

우리나라 勞動市場의 分期計量模型

金 仲 秀

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 理論的 考察
- III. 實證分析結果 論議
- IV. 勞動市場政策課題의 導出
- V. 結 語

I. 序 論

巨視經濟政策의 效率的 運用을 위해서는 商品市場, 金融市場 및 勞動市場間의 有機的 連繫性을 적절히 理解하는 것이 그 先決條件이라 할 수 있다. 그러나 經濟發展이 成熟段階에 이르기 이전에는 일반적으로 經濟政策의 焦點이 商品 및 金融市場의 需給均衡達成에 주어지게 된다. 이는 기본적으로 勞動市場에서는 慢性的 超過供給現象이 常存함으로써 需

給均衡을 誘導하는 賃金變數의 役割이 制限的이라는 데에 起因한다. 따라서 여러 市場間의 均衡을 동시에 成就하려는 一般均衡論的 接近方法이 이용되지 못하는 것이다.

우리나라의 경우 1970年代 中반까지는 單純技能人力을 중심으로 하는 勞動集約產業이 成長을 主導하여 왔으므로 勞動市場에서의 經濟成長 障礙要因은 나타나지 않았다고 볼 수 있다. 그러나 1970年代 中반 이후 重化學工業이 成長主導產業으로 등장함에 따라 技術人力에 대한 需給不均衡이 惹起되었으며 結果的으로 賃金上昇 및 이에 따른 物價上昇 등이 誘發되게 되었다. 이에 따라 勞動市場에서의 需給均衡을 이루기 위한 政策이 巨視經濟政策의 主要과제로 浮刻되었다.

한편 向後의 勞動市場 與件變化 趨勢를 勞動의 供給 및 需要側面으로 구분하여 보면 다음과 같다. 우선 勞動供給側面에서 볼 때 新規人力의 勞動市場進入은 과거에 비하여 1980年代 후반에 크게 增加할 것으로 豫想되는데 이는 1960年代 후반의 「베이비 붐」世代가 勞

筆者: 本院 研究委員

* 草稿를 읽고 有益한 批評을 하여 주신 朴元巖·朴俊卿 博士, 誠實한 研究補助를 하여 준 金振榮·白弼圭 研究員 및 金鍾禮 研究助員에게 感謝의 뜻을 表한다.

動市場에 進入하게 됨과 아울러 1981年 大學 定員擴大의 結果로 增加된 大卒人力이 동시에 勞動市場에 進入하기 때문이다. 이와 더불어 出産力低下 및 高學歷化된 女性의 經濟活動參加率도 과거에 비하여 增加할 것으로 豫想된다. 이러한 與件들을 綜合하여 볼 때 勞動市場에서 供給側面에서의 社會的 壓力(social pressure)은 지속적으로 늘어날 것으로 展望된다.

勞動需要側面에서 보면 國際競爭力 提高를 위해서는 技術開發이 促進되어야 하는바, 이 경우 經濟成長率에 相應하는 雇傭吸收力은 다른 與件이 동일할 경우 減少하는 것이 一般的 現象인 것이다. 또한 産業社會의 人力需要에 비하여 人力의 養成·輩出에는 長기간이 필요하므로 短期的 視角에서 볼 때에는 人力需給의 不均衡이 야기될 可能性이 높아지는 것이다.

本論文의 目的은 勞動供給 및 需要의 決定 要因을 分期別 時系列資料를 利用하여 實證分析의 主要政策課題를 도출하려는 데 있다. 本論文은 다음과 같이 展開된다. 第Ⅱ章에서는 勞動供給 및 需要決定模型에 대한 理論을 소개하고, 第Ⅲ章에서는 推定된 模型의 實證分析結果를 論議하고, 第Ⅳ章에서는 失業率 및 賃金上昇率에 관한 分析結果를 提示한 뒤, 第Ⅴ章에 結語가 이어진다.

Ⅱ. 理論的 考察

勞動供給 및 需要의 總量模型은 公히 微視 行態分析에 그 理論的 根據를 두고 있다. 즉

供給理論의 경우는 個人勤勞者의 經濟活動參加決定要因, 需要理論의 경우는 企業의 雇傭 行態를 根幹으로 하고, 市場에서 얻을 수 있는 情報를 集計한 것이 總量模型인 것이다. 따라서 巨視模型分析에서의 중요한 點은 微視 分析에서 도출된 變數와 巨視分析에서 利用 가능한 變數간의 一致性 維持라 할 수 있다. 특히 總量模型을 이용한 實證分析에 있어서는 微視理論에서 導出될 수 있는 相衡假說들(competing hypotheses)을 分析對象의 階層別로 獨立的으로 識別하여 模型을 定式化하는 것이 重要하다.

1. 勞動供給決定模型

勞動供給行態를 설명하는 理論은 失望勞動者模型(discouraged worker model), 恒常賃金模型(permanent wage model) 및 相對賃金模型(relative wage model)의 세 模型으로 代表된다. 위 세 模型의 기본적 차이점은 첫째 分析의 焦點이 勞動供給의 中長期的 趨勢變動(intermediate secular swing)의 分析에 있는가, 또는 短期的 景氣變動(short-run cyclical fluctuation)의 分析에 있는가이며, 둘째 分析의 對象이 全時間雇傭(full-time employment)을 목표로 하는 一次的 勤勞者(primary worker)인가 또는 時間制雇傭(part-time employment)을 選好하는 副次的 勤勞者(secondary worker)인가로 特徵지워진다.

가. 失望勞動者模型

失望勞動者模型은 기본적으로 短期景氣變動과 勞動供給간의 相關關係를 分析하는 데 그 焦點을 두고 있다. Tella(1964) 및 Perry(19

77) 등의 분석에서 基本模型으로 사용된 方程式은 다음과 같이 定式化되어 있다.

$$LFPR_i = f\{u, X_i, LFPR_i(-1)\} \dots(1)$$

여기서 $LFPR$ 은 經濟活動參加率, u 는 失業率, X 는 나머지 獨立變數의 「벡터」(vector), $LFPR_i(-1)$ 은 時差從屬變數를 나타내며, 아랫글(subscript) i 는 性別·年齡別階層을 나타낸다. 本模型의 主要論點은 經濟活動參加率의 失業率에 대한 一次導函數인 f_u 의 符號 및 係數의 크기이다. 즉 $f_u < 0$ 假說이 失望勞動現象을 반영한다는 것이다. 위의 假說에 대한 解釋은 두 가지로 구분된다. 첫째는 傳統的인 「케인즈」理論에 의거한 것으로서 景氣下降에 起因하여 勞動者集團이 非自發的으로 就業機會를 잃게 되는 경우(involuntary unemployment), 비록 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하게 되는 現象(a reserve army of Keynesian unemployment)으로 해석한다. 둘째는 失業率의 增加는 勞動의 超過供給을 뜻하므로 이 경우 일반적으로 勞動市場에서의 賃金水準은 下落하게 된다. 이에 따라 市場의 賃金水準이 勤勞者의 留保賃金(reservation wage) 水準보다 낮게 형성되는 特定勤勞階層은 勞動市場을 떠나게 된다는 것이다. 일반적으로 留保賃金水準은 經濟與件 이외의 個人特性(individual attributes)이나 社會保障 및 公的扶助水準 등 社會的 環境에 의하여 결정되며 따라서 $f_u < 0$ 의 現象은 景氣下降局面에 일

어날 수 있는 自發的 勞動市場 離脫現象을 反映한다고 解釋한다¹⁾.

나. 恒常賃金模型

本模型은 基本적으로 新古典經濟學派(neo-classical economics)의 理論을 그 背景으로 한 것으로, 式(1)과 같은 模型에 勞動-餘暇選擇(labor-leisure choice) 理論을 補完하였다는 것이 그 特徵이라 할 수 있다²⁾. Mincer(1962) 등에 의하여 開發된 模型은 다음과 같다.

$$LFPR_i = g\{u, W_i, Z_i, LFPR_i(-1)\} \dots\dots\dots(2)$$

여기서 W 는 (實質)賃金, Z 는 나머지 獨立變數의 「벡터」이다. 式(2)에서는 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 점을 강조하고 있다.

本模型의 實證分析의 초점은 f_w (經濟活動參加率의 賃金水準에 대한 一次導函數)의 符號를 규명하는 데 있다. 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 賃金水準의 상승은 單位時間當 勞動의 價値를 높임으로써 餘暇의 機會費用을 높이기 되어 다른 與件이 동일할 경우 餘暇의 時間을 감소시키는 영향을 미친다. 반면에 賃金水準의 상승은 所得效果(income effect)에 의하여 勞動供給을 減少시키는 역할도 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 實證分析의 焦點은 어떤 階層에서(예를 들면 性別·年齡別·學歷別 등) f_w 의

1) 위 模型에 관한 자세한 論議는 Wachter(1977) 參照.
2) 經濟活動參加率을 新古典學派理論에 근거하여 분석한 資料는 Lucas and Rapping(1969) 參照.

符號가 正이 되는가? 또한 그 效果의 強度가 어느 정도인가에 맞추어지게 된다. 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.

다. 相對賃金模型

恒常賃金模型의 基本假說인 勞動-餘暇選擇은 家計를 책임지는 家口主를 포함하는 主動勞階層(primary labor force)에 적용되는 理論이라 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(secondary) 勞動供給可能階層에게는 絶對的 賃金水準보다는 相對的 賃金水準이 勞動供給의 결정요인이라는 것이 相對賃金模型의 要點이라 할 수 있는데 Wachter(1972)등에 의하여 開發된 模型은 다음과 같다³⁾.

$$LFPR_i = h\{u, W_i/W_i^*, K_i, LFPR_i(-1)\} \dots\dots\dots(3)$$

여기서 W_i^* 는 期待生活水準(expected standard of living), K_i 는 나머지 獨立變數의 「벡터」를 나타낸다. 式(3)에서 W_i/W_i^* 의 論點은 다음과 같다. W_i^* 는 勤勞者의 歷史的 經驗과 個人特性 등에 의하여 形成된다. 副次的 勤勞者의 경우 家計生計에 대한 一次的 責任은 없으나 家計의 所得水準이(W_i 로 表示) 熱望水準인(aspirations level) W_i^* 에 미치지 못

하게 되면 이를 달성하기 위하여 勞動市場에 進入하게 되고 현재의 所得(또는 生活)水準이 W_i^* 를 상회하면 勞動市場에 參加하지 않는다는 論理이다.

