

No. 33

KEO DISCUSSION PAPER



CALAMVS GLADIO FORTIOR

KEIO ECONOMIC OBSERVATORY
SANGYO KENKYUJO

KEIO UNIVERSITY

MITA MINATO - KU
TOKYO JAPAN

KEO モデル II の内容 :
方程式体系の推定およびモデルのテスト

慶應義塾大学産業研究所 *KEO モデルグループ:*
新保一成, 宮内 環, 中島隆信, 早見 均

KEO モデル II の内容：方程式体系の推定およびモデルのテスト

慶應義塾大学産業研究所 KEO モデルグループ：新保一成、宮内 環、中島隆信、早見 均

本稿¹では、KEO モデル II の実証化にあたっての方程式体系の具体的な特定化および、そのパラメーターの推定について述べることにする。また、最後に、モデルの経験的妥当性をトータル・テストならびにファイナル・テストによってチェックする。また、KEO モデル II の具体的な記述は、モデルの実際の運行、解法に即して行うこととする。モデルは、次に示すブロックごとに逐次的に解かれ、全体の需給がバランスするまで繰り返し解かれることになる。

短期供給ブロック 産業別資本ストック、就業者数、ならびに財の供給量を所与として、年間労働時間が決定される。決定された年間労働時間と時間当たり賃金率を所与にして、国産財の供給価格と需要価格（国産-競争輸入複合財の価格）が、供給関数群および輸入シェア関数群を連立することによって決定される。

分配ブロック 短期供給ブロックで決定された諸変数を所与として、産業別の付加価値額が決定され、家計外消費支出、雇用者所得、純間接税支払額、営業余剰に分配される。

金融ブロック 短期供給ブロックで決定された産業別産出額と貨幣供給額を所与として、貨幣需要関数から利子率が決定される。

米国サブモデル 分配ブロックで決定された名目国内総生産、金融ブロックで決定された名目金利を所与として、米国の IS-LM マクロモデルが解かれる。その際、日米間の財貨・サービスに関する貿易収支が決定され、この貿易収支と日米金利格差から円・ドル為替レートが決定される。

需要ブロック 上記各ブロックで決定された諸変数を所与として、マクロ消費関数、マクロ投資関数からマクロの家計消費支出、民間固定資本形成が決定され、数量-価格コンバーターを通じて財別の最終需要量が決定される。

労働市場の順位均衡モデル これまでのプロセスで決定された、実質国内総生産、民間最終消費支出デフレーター、産業別就業者数、産業別平均労働時間が与えらるると、集計概念の労働市場の順位均衡モデルによって平均の実質賃金率が決定される。

短期供給ブロックで初期値として与えられた財別供給量と需要ブロックで決定された財別需要量から算定される超過需要量、為替レート、平均実質賃金が、許容誤差範囲内に収束したことをもって、体系が短期的に均衡したとみなされる。さらに、民間資本形成がストック化され、次期の産業別資本ストックが決定され、モデルはダイナミックに運行していくことになる。以下、各ブロックごとに方程式体系とその推定結果を述べることにする。

¹ 本稿は日本労働研究機構の調査報告書としてまとめられるものの一部を加筆、編集しなおしたものである。なお、報告書は印刷中である。

1 短期供給プロック

1.1 生産関数および短期供給関数

我々が前提とした産業別の短期生産関数は、次のようなものである。

$$X_j = \min \left\{ f_j(g_j(h_j)L_j, K_{j-1}), \frac{x_{1j}}{a_{1j}}, \frac{x_{2j}}{a_{2j}}, \dots, \frac{x_{nj}}{a_{nj}} \right\}$$

この定式化では、期首の資本ストック K_{j-1} を所与として、年間労働時間 h_j と雇用労働投入量 L_j が費用極小化によって決定される。生産関数の具体型は、つぎのような Cobb-Douglas 型のものをもちいている。

$$X_j = \alpha_j(g_j(h_j)L_j)^{\beta_j} K_{j-1}^{1-\beta_j},$$

労働時間効率 $g_j(h)$ の特定化はつぎのようにおこなった。この式の意味は労働時間効率の弾力性が2次関数で近似できるということをしめしている。

$$g_j(h_j) = h_j \exp(g_{0j}h_j + 1/2g_{1j}h_j^2)$$

ここで、 h_j は、年間労働時間であり、 $\{\alpha_j \mid j = 1, \dots, 7\}$ 、 $\{\beta_j \mid j = 1, \dots, 7\}$ は、生産関数のパラメーターである。さらに、 $\{g_{0j}, g_{1j} \mid j = 1, \dots, 7\}$ は労働時間効率関数のパラメーターである²。また、中間財需要は、固定投入係数によって決定される。

$$x_{ij} = a_{ij}X_j \quad (i = 1, 2, \dots, 9 \ j = 1, 2, \dots, 8)$$

ここで、 $\{a_{ij} \mid i = 1, \dots, 9, j = 1, \dots, 8\}$ は、固定投入係数で外生変数である。この生産関数では、年間労働時間は費用極小条件から次のように決定される。

$$\begin{aligned} \frac{h_j g'_j(h_j)}{g_j(h_j)} &= \\ &\frac{w_j(1+\epsilon)(1+b_{0j})h_j}{[w_j(1+\epsilon)(1+b_{0j})h_j + w_j[(1+b_{0j})(B_j - \epsilon) + b_{1j}]h_j^*]} \\ &+ (1+b_{0j})(\rho_{10j} + \rho_{11j}) + \rho_{3j} + \rho_{4j} + W_{Rj} \quad (j = 1, \dots, 7) \end{aligned}$$

左辺の労働時間効率関数の弾力性はつぎの式で推計している。

$$\frac{h_j g'_j(h_j)}{g_j(h_j)} = 1 + g_{0j}h_j + g_{1j}h_j^2 \quad (j = 1, \dots, 7)$$

ここで用いた記号を、部門別の人一人あたりの金額表示でつぎのようになる。ただし、産業の添字 j は省略してある。変数リストは表 1 を参照。

$$\text{現金給与} = W$$

²公務（8部門）は、外生的に扱っている。

表 1: 労働時間効率関数の変数リスト

| | | |
|----------------------------|---------------|---------------------|
| wh^* | 基本給 | (内生) |
| w | 時間当たり基本賃金率 | (内生) |
| h^* | 所定内労働時間 | (外生) |
| $w(1 + \epsilon)(h - h^*)$ | 所定外賃金 | |
| ϵ | default=0.25 | パラメーター |
| ρ_{10} | 所定内手当て | (内生, 現金給与に対する比率を外生) |
| ρ_{11} | 所定外手当て | (内生, 現金給与に対する比率を外生) |
| ρ_2 | 法定外福利厚生費 | (内生, 現金給与に対する比率を外生) |
| ρ_3 | 教育訓練費等 | (内生, 現金給与に対する比率を外生) |
| Bwh^* | 賞与等 | (内生, 支給月数 B を外生) |
| W_R | 退職金等 | (内生, 現金給与に対する比率を外生) |
| b_0 | 雇用保険料率 | (外生) |
| b_1 | 健康保険料率+年金保険料率 | (外生) |

$$\begin{aligned}
 &= wh^* + \rho_{10} + w(1 + \epsilon)(h - h^*) + Bwh^* + \rho_{11} \\
 \text{一人当労働コスト} &= C_L \\
 &= W + b_0 W + b_1 wh^* + \rho_2 + \rho_3 + W_R
 \end{aligned}$$

就業者数の推定は、生産関数を L_j について解いた式を用いている。すなわち、

$$L_j = \frac{K_j}{g_j(h_j)} \left(\frac{X_j}{\alpha_j K_j} \right)^{1/\beta_j}$$

次に各産業の生産コストの定義式を

$$\begin{aligned}
 C_j &= \left(\sum_{i=1}^8 p_{O_i} a_{ij} + p_{M_9} a_{9j} \right) X_j + VBC_j + L_j C_{Lj} + BSD_j + NTAX_j \\
 &= \left(\sum_{i=1}^8 p_{O_i} a_{ij} + p_{M_9} a_{9j} \right) X_j + VBC_j + L_j C_{Lj} + BSD_j + \frac{tax_j}{1 + tax_j} p_{C_j} X_j \\
 &\quad (j = 1, \dots, 8)
 \end{aligned}$$

