崔 文卿**

出産과 社會·經濟的 諸變數와의 關係에 관한 研究*

開發途上國과 先進國의 比較를 中心으로

☆ I. 研究의 目的 및 必要性

Ⅱ. 理論的 背景

□ 置證的 接近

✓ IV. 結語

T. 研究의 目的 및 必要性

最近 모든 開發途上國들은 폭발하는 人口로 社會,經濟發展에 압력을 받고 있기 때문에 人口增加를 억제하기 위하여 政府에서는 심각한 努力을 기울이고 있다.

韓國은 괄목할만한 經濟成長을 이룩하고, 結婚類型이나 結婚期間중 子女를 갖는 時期의 變化로 인하여 出産率이 최근에 상당히 감소된 開途國의 一例로서 引用된다. 즉 과거에는 早婚으로 子女를 갖기 시작하는 연령이 낮고 姙娠可能期間이 길었으나, 결혼연령이 높아짐에 따라 자연히 姙娠可能期間이 짧아짐으로써 女性 1人當 總出産率은 점차 낮아지고 있다. 또한 經濟發展結果로 都市化와 産業化가 이루어졌고, 教育水準이 높아짐에 따라 家族計劃에 대한 관심도가 높아지면서 總出産率이低下하는 現象이 두드러지게 나타나고 있다.

本 研究에서는 出産과 社會・經濟發展과의 關係를 알아보고자 한다. 즉 經濟가 發展함에 따라 이와 관련해서 可姙統制에 대한 一般人의 반응의 변화가 出産의 意思決定에 영향을 준다고 보는 것이다. 開途國의 出産率은 先進國에 비해 거의 두배 이상에 이르고 있다. 따라서 出産은 先進國과 開途國을 구별할 수 있는 社會・經濟的 變數중의 하나로서 간주될 수 있다고 본다. 그러므로 經濟發展의 段階別로 이들 社會・經濟的 變數들의 영향이 어떻게 變化하는지를 알아보기 위해 적합한 變數를 찾아그들과 出産과의 關係를 살펴보는 것은 의미있는 일이라고 생각한다.

우선 25個 開途國(아시아, 라틴아메리카諸國)을 대상으로 1950年, 1960年, 1970年을 區別하여 重回歸模型을 設定하여 諸 社會・經濟的 變數와 出生率(出産의 測定値

^{*}本研究는 漢陽大學校 1983年度 "校内教授研究費"支援으로 이루어졌음.

^{**}漢陽大學校 法商大學 經營學科 專講

로 使用됨)과의 關係를 살펴보았다. 두번째로 10個 先進國을 選定하고, 1970年의 cross-section 資料를 가지고 同一模型으로서 係數를 산출 比較하였다. 1) 이외에 우리나라의 경우를 이 모형에 接近시켜 살펴보았다. 처음의 의도는 經濟計劃期間別로 諸 社會・經濟的 變數가 出産에 미치는 影響의 變化를 測定함으로써 經濟段階別 영향을 알아보고자 하였다. 그러나 計劃期間을 5年이고 推定해야 할 係數(常數項 포함)는 여섯개이므로 回歸模型 設定에 무리가 있어서 1966年부터 1982年까지의 期間동안의 時系列(time series)資料로 出生率과 變數와의 關係를 살펴보았다.

「쿠즈네츠」(Kuznets)는『유럽에 있어서는 近代經濟發展의 初期의 段階에서 出生率은 個人所得이 増加함에 따라 처음에는 増加하나, 그 다음 단계에서는 下降趨勢를보이고 이러한 現象이 長期的으로 계속된다』고 언급하고 있다.²)「사이먼」(Simon) 또한 經驗的인 實證을 통하여,『開途國에서 出生率은 開發의 初期段階에서 増加하나所得이 증가함에 따라 減少한다』³)고 證明함으로써「쿠즈네츠」의 主張을 뒷받침하고 있다. 즉 出生率은 開發의 後期段階에서 社會・經濟的 變數들로 부터 보다 많은 影響을 받게 된다.

Ⅱ. 理論的 背景

出産行爲(Fertility behavior)는 一種의 消費行爲로 볼 수 있으며, 制限된 資原에

^{*}觀測數(n)가 推定하려는 係數의 數(k)보다 항상 커야한다(즉 n>k).

¹⁾ 開發途上國家 (Less Developed Countries;LDC)는 1人當GNP가 1960年기준 美貨로 500분 미만이며 現代的 資材나 技術을 自力으로 充分히 活用치 못하는 국가들로 定義하여「日本」과「이스라엘」을 제외한「아시아」의 國家와「라틴아메리카」의 국가를 이에 속하는 것으로 보았다. 이에 반하여, 先進國(More Developed Countries;MDC)는 1960년기준 美貨로 1人當 GNP가 500분 이상이고, 自力으로 技術을 開發할 수 있는 國家로서 西北部「유럽」과 北美에 있는 10個國을 포함시켰다.

LDC:「아르헨티나」,「브라질」,「멕시코」,「칠레」,「페루」,「파나마」,「코스타리카」,「도미니카」共和國,「니카라과」,「우루과이」,「베네즈웰라」,台湾,「사이프러스」, 印度,「인도네시아」,「이란」,「이락」,「파키스탄」,「필리핀」,韓國,泰國,「터어키」,「말레이지아」,「홍콩」,「싱가포르」.

MDC:「벨기에」,「프랑스」, 西獨 , 英國 ,「덴마크」,「노르웨이」,「스웨덴」,「스위스」,「카나다」, 美國.

²⁾ Kuznets, Simon, *Modern Economic Growth*, New Haven, Yale University Press, 1966, pp. 48~49.

³⁾ Simon, Julian, "The Effect of Income on Fertility," *Population Studies*, Vol. 23, 1969, pp. 327~341.

