 : 전년동기대비(%))

	재정지출	증가율	조세수입	증가율
1995. 1/4	9942.69	17.0	12793.33	16.7
2/4	10353.44	16.9	13237.58	16.7
3/4	10778.00	16.8	13707.28	16.8
4/4	11169.80	16.6	14208.42	16.7
1996. 1/4	11714.44	17.8	14709.00	15.0
2/4	12194.56	17.8	15215.99	14.9
3/4	12665.64	17.5	15748.10	14.9
4/4	13112.07	17.4	16313.30	14.8
1997. 1/4	13583.64	16.0	16883.86	14.8
2/4	14124.31	15.8	17460.47	14.8
3/4	14657.87	15.7	18060.65	14.7
4/4	15154.10	15.6	18697.34	14.6
1998. 1/4	15681.93	15.4	19349.70	14.6
2/4	16285.11	15.3	20001.80	14.6
3/4	16881.29	15.2	20675.37	14.5
4/4	17432.50	15.0	21394.96	14.4
1999. 1/4	18032.60	15.0	22136.77	14.4
2/4	18703.26	14.8	22872.52	14.4
3/4	19362.74	14.7	23629.62	14.3
4/4	19971.81	14.6	24441.89	14.2
2000 1/4	20639.62	14.5	25280.14	14.2
2/4	21381.34	14.3	26109.37	14.2
3/4	22104.79	14.2	26961.17	14.1
4/4	22775.27	14.0	27875.81	14.0
2001 1/4	23486.55	13.8	28819.97	14.0
2/4	24298.72	13.6	29752.69	14.0
3/4	25091.20	13.5	30710.21	13.9
4/4	25823.08	13.4	31738.48	13.9
2002 1/4	26602.58	13.3	32799.25	13.8
2/4	27486.14	13.1	33846.02	13.8
3/4	28348.84	13.0	34920.59	13.7
4/4	29143.97	12.9	36075.02	13.7
2003 1/4	29991.14	12.7	37262.79	13.6
2/4	30950.85	12.6	38441.77	13.6
3/4	31880.99	12.5	39639.15	13.5
4/4	32736.88	12.3	40927.18	13.5
2004 1/4	33655.21	12.2	42263.65	13.4
2/4	34693.03	12.1	43589.56	13.4
3/4	35687.48	11.9	44917.95	13.3
4/4	36602.07	11.8	46350.61	13.3
2005 1/4	37590.99	11.7	47854.02	13.2
2/4	38709.48	11.6	49344.41	13.2
3/4	39764.55	11.4	50812.51	13.1
4/4	40732.68	11.3	52400.77	13.1

정책변수의 베이스라인으로부터의 이탈 정도는 그리 크지 않음을 알 수 있고, 2005년까지 지출과 조세부담이 균형을 이루는 시나리오이기 때문에 제도 도입으로 인한 거시경제 파급효과가 그렇게

크지 않을 것임을 事前的으로 예상할 수 있다. 물론 제도 도입과 연관된 재정변수의 변화로서는 고용보험제도 자체가 노동시장에 미치는 효과를 제대로 반영하지 못할 가능성도 있으나 이에 대한 평가는 추후의 연구과제로 남겨둔다.

3. 模型의 構造

정책모의 실험에 사용된 모형은 한국계량모형 중 주요 거시경제의 움직임을 가장 간략하게 설명할 수 있는 6개의 방정식과 2개의 항등식으로 구성된 소규모 구조모형이다. 전체적으로 모형은 고전적인 틀을 유지하면서 케인즈의 단기조정과정을 허용하는 구조를 가지고 있다. 따라서 모형의 구성상 주요 가정인 정책변수가 단기적으로는 영향을 행사해도 장기적으로는 이자율이나 실업률에 큰 영향을 줄 수 없는지를 데이터로 확인할 수 있다.

고용보험 도입의 정책효과 분석을 위해 기존 대규모의 모형을 사용하지 않은 이유는 대규모 모형의 경우 현재 진행되고 있는 여러 제도 도입과 관련된 경제 구조 변화로 인한 단기조정과정의 예상되는 변화로 모형의 재구성이 불가피하기 때문이며, 따라서 향후 수 년간 많은 변화가 예상되는 단기조정과정으로부터 비교적 독립적이면서 장기적으로 안정된 관계를 유지하는 변수들을 기초로 고용보험제도의 도입효과를 분석하는 것이 합당하다고 판단되기 때문이다. 본 모형의 또 다른 장점은 정책효과 분석에 결정적인 주요 변수간의 상호작용을 최대한 허용한다는 점으로, 단기적인 동적 조정효과보다는 보다 장기적인 추세선상에서의 움직임의 파악이 본 연구의 주목적임을 감안하였기 때문이다.

본 모형의 기본형태는 Sargent(1976)의 고전적 계량모형을 따르나 Mark-up 식과 Phillip식을 구분하여 표시한 점과 기대의 역할을 명시하지 않은 점, 그리고 시차구조를 최대한 단순화한 점 등이 Sargent모형과 다른 점이다. 역사적 시뮬레이션 결과 본 모형은 간단한 구조에도 불구하고 기존 대규모 모형에 비해 적합도가 떨어지지 않는 것으로 나타났으며 주요 변수의 시간경로를 비교적 잘 추적하는 특징을 보인다. 전체적으로 본 모형은 실업, 노동참가율, 생산함수, 이자율, 물가, 임금상승률 등 6개의 방정식으로 구성되어 있으며 세금을 제외한 생산과 임금상승률 등 2개의 항등식이 추가된다.

$$Um_t = a_0 + a_1 Um_{t-1} + a_2 \Delta \omega_t + a_3 i_{t-1} + \varepsilon_{1t} \dots \dots \dots (1)$$

$$Lf_t = b_0 + b_1 Lf_{t-1} + b_2 \Delta \omega_t + b_3 Um_t + \varepsilon_{2t} \dots \dots \dots (2)$$

$$y_t = c_0 + c_1 t + c_2 Lf_t + c_3 Um_t + c_4 POP_t + \varepsilon_{3t} \dots \dots \dots (3)$$

$$i_t = e_0 i_{t-1} + e_1 \Delta g_t + \varepsilon_{4t} \dots \dots \dots (4)$$

$$p_t = f_0 + f_1 i_t + f_2 y_t^d + f_3 m_t + f_4 P_{t-1} + \varepsilon_{5t} \dots \dots \dots (5)$$

$$\omega_t = g_0 + g_1 p_t + g_2 p_{t-1} + \varepsilon_{6t} \dots \dots \dots (6)$$

$$y_t^d \equiv y_t - T \dots \dots \dots (7)$$

$$\Delta \omega_t \equiv \omega_t - \omega_{t-1} \dots \dots \dots (8)$$

變數의 定義: Um=실업률

ω =전산업 명목임금

$\Delta \omega$ =t期の 임금상승률

i=명목회사채수익률

Lf=노동 참가율

y=생산량(실질 GNP)

T=총조세수입

t=시간추세

POP=인구증가율

Δg =t期の 중앙정부 순재정지출

m=총통화량(M2 말잔)

p=GNP 디플레이터

첫 번째 식은 Phillips 곡선으로서 임금상승률과 실업률간의 역의 관계를 설명한다. 임금상승률을 기대하지 않은 임금상승률로 정의할 경우 소위 자연실업률(natural rate of unemployment) 가설의 제약을 내포하게 된다. 본 실험에서는 우리나라 임금상승의 기대형성과정에 대한 연구결과가 아직 완벽하게 이루어지지 않은 점을 감안하여 기대하지 않은 변화율과 기대된 변화율의 구분은

하지 않았다. 이 점은 향후의 연구에서 보완되어야 할 부분이다.

두 번째의 노동참가(labor force participation) 방정식은 노동공급이 임금상승률에 정비례하고, 실망노동자효과(discouraged worker effect)에 따라 실업률과 역의 관계를 보이는 현상을 설명하기 위한 식이다. 두 번째 식은 향후의 연구에서 Phillips 곡선과 마찬가지로 임금상승률의 기대되는 부분과 기대되지 않은 부분으로 나누어 분석할 필요가 있다.

세 번째 식은 자본을 제외한 생산함수의 투입요소를 설명하고 있다. 자본스톡의 변화를 설명하기 위해서는 모형의 규모가 지나치게 커지므로 이번 분석에서는 제외되었다. 그러나 자본의 한계이익(marginal profitability of capital)이나 Solow잔차항(residual)의 변화가 심한 점으로 미루어 향후의 연구에서 자본축적 방정식을 내포시키는 노력이 필요하다.

네 번째 식은 이자율에 관한 식으로 단위근을 가지는 마팅게일(Martingale)의 특징을 반영하고 있다. 이자율은 재정지출의 변화가 추가설명변수의 역할을 할 수 있도록 표기한다.

다섯번째 식은 변형된 포트폴리오 균형식이며,

여섯번째 식은 과거의 물가상승에 따라 결정되어지는 우리나라 임금의 변화를 설명하는 Mark-up식으로 물가의 시차변수만이 설명변수로 사용되었다.

따라서 모형의 내생변수는 실업, 노동참가율, 생산함수, 이자율, 물가, 임금상승률 등 6개이며 외생변수는 재정지출, 조세, 인구, 통화량 등이다. 전체적으로 시차구조를 최대한 간단히 표시하였으며 설명변수도 최소한으로 줄였다. 이는 過母數化(overparameterization)를 방지하고 전체모형을 추정하는 데 따르는 완전정보우도함수추정방법(Full Information Maximum Likelihood:FIML)의 추정부담을 줄이기 위한 시도이다.