本模型의 特徵은 다음 두 가지로 요약된다. 첫째 前述한 다른 두 가지 模型에 비하여 中·長期的 勞動供給變化의 설명에 有效하다는 점이다. W_i^* 는 年齡階層別 또는 世代間에 다르게 形成되므로 短期的 景氣變動보다는 中·長期的 經濟社會 與件變動에 상응하는 勞動供給의 變化를 설명하려는 것이다. 둘째 本模型은 男性勞動力の 變化보다는 主婦를 포함한 女性 및 年少勤勞階層의 勞動供給의 변화설명에 분석의 초점이 주어지는 것이다.

長期的 勞動供給의 變化를 分析하는데에는 相對賃金模型에 人口의 年齡構造推移를 감안한 年齡階層規模(age cohort size)變數가 式(3)에 첨가되어 사용된다.

$$LFPR_i = i\{u, W_i/W_i^*, RPy, K_i, LFPR_i(-1)\} \dots\dots\dots(4)$$

式(4)에서 RPy 는 人口分布中 年少勤勞階層의 상대적 構成比를 나타내며 그 의미를 예를 들어 설명하면 다음과 같다. 「베이비 붐」세대가 勞動市場에 進入하게 되면 상대적으로 未熟練勤勞者의 比率이 높은 年少勤勞者階層의 勞動力構成比가 높아질 것이므로 勞動力階層間의 相對技術構造(relative skill structure)가 변하게 될 것이다. 經濟構造에서 勞動力階層間의 代替性(substitutability)이 완전하지 않다는 假定下에서는, 特定年齡階層의 勞動市場 過剩進入(overcrowding)은 相對賃金構造에 영향을 미치게 되고 따라서 이 年齡階層의 勞動供給行態는 다른 年齡階層에 비하여 相異하

3) Wachter(1972)의 模型은 消費函數模型에 관한 Duesenberry(1949)와 出生率(fertility rate)模型에 관한 Easterlin(1968)의 분석을 연결한 것으로 볼 수 있다.

게 나타날 것이다. 특히 式(3)에서 W^* 는 前述한 바와 같이 年齡階層別로 상이에게 形成될 것이므로 이러한 效果를 複合的으로 統制하기 위해서라도 人口學的 變數인 年齡構造變數가 포함되는 것이다⁴⁾.

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 勞動需要를 導出하는 方法이다.

生産函數(Q) 및 總費用函數(TC)가 자기 다음과 같이 주어졌다고 假定하면,

$$Q = F(K, L) \dots \dots \dots (5)$$

$$TC = rK + wL \dots \dots \dots (6)$$

여기서 K 및 L 은 자기 資本과 勞動의 서비스量, r 및 w 는 各要素의 價格을 나타낸다. 費用最少化條件下에 式(5) 및 (6)을 併合한 「라그랑지안」(Lagrangian)式은 式(7)로 表示된다.

$$L = rK + wL - \lambda [Q - F(K, L)] \dots (7)$$

分析의 便宜를 위하여 生産函數가 「콕 다글라스」(Cobb-Douglas) 形態를 갖는다고 假定하고(즉, $Q = AL^\alpha K^\beta$) 式(7)의 最適解를 구한 후 費用最少化條件下의 勞動需要函數를 구하면 다음과 같다.

$$L = \left(\frac{Q}{A}\right)^{1/(\alpha+\beta)} \left(\frac{\beta}{\alpha} \cdot \frac{w}{r}\right)^{-\beta/(\alpha+\beta)} \dots \dots \dots (8)$$

Ball and St. Cyr(1966)의 實證分析에서는 式(5) 및 式(8)이 자기 다음과 같이 定式化되었다.

$$Q_t = Ae^{pt}(Eh)^\alpha \dots \dots \dots (5')$$

$$\ln E_t = \alpha_0 - \frac{\lambda pt}{\alpha} + \ln Q_t + (1-\lambda)\ln E_{t-1} \dots \dots \dots (8')$$

여기서 Q 는 附加價値, E 는 雇傭者數, h 는 勞動時間, Ae^{pt} 는 資本과 技術進步 등의 效果를 반영하는 移動母數(shift parameter), α 는 附加價値의 勤勞時間當 雇傭彈性值, λ 는 最適水準 雇傭量에 到達하려는 速度를 나타내는 係數이다. 式(8')에 時差從屬變數가 포함된 것은 「코익」部分調整時差(Koyck partial adjustment lag) 行態를 勸案하기 위해서이다. 즉 이 變數는 企業이 雇傭量을 調節하려는 計劃時期와 實現되는 時期와의 時差를 反映하는 것이다. 따라서 λ 의 값이 1에 접근할수록 最適水準에의 도달이 短期間內에 이루어진다⁵⁾.

4) 年齡構造變數의 자세한 理論的 背景 및 美國經濟에의 實證分析은 Wachter and Kim(1982) 參照.

5) 本研究에서 論議되는 勞動需要函數는 서비스創出을 기준으로 하는 「플로우」概念에 입각하여 定式化되었다. 즉 生産函數의 從屬變數로서 總產出額 대신 GNP를 사용하여 推定하는 것이다. 그러나 勞動需要는 中間投入物生産을 위해서도 필요한 것이므로 이를 勸案하기 위해서는 投入產出表의 資料를 利用하여야 하는데, 이러한 資料는 短期變動分析에 焦點을 둔 分期模型分析에는 入手可能치 않다. 長期勞動需要 分析模型에 관한 자세한 설명은 金仲秀·朴煥求(1986) 참조.

$$RWAGE, W/W^*, LFPR_{ij}(-1)\} \\ \dots\dots\dots(9)$$

Ⅲ. 實證分析結果 論議

1. 模型的 定式化 및 變數의 說明

本分析에서는 勞動供給函數의 경우 性別·年齡別로, 勞動需要函數의 경우 產業別로 구분하여 推定하였다⁶⁾. 實證分析을 위한 勞動供給函數는 第Ⅱ章에서 論議한 여러 理論들을 기초로 하여 다음과 같이 定式化하였다.

$$LFPR_{ij}=f\{SER_{ij}, RPy, UPM,$$

여기서 SER 은 學校登錄率⁷⁾, RPy 는 人口의 年齡構造變數로서 14세 이상 民間人口對比 14~24세 年少年齡人口의 比率, $RWAGE$ 는 實質賃金水準⁸⁾, W/W^* 는 $RWAGE_t/(\sum_{i=1}^4 \alpha_i \times RWAGE_{t-i}/4)$ ⁹⁾, UPM 은 男性 25~49세 階層의 失業率을 나타낸다. ij 는 性別·年齡別 階層을 표시하며, SER 은 男女 各기 14~19세 및 20~24세 年齡階層에 사용되었다¹⁰⁾. 한편 女性經濟活動參加率 推定式의 경우 年齡別 TFR_j (出產率) 變數가 統制變數(control variable)로서 포함되었다¹¹⁾. 式(9)의 模型은 1970年 I 分期부터 1986年 II 分期 期間의 分期別 時系列資料를 이용하여 推定하였으며, 各 變數들이 意味하는 假說은 다음과 같다¹²⁾.

UPM 變數는 式(1)에서 論議한 바와 같이 短期景氣變動에 상응하는 勞動供給의 反應을 포착하기 위하여 사용하였으며, 男性 25~49세의 主動勞階層의 失業率을 全勤勞階層의 失業率 대신 사용한 이유는 他階層에 비하여 이 階層의 失業要因은 거의 全的으로 景氣變動要因에 의거하기 때문이다. $RWAGE$ 變數는 式(2)에서의 勞動-餘暇選擇을, W/W^* 는 式(3)에서의 期待所得水準 對比 現在의 生活水準을 나타내는 模擬變數(proxy variable)로 사용되었다¹³⁾. RPy 는 年齡別 勤勞階層이 勞動市場에서 完全代替(perfect substitution)되지 않는다는 假定下에 特定年齡階層(예를 들면 「베이비 붐」世代)의 勞動市場 過多進入效果를 포착하기 위하여 포함되었으며, SER 變數는 學校生活과 勤勞가 理論적으로 兩立可能하나 실제적으로는 學生의 經濟活動參加率이 낮기

- 6) 本分析에서는 勞動供給과 經濟活動參加의 概念이 混用되고 있다. 일반적으로 前者는 勞動市場參加 決定 및 이에 따르는 勤勞時間까지도 포함하는 廣의의 의미를 內包한다.
- 7) SER 의 時系列資料는 各年度 『文敎統計年鑑』에서 正規學校 登錄生數를 年齡別로 集計하여 推計하였다.
- 8) 實質賃金은 名目賃金을 同分期 CPI 로 나누어 구하였다.
- 9) α_i 는 調和加重值(harmonic weight)로서 α_i 의 合을 單位值(normalize)로 하였다.
- 10) 年齡階層의 구분은 男性의 경우 14~19세, 20~24세, 25~49세, 50~59세, 60세 이상, 女性의 경우 14~19세, 20~24세, 25~34세, 35~59세, 60세 이상으로 하였다. 이러한 年齡區分은 就學率, 早期退職現象(男性의 50~59세), 出產率(女性의 25~34세) 變數들의 影響을 獨立的으로 識別하기 위함이다.
- 11) TFR 資料는 人口保健研究院에서 發表된 資料를 이용하였으며 누락된 年度의 資料는 이용가능한 年度의 資料를 기준으로 하여 單純延長(interpolate)하여 사용하였다.
- 12) 本模型에서의 分期別 勞動資料는(供給 및 需要) 分期別 月平均資料가 아니며 3, 6, 9, 12月的 月別資料를 사용하였다. 이는 1982年 6月 이전에는 현재와 같은 月別經濟活動人口調查가 1年에 오직 上記 4個月에 한해서만 이루어졌기 때문에 資料의 一貫性維持를 위해서 1982年 6月 이후에도 上記 月別資料를 分期別 資料로 사용하였다.
- 13) 말할 나위 없이 式(3)에서의 W/W^* 는 世代間 장기적으로 형성되는 變數이므로 W/W^* 變數로서만 이 變數를 대체할 수 있는 것은 아니다. 추후의 논의에서 제기되듯이 RPy 變數도 一面으로는 W/W^* 의 變數를 대표하고 있다.

때문에 統制變數로 사용되었다.

實證分析을 위한 需要函數는 全産業, 鑛工業, 社會間接資本(SOC) 및 서비스産業別로 式(8')에 의거 다음의 形態로 定式化되었다.

$$E_i = f\{GNP_i, RWAGE_i, RUM, t, E_i(-1)\} \dots \dots \dots (10)$$

賃金資料는 事業體 調査에서 얻어진 總賃金資料이며, RUM은 資本費用을 反映하기 위하여 私賃金利資料를 이용하였다¹⁴⁾. 趨勢變數를 나타내는 t(TIME)變數는 式(8')에서 Hicks 中立的인(Hicks-neutral) 技術進歩에 따른 雇傭變化推移를 포착하기 위하여 포함되었다. 아랫글자 i는 産業分類를 나타낸다.