대한 選好度에 따라 순위가 주어졌을때 擇할 수 있는 家計의 選擇結果이다. 消費者 行爲에 대한 微視經濟理論에 의하면, 주어진 기호를 가진 消費者는 所得과 價格(혹은 費用)의 制約條件에서 效用을 極大化하고자 한다. 「베커」(Becker)는 그의 論文에서 "出産은 전통적인 選擇의 理論의 맥락에 비추어 볼 때 所得과 陽의 關係를 갖고 있다. 왜냐하면 다른 財貨와 마찬가지로 所得의 增加는 子女(일종의 財貨로 봄)에 대한 需要를 增大시키기 때문이다. 만약 소득과 出産이 陰의 관계를 가지고 있다면 이는 避姙에 대한 知識과 所得사이의 陰의 관계 때문이다." 라고 主張하고 있다. 「오쿤」(Okun)은 所得이 증가함에 따라 子女에 대한 需要는 점차 減少하는데 그이유로는 子女의 數보다는 質을 強調하여 한 子女에게 드는 費用이 증가하므로 子女에 대한 需要는 감소한다 하는 것이다.

費用(cost)은 子女를 낳고 기르는데 直接的으로 必要한 財貨와 用役으로 計算되는 直接費 뿐만 아니라, 이러한 行爲를 하는데 所要되는 時間으로 轉嫁된 價格(機會費用)도 考慮해 보아야 한다. 「민서」(Mincer)는 이러한 時間에 轉嫁되어지는 적절한 價格은 주부의 機會費用이라고 주장한다. 주부의 替在的인 所得이 높으면 높을수록 子女의 機會費用은 높아진다. 주부의 잠재적 소득은 所得效果와 代替效果를 통하여 出産決定에 影響을 주며, 所得效果와 代替效果는 서로 反對方向으로 作用한다. 주부의 所得이 높아지면 家計의 잠재소득은 증가하며 따라서 子女에 대한 需要는 增大된다 (所得效果). 그러나 이는 子女를 하나의 財貨로 보았을때 그 價格이 높아지면 相對的으로 他財貨의 價格은 下落하므로 他財貨의 需要가 승대됨을 의미하고 子女의 機會費用을 増大시키므로 出産을 減少시킨다(代替效果). 우리는 이들 두 효과를 比較・檢討해 보아야 한다. 「민서」에 의하면 一般的으로 마이너스(一) 대체효과가 프러스(+) 소득효과를 支配한다고 한다. 즉 주부의 所得增大는 子女의 減少를 가져온다는 것이다. 반면, 남편의 소득이 증대한다면 出産은 增大할 것이다. 왜냐하면 남편의 소득은 所得效果만을 갖기 때문에 남편의 소득이 증가되었을 때 주부는 집에 머물러 子女를 돌아보고자 하기 때문이다.

⁴⁾ Becker, Gary S, "Economic Analysis of Fertility," Demographic and Economic Change in Developed Countries Princeton, Princeton University Press, 1960, pp. 209-31.

⁵⁾ Mincer, Jacob, "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects," in Measurement in Economics.

⁶⁾ Mincer, op. cit.

Ⅲ. 實證的 接近

1. 基本前提 및 仮定

本 研究에서는 出産率에 영향을 주는 計量可能한 社會·經濟的 要因들, 즉 1人當國民總生産,女性勞動參與率,文盲率,農業就業率,嬰兒死亡率을 獨立變數로 選擇하였다. 이들과 從屬變數인 出産率(fertility rate)은 線型의 關係에 있으며,獨立變數 相互間에 完全한 多重共線性(multicollinearity)問題는 생기지 않는다고 仮定하여 重回歸模型을 定立하였다. "특히 1人當國民總生産과 女性勞動參與率을 동시에 模型에 포함시킨 理由는 前者는 所得의 측면에서,後者는 費用(cost)의 측면에서 出産率을 説明하는 重要要素이기 때문이다. 또한 Full Log模型을 취하여 獨立變數와 從屬變數와의 彈力度를 알아보았다.

回歸模型에서 從屬變數인 出産率은 1,000명의 人口當 出生兒數를 나타내는 粗出生率이 使用되었다. 비록 粗出生率보다 더 出産水準을 잘 나타내는 指標는 여러가지 있으나(例,總出産率) 資料의 不足으로 利用할 수 없었다. 또한 出産에 관한 여러 논문에서 "粗出生率은 理想的인 從屬變數는 아니지만, 粗出生率과 다른 出産測定值 (總出産率, 嬰兒 對 女性의 比 등) 와의 相關關係가 상당히 높은 것으로 보아 出産率의代用値로서 充分하다"는 것을 立證하고 있다. 8)

우리나라의 경우에 있어서 使用된 資料는 經濟企劃院에서 發表한 "韓國의 社會指標 1983"을 利用했고, 25개「라틴 아메리카」및 「아시아」국가와 10개 선진국의 자료는 유엔에서 發表한 人口統計年鑑(Demographic Yearbook)과 國民會計統計 年鑑(Yearbook of National Accounts Statistics)을 利用하였다.

2. 模型의 構造

分析을 위하여 다음과 같은 線型模型을 設定하였다.

⁷⁾ 重回歸模型에서 獨立變數間의 線型関係는 어느정도 있게 마련이다. (郭相瓊 計量經濟學, 茶山出版社, 1981, p. 255)그러나 選擇된 獨立變數간에 완전한 多重共 線性(ex: rx,,x2=1)이 존재하지 않으므로 分析에 큰 문제는 없다고 생각한다.

⁸⁾ Gregory, Paul & John Campbell, "Fertility Interactions and Modernization Turning Points," Journal of Political Economy, 84(4), Part I, 1976, pp. 835~47.

$CBR = b_0 + b_1 PCG + b_2 FPR + b_3 IL + b_4 AG + b_5 IMR + e$

위에서 粗出生率(Crude Birth Rate; CBR)은 1,000명의 人口當 出生兒의 수를 나타내며, PCG(Per Capita GNP)는 經常價格으로 表示된 1人當 GNP, IL (Illiteracy Rate)은 教育指標로서 全人口의 文盲率 이여, FPR(Female Labor Participation Rate)은 14歲以上의 總 經濟活動人口中 經濟的으로 活動中인 女性人口의 比率이고, IMR (Infant Mortality Rate)은 嬰兒死亡率, AG (Agricultural Employment)는 農業就業率이다. e는 誤差項을 표시하는 確率變數 (random variable) 이다.