とする。ここで、 $\{C_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ は、 j 部門の生産コストで、 $\{w_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ は、時間当たり賃金率、 $\{BSD_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ は、営業余剰+固定資本減耗³、 $\{NTAX_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ は、純間接税である。また、 $\{tax_j \mid j = 1, \dots, 8\}$

$$tax_j \equiv \frac{NTAX_j}{p_{C_j} X_j - NTAX_j} \quad (j = 1, \dots, 8)$$

で定義される純間接税率であり、時間当たり賃金率 $\{w_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ 、とともに外生変数である。また、第 2 部門の建設業は輸入がないために $p_{O_2} = p_{C_2}$ である。

³いわゆる資本費は、 BSD_j に含まれると考えている。資本設備は、短期的に所与と考えているから、 $\partial BSD_j / \partial X_j = 0$ である。

先の生産関数を前提にして導かれる各産業の短期限界費用は、次のようなになる。

$$\frac{\partial C_j}{\partial X_j} = \sum_{i=1}^8 p_{O_i} a_{ij} + p_{M_9} a_{9j} + \frac{L_j C_{Lj}}{\beta_j X_j} + \frac{tax_j}{1+tax_j} p_{Cj} \quad (j = 1, \dots, 7)$$

$0 \leq \beta_j \leq 1$ のもとで、生産量拡大に伴い短期費用が遞増することが示される。

さて、上の短期限界費用式と生産者の利潤極大行動より、短期供給関数は次のようなになる。

$$p_{Cj} = \frac{\eta_j(1+tax_j)}{1+\eta_j+tax_j}$$

$$\left[\sum_{i=1}^8 p_{O_i} a_{ij} + p_{M_9} a_{9j} + \frac{L_j C_{Lj}}{\beta_j X_j} + \frac{tax_j}{1+tax_j} p_{Cj} \right] \quad (1)$$

$$(j = 1, \dots, 5, 7)$$

ここで、 $\{\eta_j \mid j = 1, 2, 3, 4, 5, 7\}$ は、想定需要の価格弹性値で、当面外生的に与えられる。ただし第2部門はさらに $p_{O_2} = p_{C_2}$ をもちいて p_C について解いた式になる。また、公益部門（6部門）、公務（8部門）の価格は外生的に決定されるものとする⁴。

また、想定需要の価格弹性は、供給関数から逆算した。モデルで用いた生産関数のパラメーターが表2に示されている。

⁴ 短期供給曲線の形状を考えてみよう。いま、

$$J = \frac{\eta_j(1+tax_j)}{1+\eta_j+tax_j}$$

とする。短期供給関数(1)式を産出量 X_j で偏微分すると、

$$\frac{\partial p_{Cj}}{\partial X_j} = J \frac{1-\beta_j}{\beta_j^2} \frac{L_j w_j}{\left(\alpha_j L_j^{\beta_j} K_j^{\gamma_j}\right)^2} \left[\frac{X_j}{\alpha_j L_j^{\beta_j} K_j^{\gamma_j}} \right]^{\frac{1-2\beta_j}{\beta_j}} \geq 0$$

となるから、 $0 \leq \beta_j \leq 1$ で短期供給曲線は右上がりである。 X_j に関して遞増的に右上がりか、遞減的に右上がりかを確かめるために、さらに、 X_j で偏微分すると、

$$\frac{\partial^2 p_{Cj}}{\partial X_j^2} = J \frac{(1-\beta_j)(1-2\beta_j)}{\beta_j^3} \frac{L_j w_j}{\left(\alpha_j L_j^{\beta_j} K_j^{\gamma_j}\right)^3} \left[\frac{X_j}{\alpha_j L_j^{\beta_j} K_j^{\gamma_j}} \right]^{\frac{1-3\beta_j}{\beta_j}} \geq 0$$

となる。 $-1 \leq \eta_j \leq \infty$ であり、 tax_j も正負どちらの値も取り得るから、 J の符号は、一般的にはわからない。したがって、

$$\begin{cases} J \geq 0 \\ 0 \leq \beta_j \leq \frac{1}{2} \end{cases} \text{ または, } \begin{cases} J \leq 0 \\ \frac{1}{2} \leq \beta_j \leq 1 \end{cases}$$

のとき、短期供給曲線は、産出量の拡大とともに遞増する形で右上がりである。また、

$$\begin{cases} J \geq 0 \\ \frac{1}{2} \leq \beta_j \leq 1 \end{cases} \text{ または, } \begin{cases} J \leq 0 \\ 0 \leq \beta_j \leq \frac{1}{2} \end{cases}$$

のとき、短期供給曲線は、産出量の拡大とともに遞減する形で右上がりである。

表 2: 生産関数の推定パラメター

| 部門 | α_j | β_j | \bar{R}^2 | D.W. |
|-----------|---------------------|--------------------|-------------|-------|
| 1. 農林水産 | -4.5295 (-20.76) | 0.64704 (12.69) | 0.9697 | 1.496 |
| 2. 建設業 | -4.7368 (-12.48) | 0.98152 (13.90) | 0.9746 | 2.025 |
| 3. 在来部門 | -3.1193 (-21.72) | 0.71704 (23.39) | 0.9909 | 1.830 |
| 4. 素材部門 | -3.0482 (-18.80) | 0.82048 (17.28) | 0.9835 | 1.719 |
| 5. 加工組立部門 | -2.3529 (-7.09) | 0.65258 (8.63) | 0.9362 | 1.307 |
| 6. 公益部門 | -3.7371 (-17.61) | 0.67397 (9.96) | 0.9516 | 1.331 |
| 7. サービス部門 | -3.7972 (-21.91) | 0.77671 (22.66) | 0.9903 | 2.508 |

\bar{R}^2 は、自由度修正済み決定係数。

D.W. は、ダービン・ワトソン比

1.2 国産・輸入シェア関数

各商品の需要主体（生産主体としての産業、消費主体としての家計）が消費する商品は国産品と輸入品によって供給される。そこで、国産品と輸入品の不完全代替性を表現するために、次のようなトランスロッグ価格集計関数を想定した。また、この価格集計関数は、 p_{C_i} , p_{M_i} に関して単調な1次同次凹関数であると仮定する⁵。また、輸入財価格 $\{p_{M_i} \mid i = 1, \dots, 9\}$ は、円建てで、ドル建ての輸入価格を $\{p_{M_i^*} \mid i = 1, \dots, 9\}$ とすると、

$$p_{M_i} = p_{M_i^*} EXRATE \quad (i = 1, \dots, 9)$$

である。ここで、EXRATEは、年平均為替レートで、1ドル当たりの円を示す。

$$\begin{aligned} p_{O_i} &= \exp \left[\alpha_{0i} + \alpha_{Di} \ln p_{C_i} + \alpha_{Mi} \ln p_{M_i} + \frac{1}{2} \beta_{DDi} \ln p_{C_i}^2 \right. \\ &\quad \left. \beta_{DMi} \ln p_{C_i} \ln p_{M_i} + \frac{1}{2} \beta_{MMi} \ln p_{M_i}^2 \right] \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $i = 1, 3, \dots, 7$ であり、2部門建設業と8部門公務に輸入はない。すなわち、 $p_{O_2} = p_{C_2}$, $p_{O_8} = p_{C_8}$ である。また、 $\{\alpha_{0i}, \alpha_{Di}, \alpha_{Mi}, \beta_{DDi}, \beta_{DMi}, \beta_{MMi} \mid i = 1, 3, \dots, 7\}$ は、価格集計関数のパラメターである。われわれの価格データは、1970年を1.0とする指標系列である。したがって、 α_{0i} は、恒等的にゼロである ($\alpha_{0i} = 0$)。また、集計関数の1次同次性より、

$$\alpha_{Di} + \alpha_{Mi} = 1, \quad \beta_{DDi} + \beta_{DMi} = 0, \quad \beta_{MMi} + \beta_{DMi} = 0$$

したがって、

$$\beta_{DDi} = \beta_{MMi}$$

⁵ 1次同次性の仮定は、指標論的に要請されるものである。つまり、国産価格 p_{C_i} と輸入価格 p_{M_i} が同じ比率で変化した場合、集計された価格指数 p_{O_i} も同比率で変化するという性質を持たせることになる。同様に、単調性の仮定は、国産品、輸入品のどちらかの価格が上昇した場合、集計価格も上昇するという性質を持たせることになる。また、凹性は、国産品と輸入品の不完全代替性を表現するためのものである。