2. 供給函數 推定結果

가. 年齡別 男性供給函數

男性의 年齡別 供給函數 推定結果가 <表 1>에 제시되어 있다. D1, D2, D3는 季節「더미」變數를 나타낸다. 모든 變數들은 「로그」變形을 취하였으므로 推定된 係數는 不變彈性值를 의미한다. 分期別 資料分析에서 흔히 惹起되는 時系列相關(serial correlation)을 識別하기 위하여 「더빈」의 h-統計值(Durbin's h statistic)를 구하여 본 결과 60세 이상 年齡階層을 제외하고는 時系列相關의 問題가 統計的으로 有意하지 않은 것으로 나타났다¹⁵⁾. 說明變數들

<表 1> 年齡別 經濟活動參加率 分期函數 推定結果 : 男性

變數	年齡				
	14~19	20~24	25~49	50~59	60+
常 數	2.8796 (3.40) ¹⁾	0.7836 (2.02)	-0.9176 (-1.29)	-0.1846 (-1.24)	-0.6064 (-2.42)
SER ²⁾	-0.2514 (-2.16)	-0.0092 (-0.22)	—	—	—
RPy	1.9757 (3.04)	0.8417 (2.05)	0.2109 (2.72)	0.2272 (1.53)	0.9408 (3.21)
UPM	0.0575 (0.99)	0.0009 (0.32)	-0.0094 (-0.91)	0.0086 (0.39)	0.0687 (1.76)
RWAGE	—	—	0.0193 (2.19)	0.0182 (1.07)	0.0786 (2.45)
D1	0.4142 (13.49)	0.1439 (8.39)	0.0475 (6.23)	0.0836 (4.13)	0.3057 (5.35)
D2	0.3295 (9.50)	0.1108 (7.37)	0.0567 (9.79)	0.1526 (11.89)	0.5539 (19.04)
D3	0.1207 (3.30)	0.0836 (5.56)	0.0459 (7.94)	0.1324 (10.75)	0.4276 (10.90)
LFPR(-1)	0.7086 (7.76)	0.5176 (4.59)	0.1521 (1.15)	-0.0377 (-0.28)	0.1961 (1.49)
R ²	0.9716	0.8735	0.7396	0.8154	0.9470
SEE	0.0795	0.0370	0.0138	0.0289	0.0483
D.W.	2.0471	2.0275	1.9095	2.0944	2.1763
「더빈」의 h	-0.2667	-0.2362	1.3790	-1.1167	-2.4586

註 : 1) () 속의 數値는 t-統計值를 나타냄.
2) 獨立變數의 說明은 本文 參照.

14) 賃金資料는 勞動部의 『每月勞動統計調查報告書』에서, RUM 資料는 KDI의 「메이타뱅크」에서 利用하였다.

15) 時差從屬變數가 포함되었을 경우의 時系列相關을 분석하기 위한 Durbin's h-統計值에 대하여서는 Johnston(1984) 參照.

을 기준으로 推定結果를 요약하면 다음과 같다.

첫째, *SER*은 예상대로 14~19세 및 20~24세 年齡階層에서 負의 符號를 보였으나 推定係數의 統計的 有意性은 20세 미만의 年少勤勞階層에서만 높게 나타났다. 14~19세 年齡階層에서는 學校登錄生數의 比率이 1%「포인트」增加하면 經濟活動參加率은 0.25%「포인트」감소하는 것으로 나타났다. 20~24세 階層의 경우 *SER* 係數의 統計的 有意性이 낮은 결과를 나타낸 것은 14~19세 階層에 비하여 學生數의 比率이 絕對的 水準에서 낮음을 1次的으로 반영한다고 볼 수 있으나, 한편으로 勞動과 學校登錄의 兩立性이 이 階層에서는 相對的으로 높음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다¹⁶⁾.

둘째, *RP_y*의 係數는 모든 年齡階層에서 正의 符號를 보였으며, 이는 未熟練階層의 勞動市場 過多進入은 一般적으로 各階層의 經濟活動參加率을 증대시키는 現象을 반영한다고 볼 수 있다. 특히 흥미로운 結果는 推定係數가 나타내는 彈性值의 相對的 크기가 年齡別로 크게 차이가 난다는 점이다. 20세 미만의 年少年齡階層의 경우 彈性值는 1.98로 가장 높게 나타났으며, 60세 이상 및 20~24세 階層의 경우 0.8~0.9의 彈性值를 보인 반면, 主勤勞階層에선 0.2 水準의 낮은 數值를 보였다. 이러한 結果는 第Ⅱ章에서 論議한 理論的

側面과 일치하는 結果로서, 年少階層의 勞動市場 過多進入에 따른 經濟活動競爭의 相對的 熾烈度를 나타낸다고 볼 수 있는 것이다.

셋째, *UPM*의 係數는 式(1)에서 논의된 바와 같이, 負의 係數가 理論的으로 기대되는 符號이다. 그러나 60세 미만의 모든 年齡階層에서 統計的 有意性있는 推定係數를 얻지 못하였으며, 따라서 失望勞動效果는 男性의 經濟活動決定에 중요한 역할을 하지 못하는 것으로 解釋된다. 반면에 60세 이상의 階層에선 期待符號와는 반대인 限界的으로 有意性 있는 (marginally significant) 正의 係數를 보이고 있다. 이 結果는 景氣下降局面에 失業確率이 높아지면 副次的 勤勞者가 經濟活動에 參加하게 된다는 附加勞動假說(additional worker hypothesis)을 반영하는 것으로 推測할 수 있다.

네째, *RWAGE*의 係數는 主勤勞階層에서 理論的으로 期待되는 正의 符號를 보여 앞에서 論議한 勞動-餘暇選擇 理論이 예상대로 이 階層에서 適用됨을 알 수 있다. 한편 60세 이상의 階層에서도 統計的 有意性 높은 正의 係數를 보이고 있다. 이 結果는 60세 이상의 階層에서도 상당한 比率의 勞動力이 恒常賃金假說에 의하여 영향을 받는다는 것을 意味하는 것이다. 위에서 論議한 *UPM*의 結果와 종합하여 이 階層의 經濟活動參加要因을 분석하여 보면, 他年齡階層에 비하여 이 階層構成員의 特性이 異質的임을 반영한다고 볼 수 있는데 이는 主勤勞階層과 副次的 勤勞階層이 混合되어 있음을 나타내는 것이다.

나. 年齡別 女性供給函數

女性の 年齡別 供給函數 推定結果가 <表 2>

16) *SER*의 變化推移를 보면 14~19세의 경우 1970年の 42% 수준에서 1986년에는 80% 수준에 이르렀으며 分析標本期間內的 平均은 약 62% 수준에 달한다. 그러나 20~24세 階層의 경우 近年에는 大學定員의 擴大 등으로 그 比率이 급격히 늘어나 44% 수준에 이르나 1970年の 경우는 14%에 不遇하였으며 大卒定員이 擴大되기 前年度인 1980年の 경우도 17% 수준에 머물고 있다.

에 제시되어 있다. 男性의 경우와는 달리 出生率이 女性經濟活動에 중요한 영향을 미칠 것이므로 年齡別 *TFR*을 포함시켰으며, 따라서 年齡區分도 可妊年齡을 기준으로 하여 男性의 경우와는 달리 분류하였다. 男性의 경우와 마찬가지로 「더빈」의 *h*-統計值 檢定에 의하면 時系列相關은 강하지 않은 것으로 나타났다. 男性의 경우와 對照的인 結果를 요약하면 다음과 같다.

첫째, *SER* 係數를 보면, 14~19세 階層의 경우는 男性供給函數 結果와 마찬가지로 統計的으로 有意性이 높은 負의 符號를 보였다. 한편 男性의 경우와는 달리 20~24세 階層에서도 係數의 통계적 신빙성이 높게 나타났다.

이 結果는 앞에서 提示한 資料에서 볼 수 있듯이 최근 급격히 上昇趨勢에 있는 *SER*의 增加現象을 統計的으로 반영하는 것이라 볼 수 있다.

둘째, *UPM*의 係數는 男性의 경우와 같이 統計的 有意性이 극히 낮게 나타난 것으로 보아 失望勞動效果가 미미한 것으로 推測된다.

셋째, *RPy*의 係數를 보면 男性의 경우와는 달리 20세 미만 階層을 제외하고는 推定係數의 統計的 有意性이 낮게 나타났다. 그러나 20~24세 및 25~34세 年齡階層에선 기대와는 반대인 統計的 有意性 높은 負의 符號를 나타내어 勞動市場에서의 競爭이 심하여질 경우 勞動市場을 오히려 離脫하려는 現象을 나타낸

〈表 2〉 年齡別 經濟活動參加率 分期函數 推定結果 : 女性

變數	年齡	14~19	20~24	25~34	35~59	60+
常 數		2.4165 (3.66) ¹⁾	-1.6570 (-1.14)	-2.5091 (-5.27)	-2.7951 (-5.97)	-3.4710 (-4.89)
<i>SER</i> ²⁾		-0.1286 (-2.16)	-0.1510 (-1.83)	—	—	—
<i>RPy</i>		2.2562 (3.63)	-1.7196 (-1.86)	-0.8507 (-2.24)	0.3827 (1.18)	-0.7548 (-1.18)
<i>UPM</i>		0.0297 (0.58)	-0.0615 (-1.48)	-0.0457 (-0.84)	0.0236 (0.48)	0.0072 (0.07)
<i>RWAGE</i>		—	0.1967 (3.74)	0.0118 (0.29)	0.1972 (4.27)	0.0245 (0.33)
<i>W/W*</i>		—	-0.2521 (-1.25)	-0.0374 (-0.14)	-0.2082 (-0.88)	-0.0680 (-0.14)
<i>TFR</i>		—	-0.6713 (-1.90)	—	—	—
<i>D1</i>		0.3302 (10.82)	-0.0539 (-1.56)	0.1993 (3.41)	0.2602 (3.79)	0.4506 (3.20)
<i>D2</i>		0.3292 (11.22)	0.1733 (6.49)	0.3884 (10.13)	0.5062 (13.79)	1.0119 (11.86)
<i>D3</i>		0.1680 (5.14)	0.1289 (6.21)	0.3013 (10.13)	0.4494 (16.16)	0.9295 (17.45)
<i>LFPR</i> (-1)		0.5262 (4.57)	-0.0322 (-0.23)	0.0129 (0.09)	-0.0036 (-0.03)	0.0470 (0.34)
<i>R</i> ²		0.9533	0.8333	0.8601	0.9231	0.9257
<i>SEE</i>		0.0714	0.0493	0.0685	0.0624	0.1248
<i>D.W.</i>		2.0122	1.8860	1.9149	1.9741	2.0156
「더빈」의 <i>h</i>		-0.114 ₂	0.9251	0.6769	0.2254	-0.1424

註: 1) () 속의 數値는 *t*-統計值를 나타냄.