第2節 政策模擬實驗의 結果

1. 推定 및 模型의 適合度

위의 구조를 가지는 모형의 모수추정에는 단일방정식의 추정에 통상적으로 적용되는 일반최소자승법(Ordinary Least Squares:OLS)이 아닌 연립성 편의(simultaneity bias)를 고려한 연립방정식체계의 추정방법인 FIML방법을 사용하였으며 수렴기준으로 0.05를 정했고 추정을 위한 초기치는 일반회귀식의 추정결과를 사용하였다. 49번째 반복추정(iteration)에 수렴한 모수벡터를 근거로 아래의 식을 표기하였으며()안의 값은 BHHH (Berndt - Hausman - Hall - Hall) 방법으로 얻은 t값이다. 추정결과를 요약하면 다음과 같다.

필립스곡선

$$Um_t = 1.134 + 0.631Um_{t-1} - 0.025 \Delta \omega_t + 0.02i_{t-1} \dots\dots\dots (1)$$

(6.25) (11.24) (-1.86) (1.99)

예상한 바와 같이 (1)식은 필립스곡선으로 실업률과 임금상승률간의 역의 관계를 보여주고 있다. 즉 실업률은 前期의 실업률, 前期의 이자율과 正(+)의 관계를 보이거나 임금상승률과는 負(-)의 관계를 보이고 있다. 또한 이자율의 상승도 미약하나마 실업률을 증가시킨다.

노동공급식

$$Lf_t = 18.63 + 0.682Lf_{t-1} + 0.075 \Delta \omega_t - 0.093Um_t \dots\dots\dots (2)$$

(3.36) (6.97) (0.93) (-0.212)

(2)식의 노동공급식에서는 예상대로 과거노동공급과 임금상승률에는 正(+)의 관계를 보이는 한편 실업률에는 負(-)의 관계를 나타내고 있다. 또한 통계적으로 有意하지는 않으나 실망노동자효과가 관찰되며, 임금상승률 $\Delta \omega_t$ 이 노동 참가에 미약한 효과만을 보이는 것은 임금상승률 중 기대하지 않은 인상분을 분리할 경우 그 효과가 더욱 커질 것을 예상할 수 있다.

총산출량식

$$y_t = -19.321 + 0.004t + 0.019Lf_t - 0.064Um_t + 2.744POP_t \dots\dots\dots (3)$$

(-3.37) (1.4)(8.16)(-5.11)(4.79)

총공급곡선인 (3)식은 산출량이 투입량에 비례함을 나타내고 있는데 산출량은 인구증가와 노동공급에 비례하는 한편 실업률과 負의 관계를 보이고 있다.

이자율결정식

$$i_t = 0.993i_{t-1} + 0.054 \Delta g_t \dots\dots\dots (4)$$

(106.35)(0.08)

이자율은 단위근의 특성을 가지는 마팅계일 과정이며 재정지출의 구축효과(crowding out effect)가 나타나지만 통계적으로 유의하지 않다.

물가결정식

$$p_t = 0.056 + 0.0008i_t - 0.003y_t^d + 0.058m_t + 0.858p_{t-1} \dots \dots \dots (5)$$

위의 추정결과에 따르면 물가는 과거의 물가수준과 통화량에 의해 가장 많은 영향을 받는 것으로 나타났다.

임금결정식

$$w_t = 3.714 + 12.248p_t - 10.324p_{t-1} \dots \dots \dots (6)$$

(12.07)(33.19)(27.87)

한편 임금은 단순히 현재와 前期의 물가수준의 함수로 표시된다.

본 모형과 같은 연립방정식 체계의 모형에서는 개별추정식에 대한 적합도 평가보다 모형의 전체적인 적합도를 평가하는 것이 중요한데, 이를 위해 역사적 동적 시뮬레이션(historical dynamic simulation)을 행하였다. 시뮬레이션에는 내생변수의 과거시차변수로서 실제치 대신 모형의 추정치를 이용하였으며, 정책효과분석에서와 마찬가지로 Gauss-Seidel 방법을 사용하여 주어진 외생변수를 만족시키는 내생변수 벡터를 구하였다.<표3-3>의 시뮬레이션 결과에 나타나 있듯이 본 거시모형은 매우 간단한 구조에도 불구하고 1976년 1/4분기에서 1992년 4/4분기까지의 동적 시뮬레이션 결과 한국거시경제의 주요 특징을 비교적 잘 설명하고 있다.

<표 3-3> 역사적 동적 시뮬레이션의 결과(1976.1/4분기 ~ 1992. 4/4분기)

	RMSE	MAE	ME	Theil's Inequality
실업률	0.3377	0.2529	-0.1053	0.0430
노동참가율	1.0810	0.7498	0.3207	0.0093
생산량	0.0363	0.0306	0.0135	0.0018
이자율	1.5353	1.0368	0.0333	0.0407
물가	0.0158	0.0129	-0.0001	0.0018
임금	0.0311	0.0240	-0.0003	0.0012

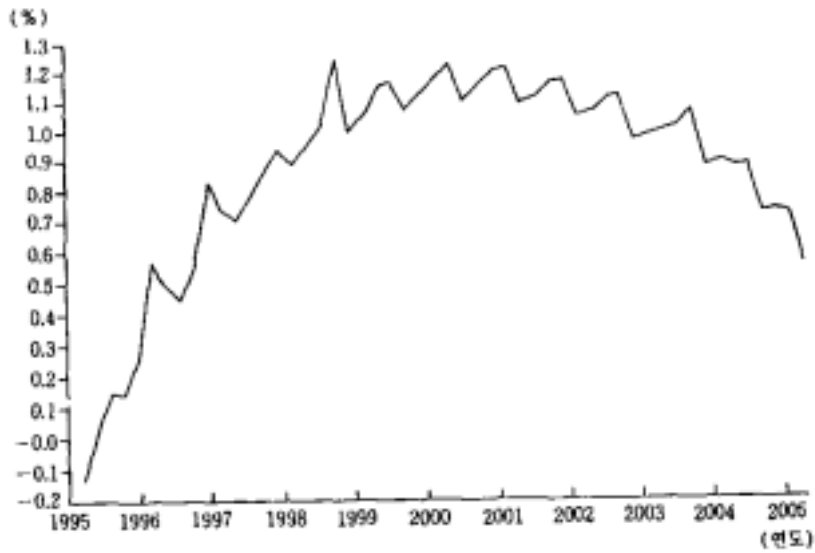
주: RMSE=Root Mean Squared Error, MAE=Mean Absolute Error, ME=Mean Error, Theil's Inequality=RMS Simulation Error를 0과 1 사이에 놓이도록 정규화한 척도로서 1이면 예측력이 최악인 경우이고 0에 가까울수록 우량한 예측력을 나타냄.

2. 實驗結果

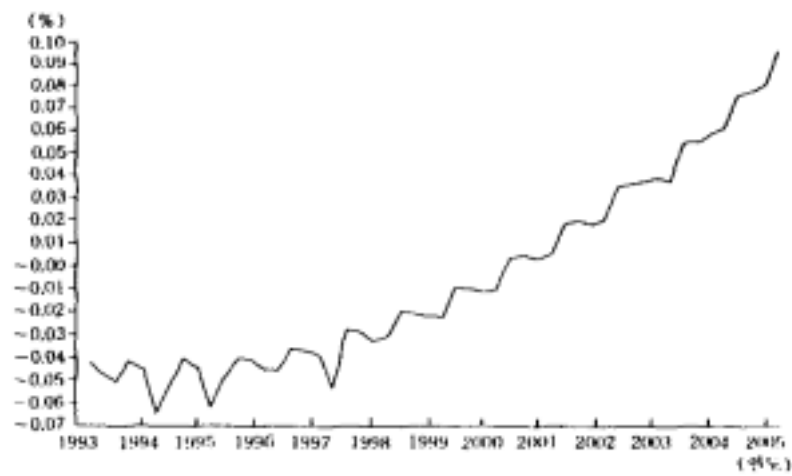
위의 역사적 동적 시뮬레이션 결과에서 나타난 모형의 적합도는 본 모형이 정책모의실험을 행하기에 적절한 것임을 보여준다. 위의 모형에 기초하여 사전적동적 시뮬레이션(ex-ante dynamic simulation)을 행한 결과 고용보험제도 도입에 따른 재정지출과 조세수입의 변화는 실업률 등 주요 내생변수에 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 한편 정책모의 실험 결과의 해석에 있어 정책효과가 내생변수들 각각의 베이스라인으로부터의 이탈 정도로 포착됨에 유의할 필요가 있다. 내생변수의 경로를 1995년 1/4분기부터 2005년 4/4분기까지 베이스라인으로 부터의 이탈 정도(% deviation from baseline)로 나타낸 그림은 [그림 3-4] ~ [그림 3-9] 와 같다. 전체적으로 베이스라인과 거의 달라지지 않는 것으로 나타났으나 실업률의 경우 특기할 만한 것은 2003년까지 지속적으로 증가하다 이후 증가율이 다소 둔화되어 2005년에 이르러서는 실업률이 베이스라인(3.91퍼센트)보다 약간 높아진 3.93퍼센트에 이를 것으로 나타났다(그림 3-10참조). 노동참가율에 대한 고용보험의 도입 효과는 미미하나마 2001년부터 正(+)으로 나타날 것으로 보이는데 바로 이 점이 제2장에서 논의되었던 고용보험의 원천적인 취지라고도 해석할 수 있겠다. 물론 이결과에 대해서는 향후 좀더 정확한 자료로써 계속적인 재검토가 필요하다고

판단된다.

