

勞動力需給의 要因分析과 展望

金 仲 秀

(韓國開發研究院 研究委員)

<目 次>

I. 序 論	IV. 勞動力 需給展望
II. 理論的 考察	V. 結 語
III. 實證分析 論議	

I. 序 論

우리나라 勞動市場 與件變化趨勢를 勞動供給 側面에서 볼 때, 新規勞動力의 勞動市場進入은 과거에 비하여 1980年代 후반에 크게 增加할 것으로 豫想된다. 즉, 1960年代 후반의 「베이비·붐」世代가 勞動市場에 進入하게 되고, 1981年大學定員 擴大의 結果로 增加된 大卒人力이 또한 同時에 勞動市場에 進入하기 때문이다. 이와 더불어 出產力 低下 및 高學歷化 된 女性의 經濟活動參加率도 過去에 비하여 增加할 것이란 것이 일반적 豫想이다. 이러한 與件들을 綜合하여 볼 때 勞動市場 供給側面에서의 社會的 壓力(social pressure)은 지속적으로 늘어날 것으로 展望된다.

한편 勞動需要側面에서 보면 1970年代 후반 이후 우리나라의 產業政策은 勞動集約的 輕工業產業의 육성정책으로 부터 資本 및 技術集約的인 重化學工業의 육성에 그 焦點이 맞추어져 왔다. 이러한 政策轉換은 產業構造의 高度화를 수반하게 되었고 이에 따라 經濟成長에 相應하는 雇傭吸收力이 減少하는 현상이 대두되었다. 最近에 심각히 논의되고 있는 失業增加現象도 위에서 지적한 供給側面에서의 壓力과 需要側面에서의 政策基調의 變化를 동시에 分析하는 시각에서 理解되어야 할 것이다.

또한 1970年代 초반의 경우에는 就業者의 약

50%를 農村에서 潛在失業의 형태등으로 수용하였으나, 80年代 中반에는 그 비율이 25%정도로 하락하여 都市地域에서의 勞動의 超過供給을 더욱 야기시키고 있다. 日本이나 대만의 경험을 볼 때 농촌취업자 비율은 向後에도 지속적으로 減少할 것으로 예상되므로 農村人口의 都市流入은 勞動供給을 加速적으로 증가시키는 要因으로 작용할 것이다.

本 論文의 目的은 위와 같은 勞動市場 變化推移를 勞動供給 및 需要 兩側面에서의 決定要因을 年間 時系列 資料를 利用하여 實證分析하고 向後 勞動需給을 展望하는데 있다. 本 論文은 다음과 같이 展開된다. 第II節에서는 勞動供給 및 需要 決定模型을 理論적으로 說明하고, 第III節에서는 推定된 模型의 實證分析結果를 論議하고, 第IV節에서는 向後 10年間의 勞動需給의 長期展望을 한 후, 第V節에 結語가 이어진다.

II. 理論的 考察

1. 勞動供給 決定模型

巨視經濟理論을 배경으로 한 勞動供給理論은 다음의 세 模型으로 구분된다: (a) 失望勞動者 模型(discouraged worker model), (b) 恒常賃金 模型(permanent wage model) 및 (c) 相對賃金 模型(relative wage model). 위 세 模型의 基本적 차이점은 첫째, 分析의 焦點이 勞動供給의

* 本 論文은 한국인구학회 창립 10주년기념 학술세미나 “인구정책 4만세기의 회고와 전망”에서의 發表를 위하여 作成되었다. 草稿에 대하여 有益한 批評을 하여 준 朴來榮教授 및 玄旰錫博士에게 感謝를 表한다. 本 論文에 남아 있을 誤謬는 전적으로 筆者의 責任임을 밝히둔다.

長期的 趨勢變動인가 또는 短期的 景氣變動인가이며, 둘째, 分析의 對象이 完全雇傭을 목표로 하는 一次的 勞動者(primary worker)인가 또는 不完全雇傭을 選好하는 副次的 勞動者(secondary worker)인가 이다.

(a) 失望勞動者模型

失望勞動者 模型은 기본적으로 短期景氣變動(short-run cyclical fluctuations)과 勞動供給間의 相關關係를 分析하는데 그 焦點이 있다. Tella (1964) 및 Perry(1977) 등의 分析에서 기본모형으로 設定된 방정식은 다음과 같다.

$$LFPR_i = f(u, x_i, LFPR_i(-1)) \dots\dots\dots(1)$$

여기서 $LFPR$ 은 經濟活動參加率, u 는 失業率, x_i 는 나머지 獨立變數의 벡터(vector), $LFPR(-1)$ 은 時差 從屬變數를 나타내며, 아랫글자(subscript) i 는 性別, 年齡別 그룹을 나타낸다. 本 模型의 重要 論點은 經濟活動參加率의 失業率에 대한 一次 導函數인 $f_u < 0$ 이다. 즉 $f_u < 0$ 假說이 失望勞動現象을 反映한다는 것이다. 위의 假說은 다음 두가지로 해석할 수 있다. 첫째, 傳統的인 케인즈 理論에 의거, 景氣의 下降에 따라 勞動者 集團이 非自發的으로 就業機會를 잃어 비록 現在의 勞動市場의 賃金水準下에서 就業할 意思가 있지만 就業可能性이 희박하여 職業探索(job search) 努力을 포기하며 勞動市場을 離脫한 경우를 뜻한다. 둘째, 失業率의 增加는 勞動의 超過供給을 뜻하므로 이 경우는 일반적으로 勞動市場에서의 賃金水準을 下落시키는 역할을 한다. 이러한 경우 特定 勤勞階層에게는 市場의 賃金水準이 勤勞者의 留保賃金(reservation wage) 水準보다 낮게 되어 勞動市場을 떠나게 된다는 것이다. 특히 留保賃金水準은 景氣與件이외의 個人特性(individual attributes)이나 社會保障 및 公的 扶助水準 등에 의하여 決定되므로 景氣下降局面에 일어날 수 있는 自發的 勞動市場 離脫현상이라는 점이다.¹⁾

(b) 恒常賃金模型

本 모형은 기본적으로 新古典經濟學派(neocla-

ssical economics)의 理論을 그 背景으로 한 것으로, 式 (1)과 같은 模型의 취약점이 勞動—餘暇 選擇(labor-leisure choice) 變數가 模型에 포함되지 않았다는 점을 강조하고 있다.²⁾ Mincer (1962) 등에 의하여 개발된 모형은 다음과 같다.

$$LFPR_i = g(u, w_i, z_i) \dots\dots\dots(2)$$

여기서 w 는 (實質) 賃金, z_i 는 나머지 獨立變數의 벡터이다. 本 모형에서는 勞動供給量은 勞動과 餘暇의 機會費用의 상호비교에서 결정되며, 비교의 기준은 賃金水準이라는 점이다.