また、集計関数の凹性より、

$$\beta_{DD_i}, \beta_{MM_i} \leq 0$$

である。

国内に対する商品 i の総供給は、名目で

$$p_{C_i} X_i - EX_i^{USA} - EX_i^{ROW} + p_{M_i} IM_i$$

である。ただし、 EX_i^{USA} は、商品 i の対米輸出額で、 EX_i^{ROW} は、米国以外に対する輸出額で、 IM_i は、商品 i の輸入量である。したがって、国内の商品 i に対する総需要のうち国産品、輸入品のシェア v_{D_i} 、 v_{M_i} は、

$$\begin{aligned} v_{D_i} &= \frac{p_{C_i} (X_i - EX_i^{USA} - EX_i^{ROW})}{p_{C_i} (X_i - EX_i^{USA} - EX_i^{ROW}) + p_{M_i} IM_i} \\ v_{M_i} &= \frac{p_{M_i} IM_i}{p_{C_i} (X_i - EX_i^{USA} - EX_i^{ROW}) + p_{M_i} IM_i} \\ &= 1 - v_{D_i} \end{aligned}$$

シェア v_{D_i} 、 v_{M_i} を上記のパラメターの制約を課して、集計関数によって表すと、

$$v_{D_i} = \alpha_{D_i} + \beta_{DD_i} \ln \frac{p_{C_i}}{p_{M_i}} \quad (3)$$

$$v_{M_i} = \alpha_{M_i} + \beta_{MM_i} \ln \frac{p_{M_i}}{p_{C_i}} \quad (4)$$

を得る。パラメターの制約条件より、この内の 1 本を推定すれば所望のパラメターを得られることになる。我々は、輸入シェア関数 (4) 式のパラメターを OLS で推定する。その際に、 $\beta_{MM_i} \leq 0$ を満たさない商品については、 $\beta_{MM_i} = 0$ とする。すなわち、そのような商品については、コブ-ダグラス型の集計関数を想定することになる。推定されたパラメターは、表 3 の通りである。

1.3 国産価格と集計価格の同時決定

先に示した 6 本の短期供給関数 ((1)式) と 6 本のトランスロッグ価格集計関数 ((4)式) を連立することによって、国産価格 $\{p_{C_1}, p_{C_2}, p_{C_3}, p_{C_4}, p_{C_5}, p_{C_7}\}$ と集計価格 $\{p_{O_1}, p_{O_3}, p_{O_4}, p_{O_5}, p_{O_6}, p_{O_7}\}$ が同時決定される。解法は Gauss-Seidel 法である。これらの価格が決定されたのちに、 $p_{O_2} = p_{C_2}$ 、 $p_{O_8} = p_{C_8}$ が代入される。

表 3: 輸入シェア関数のパラメター

| 部門 | α_M | β_{MM} | \bar{R}^2 | D.W. |
|-----------|------------------------|-------------------------|-------------|---------|
| 1. 農林水産 | 0.052474304 (37.43) | -0.010224284 (-1.89) | 0.09322 | 0.86740 |
| 3. 在来部門 | 0.041827705 (15.47) | -0.088896969 (-3.07) | 0.25223 | 0.57075 |
| 4. 素材部門 | 0.052395328 (31.40) | 0.083759741 (7.73) | 0.70168 | 1.28785 |
| 5. 加工組立部門 | 0.036262187 (43.64) | -0.005820933 (-1.03) | 0.00243 | 0.96759 |
| 6. 公益部門 | 0.038876829 (15.65) | -0.019649875 (-1.13) | 0.01057 | 0.43865 |
| 7. サービス部門 | 0.011171979 (28.26) | 0.014633971 (6.53) | 0.62495 | 0.68092 |

\bar{R}^2 は、自由度修正済み決定係数。
D.W.は、ダービン・ワトソン比

2 分配ブロック

与えられた産業別供給量 $\{X_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ のもとで、短期供給ブロックにおいて価格 $\{p_{C_i}, p_{O_i} \mid i = 1, \dots, 8\}$ が決定されると、定義によって産業別の付加価値額が次式によって求められる。

$$V_j = \left[p_{Cj} - \sum_{i=1}^8 p_{O_i} a_{ij} - p_{M9} a_{9j} \right] X_j \quad (j = 1, \dots, 8) \quad (5)$$

(5) 式で決まる付加価値は、家計外消費支出、 $\{VBC_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ 、雇用者所得、 $\{YE_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ 、営業余剰+固定資本減耗、 $\{BSD_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ 、純間接税支払、 $\{NTAX_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ という形で分配される。

2.1 家計外消費支出

$$VBC_j = bc_j V_j \quad (j = 1, \dots, 8) \quad (6)$$

ここで、 $\{bc_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ は、総付加価値額 V_j にしめる家計外消費支出の割合で、外生的に与えられる。

表 4: 雇用者所得式のパラメター

| 部門 | α_Y | β_Y | γ_Y | \bar{R}^2 | D.W. |
|-----------|----------------------|-----------------------|---------------------|-------------|---------|
| 1. 農林水産 | 55.325 (0.26) | 0.9809 (23.31) | -0.0498 (-0.60) | 0.9953 | 0.5931 |
| 2. 建設業 | -34.362 (-3.49) | 1.0064 (855.06) | -0.0180 (-3.37) | 1.0000 | 1.8592 |
| 3. 在来部門 | 1195.554 (2.65) | 1.0000 (7.62) | 0.1932 (0.32) | 0.9975 | 1.3160 |
| 4. 素材部門 | 405.934 (1.34) | 0.93992 (8.92) | 0.09136 (0.04) | 0.9978 | 1.7087 |
| 5. 加工組立部門 | -250.489 (-4.08) | 0.95417 (35.00) | 0.24568 (1.86) | 1.0000 | 2.8382 |
| 6. 公益部門 | -14.426 (-1.70) | 0.98485 (501.10) | 0.02674 (2.97) | 1.0000 | 3.0443 |
| 7. サービス部門 | -934.981 (-10.57) | 1.00478 (294.73) | -0.02359 (-1.38) | 1.0000 | 3.1216 |
| 8. 公務 | 47.989441 (1.80) | 1.0397862 (287.89) | | 0.99971 | 1.17296 |

\bar{R}^2 は、自由度修正済み決定係数。

D.W.は、ダービン・ワトソン比

2.2 雇用者所得

我々が、生産関数上で生産要素として用いた L_j は、産業別の就業者である。一方、我々が、資料の上で労働に対する分配として観測するのは、雇用者所得である。ここで、雇用者とは、生産活動に従事する就業者のうち自営業主と家族従業者を除く全てのものである。モデルでは、雇用者所得を次のような線形の統計関係式によって求める。

$$YE_j = \alpha_{Yj} + \beta_{Yj}L_j h_j w_j + \gamma_{Yj} Overhead_j L_j \quad (j = 1, \dots, 8) \quad (7)$$

ここで $Overhead_j$ は賃金以外の一人あたりの労働コストである。 $L_j h_j w_j$ は労働省『賃金センサス』ベースの現金給与総額に対応する賃金率と労働時間で SNA ベースの就業者数をかけたものである。これに対して SNA の雇用者所得には退職金・社会保障雇主負担などが含まれている。労働省『賃金・労働時間制度実態調査』をもちいて、現金給与以外の労働コストを『賃金センサス』ベースに調整した値が $Overhead$ 部分である。したがって、ここでの統計関係式は『賃金センサス』ベースの労働コストと SNA ベースの雇用者所得をつなげるものである。なお農林水と公益部門は産業計の $Overhead$ 部分の乗数を用いて調整している。公務部門は $Overhead$ を推定していない。 $\{\alpha_{Yj}, \beta_{Yj}, \gamma_{Yj} | j = 1, \dots, 8\}$ は、雇用者所得式のパラメターである。推定されたパラメターは、表 4 の通りである。

2.3 純間接税

外生的に与えられた純間接税率 $\{tax_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ によって、純間接税支払額は、次のように決まる。

$$NTAX_j = \frac{tax_j}{1 + tax_j} p_{Cj} X_j \quad (j = 1, \dots, 8) \quad (8)$$