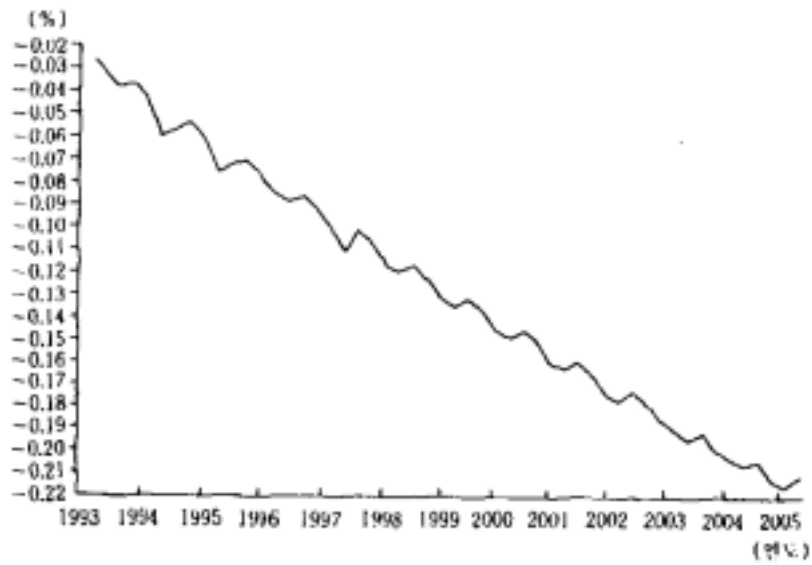
[그림3-4] 고용보험 도입후 실업률의 변화정도(baseline으로부터의 %변화)



[그림 3-5] 고용보험 도입후 노동참가율의 변화(baseline으로부터의 % 변화)



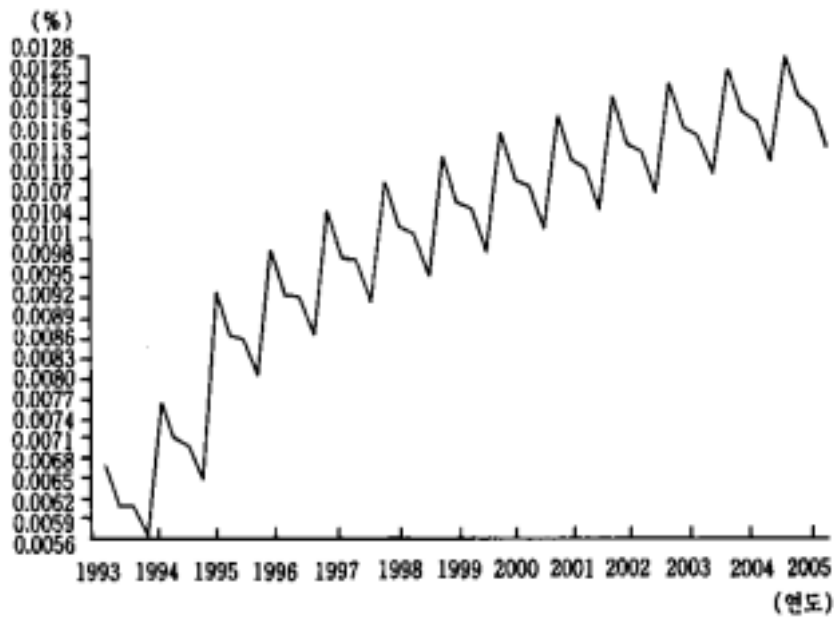
[그림 3-6] 고용보험 도입후 실질GNP의 변화(baseline으로부터의 %변화)



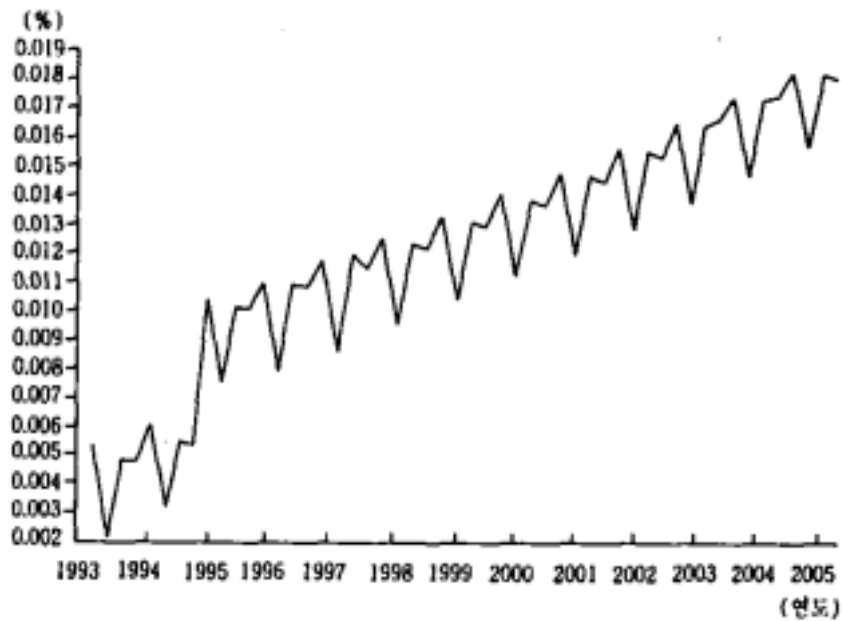
[그림 3-7] 고용보험 도입후 노동참가율의 변화(baseline으로부터의 %변화)



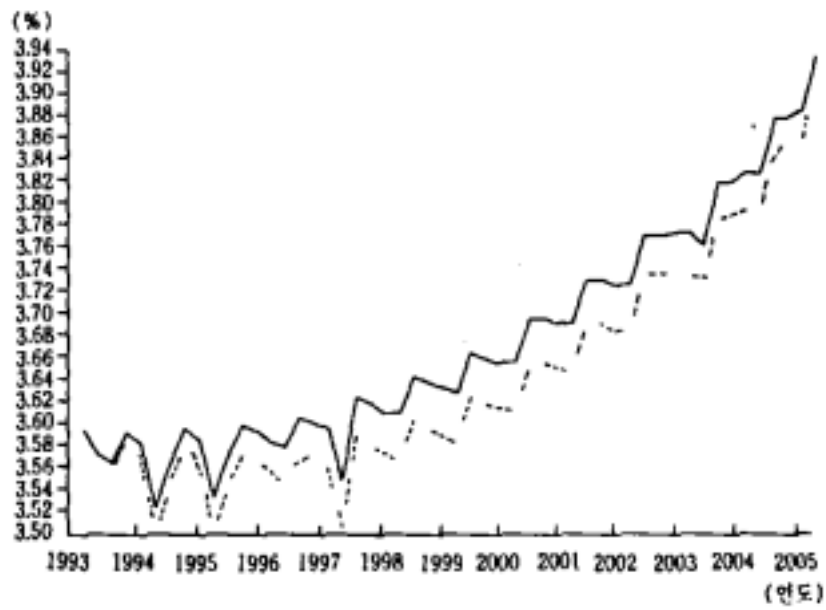
[그림 3-8] 고용보험 도입후 물가변화율(baseline으로부터의 %변화)



[그림 3-9] 고용보험 도입후 명목임금의 변화율(baseline으로부터의 %변화)



[그림 3-10] 고용보험 도입 이전과 이후의 실업률 비교



주: 실선은 고용보험 도입 이후의 실업률, 점선은 고용보험 도입 이전의 실업률

<표 3-4> 고용보험도입후 주요 거시경제변수의 예상변화 추이(baseline으로부터의 %변화)

		실업률	노동참가율	실질GNP	회사채수익률	물가	명목임금
1995	1/4	0.5547	-0.044	-0.0597	-0.0643	0.0092	0.0104
	2/4	0.8319	-0.062	-0.0756	-0.0714	0.0086	0.0075
	3/4	0.7402	-0.049	-0.0723	-0.0710	0.0086	0.0101
	4/4	0.7019	-0.039	-0.0703	-0.0728	0.0080	0.0100
1996	1/4	0.7752	-0.040	-0.0758	-0.0734	0.0099	0.0109
	2/4	0.8701	-0.045	-0.0846	-0.0649	0.0092	0.0080
	3/4	0.9392	-0.045	-0.0884	-0.0643	0.0092	0.0109
	4/4	0.8879	-0.036	-0.0864	-0.0658	0.0086	0.0107
1997	1/4	0.9502	-0.037	-0.0920	-0.0674	0.0104	0.0117
	2/4	1.0161	-0.039	-0.0999	-0.0683	0.0098	0.0087
	3/4	1.2455	-0.053	-0.1108	-0.0677	0.0097	0.0119
	4/4	0.9923	-0.028	-0.1009	-0.0694	0.0091	0.0113
1998	1/4	1.0490	-0.029	-0.1066	-0.0706	0.0109	0.0124
	2/4	1.1335	-0.032	-0.1156	-0.0718	0.0102	0.0095
	3/4	1.1615	-0.031	-0.1187	-0.0712	0.0101	0.0122
	4/4	1.0681	-0.019	-0.1158	-0.0730	0.0095	0.0120
1999	1/4	1.1192	-0.020	-0.1217	-0.0741	0.0113	0.0132
	2/4	1.1739	-0.022	-0.1298	-0.0746	0.0106	0.0103
	3/4	1.2204	-0.022	-0.1340	-0.0740	0.0105	0.0130
	4/4	1.0976	-0.009	-0.1302	-0.0759	0.0098	0.0128
2000	1/4	1.1487	-0.010	-0.1363	-0.0770	0.0116	0.0140
	2/4	1.1977	-0.011	-0.1447	-0.0773	0.0109	0.0111
	3/4	1.2144	-0.010	-0.1479	-0.0768	0.0108	0.0138
	4/4	1.0871	0.003	-0.1443	-0.0787	0.0102	0.0136