本 模型에서는 f_w (經濟活動參加率의 賃金水準에 대한 一次 導函數)의 符號가 實證分析의 焦點이다. 구체적으로 표현하면 賃金水準의 상승은 代替效果(substitution effect)에 의하여 勞動供給을 增加시키는 一面이 있다. 즉 賃金の 상승은 勞動의 가치를 높임으로써 餘暇의 機會費用을 높이므로 餘暇의 시간을 감소시키는 영향을 미친다. 反面에 賃金水準의 상승은 所得效果(income effect)에 의하여 勞動供給을 減少시키는 役割도 동시에 수행하고 있다. 즉, 餘暇가 劣等財(inferior goods)가 아닌 이상 賃金水準의 상승 따라서 所得水準의 상승은 더 많은 餘暇時間의 選好를 유발할 것이라는 점이다. 따라서 실증분석의 焦點은 어떤 계층에서(예를 들면 성(性)별, 연령별, 학력별 등) f_w 의 符號가 正이 되는가? 또한 그 效果의 強度가 어느 정도인가에 맞추어졌다. 특히 $f_w < 0$ 는 理論的으로 後折 勞動供給曲線(backward bending labor supply curve)을 立證하는 假說로도 사용된다.

(c) 相對賃金模型

恒常賃金模型의 基本假說인 勞動—餘暇 선택은 家計를 책임지는 家口主를 포함하는 主勞動階層(primary labor force)에 적용되는 이론이라 할 수 있다. 한편 勤勞者 個人보다는 家口單位를 기준으로 하는 家口生産函數(household production function)의 視角에서 볼 때, 主婦를 포함하는 副次的 勤勞可能階層에게는 絶對的 賃金水準보다는 相對賃金水準이 勞動供給의 決定要因이라 할 수 있다. Wachter(1972) 등에 의하여 開發된

1) 위 模型에 관한 자세한 논의는 Wachter(1977) 參照.

2) 經濟活動參加率을 신고전학과 이론에 근거하여 분석한 자료는 Lucas and Rapping(1969) 參照.

모형은 다음과 같다.³⁾

$$LFPR_i = h(u, w_i/w_i^*, k_i) \dots\dots\dots(3)$$

여기서 w_i^* 는 期待生活水準(expected standard of living), k_i 는 나머지 獨立變數의 벡터를 나타낸다. 式(3)에서 w_i/w_i^* 의 論點은 다음과 같다. w_i^* 는 노동자의 過去經驗과 個人特性 등에 의하여 形成된다. 副次的 勞動者의 경우 家計生計에 대한 一次的 責任은 없으나 所得水準이 w^* 에 미치지 못하게 되면 이를 달성하기 위하여 勞動市場에 진입하게 되고, 현재의 所得(또는 生活)水準이 w^* 를 상회하면 勞動市場에 參加하지 않는다는 것이다.

本 모형의 특징은 다음 두가지로 요약된다. 첫째는, 前述한 다른 모형에 비하여 中·長期的 勞動供給 變化의 설명에 有效하다는 점이다. w_i^* 는 연령계층별 또는 世代間에 다르게 形成되므로 短期的 景氣變動보다는 中·長期的 經濟與件變動에 相應하는 勞動供給의 變化를 설명하려는 것이다. 둘째는, 本 모형은 男性勞動力 變化보다는 主婦를 포함한 女性 및 年少勞動供給의 變化 설명에 분석의 초점이 있는 것이다.

長期的 勞動供給의 變化를 分析하는 데에는 相對賃金模型에 人口의 年齡構造 推移를 감안한 年齡階層의 크기(cohort size) 變數가 式(3)에 첨가되어 사용된다. 예를 들어 설명하면 「베이비·붐」世代가 勞動市場에 진입하게 되면 年少勤勞者 계층인 상대적으로 미숙련근로자의 비율이 높아질 것이므로 勞動力의 技術構造(skill structure)가 변하게 될 것이다. 經濟構造에서 勞動力間의 代替가 完전하지 않다는 假定下에선, 특정 연령계층의 勞動市場 과다진입(overcrowding)은 相對賃金構造에 영향을 미치게 되고, 따라서 이 연령계층의 勞動供給形態는 다른 연령계층에 비하여 相異하게 나타날 것이다. 특히 式(3)에서 w_i^* 는 前述한 바와 같이 연령별로 상이하게 形成될 것이므로 이러한 效果를 統制하기 위해서라도 人口學的 變數인 年齡構造變數가 포함되는 것이다.⁴⁾

2. 勞動需要 決定模型

勞動需要函數는 일반적으로 經濟의 生産函數를 逆算하여 推定하는 方法이 적용되고 있다. 현재 널리 사용되는 方法이 Ball and St. Cyr (1966)에 의하여 개발된 것으로서 이는 單一方程式으로 短期生産函數를 推計分析함으로써 노동수요를 도출하는 方法이다.

$$Q_t = A e^{\rho t} (Eh)^{\alpha} \dots\dots\dots(4)$$

여기서 Q 는 附加價値, E 는 雇傭者數, h 는 勞動時間, $A e^{\rho t}$ 는 資本과 技術進步 등의 效果를 반영하는 移動母數(shift parameter)를 나타낸다. 式(4)에 企業의 費用最少化 假定과 「코익」部分調整時差(Koyck partial adjustment lag)를 첨가하여 定式化한 方程式이 式(5)로 나타낸다.

$$\ln E_t = \alpha_0 - \frac{\lambda \rho t}{\alpha} + \ln Q_t + (1-\lambda) \ln E_{t-1} \dots\dots\dots(5)$$

여기서 α 는 附加價値의 勤勞時間當 雇傭彈性價値, λ 는 最適水準 雇傭量에 도달하려는 速度를 나타내는 係數이다. λ 의 값이 1에 접근할수록 最適水準에의 도달이 短期間內에 이루어짐을 나타낸다.⁵⁾

III. 實證分析 論議

1. 模型의 定式化 및 記述統計值

本 分析에서는 勞動需要函數의 경우 全産業勞動需要를, 勞動供給의 경우 性別·年齡別로 구분하여 推定하였다. 實證分析을 위한 勞動供給函數는 다음과 같이 定式化하였다.

$$LFPR_{ij} = f(SER_{ij}, RP_y(ij), RGNP, UPM, WAGE, LFPR_{ij}(-1)) \dots\dots(6)$$

여기서 SER = 學校登錄率⁶⁾, RP_y = 인구연령 구조변수로서 14세 이상 民間人口 對比 14~24세 年少연령인구 비율, $RGNP$ (不變價格 基準)

3) Wachter (1972)의 모형은 消費函數 모형에 관한 Duesenberry(1949)와 出產率(fertility rate) 모형에 관한 Easterlin(1968)의 분석을 연결한 것으로 볼 수 있다.
 4) 연령구조변수의 자세한 理論的 背景 및 美國經濟에의 實證分析은 Wachter and Kim(1982) 參照.
 5) 본 논문의 초점이 勞動供給 決定模型의 分析에 있으므로 노동수요함수에 관한 설명은 간략히 하였다. 長期 勞動需要 分析模型에 관한 자세한 설명은 金仲秀·朴恒求(1986) 參照.
 6) SER의 時系列 자료는 各年度 문교통계연감에서 正規學校 등록생수를 연령별로 집계하여 추계하였다.

