

ソ連経済成長モデル No. 4 (1935—63)

丹 羽 春 喜

1 「ソ連経済成長モデル No.4」

の構想とその概要

筆者は、さきにソ連経済についての長期的計量モデル「ソ連経済成長モデル No. 3」を構築し、それによる若干の分析結果を公けにした（関西学院『社会学部紀要』Vol. 9—10, 昭和39年11月号の拙論を参照）。

このモデルは、(1)ソ連経済特有の「生産水準と実質賃金水準の跛行性」を解明しようとするようなモデル構成を工夫したこと、(2)統計資料面の困難を克服し、また、「社会主義体制下の価格の意味」という議論の余地の多い問題を避けるため、ほとんど全面的に現物量タームの指標のみでモデルを構成したこと、(3)差額計算による誤差の累積をある程度意識的に避けることができ、また、パラメーター推定も簡便であるという点を考慮して recursive model を採用したこと、(4)長期成長モデルを意図して対数モデルとしたこと、および、(5)レオンチェフ体系と親近性を持っていながら、同一時点における本源的生産諸要素間の相互的代替を前提した生産関数を用いている、等々、の特徴をそなえていた。そして、この「モデル No. 3」が、ソ連経済の成長過程を極めて簡潔・明晰に解明し得ていたものであることは、明らかであった。しかし、また、この「モデル No. 3」が、パイオニア・ワークとしてのその性格上、多くの不備かつ不自然な点や、過度の単純化を含んでいたことは否定し得ない。

筆者の見るところでは、少なくとも、次の諸点に関しては、モデルになんらかの改善がほどこされるべきであると思われる。

(1) 農業生産関数の問題……「モデル No. 3」

を用いて外挿を行なうと、 O_a がかなり大巾に上昇することになる。これは、構造推定のための観察期間を通じて O_a が大巾に上昇し得た状況が外挿されてしまうことが意味されているとともに、1959年—1964年の時期に、顕著に現われるにいたったソ連農業生産の頭うちを捕捉し得ていないことを意味する。モデルのこの欠点を改善するためには、構造推定の観察期間を、より最近の時期まで延長するとともに、なんらかの非線型の関数を用いる必要がある。

(2) Q 関数の問題……Q（すなわち、実効農業雇用比率の逆数）は時代の経過とともに低下して行くとしても、しかし、その値には一定の下限が存在するはずである（Qを農業における実効的な労働参加率の逆数と考えれば、このことは容易に理解し得るであろう）。ところが、「モデル No. 3」では、一定の下限への収斂性を持たない関数型が使用されているのである。実際上は、われわれの「経済的視界の」範囲内では、この点は問題にならないであろうが、しかし、モデルとして洗練を欠いていたことはあらそえない。本来ならば、Q関数には収斂性を持ったゴンパツ曲線などを用いるべきであろう。

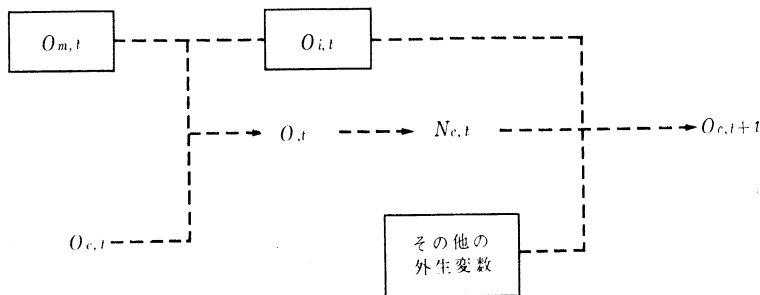
(3) 統計データの問題……「モデル No. 3」では、総労働力 L が外生変数としてとられているが、これは、イーソンの労働力推計を利用し得ることを前提としたモデル構成であった。しかし、イーソン推計は、1960年以降および将来については、十分な時系列データを提供し得るとは思えない。むしろ、最近では毎年公表されるようになったソ連当局の人口推計を利用したモデルに組みかえれば、たとえ

ばアメリカ合衆国センサス・ビューローのソ連人口予測モデルによる将来の人口予測値を利用した予測作業などが可能となるであろう¹⁾。統計データに関してはもう一つ、兵器生産指数 O_m がラフな見つもりの域を脱していない点に、若干の問題が残されており、この点にもなんらかの工夫がなされるべきであろう。

- (4) モデルの理論的構成の問題……「モデル No. 3」では、外生・先決諸変数によって M と O_c が決まり、この O_c に、さらに、外生の O_i と O_m の作用が加わって、 O 、 N_i 、 N_c が決定され、この N_c が、他の外生諸変数の影響とともに次期の O_c を決定するという因果序列が構成されていた。すなわち、このような因果序列を「ケース I」と呼ぶことにすると、次のように図示することができる。

しかし、別の形の因果序列を考えることも可能である。いま、鉱工業資本形成関数（方程式 No. 2）にタイム・ラグを導入して、 K_i の今期の水準は、前期の投資活動によって決定されているものとすれば、 N_c を外生的に与えれば、 O_c が先決・外生諸変数によって決定される限り、 O_i を内生変数として決定することができるようになる。そして、このような $O_{i,t}$ が（外生の $R_{i,t}$ とともに）次期の K_i の水準を決めることになるわけである。また、 $N_{c,t}$ およびその他の外生変数が所与である限り、この内生的に決定された $O_{i,t}$ は、外生の $R_{a,t}$ とともに農業資本設備の形成を通じて、次期の O_a 、ひいては、次期の O_c の水準を決定するのである（このよう

〔ケース I〕



な因果序列の構成を「ケース II」と呼ぶことにする)。

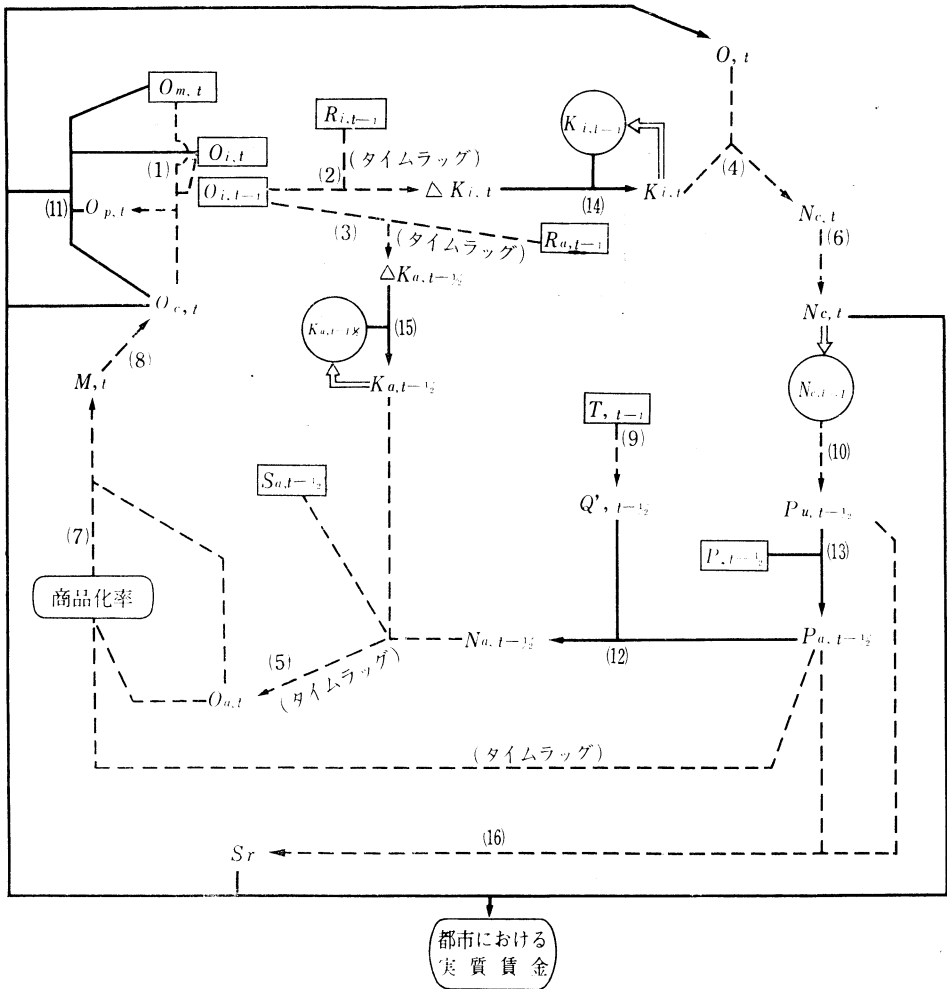
さらに、場合によっては、 N_c と O_i とがともに所与であるような場合（「ケース III」と呼ぼう）も考え得る。もし、 O_i を外生変数として扱いつづけるとするならば、この「ケース III」では体系は明らかに過剰決定になるが、（二組の O_i 値が算定されることになる）、それでもなお、「ケース I」、「ケース II」の算定結果と「ケース III」によるそれとを比較してみることは無意味ではないであろう。

もちろん、このようなモデルの因果序列構成の変更は、他に幾種類も考え得る。しかし、1960年代に入ってからようやく目だちはじめた、ソ連投資活動の「伸び率」の低下傾向や、農村労働力の非農業部門への動員が、意想外に進んでいない現状を考慮すれば、とくにこの「ケース II」の分析が重要であることは明らかである²⁾。以下に述べられる「ソ連経済成長モデル No. 4」では、このような「ケース II」の分析をもなし得るように、工夫がこらされた。

- (5) 鉱工業資本形成関数の問題……いま述べたように、「ケース II」の分析を行なうためには、鉱工業資本形成関数（方程式 No. 2）にタイム・ラグを導入しなければならない。理論的にいっても、おそらく、このほうが一層無理のない形であろう。

