

우리나라의 地域間 人口移動에 있어서 所得隔差 假說 檢定

尹 錫 範*

1. 序 論

人口가 成長한다는 事實과 함께 人口가 地域的으로 移動하는 現象은 社會科學에 있어서 重要한 研究對象이 되어 왔다. 傳統的으로 人口의 動學的 側面은 社會學的 主된 研究對象이 되어 왔으며 近來에는 人口學(demography)이라는 새로운 獨立科學의 分科로서 더욱 이 分野에서의 研究의 深度와 幅이 擴大되었다. 그러나 人口의 動學的 側面을 人間의 經濟形態의 一環으로 觀察할 수 있는 機會와 可能性이 漸次的으로 크게 浮刻되자 傳統的인 經濟理論을 適用함으로써 이러한 問題를 分析·究明하고자 하는 動向이 나타나게 되었다. 特히 人口의 短期的 地域間 移動이 經濟社會의 質的인 變化와 이에 따르는 產業構造間의 勞動力 均衡의 再調整에 따라 原因되고 있다는 事實은 人口의 動學的 側面에 經濟學的 分析이 當然히 이루어져야 한다는 要求를 招來시키기에 이르렀다.

近來 우리나라에서의 地域間 人口移動은 經濟社會에 있어서 產業化過程의 展開와 時間的으로 一致되고 있으며, 또한 移動規模도 經濟發展의 速度와 相應되고 있는 것을 概觀할 수 있다. 特히 農村部門에서 都市部門으로의 人口流入은 非都市地域의 都市化와 더불어 既存都市의 膨脹이라는 結果를 招來하고 있다. 都市로의 人口集中은 終局的으로 經濟的 厚生을 沮害하는 結果를 誘引하게 되고 따라서 이에 대한 對應策을 要求하게 된다. 오늘의 首都 서울의 事情이 이를 現實的으로 立證하여 주고 있다.

本研究은 地域間 人口移動에 관한 既存의 研究를 簡單하게 總覽하고 本研究가 目的으로 하는 바에 따라 實證的으로 地域間 所得隔差가 人口移動에 미치는 影響을 統計的으로 把握하기 위하여 模型을 構築한 다음에, 이를 推定하고 그 結果를 解釋하는 것으로 論文의 骨格을 삼고 있다. 따라서 本研究은 模型構築과 함께 模型性格의 分析과 模型의 母數를 推定

*延世大學校 經濟學科 教授. 本研究은 財團法人 產學協同財團 補助 1976年 學術研究費로 이루어진 것임. 統計資料의 蒐集과 處理는 本校 大學院 金秉洙君이 맡았음.

하는 데에 強調點을 두고 있다. 研究方法에 있어서도 이러한 目的에 따라 記述的인 展開보다는 統計的인 數量的 分析에 主眼點을 두고 있다고 하겠다.

2. 人口移動에 관한 既存研究의 概括的 考察

經濟社會가 發展한다는 現象은 物質的 豐饒도가 增大됨에 따라 一般的으로 產業構造가 高度化 하는 것을 意味한다. 여기에서 產業構造가 高度化한다는 것은 農業을 中心으로 하는 採取產業과 같은 低次產業에서 製造業, 建設業, 서비스業等과 같은 高次產業으로 產業構造가 改編되어 가는 것을 意味하게 된다. 一般的으로 農業을 中心으로 하는 低次 採取產業의 生産物은 需要에 있어서 所得彈力性이 硬直的이며, 採取方法에 주로 依存하는 生産技術의 變化가 容易하게 이루어지게 되므로 生産에 參與하는 一人當 平均生産性이 쉽게 增大되는 反面에 總體的인 需要는 安定的인 水準을 維持하게 된다. 따라서 一定한 水準의 總體的 需要를 充足시키기 所要되는 勞動力은 生産技術의 變化에 따라 減少될 수 밖에 없게 된다. 그러나 다른 한편 製造業이나 서비스業에 對한 需要는 所得彈力性이 높으므로 所得의 增加에 따라 需要의 總體的 水準은 所得增大比率 以上으로 높아질 수 밖에 없다. 따라서 農業을 中心으로 한 低次產業의 相對的 比重은 經濟가 發展함에 따라 低下될 수 밖에 없고, 또한 產業構造의 이러한 變化에 따라 勞動力과 產業人口는 不可避하게 再調整될 수 밖에 없게 된다. 이러한 一聯의 過程에서 地域間의 人口移動이 誘發될 수 밖에 없다고 보는 見解가 傳統的으로 經濟發展論者들 사이에 形成되어 왔다.¹⁾ 이러한 所論은 長期的으로 勞動力의 需要增大의 一環으로써 人口移動의 原因을 究明하려고 하는 接近方法이라고 할 수 있다.

以上과 같은 包括的인 接近方法을 좀 더 具體的으로 細分하여 보면 우선 雇傭機會와 生産性이라는 側面으로 壓縮될 수 있다. 產業成長과 더불어 雇傭機會가 增大되고 따라서 勞動의 限界生産性이 提高된다는 것은 곧 勞動의 限界生産性이 낮은 產業으로부터 勞動의 限界生産性이 높은 產業으로 生産要素 特히 勞動力의 移動이 刺戟될 수 있다는 可能性을 前提로 하게 된다. 勞動力을 保有하고 있는 經濟活動人口와 이를 中心으로 하는 家計는 人口移動이라는 形態로 產業間에 再分配되며, 이 경우 移動人口나 家計의 立場에서 보면 限界生産性은 곧 所得의 크기와 直接的으로 相應하는 것으로 看做할 수 있다. 即 限界生産性의 隔差는 바로 要素에 대한 分配所得의 隔差와 一致하게 된다.²⁾ 따라서 產業社會의 成長은 勞動의 限界生産力에 變化를 일으키게 되며 이러한 變化는 要素에 대한 分配所得의 變化를

1) Simon S. Kuznets, *Modern Economic Growth*, New Haven: Yale University Press, 1967에서의 見解가 代表的이라고 볼 수 있다.