Table 1. Labor Force Participation Equations: Males by Age Cohort
 年齡別 經濟活動參加率 方程式 推定結果：男性的 경우

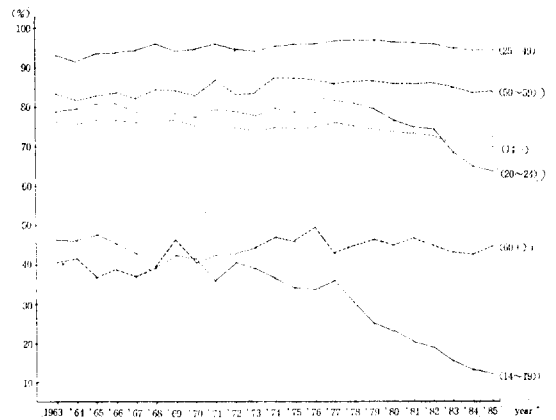
Variable	Age				
	14~19	20~24	25~49	50~59	60+
Constant	1.9284 (2.13)	0.00096 (0.01)	-0.2409 (-10.22)	-0.2498 (-2.43)	-1.0102 (-2.16)
SER	-0.2819 (-1.98)	-0.0979 (-2.74)	—	—	—
RPy	0.4370 ¹⁾ (1.60)	0.0248 ¹⁾ (0.39)	-0.0168 (-1.24)	0.1436 (1.78)	1.1604 (2.89)
RGNP	-0.0013 (-0.01)	-0.0058 (-0.05)	—	—	—
UPM	—	0.0594 (-1.76)	-0.0538 (-17.39)	-0.0481 (-3.34)	0.0339 (0.55)
WAGE	—	0.0411 (0.15)	0.00052 (0.39)	0.00839 (1.20)	0.1244 (3.35)
D71	-0.1558 (-1.92)	—	—	0.0124 (0.89)	—
LAG (-1)	0.8856 (7.67)	0.5322 (2.94)	-0.0190 (-0.30)	-0.0633 (-0.30)	-0.2482 (-0.97)
R ²	0.9766	0.9436	0.9768	0.7426	0.6283
SEE	0.0899	0.0196	0.000091	0.0119	0.0531

Note: 1) RPy(ij) was used for RPy. 2) Numbers in parentheses represent t-statistics.

$=GNP_t / \sum_{i=1}^4 GNP_{t-i} / 4$, U_{PM} = 男性 25~49세 失業率, $WAGE$ = (實質) 賃金水準을 나타낸다. ij 는 性別·年齡別 계층을 나타내며(연령구분은 圖 1 및 圖 2 參照), SER 은 男·女 각기 14~19세, 20~24세 연령계층에 사용되었으며, $RP_y(ij)$ 는 특정연령계층의 경우 14세 이상 민간인 구대비 當該 연령계층의 비율을 뜻한다.(表 1 및 表 2 參照) 한편 女性 經濟活動 參加率 推定式의 경우 연령별 TFR_j (出生率) 變數가 統制變數(control variable)로서 포함되었다.⁷⁾ 式(6)의 模型은 1963年 ~1985年 期間의 年間 時系列 資料를 利用하여 推定하였으며, 각 變수들이 意味하는 假說은 다음과 같다.

式(6)의 方程式은 第 II 節에서 논의한 세가지 理論的 模型을 包括하여 定式化한 것이다. UPM 은 式(1)에서 논의한 바와 같이 短期景氣變動에 상응하는 勞動供給의 反應을 포착하기 위한 것으로서 男性 25~49세 勞動力의 失業率을 全勞動계층의 失業率 대신 사용한 이유는 他 계층에

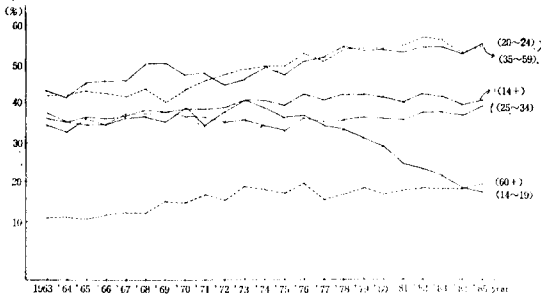
Fig. 1. Labor Force Participation Rates: Males by Age Cohort
 年齡別 經濟活動參加率 變化推移：男性



비하여 이 계층의 실업은 거의 全的으로 경기변동요인에 의거하기 때문이다. $WAGE$ 변수는 式(2)에서의 勞動一餘暇選擇을, $RGNP$ 는 式(3)에서의 期待所得水準對比 현재의 生活水準을 나타내는 模擬變數(proxy variable)로서 사용되었다.⁸⁾

7) TFR資料는 韓國人口保健研究院에서 發表된 資料를 利用하였으며, 누락된 자료는 연도의 이용가능한 연도의 자료를 기준으로 하여 延長(interpolate)하여 사용하였다.
 8) 말할나위 없이 式(3)에서의 w/w^* 는 世代間 장기적으로 형성되는 변수이므로 $RGNP$ 로서 이 변수를 대체하고자 하는 것은 아니다. 후후의 논의에서 제기되듯이 RP_y 변수도 일련으로 w/w^* 의 변수를 대표하고 있다.

Fig. 2. Labor Force Participation Rates: Females by Age Cohort
年齡別 經濟活動參加率 變化推移: 女性



RP_y 는 연령별 근로계층이 完全代替(perfect substitution)되지 않는다는 假定下에 特定年齡계층의(예를 들면 「베이비·붐」세대) 勞動市場 過多 進入效果를 포착하기 위하여 포함되었으며, SER 변수는 學校生活과 勤勞가 理論的으로 兩立可能하나 實際的으론 學生의 經濟活動 參加率이 낮기 때문에 統制變數로 사용되었다.