2) 獨立變數의 說明은 本文 參照.

다고 볼 수 있는 것이다.

네째, $RWAGE$ 및 W/W^* 의 變數들의 推定係數들은 統計的 有意성은 높지 않으나 전무 期待되는 符號를 각 年齡階層에서(20세 미만 年齡階層을 例外로) 보이고 있다¹⁷⁾. 즉 餘暇에 대한 機會費用이 높아지면 經濟活動에 參加하는 傾向이 높아지나 ($RWAGE$ 의 正의 符號), 현재의 所得水準이 期待生活水準보다 높아지면 오히려 勞動市場을 離脫하려는 現象 (W/W^* 의 負의 符號)을 나타내는 結果를 보이고 있다.

마지막으로 出產率이 높으면 經濟活動參加率在 낮아질 것이라는 期待는 20~24세 年齡階層에서 統計的 有意성이 강하게 나타났다.

다. 追加課題

性別·年齡別 經濟活動參加率의 變化推移를 實證分析하는 模型의 推定에 있어 本研究에서 試圖되었으나 解決되지 못하였거나 또는 本文에서 紹介되지 못한 課題를 要約하면 다음과 같다. 첫째, 經濟活動參加率을 說明하는 趨勢變數(trend)의 役割이다. Perry(1977), Wachter(1977) 等에서의 模型에서는 趨勢變

數가 參加率方程式의 중요한 獨立變數로서의 役割을 하는 것으로 나타났다. 일반적으로 「더미」(dummy) 變數나 趨勢變數의 경우, 推定係數의 意味에 대한 解釋은 다양하다. 上記分析들에서는 非經濟的 要因들의 變化의 效果를, 예를 들어 女性의 社會參與 意識의 高揚 效果等を 趨勢變數가 포착하는 것으로 해석되었다. 本分析에서도 이 變數가 推定式에 試圖되었으나 일반적으로 統計的 有意성이 낮거나 (男·女 공히 25세 이상의 모든 階層에서), 有意性 높은 경우는 다른 構造變數의 有意性을 낮추는 結果를 보여(25세 미만 階層의 SER 또는 女性의 경우 TFR) 推定式에서 除外되었다.

둘째, Ragan(1977)의 研究에서는 本分析에서 使用된 RP_{ij} 變數가 廣意의 의미에서 技術 構造의 代替性을 假定하였으므로 이 變數는 狹意의 意味의 RP_{ij} (ij 는 性別·年齡別 人口 構成比를 나타냄)로 代替하여 추정할 것을 제시하였다. 실제로 RP_{ij} 의 使用은 年少年齡階層에서는 過剩進入效果가 더욱 浮刻되었으나 25세 이상 年齡階層의 경우에는 上記變數의 意味가 概念的으로 명확하지 않으며, 또한 우리나라 勞動市場의 경우 SER 變數등과 相關關係가 높게 나타났다¹⁸⁾.

세째, 相對賃金假說 또는 附加勞動假說의 檢證을 위한 重要變數中的 하나가 W/W^* 이다. 이 變數의 效果를 적절히 반영하기 위해서는 Wachter(1977)의 研究에서와 같이 年齡別 賃金 및 所得資料가 利用可能하여야 할 것이나 本分析에서는 資料의 缺如로 모든 年齡階層에 동일한 W/W^* (全年齡階層 基準)가 試圖되었다¹⁹⁾.

17) 男性의 方程式에도 W/W^* 의 變數가 試圖되었으나 統計的 有意성이 낮을 뿐 아니라 이 變數의 포함은 다른 獨立變數의 係數의 有意性을 크게 낮추어 推定式에서 제외시켰다.

18) Ragan(1977)의 研究는 25세 미만 年齡階層을 分析 對象으로 하였다.

19) 두 가지의 論評을 添加하면 다음과 같다. 첫째, 1981年の 대폭적 大學定員 擴大에 따라 SER 의 係數가 統計的으로 變할 것으로 豫見되었다. 즉 構造變化가 야기되었던 것으로 보아 이를 檢證하였으나 1981年 以前과 以後의 SER 의 係數가 統計的으로 차이가 나는 結果를 얻지 못하였다. 둘째, 本分期別 模型과 類似하게 設定된 年間模型인(1963~85年 期間推定) 金仲秀(1986)의 結果와는 係數의 符號 및 有意性에서 차이가 발견되었다. 이 차이점은 向後의 研究에서 究明될 것이다.

3. 需要函數推定結果

가. 産業別 勞動需要函數

式(10)에서 論議한 勞動需要函數의 産業別 推定結果가 <表 3>에 提示되어 있다. *TIME* 을 제외한 모든 變數는 「로그」 變形을 취하였다. <表 3>에 提示된 推定式에는 式(10)에서 提示된 變數外에 *GNP*×*TIME* 및 *RWAGE* ×*TIME* 變數가 追加로 포함되었다. 이 두 變數가 포함된 目的은 産業構造가 高度化되는 過程에서 經濟의 雇傭吸收力은 減少한다는 假說을 檢證하기 위하여서이다. 資本 및 技術集

約産業의 比重이 늘어날수록 單位 *GNP*成長 當 必要勞動量은 減少할 것이다. 이러한 現象을 檢證하기 위하여 *GNP*係數를 β_1 이라 하면 β_1 은 不變이 아니라 時間의 經過에 따라 減少할 것으로 期待되는 것이다. 이 경우 *GNP*×*TIME* 變數의 係數를 β_2 라 할 때 $\beta_2 < 0$ 의 結果는 위의 假說을 立證하는 것으로 解釋할 수 있다.

동일한 論理가 *RWAGE*에도 適用될 수 있다. 資本과 勞動의 代替性이 낮은 與件下에서 또는 과거 우리나라 勞動市場에서와 같이 勞動의 超過供給이 常存하는 狀況下에서는 勞動需要에 미치는 賃金의 役割이 制限의이었을

<表 3> 分期 勞動需要函數 推定式

變數	年 齡		全 產 業		鑛 工 業		SOC 및 서비스業	
	推定式 1	推定式 2	推定式 1	推定式 2	推定式 1	推定式 2	推定式 1	推定式 2
常 數	4. 3074 (3. 91) ¹⁾	5. 3038 (4. 60)	1. 8582 (2. 67)	-0. 9122 (-0. 70)	3. 1027 (3. 00)	3. 4092 (2. 99)		
<i>GNP</i> ²⁾	-0. 1876 (-2. 08)	-0. 2010 (-2. 59)	0. 5824 (4. 34)	0. 2148 (1. 08)	-0. 2698 (-1. 71)	-0. 1771 (-0. 82)		
<i>RWAGE</i>	0. 2630 (3. 85)	0. 3436 (5. 87)	-0. 2374 (-2. 24)	0. 1923 (0. 94)	0. 2200 (2. 01)	0. 1401 (0. 81)		
<i>RUM</i>	-0. 0128 (-0. 87)	0. 0101 (0. 69)	0. 0298 (1. 68)	0. 0296 (1. 59)	0. 0093 (0. 65)	0. 0069 (0. 40)		
<i>TIME</i>	0. 0022 (1. 89)	0. 0731 (4. 36)	-0. 0047 (-2. 65)	0. 0922 (2. 15)	0. 0068 (3. 05)	-0. 0079 (-0. 34)		
<i>GNP</i> × <i>TIME</i>	—	0. 0050 (2. 78)	—	0. 0097 (2. 39)	—	-0. 0027 (-0. 56)		
<i>RWAGE</i> × <i>TIME</i>	—	-0. 0095 (-4. 94)	—	-0. 0145 (-2. 46)	—	0. 0031 (0. 67)		
<i>D1</i>	0. 1147 (2. 75)	0. 1331 (2. 20)	-0. 0442 (-2. 46)	-0. 0620 (-3. 20)	-0. 0546 (-2. 45)	-0. 0524 (-2. 19)		
<i>D2</i>	0. 2188 (7. 51)	0. 2376 (6. 21)	-0. 0994 (-5. 78)	-0. 1086 (-6. 39)	-0. 0273 (-2. 17)	-0. 0244 (-1. 76)		
<i>D3</i>	0. 1212 (3. 26)	0. 1782 (4. 56)	0. 0097 (0. 67)	0. 0106 (0. 74)	0. 0006 (0. 04)	0. 0003 (0. 02)		
<i>Lag</i> (-1)	0. 3773 (2. 45)	0. 1635 (1. 13)	0. 5642 (5. 66)	0. 6323 (5. 91)	0. 5662 (5. 33)	0. 5526 (4. 77)		
<i>R</i> ²	0. 9630	0. 9759	0. 9850	0. 9886	0. 9866	0. 9876		
<i>SEE</i>	0. 0328	0. 0270	0. 0386	0. 0371	0. 0323	0. 0328		
<i>D. W.</i>	1. 8382	2. 4064	1. 9238	1. 8859	1. 9763	2. 0023		
「더빈」의 <i>h</i>	—	—	0. 4645	0. 7906	0. 1615	-0. 0202		

註: 1) () 속의 數値는 *t*-統計値를 나타냄.

2) 獨立變數의 說明은 本文 參照.

것이다. 그러나 産業構造가 高度化됨에 따라 勞動需要도 技能 및 技術人力需要에 集中되고, 또한 生産要素間的 代替性이 높아지게 되면 實質賃金上昇에 따른 勞動要素價格의 上昇은 他生産要素의 需要를 增大시킴으로써 勞動需要를 減少시키는 영향이 상대적으로 증가할 것이다. 이러한 現象을 포착하기 위하여 $RWAGE \times TIME$ 變數의 係數를 α_2 라 할 때 $\alpha_2 < 0$ 을 檢證하기 위한 上記變數가 포함되었다.