2) 이 以後의 綜合的인 總覽은 Michael J. Greenwood, "Research on Internal Migration in the United States: A Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. XIII, No. 2 (June 1975)와 拙著, 「韓國의 都市人口集中現象과 그 經濟的 要因」 서울: 大韓商工會議所, 1976을 參考할 수 있다.

招來하게 되어 이를 平準化시키기 위한 움직임의 一環으로 人口移動이 誘發된다고 볼 수 있다. 具體的으로 이와같이 所得隔差에 따르는 人口移動의 경우에는 移動當時의 所得에만 期待가 주어지는 것이 아니고 移動以後 未來의 모든 所得의 흐름을 對象으로 하여 期待所得이 形成된다. 물론 이 경우 移動前의 期待所得 形成에 있어서도 마찬가지로 未來所得의 흐름이 對象이 된다.

이와같은 期待所得 隔差를 좀 더 具體的으로 考察하려면 移動에 所要되는 費用이 考慮되어야 하는 것은 물론이다. 費用의 概念은 이 경우 두가지 形態로 나누어서 생각될 수 있는데 첫째로 實質的으로 移動에 所要되는 運送費를 들 수 있으며 둘째로는 精神的으로 느끼는 心理的 不安, 危險 等을 들 수 있다. 특히 後者の 경우 費用은 情報와 意思疏通의 難易程度에 따라 그 크기가 決定된다고 볼 수 있으므로 이 費用은 어느 경우를 막론하고 移動하는 距離에 따라 크게 左右된다고 볼 수 있다. 이러한 立場에서 보면 所得隔差는 期待所得의 差異일 뿐만 아니라 移動距離에 따라서도 決定된다고 할 수 있다.

人口移動에 參與하는 個人이나 家口는 終局的으로 個人의 効用이나 家口の 効用 또는 厚生을 極大化시키는 方向으로 經濟的 行態를 取하는 것으로 생각할 수 있다. 여기에서 効用을 極大化한다는 것은, 効用이 所得의 函數라는 立場에서 볼 때 結局 平生 동안의 所得을 極大化하는 것이라고 解釋될 수 있으며 따라서 所得의 흐름에 있어서 隔差가 存在하는 限 人口移動은 不可避하여 진다.

社會學的으로 人口移動의 要因을 分析하는 接近方法으로는 흔히 重力模型(gravity model)에 의한 方法³⁾을 들 수 있는데 重力模型은 人口移動量이 移動距離에 反比例하고 移動地域의 人口에 比例한다는 것을 主要內容으로 하고 있다. 重力模型에 의한 人口移動의 說明에 있어서는 表面上으로 모두 社會學的인 要因만을 考慮하고 있으나, 實際로 이러한 要因들을 經濟學的으로 解釋한다면 다음과 같은 意味를 갖는다고 할 수 있다.

이미 앞에서 說明된 바와 같이 距離가 人口移動에 주는 影響이 反比例的이라는 點은 距離가 人口移動에 있어서 곧 費用이 되므로 期待所得의 隔差를 좁히는 要因이 된다는 事實에서 經濟的인 意味를 갖는다고 할 수 있다. 또한 人口移動이 이루어지고 있는 地域의 人口規模가 人口移動에 주는 影響이 正比例的이라는 點은 人口移動地域의 人口規模가 곧 都市化 乃至 産業化의 程度를 代表할 뿐만 아니라 充分한 情報를 蒐集할 수 있는 源泉이 되기 때문에 不確實性에 따르는 危險度(risk)가 적다는 事實에서 經濟的인 解釋이 適用될 수 있다. 一般的으로 産業化의 程度가 高度化 할 수록 就業機會가 많아지고 또한 期待所得도 커진다고 볼 수 있을 뿐더러 情報와 意思疏通이 容易할 수록 心理的 費用이 낮다고 할 수 있다. 이러한 次元에서 본다면 重力模型에 의한 人口移動에 대한 說明도 모두 經濟理論의 側面

3) Walter Isard, *Methods of Regional Analysis*, Cambridge, Mass.: MIT Press, 1960 Chapter 3 參照

에서 合理化될 수 있다고 보겠다.

3. 所得隔差 模型의 展開

前節에서 살펴본 바와같이 人口移動에 관한 基本的인 原因으로서의 要因들을 留意하면서 本節에서는 理論的 模型을 構築함으로써 統計的 推定의 基礎를 삼기로 하자.⁴⁾ “i”地域에서 “j”地域으로 一定期間中에 移動하는 人口를 M_{ij} 라고 하면 두 地域사이의 純人口移動 (net migration) m_{ij} 는 다음과 같이 얻어진다.

$$m_{ij} = M_{ij} - M_{ji} \quad (1)$$

“i”地域에서 “j”地域으로 移動하는 人口를 다시 두 地域의 純期待所得隔差의 函數로서 設定하면 다음과 같다.

$$m_{ij} = f(g_{ij}) \quad (2)$$

$$\frac{dm_{ij}}{dg_{ij}} > 0$$

여기에서 g_{ij} 는 “j”地域의 一定期間 所得에서 “i”地域의 同該當期間의 所得을 差減한 純期待所得隔差로서 다음과 같이 定義된다.

$$g_{ij}(0) = y_j^e(0) - y_i^e(0) - c_{ij} \quad (3)$$

윗 式(3)에서 括號속의 數字는 時點을 말하며 y_i^e 는 “i”地域에서의 期待所得으로 다음과 같이 다시 定義된다.

$$y_i^e(0) = \int_0^{\tau} y_i(t) e^{-rt} dt \quad (3-1)$$

이는 곧 “i”地域에서 現在時點(0)으로부터 生産活動可能終了時期 τ 까지의 未來所得을 現在 價値로 置換하여 合計한 것을 意味하는데 만일 移動家口가 移動하지 않고 그대로 移動前의 地域에서 生産活動을 繼續하였다면 벌게 되었으리라고 豫想되는 所得流量(income flow)의 現在價値 累計가 된다. 式(3-1)에서 r 은 利率을 말한다. 또한 移動後 “j”地域에서의 期待所得의 흐름은 다음과 같이 얻어질 수 있다.⁵⁾

$$y_j^e(0) = \int_0^{\tau} \lambda e^{-\lambda\theta} \left[\int_0^{\tau} y_j(t) e^{-rt} dt \right] d\theta \quad (3-2)$$