3. 變數의 選定

1人當 國民總生産

費用과 所得의 變數가 關聯되는 한 1人當GNP는 模型에 포함되어야 한다. 왜냐하면 出産決定은 出産費用, 기호, 出産統制가 一定하다는 仮定下에서 所得에 따라 變化하기 때문이다. 그러나 出生率은 1人當 GNP와 같은 방향으로 혹은 반대방향으로도 움직일 수 있다. 앞서 언급한 바와 마찬가지로 所得增加는 子女에 대한 需要를 增大시킬 계기를 제공하므로 出生率은 所得이 增加함에 따라 增大된다고 믿는 근거가 된다. 그러나 所得이 계속 증대될때 子女에 대한 需要가 이에 比例하여 增大되지는 않으며 오히려 子女를 좀더 잘 키우려는 欲求때문에 子女의 數를 制限하게된다. 따라서 經濟의 發展段階別로 出産과 所得과의 關係는 그 方向을 달리할 수 있다.

嬰兒死亡率

嬰兒死亡率이 높으면 높을수록 出生率은 計劃한 子女의 數를 맞추기 위해 높아진다 (target effect or 1st effect). 換言하면 死亡率의 低下는 出産率을 감소시키는 하나의 要因이 된다. 또한 嬰兒死亡率은 一般的 社會狀況의 指標로서 이용될 수 있다. 子女의 養育에는 많은 費用이 들지만 小規模家計單位를 이루는 것과 비교해서大規模家族을 이루는 費用이 상대적으로 작다. 즉 셋을 기르거나, 넷을 기르는데 필요한 養育費는 1人養育費의 세배 혹은 네배가 드는 것은 안니다. 父母는 相對的 費

⁹⁾ 韓國의 경우, 文盲率에 대한 統計資料가 없으므로(1-就學率)을 文盲率로 使用하였다. 就學率(school enrollment rate)= 各級學校遵監人口數(6~17歳人口)

用의 變化에 반응을 보여 子女에 대한 需要를 增大시킨다. 반면에 嬰兒死亡率은 代替效果를 통하여 出生率과 陽의 關係가 있다.

女性勞動參與率

子女의 養育에 所要되는 主婦의 時間에 대한 機會費用을 고려해야 하기 때문에 女性勞動參與率이 重要變數로서 選定되었다. 일반적으로 女性勞動參與率의 增加는 子女를 낳고 기르는데 드는 機會費用을 증대시킴으로써 出産을 억제하여, 出生率에 陰의 영향을 준다. 勞動市場에서의 脱落은 所得의 喪失과 人的資源의 減價償却 — 주부의 일생을 통한 所得能力을 낮추는 결과의 야기 — 이외에, 여러가지 費用을 發生시킨다.¹⁰이에 덧붙여 女性勞動參與率은 女性의 結婚年齡을 높여주고, 이는 다시 안전하게 子女를 가질 수 있는 年齡상의 제약때문에 出生率을 낮추게 된다. 主婦의 시간가치를 금전적으로 換算한 機會費用은 女性賃率을 이용하는 것이 적합하다고 볼 수도 있으나, 여성의 賃率은 직장을 갖지않은 主婦의 時間價值를 過小評價하는 경향이 있고, 다른 결합도 있으므로 女性勞動參與率로 代替하였다.

文盲率

教育程度를 나타내는 文盲率은, 教育을 받음으로써 子女를 갖는데 여러가지 事項을 考慮하여 意思決定을 한다는 仮定下에 模型에 包含시켰다. 예를 들면 教育을 통하여 避姙에 대한 知識을 높이고, 效果를 增進시킬 수 있다. 특히 女性의 教育은 出産에 많은 影響을 준다고 본다¹¹⁾ 다른 한편으로 教育水準이 男性 및 女性의 賃金水準을 決定하는 要因이기도 하다. 男便의 賃金은 所得效果를 통해 出生率과 陽의 相關關係를 가지며, 반면 主婦의 賃金은 代替效果가 所得效果를 지배하므로 出生率과陰의 相關關係를 가지므로 文盲率도 그 영향의 크기에 따라 方向이 決定된다. 대체로, 소득효과가 큰 경우에는 教育의 純效果는 마이너스이고, 대체효과가 큰 경우에는 教育의 純效果는 프러스이다.

¹⁰⁾ Willis, R., "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, 81(2) Supplement, March/April, 1973, pp. S34~S41.

¹¹⁾ Michael, Robert, Education and the Derived Demand for Children, *Journal of Political Economy*, 1973, 81, pp. 128~64.

農業就業率

農業就業率은 都市化 및 産業化의 척도이므로 變數로서 包含되었다. 農業이 主宗을 이루던 時期에는 子女가 生産을 위한 資本財(capital goods)로서 看做되었기 때문에 많은 子女를 願했다. 또한 農村에서는 子女를 기르는데 必要한 養育費도 적게들었다. 그러나 經濟가 發展됨에 따라 工業과 서어비스 業에 從事하는 人口는 増加하고 農業에 從事하는 人口는 相對的으로 減少하고 있다. 이러한 추세는 出産에 영향을 주어 農業就業率의 減少에 따라 出生率이 減少하게 된다. 이러한 仮定은 出産과農地 혹은 耕作面積과의 關聯性을 보여주는 많은 研究에서 確認되고 있다. 「뮬러」 12)는 "台湾에서 農民들은 그들의 子女가, 老年期와 危急한 時期에 있어 제일 큰 도움을 주는 源泉이라고 생각한다"고 言及하고 있다. 台湾의 경우뿐 아니라 우리나라의 경우도 마찬가지이다.