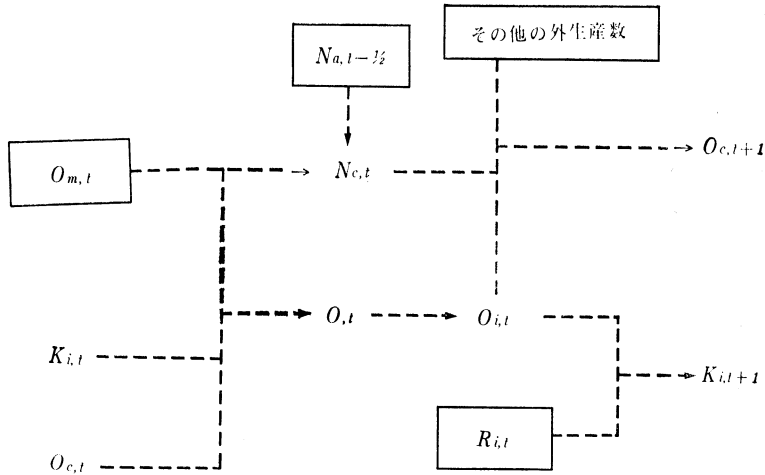
このほかにも、諸種の改善すべき点を指摘し得るであろうが、少なくとも、以上の五つの問題点を考慮に入れたモデルを構成するならば、相当な進歩となることは明らかである。筆者は、このよ

第1図 「ソ連経済成長モデルNo. 4」の図解 (ケースI)



- 定義式
- - - 経済の行動および技術的な関係を示す方程式
- ⇒ 時系列にそって代入しうることを示す。
- 外生変数
- 内生変数のうち先決されるべきもの

〔ケースⅡ〕



うな考え方に立って、新たに、「ソ連経済成長モデル No. 4」を構築することにした。

次の第1図は、この「モデル No. 4」を図解したものである。

すでに述べたところにしたがって、「モデル No. 3」の L や L_a の代りに、総人口 P 、都市人口 P_u 、農村人口 P_r を用いることとし、それに応じて、いままでの Q の代りに、実効農業雇用量 N_a と農村人口 P_r の比率である Q' を用いることにした。また、方程式 No. 5 および No. 9 は非線型の関数にあらためられ、方程式 No. 2 には、タイム・ラグが導入された。

しかし、モデル全体の構成は、「モデル No. 3」と殆ど同じであり、したがって、いうまでもなくこの「モデル No. 4」もまた極めて簡明・直截な recursive modal である。当然、構造推定は、全て「逐次最小二乗法」を用いて行なった。

「ケースⅡ」の分析を行なう場合には、前述したように、 N_c もしくは P_u を外生変数とし、 O_i を内生変数と看做すことにすればよいのである。

以下に、この「ソ連経済成長モデル No. 4」を組成する各方程式を示しておく。方程式に付けられた番号（これは便宜的な番号であって、因果序列を示すものではない）は、「モデル No. 3」の場合とできるだけ共通させておいた。前モデルの場合に準じて解釈しうる各方程式は、その解説を省

略し、「モデル No. 4」において重大な変更が加えられ、もしくは、新たに追加された関数に関してのみ、説明を付しておいた。

ソ連経済成長モデル No. 4 (1935-63)

〔外生変数〕(7個)

- $O_{m,t}$ 兵器生産量
- $R_{i,t-1}$ 総投資中鉱工業投資の占める比重
- $R_{a,t-1}$ 総投資中農業投資の占める比重
- $P_{t-1/2}$ 総人口（「ケースⅡ」の場合は $P_{t,t+1/2}$ ）
- $S_{a,t-1/2}$ 土地（蒔種面積）
- T_{t-1} 時間（年）
- $O_{i,t}$ および $O_{i,t-1}$ 最終需要部門への資本財引き渡しのフロー（「ケースⅠ」の場合）
- $N_{a,t+1/2}$ および $N_{a,t-1/2}$ 実効農業雇用量（フルタイム換算）（「ケースⅡ」の場合）

〔内生変数〕(15個)

- $O_{p,t}$ 鉱産原料および中間生産財生産量（ O_i に含まれる品目は除く）
- $O_{c,t}$ 消費財生産量
- $O_{i,t}$ 鉱工業生産量
- $K_{i,t}$ 鉱工業資本設備存在量
- $K_{a,t-1/2}$ 農業資本設備存在量（ $t-1$ 期の年末値）
- $\Delta K_{i,t}$ K_i の対前年変化量

$\Delta Ka_{t-\frac{1}{2}}$ Ka の「 $t-1\frac{1}{2}$ 期」より「 $t-\frac{1}{2}$ 期」までの変化量 (すなわち、前々年の年末値より前年の年末値までの変化量)

$$\begin{aligned} & (0.00765) & (0.64978) \\ & S=1.2931 & R=0.9681 \\ & \sigma=1.3766 & d=2.1008 \end{aligned}$$

Oa_{t-1} 農業生産量 (純生産)

(3) 農業資本形成関数

M_{t-1} 農産原料の消費財工業への供給量 (量農産物の国家調達・買付)

$$\Delta Ka_{t-\frac{1}{2}} = 0.1088 (O_{i,t-1} \times Ra_{t-1}) - 0.0276$$

$$(0.0114) \quad (0.0978)$$

Ni_{t-1} 鉱工業雇用量

$$\begin{aligned} & S=2.059 & R=0.9267 \\ & \sigma=2.190 & d=1.3197 \end{aligned}$$

Nc_{t-1} 非農業雇用量 (都市労働人口)

(4) 鉱工業生産関数

$Pu_{t-\frac{1}{2}}$ 都市人口 (「ケースII」の場合は $Pu_{t+\frac{1}{2}}$)

$$\log O_{t-1} = 1.3835 (0.289 \log Ki_{t-1} + 0.711 \log Ni_{t-1}) - 0.7594$$

$$(0.0201) \quad (0.0390)$$

$Pr_{t-\frac{1}{2}}$ 農村人口 (「ケースII」の場合は $Pr_{t+\frac{1}{2}}$)

$Q'_{t-\frac{1}{2}}$ $Pr_{t-\frac{1}{2}}$ と $Na_{t-\frac{1}{2}}$ の比率 ($Pr_{t-\frac{1}{2}}/Na_{t-\frac{1}{2}}$)

Oi_{t-1} 最終需要部門への資本財引き渡しのフロー (「ケース II」の場合)

$$\begin{aligned} & S=0.0145 & R=0.9983 \\ & \sigma=0.0153 & d=1.1962 \end{aligned}$$

$Na_{t-\frac{1}{2}}$ 実効農業雇用量 (「フルタイム雇用換算」) 「ケース I」の場合

(5) 農業生産関数

$$\log Oa_{t-1} = 2.50694 - 0.73166 (0.97693)^x$$

$$S=0.02212$$

〔先決内生変数〕

x は、農業への生産要素投入 (対数表示) を、 $1.79=0, 1.80=1, 1.81=2, \dots$ の尺度で表示したもの (定義式16を参照)。

Ki_{t-1}

$Ka_{t-1\frac{1}{2}}$

$Pr_{t-\frac{1}{2}}$

$Na_{t-\frac{1}{2}}$

O_{t-1}

Ni_{t-1}

Nc_{t-1}

$Pu_{t-\frac{1}{2}}$

Oi_{t-1}

「ケース I」の場合
このうち 1 個
(この研究作業では $Pu_{t-\frac{1}{2}}$ を用いた)

「ケース II」の場合

(6) 非農業雇用関数

$$\log Nc_{t-1} = 1.11053 \log Ni_{t-1} - 0.20718$$

$$(0.02415) \quad (0.04725)$$

$$\begin{aligned} & S=0.0116 & R=0.9954 \\ & \sigma=0.0124 & d=1.6572 \end{aligned}$$

(7) 農産原料供給関数

$$\log M_{t-1} = 0.7196 (2 \log Oa_{t-1} - \log Pr_{t-1})$$

$$(0.0181)$$

$$+ 0.58452$$

$$(0.03512)$$

$$\begin{aligned} & S=0.01956 & R=0.9947 \\ & \sigma=0.02068 & d=2.2252 \end{aligned}$$

(8) 消費財生産関数

$$\log Oc_{t-1} = 0.86250 \log M_{t-1} + 0.2525$$

$$(0.02084) \quad (0.04123)$$

$$\begin{aligned} & S=0.01622 & R=0.9954 \\ & \sigma=0.01715 & d=1.85834 \end{aligned}$$

(9) 実効農業雇用比率関数

$$\log Q' = -0.04643 + 0.18502 (0.966)^T$$

$$S=0.0202 \quad (\text{ただし、} 1940-50 \text{ 年の期間を対数線型補完した場合})$$

この場合の T は、1934年を第 1 年度とする年の系列である。

(10) 都市人口形成関数

(注) 原則として、全ての資料は 1955年=100 の指数に編成されたものを用いた。ただし、 Ri, Ra , および Q' は 1955年=1.0 の指数、 Ka, Sa, Na, P, Pu , および Pr は 1955年末=100 の指数、 T は 1934年を第 1 年度とする年の系列を用いた。 ΔKi , および ΔKa は、それぞれの指数系列における第一次階差 (すなわち対前年差) の値をそのまま用いた。

〔行動・技術方程式〕

(1) 鉱産原料および中間生産財生産関数

$$\log Op_{t-1} = 0.85432 (0.361 \log Oi_{t-1} + 0.365 \log Oc_{t-1} + 0.274 \log Om_{t-1}) + 0.29042$$

$$(0.03339) \quad (0.06296)$$

$$\begin{aligned} & S=0.03123 & R=0.9888 \\ & \sigma=0.03325 & d=0.92683 \end{aligned}$$

(2) 鉱工業資本形成関数

$$\Delta Ki_{t-1} = 0.1144 (O_{i,t-1} \times Ri_{t-1}) + 0.1373$$

$$\begin{aligned} \log Pu_{,t} &= 1.02519 \log Nc_{,t} - 0.05696 \\ &\quad (0.02507) \quad (0.04895) \\ S &= 0.0148 \quad R = 0.9944 \\ \sigma &= 0.0156 \quad d = 1.1337 \end{aligned}$$