2.4 営業余剰+固定資本減耗

家計外消費支出、 $\{VBC_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ 、雇用者所得、 $\{YE_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ 、純間接税支払、 $\{NTAX_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ が決定されると残差として営業余剰+固定資本減耗、 $\{BSD_j \mid j = 1, \dots, 8\}$ が求められる。

$$BSD_j = V_j - (VBC_j + YE_j + NTAX_j) \quad (j = 1, \dots, 8) \quad (9)$$

3 金融ブロック

産業間の貨幣の流通速度の違いを表現し得る貨幣需要関数の定式化として

$$\overline{M} = k(r)\varphi(p_{C1}X_1, \dots, p_{C8}X_8)$$

が提示されている。パラメーターの符号条件として、

$$\frac{\partial \overline{M}}{\partial r} \leq 0, \quad \frac{\partial \overline{M}}{\partial p_{Cj} X_j} \geq 0 \quad (j = 1, \dots, 8)$$

が満たされなければならないだろう。この定式化に基づき様々な関数型を特定化してパラメーターの推定を行ってみたが、残念ながら上記のパラメーターの符号条件を満足する関係式を見いだすことができなかった。しかし、我々が提起した問題は、経済のサービス化といふ産業構造の変化の局面において重要な課題であると思われる。よって、この問題は、今後のモデル開発の課題として残しておくことにして、KEO モデル II では、次の貨幣需要関数を用いることにした。推定方法は、OLS である。

$$\begin{aligned} \ln M2CD &= -1.980596 - 0.03214671 \ln RI + 1.1331291 \sum_{j=1}^8 p_{Cj} X_j \\ &\quad (-5.871449) \quad (-2.602002) \quad (90.26314) \\ &\quad \overline{R}^2 = 0.997398 \quad D.W. = 0.9280 \end{aligned} \quad (10)$$

表 5: 米国サブモデルの変数リスト

| 内生変数 | |
|------------|------------------------|
| URC | 米国の実質消費 |
| $URIV$ | 米国の実質投資 |
| $URIM_r$ | 米国の ROW からの実質輸入 |
| EX^{USA} | 米国の名目対日輸入 (=日本の名目対米輸出) |
| IM^{USA} | 日本の名目対米輸入 (=米国の名目対日輸出) |
| URY | 米国の実質 GNP |
| URI | 米国の実質金利 |
| $EXRATE$ | 円ドル為替レート (ドル/円) |

| 外生変数 | |
|----------|-------------------------|
| $TIME$ | タイムトレンド |
| UPY | 米国の GNP デフレーター |
| UPC | 米国の消費デフレーター |
| $UPIM_r$ | 米国の ROW からの輸入価格 |
| $UPIM_j$ | 米国の日本からの輸入価格 |
| V | 日本の名目 GNP |
| RI | 日本の名目金利 |
| UNG | 米国の名目政府支出 |
| $UPIV$ | 米国の投資デフレーター |
| $UPGIV$ | 米国の投資財価格上昇率 |
| $UNEX_r$ | 米国の ROW への名目輸出 |
| $UM2CD$ | 米国の貨幣供給量 ($M_2 + CD$) |

ここで、 $M2CD$ は、名目貨幣供給量 ($M_2 + CD$) で外生的に与えられる。カッコ内の数値は t 値で、 \bar{R}^2 は、自由度修正済み決定係数、D.W.は、ダービン・ワトソン比である。また、 RI は、全国銀行貸出約定金利である。短期供給ブロックで $\{p_{C_i} \mid i = 1, \dots, 8\}$ が決定されると、この方程式によって RI が解かれることになる。

4 米国サブモデル

米国経済は、次に示す消費関数、投資関数、日本以外の外国 (ROW) からの輸入関数、対日輸入関数、対日輸出関数、貨幣需要関数の 6 本の構造方程式から構成される簡単な $IS - LM$ モデルによって記述される。さらに、財市場の需給バランスを表す定義式と日米金利格差および日米間の財貨・サービスにおける貿易収支によって説明される円ドル為替レート決定式を加えて計 8 本の方程式によって米国サブモデルは構成されている。米国サブモデルにおける変数の定義を表 5 に示しておく。

表 5 の外生変数に含まれている日本の変数 RI (実質金利)、 V (名目 GNP) は、これまでの段階で本体モデルで内生的に決定された変数である。モデルは、これらの変数を米国サブモデルに引渡し、逆に米国サブモデルが為替レート ($EXRATE$)、対米輸出 (EX^{USA}) を返すことになる。

米国サブモデルの測定結果を次に示す。括弧内の数値は t 値を示し、 \bar{R}^2 は修正済み決定係数を示す⁶。また、推定法はすべて OLS であり、観測期間は為替レート変化率決定式が 1971

⁶為替レート変化率決定式は、切片なしの回帰を行っているため修正済み決定係数 \bar{R}^2 を附していない。

年から 1985 年である以外は、1960 年から 1985 年である。

財市場の需給バランス

$$URY \cdot UPY = URC \cdot UPC + URIV \cdot UPIV + UNG + \frac{IM^{USA}}{EXRATE} \\ + UNEXr + URIMr \cdot UPIMr - EX^{USA} \quad (11)$$

消費関数

$$URC \cdot UPC = 80.89 + 0.4766 URY \cdot UPY + 0.006079 URY \cdot TIME \quad (12) \\ (6.45) \quad (19.17) \quad (7.01) \\ \bar{R}^2 = 0.999$$

投資関数

$$\ln URIV = -0.2047 - 0.064 URI + 1.037 URY_{-1} \quad (13) \\ (-20.9) \quad (-0.119) \quad (11.87) \\ \bar{R}^2 = 0.873$$

対 ROW 輸入関数

$$\ln URIMr = -9.895 + 0.01556 \ln \frac{UPY}{UPIMr} + 1.938 \ln URY \quad (14) \\ (-185.0) \quad (0.159) \quad (29.16) \\ \bar{R}^2 = 0.989$$

対日輸入関数

$$\ln EX^{USA} = -26.47 + 1.135 \ln(EXRATE \cdot UPY) + 3.641 \ln URY \quad (15) \\ (-283.8) \quad (7.111) \quad (19.11) \\ \bar{R}^2 = 0.994$$

対日輸出関数

$$\ln IM^{USA} = -1.586 + 1.031 \ln \frac{1}{EXRATE} + 0.8269 \ln V \quad (16) \\ (-12.35) \quad (3.664) \quad (14.19) \\ \bar{R}^2 = 0.984$$

貨幣需要関数

$$\ln \frac{UM2CD}{UPY} = -1.718 - 2.624 (URI + UPGIV) + 1.183 \ln URY \quad (17)$$

$\bar{R}^2 = 0.993$

為替レート変化率決定式

$$\frac{EXRATE - EXRATE_{-1}}{EXRATE_{-1}} = -0.002253 \left(\frac{EX^{USA}}{EXRATE} - IM^{USA} \right) \quad (18)$$

+ $\frac{1.054}{(1.043)} (URI + UPGIV - RI)$

5 需要ブロック

KEOモデルIIでは、モジリアーニ解釈のケインジアン・マクロ・モデルにより近い方法で需要（最終需要）を把握することにした。つまり、消費、投資といった需要項目をマクロ・リレーションで把へ、外生的に与えらえる財別配分係数（数量-価格コンバーター）で財別の需要量を求めるという方法である。

モデルで用いられる産業連関表で把えられる三面等価の原則より、

$$\begin{aligned} GDP &= \sum_{i=1}^8 p_{C_i} X_i - \sum_{i=1}^8 \sum_{j=1}^8 p_{O_j} x_{ij} \\ &= BC + CP + CN + CG + IP + IG + Z + EX - \sum_{i=1}^9 p_{M_i} IM_i \\ &= GDE \end{aligned}$$

が成立している。ここで、 BC は、家計外消費支出、 CP は、家計消費支出、 CN は、対家計民間非営利団体消費支出、 CG は、政府消費支出、 IP は、民間固定資本形成、 IG は、公的固定資本形成、 Z は、在庫純増であり、いずれも名目で評価されている。このうち BC 、 CN 、 CG 、 Z は、当面外生変数として扱う。また、 IG も外生変数であるが、貨幣供給量 $M2CD$ 、為替レート $EXRATE$ とともにモデルの政策変数である。