〈圖 1〉 및 〈圖 2〉에 1963~1985年 期間 男性 및 女性의 연령별 경제활동 참가율이 例示되어 있다. 몇가지 두드러진 變化推移를 性別로 요약하면, 첫째, 男性의 경우 14세 이상 전근로계층을 볼 때 70年代 中반 이후 참가율이 지속적으로 하락하는 추세에 있음을 알 수 있다. 60年代 전반의 76% 수준이 70年代 中반까지 유지되었으나, 그 이후 격감하여 85년에는 70% 미만의 수준에 달하였다. 일반적으로 모든 연령계층에서 이러한 현상이 나타났으나,⁹⁾ 특히 24세미만 계층에서 70년대 中반이후 참가율이 급격히 감소하였다. 둘째, 女性의 경우에는 男性과는 약간 다른 패턴을 보이고 있다. 60년대 전반 이후 참가율은 36%의 수준에서 지속적으로 상승하여 70년대 中반 42% 수준에 달하였다. 그 이후로는 男性의 경우와 같이 감소추세에 있으나, 그 하락폭은 상대적으로 적게 나타나고 있다. 한편 연령별 특성을 보더라도 14~19 세경우엔 男性과 같이 參加率이 급격히 하락하고 있으나,¹⁰⁾ 20세 이상의 연령계층에서는 70年代 中반 이후

에도 지속적으로 증가추이를 보이고 있는 것이다.

2. 供給函數 實證分析 結果

(a) 年齡別 男性 供給函數

〈表 1〉에 제시된 5個의 연령별 공급함수 추정 결과를 보면, (관호속의 數値는 t -統計値를 나타냄) 50세 미만의 3個 연령계층에서는 R^2 가 높게 나타나 전반적으로 종속변수의 變換(variation)에 대한 독립변수들의 說明力이 높게 나타났으나, 50세 이상 계층에서는 상대적으로 낮게 나타났다. 변수들은 로그變形을 하였으므로 추정된 계수는 不變彈性値를 나타낸다. 포함된 변수들을 기준으로 추정결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, SER 은 예상대로 14~19세 및 20~24세 연령계층에서 負의 부호를 보였으며, 推定계수의 統計的 有意性도 높게 나타났다. 14~19세 연령계층에서는 學校등록생수의 비율이 1% 증가하면 참가율은 0.28% 감소하는 것으로 나타났다. 이에 상응하는 彈性値는 20~24세의 경우 이보다 낮은 0.1로 나타났다. 이 결과는 20~24세 계층이 14~19세 계층에 비하여 학생수의 비율이 낮음을 일차적으로 반영한다고 볼 수 있으나, 한편으로 勞動과 學校등록의 兩立性이 상대적으로 높음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

둘째, RP_y 의 계수는 주근로계층인 25~59세 연령계층을 예외로 나머지 계층에선 正의 符號를 보여, 미숙련계층의 노동시장 과다진입은 일반적으로 이 계층의 勞動參加率을 증대시키는 결과를 보였다.¹¹⁾ 특히 50代 이후의 연령계층에선 추정계수의 統計的 有意性이 높게 나타나, 主근로계층에 비하여 慣行上 停年退職時點이후 계층인 노령계층에서 이 효과가 有意性있게 나타난 것은 흥미로운 결과라 할 수 있다.¹²⁾

셋째, $RGNP$ 의 경우 式(3)에서와 같이 所得수준이 期待수준을 하회하면 副次的 근로계층의

9) 60세 이상 연령계층의 參別率은 예외적으로 70년대 中반의 수준을 유지하고 있다.

10) 男·女 공히 年少 연령계층의 參別率 하락은 SER 의 급격한 上昇에 起因하는 것으로 판단된다.

11) RP_y 대신 특정연령계층의 경우 $RP_y(ij)$ 가 사용된 것에 대한 자세한 논의는 Ragan Jr.(1977) 참조.

12) 일반적으로 우리나라 慣行은 55세가 정년으로 되어있다, 韓國經營者協會(1979) 참조.

경우 勞動市場참여율이 높아진다는 假說검증을 위하여 시도되었으며, 年少근로계층의 경우, 理論적으로 예상되는 負의 符號을 얻었으나 統計的 有意성은 높지 않았다.

네째, UPM의 계수는 式(1)에서 논의된 바와 같이, 負의 係數가 이론적으로 기대되는 符號이다. 20세에서 60세 미만 연령계층의 경우 統計적으로 有意성이 있는 負의 계수를 보여 景氣下降時의 參加率하락 현상을 설명하여 주고 있다. 특히 이 세 계층의 경우, 彈性值도 비교적 높은 -0.5의 수준에 이르고 있다. 이 결과는 기본적으로 男性 20~60세 계층의 노동공급은 景氣與件이 決定的 要因으로 作用하나 年少 및 老齡계층의 경우엔 다른 要因이 노동공급결정의 주요 要因으로 작용함을 입증하는 것으로 해석할 수

있다.¹³⁾

마지막으로, WAGE의 계수는 理論적으로 期待되는 正의 符號를 보였으나, 統計的 有意성이 단지 60세 이상 계층에서만 높게 나타났다. 이는 外國의 경우와는 달리, 主勤勞年齡계층에서는 賃金水準에 有意性있는 영향을 받지 않고 勞動供給결정이 이루어지고 있으나, 60세 이상 停年以後의 계층에서만, 賃金水準에 敏感하게 勞動供給이 반응하고 있는 것을 의미하는 것이다.¹⁴⁾

(b) 年齡別 女性供給函數

女性的 연령별 공급함수 추정결과가 <表 2>에 제시되어 있다. 男性의 경우와는 달리 出產率이 女性經濟活動에 重要영향을 미칠 것이므로 연령별 TFR을 포함시켰으며, 따라서 연령구분도 可姪期를 기준으로 하여 男性과는 달리 분류하였

Table 2. Labor Force Participation Equations: Females by Age Cohort
年齡別 經濟活動參加率 方程式 推定結果: 女性的의 경우

Variable	Age				
	14~19	20~24	25~34	35~59	60 ⁺
Constant	1.6406 (2.84)	-1.1077 (-1.66)	0.2558 (0.95)	0.1869 (0.71)	-2.6677 (-2.59)
SER	-0.1331 (-2.08)	0.0504 (1.59)	—	—	—
RPy	0.7695 ¹⁾ (2.53)	-0.6808 (-2.33)	0.4326 ¹⁾ (3.18)	0.6267 (3.02)	1.8876 (2.62)
RGNP	-0.1018 (-0.35)	—	0.1732 (1.31)	-0.1771 (-1.30)	0.4668 (1.21)
UPM	-0.0785 (-0.91)	-0.1504 (-3.61)	-0.0663 (-1.79)	-0.0727 (-2.43)	0.2588 (2.35)
WAGE	—	—	—	—	0.3574 (3.85)
D71	-0.1538 (-2.60)	—	—	—	—
RHY	—	—	—	—	0.2881 (2.23)
TFR _t	—	-0.1624 (-1.10)	-0.0593 (-2.28)	-0.0698 (-3.44)	—
LAG(-1)	0.6391 (3.55)	0.1185 (0.77)	0.2325 (1.20)	0.1991 (1.00)	0.1945 (0.91)
R ²	0.9657	0.9133	0.6003	0.9509	0.8855
SEE	0.0547	0.0267	0.0277	0.0276	0.0781

Note; See footnotes in Table 1.