4. 試算結果

重回歸模型을 最小自乘法에 의하여 豫測한 分析結果는 다음에 要約되었다. 獨立變數의 回歸係數는 偏倚가 없는 推定値이다. 回歸方程式에서 回歸係數의 重要性은 t-統計量 13)에 의해 檢定되어 부응하는 係數밑의 괄호안에 기재되어 있다. t-통계량을 보면, 先進國의 경우, 1970年에 있어 女性勞動參與率과 文盲率은 10퍼센트 有意水準에서 意味있는 것으로 나타나 있다. 14) 反面 開途國에서는 같은 有意水準에서 農業就業率과 女性勞動參與率이 獨立變數로서 의미있고 기타의 變數의 係數는 "0"과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 15) 이는 1950, 1960, 1970年 모두 같은 結果를 보여주고 있다. 決定係數 R²은 回歸模型에 있어 諸獨立變數가 出生率의 分散정도를 얼

¹²⁾ Mueller, Eva, 1971, Agricultural Change and Fertility Change, The Case of Taiwan, quoted from W. Whitney Hicks, 1974, Economic Development and Fertility Change in Mexico, 1950 ~70, Demography, 11(3) August 1974, pp. 407~21.

¹³⁾ $t \stackrel{b_t - \beta_t}{Se(표준 2 \frac{\lambda_t}{\lambda_t})}$ (여기서 b_t 는 i번째 獨立變數의 統計量(statistics)을 말하고, β_t 는 i번째 説明變數의 母數(parameter)를 말함)

¹⁴⁾ 自由度 (degree of freedom) 4 인 t-分布 아래에서 有意水準 α=0.1에 해당되는 臨界値 (critical value)는 ± 2.132이다.

¹⁵⁾ 自由度 19인 t分布下아래에서 동일한 有意水準에 해당하는 臨界値는 ±1.729이다.

마만큼 설명해 주고 있나를 나타낸다. 1970年의 선진국과 開途國의 R^2 의 값은 統計 的으로 意味가 있다고 본다.

回歸方程式의 各係數는 다음과 같다.

1950年, 25個 開途國

1960年, 25個 開途國

CBR=35.675
$$-0.00369$$
PCG $+0.0188$ IMR -0.2863 FPR $+0.0591$ L $+0.179$ AG (5.6855) (-0.0436) (-0.5289) (-2.3138) (0.9718) (2.1502) R 2 =0.5012

1970年, 25個 開途國

CBR=32. 242
$$-0.0061$$
 PCG+0.00392IMR -0.2637 FPR+0.0438 L +0.25AG (3.8370) (-0.7344) (-0.0970) (-1.752) (0.563) (1.9110) R 2 =0.6349

1970年, 10個 先進國

 $R^2 = 0.8336$

대부분의 回歸係數의 부호는 기대했던 結果를 보여주고 있다. 선진국의 경우(1970년) 嬰兒死亡率, 農業就業率이 出生率과 陽의 상관관계를, 他變數들은 陰의 관계를 갖는 것으로 나타나 있으며 文盲率의 부호는 豫想外 이었다. 開途國(1970年)에 있어서는 嬰兒死亡率, 農業就業率, 文盲率이 出生率과 陽의 相關關係를 갖고 있다.

1人當 GNP 가 先進國의 경우에는 出生率에 陰의 영향을 주고 있다. 主要한 이유는 家計所得中 女性의 所得이 차지하는 比重이 상당히 커서 代替效果가 所得效果를 능가했기 때문으로 본다. 반면에 開途國에 있어서는 1950年 陽의 영향을 주었다가 經濟가 成長함에 따라 陰의 영향을 주고 있어 「쿠즈네츠」의 主張을 뒷받침하고 있다. 그러나 陰의 영향의 주된 原因은 先進國과는 달리 所得의 増加에 따라 子女의數보다 質的인 面을 강조했기 때문이다.

女性勞動參與率은 機會費用을 의미하며 참여율의 增加는 出産을 저하시키므로 出生率에 陰의 영향을 주게 된다.

嬰兒死亡率은 開途國과 先進國에서 모두 陽의 영향을 주고 있다. 다시 말하면 이 比率이 높아질수록 出生率도 높아짐을 意味한다. 특히 開途國에서는 年金制度가 未備 하기 때문에 父母는 은퇴후의 老後對策을 위해 計劃했던 子女의 數만큼 낳을 때까지 계속 願하게 된다.

文盲率은 開途國의 경우 發展의 全過程을 통해 出生率과 陽의 상관관계를 갖는 것으로 나타나 있다. 즉 文盲率이 減少함에 따라 國民들은 피임에 대한 보다 나은 知識을 갖게 되고, 子女의 必要性, 여러 子女를 갖게 되었을 때 야기되는 여러가지制約등을 考慮하게 되므로 出産率은 減少하게 된다. 先進國의 경우 文盲率은 평균 2.4퍼센트로서, 32.4퍼센트인 開途國에 비해 아주 낮다. 先進國에서 文盲率의부호가 마이너스가 된것은 예상의 이었으며, 文盲率의 간접적 영향인 純賃金效果 이외로는 説明이 어렵다. 즉 男性과 女性의 賃金은 教育水準과 陽의 관계를 갖고 變化하므로 文盲率은 所得效果와 結合되어 그 向方이 모호하게 되었다.

農業就業率의 부호는 先進國과 開途國 모두 프러스를 나타내고 있다. 앞서 언급한 바와 같이 農村에서 子女는 일을 돕는 資本財로서 重要하며 또 農村에서의 教育費 내지 養育費가 적게 드는 것을 감안한다면 意味있다고 본다. 換言하면, 産業化가 이루어지어 農業就業率이 減少하고, 産業分野의 就業이 増大함에 따라 子女에게 드는直接費와 機會費用이 増大하므로 出生率은 減少한다.

統計的으로 回歸分析이 갖는 여러 仮定과 前提¹⁶로 인하여 解釋上에 여러 制約이 있음에도 불구하고 앞의 模型은 出産率決定에 대한 黙示的 説明으로서 充分한 意味를 지닌다고 判斷된다.