5.1 国内最終需要項目別価格

モデルでは、まず、各最終需要項目別の価格が決定される。

$$\mu = B' p \quad (19)$$

ここで、 $\mu = (\mu_{BC}, \mu_{CP}, \mu_{CN}, \mu_{CG}, \mu_{IP}, \mu_{IG}, \mu_Z)$ は、最終需要項目別の価格ベクトルで、 $p = (p_{O_1}, \dots, p_{O_8}, p_{M_0})$ は、需要価格ベクトルである。Bは、外生的に与えられる数量-価格コンバーターで、

$$F = [F_{ij}] \begin{bmatrix} BC_1 & CP_1 & CN_1 & CG_1 & IP_1 & IG_1 & Z_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ BC_9 & CP_9 & CN_9 & CG_9 & IP_9 & IG_9 & Z_9 \end{bmatrix} \bar{g} = [\bar{g}_j] = \begin{bmatrix} BC/\mu_{BC} \\ CP/\mu_{CP} \\ CN/\mu_{CN} \\ CG/\mu_{CG} \\ IP/\mu_{IP} \\ IG/\mu_{IG} \\ Z/\mu_Z \end{bmatrix}$$

とすると、

$$B = [b_{ij}] = \left[\frac{F_{ij}/p_i}{\bar{g}_j} \right]$$

で、観測値から計算される。つまり、最終需要項目別の価格 μ は、財別の需要価格 p を反映する形で、レオンティエフ・タイプの集計によって求められる。

5.2 消費関数・投資関数

次に、モデルの内生変数である名目の家計消費支出と民間固定資本形成が決定される。各生産部門によって生み出された付加価値のうち、 $\{YE_j | j = 1, \dots, 8\}$ と $\{BSD_j | j = 1, \dots, 8\}$ を消費に支出される分配所得とし、さらに、習慣形成効果を取り入れることによって、次のマクロ消費関数が推定された。

$$\begin{aligned} CP &= 1310.666 + 0.4503943 YE + 0.1402075 BSD \\ &\quad (3.517772) \quad (16.04447) \quad (2.968350) \\ &\quad + 0.4307464 CP_{-1} \\ &\quad (12.82451) \\ \overline{R}^2 &= 0.999859 \quad D.W. = 2.2365 \end{aligned} \quad (20)$$

ここで、

$$YE = \sum_{j=1}^8 YE_j, \quad BSD = \sum_{j=1}^8 BSD_j$$

である。

次に、民間固定資本形成が投資関数によって決定される。前章で示されたように、投資は、加速度因子と実質利子率に依存する。様々な、投資関数の計測が行われた結果、次のものを最終的に採用した。

$$\begin{aligned} \ln IP &= -0.13041381 + 0.89454684 \quad \ln CP + 0.23781191 \quad \ln EX \\ &\quad (-0.11) \quad (2.29) \quad (0.74) \\ &\quad - 0.19688751 \quad \ln EX_{-1} - 1.3735122 \quad (RI - \ln \frac{\mu_{IP}}{\mu_{IP-1}}) \quad (21) \\ &\quad (-0.70) \quad (-1.53) \\ \bar{R}^2 &= 0.98427 \quad D.W. = 0.62235 \end{aligned}$$

5.3 項目別国内実質最終需要および財別国内最終需要

前もって決定された最終需要項目別価格 μ と家計消費支出 CP 民間固定資本形成 IP ならびに BC, CN, CG, IG, Z から項目別の国内実質最終需要 $g = (g_{BC}, g_{CP}, g_{CN}, g_{CG}, g_{IP}, g_{IG}, g_Z)$ が計算される。

$$g_{BC} = BC/\mu_{BC} \quad (22)$$

$$g_{CP} = CP/\mu_{CP} \quad (23)$$

$$g_{CN} = CN/\mu_{CN} \quad (24)$$

$$g_{CG} = CG/\mu_{CG} \quad (25)$$

$$g_{IP} = IP/\mu_{IP} \quad (26)$$

$$g_{IG} = IG/\mu_{IG} \quad (27)$$

$$g_Z = Z/\mu_Z \quad (28)$$

さらに、数量-価格コンバーターによって財別の実質最終需要 $f = (f_1, \dots, f_9)$ に変換される。

$$f = Bg \quad (29)$$

前章で示された $I-S$ リレーションは、すべて実質で評価されていた。したがって、消費関数自体が価格効果を内在させていた。モデルでは、この実質化の過程において価格効果をインプリシットに表現している。

5.4 財別総需要量の決定

産業連関表の販路構成より財別の総需要量は次のように決定される。これは、前章の(5)式に相当する。

$$\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_8 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{C1} - p_{O1}(1 - v_{M1})a_{11} & -p_{O1}(1 - v_{M1})a_{12} & \dots & -p_{O1}(1 - v_{M1})a_{18} \\ -p_{O2}(1 - v_{M2})a_{21} & p_{C2} - p_{O2}(1 - v_{M2})a_{22} & \dots & -p_{O2}(1 - v_{M2})a_{18} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -p_{O8}(1 - v_{M8})a_{81} & -p_{O8}(1 - v_{M8})a_{82} & \dots & p_{C8} - p_{O8}(1 - v_{M8})a_{88} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} p_{O1}(1 - v_{M1})f_1 + EX_1 \\ p_{O2}(1 - v_{M2})f_2 + EX_2 \\ \vdots \\ p_{O8}(1 - v_{M8})f_8 + EX_8 \end{bmatrix} \quad (30)$$

ここで、 EX_i は財貨・サービス別の名目輸出額で、

$$EX_i = EX_i^{USA} + EX_i^{ROW} \quad (i = 1, \dots, 8) \quad (31)$$

であり、 EX_i^{USA} は、米国サブモデルによって内生的に決定された対米総輸出額(EX^{USA})を外生的に与えた財貨・サービス別構成比($\{s_i^{EXUSA} | i = 1, \dots, 8\}$)で配分したものである。

$$EX_i^{USA} = s_i^{EXUSA} EX^{USA} \quad (32)$$

また、米国以外の世界に対する輸出額 EX_i^{ROW} は当モデルにおいて外生である。

さらに、競争財の輸入量が、

$$IM_i = \frac{v_{Mi} (p_{Ci} X - EX_i)}{p_{Mi} (1 - v_{Mi})} \quad (i = 1, 3, \dots, 7) \quad (33)$$

によって計算され、非競争輸入財の輸入量が、

$$IM_9 = \sum_{j=1}^8 a_{9j} X_j + f_9 \quad (34)$$

によって計算される。

最後に、以上で決定された需要項目から国内総支出ならびに貿易収支が算定される。

名目国内総支出 (GDE)

$$GDE = BC + CP + CN + CG + IP + IG + Z + EX - IM \quad (35)$$

ただし、 EX 、 IM は財貨・サービスの総輸出入額で、

$$\begin{aligned} EX &= \sum_{i=1}^9 EX_i \\ IM &= \sum_{i=1}^9 p_{M,i} IM_i \end{aligned}$$

である。

実質国内総支出 ($RGDE$)

$$RGDE = g_{BC} + g_{CP} + g_{CN} + g_{CG} + g_{IP} + g_{IG} + g_Z + \frac{EX}{\mu_{EX}} - \frac{IM}{\mu_{IM}} \quad (36)$$

ただし、 μ_{EX} 、 μ_{IM} は財貨・サービス総輸出入デフレーターで、

$$\begin{aligned} \mu_{EX} &= \sum_{i=1}^8 p_{C,i} \frac{EX_i}{EX} \\ \mu_{IM} &= \sum_{i=1}^9 p_{M,i} \frac{IM_i}{IM} \end{aligned}$$

で算定される。

国内総支出デフレーター ($PGDE$) 国内総支出デフレーターは、インプレッション・デフレーター方式で算定される。すなわち、

$$PGDE = \frac{GDE}{RGDE} \quad (37)$$

貿易収支 (BP)

$$BP = EX - IM \quad (38)$$

6 労働市場の順位均衡モデル

この労働市場の順位均衡モデルは小尾(1978)(1983), 小尾, 中島, 宮内(1989)において示された労働市場の賃金格差形成のモデルにおける規模概念を集計⁷したものである。このモデルは, KEO モデルにおいて時間当たり賃金率を内生変数として扱う目的のために導入され, KEO モデルの一部をなすものである。労働市場の順位均衡モデルは, 労働の選択順位指標 G 分布関数 $\nu(G)$, 労働の供給確率関数 μ , 選択順位指標の下限界 G_{min} と実質賃金率 w に関する費用最小の必要条件の方程式によって構成されている。労働市場の順位均衡モデルのブロックは, 実質国内総生産 ($RGDE$), 民間最終消費支出デフレーター (μ_{CP}), 第一部門から第七部門までの総就業者数 ($\{L_j | j = 1, \dots, 7\}$) と平均労働時間 ($\{h_j | j = 1, \dots, 7\}$) の値を他のブロックから受け取り, 第一部門から第七部門までの平均の実質賃金率を他のブロックに与える。