2001	1/4	1.1088	0.004	-0.1495	-0.0800	0.0119	0.0147
	2/4	1.1574	0.002	-0.1581	-0.0813	0.0112	0.0119
	3/4	1.1686	0.004	-0.1614	-0.0810	0.0111	0.0146
	4/4	1.0434	0.017	-0.1581	-0.0830	0.0104	0.0144
2002	1/4	1.0595	0.019	-0.1634	-0.0843	0.0122	0.0156
	2/4	1.1022	0.017	-0.1721	-0.0855	0.0115	0.0127
	3/4	1.1134	0.019	-0.1758	-0.0852	0.0113	0.0154
	4/4	0.9675	0.034	-0.1717	-0.0873	0.0107	0.0153
2003	1/4	0.9837	0.035	-0.1773	-0.0885	0.0124	0.0164
	2/4	0.9975	0.036	-0.1851	-0.0898	0.0117	0.0136
	3/4	1.0089	0.037	-0.1889	-0.0895	0.0116	0.0163
	4/4	1.0652	0.036	-0.1937	-0.0916	0.0110	0.0165
2004	1/4	0.8773	0.054	-0.1908	-0.0928	0.0127	0.0173
	2/4	0.8912	0.054	-0.1990	-0.0941	0.0120	0.0146
	3/4	0.8749	0.058	-0.2019	-0.0939	0.0118	0.0172
	4/4	0.8853	0.060	-0.2049	-0.0959	0.0112	0.0173
2005	1/4	0.7204	0.075	-0.2031	-0.0973	0.0128	0.0182
	2/4	0.7343	0.076	-0.2114	-0.0985	0.0122	0.0156
	3/4	0.7189	0.080	-0.2146	-0.0983	0.0120	0.0181
	4/4	0.5588	0.096	-0.2101	-0.1003	0.0113	0.0178

주: $100 \times [(\text{고용보형제도 도입 이후의 내생변수값} / \text{고용보형제도 도입 이전의 내생변수값} - 1.0)]$. 단, GNP, GNP 디플레이터, 명목임금의 경우는 로그변환된 base line 예측치로부터의 이탈 정도를 나타냄.

<표 3-5> 정책실험기간중의 주요 내생변수 baseline 예측치

		실업률 (%)	노동참가율 (%)	실질GNP (10억원)	회사채수익률 (%)	GNP디플레이터 (1985=100)	명목임금 (원)
1995	1/4	3.5663	60.8045	43025.27	14.6592	182.5341	1125874
	2/4	3.5026	60.8262	43730.8	14.7577	185.5375	1159577
	3/4	3.5451	60.9924	44304.88	14.8462	188.908	1193109
	4/4	3.5736	61.1952	44980.8	14.9351	192.1645	1226334
1996	1/4	3.5666	61.3050	45631.84	15.0138	193.8342	1259138
	2/4	3.5526	61.3208	46182.44	15.0825	196.8947	1295150
	3/4	3.5454	61.5131	46941.43	15.1611	200.3456	1330707
	4/4	3.5739	61.7294	47636.47	15.2302	203.6649	1365896
1997	1/4	3.5669	61.8459	48298.41	15.2890	205.301	1400528
	2/4	3.5600	61.8667	48827.6	15.3478	208.4091	1438809
	3/4	3.5032	62.0783	49785.75	15.4066	211.919	1476054
	4/4	3.5885	62.2937	50287.31	15.4657	215.3036	1513475
1998	1/4	3.5815	62.4237	50963.55	15.5146	216.888	1549883
	2/4	3.5675	62.4530	51519.88	15.5635	220.0324	1590211
	3/4	3.5675	62.6637	52285.9	15.6124	223.5976	1629627
	4/4	3.6031	62.8985	52978.37	15.6517	227.0116	1668384
1999	1/4	3.5961	63.0352	53660.21	15.6907	228.5429	1706386
	2/4	3.5893	63.0762	54193.32	15.7297	231.7133	1748628
	3/4	3.5822	63.2955	54996.89	15.7686	235.3108	1789669
	4/4	3.6249	63.5487	55678.09	15.7980	238.7569	1829964
2000	1/4	3.6179	63.6989	56369.7	15.8370	240.2082	1869465
	2/4	3.6110	63.7398	56890.24	15.8661	243.3849	1913350
	3/4	3.6110	63.9776	57684.92	15.8951	247.0133	1955835
	4/4	3.6537	64.2375	58366.24	15.9146	250.4629	1997350

2001	1/4	3.6539	64.3927	59026.4	15.9437	251.8309	2037960
	2/4	3.6471	64.4540	59552.53	15.9728	254.9955	2083365
	3/4	3.6470	64.6984	60350.05	15.9920	258.6351	2126959
	4/4	3.6898	64.9719	61035.81	16.0114	262.0877	2169599
2002	1/4	3.6899	65.1406	61698.81	16.0307	263.3434	2210908
	2/4	3.6831	65.2085	62213.36	16.0499	266.4837	2257332
	3/4	3.6831	65.4598	63010.71	16.0690	270.1075	2301892
	4/4	3.7329	65.7517	63672.69	16.0885	273.5439	2345368
2003	1/4	3.7331	65.9271	64327.79	16.1077	274.6878	2387282
	2/4	3.7334	66.0068	64801.24	16.1170	277.784	2434388
	3/4	3.7334	66.2783	65610.89	16.1362	281.3811	2479548
	4/4	3.7194	66.5932	66578.57	16.1458	284.7749	2522674
2004	1/4	3.7834	66.7727	66922.93	16.1651	285.7825	2565297
	2/4	3.7837	66.8524	67368.71	16.1744	288.8259	2612925
	3/4	3.7908	67.1356	68144.18	16.1836	292.384	2658116
	4/4	3.7910	67.4672	69054.27	16.1933	295.7226	2701320
2005	1/4	3.8479	67.6552	69408.6	16.2026	296.5853	2743464
	2/4	3.8482	67.7552	69848.79	16.2120	299.5466	2791130
	3/4	3.8554	68.0519	70621.44	16.2212	303.0479	2836119
	4/4	3.9123	68.3826	71230.9	16.2309	306.3153	2879416

실질 GNP성장률은 제도 도입 이후 지속적으로 줄어드는 모습을 보일 것으로 예상된다. 이는 산출량 식에 나타나 있듯이 산출량 저하요인인 실업률이 다소 상향조정되는 데 기인한다. 한편 회사채 수익률은 제도 도입연도인 1995년을 제외하고는 베이스라인에 비해 상승폭이 지속적으로 줄어들 것으로 보이며, 물가와 명목임금은 실험기간중 고용보험 도입으로 미미하나 지속적인 상승압력을 받을 것으로 예상된다. 참고로 고용보험 도입후에 예상되는 주요 경제변수의 베이스라인으로부터의 퍼센트 변화는 <표 3-4>에 수록되었으며 <표 3-5>는 주요 내생변수의 베이스라인 예측치를 보여주고 있다.

3. 研究의 限界

본 정책모의실험은 거시경제변수가 고용보험 도입으로 어떠한 영향을 받을 것인가를 알아내는 데 있다. 단기적으로 모형이 제도 도입으로 예상되는 미시적인 노동공급 축소요인과 노동수요 축소요인을 충분히 고려하지 못한 면이 있지만 현 노동공급이나 수요를 결정하는 변수 중 고용보험을 대표할 만한 변수가 없는 관계로 분석에 한계가 있다. 더욱이 고용보험의 영향을 받을 것이 예상되는 실질임금은 과거 데이터를 설명하는 데 유의적이지 못한 것으로 나타나 임금을 외생화하여 정책효과를 분석하는 데는 한계가 따른다.

따라서 향후 노동부문이 특화된 거시모형의 결합을 통해 보다 정확한 정책분석을 시도해 볼 필요가 있다. 더 나아가, 국가간의 생산요소이동이나 자본이동의 가능성도 고려한 고용보험제도의 도입효과를 분석하기 위해서는 일반균형하에서의 세계경제모형에 기초한 정책모의실험이 요구된다.

본 모의실험에서 간과된 또 하나의 특징은 정책 도입과 연관된 구조변화를 모형에 내포시키지

못한 점이다. Lucas 批判(1976)을 면할 수 없는 점은 본 실험결과의 뚜렷한 한계이나 제도 도입과 관련된 선진국에서의 주요 변화 특징을 포착하여 모형화하는 데는 보다 많은 시간이 필요함도 인식할 필요가 있다.

결과적으로 이상의 한계를 지니고 있는 본 모형이 제시하는 고용보험제도 도입이 경제에 미치는 효과는 실업률이 다소 증가하는 이외에는 미미한 것으로 판명되었다.

參考文獻

- 김원식, 『외국의 고용보험제도』, 한국노동연구원, 1990.
- 김일중, 『우리나라 고용보험제도의 재정추계』, (본고의 제1부), 1993.
- 박영범, 『미국의 고용보험제도』, 한국노동연구원, 1992.
- 유길상, 『일본의 고용보험제도』, 한국노동연구원, 1992.
- 고용보험연구기획단, 『고용보험제도 실시방안연구(요약)』, 1993, 6.
- Azariadis, C., "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria", *Journal of Political Economy*, vol.83, 1975, pp.1183~1202.
- Albrecht, James and Bo Axell, "An Equilibrium Model of Search Unemployment", *Journal of Political Economy*, vol.92, 1984, pp.824~840.
- Atkinson, Anthony, "Income Maintenance for the Unemployment in Britain and the Response to High Unemployment," *Ethics*, vol.100, 1990, pp. 569~585
- Atkinson, Anthony and John Micklewright, *Unemployment Benefits and Unemployment Duration*, STRICTED Occasional Paper No. 5, London : London School of Economics, 1985.
- Atkinson, Anthony and John Micklewright, "Turning the Screw : Benefits for the Unemployed 1979-1988", in Kilton, Andrew and Ian Walker (eds), *The Economics of Social Security*, Oxford : Oxford University Press, 1989.
- Atkinson, Anthony and John Micklewright, "Unemployment Compensation and Labor Market Transitions : A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, vol.29, 1991, pp.1679~1727.
- Baily, Martin, "Wages and Employment under Uncertain Demand", *Review*