〈表 3〉에 提示된 結果를 産業別로 要約하면 다음과 같다. 우선 全産業의 경우를 보면 GNP 및 $RWAGE$ 變數는 자기 負 및 正의 係數를 보여 期待와는 반대의 符號를 나타내었다. 그러나 위의 두 變數 모두 $TIME$ 變數와의 相互作用項(interaction term)이 方程式에 포함되어 있으므로, 즉 $\alpha_1 GNP + \alpha_2 GNP \times TIME$ 및 $\beta_1 RWAGE + \beta_2 RWAGE \times TIME$ 의 形態를 취하므로, 從屬變數인 勞動需要의 GNP 및 $RWAGE$ 에 대한 一次導函數는 자기 $\alpha_1 + \alpha_2 TIME$ 및 $\beta_1 + \beta_2 TIME$ 의 數值로 구하여진다. 따라서 〈表 3〉의 推定係數를 利用하여 GNP 및 $RWAGE$ 의 一次導函數를 구하면 GNP 의 경우는 $TIME > 40.3$ (70年 1/4分期의 경우 $TIME = 1$)이면, $RWAGE$ 의 경우는 $TIME > 36.3$ 이면 各各의 一次導函數가 期待되는 符號인 正 및 負의 符號를 보임을 알 수 있다. 즉, 標本推定期間이 後半인 近年의 경우에는(구체적으로, GNP 의 경우 80年 1/4分期 이후, $RWAGE$ 의 경우 79年 1/4分期 이후) GNP 및 $RWAGE$ 의 係數는 자기 期待되는 符號를 보이게 되는 것이다.

위의 結果가 意味하는 內容은 다음과 같다. 時間의 經過에 따라 雇傭吸收力이 減少될 것

이라는 假說은 $GNP \times TIME$ 係數의 統計的 有意性있는 正의 符號에 의하여 立證되지 못하였다. 위의 推定結果에 따르면 雇傭의 GNP 彈性値는 오히려 每分期마다 0.005 정도씩 增加하는 趨勢를 보이고 있음을 나타낸다. 반면에 동일한 論理에 依據한 $RWAGE$ 의 彈性値는 每分期마다 -0.01 만큼 늘어가고 있음을 보이고 있어, 實質賃金上昇에 따른 雇傭減少效果가 時間의 經過에 따라 增加하고 있음을 반영하고 있다.

따라서 위에서 分析된 結果는 一般的으로 알려져 있는 GNP 의 雇傭吸收力 減少現象과는 일치하지 않는 結果로 解釋된다. 즉 GNP 1%「포인트」成長에 相應하는 就業者數 增加의 鈍化現象을 나타내는 數値는 實質賃金上昇에 따른 勞動需要 減少效果를 勘案하지 않았을 경우에 나타나는 現象이므로, 實質賃金이 변하지 않는다는 假定下에서의 GNP 의 雇傭吸收力은 減少하지 않는 것으로 나타났다.

鑛工業의 勞動需要函數는 全産業의 경우에 비하여 GNP 및 $RWAGE$ 의 彈性値가 絕對水準에서 더 큰 것으로 나타났다. 全産業의 推定函數와 비교하여 볼 때, GNP 彈性値의 경우는 GNP 項의 係數가 正의 符號를 보임과 동시에 $GNP \times TIME$ 의 係數가 더 크게 나타났다으며, $RWAGE$ 彈性値의 경우는 $RWAGE \times TIME$ 의 係數가 絕對水準에서 더 크므로 $TIME > 30.3$ 條件下에서는 鑛工業需要函數의 係數가 더 큰 것으로 나타났다. 鑛工業部門에서의 勞動需要의 GNP 彈性値는 每分期 0.01 정도씩, $RWAGE$ 彈性値는 每分期 -0.015 정도씩 增加하는 趨勢에 있는 것으로 推計되었다. 基本的으로 鑛工業部門의 勞動需要가 農林漁業 및 서비스業을 포함한 全産業의 경

우에 비하여 *GNP* 및 *RWAGE*의 변화에 더욱 민감하게 반응한다는 결과는 기대되는 현상이라 할 수 있다.

SOC 및 서비스업을 포함한 3次産業에 대한 勞動需要函數 推定結果를 보면 *GNP* 및 *RWAGE* 등 主要變數들의 係數가 期待와는 반대되는 符號를 보였을 뿐 아니라 推定係數의 統計的 有意性도 극히 낮게 나타났다. 이러한 결과는 다음의 두 가지 현상을 반영하는 것으로 解釋할 수 있다. 첫째는 3次産業의 경우 就業者의 약 40% 정도가 被傭者가 아닌, 즉 自營業者나 無給家族從事者 形態의 就業者이므로 이들의 就業狀態는 事業體勤勞者의 경우와는 달리 *RWAGE*의 變化와는 무관할 수 있기 때문이다²⁰⁾. 둘째는 3次産業 就業者의 큰 비중을 公共機關에서 차지하고 있으며, 또한 建設業등에서의 就業者數는(주로 日傭勤勞者) 政府의 公共政策에 큰 영향을 받고 있다. 따라서 景氣下降時 景氣浮揚策의 一環으로 政策的으로 公共支出을 시행하였을 경우 이에 따라 3次産業中 일부에서는 오히려 就業이 增加할 수 있으며, 이러한 경우 本分析에서와 같이 *GNP*의 勞動需要에 대한 效果가 部門間에 相殺되어 統計的 有意性이 낮은 結果를 가져올 수 있는 것이다²¹⁾.

나. 産業別 就業者構成比 推定式

勞動需要理論에 의거한 函數式의 推定結果는 앞 節에서 論議한 바와 같이 鑛工業의 경우를 제외하고는 統計的 有意性이 높지 않은 結果를 보였다. 3次産業의 勞動需要는 앞에서 提示한 理由로, 全産業의 勞動需要는 鑛工業 및 3次産業뿐 아니라 農林漁業을 포함하고 있으며, 農林漁業의 경우 *GNP*의 正의 成長率에도 불구하고 就業者數는 持續的으로 減少하여 왔으므로, 産業別 勞動需要를 앞에서 論議한 推定式으로 分析하는 데에는 豫測 誤差가 클 것으로 期待될 뿐 아니라 主要 政策變數에 대한 推定係數의 統計的 有意性이 낮아 政策研究의 實效性이 낮을 것으로 판단되었다.

따라서 本研究에서는 앞에서 論議한 鑛工業의 推定方程式은 係數의 符號가 理論에 附合하며 또한 統計的 有意性이 높으므로 이 推定式을 기초로 하여 産業別 就業者構成比를 推定함으로써 産業別 勞動需要를 推計하는 方法을 택하였다. 産業別 就業者構成比 推定方法을 說明하면 다음과 같다. 全産業에 대한 農林漁業, 鑛工業, SOC 및 서비스業 就業者構成比를 각각 p_1, p_2, p_3 로 表示한 후, 다음의 두 條件附「로짓」(conditional logit)函數를 推定한다²²⁾.

$$\ln(p_1/p_2) = X\gamma \dots\dots\dots(11-1)$$

$$\ln(p_3/p_2) = X\delta \dots\dots\dots(11-2)$$

여기서 X 는 獨立變數의 「벡터」, γ, δ 는 각 推定係數의 「칼럼벡터」를 나타낸다. 위 두 方程式의 豫測值를 구한 후 定義式 $\hat{p}_1 + \hat{p}_2 + \hat{p}_3 = 1$ 을 이용하면, 産業別 構成比는 $\hat{p}_1 = exp$

20) 全就業者中 被傭者의 比率은 鑛工業의 경우 1970年의 71% 수준에서 지속적으로 上昇하여 1985년에는 86% 수준에 이르렀으나 SOC 및 서비스業의 경우는 1970年의 60% 수준에서 1985年에도 60% 수준으로 거의 변하지 않고 있다.
 21) 한가지 흥미로운 결과는 推定係數의 統計的 有意性은 높지 않으나 資本費用을 나타내는 *RUM*의 係數가 세 方程式에서 모두 期待되는 符號인 正의 符號를 보였다는 점이다.
 22) 條件附「로짓」函數에 대한 자세한 논의는 Theil(1970) 參照.

$(X\gamma)/\{1+\exp(X\gamma)+\exp(X\delta)\}$, $\hat{p}_2=1/\{(1+\exp(X\gamma)+\exp(X\delta))\}$, $\hat{p}_3=\exp(X\delta)/\{1+\exp(X\gamma)+\exp(X\delta)\}$ 로 자기推計된다. 本分析에서 X 는 産業別 GNP 및 $RWAGE$, RUM , 技術進步效果를 포착하기 위한 $TIME$ 및 $TIME \times TIME$ 變數 등을 포함하고 있다. 推定된 方程式의 結果가 <表 4>에 提示되어 있다²³⁾.

推定식의 係數들은 「로그」差異比率(log-odds)을 나타낸다. 예를 들어 $\ln(p_1/p_2)$ 方程式에서 GNP_m 의 係數 γ_3 가 나타내는 것은 鑛工業 GNP 1% 成長에 따라 다른 與件이 동일한 경우, 鑛工業 就業者構成比에 대한 農林漁業 就業者의 相對的構成比가 0.63% 減少함을 의미하는 것이다. 기본적으로 <表 3>의 方程式보다는 <表 4>의 方程式이 産業別 構成比推定에 있어서 選好되는 理由는 産業間 就業者 代替性 및 移動可能性이 暗默의으로 內在되어 있기 때문이다. 특히 前述한 바와 같이 우리나라 勞動市場의 경우 農林漁業部門에서는 GNP 의 成長에도 불구하고 就業者數는 減少하는 추세에 있으며, 따라서 農林漁業 就業人口의 減少幅은 결국 他産業들에서 어느 정도의 雇傭을 吸收하여 줄 수 있는가의 相對性에 달려 있는 現象이 위의 方程式에서 포착될 수 있는 것이다. 즉 $\ln(p_1/p_2)$ 方程式에서의 GNP_s 의 係數 γ_4 의 統計的 有意性 높은 負의 符號가 意味하는 것은 SOC 및 서비스部門에서의 GNP 上昇에 따라 다른 與件이 동일할 경우, 農林漁業部門 就業者數의 鑛工業部門

就業者數에 대한 상대적 比率이 減少함을 나타내는데, 이는 農林漁業部門에서 3次産業의 勞動移動現象을 반영하는 것으로 볼 수 있다. 특히 γ_4 의 크기가 γ_3 보다 絕對水準으로 더 큰 것은 GNP 1% 成長에 相應하는 農林漁業部門에서의 就業者移動이 鑛工業部門으로 보다는 SOC 및 서비스部門으로 比例的으로 더 크게 移動하는 現象을 보이는 것으로 解釋할 수 있다.