“j”地域에서의 現在時點(0)에 期待되는 現在價値로서의 未來所得의 累計는 式(3-2)에 中 括弧 []로 묶인 部分에 該當하므로 式(3.1)과 같은 方法으로 計算되어야 하지만 移動後에 바로 就業이 언제나 保障된다는 前提가 없기 때문에 式(3.2)에서와 같이 修正되어야 할 것이다. 이點에 關하여 具體的으로 살펴보기로 하자. 우선 式(3-2)에서 就業確率을 表示하

4) 本節에서의 模型展開에 있어서는 Michael P. Todaro, “A Model of Labor Migration and Urban Employment in Less Developed Countries,” *American Economic Review*, Vol. LIX, No. 1 (March, 1969) pp. 138~148을 廣範圍하게 參照하였다.

5) M. Todaro, *op. cit.*, p. 142의 式(3)은 包括的으로 未來의 所得을 全部 考慮하여 세워진 것이라고 할 수 없다.

는 指數分布(exponential distribution) $\lambda e^{-\lambda t}$ 를 不連續變數(discrete variables)의 경우로 바꾸면 다음과 같이 幾何分布(geometric distribution)를 얻게 된다.

$$f(x) = p(1-p)^x \quad (3-3)$$

$$x = 0, 1, 2, \dots$$

여기에서 p 는 一定期間동안에 어떤 事象이 成就될 確率로서 人口移動의 경우에 適用한다면 移動後 첫 一定期間에 所得을 얻게 될 確率이다. 따라서 t 期間이 經過된 뒤야 비로소 所得을 벌게될 確率は 式(3-3)으로 얻게 된다. 다시 이때 “ j ”地域에서 벌게되는 所得을 不連續變數로 놓고 移動直後로부터 얻어지는 未來所得의 흐름을 現在價値로 置換한다면 다음과 같다.

$$y_j^{(0)}(0) = \sum_{t=0}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} \quad (3-4)$$

그러나 式(3-4)는 移動直後 바로 就業이 이루어져서 所得을 얻게 된다는 條件下에서 求하여진 값이므로 移動直後 就業하게 될 確率로 妥當히 修正되어야 할 것이다. 따라서 移動直後 就業하게 되고, 따라서 式(3-4)의 所得을 얻게 되는 確率は p 가 되므로 다음과 같이 修正된다.

$$p y_j^{(0)}(0) = p \sum_{t=0}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} \quad (3-5)$$

여기에서 $y_j(0)$ 의 上添字는 現在期間 0의 所得부터 計算에 包含되는 것을 意味한다. 移動以後 한 期間이 經過하여 就業이 이루어질 確率は $p(1-p)$ 가 되므로 이 경우에 맞추어 式(3-5)를 修正하면 다음과 같다.

$$p(1-p) y_j^{(1)}(0) = p(1-p) \sum_{t=1}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} \quad (3-6)$$

윗 式(3-5)와 (3-6)을 一般化하면, 移動以後 θ 期間이 經過하여 就業이 이루어 지게 되고 그때 부터 所得이 얻어지게 되므로 다음과 같이 修正된다.

$$p(1-p)^\theta y_j^{(\theta)}(0) = p(1-p)^\theta \sum_{t=\theta}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} \quad (3-7)$$

따라서 移動以後에 移住者가 “ j ”地域에서 期待하게 되는 所得은 다음과 같이 얻어진다.

$$\begin{aligned} & p(1-p)^0 \sum_{t=0}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} + p(1-p)^1 \sum_{t=1}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} \\ & + p(1-p)^2 \sum_{t=2}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} + \dots + p(1-p)^\tau \sum_{t=\tau}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} \\ & = \sum_{\theta=0}^{\tau} p(1-p)^\theta \sum_{t=\theta}^{\infty} y_j(t) (1+r)^{-t} \end{aligned} \quad (3-8)$$

이와같이 展開된 期待所得을 連續變數의 概念으로 바꾸어 整理하면 앞의 式(3-2)와 같이 되는 것을 알 수 있다.

마지막으로 式(3)의 右邊 끝의 項, 即 移動에 所要되는 費用을 移動距離 s_{ij} 의 函數로 보면 다음과 같다.

$$c_{ij} = c(s_{ij}) \quad (3-9)$$

$$\frac{dc_{ij}}{ds_{ij}} > 0$$

따라서 式(3)에 式(3-1)에서 式(3-9)에 이르기까지 얻어진 結果를 代入하여 整理하면 다음과 같다.

$$g_{ij}(0) = \int_0^\tau \lambda e^{-\lambda\theta} \left[\int_0^\tau y_j(t) e^{-rt} dt \right] d\theta - \int_0^\tau y_i(t) e^{-rt} dt - c(s_{ij}) \quad (4)$$

이렇게 새로이 整理된 式(4)에 의하면 期待所得흐름의 現在價値로서의 純差額 $g_{ij}(0)$ 는 첫째 移動後地域에서의 所得 $y_j(t)$, 就業確率 λ , 移動後의 經濟活動壽命 τ , 移動距離 s_{ij} , 그리고 移動前의 所得 $y_i(t)$ 의 크기에 따라 決定되는 것을 알 수 있는데 다음과 같이 集約될 수 있다.

$$\frac{\partial g_{ij}}{\partial y_j} > 0 \quad (4-1)$$

$$\frac{\partial g_{ij}}{\partial \lambda} > 0 \quad (4-2)$$

$$\frac{\partial g_{ij}}{\partial \tau} > 0 \quad (y_j^e(0) > y_i^e(0) \text{라는 前提아래에서}) \quad (4-3)$$

$$\frac{\partial g_{ij}}{\partial s_{ij}} < 0 \quad (4-4)$$

$$\frac{\partial g_{ij}}{\partial y_i} < 0 \quad (4-5)$$

式(4-1)에서 式(4-5)까지 表示된 關係는 다시 式(2)를 通하여 純人口移動 m_{ij} 와 다음과 같은 關係를 갖는 것을 알 수 있다.