13) 모든 변수들이 각 연령계층의 추정식에 포함되었으나, 이론적으로 적합치 않은 變數 및 係數의 부호가 이론적으로 설명할 수 없는 경우 및 係數의 統計性이 극히 낮은 경우는 추정식에서 제외되었다.

14) D71은 1971년을 나타내는 더미(dummy) 변수로서 1971년도의 經濟活動參加率이 <圖 1> 및 <圖 2>에서 보듯이 특정연령계층에서 說明할 수 없을 정도로 크게 변화하였다. 이 현상을 統制하기 위하여 D71을 사용하였다.

다. 男性의 경우와 對照的인 結果를 요약하면 다음과 같다.

첫째, SER係數를 보면, 男性의 勞動供給函數 결과와 마찬가지로 14~19세 계층의 경우 統計的으로 有意性이 높은 負의 符號를 보였으나, 20~24세 계층에서는 係數의 통계적 신빙성도 낮고 符號도 기대와는 反對로 나타났다. 이 결과는 이 계층의 SER이 男性에 비하여 상대적으로 낮은 수준일 뿐 아니라, 최근의 SER증가에도 불구하고 上昇추세에 있는 參加率의 증가현상을 統計的으로 반영하는 것이라 볼 수 있다.¹⁵⁾

둘째, 20~24세 연령계층을 例外로, RP_y 의 계수는 統計的으로 有意性이 높은 正의 符號를 보이고 있다. 이는 특히 흥미로운 결과로서 현재까지의 우리나라 雇傭慣行上 女性근로자는 副次的 勤勞계층임을 감안할 때, 이론적으로 기대되는 결과라 할 수 있다. 구체적으로 설명하면, 式(3)에서 논의된 바와 같이 w/w^* 의 形成過程에 연령계층별 效果(cohort effect)가 內在되어 있는 것이다. 즉, 어떤 연령계층의 期待生活水準은 他 연령계층의 生活水準을 참고로 하며 이에 相應하는 수준을 유지하려고 노력할 것이다. 예를 들어, 동일연령계층의 경쟁이 상대적으로 競爭이 深化될 「베이비·붐」世代的 경우, 기대 생활수준을 달성하기 위해서는 타연령계층에 비하여 오히려 높은 비율로 노동시장에 진입하게 될 것이다. 이러한 視角에서 볼 때, RP_y 변수의 長期勞動供給에 미치는 효과는 중요한 人口·勞動政策的 的 의미를 가지며, 變數의 彈性值도 女性中 주 연령계층보다는 60세 이상에서 가장 크게 나타난 결과가 이를 더욱 強力하게 시사하는 것이다.

셋째, RGNP의 경우는 男性의 경우와 같이, 統計的으로 신빙성이 낮은 결과를 나타냈으며, 女性에서도 式(1)에서 논의한 바와 같이, 20~59세 계층의 勞動供給은 景氣변동(UPM)에 敏感하게 반응하는 것으로 나타났다. 한편 60세

이상의 계층에선 UPM의 계수가 통계적으로 유의성이 높은 正의 부호를 보였다. 이는 景氣가 下降局面에 이르면 家口主의 失業확률이 높아지고, 이 경우 이를 補完하기 위하여 副次的 勤勞階層이 노동시장에 참여하게 된다는 附加勤勞假說(additional worker hypothesis)을 입증하는 결과로 해석할 수 있다.¹⁶⁾

마지막으로 WAGE의 계수는 男性의 경우와 같이 60세 이상 계층에서만 중요한 영향을 미치는 결과를 보이고 있는 것도 흥미로운 사실이다. TFR의 경우 期待關係인 負의 符號를 20세 이상의 연령계층에서 보이고 있다. TFR의 영향은 결혼여성이 主를 이루는 25세 이상 계층에서 통계적으로 유의성이 있게 나타났다. RHY변수는 都市와 農家所得比率을 나타내는 변수로서, 60세 이상 연령계층에서 統計的으로 有意性있는 正의 符號를 보였다. 都·農間 所得隔差가 클수록 노령계층의 경제활동參加率이 增加하였다는 것은 과거 人口의 都市集中過程에서 노령계층의 노동참가율 증가 현상을 반영하는 것이라 해석할 수 있다.¹⁷⁾

3. 需要函數 實證分析

式(5)에서 論議한 實證分析을 위한 勞動需要函數는 다음과 같이 定式化되었다.

$$\ln EMP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GNP_t + \alpha_2 \ln WAGE_t + \alpha_3 \text{TIME} + \alpha_4 \ln GNP * \text{TIME} + \alpha_5 \gamma + \alpha_6 \ln EMP_{t-1} \dots \dots (7)$$

式(7)에서 實質賃金(WAGE) 및 實質利率(γ)變數는 費用最小化 條件下에 式(4)의 均衡式을 구할 경우 각기 均衡狀態에서의 雇傭量 및 資本스톡에 相應하는 變數인 것이다. 한편 $\ln GNP * \text{TIME}$ 의 相互作用(interaction) 變數가 포함된 이유는 앞에서 제시된 바와 같이 産業構造 高度化過程에서 雇傭吸收力이 減少한다는 歸無假

15) SER의 수준을 비교하여 보면, 1985년의 경우 男 14~19세 78.04%, 男 20~24세 43.65%, 女 14~19세 77.45%, 女 20~24세 12.42%로 女性 20~24세의 SER수준이 다른 그룹에 비해 현저하게 낮게 나타나고 있다.

16) 附加勤勞假說에 관한 자세한 설명은 Wachter(1977) 參照.