4. 實證分析結果의 豫測力分析

앞에서 論議한 供給 및 需要函數의 豫測誤

<表 4> 産業別 就業者構成比 推定式

變 數	$\ln(\frac{p_1}{p_2})$	$\ln(\frac{p_3}{p_2})$
常 數	7.8395 (3.26) ¹⁾	2.1922 (1.62)
GNP_s	0.0141 (0.16)	-1.0807 (-1.56)
GNP_m	-0.6259 (-1.94)	-0.3775 (-1.85)
GNP_s	-0.9474 (-2.01)	-0.4493 (-1.65)
$RWAGE_m$	0.9852 (2.09)	0.1625 (0.59)
$RWAGE_s$	-0.6230 (-1.40)	0.2559 (0.96)
RUM	0.0399 (0.99)	-0.2193×10^{-3} (-0.009)
$TIME$	0.0221 (2.11)	0.0120 (1.94)
$TIME \times TIME$	-0.0165×10^{-2} (-2.02)	-0.1827×10^{-4} (-0.38)
$D1$	0.5181 (2.07)	-0.2456 (-1.68)
$D2$	0.8966 (5.95)	-0.0693 (-0.78)
$D3$	0.5604 (4.50)	-0.1217 (-1.73)
$Lag(-1)$	0.2823 (2.21)	0.6826 (7.81)
R^2	0.9827	0.9243
SEE	0.0738	0.0431

23) 金秀坤·朴烜求·河泰鉉(1981)의 研究에서는 職種別 人力構成比의 推定을 위해 각 p_i 를 産業別 GNP 및 就業者構成比率에 회귀분석하였다. 그리고 本分析과는 달리 $\sum p_i=1$ 의 條件式을 適用하지 않았다.

註: 1) () 속의 數値는 t -統計値를 나타냄.

〈表 5〉 經濟活動參加率 豫測誤差

	男 性					女 性				
	14~19	20~24	25~49	50~59	60+	14~19	20~24	25~34	35~59	60+
RMSE (%) ¹⁾	7.49	3.48	1.29	2.70	4.54	6.69	4.49	6.34	5.76	12.09
RMSE ²⁾	0.0231	0.0255	0.0122	0.0226	0.0191	0.0210	0.0225	0.0221	0.0277	0.0178
平均值(從屬變數)	0.2691	0.7529	0.9547	0.8527	0.4459	0.3011	0.5153	0.3646	0.5215	0.1774

註: 1) $RMSE(\%) = \left[\sum_{i=1}^N \left\{ (y_i^p - y_i^a) / y_i^a \right\}^2 / N \right]^{1/2} \times 100$, y_i^p = 豫測值, y_i^a = 實際值, N = 標本數

2) $RMSE = \left[\sum_{i=1}^N \left\{ (y_i^p - y_i^a)^2 / N \right\}^{1/2} \right]$

差를 분석하여 보면 다음과 같다. 經濟活動參加率의 誤差를 보면(表 5 參照) 男性의 경우 14~19세의 年少勤勞階層에서 平均自乘根「퍼센트」誤差(root mean square percent error)가 7.5%로 가장 높았으며, 25~49세의 主勤勞階層의 경우 1.3%의 낮은 誤差率을 보이고 있다. 女性의 경우에는 誤差率이 男性보다 일반적으로 높게 나타났으나 60세 이상階層을 例外로 7%內의 誤差率을 보이고 있다²⁴⁾.

한편 需要函數의 豫測誤差가 〈表 6〉 및 〈表 7〉에 提示되어 있다. 勞動需要의 平均自乘根「퍼센트」誤差를 보면 全產業의 경우 2.5%로 가장 낮게 나타났으며 鑛工業의 경우도 3.4%로 비교적 良好한 結果를 보이고 있다. 產業別 就業者構成比 函數式의 경우 가장 높은 誤差率을 보인 農林漁業에서도 誤差率이 4% 未滿으로 나타났다.

24) 經濟活動參加率 方程式의 事後的(ex post) 豫測誤差를 推定하기 위하여 各方程式을 1984年 4/4分期까지 再推定하였다. 이 方程式들의 RMSE(%)는 〈表 5〉에 提示된 數値보다 全階層에서 약간 더 良好한 結果를 보였다. 한편 再推定된 結果를 이용하여 1985 1/4~1986. 2/4分期 期間에 대한 階層別 參加率을 展望한 후, 이에 相應하는 RMSE를 求하여 본 結果 男性의 14~19세, 20~24세, 女性의 14~19세, 25~34세 年齡階層에서 標本內 推定된 RMSE(%)보다 약간 높게 나타났으며, 나머지 階層에선 거의 비슷한 結果를 보였다.

N. 勞動市場 政策課題의 導出

巨視經濟運用面에서 볼 때 主要한 政策變數로서 勞動市場에서의 需給不均衡을 나타내는 失業率과 이에 相應하는 賃金인플레이션(wage inflation)을 들 수 있다. 현재까지 賃金上昇率 分析에 관한 代表的 研究로서는 朴 竣卿·李鎬彰(1984), 李啓植(1984) 및 朴元巖(1986)의 研究를 들 수 있다. 이 研究들의 分

〈表 6〉 勞動需要函數 豫測誤差

	全產業	鑛工業	SOC 및 서비스業
RMSE (%) ¹⁾	2.45	3.38	2.94
RMSE ²⁾	309.94	93.15	152.77
平均值(從屬變數) (千名)	13,100	2,816	5,422

註: 1), 2) 〈表 5〉의 註 參照.

〈表 7〉 產業別 就業者構成比 函數 豫測誤差

	農林漁業	鑛工業	SOC 및 서비스業
RMSE (%) ¹⁾	3.97	3.40	2.30
RMSE ²⁾	0.0125	0.0067	0.0091
平均值(從屬變數)	0.3742	0.2138	0.4120

註: 1), 2) 〈表 5〉의 註 參照.

析의 焦點은 賃金上昇率과 失業率關係의 分析에 있는 것이 아니라 賃金上昇率이 費用引上(cost push) 要因으로서 物價上昇率에 어느 정도의 영향을 미쳤는가에 주어졌다. 前者는 分期別 資料에 대한 時系列分析으로서 우리나라의 賃金上昇은 勞動市場에 超過供給이 常存하는 與件下에서 需要壓迫(demand pressure)에 의하여 일어났으므로 物價上昇要因으로는 크게 作用하지 않은 것으로 結論지었다. 朴元巖(1986)의 研究는 失業率이 賃金上昇率 決定에 미치는 영향을 고려한 分期計量模型에 依據, 과거의 物價上昇率을 補償하는 의미에서 賃金上昇이 이루어졌으며 따라서 賃金上昇의 費用引上側面은 크지 않다는 結果를 역시 提示하였다. 李啓植(1984)의 研究는 인플레이션 期待形成過程에 대한 包括的 分析으로서 賃金上昇 및 物價上昇間의 相互聯關性이 크게 나타난 結果를 얻었으나 賃金決定에 대한 失業率變數의 有意性은 낮은 것으로 分析되었다. 本章에서는 앞에서 論議한 需要 및 供給函數에 聯關되는 失業率의 變化推移와 名目賃金の 變化率을 分析하고자 한다. 이 두 變數間의 相關關係의 分析은 기본적으로 「필립스」曲線(Phillips curve)의 推定에 의하여 試圖되어진다.

1. 失業率 推移

失業率은 기본적으로 潛在生産力의 喪失이

25) <附表 1>에 나타난 바와 같이 지난 16年間の 가장 큰 변화는 失業率이 상대적으로 높은 年少勤勞階層의 勞動供給構成比가 급격히 減少하였다는 점이다. 즉 1970年의 경우 20세 미만의 男·女 勞動供給比率는 20.1%에 달하였으나 이후 점차 감소하여 1986年에는 4.9% 수준으로 下落하였다. 그러나 上記 年齡階層의 失業率은 크게 높아진 결과를 보이고 있다.

란 觀點에서 巨視總量의 基本指標로 사용된다. 그러나 이 指標의 脆弱點은 모든 就業者에 동일한 加重值를 부여하므로 실제로 潛在生産力의 喪失分을 반영하지 못한다는 점이다. 總失業率 分析의 두 가지 政策課題는 다음과 같다. 첫째, 失業率(u)은 $u = \sum u_i \times (LF_i / LF)$ 로(여기서 LF 는 勞動供給者數, i 는 性別·年齡別階層을 나타냄) 定義되므로 失業率의 變化率이 階層別 u_i 가 변화한 것에 起因하는가, 또는 勞動供給의 構成比(LF_i / LF)의 變化에 起因하는가의 識別이 중요한 政策課題이다. 예를 들어 「베이비 붐」世代之 勞動市場 進入에 따라 失業率이 상대적으로 높은 年少年齡階層의 勞動供給構成比가 급격히 늘어 總失業率이 增加한 경우와 勞動供給比에는 변화가 없으나 u_i 가 모든 階層에서 比例的으로 上昇하여 總失業率이 增加한 경우와는 對應政策에 차이가 날 것이다. 둘째는, Perry(1970)에서 提案된 것과 같이 現在의 失業率指標에 대한 代案으로서 失業人口에 相應하는 性別·年齡別 就業人口의 平均市場賃金を 곱함으로써 앞에서 지적한 潛在生産力 減少分을 推計하는 方法이다.

<表 8>에 앞에서 提示한 方法에 따라 推計한 失業率이 나타나 있다. 勞動供給構成比 基準은 勞動供給人口의 構成比가 不變이었을 경우 失業率의 變化推移를, 相對賃金水準基準은 潛在生産力 喪失分의 變化推移를 반영하기 위하여 推計되었다²⁵⁾. 예를 들어 설명하면, 1986年 1/4分期 失業率의 實際値는 5.52%이었으나 만일 1970年이나 1975年의 勞動供給構成比가 유지되었으면 失業率은 각기 6.9% 및 6.8%에 달하였을 것이다. 즉 현재의 失業構成은 과거에 비하여 失業率이 낮은 年齡階層의

勞動供給構成비가 크게 늘어난 현상을 반영하는 것으로 解釋할 수 있는 것이다²⁶⁾.

全標本期間的 平均值를 비교하여 보면 위에서 推測한 의미가 완전히 나타나 있다. 즉 實際平均值的 경우 4.2%이나 최근의 勞動供給構成비를 이용할수록 失業率은 낮아지는 傾向을 보이고 있다. 한편 相對賃金水準을 기준으로 한 失業率 推計結果를 보면 絕對的 水準에서 失業率이 낮게 나타났으며, 또한 1977년의 賃金分布보다는 근년의 賃金分布를 사용하였을 경우 失業率水準이 더욱 낮게 나타났음을 알 수 있다. 이 結果는 기본적으로 低賃金階層에 비하여 高賃金階層의 失業率이 상대적으로 낮을 뿐 아니라 계속 낮아져 가고 있음을 의미하는 것이다²⁷⁾.