$$\frac{\partial m_{ij}}{\partial y_j} > 0 \quad (4-6)$$

$$\frac{\partial m_{ij}}{\partial \lambda} > 0 \quad (4-7)$$

$$\frac{\partial m_{ij}}{\partial \tau} > 0 \quad (\text{式 (4-3)의 條件아래에서}) \quad (4-8)$$

$$\frac{\partial m_{ij}}{\partial s_{ij}} < 0 \quad (4-9)$$

$$\frac{\partial m_{ij}}{\partial y_i} < 0 \quad (4-10)$$

式(4-6)에서 式(4-10)까지로 表示된 關係가운데에서 式(4-8)만은 移動地域 i, j 와 相關없이 移動者 個個人에 따라 決定되는 것이므로 移動者 個人을 對象으로 하지 않고, 그 以上の 水準으로 總量化된 資料를 使用하는 경우에는 變數로 反映시키기가 어렵다.

式(4-6)에서 式(4-10)까지 表示된 關係를 要約하면 地域間 人口移動은 移動距離, 移動前 地域의 所得의 크기와 負의 關係를 맺으며 移動後地域의 所得의 크기, 移動後地域에서의 就業確率, 移動者의 經濟活動 殘餘壽命과 正의 關係를 맺는 것을 알 수 있다.

式(4-7)로서 表示되고 있는 就業可能確率에 관하여서는 다시 다음과 같이 詳論하여야 될 것이다. 移動者가 移動以後 “ j ”地域에서 一定期間 k 로부터 $k+1$ 사이에 就業하게 될 確率을 表示하면 式(4-11)과 같다.

$$p(k \leq t \leq k+1) = \int_k^{k+1} \lambda e^{-\lambda t} dt \quad (4-11)$$

式(4-11)로 表示되는 確率은 移動後 “ j ”地域의 經濟事情에 따라 크게 左右되는데 式(4-11) 自體로 보아 確率이 變動하려면 母數인 λ 의 變化에 따라서만 可能하다. 단적으로 λ 는 얼마나 쉽게 就業이 이루어질 수 있는가를 表示하는 母數로 地域에 따라 相異하게 決定되는 것을 쉽게 알 수 있다. 따라서 다시 λ 를 다음과 같이 就業機會에 따라 決定되는 函數로 생각하기로 하자.

$$\lambda_j(0) = \frac{E_j(0)}{P_j(0)} \quad (4-12)$$

式(4-12)에서 $P_j(0)$ 는 0의 時點의 “ j ”地域에서의 經濟活動人口를 意味하며 $E_j(0)$ 는 同時點 同地域에서의 雇傭機會를 意味한다. 雇傭機會 $E_j(0)$ 는 産業成長率과 比例한다고 볼 수 있으므로 다음과 같이 函數化할 수 있다.

$$E_j(t) = E_j(0)e^{\phi t} \quad (4-13)$$

여기에서 ϕ 는 産業成長率을 말한다.

또한 經濟活動人口 $P_j(0)$ 의 變化는 다음과 같이 自然成長率과 社會的 成長率로 函數化 할 수 있다.

$$P_j(t) = P_j(0)e^{(\gamma+\delta)t} \quad (4-14)$$

여기에서 γ 는 人口의 自然成長率을 그리고 δ 는 社會的 成長率을 各各 意味한다. 社會的 成長率은 이 경우 바로 人口의 純移入量으로 決定되므로 就業機會는 現在까지 얼마나 많은 人口가 移入되었는가 하는 것으로 決定된다고 볼 수 있다. 勿論 이 경우 産業成長率에 비하여 社會的 人口成長率이 적으면 現在까지의 人口移入量은 別個의 뜻을 갖는다. 産業成長率이 經濟活動人口成長率보다 빠른 速度로 增加하는 경우 現在까지의 人口移入量은 雇傭機會를 說明하는 變數로서 보다는 人口移入에 있어서의 時間에 걸친 趨勢를 說明하는 變數 또는 人口移動에 있어서의 惰性を 表示하는 變數로 看做되는 것이 더욱 合理的이라고 할 수 있다.

以上에서 個別的으로 函數化되었거나 定義된 變數를 基本式인 式(2)에 代入하여 表示하면 다음과 같다.

$$m(t) = f(y_j(t), y_i(t), \tau, \phi, \gamma, \delta, s) \quad (5)$$

式(5)는 이미 앞의 展開過程을 통하여 考察된 바와 같이 非線型函數로서 대체로 다음의 性格을 갖는다.

첫째로 所得隔差의 存在로 因하여 人口移動이 誘發되면 勞動의 相對的 供給量이 增加하게 되므로 賃金이 下落할 수 있는 可能性이 發生하게 되며, 또한 勞動의 需要에 있어서도 勞動의 限界生産性은 減少하게 되어 終局的으로 所得隔差의 幅은 줄어들게 된다. 따라서 長期的으로 볼 때 人口移動은 一方的으로 어떤 한 地域에 集中되지 않는다.

둘째로 위와 같은 現象은 물론 移入地域에서의 産業化 또는 經濟發展의 速度가 人口移入量의 增加速度보다 빠르지 않다고 하는 前提條件을 隨伴하는 것이며 經濟外的으로도 諸般 條件이 安定的이라는 狀況을 前提로 하고 있다.

셋째로 人口의 流入量이 增大될 수록 相對的으로 就業機會가 적어지게 되고 期待所得의 隔差는 減少하게 되므로 發展이 持續되지 않는 경우에는 一定地域으로의 人口移入量이 飽化水準에서 停止한다고 생각할 수 있다. 또한 反對로 就業機會가 增大함에도 불구하고 人口移入量이 相對的으로 적은 경우에는 期待所得의 隔差가 擴大되므로 終局的으로는 다시 人口移入을 誘發시키게 된다. 따라서 本模型은 均衡人口移動量을 中心으로 人口移動에 있어서 安定性을 前提로 하는 模型이라고 볼 수 있으므로 長期的인 人口移動의 說明에 더 큰 合理性을 지니고 있다고 볼 수 있다. 물론 政策當局의 地域開發政策이 持續的으로 一定 地域에 대하여 偏重的인 경우에는 이 模型이 지니는 安定性은 별로 奏効하지 못하다.