- of Economic Studies*, vol.41, 1974, pp.37~50.
- Barron, John and Wesley Mellow, "Search Effort in the Labor Market", *Journal of Human Resources*, vol.14, 1979, pp.389~404.
- Becker, Joseph, *The Problem of Abuse in Unemployment Benefits*, New York : Columbia University Press, 1953.
- Becker, Joseph, *Experience Rating in Unemployment Insurance*, Michigan : Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, 1972.
- Beenstock, M. and P. Warburton, "A Neoclassical Model of the UK Labour Market", in Beenstock, M.(ed), *Modelling the Labour Market*, London : Chapman and Hall, 1988, pp.71~104.
- Ben-Horin, Moshe and Dror Zuckerman, "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration", *Journal of Labor Economics*, 5, 1987, pp.386~390.
- Bjorklund, Anders, "On the Duration of Unemployment in Sweden, 1965~1976", *Scandinavian Journal of Economics*, vol.80, 1978, pp.421~439.
- Black, Matthew and Timothy Carr, "An Analysis of Nonsearch", in *Unemployment Compensation: Studies and Research*, vol.2, Washington, D.C. : National Commission on Unemployment Compensation, 1980.
- Blank, Rebecca and David Card, "Recent Trends in Insured and Uninsured Employment : Is There an Explanation?" *NBER Working Paper* 2871, 1989.
- Brechling, Frank, "Unemployment Insurance Taxes and Labor Turnover : Summary of Theoretical Findings", *Industrial and Labor Relations Review*, vol.30, 1977, pp.483~492.
- Brunies, Bernard and Denise Annadale-Massa, *L'indemnisation du Chomage en Europe : Cinq Pays, Cinq Regimes*, l'UNEDIC, Paris, 1986.
- Bulow, Jeremy and Lawrence Summers, "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment", *Journal of Labor Economics*, vol.4, 1986, pp.376~414.
- Burda, Michael, "Wait Unemployment in Europe", *Economic Policy*, 1988, pp.

- Burdett, Kenneth, "Unemployment Insurance Payments as a Search Subsidy : A Theoretical Analysis", *Economic Inquiry*, vol.17, 1979, pp.333~343.
- Burdett, Kenneth and Dale Mortensen, "Search, Layoffs, and Labor Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, vol.88, 1980, pp.652~672.
- Burgess, Paul and Jerry Kingston, "UI Benefit Effects on Compensated Unemployment", *Industrial Relations*, 1981.
- Burgess, Paul and Jerry Kingston, *An Incentive Approach to Improving the Unemployment Compensation System*, Kalamazoo : Upjohn Institute for Employment Research, 1987.
- Burgess, Paul and Jerry Kingston, "Monitoring Claimant Compliance with Unemployment Compensation Eligibility Criteria", in Hansen, Lee and James Byers(eds), *Unemployment Insurance*, Madison : The University of Wisconsin Press, 1990.
- Burgess, Paul, Jerry Kingston, and Robert St. Louis, *The Development of an Operational System for Detecting Unemployment Insurance Payment Errors through Random Audits : The Results of Five Statewide Pilot Tests*, Washington D.C. : U.S. Department of Labor, Unemployment Insurance Service, 1982.
- Burtless, Gary, "Jobless Pay and High European Unemployment", in Lawrence, Robert and Charles Schultze(eds), *Barriers to European Growth*, Washington, D.C. : Brookings Institution, 1987.
- Burtless, Gary, "The Economist's Lament : Public Assistance in America", *Journal of Economic Perspective*, 1990a.
- Burtless, Gary, "Unemployment Insurance and Labor-Supply : A Survey", in Hansen, Lee and James Byers(eds), *Unemployment Insurance*, Madison : The University of Wisconsin Press, 1990b.
- Clark, Kim and Lawrence Summers, "Labor Market Dynamics and Unemployment : A Reconsideration", *Brookings Papers on Economic*

- Activities*, vol.1, 1979, pp.13~60.
- Clark, Kim and Lawrence Summers, "Unemployment Insurance and Labor Market Transitions", in Baily, Martin(ed), *Workers, Jobs, and Inflation*, Washington, D.C.: Brookings Institution, 1982.
- Classen, Kathleen, "The Effect of Unemployment Insurance on the Duration of Unemployment and Subsequent Earnings", *Industrial and Labor Relations Review*, vol.30, 1977, pp.371~389.
- Corson, Walter and Paul Decker, "The Impact of Reemployment Services on Unemployment Insurance Benefits: Findings from the New Jersey Unemployment Insurance Reemployment Demonstration", Working Paper, Princeton: Mathematica Policy Research, 1990.
- Corson, Walter, Paul Decker, Shari Dunstan and Anne Gordon, *The New Jersey Unemployment Insurance Reemployment Demonstration Projects: Final Evaluation Report*, Princeton: Mathematica Policy Research, 1989.
- Corson, Walter and Walter Nicholson, *An Examination of Declining UI Claims during the 1980s*, Washington D.C.: U.S. Department of Labor, employment and Training Administration, 1988.
- Cramer, Ulrich and Heinz Werner, "Causes and Consequences of High Turnover among People on the German Labor Market", in *The Nature of Youth Unemployment*, Paris: OECD, 1984.
- Danziger, Shwidon, Robert Haveman and Robert Plotnick, "How Income Transfer Programs Affect Work, Savings, and the Income Distribution", *Journal of Economic Literature*, vol.19, 1981, pp.975~1028.
- Deere, Donald, "Unemployment Insurance and Employment", *Journal of Labor Economics*, vol.9, 1991, pp.307~324.
- Doeringer Peter and Michael Piore, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, D.D. Heath, 1971.
- Ehrenberg, Ronald and Ronald Oaxaca, "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gains", *American Economic*

- Review*, vol.66, 1976, pp.754~766.
- Feldstein, Martin, "Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment", *Journal of Political Economy*, vol.84, 1976, pp.937~957.
- Feldstein, Martin, "The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment", *American Economic Review*, vol.68, 1978, pp.834~846.
- Flemming, John, "Aspects of Optimal Unemployment Insurance : Search, Leisure, Savings and Capital Market Imperfections", *Journal of Public Economics*, vol.10, 1978, pp.403~425.
- Gerald-Varet, Louis-Andre et al., *Duree du Chomage et Trajectoires Individuelles vis-a-vis des Marches du Travail*, Marseille : GHEF, 1990.
- Gordon, Donald, "A Neo-Classical Theory of Keynesian Unemployment", *Economic Inquiry*, vol.12, 1974, pp.431~459.
- Grubel, Herbert and Dennis Maki, "The Effects of Unemployment Benefits on U.S. Unemployment Rates", *Weltwirtschaft. Arch.*, vol.112, 1976, pp.79~98.
- Ham, John and Samuel Res, "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada", *Journal of Labor Economics*, vol.5, 1987, pp.325~353.
- Hamermesh, Daniel, *Jobless Pay and the Economy*, Baltimore : Johns Hopkins University Press, 1977.
- Hamermesh, Daniel, "Entitlement Effects, Unemployment Insurance and Employment Decisions", *Economic Inquiry*, vol.17, 1979, pp.317~332.
- Hamermesh, Daniel, "Unemployment Insurance : Goals, Structure, Economic Impacts, and Transferability to Developing Countries", mimeo, 1992.
- H. M. Treasury, *H. M. Treasury Macroeconomic Model Documentation : December 1991 Public Model*, London, 1991.
- Holen, Arlene, "Effects of Unemployment Insurance Entitlement on Duration and Job Search Outcome", *Industrial and Labor Relations Review*,

- Narendranathan, Wiji, Stephen Nickell, and Jon Stern, "Unemployment Benefits Revisited", *Economic Journal*, vol.95, 1985, pp.307~329.
- Nickell, Stephen, "Estimating the Probability of Leaving Unemployment", *Econometrica*, vol.47, 1979a, pp.1249~1266.
- Nickell, Stephen, "The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment", *Economic Journal*, vol.89, 1979b, pp.1249~1266.
- OECD, *Employment Outlook 1987*, Paris, 1987.
- Pissarides, Christopher, "Unemployment and Vacancies in Britain", *Economic Policy*, vol.3, 1986, pp.499~559.
- Rasmussen, David and Iljoong Kim, "Growth of U.S. Labor Productivity", *Applied Economics*, vol.24, 1992, pp.285~289.
- Robertson, Matthew, "Temporary Layoffs and Unemployment in Canada", *Industrial Relations*, vol.28, 1989, pp.82~90.
- Rothschild, Michael, "Models of Market Organization with Imperfect Information: A Survey", *Journal of Political Economy*, vol.81, 1973, pp.1283~1308.
- Sargent, T. J., "A Classical Macroeconometric Model for the United States", *Journal of Political Economy*, vol.84, no. 2, 1976.
- Shapiro, Carl and Joseph Stiglitz, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, vol.74, 1984, pp.433~444.
- Sider, Hal, "Unemployment Duration and Incidence: 1968~1982", *American Economic Review*, vol.75, 1985, pp.461~472.
- Solon, Gary, "The Effects of Unemployment Insurance Eligibility Rules on Job Quitting Behavior", *Journal of Human Resources*, vol.19, 1984, pp.118~126.
- Solon, Gary, "Work Incentive Effects of Taxing Unemployment Benefits", *Econometrica*, vol.53, 1985, pp.390~413.
- Spiegelman, Robert and Stephen Woodbury, "Bonuses to Workers and Em-

- Layard, Richard and Stephen Nickell, "Unemployment in Britain", *Economica*, supp vol.53, 1986, pp.S121~S169.
- Lippman, Steven and John McCall, *Studies in the Economics of Search*, Amsterdam: North Holland, 1979.
- Lucas, R. E., Jr., "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in Brunner, K. and A. Meltzer(eds), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series no.1., New York: Holland, 1976, pp.19~46.
- Maki, Dennis and Zane Spindler, "The Effect of Unemployment Compensation on the Rate of Unemployment in Great Britain", *Oxford Economic Papers*, vol.27, 1975, pp.440~454.
- Marston, Stephen, "The Impact of Unemployment Insurance on Job Search", *Brookings Papers on Economic Activities*, 1975.
- Meyer, Bruce, "A Quasi-Experimental Approach to the Effects of Unemployment Insurance", *NBER Working Paper* 3159, 1989.
- Meyer, Bruce, "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, vol.58, 1990, pp.757~782.
- Moffit, Robert, "Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells", *Journal of Econometrics*, vol.28, 1985, pp.85~101.
- Moffit, Robert and Walter Nicholson, "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits", *Review of Economics and Statistics*, vol.64, 1982, pp.1~11.
- Mortensen, Dale, "Unemployment Insurance and Job Search Decisions", *Industrial and Labor Relations Review*, vol.30, 1977, pp.505~517.
- Mortensen, Dale, "Job Search and Labor Market Analysis", in Asensfelter, Orley and Richard Layard(eds), *Handbook of Labor Economics: Vol II*, North-Holland, 1986, pp.849~919.
- Mortensen, Dale, "A Welfare Analysis of Unemployment Insurance: Variations on Second-Best Themes", Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, vol.19, 1988, pp.67~98.