2. 賃金函數의 推定

賃金函數式中 널리 이용되는 方程式이 期待附 「필립스」曲線(expectations augmented

Phillips curve)이다. 즉

$$\dot{w}_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^k \beta_i u_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \dot{p}_{t-i} + \varepsilon_1 \dots (12)$$

여기서 \dot{w} 및 \dot{p} 은 각기 賃金 및 物價上昇率을 나타내며, u 는 失業率, ε_1 는 誤差項을 나타낸다. u 및 \dot{p} 變數의 경우 時差構造(distributed lag)가 포함된 것은 勞動市場變化에 따른 企業의 適應行態에는 調整期間이 필요하기 때문이다. 傳統的인 「필립스」分析에서는 \dot{p} 變數에는 時差가 주어지지만 u 變數에는 주어지지 않는다. 그러나 일반적으로 勞使의 賃金協商은 一定期間의 賃金上昇率을 타협하므로 時差를 許容하지 않는 것은 불필요한 制約條件을 부여하는 것으로 볼 수 있다. 失業率의 \dot{w} 에 대한 直接的 效果는 $\sum \beta_i$ 에 의하여 포착되거나 실제로는 \dot{p} 方程式을 통한 間接效果도 있는 것이다. 일반적으로 物價方程式을 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$\dot{p}_t = \delta_0 + \delta_1 \dot{c} + \delta_2 (\dot{w} - \dot{q}) + \delta_3 D + \varepsilon_2 \dots (13)$$

〈表 8〉 失業率 變化推移

(단위 : %)

	實際值 (UR)	勞動供給構成比 基準 ¹⁾				相對賃金水準 基準 ²⁾		
		UR70L	UR75L	UR80L	UR85L	UR77W	UR80W	UR85W
1973. 1/4	5.41	5.44	5.34	5.05	4.67	4.39	4.29	4.29
1978. 1/4	3.61	3.81	3.69	3.32	2.85	3.42	3.14	3.15
1986. 1/4	5.52	6.92	6.76	6.20	5.43	6.19	5.33	5.36
1970. 1/4~1986 2/4 平均值	4.21	4.56	4.48	4.17	3.74	3.93	3.73	3.74

註 : 1) $u = \sum u_i \times (LF_i/LF)$ 定義式에서 u_i 를 不變으로 한 후 1970, 75, 80, 85년의 年平均 階層別 勞動供給構成비를 全標本期間 適用한 失業率임.

2) $u = \sum u_i \times (LF_i/LF) \times (W_i/W)$ 式을 利用하였으면 W_i/W 는 1977, 80, 85年度の 階層別 相對賃金水準(즉 $\sum (W_i/W) = 1$)을 나타냄.

26) 물론 失業率과 勞動供給이 獨立的으로 변화하지는 않을 것이다. 本分析에서는 人口年齡構造의 급속한 變化에 따라 勞動供給構造가 變하였을 것이므로 이의 效果를 추세적으로 認知하려는 데 그 目的이 있는 것이다.

27) 本研究에서의 性別·年齡別 子분에 相應하는 賃金資料는 1977年 이후부터 利用可能하였으며, 各特定年度の 相對賃金水準은 單位化하였는데(즉 $\sum W_i/W = 1$), 이는 實質賃金上昇에 따른 失業效果를 統制하기 위하여서이다.

여기서 \hat{c} 은 賃金を 제외한 要素費用上昇率, \hat{q} 은 生産性上昇率, D 는 總需要를 나타낸다. 式(12)와 式(13)을 結合하여 \dot{w} 方程式으로 풀면 δ_1 및 δ_3 의 效果를 統制하였을 경우, \dot{p} 의 時差項은 결국은 式(12)의 u 項의 無制限 時差(infinite lag)를 나타내는 것에 불과하게 되며, 따라서 이 效果는 u 의 \dot{w} 에 대한 間接 效果로 解釋할 수 있는 것이다. 本研究에서는 Wachter(1976), Perry(1978), Hamada and Kurosaka(1986)의 分析에서와 같이 \dot{p} 의 變數로서 消費者物價指數(CPI)의 變化率을 사용하였다²⁸⁾.

本研究의 焦點은 다음 두 가지 課題의 分析에 있다. 첫째는 式(12)의 函數式에서 u 變數 대신 아래에 설명되는 $UGAP$ 變數로의 代替이며, 둘째는 β_2 의 係數가 不變이 아니라 時間의 經過에 따라 변하므로 實제의 推定係數는 $\beta_2(t)$ 가 되어야 한다는 것이다.

위의 課題에 內在되어 있는 理論의 背景은 다음과 같다. 失業率變數는 기본적으로 勞動市場의 超過供給狀態를 나타낸다고 할 수 있는데, 일반적으로 사용되는 失業率은 이러한 現象을 적절히 반영하지 못한다는 것이다. 正確한 의미에서의 勞動市場의 超過供給狀態는

經濟의 完全雇傭失業率 또는 自然失業率(natural rate of unemployment)을 u_N 이라 表示하면 $u - u_N (=UGAP)$ 으로 表示된다는 것이다. 여기에서 중요한 점은 人口年齡構造 및 産業技術構造의 變化 등에 따라 u_N 이 時間의 經過에 따라 변한다는 점이다²⁹⁾. 이와 연계되는 또 하나의 重要課題는 「윌립스」曲線이 時間의 經過에 따라 右上向 方向으로 移動(shift)한다는 점이다. 따라서 時系列 資料上 u 및 \dot{w} 의 變化를 보면, 두 變數가 동일하게 上昇하는 「스태그플레이션」(stagflation)現象이 觀測되며 동시에 勞動市場에서의 暗默的契約(implicit contract)에 의한 賃金妥結등에 따라 \dot{w} 方程式에서 u 의 기울기가 더욱 급격해(steeper slope)진다는 점이다. 本研究에서는 Wachter(1976)의 研究에서 제시된 方法에 따라 u_N 을 다음의 方程式에 의하여 推計하였다.

$$\ln u_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln UPM + \alpha_2 \ln RPy \dots\dots\dots(14)$$

여기서 i 는 性別·年齡別 階層을 나타내며, RPy 는 勞動供給分析에서 사용한 同一變數이며 UPM 은 30~39세 男性의 失業率을 나타낸다³⁰⁾.

各變數들의 勞動市場構造에 미치는 영향은 勞動供給分析에서 論議한 것과 동일한 의미를 갖는다. 여기에서 중요한 점은 式(14)의 方程式으로부터 u_N 의 導出過程이다. 理論적으로 볼 때 u_N 은 長期性向을 띠는 變數이므로 短期的 景氣變動要因을 제거하여야 하므로 本分析에서는 式(14)의 推定係數를 기초로 $UPM=2.5\%$ 의 基準數值(benchmark)를 적용하여 推定方程式의 豫測值를 u_N 의 값으로 하

28) Bean(1986) et. al.,의 경우에서와 같이 巨視模型分析에서 費用引上側面과 總需要函數를 連繫시키는 模型에서는 \dot{p} 變數로서 GDP 換價指數를 사용하였다.

29) 「오쿤」의 法則(Okun's law)에서의 失業率과 GNP 갭(gap)(즉 潛在生産力-實際生産)의 相關關係分析도 최근에는 $UGAP$ 과 GNP 갭의 分析으로 바뀌고 있다. 美國의 경우에는 1960年代에는 u_N 이 4%로 널리 이용되어 왔으나 최근에는 5.5~6.0%로 높아지고 있는 것으로 분석되고 있다. Perloff and Wachter(1978) 參照.

30) 性別·年齡別 구분은 勞動供給分析과 동일하며 UPM 의 年齡區分을 앞에서 論議한 勞動供給分析의 경우와 다르게 설정한 것은 男性 25~49세 경우에 u_i 方程式을 統計的으로 推定可能케 하기 위함이다.

였다³¹⁾.

UGAP 變數를 이용한 賃金方程式의 推定 結果가 <表 9>에 나타나 있다³²⁾. 推定式의 說明力(R^2 基準)이나 時系列相關係數($D.W.$ 統計值 基準)는 모두 良好한 것으로 나타났다. 方程式 (1)은 式 (12)의 가장 단순한 형태로서 UGAP 및 \dot{p} 係數들의 符號는 모두 期待符號와 일치하며 統計的 有意性이 높은 係數를 나타내었다. 1%「포인트」의 物價上昇率은 次分期의 賃金上昇率을 0.56%「포인트」 정도 上昇시키는 結果를 보였으며³³⁾, 失業率 1%「포인트」 上昇은 賃金上昇率을, 다른 與件이 동일한 경우 1.61%「포인트」 減少시키는 것으로 나타났다³⁴⁾. 方程式 (2)는 方程式 (1)에서 UGAP 대신 UGAP×TIME을 사용하였으므로 UGAP의 係數가 $\beta_1 \times TIME$ 으로 나타나게 된다. 이 方程式에서 UGAP×TIME 變數의 係數 β_1 의 統計的 有意性이 높게 나타난 것은 앞에서 提示한 「필립스」曲線의 기울기가 時間의 經過에 따라 급격하여진다는 推測을 지지하는 結果로 해석할 수 있다. 失業率 1%「포인트」 上昇이 賃金上昇率을(%로 表示) 낮추

는 效果는 매년 年率로 약 0.2%「포인트」 정도씩 增加되는 것으로 나타났다.

方程式 (3)은 方程式 (2)의 UGAP×TIME 및 \dot{p} 變數에 時差構造를 加味시켜 推定한 결과이다³⁵⁾. 기본적으로 \dot{p} 變數는 UGAP 變數에 비하여 時差構造가 길게 나타났다. 方程式

<表 9> 賃金方程式 推定結果

變 數	推定式 1	推定式 2	推定式 3
常 數	5.4241 (5.63) ³⁾	5.4980 (6.33)	4.6179 (4.89)
UGAP _t	-1.6147 (-2.49)	—	—
(UGAP× TIME) _t		-0.0498 (-3.70)	-0.0359 (-2.55)
(t-1)			-0.0210 (-3.83)
(t-2)			-0.0096 (-2.41)
(t-3)			-0.0018 (-0.27)
(t-4)			0.0024 (0.33)
(t-5)			0.0030 (0.60)
			Σ=-0.0628 (-3.85)
\dot{p}_{t-1}	0.5563 (3.82)	0.5407 (3.96)	0.1872 (2.11)
(t-2)			0.1754 (3.53)
(t-3)			0.1559 (4.83)
(t-4)			0.1285 (3.93)
(t-5)			0.0934 (2.90)
(t-6)			0.0506 (2.29)
			Σ=0.7911 (4.62)
D1	-6.2368 (-5.65)	-5.9911 (-5.76)	-6.5832 (-6.53)
D2	-0.3857 (-0.35)	-0.1524 (-0.15)	1.3014 (1.38)
D3	1.6856 (1.54)	1.8862 (1.88)	2.7412 (2.87)
R ²	0.7107	0.7428	0.7763
SEE	2.8777	2.7133	2.5785
D.W.	1.9788	1.9900	2.1551

註: 1) () 속의 數値는 t-統計值를 나타냄.