4. 推 定

前節에서 導出展開된 式(5)는 元來의 形態로 表示되었을 때 複雑한 非線型方程式이 되는 것을 쉽게 볼 수 있다. 非線型方程式은 周知되는 바와 같이 定型化된 推定方法을 갖지 못하고 있다. 本研究에서는 所謂「가우스-뉴턴」法(Gauss-Newton method)의 첫 段階 節次로 制限하여 線型化하였다. 即 式(5)를 「테일러」展開하여 零次와 一次項까지만 남기고 二次項 以上은 切除하여 線型化하는 方法을 意味한다. 即 다음과 같이 展開하여 二次項 以上을 切除하였다.

$$\begin{aligned} m &= f(y_j, y_i, \tau, \phi, \gamma, \delta, s) \\ &= f(0) + \frac{\partial f}{\partial y_j}(0) y_j + \frac{\partial f}{\partial y_i}(0) y_i + \frac{\partial f}{\partial \tau}(0) \cdot \tau + \frac{\partial f}{\partial \phi}(0) \cdot \phi + \frac{\partial f}{\partial \gamma}(0) \cdot \gamma \\ &\quad + \frac{\partial f}{\partial \delta}(0) \cdot \delta + \frac{\partial f}{\partial s}(0) \cdot s + R \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)에서 $f(0)$ 項을 截片으로 삼고 二次項以上을 R 로 하여 切捨하고 나면 式(6)은 典型的인 線型函數로 바뀌게 된다. 이렇게 바뀌어진 線型函數를 推定에 맞도록 修正하면 다음 式(7)을 얻게 된다.

$$m_{ij}(t) = \beta_0 + \beta_1(y_j(t) - y_i(t)) + \beta_2 \sum_i m_{ij}(t-1) + \beta_3 s_{ij} + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \beta_6 D_3 + u(t) \quad (7)$$

式(7)에서 利用된 變數는 다음과 같이 定義된다.

m_{ij} , y_i , y_j 와 s_{ij} 는 이미 앞에서 定義된 바와 같이 純人口移入量, i 와 j 地域에서의 所得, 그리고 i 와 j 地域 사이의 距離가 된다. s_{ij} 는 實際로 推定에 있어서는 地理的 中心地 사이의 距離로 使用되었다. 나머지 變數는 다음과 같다.

D_1 =人口移入地가 서울인 경우 即 m_{i1} 이 되는 경우를 1로 그리고 나머지의 경우에는 零으로 한 假變數

D_2 =1971年 資料에는 1, 그리고 나머지는 零으로 한 假變數

D_3 =1972年 資料에는 1, 그리고 나머지는 零으로 한 假變數

$u(t)$ =誤差項

式(7)은 式(6)과 달리 τ , ϕ , γ 그리고 δ 가 除外되고 있는데 經濟活動壽命을 表示하는 τ 는 移入者 個個의 屬性을 表示하는 變數이므로 一旦 總量化過程에서는 變數로 다룰 수가 없기 때문에 除外되었다. 產業成長率을 表示하는 ϕ 는 우리나라 全地域에 걸쳐 均等하므로 地域的인 差異가 없을 것으로 前提하고 除外하였다. 移動地域의 人口成長率을 表示하는 γ 와 δ 도, 우선 自然成長率 γ 는 全國의으로 類似하다는 前提아래 除外하였고 δ 는 $\sum_i m_{ij}(t-1)$ 을 準變數로 삼고 代替하였다. 元來의 式(6)에 없었던 D_1 은 人口移入이 서울을 中心으로 한다는 點에서, 그리고 1971年과 1972年이 景氣의 側面에서 差異가 있을 것이라는 前提아래 D_2 와 D_3 를 推定에 있어서 式(7)에 包含시켰다. 따라서 式(7)은 元來의 式과 同一하지는 않지만 元來의 模型이 갖는 特徵을 거의 모든 側面에 걸쳐서 反映하고 있다고 볼 수 있다.

式(7)을 推定하는 데에 使用된 統計資料는 時系列資料와 橫斷面資料를 混用한 것이 된다. 1970년부터 1973년에 걸친 4年間의 資料를 市道別로 分類하여 使用하였는데 1970年度 統計資料는 時差變數인 $\sum_i m_{ij}(t-1)$ 이 式에 包含되었기 때문에 1971年の 時差로 밖에는 使用될 수 없었다. 따라서 1971년부터 1973년까지 3년에 걸쳐 每年 서울, 釜山을 包含하는 11個市道地域 사이의 純人口移動量 55個의 觀察値를 推定資料로 使用하였다. 따라서 觀察値의 規模는 모두 165個가 되는 셈이다.⁶⁾

우선 推定에 使用된 7個 變數사이의 單純相關係數를 計算하면 <表1>과 같다. <表1>에서 보여지고 있는 바와 같이 前年度人口移入量 $\sum m_{ij}(t-1)$ 과 서울表示 假變數 D_1 사이에 比較

6) 具體的인 資料는 附錄에 收錄되어 있다.

的 높은 相關關係가 存在하고 있음을 알 수 있다. 이는 곧 總量的인 水準에서 볼 때 서울로의 人口移入이 支配的이었음을 示唆하여 준다. 또한 移入人口 m_{ij} 와 서울 表示 假變數 D_1 사이에 比較的 높은 相關關係가 推定되고 있다는 事實도 人口移入이 주로 서울 中心으로 이루어지고 있다는 뚜렷한 證據가 된다. 이러한 現象을 또다시 所得隔差의 面에서 뒷받침 해주는 것으로 所得隔差 $y_j - y_i$ 와 서울 表示 假變數 D_1 사이에 相對적으로 높은 相關關係가 推定되고 있다는 事實을 들 수 있다. 이러한 結果를 모두 綜合할 때 端的으로 標本期間中の 人口移動은 서울을 中心으로 하여 支配적으로 集中되고 있음을 分明히 말하여 준다.