線型模型에서의 回歸係數를 직접 읽는 경우, 係數의 크기가 測定單位에 의존하기 때문에 測定單位와 무관한 彈力度를 구하는 것이 바람직하여 다음과 같은 回歸方程式을 使用하였다.

¹⁶⁾ 回歸分析에 있어서의 主要仮定과 前提는 다음과 같다.

 $Y_t = X_t \beta + U^t \otimes A$

⁽¹⁾ $E(u_t) = 0$

⁽²⁾ $V(u_t) = \sigma_t^2 = \sigma^2(-定)$

⁽³⁾ $Cov(X_i, X_j) = 0$ (단 $i \neq j$)

⁽⁴⁾ X's는 確率的 變數 (stochastic variables) 가 아니고

⁽⁵⁾ 觀測値의 數(number of observation;n)가 係數의 數(number of coefficient;k)(常數項 포함)보다 커야 하며(n>k)

⁽⁶⁾ 外生變數는 서로 一次的으로 獨立的이어야 한다. (完全한 多重共線性이 있어서는 안된다)

Table 1. Elasticity Multipliers of Variables (1970) 各變數彈力度 (1970)

Explanatory Variables	MDC	LDC
Per Capita GNP	- 0.0261	- 0.079
Infant Mortality Rate	0.1288	0.0067
Female Labor Force Participation Rate	-0.2843	— 0.1388
Illiteracy Rate	-0.5059	0.0397
Agricultural Employment	0.1378	0.283

 $\log CBR = \log bo' + b_1' \log PCG + b_2' \log FPR + b_3' \log IL + b_4' \log AG + b_5' \log IMR$

이 식에선 獨立, 從屬變數 모두가 常用對數로서 表示되었기 때문에 回歸係數 $b'j(j=1,2,\cdots,5)$ 는 j번째 變數에 대한 出生率의 彈力度 17 를 測定해 준다.

이는 獨立變數의 百分率 變化로 인한 從属變數의 百分率 變化를 의미한다.예를들어 先進國의 1人當GNP의 彈力度가 -0.0261이란 個人當所得이 1 퍼센트 增加하면 出 生率은 2.6퍼센트 減少한다는 것으로 解釈할 수 있겠다.

Table 1의 5개 變數中, 先進國에서는 女性勞動參與率과 文盲率이 出生率에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타나 있다. 그러나 開途國의 경우는 대부분의 變數가 出生率에 별로 큰 영향을 주지 못하고 있다 다만 農業就業率만이 出生率에 큰 영향을 주고 있다. 1970年의 先進國과 後進國의 彈力度比率는 "出産率은 經濟가 成熟될수록 經濟的 變化에 보다 敏感하게 반응을 보인다"는 「쿠즈네츠」의 主張과 一致한다.

Table 2. Elasticity Multipliers for LDC 國途國에 있어서의 彈力度

Explanatory Variables	1950	1960	1970
Per Capita GNP	1.32	-0.0025	-0.079
Infant Mortality Rate	1. 174	0.0359	0.0067
Female Labor Force Participation	on Rate — 0. 148	-0.1465	-0.1388
Illiteracy Rate	0. 169	0.062	0.0397
Agricultural Employment	0.401	0.221	0.283

¹⁷⁾ 彈力度 (elasticity multiplier= $\frac{\partial CBR}{\partial PCG} \times \frac{PCG}{CBR}$

그러나 開途國만은 發展段階別로 區分하여 彈力度를 比較하였을 때는 「쿠즈네츠」의 論理를 전혀 立證할 수 없었다.

開途國에 있어서는 彈力度가 보여주는 바와 같이, 産業化가 고도로 이루어지고, 女性勞動參與率(1970年, 선진국 31%, 開途國 18%)이 증가된다면 出生率은 상당히 낮아질 것으로 본다.

本 研究에서는 開途國이나 先進國에 同一한 模型을 適用하였다. 그러나 性格이 다른 두 母集團을 同質(homogeneity)의 母集團으로 간주하여 同一 模型으로 分析하는 것이 合理的인가의 여부를 Chow 檢定 18)으로서 알아 보고자 한다. 이 檢定을 하기위해, 1970년 開途國의 資料(\mathbf{I} 세트)와 先進國의 資料(\mathbf{I} 세트)를 合친 資料(\mathbf{I} 세트)를 이용해서 回歸方程式의 各係數를 구해보고, 各式에서 殘差項의 自乘合을 計算해야 한다. 0.05의 有意水準에서, 歸無假說(\mathbf{H}_0 : $\mathbf{C}_{\mathbf{I}} = \mathbf{C}_{\mathbf{II}}$)은 檢定統計量 F의 값이 2.53 보다 크면 棄却되어 지다.

Table 3. Chow Test

Data Set I (LDC)

Analysis of Variance	d.f.	Sum of Squares	Mean Square	F
Regression	5	1243. 3	248.66	6.609
Residual	19	714.9	37. 626	

Data Set II (MDC)

Analysis of Variance	d. f.	Sum of Squares	Mean Square	F
Regression	5	19. 208	3 .84	9. 14
Residual	4	3.833	0. 42	

Pooled Data Set

Analysis of Variance	d.f.	Sum of Squares	Mean Square	F
Regression	5	3989. 2	797.84	27.52
Residual	29	840. 57	28.985	

¹⁸⁾ 觀察된 資料가 두개의 集團으로 分類될 수 있는 異質的인 母集團에서 出現되었는지의 여부는 Chow 檢定에 의해 밝혀짐

$$H_o: \beta_1 = \beta_2 = \beta$$

 $H_a:\beta_1\neq\beta_2$

 $\left\{ egin{array}{ll} m{eta}_1 : 1 모형의 계수 \ m{eta}_2 : 2 모형의 계수 \ m{eta} : 합쳐진 모형의 계수 \end{array}
ight\}$