31) UPM의 基準數值를 어느 수준으로 하는가에는 恣意性이 포함되어 있다. Wachter(1976)의 美國經濟分析에서는 2.9%를 이용하였는데, 우리나라의 경우 2.5% 수준 이하였을 경우에는 w이 높은 수준을 나타내었으므로, 인플레이션이 加速化되지 않는 最低水準을 2.5%로 고려하였다.

32) 全標本期間의(1970 1/4~1986 2/4) UGAP 變數의 平均値는 0.60으로 나타났다.

33) 本分析에서의 物價彈性值 0.5563은 李啓植(1984)의 研究結果인 0.5526과 近似한 數値이다. 後者の 研究에서는 \dot{p} 變數로서 GNP換價指數를 사용하였다.

34) 失業率 및 賃金上昇率의 標本期間의 平均値를 기준 으로써 失業率 彈性值를 구하면 1.38 정도로서 物價彈性值 0.56보다 훨씬 높게 나타났다.

35) 推定方法은 「올몬」(Almon) 時差構造 推定方法을 택 하였으며 6個分期時差構造에 2次式, 遠制約을 條件으로 하였다. 本分析에서는 몇 分期의 時差가 適正한 것인가는 分析의 대상이 아니었으며, 이에 대한 자세한 분석은 朴峻卿·李鎬彰(1984) 參照.

(3)에서 볼 때 β 의 係數는 느린 속도로 減少하여 6分期까지의 時差係數의 統計的 有意性이 높게 나타난 데 비하여 $UGAP \times TIME$ 變數의 경우는 係數의 크기가 급격히 減少하는 한편, 오로지 2分期 以前 정도까지의 失業率에만 效果를 미치는 것으로 나타났다. 다시 말하면 賃金決定過程에서 實質賃金を 補償하려는 過程은 비교적 장기간에 걸쳐 이루어지는 반면 勞動市場의 緊張狀態(labor market tightness)의 效果는 短期間內만 影響을 미친다는 것을 意味하는 것이다.

V. 結 論

本研究는 1970年 이후의 分期別 資料를 이용하여 勞動市場의 總量模型을 推定하였으며 주요결과를 要約하면 다음과 같다.

첫째, 性別·年齡別 經濟活動參加率 推定結果를 보면 失望勞動效果는 모든 階層에서 有意性있는 結果를 얻지 못하였으며, 主動勞年齡階層에서는 勞動과 餘暇選擇理論에 의거한 實質賃金이 經濟活動參加率의 主要 決定要因으로 분석되었다. 한편 副次的 勤勞階層에서는 人口年齡構造 및 年齡階層間 相對賃金構造의 變化가 參加率에 主要한 影響을 미치는 것으로 나타났다.

둘째, 産業別 勞動需要의 分析結果를 보면, 일반적으로 認識되고 있는 經濟成長에 相應하는 雇傭吸收力 減少趨勢의 假說은 지지받지 못하는 것으로 나타났다. 반면에 實質賃金上

昇이 勞動需要 減少에 미치는 影響은 産業構造의 高度化過程에서 더욱 深化되는 것으로 分析되었다. 이러한 結果는 技術進步에 起因한 生産構造의 變化에 副應하는 省力化現象을 반영하기보다는 生産要素의 相對價格 構造變化에 따른, 즉 資本의 費用인 利率보다 높게 上昇한 實質賃金上昇率에 相應하는 勞動需要增加率 鈍化現象을 나타내는 것으로 解釋할 수 있는 것이다.

셋째, 「베이비 붐」世대의 勞動市場進入등에 따른 人口構造의 變化過程에서 失業率의 構成內譯을 살펴본 결과 20세 미만의 男女階層을 예외로 失業率이 상대적으로 낮은 수준인 女性의 勞動供給人口의 비율증대가 失業率水準의 상대적 안정성에 寄與한 것으로 나타났다. 특히 潛在國民總生産力의 喪失이란 觀點에서의 失業率 變化推移를 볼 때, 근년의 失業率은 과거에 비하여 質적으로 惡化되지 않은 것으로 나타났다.

넷째, 賃金上昇率과 失業率의 相衡關係(tradeoff) 分析에 있어서는 不加速 인플레이션 失業率(non-accelerating inflation rate of unemployment)의 변화추이를 勘案한 결과 두 變數 사이에 逆의 有意性있는 關係를 보여주었다. 특히 失業率이 賃金上昇率에 미치는 影響이 時間의 經過에 따라 그 反應度가 더욱 커지고 있는 것으로 分析된 結果는 앞으로의 勞動市場 政策決定에 主要한 示唆點을 제시하는 것이라 할 수 있다.

本研究는 우리나라 勞動市場에 대한 總量模型分析의 一次的 試圖이다. 위의 分析은 季節調整된 資料, 經濟構造의 급속한 變化를 반영

할 수 있는 模型定式化의 安定性維持, 勞動需
給의 不均衡인 失業率의 豫測力提高, 失業率
과 賃金上昇率函數式 推定에 있어서의 聯立方

程式 偏倚除去問題 등이 향후 補完되어야 할
것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 金秀坤·朴烜求·河泰鉉, 『福祉社會의 人力政
策과 職業安定』, 研究調查報告 8104, 韓
國開發研究院, 1981. 3.
- 金秀坤, 「勞動力 需給의 要因分析和 展望」,
『韓國人口學會誌』, 第9卷 1號, 1986, pp.
41~53.
- 金仲秀·朴烜求, 「産業構造變化와 人力政策」,
『韓國開發研究』, 1986 봄호, pp. 98~125.
- 朴元巖, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『韓國開
發研究』, 1986 여름호, pp. 25~66.
- 朴竣卿·李鎬彰, 「物價·賃金의 時系列分析」,
『韓國開發研究』, 1984 겨울호, pp. 2~24.
- 李啓植, 『인플레이期待와 經濟安定』, 研究報告
8405, 韓國開發研究院, 1984.
- Ball, R.J. and E.B.A. St. Cyr, “Short Term
Employment Functions in British Manu-
facturing Industry”, *Review of Econo-
mic Studies*, March 1986, pp. 179~207.
- Bean, C.R., P.R.G. Layard, and S.J. Nic-
kell, “The Rise in Unemployment: A
Multi-Country Study”, *Economica*, supple-
ment, 1986, pp. s1~s22.
- Duesenberry, J.S., *Income, Saving, and the
Theory of Consumer Behavior*, Cam-
bridge: 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.
- Hamada, K. and Y. Kurosaka, “Trends in
Unemployment, Wage and Productivity:
The Case of Japan”, *Economica*, supple-
ment 1986, pp. s275~s296.
- Johnston, J. *Econometric Methods*, third edi-
tion, New York: McGraw-Hill Book Co-
mpany, 1984.
- 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*, edited by H.G. Lewis, A
Conference of the Universities National
Bureau of Economic Research, Princeton:
Princeton University Press, 1962.
- Perloff, J.M. and M.L. Wachter, “A Pro-
duction Function-Nonaccelerating Infla-
tion Approach to Potential Output: Is
Measured Potential Output Too High?
Discussion Paper 20a, University of
Pennsylvania, April 1978.
- Perry, G.L. “Changing Labor Markets and
Inflation”, *Brookings Papers on Economic
Activity* 3, 1970, pp. 411~441.
- _____, “Potential Output and Producti-
vity” *Brookings Papers on Economic Ac-
tivity* 1, 1977, pp. 11~47.
- _____, “Slowing the Wage-Price Spiral:
the Macroeconomic View”, *Brookings
Papers on Economic Activity* 2, 1978,
pp. 259~291.
- Ragan, J.F. Jr. “Minimum Wages and the
Youth Labor Market”, *Review of Eco-
nomics and Statistics*(vol. 59 no. 2), May
1977, pp. 129~136.
- Tella, A., “The Relation of Labor Force to

- Employment”, *Industrial and Labor Relations Review*, Apr. 1964, pp. 454~469.
- Theil, H. “On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables”, *American Journal of Sociology*, 1970.
- Wachter, M.L. “A Labor Supply Model for Secondary Workers”, *Review of Economics and Statistics*, (vol. 54 no. 2) May 1972, pp. 141~151.
- _____, “The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, pp. 115~159.
- _____, “Intermediate Swings in Labor-force Participation”, *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1977, pp. 545~576.
- _____, and Choongsoo Kim, “Time Series Changes in Youth Joblessness”, in *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*, edited by R.B. Freeman and D.A. Wise University of Chicago Press, 1982, pp. 155~198.

〈附表 1〉 性別・年齡別 勞動力構成比 및 失業率推移

(단위 : %)

年 齡 別		性 別		男 性					女 性				
				14~19	20~24	25~49	50~59	60+	14~19	20~24	25~34	35~59	60+
1970. 1/4	勞動力構成比 100.0	10.6	5.5	40.7	7.7	2.3	9.5	4.4	6.1	12.1	8.9		
	失 業 率 (6.1)	(8.9)	(15.3)	(6.4)	(4.3)	(2.2)	(6.4)	(9.2)	(1.9)	(1.5)	(1.2)		
1978. 1/4	勞動力構成比 100.0	6.2	6.5	39.7	7.5	2.8	5.9	6.4	6.3	17.3	1.4		
	失 業 率 (3.6)	(12.0)	(9.0)	(2.7)	(2.3)	(0.8)	(9.0)	(5.2)	(0.9)	(0.4)	(0.5)		
1986. 1/4	勞動力構成比 100.0	2.2	5.3	44.1	8.1	3.0	2.7	6.9	8.7	17.2	1.8		
	失 業 率 (5.5)	(18.9)	(18.1)	(5.8)	(3.2)	(0.4)	(15.4)	(8.3)	(1.8)	(1.0)	(1.1)		

資料：經濟企劃院, 『經濟活動人口年報』, 各年度.