〈表 1〉 各變數間的 單純相關係數

	m_{ij}	$y_j - y_i$	$\sum_i m_{ij}(t-1)$	s_{ij}	D_1	D_2	D_3
m_{ij}	1						
$y_j - y_i$	0.49837	1					
$\sum_i m_{ij}(t-1)$	0.65212	0.56550	1				
s_{ij}	-0.24249	0.10705	0.05482	1			
D_1	0.63744	0.61013	0.80241	0.09464	1		
D_2	0.15187	-0.07235	0.07207	0.01497	0.00000	1	
D_3	-0.15571	-0.06814	0.04316	-0.02994	0.00000	-0.50000	1

〈表 2〉는 回歸係數와 檢定統計量을 通常最少自乘法에 의하여 推定한 結果를 보여 주고 있다. 얻어진 推定結果는 期待하였던 것과 같이 모두 統計的 有意성을 提示하여 주고 있다. 推定된 結果를 具體적으로 살펴 보기로 하자 〈表 2〉에서 첫 行으로 表示된 回歸分析에서는

〈表 2〉 回歸係數 및 檢定統計量 推定

	截片	$y_j - y_i$	$\frac{\sum_i m_{ij}}{(t-1)}$	s_{ij}	D_1	D_2	D_3	R	F-統計量
β_i	11267.801	0.046	0.040	-26.118	9761.206	1985.414	-3365.880	0.773	$F(6, 158) = 39.111$
t-統計量	6.458	2.292	3.907	-6.112	3.328	1.279	-2.218		
β_i	10571.148	0.062	—	-26.909	17783.304	3283.764	-2249.236	0.748	$F(5, 159) = 40.269$
t-統計量	5.834	3.025	—	-6.039	8.110	2.074	-1.421		
β_i	3624.192	0.037	0.043	—	8686.471	1801.147	-3296.13	0.709	$F(5, 159) = 32.119$
t-統計量	2.687	1.690	3.790	—	2.673	1.047	-1.928		
β_i	10661.046	0.047	0.040	-25.710	9672.135	—	—	0.751	$F(4, 160) = 51.837$
t-統計量	7.069	2.346	3.871	-5.822	3.196	—	—		

式(7)의 모든 變數가 包含되어 있다. 얻어진 回歸係數는 D_2 만을 除外하고는 모두 높은 統計的 有意성을 지닌다. 이미 앞에서 言及된 바와 같이 D_2 는 1971年 變數에다 1을 준 假變數임으로 1971年이 1972年을 除外한 餘他年度에 比하여 特徵을 지니리라는 假說이 確立되지 못하는 것을 이는 곧 意味한다. $\sum m_{ij}(t-1)$ 變數가 陽의 係數를 지니며 높은 水準에서 統計的 有意성을 보인 것은 人口移動에 있어서 短期循環的인 變動이 있다기 보다는 강한 惰性和 같은 趨勢가 있음을 示唆하고 있다. 1972年을 表示하는 假變數 D_3 의 係數가 비록 높

은 有意性은 보이지 않으나 負의 크기를 갖는다는 것은 他年에 比하여 1972年의 移動이 比較的 鈍化된 狀態에 있었음을 表示하는데, 이는 1972年이 人口移動에 있어서 景氣나 또는 其他 施策으로 보아 덜 刺戟적이었음을 意味한다.

說明變數사이 에 높은 相關關係가 存在하는 경우 多共線性的 問題를 考慮하여 一部 變數를 除外하고 回歸한 結果가 <表 2>의 2行以下에 提示되고 있다. 이 경우에도 係數 符號나 크기가 安定的으로 推定되고 있으므로 各說明變數가 갖는 影響力에 對하여서는 의심할 바 없다고 보겠다.

5. 要約 및 結論

地域間의 人口移動을 誘發시키는 要因은 移動者의 經濟活動 壽命期間동안의 純期待所得의 差異라고 前提하고, 이러한 期待所得의 差異를 確率的으로 다시 說明하여 線型으로 函數關係를 導出한 結果, 地域間 純人口移動은 兩地域의 現在所得의 差異, 兩地域사이의 距離, 既存人口移動量, 그리고 地域別 選好 및 年度別 特性等의 函數가 되는 것을 찾게 되었다. 서울 特別市, 釜山 直轄市等 우리 나라 道別 人口移動 統計를 1970年부터 1974年에 걸쳐서 풀링(pooling)하여 165個의 觀察值를 가지고 通常最小自乘法에 의하여 推定하였다. 模型性格과 推定結果를 要約하면 다음과 같다.

첫째로 理論模型으로서 本研究에서 다루어진 模型은 自律的으로 人口移動이 規制될 수 있는 確率的 屬性을 가지고 있으므로 本模型에서의 理論的인 適正人口移動量은 時間의 흐름에 따라 擴散하지 않고 언제나 一定 水準으로 收斂하도록 하는 機構를 模型 自體속에 內包하고 있다.

둘째로 元來의 本模型은 非線型 模型이므로 一般的인 推定 알고리즘(algorithm)이 쉽게 適用될 수 없으므로 線型化하여 推定되었다.

셋째로 推定된 結果로서 所得의 隔差와 移動距離는 期待하였던 바와 같이 人口移動에 影響을 주는 것으로 判明되었다. 即 두地域에서의 現在所得差異가 크면 클 수록 人口移動量은 크게 나타나고 距離가 멀면 멀 수록 두 地域사이의 人口移動量은 적어지는 것으로 찾아지고 있다. 特히 後者の 現象은 우리나라의 경우 地域的으로 面積이 狹小하여 特別한 現象이 될 수 없는 것 같이 보일런진 모르나 오히려 이제까지의 經驗的인 觀察로 보아 地域間 人口移動이 段階的으로 이루어지고 있다는 點에서 더욱 뚜렷하다. 即 農村으로부터의 移動者가 一次的으로 移動 對象地를 大都市로 삼는 경우보다는 周邊 小邑都市로 삼고 移動하였다가 다시 二段階 또는 三段階로 大都市에 移動하는 경우가 支配的이므로 後者の 現象이 뚜렷하다고 보겠다.