労働の選択順位指標 G の分布関数 $\nu(G)$ 労働の選択順位指標 G は労働需要主体(企業群)の生産技術(生産関数または費用関数)のもとで, 生産要素である労働の限界生産力の差を示す指標である。労働の選択順位指標 G は区間 $[0, 1]$ の値をとり, 1 の値により近い選択順位指標 G をもつ労働供給主体のグループがより高い限界生産力を持つものとする⁸。労働の選択順位指標 G の分布関数 $\nu(G)$ は, 労働の潜在的供給主体のうち G の値よりも高い選択順位指標を持つ者の割合を示す。

$$\nu(G) = 1 - G \quad (0 \leq G \leq 1) \quad (39)$$

15才以上の人口を N とする時, 労働需要主体から見て G_{min} 以上の選択順位指標をもつ者が適格であるとすると, 適格人口は

$$N\nu(G_{min})$$

である。

⁷ 規模概念の集計についての詳細は小尾(1991)を参照。

⁸ 労働の選択順位指標についての立ち入った考察は小尾(1978)を参照。

雇用の労働供給確率関数 μ 15才以上人口 N 人に対して時間当たり実質賃金率 w , 労働時間 h の雇用機会が提示された時を, これを受諾するのが n 人であったとすると, 供給確率 μ は,

$$\mu \stackrel{\text{def}}{=} \frac{n}{N}$$

と定義される. この供給確率 μ の観測値を叙述する供給確率関数は, 就業に関しての観測事実であるダグラス-有沢法則⁹と整合的に設定される.

雇用の労働供給確率関数 μ

| 核所得者: | μ^{pe} | (定数) |
|----------------|--|------|
| 非核所得者 | | |
| (核所得者の就業上の地位別) | | |
| 核が雇用: | $\mu^{nee} = \lambda_0^{nee} + \lambda_1^{nee} w h + \lambda_2^{nee} w + \lambda_3^{nee} h$ | |
| 核が一般自営: | $\mu^{nde} = \lambda_0^{nde} + \lambda_1^{nde} v h^d + \lambda_2^{nde} w + \lambda_3^{nde} h$ | |
| 核が無業: | $\mu^{nue} = \lambda_0^{nue} + \lambda_2^{nue} w + \lambda_3^{nue} h$ | |
| 核が農林漁業自営: | $\mu^{nae} = \lambda_0^{nae} + \lambda_1^{nae} X_{ag} + \lambda_2^{nae} w + \lambda_3^{nae} h$ | |
| 核が専門的自営: | $\mu^{nse} = \lambda_0^{nse} + \lambda_1^{nse} X_{sp} + \lambda_2^{nse} w + \lambda_3^{nse} h$ | |
| 核が官公庁: | $\mu^{npe} = \lambda_0^{npe} + \lambda_1^{npe} X_{pb} + \lambda_2^{npe} w + \lambda_3^{npe} h$ | |
| 単身者: | $\mu^s = \lambda_0^s + \lambda_1^s w + \lambda_2^s h$ | |

供給確率関数の記号の説明

1. μ は供給確率

(a) 第一上添字は供給主体の属性を示す.

- i. p : 核所得者
- ii. n : 非核所得者
- iii. s : 単身者

(b) 非核の供給確率の第二上添字は非核の属する家計の核の就業上の地位を示す.

- i. e : 雇用
- ii. d : 一般自営
- iii. u : 無業
- iv. a : 農林漁業自営
- v. s : 専門的自営
- vi. p : 官公庁

(c) μ の上添字の最後の e は雇用の供給確率であることを示す.

2. λ はパラメタ

(a) 第一上添字は供給主体の属性を示す.

- i. n : 非核所得者
- ii. s : 単身者

(b) 非核の供給確率関数のパラメタの第二上添字は非核の属する家計の核の就業上の地位を示す.

- i. e : 雇用
- ii. d : 一般自営
- iii. u : 無業

⁹辻村, 佐々木, 中村 (1959)

iv. a :農林漁業自営

v. s :専門的自営

vi. p :官公庁

(c) 非核の供給確率関数の第三上添字 e は非核の就業上の地位が雇用であることを示す.

3. X は核所得.

(a) 下添字は非核の属する家計の核の就業上の地位を示す.

i. ag :農林漁業自営

ii. sp :専門的自営

iii. pb :官公庁

4. w は雇用の時間当たり実質賃金率.

5. h は雇用の労働時間.

6. v は一般自営の時間当たり実質所得創出率.

7. h^d は一般自営の労働時間.

雇用者数 L 雇用者数 L は、労働の選択順位指標 G の分布関数 $\nu(G_{min})$ および労働供給確率関数 μ を用いて次のように示すことができる.

$$\begin{aligned} L = & N^p (1 - G_{min}) \mu^{pe} \\ & + N_e^{ne} (1 - G_{min}) (\lambda_0^{nee} + \lambda_1^{nee} w h + \lambda_2^{nee} w + \lambda_3^{nee} h) \\ & + N_d^{ne} (1 - G_{min}) (\lambda_0^{nde} + \lambda_1^{nde} v h^d + \lambda_2^{nde} w + \lambda_3^{nde} h) \\ & + N_u^{ne} (1 - G_{min}) (\lambda_0^{nue} + \lambda_2^{nue} w + \lambda_3^{nue} h) \\ & + N_{ag}^{ne} (1 - G_{min}) (\lambda_0^{nae} + \lambda_1^{nae} X_{ag} + \lambda_2^{nae} w + \lambda_3^{nae} h) \\ & + N_{sp}^{ne} (1 - G_{min}) (\lambda_0^{nse} + \lambda_1^{nse} X_{sp} + \lambda_2^{nse} w + \lambda_3^{nse} h) \\ & + N_{pb}^{ne} (1 - G_{min}) (\lambda_0^{npe} + \lambda_1^{npe} X_{pb} + \lambda_2^{npe} w + \lambda_3^{npe} h) \\ & + N^s (1 - G_{min}) (\lambda_0^s + \lambda_1^s w + \lambda_2^s h) \end{aligned} \quad (40)$$

| 雇用者数 L の式の変数 | |
|----------------|---|
| $N^p:$ | 核所得者の人口のうち農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く人數 |
| $N_e^{ne}:$ | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が雇用である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| $N_d^{ne}:$ | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が一般自営である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| $N_u^{ne}:$ | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が無業である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| $N_{ag}^{ne}:$ | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が農林漁業自営である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| $N_{sp}^{ne}:$ | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が専門的自営である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| $N_{pb}^{ne}:$ | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が官公庁に就業している家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| $N^e:$ | 15 才以上の単身者の人口のうち農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く人數 |

G_{min} と w とに関する費用最小の必要条件の方程式 労働需要主体(企業群)は生産量 Y を与件として、費用が最小になるように労働の選択順位指標の下限界 G_{min} と時間当たり実質賃金率 w を採択する。費用最小の必要条件の方程式は次のように定式化した。

$$L = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{G} + \alpha_2 w + \alpha_3 Y \quad (41)$$

1. \bar{G} について

- (a) $\bar{G} \stackrel{\text{def}}{=} \frac{(G_{max} + G_{min})}{2}$ ただし $G_{max} \equiv 1$
- (b) \bar{G} は労働需要主体から見て G_{min} 以上の選択順位指標をもつ適格人口 (G の最大値 G_{max} は 1 である) の選択順位指標の平均値である。

2. Y は実質国内総生産

3. α はパラメタ

- (a) α_0 は定数項
- (b) α_1 は \bar{G} の係数
- (c) α_2 は w の係数
- (d) α_3 は Y の係数

G_{min} と w についての誘導形方程式 (42) 式と (43) 式とを連立させて G_{min} と w について解く。 G_{min} を消去すると w についての二次方程式となり、これを w について解き w の誘導形方程式を得る。 w の誘導形方程式は実質国内総生産 Y 、雇用就業者数 L 、雇用の労働時間 h 、核所得者数

表 6: 核所得者の推定された雇用供給確率
推定期間 1971–82 年

| 雇用供給確率 | \bar{R}^2 | D.W. |
|----------------------|-------------|-------|
| 0.911705 (51.891) | 0.9563 | 0.209 |