Murphy, James L, Introductory Econometrics, 1973, Homewood, Ill., Irvin Inc., pp. 237~243.

$$F$$
 (0.05, K, $T_i+T_{\pi}-2$ K) $=$ F (0.05, 6, 23) $=$ 2.53 (단 $C_i=I$ 群의 係數, $C_{\pi}=I$ 群의 係數)

다음 식에 의해 F 값을 구하면 Table 4와 같다.

$$F(K, T_{I}+T_{II}-2 K) = \frac{(Q-Q_{I})/K}{Q_{I}/(T_{I}+T_{II}-2 K)}$$

where Q = Sum of squares of residuals in the pooled model $Q_1 = Combined$ sum of squares from two regression

Table 4. Example of Chow Test Chow 檢定

Variation due to	d.f.	Sum of Squares	Mean Square	F
Total in pooled data	34	4829.77		
Less explained by pooled data model	5	3989.2		
Residual in pooled	29	Q = 840.57		
data model Less residual using data set I and II seperately	23	$Q_1 = 3.833 + 714.9 = 718.733$	31. 249	0.649
Difference between coeffient based on data set [& [6	$Q_{II} = Q - Q_{I}$ = 121.837	20. 301	

F=0.649는 臨界値 2.53보다 작다. 따라서 歸無假說이 採擇되어 開途國과 先進國을 同一한 母集團으로 볼 수 있다는 것이다. 즉 模型에 나타난 變數들이 出生率에 주는 影響은 두개의 다른 群에서 크게 차이가 없다는 意味이다. 「아델만」은 그의 論文에서 두 集團에 있어서 人口에 대한 반응에는 同質性이 있다고 결론짓고 있다. 19)

分析結果에서 나타난 決定係數(R²)가 開途國의 경우, 1950年과 1960年에는 비교적 낮고, t檢定 결과도 變數 선정에 무리가 있음을 나타냈다. 그러나 1970년에 이르러서는 決定係數가 0.63이 되어 變數의 説明力에 상당한 진전을 보이고 있고, Chow檢定의 結果에서도 同一模型의 設定이 무방함을 보여주고 있다. 따라서 이 모형은 어느 정도 經濟가 成長된 段階에서는 이용할 수 있는 모형으로 생각된다. 説明力을 높이기 위해 여기에 設定되지 않은 다른 要因 — 아들에 대한 選好, 老後問題 등 人習,

¹⁹⁾ Adelman, Irma, 1963, "An Econometric Analysis of Population Growth," American Economic Review, Vol. (53), pp. 315-39.

文化的 要因一들을 생각할 수 있으나 計量化가 곤란하므로 模型設定에 限界가 있었다. 우리나라의 경우, 1966년 이후 꾸준한 成長이 이루어졌기 때문에 時系列分析에 큰 무리가 없다고 보고 같은 모형으로 다음의 結果를 얻었다.

$$CBR = -36.550 - 0.0041 PCG + 0.1225 FPR - 0.5545 IL + 0.4135 AG + 1.3463 IMR \\ (-3.11) \quad (2.67) \quad (0.53) \quad (-2.99) \quad (3.86) \quad (6.44)$$

 $R^2 = 0.9886$

$$\log CBR = -1.787 - 0.0666 \log PCG + 0.2007 \log FPR - 0.3590 \log IL + 0.3308 \log AG$$

$$(-0.43) \quad (-0.91) \quad (1.26) \quad (-4.03) \quad (2.46)$$

 $+1.2550 \log IMR$ R²=0.9927 (1.37)

Cross-section分析에서, 보다 合理的인 模型을 時系列分析에 이용하여 무리가 있었으나, 相關係數를 감안할때, 出産率의 獨立變數의 선택은 만족할 만 하다.

Cross-section 資料에서 얻은 結果와 크게 차이가 나는 變數는 女性의 勞動參與率이다. 出生率에 陽의 영향을 미치는 것으로 나타난 것은 韓國의 경우 女性의 취업율이 증가되긴 하였으나, 1966년 20.0퍼센트에서 1982년 24퍼센트에 그쳤고, 1977년 이후에는 둔화되고, 1980년, 1981년에는 減少추세를 보였기 때문에 이와같은 결과가나온 것으로 판단된다. 특히 女性의 賃金水準은 男性의 賃金水準에 50퍼센트도 미치지 못한 실정이므로²⁰⁾ 主婦의 時間價値의 機會費用이 작고, 所得效果가 代替效果를 능가하여 즉 所得의 增加가 子女에 대한 需要를 增大시키므로 出生率에 陽의 영향을 주었다고 본다.

우리의 경우, 직장을 갖고 있는 주부라 할지라도 子女를 돌보아 줄 시부모가 계시다면, 직장 때문에 子女의 수를 줄이지는 않으며, 子女가 많으면 그들의 養育을 위해서 여성이 취업하는 경우가 많다. 아직까지는 先進國과 같이 女性의 社會進出이 활발치 않기 때문에 出生率에 큰 영향을 주지 못하고 있음이 t檢定 결과에서 밝혀졌다. 즉 t값이 有意水準 10퍼센트에서 有意的이 아닌 0.53이므로 女性勞動參與率의 回歸係數는 "0"으로 보아도 무방하다는 것이다.²¹⁾ 그러나 앞으로 女性의 社會參與가 활발해지면 出生率에 대한 영향의 크기나 向方이 크게 달라지리라고 본다.

²⁰⁾ 女性 對 男性賃金의 比는 1972年 45.1%에서 75年 42.2%, 82年 44.0%수준이다. 韓國의 社會指標, 1983. 經濟企劃院.

²¹⁾ 自由度가 11이고 α =10%인 경우, t-分布下에서의 臨界値는 ±1.796이다.