넷째로 人口移動은 서울을 中心으로 하여 集中的으로 이루어져 왔다는 것을 찾을 수 있다. 이는 推定에 있어서 서울을 表示하는 假變數 D_1 이 係數의 規模나 統計的 有意性에서

불 때 重要한 比重을 占有하고 있다는 事實으로써 뒷받침되고 있다. 이 點은 特히 서울 特別市가 우리 나라의 社會文化的 傳統에서 갖는 意義에서도 確認될 수 있다.

다섯째로 1971년에 比하여 1972년에는 人口移動重이 平均적으로 鈍化되었다가 다시 1973년에 약간 上廻하는 現象을 보이고 있는데 1971年을 表示하는 假變數 D_1 이 1972年을 表示하는 假變數 D_2 에 比하여 規模에 있어서 對照的이라는 事實에 의하여 뒷받침되고 있다. 이는 곧 本模型에 包含되고 있는 經濟變數外의 其他變數가 人口移動에 미치는 影響이 年度別로 相異하였음을 意味한다.

여섯째로 前年純人口移入量 $\sum m_{ij}(t-1)$ 은 元來의 模型에서 雇傭機會를 表示하는 準變數로서 包含되고 있으므로 該當 推定回歸係數가 負의 크기를 갖는 것으로 期待될 수 있었다. 그러나 실제의 推定結果는 어느 경우를 막론하고 陽의 크기를 갖는 係數로 나타나고 있으며 높은 統計的 有意성을 지니고 있으므로 元來의 理論模型에서의 期待와는 相反되고 있다. 이러한 事實은 人口集中에도 不拘하고 集中地域에서의 產業成長에 따르는 雇傭機會가 繼續적으로 커지고 있는 한편 人口移動이 單回로 끝나는 것이 아니고 持續적으로 惰性을 가지고 있다는 解釋으로 合理化될 수 있다. 이미 앞에서도 言及한 바와같이 人口集中現象은 集中地域의 情報를 넓게 分散시키는 效果를 가지고 있으므로 一定期間에 걸쳐 持續성을 지니고 있게 된다. 特히 이 研究에서는 1970年~1973年 사이의 4年分の 資料밖에는 利用하지 못하였으며 同 4年間이 서울 中心의 人口集中에 있어서 頂點에 該當하는 期間⁷⁾이 되므로 이와같은 解釋은 充分히 合理化 된다.

本研究에서는 地域別 近代產業部門의 成長率을 考慮하여 雇傭機會가 갖는 確率의 屬性을 더 깊게 分析함으로써 바로 위에서 指摘된 바와 같은 問題點을 좀 더 具體적으로 解決하여야 할 앞으로의 研究課題로 남긴다.

7) 拙著, “서울特別市 人口成長 趨勢變化에 관한 統計的 推定” 『産業과 經營』 第13卷 第2號(1976.8) 51~58面 參照.

附 錄

〈부표 1〉

市道別 純人口移動($M_{ij}-M_{ji}$)

1970年

前居住地 i	市道別 純人口移動($M_{ij}-M_{ji}$)											$\sum_i m_{ij}$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
現居住地 j	서울	釜山	京畿	江原	忠北	忠南	全北	全南	慶北	慶南	濟州	
1		12,695		25,211	30,925	51,079	60,971	65,358	47,261	31,668	2,842	293,249
2				2,295	2,809	2,902	5,528	7,022	20,885	44,482	652	72,513
3	34,761	1,367		8,771	8,161	9,226	10,953	10,836	8,039	5,655	339	98,108
4						21	843	862		940	190	-36,242
5				2,230			269					-47,875
6					5,827		8,331	142			96	-49,152
7												-91,290
8					1,810		751					-86,376
9				591	678	225	2,779	2,272		7,057	82	-62,501
10					135	95	674	1,634				-87,277
11					29		191	811		13		-3,157

資料：1970년 인구가동통계연보, 경제기획원 조사통계국

〈부표 2〉

市道別 純人口移動($M_{ij}-M_{ji}$)

1971年

前居住地 i	市道別 純人口移動($M_{ij}-M_{ji}$)											$\sum_i m_{ij}$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
現居住地 j	서울	釜山	京畿	江原	忠北	忠南	全北	全南	慶北	慶南	濟州	
1		19,014		25,703	29,682	44,622	50,496	54,165	46,870	33,467	3,560	252,689
2				1,717	1,788	2,605	5,619	7,930	16,416	44,281	1,322	61,430
3	54,890	1,234		8,397	8,778	12,830	11,959	13,491	5,998	3,313	387	121,277
4						214	1,133	1,605		637	3	-34,994
5				1,896			315	51		19		-44,692
6					5,898		2,927	2,220				-50,341
7								797				-74,495
8												-85,649
9				368	775	461	2,098	2,676		5,395	132	-57,379
10						534	560	2,002			82	-83,934
11					52	120	185	1,217				-3,912

資料：1971年 上揭書

<부표 3>

市道別 純人口移動($M_{ij}-M_{ji}$)

1972年

前居住地 i 現居住地 j		市道別											$\sum_i m_{ij}$
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
		서울	釜山	京畿	江原	忠北	忠南	全北	全南	慶北	慶南	濟州	
1	서울		6,492		18,936	18,660	17,397	23,109	20,887	19,459	15,975	722	138,774
2	釜山				1,549	1,203	2,056	3,031	4,724	6,500	29,958	367	42,842
3	京畿	2,863	54		5,316	4,161	5,632	6,942	7,601	1,461	1,129		35,100
4	江原						14	512	908				-30,734
5	忠北				1,281			354	530				-24,957
6	忠南					1,826		1,530	1,508		52		-22,371
7	全北								1,356				-37,017
8	全南												-41,002
9	慶北				3,769	1,292	1,916	1,628	1,581		3,677		-13,590
10	慶南				748		315	904	1,222			69	
11	濟州			152	119	31	5	293	1,206	3			651

資料：1972年 上掲書

<부표 4>

市道別 純人口移動($M_{ij}-M_{ji}$)