(注) 構造推定のための統計資料の観察期間は、原則として1935—63年をとった。(戦時中および終戦直後期を除く)。

SおよびRは、逐次最小二乗推定における従属変数誤差の標準偏差および相関係数を示す。またσは自由度調整済のSを示し、dは、系列相関検定用のダービン=ワトソン比率を示す。

〔定義式〕

(1) 鉱工業生産量

$$\log O_{,t} = 0.162 \log Om_{,t} + 0.216 \log Oc_{,t} + 0.214 \log Oi_{,t} + 0.408 \log Op_{,t}$$

(2) 実効農業雇用量

$$\log Na_{,t-\frac{1}{2}} = \log Pr_{,t-\frac{1}{2}} - \log Q'_{,t-\frac{1}{2}}$$

(3) 総人口

$$P_{,t-\frac{1}{2}} = 0.45 Pu_{,t-\frac{1}{2}} + 0.55 Pr_{,t-\frac{1}{2}}$$

ウェイトは1955年末のPuとPrの相対的比重である。

(4) 鉱工業資本設備存在量

$$Ki_{,t} = Ki_{,t-1} + \Delta Ki_{,t}$$

(5) 農業資本設備存在量

$$Ka_{,t-\frac{1}{2}} = Ka_{,t-1-\frac{1}{2}} + \Delta Ka_{,t-\frac{1}{2}}$$

(6) 農業への生産要素投入

$$x = \{ (0.30 \log Sa_{,t-\frac{1}{2}} + 0.41 \log Na_{,t-\frac{1}{2}} + 0.29 \log Ka_{,t-\frac{1}{2}}) - 1.79 \} \times 100$$

都市・農村間の消費財供給割合については、次のような関数を推定しうる。

$$\begin{aligned} \log Sr_{,t} &= 1.07653 \log (100Pr_{,t}/P_{,t}) - 0.14291 \\ &\quad (0.06892) \quad (0.13520) \\ S &= 0.0033 \quad R = 0.9878 \\ \sigma &= 0.0038 \quad d = 1.8158 \end{aligned}$$

ただし、Srは農村向け消費財供給割合を1955年=100で表わした値である。この関数は、1956～63年のデータより直接最小二乗法で推定したものである。

統計資料については、殆ど全部、「モデル No. 3」の構造推定に使ったものをそのまま用いたがただ、戦後の時期の「兵器生産指数」だけは、新しく発表された「ゴードア指数」と「バークソン

＝ポウェル指数」とを幾何平均した指数を用いた。これは、「バークソン＝ポウェル指数」では、軍事予算額から兵員給養費を控除することによって「兵器調達額」を算定しようとしているため、「差額計算」という方法の本質的な属性として、短期的な不規則変動や誤差が誇張されているはずだという点を考慮したものである(末尾の付録、基礎的統計データ参照)。

なお、構造推定のための資料観察期間は、原則として、1963年まで延長した。

この「ソ連経済成長モデル No. 4」もまた、対数モデルの性格上、タイム・ラグの影響が比較的微弱であり、在庫変動も考慮されていないから、波動的変動の追跡能力はない。このモデルは、典型的な長期モデルとして、「水準の趨勢的変動」を追跡・予測するのが本来の任務である。

1) J. W. Brackett, "Demographic Trends and Population Policy in the Soviet Union", Joint Economic Committee, Congress of the U. S., *Dimensions of Soviet Economic Power*, (Washington; 1962), pp. 487—589 を参照。

2) 末尾の基本統計データに示されているように、1960年代にはいつてからは、NaもPrも減少を全く示していない。このことは、農村からの鉱工業への労働力大量動員を強行してなされるかつての「スターリン主義」の高度成長政策が、現在とられていないし、また、農業生産への影響を考えると、それを強行しうるような条件にもないということを示している。ソ連経済の近年における鉱工業成長率の漸減は、このような点から、その多くを説明しうる。

2 ソ連経済成長の将来

この「ソ連経済成長モデル No. 4」が、過去の諸指標をどの程度まで追跡し得ているかについては、本章の末尾に、グラフを用いて示しておいた。

将来への予測作業のうち、「ケース I」は、「モデル No. 3」の場合と殆ど同じ因果序列の体系を適用するものであることはすでに述べた。ただ、Oiの年平均成長率を8.5%（「モデルNo. 3」の場合は9%と想定していた）と想定したことと、Lの代りにPを外生変数として用いた点が「モデル No. 3」場合と異なっている。Pの予測値は、前

述したごとく、合衆国・センサス・ビューローの「ソ連人口予測モデル」による予測値を用いた。

「ケース I」の予測のための諸前提は第 1 表に示しておいた。

このような諸前提による「ケース I」の予測値は、1964—1970年の期間について算定した（第 2 表）。

第 1 表 予測について諸仮定 (ケース I) (ケース II)

- ① S_a 1970年末の耕地面積を255 (100万ヘクタール) と想定し、その98%が蒔種面積になると仮定した。
D. G. Johnson, and A. Kahan, *The Soviet Agricultural Program*, RAND, RM-2848-PR, May 1962, pp 15—18 を見よ。
- ② R_i および R_a 1963—70年の期間, $R_i,_{62}, R_a,_{62}$ を想定
- ③ O_m 1960—70年の期間, 平均年率9.3%の成長を想定。
(1955—63年の平均。なお、1950—63年を平均しても、ほぼ同じ成長率、9.5%を得る)
- ④ P 総人口 P の将来の増加は “Census Bureau’s Model I, Case B の予測トレンドを1963年の実際値にリンクして算出した。

	〔単位100万人〕	〔1955年末=100〕
1963年	226.3	114.4
	(実際値)	
64	229.3	115.9
65	232.2	117.3
66	235.0	118.7
67	237.8	120.2
68	240.6	121.6
69	243.4	123.0
70	246.3	124.5

J. W. Brackett, “Demographic Trends and Population Policy in the Soviet Union”. Joint Economic Committee, Congress of The U. S., *Dimensions of Soviet Economic Power*, (Washington; 1962), pp. 487—589 を参照。

- ⑤ O_i (ケース I) 1963—70年の期間, 平均年率8.5%の成長を想定。(ほぼ1958—63年の平均成長率に当る)。
 N_a (ケース II) 1963—70年の期間, 不変に維持されるものと想定した。ただし、この場合、1963年の値は、本モデルの ケース I による内挿値101.1 (1955年実際値=100) を用いた。

この第 2 表の予測値から O_c/N_c および O_c/P_u の値を計算してみると第 3 表のようになるが、この値が殆ど上昇を示していない点が注目されるべきであろう。いうまでもなく、このことは、都市実質賃金の上昇率が極めて緩慢なものであろうこ

とを意味している。

「ケース II」の予測においては、1963—1970年の期間中、 N_a が不変にとどまるものと想定してある。これは、近年のソ連において、 N_a が全く減少傾向を示していない状況を考慮したものである。

「ケース II」にもとづく諸種の予測値も、第 2 表に示しておいた。 O_c/N_c および O_c/P_u の値は第 3 表に示されているが、「ケース I」に比して、その上昇率は若干大きくなることが示されている。しかし、殆ど変りがないと言ってよいであろう。

この場合、 O_i 成長率は1964年頃の約9%から、1970年頃には6%半程度にまで低下し、 O の成長率もまた、1961年の10%から1970年の5%半にまで低下することが示されている。この「ケース II」の分析は、1960年代の半ばに近づくにつれて顕著になってきたソ連経済の成長率低下を解明し得ていると言ってよいであろう。

もし、 O_i の成長率を1970年まで平均年率8.5%に維持し、同時に、 N_a の水準を不変に維持するような政策が強行されたとするならば、「ケース III」このような場合はモデルが過剰決定になって二組の O_c 値が算定し得るが、農産原料供給関数を経由しないで、鉱工業生産関数と鉱産原料・中間生産財生産関数 (方程式 No. 4 と No. 1) とから直接に算定された O_c 値は、 P_u や N_c よりも下回った成長しか示さない。つまり、このような「ケース III」の場合には、資本財生産の犠牲となって、実質賃金水準が低下するであろうということが意味されている³⁾。

「ケース I」および「ケース II」のいずれにおいても、1970年の O_a の水準は、「モデル No. 3」で予測された場合より約15%低い水準となって示されている。「モデル No. 3」で年平均4%以上の O_a の成長率を予測したのに比べて、「モデル No. 4」では、「ケース I」、「ケース II」とも、1964—1970年の期間に平均年率2%程度の O_a の成長率を予測しているに過ぎない。いうまでもなく、これは、農業生産関数を非線型のものとした結果である。しかし、近年のソ連農業の停滞的な状況を

第2表 ソ連経済の各種指標の予測値 (1955年=100)