各獨立變數의 彈力度를 보면 1인당 GNP의 彈力度 0.066은 1970年의 先進國의彈力度보다는 크나 開途國彈力度 보다는 작게 나타나고 있으며, 文盲率, 女性就業率의 彈力度는 선진국의 것과 거의 같다. 특히 教育水準은 出生率에 절대적으로 큰영향을 주는 것으로 나타나 있으나 그 부호는 혼란을 가져온다. 일반적으로 教育水準이 높아짐에 따라 子女의 質的인 養育에 관심을 두고, 避姙에 대한 지식이 있으므로 出生率은 低下된다고 假定하였다. 그러나, 文盲率이 出生에 주는 간접적 영향을보면, 임금수준은 教育水準에 比例하므로 文盲率의 低下는 소득수준의 향상을 가져오고 所得效果가 代替效果를 능가하여 陽의 영향을 주는 것으로 理解된다.

變數의 重複을 피하고 可能한 적은 수의 意味있는 變數로서 관측된 現象을 적절히나타내기 위해서 段階 分析이 ²²⁾ 必要하므로 이 分析方法을 우리나라에 적용시킨 結果를 Table 5 에 提示하였다.

첫단계 (Step 1)에 採擇된 變數는 從屬變數와 가장 높은 相關을 가진 것이고, 그다음 變數들은 그들이 分散에 대한 漸增하는 説明力을 極大化한다는 制限에 준해서 添加되어진다. 各 段階에서 추가되는 説明된 分散의 比率의 의미는 같은 標本에서

Table 5. Stepwise Multiple Correlation 段階 多重相關

-			Cumulative Proportion	Proportion Reduced in	F for Difference
Variable	Entered	R	Reduced	Step	Steps
1. Addi	tive Model				
Step 1	IMR	0.959	0.920	0.920	
Step 2	PCG	0.984	0.968	0.048	21.93
Step 3	AG	0.989	0.979	0.011	5.910
Step 4	IL	0.994	0.988	0.009	10.000
2. Mult	iplicative M	Model			
Step 1	PCG	0.970	0.941	0.941	
Step 2	IL	0.994	0.988	0.047	55.81
Step 3	AG	0.995	0.991	0.003	2.63

²²⁾ 金寅鎬, 回歸分析論, 比峰出版社, 1983. pp. 270~276

計算된 重相關係數 (multiple Rs) 간의 差異에 대한 F-ratio 23 를 利用하여 미리 주어 진 水準 (α =0.15) 24 에서 有意的이어야 한다.

Table 5 에서 나타난 바에 의하면, 線型模型에서 嬰兒死亡率과 1人當GNP는 설명된 분산에 큰 기여를 했다. 그러나 常用對數模型에서는 전혀 다른 결과가 나왔다. 즉 1人當GNP와 文盲率이 설명되어진 변동부분의 증가에 기여했고, 嬰兒死亡率 은의미있는 變數로서 포함되지 않았다. 두 경우 모두, 農業就業率은 出生率의 變動 에대하여 説得力을 크게 갖지 않는 것으로 나타났으며, 女性勞動參與率은 獨立變數로서 有意的이 아님을 指摘하고 있다.

Ⅳ. 結 論

人口의 增加는 出産 (fertility) 의 增加로 이야기 될 수 있으며, 대부분의 開發途上國에 있어서 出生率은 매년 조금씩 減少하는 것으로 밝혀지고 있다. 이와 같은 出生率 低下에는 社會經濟的인 여러 要因들이 複合的으로 作用하므로, 이 要因들과 出生率과의 關係를 알아보고, 또한 開途國과 先進國에 있어서 그 結果를 比較해 보고자하였다.

本 研究에서는 1人當 GNP, 女性勞動參與率, 文盲率, 農業就業率, 嬰兒死亡率이 出生率에 영향을 준다고 보고 線型模型, $CBR=b_0+b_1PCG+b_2FPR+b_3IL+b_4AG+b_5IMR+e$,을 設定하여 分析하였다. 이 模型은 先進國에 보아 적합한 것으로 생각되었으나, 經濟가 成熟한 段階에서는 開途國에도 合當한 模型이 "Chow" 檢定으로 밝혀졌다. 또한 우리나라에 적용시켰을 경우에도 決定係數 (R^2) 가 0.98로 나타나 説明力 있는 模型임을 알 수 있었다.

또한 試算結果 Table 2에서 指摘된 바에 의하면 先進國, 開途國(1970年)이 함께, 農業就業率과 女性勞動參與率의 彈力度가 높고, 1人當 GNP의 彈力度는 낮다. 즉 開途國의 경우, 1 퍼센트의 農業就業率의 증가는 出生率을 28퍼센트 減少시키고, 女

$$F = \frac{\left(R_{\textbf{q}}^2 - R_{\textbf{R}}^2\right) \ / \ (Q - R)}{\left(1 - R_{\textbf{q}}^2\right) \ / \ (n - Q)} \qquad \qquad \text{단, } \ (Q - R) 은 추가된 변수의 수 \\ \left(n - Q\right) 는 설명변수가 추가된 두번째 회귀 방식의 자유도.}$$

²³⁾ 追加된 獨立變數의 説明力 有無를 檢定하기 위한 檢定統計量으로는 다음을 使用한다.

이때 F통계량은 分子의 自由度가 (Q-R), 分母의 自由度가 (n-Q)인 F 分布를 이룬다.

^{24) 「}컴퓨터」의 試算結果를 그대로 引用하였음.

性勞動參與率이 1 퍼센트 증가하면 出生率은 14퍼센트 감소한다. 한편 先進國에서는 女性勞動參與率과 農業就業率이 各各 1 퍼센트 증가하면 出生率은 各各 28퍼센트, 14퍼센트 만큼 감소되다.

· 이의 意味는 開途國에서는 우선적으로 産業化를 장려함으로써 人口抑制에 보다 크게 기여할 수 있고, 先進國에서는 人的 資源에 보다 많은 投資를 하여 女性의 社會 參與를 적극 권장하므로서 效果的인 人口政策을 實現할 수 있다는 것이다.

우리나라의 경우에는, 嬰兒死亡率과 農業就業率의 彈力度가 크고 1人當 GNP의 彈力度는 낮다.