17) 모든 性別·연령별계층에 都市化率을 나타내는 변수(URB: 都市人口比率) 및 RHY변수가 시도되었으나, 統計的으로 有意性 있는 결과를 얻지 못하였다. 過去의 離農 및 都市集中현상이 노동공급에 미치는 효과를 추정하기 위해서 이러한 변수들이 사용되었으나, 統計資料의 一貫性결여로(예를 들면, 都市人口의 정의가 바뀌어져 왔음) 期待되었던 결과를 얻지 못하였다.

說(null hypothesis): $\alpha_4=0$, 즉 雇傭의 GNP彈性値는 α_1 으로서 不變이라는 假說의 檢證을 위하여 포함된 것이다. 雇傭의 GNP彈性値가 技術進步 등에 의하여 減少하는 趨勢를 보인다면, $\alpha_4 < 0$ 의 推定結果가 나타날 것이다. 供給函數推定과 同一한 1963~85年 期間의 年間資料를 이용하여 勞動需要函數를 推定한 結果는 다음과 같다. (괄호속의 數値는 t-統計値를 나타낸다)

$$\ln EMP_t = 1.6828 + 0.2271 \ln GNP_t - 0.0620 \ln WAGE + 0.0265 TIME - 0.0024 \ln GNP * TIME + 0.0002r - 0.0047D80 - 0.0324D84 + 0.6006 \ln EMP_{t-1}$$

(1.33) (1.87) (−1.05) (1.36) (−1.58) (0.58) (−0.29) (−2.27) (2.92)

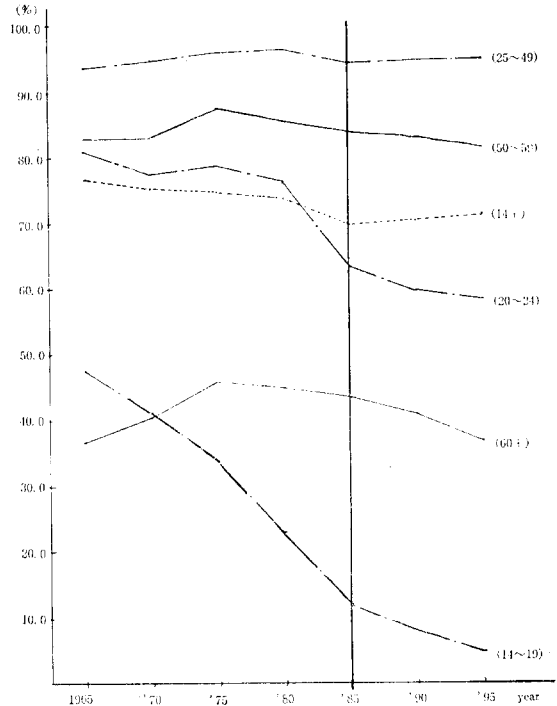
$R^2 = 0.9980 \dots\dots\dots (8)$

D80 및 D84는 각기 1980年 및 1984年을 나타내는 디미(Dummy) 變數로, 當該年度의 經濟成長 및 雇傭의 變化를 正常的 經濟變數단으로는 說明力이 充足치 못하므로, 이러한 外生的 效果를 統制하기 위하여 포함되었다.¹⁸⁾ 한편 係數 α_4 의 t-統計値는 式(8)의 14個의 自由度(degrees of freedom)를 간안할 때, 0.1水準에서 有意性이 있는 것으로 나타났으며, 負의 符號는 雇傭彈性値 減少趨勢를 反映하고 있다. 즉, 雇傭의 GNP彈性値는 0.2771水準에서 매년 0.0024만큼 減少하는 結果를 보이고 있다.

IV. 勞動力 需給展望

〈表 1〉 및 〈表 2〉에 제시된 推定式을 이용하여 向後 10年間の 性別·年齡別 經濟活動參加率을 展望한 結果가 〈圖 3〉 및 〈圖 4〉에 나타나 있다. 展望을 위한 각 獨立變數의 假定은 다음과 같다. SER의 年齡別 學生數는 教育開發研究

Fig. 3. Projections for Labor Force Participation Rates: Males by Age Cohort
年齡別 經濟活動參加率 展望 : 男性



院의 2000年 長期發展構想作業에서 推計한 數値를, UPM은 83~85年間の 3年平均値, GNP實質成長率 年7%, 實質賃金上昇率 年5%, TFR은 韓國人口保健研究院의 2000年 長期發展構想에서 展望한 資料를 각각 이용하였다.¹⁹⁾

〈圖 3〉에서 男性의 年齡別 展望結果는 다음과 같이 要約된다. 14歲以上 全體의 LFPR은 85年을 기준으로 微微하나마 增加하는 추세를 보이고 있다. 즉, 1965年 以後 20年동안 減少추세를 보여 왔던 패턴이 85年을 轉換點(turning point)으로 더 이상 下落하지 않을 것으로 展望되었다. 年齡別로 區分하여 보면, 14~19세는 持續적으로 增加할 것으로 豫想되는 SER에 起因하여 LFPR은 減少할 것으로 豫測되나 減少하는 기울기는 過去에 비하여 鈍化될 것으로 나타났

18) 1980년은 負의 GNP 成長을 나타내었다. 한편 1984年의 경우 總就業者數의 絕對水準이 減少하였다. 그 이유는 인기본순에 따른 農林就業者의 稼감, 雇傭統計調査方法改善등이 있으므로, 이러한 效果를 간안하기 위하여 D80 및 D84를 사용하였다.

19) 性別·年齡別 推定方程式은 각기 時差從屬變數를 포함하고 있다. 본 展望作業에서는 1985年의 LFPR數値는 實際値를 적용하는 靜態展望方法을 택하였다. SER 및 TFR의 展望値는 SER의 경우 性別, TFR의 경우 年齡別 展望値가 利用可能하지 않아, 總體의 增加率을 細部分類에 同一하게 適用하여 展望하였다.

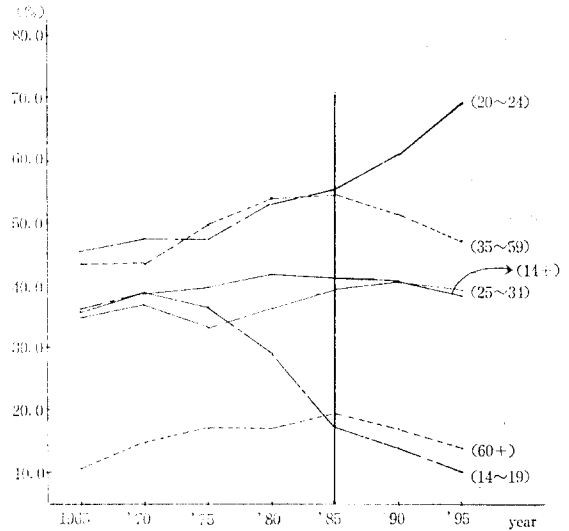
다. 이와 類似한 패턴이 20~24세의 年齡階層에서도 보여지고 있다.