\bar{R}^2 は、自由度修正済み決定係数

D.W.は、ダービン・ワトソン比

カッコ内は,t-value

以上の係数は最小二乗法による推定結果である。

N^p , 非核所得者数 N_e^{ne} N_d^{ne} N_u^{ne} N_{ag}^{ne} N_{sp}^{ne} N_{pb}^{ne} , 単身者数 N^s , 核所得 X_{ag} X_{sp} X_{pb} , 一般自営の時間当たり所得創出率 v , 一般自営の労働時間 h^d の関数となる。 G_{min} の誘導形方程式についても類推的である。

$$w = w(Y, L, h \\ | N^p, N_e^{ne}, N_d^{ne}, N_u^{ne}, N_{ag}^{ne}, N_{sp}^{ne}, N_{pb}^{ne}, N^s, X_{ag}, X_{sp}, X_{pb}, v, h^d) \quad (42)$$

$$G_{min} = G_{min}(Y, L, h \\ | N^p, N_e^{ne}, N_d^{ne}, N_u^{ne}, N_{ag}^{ne}, N_{sp}^{ne}, N_{pb}^{ne}, N^s, X_{ag}, X_{sp}, X_{pb}, v, h^d) \quad (43)$$

方程式のパラメタ値 労働の供給確率関数および G_{min} と w に関する費用最小の必要条件の方程式の推定は、小尾、中島、宮内（1989）の 1 人口群モデルにおいて用いられた就業表とモデルのシミュレーション結果より得られた G_{min} の推定値を用いて間接最小二乗法により行なった。供給確率関数のパラメタは、小尾、中島、宮内（1989）において得られたパラメタを初期値として採用した。費用最小の必要条件の方程式のパラメタの初期値は、最小二乗法により得た。供給確率関数のパラメタおよび G_{min} と w に関する費用最小の必要条件の方程式のパラメタの推定結果は次の表に掲げる。

部門別名目賃金率 w_j KEO モデルにおいては部門別の時間当たり名目賃金率 w_j が観測されていた。ここでは 1. 農林水産部門, 2. 建設業部門, 3. 在来部門, 4. 素材部門, 5. 加工組立部門, 6. 公益部門, 7. サービス部門の計 7 部門の時間当たり名目賃金率を内生変数として KEO モデルを設定する。部門別の時間当たり名目賃金率 w_j の内生化は労働市場の順位均衡モデルの情報を用いておこなわれるが、労働市場の順位均衡モデルにおいて内生変数として観測された w は産業

表 7: 非核所得者の供給確率関数の推定されたパラメター

推定期間 1971-82 年

| 核の従業上の地位 | λ_0 | λ_1 | λ_2 | λ_3 | \bar{R}^2 | D.W. |
|----------|-------------------|------------------------|----------------------|--------------------|-------------|-------|
| 雇用 | 0.9018 (9.12) | -0.00015231 (-4.16) | 0.00000967 (0.45) | | 0.9647 | 0.333 |
| 一般自営 | 0.0878 (4.69) | 0.00010877 (-1.56) | 0.00000453 (1.65) | | 0.9819 | 0.894 |
| 無業 | 1.0806 (16.33) | | 0.00000746 (1.23) | -1.8620 (-1.34) | 0.9933 | 0.403 |
| 農林漁業 | 1.0187 (16.71) | 0.00014089 (10.31) | 0.00001306 (8.97) | -1.9518 (-2.38) | 0.9984 | 1.270 |
| 専門的自営 | 0.5943 (5.62) | 0.00005024 (1.74) | 0.00000106 (1.42) | -2.0075 (-2.34) | 0.9889 | 1.108 |
| 官公庁 | 0.2513 (4.77) | -0.00001315 (1.05) | 0.00000939 (1.99) | | 0.9882 | 0.438 |

\bar{R}^2 は、自由度修正済み決定係数

D.W.は、ダービン・ワトソン比

カッコ内は,t-value

以上の係数は最小二乗法による推定結果である。

空欄は係数をゼロとおいたことを示す。

表 8: 単身者の供給確率関数の推定されたパラメター

推定期間 1971-82 年

| λ_0^* | λ_1^* | λ_2^* | \bar{R}^2 | D.W. |
|------------------|----------------------|--------------------|-------------|-------|
| 2.2591 (2.16) | 0.00003798 (1.97) | -6.9807 (-0.97) | 0.8245 | 0.229 |

\bar{R}^2 は、自由度修正済み決定係数

D.W.は、ダービン・ワトソン比

カッコ内は,t-value

以上の係数は最小二乗法による推定結果である。

表 9: 費用最小の G_{min} と w に関する必要条件の方程式の推定されたパラメター

推定期間 1971-82 年

| α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | \bar{R}^2 | D.W. |
|----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|-------------|-------|
| 50505882.6 (3.69) | -74168125.5 (-3.16) | 3505.50376 (1.78) | -0.370136719 (2.29) | 0.9147 | 1.741 |

\bar{R}^2 は、自由度修正済み決定係数

D.W.は、ダービン・ワトソン比

カッコ内は,t-value

以上の係数は w の誘導形方程式を用いた間接最小二乗法による推定結果である。

表 10: 部門別の時間当たり実質賃金率の統計関係式の推定されたパラメタ
推定期間 1971-82 年

| 部門 | β_0^w | β_1^w | R^2 | D.W. |
|-----------|---------------------------|--------------------------|--------|--------|
| 1. 農林水産 | 0.171340E-02 (14.199) | 0.425380E-08 (0.321) | 0.7891 | 2.4987 |
| 2. 建設業 | -0.224213E-02 (-4.437) | 0.781841E-06 (14.116) | 0.9387 | 1.4993 |
| 3. 在来部門 | -0.505657E-03 (-1.858) | 0.504748E-06 (16.919) | 0.9565 | 1.8534 |
| 4. 素材部門 | -0.173079E-02 (-2.462) | 0.855960E-06 (11.108) | 0.9046 | 1.6059 |
| 5. 加工組立部門 | -0.186281E-02 (-3.391) | 0.840335E-06 (13.956) | 0.9374 | 1.9342 |
| 6. 公益部門 | -0.194214E-02 (-3.343) | 0.974437E-06 (15.304) | 0.9474 | 1.9653 |
| 7. サービス部門 | -0.162678E-02 (-2.492) | 0.736960E-06 (10.299) | 0.8908 | 1.0384 |

R^2 は、自由度修正済み決定係数

D.W. は、ダービン・ワトソン比

カッコ内は、t-value

部門計の時間当たり実質賃金率であった。そこで KEO モデルでは、部門別の時間当たり実質賃金率を次のような線形の統計関係式によっていったん求めて、これに家計部門最終消費支出割合 μ_{pc} をかけて部門別の時間当たり名目賃金率 w_j を求めることにした。次の線形の統計関係式の推定には w_j, μ_{pc} の観測値と労働市場の順位均衡モデルのバーサチュアルテストによる w の理論値を用い、最小二乗法によった。 $\{\beta_0^w, \beta_1^w \mid j = 1, \dots, 7\}$ は、部門別の時間当たり実質賃金率の統計関係式のパラメタである。推定されたパラメタは次の表に掲げた。

$$\frac{w_j}{\mu_{pc}} = \beta_0^w + \beta_1^w w \quad (j = 1, \dots, 7)$$

部門合計雇用者数 L と部門平均労働時間 h KEO モデル本体では、 $\{L_j \mid j = 1, \dots, 7\}$ は各部門の SNA ベースの就業者数、 $\{H_j \mid j = 1, \dots, 7\}$ は各部門の SNA ベースの年間総労働時間である。労働市場の順位均衡モデルで用いられたのは賃金センサスベースの部門計の雇用者数 L と年間総労働時間 h であった。KEO モデルと労働市場の順位均衡モデルとの接合にあたっては、年々の部門合計の総就業者数

$$\sum_{j=1}^7 L_j$$

に毎年係数をかけて賃金センサスベースの部門計の雇用者数 L を計算し、さらに労働時間については同様に年々の各部門の年間総労働時間 $\{H_j \mid j = 1, \dots, 7\}$ を年々の各部門の就業者数 $\{L_j \mid j = 1, \dots, 7\}$ のウエイトを用いて部門平均の年間総労働時間

$$\frac{\sum_{j=1}^7 \{L_j H_j\}}{\sum_{j=1}^7 L_j}$$

に毎年係数をかけて賃金センサスベースの部門計の年間総労働時間 h を計算した。

変数リスト 次に労働市場の順位均衡モデルに関する変数リストを再掲しておく。以下の表の内生変数リストに示される変数は、KEO モデル本体と労働市場の順位均衡モデルの両者にとって内生変数である。また、外生変数リストのうち「(KEO モデルとリンクされる変数)」に示される変数は、KEO モデル本体にとって内生変数であるが、労働市場の順位均衡モデルにとって外生変数である。