- Narendranathan, Wiji, Stephen Nickell, and Jon Stern, "Unemployment Benefits Revisited", *Economic Journal*, vol.95, 1985, pp.307~329.
- Nickell, Stephen, "Estimating the Probability of Leaving Unemployment", *Econometrica*, vol.47, 1979a, pp.1249~1266.
- Nickell, Stephen, "The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment", *Economic Journal*, vol.89, 1979b, pp.1249~1266.
- OECD, Employment Outlook 1987, Paris, 1987.
- Pissarides, Christopher, "Unemployment and Vacancies in Britain", *Economic Policy*, vol.3, 1986, pp.499~559.
- Rasmussen, David and IlJoong Kim, "Growth of U.S. Labor Productivity", *Applied Economics*, vol.24, 1992, pp.285~289.
- Robertson, Matthew, "Temporary Layoffs and Unemployment in Canada", *Industrial Relations*, vol.28, 1989, pp.82~90.
- Rothschild, Michael, "Models of Market Organization with Imperfect Information: A Survey", *Journal of Political Economy*, vol.81, 1973, pp.1283~1308.
- Sargent, T. J., "A Classical Macroeconometric Model for the United States", *Journal of Political Economy*, vol.84, no. 2, 1976.
- Shapiro, Carl and Joseph Stiglitz, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, vol.74, 1984, pp.433~444.
- Sider, Hal, "Unemployment Duration and Incidence: 1968~1982", *American Economic Review*, vol.75, 1985, pp.461~472.
- Solon, Gary, "The Effects of Unemployment Insurance Eligibility Rules on Job Quitting Behavior", *Journal of Human Resources*, vol.19, 1984, pp.118~126.
- Solon, Gary, "Work Incentive Effects of Taxing Unemployment Benefits", *Econometrica*, vol.53, 1985, pp.390~413.
- Spiegelman, Robert and Stephen Woodbury, "Bonuses to Workers and Em-

- players to Reduce Unemployment: Randomized Trials in Illinois", *American Economic Review*, vol.77, 1987, pp.513~530.
- Spiegelman, Robert and Stephen Woodbury, "Controlled Experiments and the Unemployment Insurance System", in Hansen, Lee and James Byers(eds), *Unemployment Insurance*, Madison: The University of Wisconsin Press, 1990.
- Stern, Jon, "Unemployment Inflow Rates for Autumn 1978", in Nickell, Stephen et al. (eds), *The Nature of Unemployment in Britain*, Oxford: Oxford University Press, 1989.
- Stiglitz, Joseph, "Theories of Wage Rigidity", in Hukiewicz, James et al. (eds), *Keynes' Economic Legacy*, NY: Praeger, 1986.
- Tannery, Frederick, "Search Effort and Unemployment Insurance Reconsidered", *Journal of Human Resources*, vol.18, 1983, pp.432~440.
- Topel, Robert, "On Layoffs and Unemployment Insurance", *American Economic Review*, vol.74, 1984, pp.541~559.
- Topel, Robert, "Equilibrium Earnings, Turnover, and Unemployment: New Evidence", *Journal of Labor Economics*, vol.2, 1984, pp.500~522.
- Topel, Robert, "Unemployment and Unemployment Insurance", in Ehrenberg, Ronald (ed), *Research in Labor Economics*, Greenwich: JAI Press, 1985.
- Topel, Robert and Finis Welch, "Unemployment Insurance: Survey and Extensions", *Economica*, vol.47, 1980, pp.351~379.
- Usategui, Jose, "Finite Duration of Unemployment Insurance, Reservation Wages and Participation in the Job Market", University del Pais Vasco, 1989.
- Vroman, Wayne, "The Aggregate Performance of Unemployment insurance, 1980~1985", in Hansen, Lee and James Byers(eds), *Unemployment Insurance*, Madison: The University of Wisconsin Press, 1990.
- Welch, Finis, "What Have We Learned from Empirical Studies of Unemployment Insurance?", *Industrial and Labor Relations Review*, vol.30, 1977, pp.225~239.

<附 錄>

總體的 資料를 使用한 雇傭保險給付의 效果推定模型

각 모델마다 다음의 순서로 소개를 한다.

- ① 먼저 간단한 설명부분이다. 여기에는 방정식의 수, 추정기간 및 방법, 산업부문별 세분화 등을 소개한다. 그 밖에 노동시장 변수들의 추정식들에서 뭔가 특이한 변수의 연결 등이 있으면 역시 간략히 언급한다.
- ② 두 번째로는 노동시장의 추정방정식 또는 항등식을 정리한다. 각 방정식마다 중요하다고 판단되는 변수들과 추정계수의 부호 등을 표시한다. 여기에서도 간략함을 위하여 특별히 의미가 크다고 판단되지 않는 이상 시차변수들이나 외생변수는 생략한다. 또한 필자의 견해로 특이한 점이 발견되거나 고용보험급부에 관련된 식에 대해서는 설명을 추가한다.
- ③ 마지막 부분으로서 진술된 추정식들의 관계흐름도(flow chart)를 작성해 본다. 그런데 모델이 산업별 또는 성별로 세분화되어 있더라도 복잡성을 최소화하기 위하여 대표적인 변수만을 표기했음을 밝혀 둔다. 다만, 향후 모델 작성자들을 위하여 외생처리된 변수라든지 항등식으로 주입된 변수들에 대해서는 그 내용을 알 수 있도록 표시를 하였다. 만약 변수들의 연결고리에 대해서 더욱 상세히 알고 싶다면 두 번째 부분에서 소개된 각각의 추정방정식들을 참조할 수 있으리라 판단된다.

1. U.K. Treasury Model

가. 概 要

이 모형은 전체적으로 332개의 행태방정식과 53개의 동일방정식으로 구성되어 있으며, 특히 노동부문은 11개의 행태방정식과 9개의 Identity로 이루어져 있다. 흥미로운 사실은 간간이 동일변수에 대하여 추정과 Identity 처리를 동시에 시도했다는 점인데, 노동부문에 있어서도 4개의 추정된 변수를 다시 Identity 처리하고 있다.

또한 이 모형은 OLS로 추정되었으며, 분기모형으로서 각 식마다 추정기간이 다르다는 특징이 있다. 대체로 60년대말부터 90년까지 사용되었다.

노동수요는 제조업, 비제조업, 석유 및 가스, 중앙정부, 지방정부의 5개 부문으로 세분화하였는데, 앞의 두 부문은 추정하였고 나머지 세 부문은 외생처리하였다. 경제활동인구를 추정하기 위하여 고용, 실업률 등의 내생변수와 인구 및 실업보험요율의 외생변수를 사용하였다. 그리고 전체 실업률은 Identity 처리하였다.

나. 동일화 · 균등화

1) 제조업 취업자

$\ln L_M = (-) \ln (w_M/P), (+) \ln GNP_M, (-) \text{TREND}, (-) D74, \dots$

2) 비제조업 취업자

$\ln L_{NM} = (-) \ln (w_{NM}/p), (+) \ln GNP_{NM}, (-) \text{TREND}, (-) D74, \dots$

3) 총취업자는 Identity 처리

4) 경제활동인구

$\ln LF = (+) \ln \text{POP}, (+) \ln L, (+) \ln (UI/P), (-) U, (-) \ln (w/P), \dots$

: 취업자가 경제활동인구에 正(+)의 효과를 미치는 Scheme은 진술된 국내 통계청 모형과 흡사하며 그 이론적 타당성 역시 모호하다. 여기서 UI는 1인당 실업급여액을 나타내는데, 결과적으로 실질급여액의 노동공급(경제활동인구)에 대한 탄력성이 0.0191로 추정되었다. 결과적으로 고용보험급부는 유희노동력을 경제활동인구로 유인하는 데 긍정적인 역할을 하고 있다고 판단할 수 있다.

5) 실업자수 및 실업률은 L과 LF로써 Identity 처리

6) Work Force에 대한 2개의 Identity

영국의 Work Force에 대한 정의는 우리나라의 POP과 Labor Force의 중간개념 정도이다.

7) 제조업 생산성

$$\ln AP_M = (+) \text{TREND}, (+) \ln\{(w_M/P)_{-2} + (w_M/P)_{-3}\}, \dots$$

8) 비제조업 생산성

$$\ln AP_{NM} = (+) \text{TREND}, (+) \ln\{(w_{NM}/P)_{-2} + (w_{NM}/P)_{-3}\}, \dots$$

9) 민간부문 생산성

7)과 8)의 가중평균

10) 제조업 임금

$$\ln w_M = (-) \ln u, (+) \ln AP_M, \dots$$

11) 민간부문 임금

$$\ln w = (-) \ln w_M, (+) \ln L_M, (-) \ln L_{NM}, (+) \ln GNP_M, \dots$$

: L_M 과 L_{NM} 의 효과가 서로 반대인 점이 흥미롭다.