반면에 主勤勞階層인 25~49세 年齡階層의 參加參은 85年을 轉換點으로 微細한 增加추세를 보여 1990년에는 1970年の 水準(94.5%)으로 上昇하여 向後 그 水準을 維持할 것으로 豫測되었다. 한편 50세 以上の 年齡階層에선 70年代 中盤以後 나타난 參加率減少추세가 持續될 것으로 展望되었다. 이 階層의 參加率減少趨勢는 高學歷의 젊은 年齡階層의 勞動市場進入이 低學歷 高齡勤勞階層을 勞動市場에서 代替하여 온 現象을 反映하는 것으로 類推할 수 있다. 특히 1970年代에 들어서 두드러지게 나타난 高學歷화가 持續됨에 따라 이러한 代替現象이 계속될 것으로 보인다. 또한 制度的 側面에서 50代 中盤以後階層에게는 停年制度的 定着에 起因한 早期退職現象 역시 參加率低下推移에 正의 影響을 미쳤다고 解釋할 수 있다. 參加率減少 패턴은 50代보다는 60세이상 階層에서 相對的으로 더욱 급격히 일어날 것으로 展望되었다.

〈圖 4〉에 나타난 女性의 年齡別 參加率展望은 男性의 경우와는 相異한 패턴을 보이고 있다. 14세 이상 全體年齡階層을 보면, 男性의 경우와는 달리 85年을 基點으로 向後 5年間은 이 水準을 維持할 것이나, 그 以後로는 약간 減少할 것으로 展望되었다. 年齡別로 볼 때, 14~19세의 경우는 男性의 경우와 同一한 結果를 보이고 있다. 즉 減少趨勢는 持續하되 減少하는 速度는 크게 줄어들 것으로 나타났다.

男性의 경우에 비하여 가장 두드러진 差異가 20~24세 年齡階層에서 나타났다. 이 階層의 參加率은 1985年の 55.0% 水準에서 90年 60.9%, 95年 69.1% 水準으로 급격히 增加할 것으로 展望되었다. 한편, 25~34세 年齡階層의 參加率은 85年 以後 90년까지는 微細한 增加現象을 보이다가 95年頃에는 다시 85年の 水準으로 약간 下落하는 趨勢를 보일 것으로 豫測되었다. 이러한 類型의 變化推移는 基本的으로 當該年齡階層의

Fig. 4. Projections for Labor Force Participation Rates: Females by Age Cohort
年齡別 經濟活動參加率 展望：女性



人口年齡構造變化패턴(RP_y)에 起因하는 것으로 分析되었다. 반면에 35세 以上の 年齡階層에서는 85年 以後 參加率이 下落하는 추세를 보여 35~59세 年齡階層의 경우 1995년에는 70年代 初盤의 水準인 47.0% 水準, 60세 이상 年齡階層의 경우 70年頃의 水準인 13.6%로 減少할 것으로 展望되었다. 要約하면 20~34세 女性의 參加率은 급격히 上昇하거나 現水準을 維持하나, 나머지 階層에서는 參加率이 줄어 女性人力의 年齡別構成比에 큰 變化를 가져 올 것으로 展望되었다.

위에서 論議한 性別·年齡別 經濟活動參加率 展望值를 韓國人口保健研究院이 推計한 民間人口 展望值를 이용하여 總勞動供給을 推計하면²⁰⁾ 1985年の 15,554千名에서 1990年 17,170千名으로 同期間 年平均 2.00% 成長(年平均 323千名), 1995년에는 18,540千名으로 '91~'95年 期間은 '86~'90年 期間에 비하여 약간 낮은 年平均 1.55%의 增加率(年平均 274千名)을 보일 것으로 나타났다.

이러한 供給趨勢에 相應하는 需要展望이 式(8)을 이용하여 推計되었다. GNP와 實質賃金上昇率의 展望은 供給函數와 同一하게 假定하였다.²¹⁾

20) 本 分析에서는 經濟企劃院의 經濟活動人口調查에서의 民間人口를 基準으로 推定하였으므로, 向後의 民間人口 展望值는 韓國人口保健研究院에서 推計한 性別·年齡別 人口展望의 變化率을 1985年の 性別·年齡別 經濟企劃院 推計 民間人口에 적용하여 구하였다.

21) 式(8)에서 사용된 r 은 私債市場利率로서 이 變數는 1985年の 年 26.0% 水準에서 1996年경에는 年 18.5% 水準으로 下落할 것으로, 物價上昇率은 向後 年 3.5% 水準으로 維持될 것으로 假定하였다.

全産業의 勞動需要展望을 보면 1985년의 14,864千名水準에서 1990년 16,416千名水準으로 年平均 2.01% 增加率(年平均 310千名), 1995년에는 17,807千名水準으로서 '91~'95年 期間은 年平均 1.64%(年平均 270千名)의 增加率을 보일 것으로 展望되었다. 흥미로운 사실은 獨立的으로 推定된 需要 및 供給函數 共히 '90年代 前盤이 '80年代 後盤에 比하여 增加率이 鈍化될 것으로 展望되었다는 점이다.²²⁾

V. 結 語

本 研究에서는 勞動供給 및 需要의 決定要因 分析을 위한 諸般理論的 假說을 論議하고, 1963~85年 期間의 年間 時系列 資料를 이용하여 性別·年齡別 供給 및 全産業需要函數를 推定·分析하였다. 基本的으로 經濟理論을 바탕으로 計量的 接近方法을 利用하여 經濟活動參加決定에 관한 假說들을 檢證하였다. 展望作業의 精度를 더욱 높이기 위해서는 供給 및 需要가 獨立的이 아닌 相互聯關되어 決定된다는 結果, 部分的으로 是 試圖되었으나 經濟活動參加決定이 經濟外的인 社會學的·人口學的 變數들에 의하여 影響을 받는다는 점들이 向後 補完되어야 할 것이다.