		<i>O</i>	<i>O_i</i>	<i>O_p</i>	<i>O_a</i>	<i>M</i>	<i>O_c</i>	<i>P_u</i>	<i>P_r</i>	<i>N_a</i>	<i>N_i</i>	<i>N_c</i>	<i>K_i</i>	<i>K_a</i>
「ケースⅠ」	1960年 (実)	145.6	173.0	144.1	125.0	155.0	134.4	122.8	98.3	88.3	115.5	123.8	166.3	170
	(予)	142.9	—	138.0	126.8	148.9	134.2	119.8	100.5	103.5	114.8	121.0	166.1	165.3
	63 (実)	—	213.0	—	120.0	164.6	154.0	—	—	—	130.0	140.0	—	—
	(予)	180.6	—	171.0	139.3	177.1	155.4	136.0	96.7	101.1	129.1	137.1	223.6	222.3
	64 (予)	191.7	231.1	180.3	143.8	182.6	159.6	139.8	96.3	101.4	132.1	140.7	245.1	244.1
	65 〃	204.2	250.7	191.0	147.9	190.5	165.5	144.2	95.3	100.8	135.9	145.0	268.5	267.7
	66 〃	217.3	272.1	202.1	151.2	198.1	171.3	148.7	94.2	100.1	139.5	149.5	293.9	293.4
	67 〃	231.2	295.2	213.9	154.4	206.0	177.1	153.3	93.2	99.4	143.3	153.9	321.3	321.2
	68 〃	246.0	320.3	226.2	157.7	214.0	183.1	158.0	91.9	98.5	147.1	158.5	351.2	351.4
	69 〃	261.8	347.5	239.4	160.7	222.2	189.1	163.0	90.2	97.1	151.3	163.5	383.5	384.1
70 〃	278.4	377.0	253.1	163.6	231.1	195.6	168.1	88.8	95.9	155.4	168.4	418.6	419.7	
「ケースⅡ」	1964 (予)	191.9	231.9	180.5	143.8	182.6	159.6	140.1	96.1	101.1	132.4	141.0	245.1	244.2
	65 〃	203.6	248.7	190.5	147.7	190.4	165.5	143.8	95.6	101.1	135.5	144.6	268.6	267.6
	66 〃	215.7	266.6	200.7	151.3	197.9	171.1	147.4	95.2	101.1	138.5	148.2	293.7	292.7
	67 〃	228.4	285.6	211.4	154.8	205.2	176.5	151.3	94.8	101.1	141.7	152.0	320.6	319.6
	68 〃	241.2	304.4	222.2	158.3	212.7	182.1	154.9	94.3	101.1	144.7	155.6	349.5	348.3
	69 〃	254.6	323.2	233.4	161.7	219.9	187.3	158.6	93.9	101.1	147.6	159.1	380.2	378.8
	70 〃	268.7	344.4	245.0	165.0	227.1	192.6	162.4	93.5	101.1	150.7	162.8	412.9	411.2

(実) : 実績値 (予) : 予測値

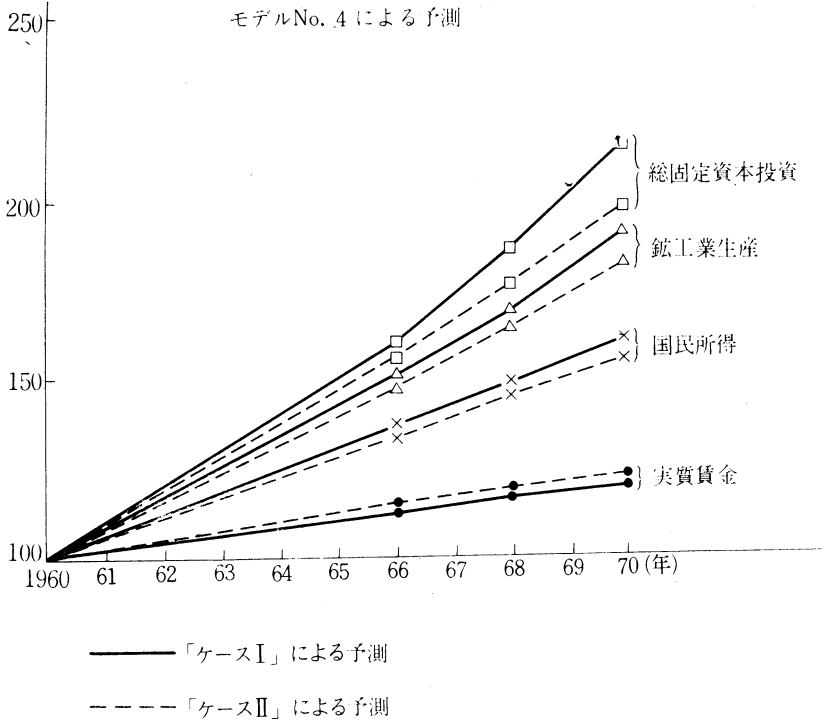
第3表 O_c/N_c , O_c/P_u , K_i/N_i (資本装備率), O/N_i (労働生産性), K_i/O (資本係数) の予測 (1955年実際値=100)

年次		$O_c/N_c \times 100$	$O_c/P_u \times 100$	$K_i/N_i \times 100$	$O/N_i \times 100$	$K_i/O \times 100$
				(資本装備率)	(労働生産性)	(資本係数)
「ケースⅠ」	1964	112.47	114.18	185.52	145.11	127.85
	65	114.13	114.79	197.63	150.32	131.48
	66	114.61	115.18	210.63	155.77	135.22
	67	115.08	115.56	224.28	161.37	138.99
	68	115.47	115.90	238.68	167.23	142.73
	69	115.66	115.98	253.56	173.10	146.48
	70	116.15	116.33	269.40	179.19	150.35
「ケースⅡ」	64	113.21	113.95	185.13	144.92	127.74
	65	114.41	115.08	198.26	150.31	131.90
	66	115.44	116.05	212.09	155.75	136.18
	67	116.15	116.67	226.36	161.24	140.39
	68	117.01	117.49	241.60	166.76	144.88
	69	117.73	118.14	257.58	172.48	149.34
	70	118.29	118.63	273.98	178.24	153.69

見るとき、このような予測値でさえ悲観に過ぎはしないであろう。しかし、「モデル No. 3」の場合と同じく、農産原料の供給 M は、 O_a を相当に上回って伸びることが予測されており、したが

って、ソ連経済の将来において商品化率の向上が農業生産成長の不振をカバーする大きな要因となるであろうということが、明確に予測されるのである⁴⁾。

第2図 ソ連経済成長の将来の予測 (1960年実績値=100)
モデルNo. 4による予測



第4表 人口構成の予測 (年末値)

		P 単位100万人 (総人口)	Pu 単位100万人 (都市人口)	Pr 単位100万人 (農村人口)	P %	Pu %	Pr %
「ケース I」	1963	実績値 226.3	実績値 118.6 推定値 121.07	実績値 107.7 推定値 105.23	100	52.40	47.60
	64	{ 実績値 227.8 (7月1日)	{ 実績値 119.8 (7月1日)	{ 実績値 108.0 (7月1日)	100	52.60	47.40
		{ 推定値 229.3 (年末)	{ 推定値 124.46 (年末)	{ 推定値 104.84 (年末)	100	54.28	45.72
	65	推定値 232.2	推定値 128.45	推定値 103.75	100	55.32	44.68
	66	〃 235.0	〃 132.47	〃 102.53	100	56.37	43.63
	67	〃 237.8	〃 136.43	〃 101.37	100	57.37	42.63
	68	〃 240.6	〃 140.63	〃 99.97	100	58.45	41.55
	69	〃 243.4	〃 145.19	〃 98.21	100	59.65	40.35
70	〃 246.3	〃 149.68	〃 96.62	100	60.77	39.23	
「ケース II」	1964	推定値 229.3	推定値 124.72	推定値 104.58	100	54.39	45.61
	65	〃 232.2	〃 128.0	〃 104.58	100	55.16	44.84
	66	〃 235.0	〃 131.34	〃 103.66	100	55.89	44.11
	67	〃 237.8	〃 134.69	〃 103.11	100	56.64	43.36
	68	〃 240.6	〃 137.96	〃 102.64	100	57.34	42.66
	69	〃 243.4	〃 141.20	〃 102.20	100	58.01	41.99
	70	〃 246.3	〃 144.55	〃 101.75	100	58.69	41.31

第5表 実質賃金水準の発展予測 (1960年実際値=100)

	ケース I			ケース II		
	1966年	1968年	1970年	1966年	1968年	1970年
消費財生産量	127.5	136.2	145.5	127.3	135.4	143.3
都市労働人口(軍人・家事使用人を含まず)	120.7	128.1	136.0	119.7	125.7	131.5
都市労働人口(軍人・家事使用人を含む)	116.5	122.9	130.0	115.6	120.8	126.1
農村向け消費財供給割合 (%)	21.0	19.9	18.7	21.2	20.5	19.7
都市向け消費財供給割合 (%)	79.0	80.1	81.3	78.8	79.5	80.3
実質賃金水準 (都市)	113.8	116.8	119.7	114.2	117.3	120.1

〔注〕 1960年の軍人・家事使用人を含む都市労働人口を62.0 (100万人) と推定し, 1966~70年の軍人を2.4, 家事使用人を3.3 (いずれも100万人) と想定したものである。軍人数は, 1965年の2.4 (100万人) という数字が, 1970年まで持続されることを仮定したものである。『世界週報』, 1965年7月20日号, 75頁を参照 なお1960年の消費財の都市向け供給割合は, 76%であった。将来の都市・農村間の消費財供給割合の算出は, $\log S_{r,t} = 1.07653 \log (100Pr_{r,t}/P_t) - 0.14291$ (但し, S_r は農村向け消費財供給割合を1955年=100で表わした値である)。 $S=0.0033$ $R=0.9878$ によった。この関数は, 1956~63年のデータより, 直接最小二乗法で推定したものである。

第6表 「モデル No. 4」による国民所得の成長予測 (1955年実際値=100)

	1955		ケース I			ケース II			
	(実際値)	1960 (実際値)	1966 (予測)	1968 (予測)	1970 (予測)	1966 (予測)	1968 (予測)	1970 (予測)	
鉱工業	100.00	145.6 (31.3)	217.3 (36.06)	246.0 (37.35)	278.4 (38.69)	215.7 (35.93)	241.2 (37.08)	268.7 (38.22)	
農業	100.00	125.0 (27.1)	151.2 (21.73)	157.7 (20.73)	163.6 (19.68)	151.3 (21.82)	158.3 (21.07)	165.0 (20.32)	
運輸・通信・サービス・商業・建設業	100.00	147.7 (41.6)	191.4 (42.21)	207.8 (41.92)	225.4 (41.63)	190.8 (43.25)	204.8 (41.85)	219.3 (41.46)	
国民所得総合	100.00	140.89 (100.00)	188.61 (100.00)	206.18 (100.00)	225.25 (100.00)	187.88 (100.00)	203.60 (100.00)	220.05 (100.00)	
同上 (1960年実際値=100)		71.0	100.0	133.9	146.3	159.8	133.3	144.5	156.2