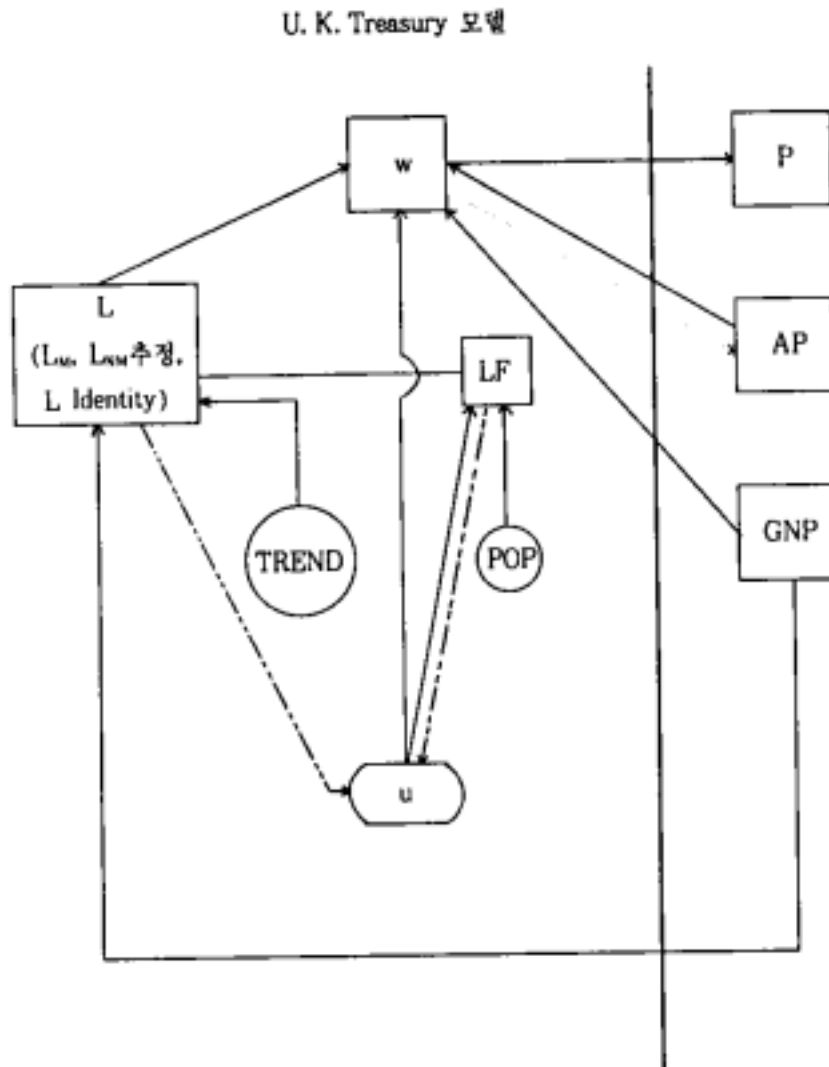
12) 정부부문 및 지방정부 임금 Identity 처리

13) 노동단위비용 Identity 처리

14) 전술한 4개의 중복 Identity

다. Flow Chart

U.K. Treasury 모델



주 : ————— 는 추정식에서 내생변수의 인과관계를,
 ————— 는 시차내생변수의 인과관계를,
 - - - - - 는 항등식(Identity)의 구성요소를 나타냄.

2. Beenstock-Warburton Model

가. 概要

Beenstock and Warburton (1988)

이 모형은 4개의 행태방정식과 11개의 Identity로 구성되어 있으며, 1950년부터 1985년까지 U.K. Annual Data를 이용하였다.

노동시장이 장기간에는 Clear된다고 보고 있으나, 단기간에는 불균형이 존재하며 지속적으로 균형에 가까워지는 속성을 가지고 있다는 시각이다. 이러한 관점은 소위 Earnings Adjustment Equation에서 극명하게 나타나고 있는데 u^* 를 자연실업률이라 가정하고 이론적으로 다음과 같이 표시하고 있다.

$$d \ln (\omega/P) = d \ln (\omega/P)^* + \alpha(u-u^*)$$

노동수요와 공급에서 사회보험의 역할이 부각되고 있다. 즉 노동수요방정식에서는 e (= ratio of employers' superannuation and national insurance compensation to total wages and salary)가 포함되어 있고, 노동공급방정식에서는 t (= tax rate plus employee national insurance contribution rate)가 설명변수로서 포함되어 있다.

노동공급에서 남녀를 각각 추정하고 있으며, 남성은 여성에 비해 임금에 비탄력적이라는 가설을 확인하고 있다. 동시에 여성근로자는 다른 고유의 노동시장조건에도 민감하다는 명제를 채택하고 있다. 또한 노동수요에 있어서 투입요소의 대체관계를 설명하기 위하여 원자재가격(P_M)과 에너지가격(P_e)이 포함되어 있다.

나. Equations

1) 노동수요

$$: d \ln (L/K) = (-) \ln \{\omega(1+e)/P\}, (+) \ln (P_M/P), (-) d \ln (P_e/P), \dots$$

$\therefore e$ 는 사회보험에 대한 고용주의 기여분이므로 ω 에 더해지고 있다. 따라서 e 에는 고용보험제정을 위한 고용주 몫의 세율이 포함되어 있다. 편의상 이 식을 고용보험의 틀 속에서만 해석한다면, 본문에서 논의된대로 고용보험급부는 고용주들의 노동에 대한 수요를 감퇴시킬 것이라고 결론지을 수 있다.

2) 남성 노동공급(경제활동참가율)

$$d \ln LFPR_M = (-) \ln (PENSION/P), (+) \ln \{\omega(1-t)/P\}, (-) d(\text{산업구조}), \dots$$

\therefore 이 방정식에서도 t 는 비단 고용보험만을 위한 근로자들 몫의 세금을 나타내는 것은 아니다. 그러나 논의를 고용보험에 국한시키면, 고용보험급부는 경제활동참가율을 감소시키고 있다. 상기 U.K. Treasury Model과 대조적인 결과인데, 잊지 말아야 할 점은 Treasury Model에서는 UI급부의 수준 자체가 설명변수로 사용되었고, 이 방정식에서는 급부가 아닌 세율이 사용되었다는 사실이다. 여기서 산업구조는 제조업 생산이 전체 생산액에서 차지하는 비중을 나타낸다. 제조업이 차지하는 비중이 중요시된다는 점은 국내 통계청 모형과 맥을 같이하고 있다.

3) 여성 노동공급(경제활동참가율)

$$d \ln LFPR_F = (-) d u, (+) \ln \{\omega(1-t)/P\}, (-) d(\text{산업구조}), (-) CH, \dots$$

\therefore 마찬가지로 t 는 사회보험에 대한 근로자의 기여분이므로 ω 에서 차감해 주고 있으며, U.K. Treasury Model에서 실업보험급부액이 正(+)의 효과를 미친 것과 대조적이다(물론 고용보험이 노동공급에 미치는 영향의 경로가 서로 다르게 설정되어 있다). 실업률은 오로지 여성 노동공급 방정식에만 들어간다는 점은 전술한 바와 같다. CH는 자녀의 수를 나타낸다.

4) Earnings Adjustment Equation

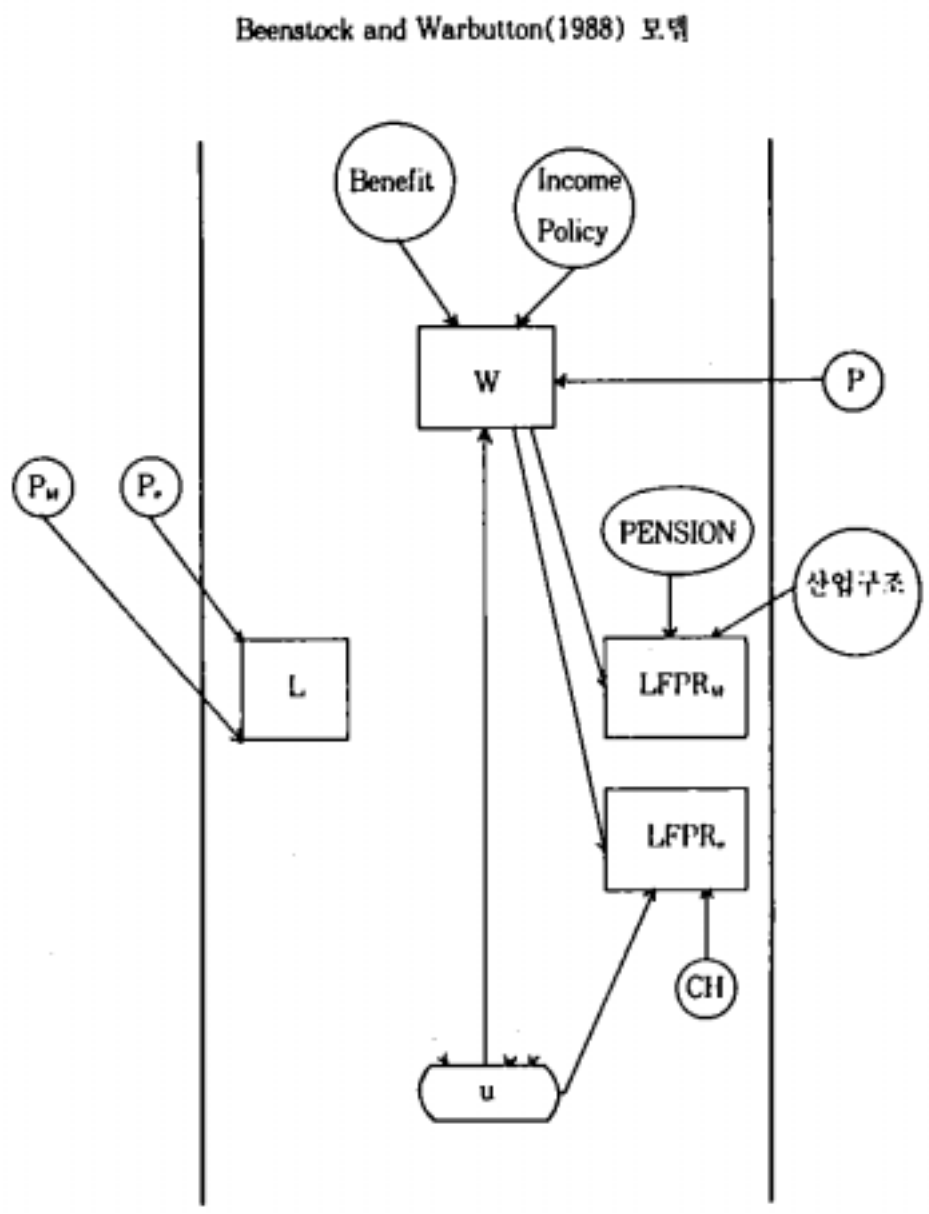
$$d \ln \omega = (-) u, (+) \ln (B/P), (+) d \ln P, (-) (\text{Income Policy})$$

$\therefore B$ 는 사회보험급부액을 나타낸다.