總合적으로 볼 때, 25~49세 年齡의 男性 및 20~34세 年齡의 女性의 勞動供給은 1985年을 轉換點으로 增加하거나 現水準을 維持할 것으로 展望되었으며 나머지 年齡階層의 參加率은 下落할 것으로 展望되었다. 한편 需要의 增加率도 同時에 鈍化될 것으로 豫測되어 勞動力的 需給差는 絶對적으로는 增加할 것이나 相對적으로는 現在의 水準에서 크게 變하지 않을 것으로 展望되었다. 그러나 重要的 政策的 意味는 勞動力的 年齡構成에서 年少나 老齡階層보다는 中壯年階層의 比率이 增加할 것으로 豫想되었다. 이러한 結果는 向後 우리나라 經濟産業政策樹立에 있어 商品市場이나 金融市場政策에 局限되어 왔던 既存의 經濟政策基調가 人口年齡構造變化推移를

감안한 勞動市場政策도 포함하여야 할 必要性을 示唆하는 것이라 할 수 있다. 즉, 副次的 勞動力이 아닌 主勞動階層의 就業機會提供은 經濟의 效率性 提高를 위하여 必須的이기 때문이다.

參 考 文 獻

- 金仲秀·朴煥求, “産業構造變化와 人力政策”, 韓國開發研究, 韓國開發研究院, 1986, 번호.
- 韓國經營者協會, 企業停年制의 現況, 1979.
- Ball R.J. and E.B.A. St. Cyr, “Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry,” *Review of Economic Studies*, March 1966. pp. 179-207.
- Duesenberry, J.S., *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*(Cambridge: Harvard University Press, 1949).
- Easterlin, R.A., *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: The American Experience* (New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research), 1968.
- Lucas, R.E., and L.A. Rapping, “Real Wages, Employment, and Inflation,” *Journal of Political Economy*, 77 (Sept. 1969), pp. 721-754.
- Mincer, J., “Labor Force Participation of Married Women,” in *Aspects of Labor Economics*, H.G. Lewis, ed. A conference of the Universities—National Bureau of Economic Research (Princeton: Princeton University Press, 1962).
- Perry, G.L., “Potential Output and Productivity,” *Brookings Papers on Economic Activity*(1: 1977), pp. 11-47
- Ragan, J.F. Jr. May 1977. “Minimum wages and the youth labor market”, *Review of Economics and Statistics* 59, No. 2:129-36.
- Tella, A., “The Relation of Labor Force to Employment,” *Industrial and Labor Relations Review* (Apr. 1964), pp. 454-469.
- Wachter, M.L. May 1972. A labor supply model for secondary workers. *Review of Economics, and Statistics* 54, No. 2:141-51.
- Wachter, M.L. May. 2: 1977. Intermediate swings in labor-force participation. *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 545-76.

22) 위에서 提示된 需要 및 供給展望值를 利用하여 需給差를 求하여 보면 1985년의 690千名の 超過供給狀態에서 (4.4% 失業率), 1990년에는 754千名(4.4% 失業率), 1995년에는 733千名(4.0% 失業率)으로 '90年代 以後에는 需給差가 약간 減少할 것으로 展望된다. 失業率水準은 基本的으로 長期 및 短期景氣變動要因에 影響을 받는다. 本 연구에서 제시된 數値는 短期要因을 감안하지 않은 (예를 들어 GNP成長率이 7%수준에서 벗어나는 등) 실업율의 長期變動趨勢를 보여주는 것이라 할 수 있다.

Wachter, M.L. and Choongsoo Kim, 1982. "Time Series Changes in Youth Joblessness", in *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Caus-*

es, and Consequences, edited by R.B. Freeman and D.A. Wise, The University of Chicago Press, pp.155-198.

(Abstract)

An Empirical Analysis of The Determinants and Long-term Projections for The Demand and Supply of Labor force

by Choong Soo Kim*

The purpose of this paper is two-fold. One is to investigate the determinants of the demand supply of labor, and another is to project long-term demand and supply of labor. The paper consists of three parts. In the first part, theoretical models and important hypotheses are discussed: for the case of a labor supply model, issues regarding discouraged worker model, permanent wage hypothesis, and relative wage hypothesis are examined and for the case of a demand model, issues regarding estimating an employment demand equation within the framework of an inverted short-run production function are inspected. Particularly, a theoretical justification for introducing a demographic cohort variable in a labor supply equation is also investigated.

In the second part, empirical results of the estimated supply and demand equations are analyzed. Supply equations are specified differently between primary and secondary labor force. That is, for the case of primary labor force groups including males aged 25 and over, attempts are made to explain the variations in participation behavior within the framework of a neo-classical economics oriented permanent wage hypothesis. On the other hand, for the case of females and young male labor force, variations in participation rates are explained in terms of a relative wage hypothesis. In other words, the participation behavior of primary labor force is related to short-run business fluctuations, while that of secondary labor force is associated with intermediate swings of business cycles and demographic changes in the age structure of population.

Some major findings are summarized as follows.

(1) For the case of males aged 14~19 and 20~24 groups and females aged 14~19, the effect of school enrollment rate is dominant and thus it plays a key role in explaining the recent declining trend of participation rates of these groups.

(2) Except for females aged 20~24, a demographic cohort variable, which captures the impact of changes in the age structure on participation behavior, turns out to show positive and significant coefficients for secondary labor force groups.

(3) A cyclical variable produce significant coefficients for prime-age males and females reflecting that as compared to other groups the labor supply behavior of these groups is more closely related to short-run cyclical variations

(4) The wage variable, which represents a labor-leisure trade-off turns out to yield significant coefficients only for older age groups (60 and over) for both males and females. This result reveals that unlike the experiences of other higher-income nations, the participation decision of the labor force of our nation is not highly sensitive with respect to wage changes.

(5) The estimated result of the employment demand equation displays that given that the level

* Research Fellow, Korea Development Institute

of GNP remains constant the ability of the economy to absorb labor force has been declining; that is, the elasticity of GNP with respect to labor absorption decreases over time.

In the third part, the results of long-term projections (for the period of 1986 and 1995) for age-sex specific participation rates are discussed. The participation rate of total males is anticipated to increase slightly, which is contrary to the recent trend of declining participation rates of this group. For the groups aged 25 and below, the participation rates are forecast to decline although the magnitude of decrease is likely to shrink. On the other hand, the participation rate of prime-age males (25 to 59 years old) is predicted to increase slightly during 1985 and 1990. For the case of females, except for 20~24 and 25~34 age groups, the participation rates are projected to decrease: the participation rates of 25~34 age group is likely to remain at its current level, while the participation rate of 20~24 age group is expected to increase considerably in the future (specifically, from 55% in 1985 to 61% in 1990 and to 69% in 1995).

In conclusion, while the number of an excess supply of labor will increase in absolute magnitude, its size as a ratio of total labor force is not likely to increase. However, the age composition of labor force is predicted to change; that is, the proportion of prime-age male and female labor force is projected to increase.