(注) カッコ内の数字は構成比を示す。

鉱工業および農村所得の成長指数としては, O および Oa の予測推定値をそのまま用いた。

運輸・通信・サービス・商業・建設所得の成長指数としては, まず, Nc および Ni の予測推定値を利用して「建設業・第3次産業雇用指数」を算定したのち (この場合, 軍人・家事使用人も含ませた), これにすでに予測推定された実質賃金指数を乗じたものを用いた。国民所得総合指数は, 1955年の「要素費用評価国内総生産額」における産業源泉別構成比をウェイトした加重算術平均で, 上記の3指数を総合したものである。1955年の産業源泉別構成比は, ボーンステインの推計値 (*The Review of Economics and Statistics*, vol.XLIV, No. 4, Nov. 1962, p. 457) を用いた。

「ケース I」および「ケース II」について, 将来の「都市・農村人口構成」, 「都市実質賃金」, および「国民所得」の推移を予測したのが第4—第6表である。

また, これらの予測結果は, 第2図のグラフに示しておいた。

国民所得の予測値が, 「モデル No. 3」の場合に比して, かなり低い値となっているのは当然である (「モデル No. 3」による予測作業では O_i の成長率を高く規定していたから)。しかし, とくに

「ケース II」の場合に, 国民所得成長率にかなりのスロー・ダウンが示されていることは興味深い。

現在, 最も広く抛りどころとされているスタンリー・コーンによる予測が, 国民所得の平均成長率6.0—6.5%という値を出しているが, 筆者の場合, 「ケース II」による予測では, 1960—1970年の平均成長率は4.6%である。また, 平均成長率に漸減傾向が示されていることにも注目すべきであろう (1960—66年の平均成長率は4.9%, 1966—70年は4.0%, 1968—70年は3.9%である)。

しかし、いずれにせよ、鉱工業生産や国民所得が相当な成長をとげるであろうことは間違いない。それにもかかわらず、 O_c/P_u や O_c/N_c の値、ひいては、「実質賃金」の値が、比較的わずかしか上昇し得ないであろうということも、ほぼ確実である。確かに、1950年代の10年間に、ソ連では、都市実質賃金水準は2倍近くに向上した(1.7—1.8倍)。このような過去の成績を振りかえると1960—1970年の期間に、実質賃金水準が2割—3割しか向上しないであろうという予測は、過度に悲観的であるように見えるかもしれない。しかし、現在のところ、ソ連政府の公表数字によっても、実質賃金の年平均向上率は、1960—1964年で2.3%、1961—1964年で1.7%にしか過ぎないのである。筆者のモデルによる「過度に悲観的」な予測は、1960年代前半の実績によって、すでに裏づけられはじめてるのである。

もちろん、 R_i と R_a の配分を変更するとか、 O_i の成長率を変更してみるとか、 N_a の値を操作してみるとかすれば、 O_c/P_u あるいは O_c/N_c の値

をさらに幾分か高めうるかもしれない。「モデル No. 4」の予測値では農業生産 O_a の将来の伸びが「モデル No. 3」の場合よりも低いにもかかわらず、 O_c/N_c 値が「モデル No. 3」の場合に比してあまり低くならずすすんでいるのは、このことを物語っている。このことは、最近のソ連の労働力・投資政策を模した「ケース II」による予測値の場合に、とくによく妥当すると言えよう。しかし、モデル「No. 3」を用いての分析によってすでに明らかにされたように、第三次産業・住宅投資を犠牲にして、 R_i と R_a とを同時かつ大巾に引き上げない限り、 R_i と R_a の相対的な大きさや、 O_i の成長率を変更することによって得られる O_c/N_c 値の向上効果は、ごく限られたものである。結局「モデル No. 3」による分析で明らかにされたように、大規模な軍縮が実現し、 O_m の生産水準をむしろ引き下げようような状況が実現しない限り O_c/P_u もしくは O_c/N_c 値、ひいては、「実質賃金水準」を大巾に上昇させることはできないと断定してよいであろう。

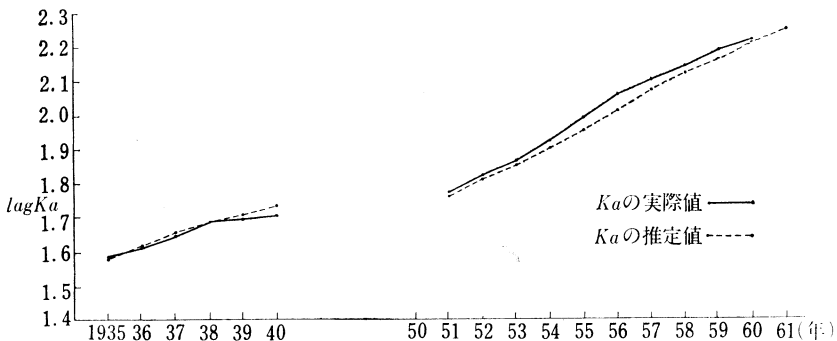
3) 「ケース III」の算定結果は、次のとおりである (1964年推定値=100)

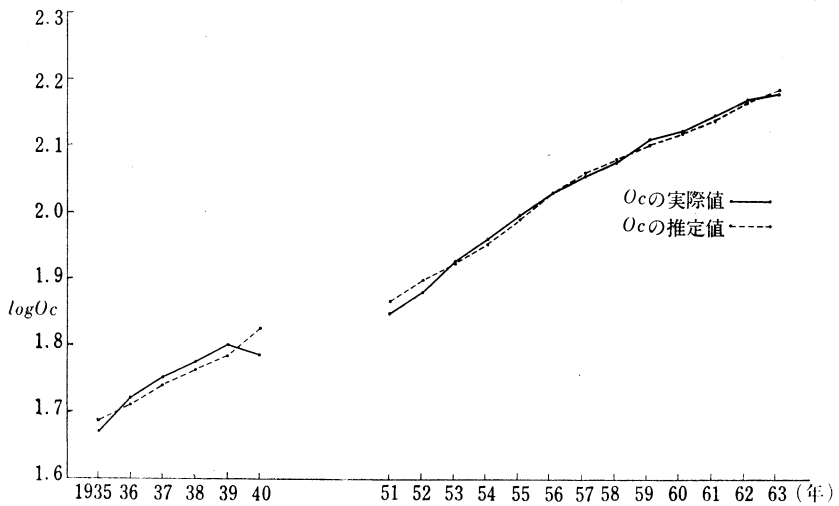
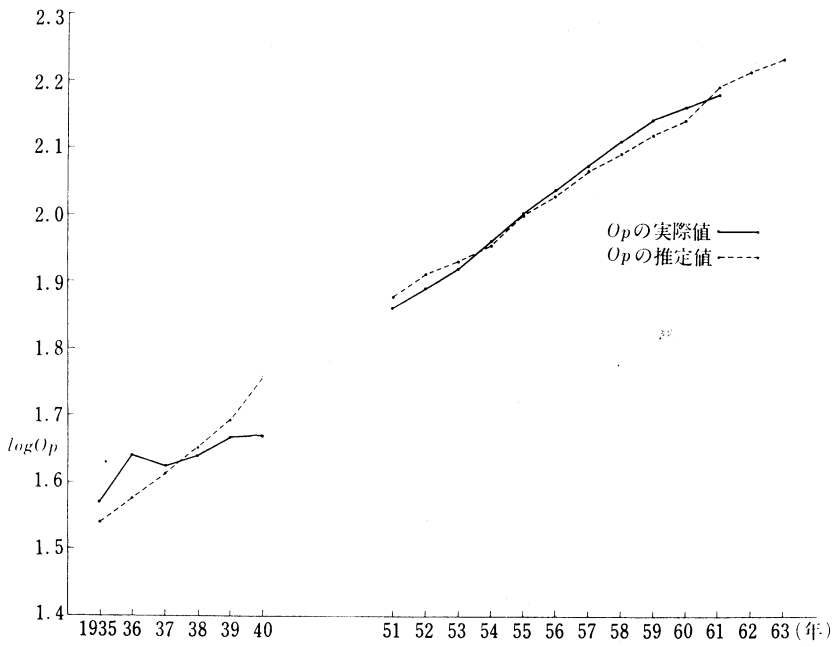
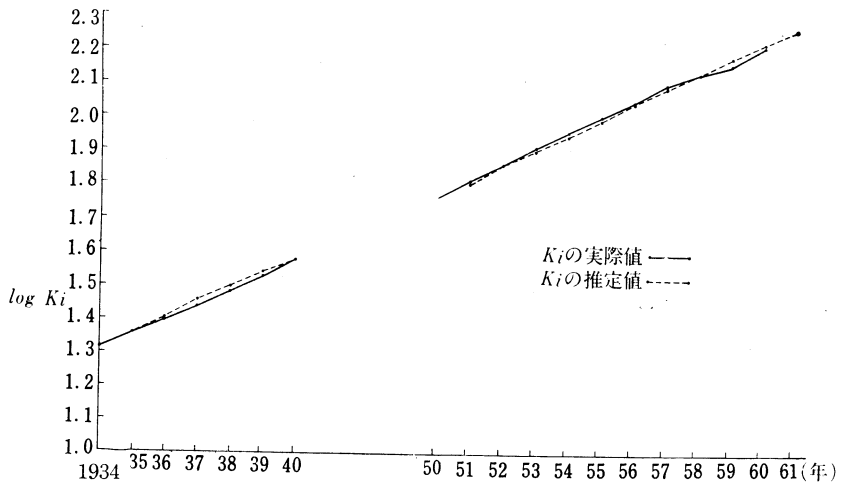
	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970年
P_u	100.0	102.6	105.2	108.0	110.6	113.2	115.9
O_c (Mを経由した算定)	100.0	103.4	106.7	110.1	113.5	116.8	120.2
O_c (Mを経由しない算定)	100.0	102.3	104.4	106.7	108.6	109.8	111.6