5) Identities : LF, u 등 모두 11개

다. Flow Chart

Beenstock and Warbutton(1988) 모델



3. L-N Model

가. 개요

이 모형은 Layard와 Nickell의 여러 논문에서 사용된 frame work이다. 본 서베이에서는 Layard and Nickell(1986)를 근거로 한다.
이 모형의 가장 큰 특징은 고용방정식, 가격방정식, 임금방정식, 장기경쟁(또는 무역수지)방정식을 추정한 후 미리 설정된 수리적인 관계에 입각하여 실업률을 위한 식을 reduced-form으로 도출한다는 점이다(장기경쟁방정식은 장기 자연실업률을 구하는 데 사용되었다). 著者들도 간접적으로 밝혔듯이 이러한 방법을 사용함으로써 실업에 대한 Keynesian versus Classical debate 등을 피하고 나아가서 그들을 모두 포용하려 했던 것으로 판단된다.
이러한 메커니즘을 선택한 또 한 가지 이유는 실업률을 설명하는 데 연구의 주안점을 두었기 때문이라고 판단된다. 그러한 이유로 이 모형에서는 실업률을 결정하는 다양한 외생변수들을 포함하고 있다. 저자들의 표현으로는 단기적으로는 총체적 수요와 실질임금에 의하여 실업이 결정되지만 실질임금은 또다시 제3의 요소, 즉 Push Factors에 의하여 결정되기 때문에 좀더 장기적인 측면에서 이러한 Push Factors들을 검토하는 것이 중요하다고 주장하고 있다.
저자들은 annual과 quarterly model 모두 추정하였으나 더욱 풍부한 변수들을 포함하고 있는 annual model을 소개한다. 자료는 U.K. data이며 추정기간은 1954~83년까지이다. 세 방정식에 존재하는 일련의 동시성을 고려하기 위하여 3SLS로 추정되었다.

나. Equations

1) 고용방정식

$\ln L = (+) \ln (\omega/P)_{-1}, (+) \ln K, (+) \ln RWPM, (+) FD/PGDP, (+) WT, (+) \ln L_{-1}, \dots$

∴ RWPM은 세계 제조업생산품의 실질가격, FD/PGDP는 재정적자가 잠재 GDP에서 차지하는 비중, WT는 세계 무역량의 추세로부터의 이탈을 나타낸다. 저자들은 이 세 가지 변수들을 적절히 조합하여 수요지수(Demand Index, σ)로 간주하였다.

2) 가격방정식

$\ln (P/\omega) = (+) \ln (P/\omega)_{-1}, (+)\sigma, (-) \ln (K/LF), (-) \Delta^2 \ln \omega$

∴ 여기서 $\Delta^2 \ln \omega$ 는 $\ln \omega$ 의 second difference인데 price surprise의 proxy로 이용되고 있다.

3) 임금방정식

$\ln (\omega/P) = (-) \ln u, (+) \ln MM, (+) UI, (+) \ln UN, (+) v^* \ln (RPI), (-) (\text{소득정책}), (+) \ln v$

∴ 여기서 MM은 job mismatch의 index이며, UI을 본문에서 논의된 실업보험의 대체율(replacement rate)을 나타내고, UN은 노조의 힘을 측정하는 변수로서 union mark-up이 이용되었다. 또 v 는 수입이 GDP에서 차지하는 비중을 나타내며, RPI는 실질수입가격이고, v 는 고용주가 종업원을 위해 지불하는 총세율이다. v 는 전술된 B-W Model에서의 e 와 흡사하다.

4) 실업방정식

위의 추정결과를 이용하여 실업률의 reduced form은 다음과 같이 도출된다.

$$u + 0.0579 \ln u = \text{constant} - 0.22 + 0.029 MM + 0.17 UI + 0.47 v^* \ln(RPI) + 0.39 \Delta v^* \ln(RPI) + 0.080 UN + 0.17 v - 0.096(\text{소득정책})$$

∴ 즉 이 식에 의하면 예를 들어 실업보험의 대체율(replacement rate)이 0.01(또는 1퍼센트포인트)만큼 증가하면 실업률이 약 0.0017(또는 0.17퍼센트포인트) 증가함을 의미하고, 또 고용주가 각종 사회보험 등 종업원을 위하여 지불하는 총세금의 세율이 1퍼센트포인트 증가할 때에도 실업률이 약 0.17퍼센트포인트 증가함을 의미한다. 현재 실업방정식의 형태가 다분히 축자형(reduced form)으로 변한 만큼 여기에서의 추정결과는 모형내의 모든 내생변수가 상호작용을 마친 후의 최종결과라고 해석할 수 있을 것이다.

* 이 모형에는 엄격한 의미에서 기술적으로는 동시성이 존재하지 않기 때문에 Flow Chart는 생략한다.

雇傭保險研究企劃團 設置經緯 및 構成現況

1. 設置 經緯

- ・ 1991. 8. 23 : 經濟長官會議에서 第7次經濟社會發展5個年計劃期間 後半期中 雇傭保險制度 導入 決定
- ・ 1992. 3. 9 : 人力政策審議委員會에서 韓國勞動研究院(KLI)에 雇傭保險研究企劃團 設置 計劃 報告(經濟企劃院, 勞動部)에 따라 設置議決
- ・ 1992. 5. 18 : 雇傭保險研究企劃團 發足

2. 設置目的

- ・ 우리 나라에 導入할 雇傭保險制度 模型開發 및 關聯研究 遂行

3. 構成現況

- ・ 團長 : KLI 원장
- ・ 委員 : 26명(KLI 6명, 大學教授 13명, 他出捐機關 4명, 其他 3명)
- ・ 研究班 構成 : 模型開發研究班 등 4個 研究班과 總括調整班

4. 運營

- ・ 各 研究課題別로 研究責任者를 選定하여 研究課題 遂行
 - ・ 研究內容에 대해서는 企劃團의 座長・幹事 會議, 各班別 會議 및 全體會議에서의 討論을 거쳐 意見收斂
 - ・ 勞・使・政 代表는 諮問委員으로 企劃團 會議에 參席하여 研究내용에 대한 意見 開陳
- 고용보험연구기획단원 명단

	성 명	소 속	전 공
단 장	김 대 모	한국노동연구원 원장	노동경제
《총괄조정반》			
과 장	이 원 덕	한국노동연구원 부원장	노동경제
간 사	유 길 삼	· 연구조정실장	·
위 원	어 수 봉	· 동향분석실장	·
·	박 영 발	· 연구위원	·
·	정 택 수	한국기술교육대학 교수	산업공학
《노동시장 및 고용안정 연구반》			
과 장	박 환 구	한국개발연구원 선임연구위원	노동경제
간 사	어 수 봉	한국노동연구원 동향분석실장	·
위 원	김 장 호	숙명여자대학교 교수	노동경제
·	노 미 혜	한국여성개발원 조사연구실장	사 회 학
·	송 병 준	산업연구원 부연구위원	산업경제
·	오 영 훈	한국기술교육대학 교수	산업복지
·	조 우 현	숭실대학교 교수	노동경제
《모형개발연구반》			
과 장	박 래 영	홍익대학교 법경대학장	노동경제
간 사	유 길 삼	한국노동연구원 연구조정실장	·
위 원	김 봉 환	한국기술교육대학 교수	교 육 학
·	김 상 균	서울대학교 교수	사회보장
·	김 상 호	국민가계경제연구소 선임연구원	사회정책
·	김 원 식	건국대학교 교수	후생경제
·	이 철 수	한국노동연구원 연구위원	사 회 법

	성명	소속	전공
《직업훈련연구반》			
과장	김수곤	경희대학교 기획관리실장	노사관계
간사	유길상	한국노동연구원 연구조정실장	노동경제
·	전태수	한국기술교육대학 교수	산업공학
위원	박기철	한국노동연구원 연구위원	노동경제
·	박덕재	한국방송통신대학 교수	·
·	박성준	한국경제연구원 연구위원	·
·	배진환	충남대학교 교수	거시노동
《재정분석 및 영향평가연구반》			
과장	이원덕	한국노동연구원 부원장	노동경제
간사	박영범	한국노동연구원 연구위원	·
위원	곽태원	서강대학교 교수	재정학
·	남성일		계량경제
·	유일호	한국개발연구원 연구위원	거시경제
·	이대침	기아경제연구소 연구위원	노동경제

* 재정분석 및 영향평가연구반의 과장은 당초 중앙대학교 김대모 교수였으나 김대모 교수가 1993년 9월 17일 한국노동연구원 원장에 취임함에 따라 이원덕 한국노동연구원 부원장이 맡게 되었음.