内生変数リスト

| 変数番号 | 変数名 | 内容 |
|------|-----------|--------------------|
| | w | 雇用の時間当たり実質賃金率 |
| | G_{min} | 労働の選択順位指標 G の下限界 |

外生変数リスト (KEO モデルとリンクされる変数)

| 変数番号 | 変数名 | 内容 |
|------|------------|----------------------|
| | Y | 実質国内総生産 (RGDE) |
| | L | 賃金センサスベースの部門計雇用者数 |
| | h | 賃金センサスベースの部門計年間総労働時間 |
| | μ_{CP} | 民間最終消費支出デフレーター |

外生変数リスト (労働市場の順位均衡モデルにおいてのみ用いられる変数)

| 変数名 | 内容 |
|---------------|---|
| N^P | 核所得者の人口のうち農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く人數 |
| N_e^{ne} | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が雇用である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| N_d^{ne} | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が一般自営である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| N_u^{ne} | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が無業である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| N_{ag}^{ne} | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が農林漁業自営である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| N_{sp}^{ne} | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が専門的自営である家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| N_{pb}^{ne} | 農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く非核所得者の人口のうち核が官公庁に就業している家計に属する 15 才以上の非核の人數 |
| N^s | 15 才以上の単身者の人口のうち農林漁業自営、専門的自営、官公庁に就業する者を除く人數 |
| v | 一般自営の時間当たり実質所得創出率 |
| h^d | 一般自営の年間総労働時間 |
| X_{ag} | 非核所得者の属する家計の核所得 (核の就業上の地位は農林漁業自営) |
| X_{sp} | 非核所得者の属する家計の核所得 (核の就業上の地位は専門的自営) |
| X_{pb} | 非核所得者の属する家計の核所得 (核の就業上の地位は官公庁) |

7 短期におけるモデルの収束

KEO モデルの収束判定に用いられる変数は、財貨・サービス別産出量 $\{X_i \mid i = 1, \dots, 8\}$ 、雇用の時間当たり実質平均賃金率 w 、為替レート $EXRATE$ の 10 変数である。これらの変数からなるベクトルを

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ y_6 \\ y_7 \\ y_8 \\ y_9 \\ y_{10} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \\ X_7 \\ X_8 \\ w \\ EXRATE \end{bmatrix}$$

とする。 k 回目のイタレーションの初期推量として与えられる値を y^k 、また、モデルによって解かれた解を y^s とするとき、KEO モデルでは、収束条件を

$$\sum_{l=1}^9 \left| \frac{y_l^s - y_l^k}{y_l^k} \right| \leq \epsilon$$

としている。ただし、 $\epsilon = 1$ である。初期推量の更新は、

$$m = \left\{ l \mid \max \left| \frac{y_l^s - y_l^k}{y_l^k} \right| \right\}$$

なる変数について、

$$y_m^{k+1} = y_m^k + \frac{y_m^s - y_m^k}{2}$$

によっておこなっている。

8 資本蓄積

我々は、部門別の資本ストック蓄積式を次のように考えている。

$$K_j = IP_j^* + (1 - \delta_j)K_{j-1} \quad (44)$$

ここで、 IP_j^* は、部門別の実質粗投資額で、 δ_j は、経済的償却率である。需要ブロックで求められた IP は、新 SNA の民間国内総固定資本形成に対応している。したがって、まず、この IP を部門別に配分しなければならない。そこで、配分係数を次の算式で求めて外生的に与えることにする。

$$c_j = \frac{IP_j}{\sum_{l=1}^7 IP_l} \quad (j = 1, \dots, 7)$$

ここで、 IP_j は、資本ストック推計額から計算される部門別の実質粗投資額で、

$$IP_j = K_j - (1 - \delta)K_{j-1} \quad (j = 1, \dots, 7)$$

である。

さらに、我々が用いている部門別の資本ストックは、新 SNA では、公的国内総資本形成に含まれている政府企業を民間に格付けて推計されている¹⁰。したがって、なんらかの方法で需要ブロックで求められた IP をふくらませてやらないと、資本ストック推計との整合性を保てないことになる。そこで、

$$\gamma = \frac{\mu_{IP} \sum_{l=1}^7 IP_l}{IP + IG}$$

¹⁰ 資本ストックの推計の詳細については黒田・吉岡(1984)参照。

なる比率を外生的に与えることによって、資本蓄積式に現われる IP_j^* を次のように求める。

$$IP_j^* = c_j \frac{\gamma(IP + IG)}{\mu_{IP}} \quad (j = 1, \dots, 7)$$

以上のプロセスによって次期の部門別資本ストックが決定され、モデルはダイナミックに展開して行くことになる。

9 内挿テスト

本節では、1960-1985年の観測期間に関するモデルの内挿テストの結果を報告する。モデルの内挿テストには、トータル・テストとファイナル・テストの2種類で行っている。周知の通り、トータル・テストは、モデルの外生変数と先決内生変数に実績値を与えて、モデルが解いた内生変数と実績値の整合性を単位期間ごとにテストするものである。また、ファイナル・テストは、外生変数のみに実績値を与え、先決内生変数には、前期に解かれた理論値を与えて、モデルが解いた内生変数と実績値の整合性を観測期間を通じて連続的にダイナミックにテストするものである。

ブロック毎の主たる変数を取り上げてもう少し詳細に検討してみよう。

まず、短期供給ブロックでは、各財貨・サービスの国産価格と需要価格が同時決定されるが、データー上ほとんどの財で国産比率が9割近くになっているため、国産価格と需要価格はほぼ等しい。よって、国産価格でチェックしてみると、農林水(1)、在来部門(3)で観測値との誤差率が3%から5%程度オーバーに解かれている他は、-1.8%から2.5%程度の誤差率におさまっている。

分配ブロックでは、最終的に残差として決定される営業余剰をみておくのがいいだろう。一国あたりに集計した営業余剰では、観測値との誤差率がプラス・マイナス1%程度であるが、部門別にみてみると加工組立(5)で10%から17%のオーバー、サービス(7)で10%から13%アンダーに計算されている。

金融ブロックでは、名目金利が決定されるが、トータル、ファイナルテストとともに-2.5%ポイントから+5.9%ポイントの範囲に観測値との誤差がおさまっておりかなり良好である。

米国サブモデルで決定される諸変数の中では、為替レートと対日輸入がモデル本体に直接的な影響を及ぼす。米国の金利は、ほとんど誤差なく解かれているが、対日貿易で大きいところで20%程度の誤差率があるため、1981年10円円安から1985年の15円円高程度の誤差が生じている。これらの点は日米貿易統計の整合性などデーターの観点からも見直す必要があるだろう。

需要ブロックでは、消費関数の説明変数として1期前の名目消費額が入っているが、ファイナル・テストにおいても観測値との誤差率は-0.8%から+6.3%である。名目投資額は、上記のように金利がかなりよくあてはまっているものの、加速度要因としての輸出額が-0.6%から+7.9%程度の誤差を持っているため、ファイナル・テストにおいて-0.4%から+5.2%の誤差率で解かれている。最終的に解かれた総需要をGDEで代表させてみると、名目で-0.88%から+1.88%の誤差率の範囲で解かれており、モデル全体としては、かなり良いパフォーマンスを示していると考えている。ただし、実質GDEが常にオーバーに、GDEデフレーター常にアンダーに解かれている点は今後考慮の余地がある。また、貿易収支の1981年テスト結果のズレが大きい。この年に関する為替レートがトータル・テストでは10円ほど円高になっているものの、ファイナル・テストではほぼ観測値に等しく解かれているにも関わらず、貿易収支にして同程度の大きな誤差を示している点は検討に値する。

最後に労働市場の順位均衡モデルで決定された実質の平均賃金率は、常にアンダーに解かれてはいるものの、-0.3%から-0.8%の誤差率の範囲におさまっている。

以上のように若干の問題点は残るもの、モデル全体としては、良好な結果を示していると考えてよいだろう。