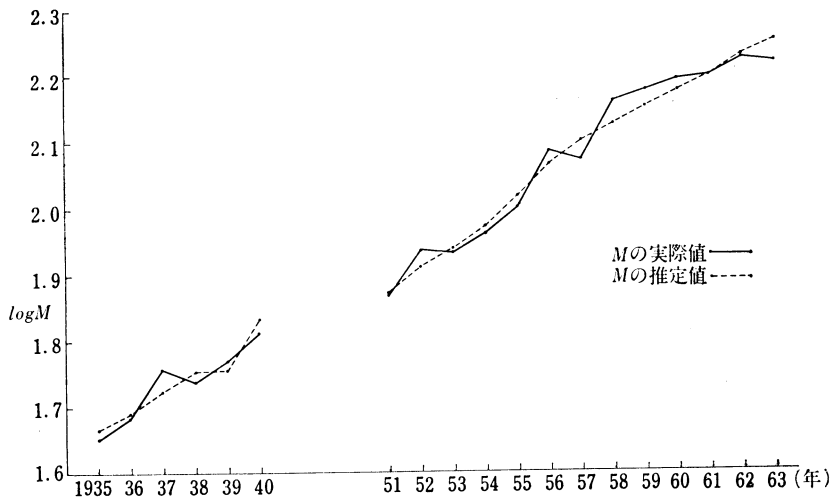
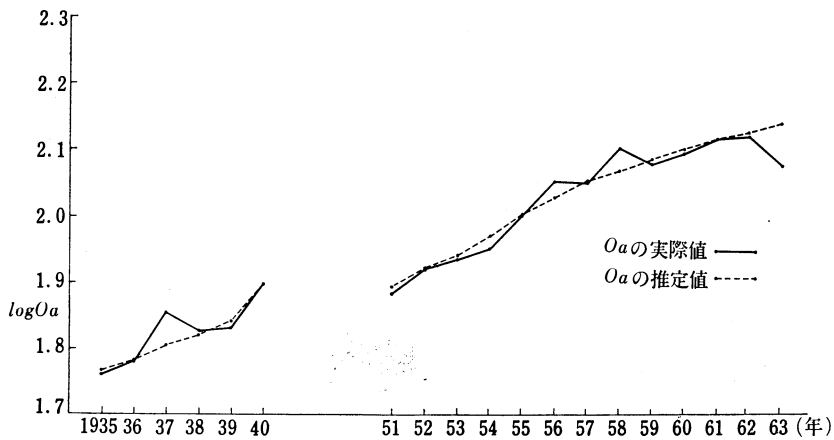
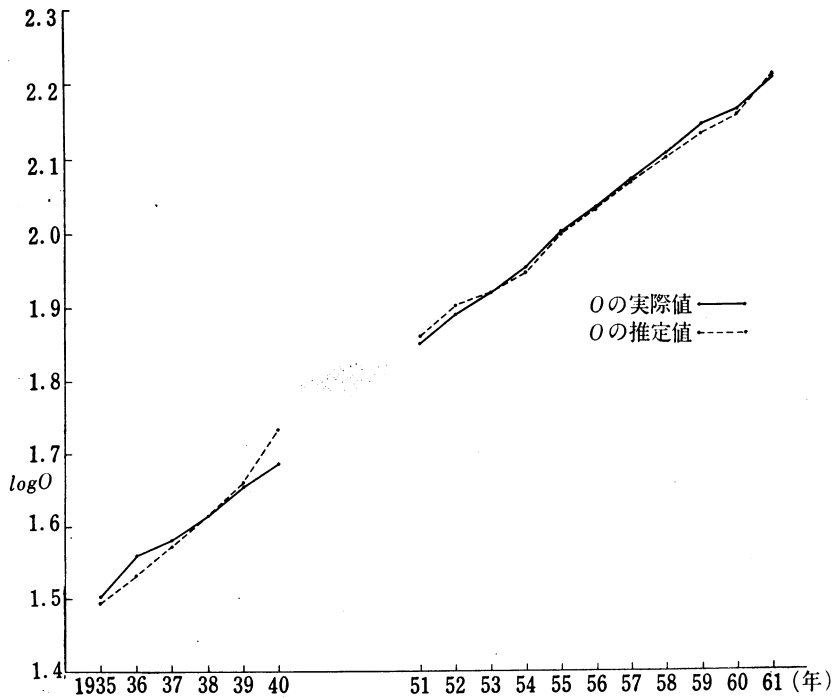
4) 商品化率 (農業純生産のうちの国家調達・買付商品化率) は、1955年では52.7%であったが、1970年においては、74.5% (「ケース I」) ないし72.5% (「ケース II」) に高まるものと予測しうる。ただし、 M 指数と O_a 指数のカバリッジが相違しているため、厳密な算定はできない。

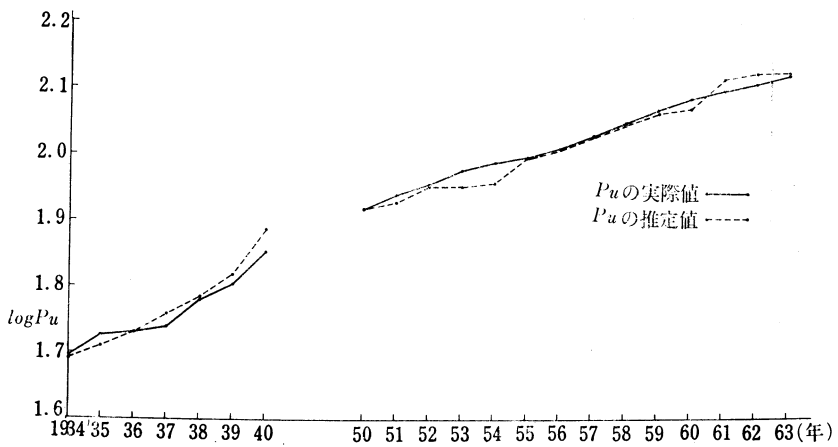
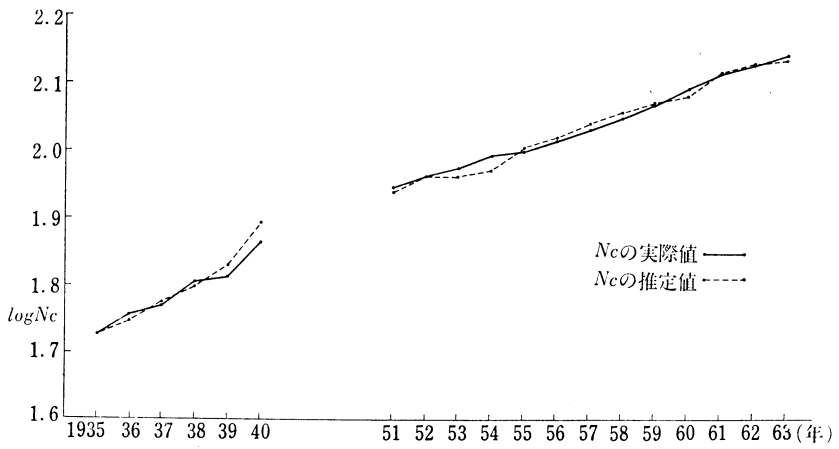
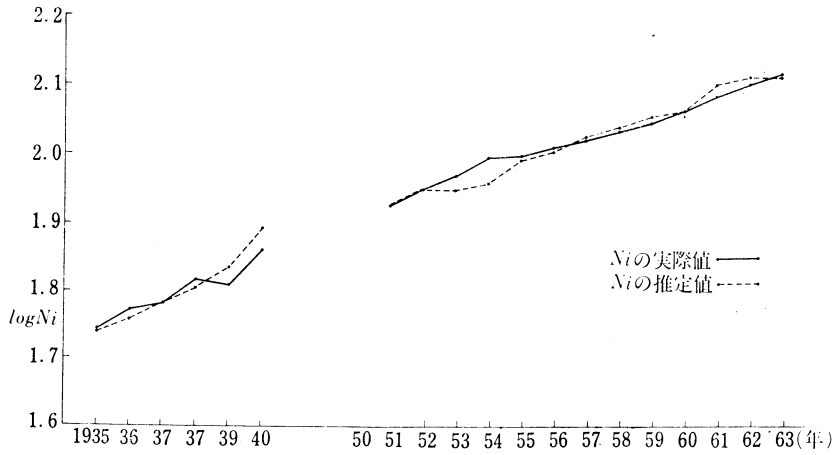
〔付録1〕

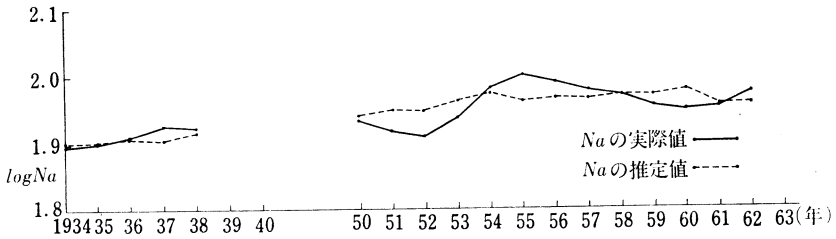
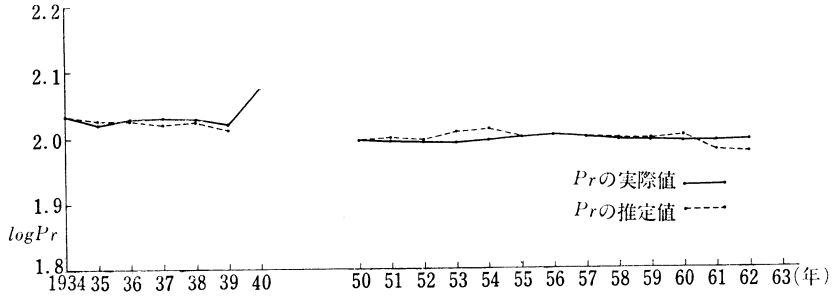
諸内生変数の単純内挿結果