이와 같이 獨立變數가 出生率에 미치는 영향을 고려한다면, 國家의 經濟發展計劃에 따른 潜在的 人口變化를 豫測할 수 있으며, 人口計劃政策을 펼 수도 있을 것이라 생각된다.

模型의 設定過程에서, 多重共線性의 문제 등 무리가 있음을 인정할 수 있다. 보다나은 分析을 위해서는 出産의 低下가 經濟的 福祉의 向上을 가져 왔는지 혹은 經濟的福祉의 向上으로 出産이 低下되었는지를 統計學的으로 説明할 수 있는 聯立方程式模型(Simultaneous Equation Model)의 定立이 이후 계속 試圖되어야 할 것이다.

參考文獻

經濟企劃院, 韓國의 社會指標, 1983.

郭相瓊, 計量經濟學, 茶山出版社, 1981.

金寅鎬, 回歸分析論, 比峰出版社, 1983.

Adelman, Irma, "An Econometric Analysis of Population Growth," American Economic Review, Vol. 53, 1963.

Becker, Gary S, "An Economic Analysis of Fertility" Demographic and Economic Change in Developed Countries, Princeton: Princeton University Press, 1960.

Gregory, P. R. and Griffin, J., "Secular and Cross-Section Industrialization Patterns: Some Further Evidence on the Kuznets-Chenery Controversy," Review Economics and Statistics, 56, August, 1974

Gregory, Paul, and John Campbell, "Fertility Interactions and Modernization Turning Points." Journal of Political Economy, 84 (4), Part 1, 1976.

- International Labor Office, Yearbook of Labor, various Years
- Kuznets, Simon, "Economic Aspects of Fertility Trends in the Less Developed Countries" in Fertility and Family Planning, 1971, University of Michigan Press.
- Kuznets, Simon, Modern Economic Growth, New Haven; Yale University Press, 1966.
- Michael, Robert, "Education and the Derived Demand for Children," Journal of Political Economy, 81, 1973.
- Mincer, Jacob, "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects," in Measurement in Economics.
- Mueller, Eva, 1971, "Agricultural Change and Fertility Change: The Case of Taiwan quoted from W. Whitney Hicks, 1974, Economic Development and Fertility Change in Mexico, 1950 -70, *Demography*, 11(3), 1974.
- Murphy, James L., Introductory Econometrics, Homewood, Ill, Irvin, Inc., 1973.
- Simon, Julian, "The Effect of Income on Fertility," *Population Studies*, vol. 23, 1969.
- Wachter, M. L., "A Time Series Fertility Equation: The Potential for a Baby Boom in 1970," Discussion Paper, University of Pennsylvania, 1974.
- Willis, R, "A New Apoprach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, 81 (2) Supplement, March/April, 1973.
- United Nations, Demographic Yearbook, various years.
- United Nations, Yearbook of National Accounts Statistics, various years.

Abstract

Study on Relationship Between Fertility and Socio-economic Variables

Moonkyung Choi*

In recent years, most of the less developed countries have population pressure. In this study, I intended to show the relationship between fertility and economic development which brings into the fertility decision, the taste changes in fertility control associated with development. Birth rate is high in the less developed countries, commonly more than twice as high as in the developed countries. Maybe, fertility is one of the single socio-economic variables distinguishing developed and less developed countries.

Kuznets says in his book that during the early stage of modern economic growth in Europe, birth rate rose initially as per capita income increased, but a secular downward trend in birth rates followed which dominated over the long run. Simon confirmed this argument by showing empirical evidence that the birth rate increases in early stages of development but decreases as income increases in less developed countries. That is, fertility is more sensitive to socio-economic variables in later stage of development.

Fertility responses to a given change in explanatory variable vary with the level of modernization. I hoped that empirical result shows the relationship between economic development and fertility at different stages of economic maturity, and relative importance of income and demographic variables in fertility decline.

My empirical data are a combined time-series cross-section of 25 Latin American and Asian countries (1950, 1960, and 1970) for less developed countries (LDC), and cross-section of ten more developed countries (MDC) including Canada, U.S.A., and European countries. In addition to these data, multiperiod sample, from 1966 to 1982, for Korea is used for this study on the fertility-economic variable relationship.

^{*} Instructor, Department of Business Administration, Hanyang University.

Fertility is hypothesized to be a function of following.

CBR = F (PCG, IMR, FPR, IL, AG)

where, CBR is Crude Birth Rate.

PCG is Per Capita GNP.

FPR is Female Labor Force Participation Rate.

IL is Illiteracy Rate.

AG is Agricultural Employment Rate.

Fertility is total number of births per woman in different age cohort. But since this measure is not available for many countries, I used crude birth rate to measure fertility.

I tested model by choosing linear and logarithmic form, and running by ordinary least square (OLS) method. The significance of each regression coefficient in the fertility equation is tested by t-statistic. T-statistic shows that in 1970 for the MDC, female participation rate and illiteracy rate are significant at 0.1 level, using a two-tailed test, while per capita GNP, infant mortality rate, agricultural employment are not significant. But, for LDC, 1950, 1960 and 1970 have the same significance test result: both agricultural employment and female participation rate are significantly different from zero. For Korea, during 1966—1982, all the variables except female participation rate are significant. With some exceptions, most of the signs of the coefficients are the same as I expected. Economic causes do not adequately explain the high level of fertility for LDC, during early stage of economic development. R-squares are 0.3569 in 1950 and 0.5012 in 1960, whereas in 1970, the R-square improves to .6349. In linear model, "Chow Test" indicates that, in the year of 1970, the effects of variables on fertility are almost the same for two different groups of countries.

Table 2 (Elasticity Multipliers) shows that crude birth rate can be reduced in MDC by encouraging greater female participation in the labor forces (where a one percent increase in the female participation rate reduces the birth rate by .28 percent.) Also for MDC a one percent increase in the agricultural employment results in .28 percent reduction in the birth rate.