1973年

前居住地 i 現居住地 j		市道別											$\sum_i m_{ij}$
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
		서울	釜山	京畿	江原	忠北	忠南	全北	全南	慶北	慶南	濟州	
1	서울		7,944		24,441	23,643	26,181	36,526	37,603	33,598	24,669	4,955	183,503
2	釜山				2,043	2,002	2,706	4,615	7,094	9,813	44,796	513	64,420
3	京畿	36,057	1,218		6,555	5,912	9,939	7,561	9,271	3,750	3,250		83,474
4	江原						1,062	410	864				-37,555
5	忠北				1,715								-34,116
6	忠南					1,102		1,608	835				-38,468
7	全北					41			760				-53,077
8	全南					104							-60,565
9	慶北				3,931	1,699	1,753	1,986	1,314		2,352	63	-34,063
10	慶南				984	889	600	953	1,179				-70,521
11	濟州			39	222	79	132	219	1,749		59		-3,032

資料：1973年 上掲書

〈표 5〉 市道別 一人當 所得差($y_i - \bar{y}$) 1971年

y_i	y_i	市道別 一人當 所得差($y_i - \bar{y}$)										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
		서울	釜山	京畿	江原	忠北	忠南	全北	全南	慶北	慶南	濟州
1	서울		17,042		76,916	66,967	72,050	73,044	79,607	74,525	50,561	67,687
2	釜山				59,874	49,925	55,008	56,002	62,565	57,483	33,519	50,645
3	京畿	*59446	*42404		17,470	7,521	12,604	13,598	20,161	15,079	-8,885	8,241
4	江原						-4,866	-3,872	2,691		-26355	-9,229
5	忠北				9,949			6,077	12,640		-16409	
6	忠南					*5,083		994	7,557			
7	全北								6,563			
8	全南											
9	慶北				2,391	-7,558	-2,475	-1,481	5,082		-23964	-6,838
10	慶南						21,489	22,483	29,046			17,126
11	濟州					-720	4,363	5,357	11,920			

資料：經濟企劃院 調査統計局

〈표 6〉 市道別 一人當 所得差($y_i - \bar{y}$) 1972年

y_i	y_i	市道別 一人當 所得差($y_i - \bar{y}$)										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
		서울	釜山	京畿	江原	忠北	忠南	全北	全南	慶北	慶南	濟州
1	서울		32,881		98,162	85,518	92,142	89,222	101,020	95,869	69,839	87,938
2	釜山				65,281	52,637	59,261	56,341	68,139	62,988	36,958	55,057
3	京畿	-78535	-45654		19,627	6,983	13,607	10,687	22,485	17,334	-8,696	
4	江原						-6,020	-8,940	3,458			
5	忠北				12,644			3,704	15,502		-15679	
6	忠南					-6,624		-2,920	8,878			
7	全北								11,798			
8	全南											
9	慶北				2,293	-10351	-3,727	-6,647	5,151		-26030	
10	慶南				28,323		22,303	19,383	31,181			18,099
11	濟州			-9,403	10,224	-2,420	4,204	1,284	13,082	7,931		

資料：上同

<부표 7>

市道別 一人當 所得差($y_j - y_i$)

1973年

y_i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
y_j	서울	釜山	京畿	江原	忠北	忠南	全北	全南	慶北	慶南	濟州
1 서울		15,592		121,704	104,386	114,306	122,625	125,729	116,184	79,260	98,137
2 釜山				106,112	88,794	98,714	107,033	110,137	100,592	63,668	82,545
3 京畿	-77,782	-62,190		43,922	26,604	36,524	44,843	47,947	38,402	1,478	
4 江原						-7,398	921	4,025			
5 忠北				17,318							
6 忠南					-9,920		8,319	11,423			
7 全北					-18,239			3,104			
8 全南					-21,343						
9 慶北				5,520	-11,798	-1,878	6,441	9,545		-36,924	-18,047
10 慶南				42,444	25,126	35,046	43,365	46,469			
11 濟州			-20,355	23,567	6,249	16,169	24,488	27,592		-18,877	

資料：上同

<부표 8>

市道間 距離(s_{ij})

km

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
j	서울	釜山	京畿 수원	江原 정선	忠北 청주	忠南 대전	全北 전주	全南 나주	慶北 대구	慶南 마산	濟州
1 서울		444.5	41.5	246.9	152.2	166.9	280.8	370.8	323.9	436.5	601.4
2 釜山			403	431.5	336.9	277.6	391.5	481.5	120.6	87.8	314.8
3 京畿 수원				301	110.7	125.4	239.3	329.3	282.4	395	560
4 江原 정선					203.4	262.7	376.6	466.6	316.6	426	748.8
5 忠北 청주						59.3	173.2	263.2	216.3	328.9	493.8
6 忠南 대전							113.9	203.9	157	269.6	434.5
7 全北 전주								140.6	270.9	383.5	371.2
8 全南 나주									360.9	473.5	230.6
9 慶北 대구										112.6	435.4
10 慶南 마산											402.6
11 濟州											

해상거리

목포~제주 94 sea miles (174.1km)

부산~제주 170 sea miles (314.8km)

資料：철도청, 철도연감, 1975.

參 考 文 獻

- [1] 경제기획원 조사통계국, 「인구이동통계연보 1970~1974」 서울 : 경제기획원, 1971~1975.
- [2] 尹錫範, “서울特別市 人口成長趨勢變化에 관한 統計的 推定,” 「産業과 經營」第13卷 第2號(1976. 8)
- [3] 尹錫範, 「韓國의 都市人口集中現象과 그 經濟的 要因」 서울 : 大韓商工會議所, 1976.
- [4] Greenwood, Michael J., “Research on Internal Migration in the United States: A Survey,” *Journal of Economic Literature*, Vol. XIII, No. 2(June 1975)
- [5] Isard, Walter, *Method of Regional Analysis*, Cambridge, Mass.: MIT Press, 1960
- [6] Kuznets, Simon S., *Modern Economic Growth*, New Haven: Yale University Press, 1967.
- [7] Todaro, Michael P., “A Model of Labor Migration and Urban Employment in Less Developed Countries,” *American Economic Review*, Vol. LIX No. 1(March 1969)