〔付録 2〕 住宅資本形成関数

本文中で述べられた諸種の分析を補完するために、「住宅資本形成関数」を次のごとく追加推定し、住宅資本存在量（都市）の動きについての諸分析や予測の便に供することにする。

$$\Delta Kd_t = 0.03875 (Rd_t \times Oi_t) + 1.77582$$

(0.00473) (0.65075)

$$S = 0.7356 \quad R = 0.9390$$

$$\sigma = 0.8132 \quad d = 1.5955$$

ただし、 Kd は都市の住宅資本存在量指数（床面積を指標として用いた）、 Rd は総投資中に住宅投資の占める比重（個人による住宅投資をも含む）の指数、資料観察期間は、1950—61年である。

したがって、各年の住宅資本存在量（都市）は次のような定義式によって与えられることになる。

$$Kd_t = Kd_{t-1} + \Delta Kd_t$$

この両式を用いて、1950年を初期値として住宅資本存在量（都市） Kd を逐次的に内挿してみると次のような結果になる。いうまでもなく、内挿結果は非常に良く現実値と一致している。

	推定された Kd	実際の Kd
1950	—	75.2
51	79.35	78.5
52	83.53	81.7
53	88.01	87.5
54	93.39	93.7
55	99.04	100.0
56	105.16	105.2
57	112.89	113.0
58	121.51	122.0
59	130.66	131.4
60	139.92	140.5
61	149.11	149.1

〔付録 3〕

基本データ表 (「モデル No. 3」と「モデル No. 4」に使用したもの)

年	Op (1955=100)	Om (1955=100)	Om^* (1955=100)	Oi (1955=100)	Oc (1955=100)	O (1955=100)	O^{**} (1955=100)	Oa (1955=100)
1934	31.8	—	—	20.8	—	—	—	52.6
35	37.0	18.1	16.7	26.1	47.0	32.2	31.8	57.4
36	43.4	16.0	14.7	35.3	52.6	36.8	36.3	60.2
37	42.0	24.2	22.2	32.4	56.7	38.7	38.2	71.6
38	43.3	30.6	28.2	33.4	59.8	41.6	41.0	67.2
39	46.1	43.4	40.0	32.9	63.2	45.5	45.0	67.8
40	46.4	58.1	53.6	39.0	61.2	49.2	48.5	78.8
50	63.9	64.2	62.7	59.4	60.3	—	—	80.6
51	71.7	70.6	72.4	65.1	70.9	70.0	71.0	76.2
52	76.8	92.0	93.2	68.6	76.2	77.1	77.3	83.3
53	82.4	91.6	90.0	75.6	84.9	83.0	82.8	85.7
54	90.8	88.5	88.5	85.9	92.1	89.5	89.5	89.3
55	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
56	108.2	95.6	96.8	116.0	107.9	107.7	107.9	113.0
57	118.0	95.2	106.0	129.0	114.7	115.4	117.5	112.0
58	127.9	92.0	117.0	142.0	120.6	122.4	127.4	127.0
59	138.3	97.5	128.0	571.0	130.1	132.4	138.7	120.0
60	144.1	104.0	134.0	173.0	134.4	140.0	145.6	125.0
61	150.8	114.0	178.0	188.0	142.0	152.1	160.3	132.0
62	—	184.0	193.0	202.0	150.0	—	—	133.0
63	—	195.0	204.0	213.0	154.0	—	—	120.0

(注) Om^* および O^{**} は「モデル No. 4」に示した系列を示す 他の諸系列は「モデル No. 3」と「モデル No. 4」の推定と共通して使用された。

	M (1955=100)	Ri (%)	Ra (%)	Ki (1955=100)	Ka (1955=100) (年末値)	Na (100万人)	Na (1955年=100) (年末値)	Nc (100万人)	La (100万人)
34	38.7	39.7	17.0	20.5	36.5	25.7	78.5	22.6	65.1
35	44.8	38.6	16.3	22.7	39.1	27.3	79.5	23.8	63.5
36	48.3	36.0	16.6	25.0	41.6	26.3	81.3	25.4	61.6
37	57.1	35.5	19.5	27.3	44.4	28.5	84.1	26.1	55.2
38	54.7	37.0	18.2	30.2	49.2	28.2	83.8	28.4	53.6
39	58.8	38.3	15.8	33.6	50.4	28.3	—	28.9	51.5
40	64.9	39.6	16.0	37.6	50.7	31.4	—	32.5	58.2
50	72.9	44.5	16.3	57.2	53.3	29.5	85.7	37.8	51.9
51	73.9	46.1	16.9	64.4	60.7	28.3	82.8	39.3	51.7
52	86.4	49.6	15.8	71.7	67.7	27.4	81.3	40.7	50.8
53	85.7	44.9	16.2	80.7	74.6	27.3	86.5	42.0	50.8
54	91.5	46.5	17.3	90.0	85.0	31.1	95.9	43.9	51.7
55	100.0	47.0	19.6	100.0	100.0	33.6	100.0	44.5	51.4
56	121.3	44.1	21.7	111.0	117.0	33.8	97.7	46.0	53.1
57	118.0	41.7	19.1	125.0	129.0	32.0	94.6	47.8	53.8
58	144.0	41.0	18.7	134.0	141.0	31.7	93.1	49.9	53.2
59	149.0	41.7	17.9	147.6	157.0	31.1	89.7	52.3	52.3
60	155.0	42.1	16.6	166.3	170.0	29.4	88.3	55.1	52.1
61	157.0	41.5	17.2	184.3	—	30.5	89.1	58.2	52.1
62	166.6	41.3	17.0	—	—	31.5	93.5	60.3	—
63	164.6	—	—	—	—	30.7	—	62.4	—

	Sa (100万ヘ クタール)	Sa (1955年=100) (年末値)	Ni (100万人)	Kd (1955=100)	Pr (100万人) 年末値	Pu (100万人) 年末値	P (100万人) 年末値	Rd (%)
1934年	131.5	69.5	—	—	121.0	43.8	164.8	—
35	132.8	70.1	10.8	—	115.2	47.0	162.2	—
36	133.8	70.8	11.5	—	116.6	47.6	162.8	—
37	135.3	71.6	11.7	60.0	117.2 (年平均)	46.4 (年平均)	163.8 (年平均)	—
38	136.9	71.1	12.8	—	117.0 (年平均)	50.0 (年平均)	167.0 (年平均)	—
39	133.7	—	12.5	—	114.5 (1月17日)	56.1 (1月17日)	170.6 (1月17日)	—
40	150.4	—	14.2	65.8	135.9	62.8	198.7	—
50	146.3	78.7	15.9	75.2	108.6	73.0	181.6	17.6
51	153.0	81.3	16.5	78.5	108.0	76.8	184.8	19.0
52	155.7	82.2	17.4	81.7	107.8	80.2	188.0	18.3
53	157.2	84.9	18.2	87.5	107.8	83.6	191.0	18.6
54	166.1	92.5	19.3	93.7	108.1	86.3	194.4	21.9
55	185.8	100.0	19.4	100.0	109.7	88.2	197.9	20.2
56	194.7	102.1	19.9	105.2	110.0	91.4	201.4	19.5
57	193.7	102.3	20.4	113.0	109.3	95.6	204.9	24.1
58	195.6	103.0	21.9	122.0	108.8	100.0	208.8	25.1
59	196.3	105.0	21.6	131.4	108.5	103.8	212.3	24.5
60	203.0	107.4	22.4	140.5	107.8	108.3	216.1	22.5
61	204.6	113.5	23.5	149.1	107.9	111.8	219.7	20.6
62	216.0	116.7	24.5	—	108.0	115.1	223.1	19.2
63	218.5	—	25.2	—	—	—	—	—

〔解説〕

O_p 基本的にはキャプラン＝ムーアスティーンの「1950年ウェート」純生産指数を用いた。戦前については、数個の年次についての数値が欠如しているが、ナッターの「1955年ウェート」指数を対応させてインターポレートした。1958—60年の期間についても数字が欠けているが、グリーンズレード＝ウォーレス指数をリンクして用いた。N. M. Kaplan and R. H. Moorsteen, *Indexes of Soviet Industrial Output*, RAND (RM—2495), May 1960. G. W. Nutter, *The Growth of Industrial Production in the Soviet Union*, Princeton University Press, 1962. および, R. V. Greenslade and P. Wallace, "Industrial Production in the U. S. S. R.", Joint Economic Committee, Congress of the U. S., *Hearings; Dimensions of Soviet Economic Power*, U. S. Government Printing Office 1962, pp. 115—136. を主要な資料として利用した。なお, O_i に含まれる品目は除いた。

O_a ここで用いられている数字は、種子・肥料・必要備蓄などを除外した純生産に関するものである。ジョンソン＝カーン推計による「1958年価格」評価指数を用いた。1958—61年については、J. W. Willett推計の同じく「1958年価格」評価純生産指数をリンクして用いた。D. G. Johnson and A. Kahan, "Soviet Agriculture; Structure and Growth", Joint Economic Committee, Congress of the

U. S., *Comparisons of the United States and Soviet Economies*, U. S. Government Printing Office 1959, pp. 201—237, および, J. W. Willett, "The Recent Record in Agricultural Production", Joint Economic Committee, Congress of the United States, *Hearings; Dimensions of Soviet Economic Power*, U. S. Government Printing Office 1962, pp. 91—113. を参照。1962年および1963年は、ソ連政府の公式統計による粗生産指数の動きから、純生産指数のおよその値を推定した。

M 穀物・肉類および油脂・ミルク・テンサイ・羊毛・綿実の国家調達・買付量を、1956年価格によって評価して M の指数を算定した。資料としては、戦後については各年度版のソ連の公式統計集による数字を用い、戦前については、N. Nimitz, *Statistics of Soviet Agriculture*, RAND (RM—1250), May 1954. および, J. F. Karcz, *Soviet Agricultural Marketings and Prices, 1928—1954*, RAND (RM—1930), July 1957 の二文献を主として使用した。

R_i および R_a 固定資本投資のみに関する数字である。コルホーズによる自主的投資および「非集中的投資」をも含めてあるが、大修繕費は除外し、また住宅投資などの「非生産的投資」は、総投資中には含まれているが工・農業投資からは除外した。1956

年以降については、1955年7月価格によって示された（いわゆる「対比価格評価」）ソ連の公式統計集の数字を利用し、戦前から1950年までの期間については、周知のキャプランによって収集・編集された資料を、そして、1950—1955年の時期については国連ECE報告書に示された数値を使用して算出した。大修繕費については、キャプラン資料のほか、ムーアスティーンによる推計値をも利用した（R. Moorsteen, 後掲書, pp. 421—460）。各年度版のソ連の公式統計集のほか、N. Kaplan, *Capital Investments in the Soviet Union*, RAND (RM—735), November 1951, U. N. ECE, *Economic Survey of Europe in 1955*, February 1956, Chapter 8, および, R. Moorsteen, *Pries and Rroduction of Machinery in the Soviet Union, 1928—1958*, Cambridge 1962 を参照。なお、 R_i と R_a の算定に当っては、総投資額中に個人の自主的住宅投資を含めなかった。また、 R_a の算定に当っては、コルホーズの自主的投資は、その全額を「生産的投資」として扱った（実際には「非生産的投資」も若干は含まれている）。

Na ストルミリン＝ゴスプラン概念による系列を用いた（«Плановое хозяйство», 1957 No. 2, Стр. 48 を参照）。このような数値の系列は、ごくわずかの年度（1940年と1955, 56年）についてのみ公表されているにすぎないが、1955—63年の期間については、諸種のソ連公式農業統計データのあいだにインプリントに含まれている数字を、算術的な操作で探り出すことができることが、すでに広く知られている。他の年度については、カーンが、彼独自の概念規定で「フルタイム換算農業雇用量」の系列を算出しようと試みたときに用いた諸データを利用し、それらをストルミリン＝ゴスプラン概念に一致するように再計算して用いた。このカーンの推計資料については、A. Kahan, “Changes in Labor Inputs in Soviet Agriculture”, *Journal of Political Economy*, Oct., 1959, p. 453. を参照。ストルミリン＝ゴスプラン概念によるソ連当局の推計値を「探り出す」方法については、D. G. Johnson, & A. Kahan, 前掲論文（J. E. C., 1959年報告書）, p. 212 参照。なお、本研究作業での *Na* には、ソフホーズ、MTC, RTC 以外に属する農業関係の「労働者・勤務員」をも含めたため、ストルミリン＝ゴスプラン推計よりも、わずかながら大きな値となった。

Oc 資料としては、*Op* の場合と同じものを用いた。しかし、実質賃金の分析に利用するため、食料品と非食料品とを、キャプラン＝ムーアスティーンの前最終財ウェイトで総合しておいた。1962—63年の期間については、1958年以降のソ連公表による食糧品工業生産指数と軽工業生産指数とを、グリーンズレード＝ウォーレス指数の食料品と非食料品の指数に対応させることにより、グリーンズレード＝ウォーレス指数を外挿した。

Om バーグソン＝ポウエル価格による「1950年評価」の推計値を用いた。1959—60年の期間については、数値が欠けていたから、ポウエルと同じ方法で、国府予算額および兵員数の推移から推計を行ない、リンクしておいた。主要な資料としては、R. P. Powell, “Industrial Production”, A. Bergson and S. Kuznets, ed., *Economic Trends in the Soviet Union*, Harvard University Press 1963, pp. 150—202. を使用した。ただし、戦前については、P. Wiles 推計の指数を用いることとし、上記、バーグソン＝ポウエル指数に1937年でリンクした。

* 「モデル No. 4」のために、ゴデア指数（戦後のみ）とバーグソン＝ポウエル指数の幾何平均指数を算定した。戦前については、上記、ワイルス推計指数である。これらは、バーグソン＝ポウエル指数の1950年と1937年（それぞれ前後3ヶ年平均値）にリンクした。ゴデア指数（グラフから視読）については、J. G. Godaire, “The Claim of the Soviet Military Establishment”, Joint Economic Committee, Congress of the U. S., *Dimensions of Soviet Economic Power*, Washington 1962 を参照。ワイルス指数は未公表データであるが、筆者は1962年12月、ハーバード大学ロシア研究センターにおいて、ワイルス氏より直接の情報提供を受けた。

Oi 上記ポウエル推計を利用した。1959—61年の期間については、前記グリーンズレード＝ウォーレス推計のデータを用いて *Oi* の指数を算出し、ポウエル推計の系列にリンクした。それ以降の諸年度については、ソ連公表の機械類および建築資材生産指数を基礎として、*Oc* の算定と同様な方法で、グリーンズレード＝ウォーレス指数を外挿した。

Ki これについても、また、上記ポウエル推計による「1950年価格評価」のネット・ヴァリュエーの系列を用いた。1959—61年については、ソ連公式統計の指数をリンクして用いた。在庫は除外した。

Ka 原則として、戦後に公開されたソ連の公式統計集による指数（家畜を除外）を利用した。生産指数の場合とは異なって、戦後に公表されている「基本フォンド」の公式指数には、あまり大きな上向きバイアスは含まれていないと考えられる。しかし、これらの公式指数は、1940年と戦後の諸年度についてのみ利用し得るだけで、1939年までの戦前については数値が欠けている。しかし、「Социалистическое сельское хозяйство Союза СССР—станстанчский сборник», Москва 1939, Стр. 22 には、農業部門における資本資産の資産項目別の時価評価額が1932年末と1937年末について示されている（社会化農業部門のみ）。1940年および1950年についての同様な資料は戦後の統計集《Народное хозяйство СССР в 1958 г.», Стр. 368 から得ることができる。しかも、建築資材についてはポウエル推計の、各種農業機械についてはムーアスティーン推計の信頼度の高いデフレーターを利用し得るから、不変価格評価による1932年、1937年および1940年の農業資本資産の数字を入手することが可能である。未社会化

農業部門の比重を考慮して、これらの数字を若干修正したのち、対比価格評価の農業投資額の系列あるいは、1937年頃まで公表されていたところの「1933年不変価格評価」による「農業基本ファンド額」の系列と対比させて、数字の欠けている年度をインターポレートした。なお、家畜は除外して計算を行なった。デフレーターについては、R. P. Powell, *A Materials-Input Index of Soviet Construction; Revised and Extended*. RAND (RM—2454), pp. 80—88, および, R. Moorsteen, *Prices and Production of Machinery in the Soviet Union, 1928—1958*. pp. 381—392 を、また、「1933年不変価格評価」資本額については、戦前版のソ連統計集 *Socialist Construction in the U. S. S. R.*, Moscow 1936, p. 12. および, State Planning Commission of the U. S. S. R., *The Second Five-year Plan*, New York 1938, p. 565 によるデータを用いた。

なお、1957年以降の数は、『ソ連国民経済統計集』《Народное хозяйство СССР》のものではなく、『ソ連農業統計集』《Сельское хозяйство СССР—статистический сборник》, (Москва 1960) の系列を用いた。

Nc 「労働者・勤務員」(農業関係のものを除き、訓練生を含む)、協同組合加入職人、未組織職人の総合計として算出した。したがって、軍人、家事使用人および、囚人を含む「配分不明項目に属する労働力」は算入しなかった。「労働者・勤務員数はソ連公式統計の数字によっており、戦前の職人数はイーソンの博士学位論文 (W. W. Eason, *Soviet Manpower The Population and Labor Force of the U. S. S. R.*, unpublished) による推計値によった。戦後の職人数は、協同組合加入職人が殆どその大部分を占めるが、これについては、ソ連の公式統計の数字を利用することができた。戦後の未組織職人数については、1955年についての50万人というイーソン推計と、1960年についての約20万人というグロスマン推計 (CIA 報告書) とを基礎として、ラフにインターポレートして算出した。

La 上記イーソンの博士学位論文による推計値を基礎データとして用いた。戦後については、大部分の年次に関して数値が欠けているが、グロスマンによる

推計 (CIA 報告書) を利用してインターポレートした。農業関係の「労働者・勤務員」と、それ以外の「農場総労働力」(不完全就労をも含む) との合計である。

O 本文で述べられているように、対数計算での処理を容易にするため、 O_p , O_m , O_i , O_c の4系列を加重幾何平均してOの系列とした。ウェイトは、キャプラン＝ムーアスティーン指数の「1950年ウェイト」である。N. M. Kaplan, & R. H. Moarsteen, “*Index of Soviet Industrial Output*”, RAND, RM—2495, Vol. II, p. 219 を参照。

** O_m を前記のゴードア指数とバーグソン＝ポウエル指数との幾何平均指数に替えた場合。

Sa ソ連の公式統計集の数字をそのまま用いた。

年末値の系列は、対数線型補完によって求めた。

Ni Nc と同じく、労働者・勤務員と職人の合計として算出した。工業職人数は、全職人数の80%～89%を占めていると想定された。

Kd ソ連の公式統計集における都市住宅床面積を指数としたものである。《Народное хозяйство СССР в 1958 г.》よりとられた系列と、《Народное хозяйство СССР в 1962 г.》よりとられた系列とを1958年でリンクしてある。

Pr, Pu, およびP ソ連当局による公表値をそのまま用いた。ただし、戦前の若干の年度については、対数線型補完を用いて推定した。《Народное хозяйство СССР в 1963 г.》, および, W. W. Eason, “*Labor Force*”, A. Bergson, & S. Kuznets, ed., *Economic Trends in the Soviet Union*, Cambridge 1963, pp. 38—95. を参照。

Rd 総投資中の住宅投資の比重を算定したわけであるが、この場合、総投資額にも住宅投資額にも、ともに、個人による自主的住宅投資を含めて計算を行なった。ただし、コルホーズの自主的投資には住宅投資もある程度含まれているが、これは、本研究作業での含まれていると思われるが、これは、本研究作業でのRdの算定においては住宅投資のうちを含めなかった。基礎的な資料としては、ソ連の公式の統計集による「対比価格評価」投資額の数字を利用した。