

ソ連経済成長の単純なエコノメトリック・モデル(改訂)

—— ソ連経済成長モデル No. 3 (1935~1961) ——

丹 羽 春 喜

1. はしがき
2. モデルの概要
3. 予測と分析
4. 結 び
付 録

1. は し が き

筆者は、先に、ソ連経済についての簡単な長期的計量モデル(モデル No. 1 およびモデル No. 2)を構築し、それによる若干の分析結果を公表した(関西学院『社会学部紀要』Vol. 8, 昭和39年1月号の拙論参照)。その結果、筆者の着想・推計によるこれらのモデルは、極めて簡潔なものであるにもかかわらず、ソ連経済の成長過程を非常に適確に捕捉し得るものであることが明らかになった。

しかし、このモデル No. 1 および No. 2 は、試算的なものであったため、多くの過度の単純化や欠点、不自然さなどを含んでいた。今回、ここに発表するモデルNo. 3 は、規模としては以前のモデルとほぼ同じであるが、理論的に一層リファインされた形式と内容を具備させることを意図したものである¹⁾。

註 1) 旧モデルと新モデルとの差異については、末尾の付録を参照。

2. モデルの概要

ソ連経済の成長過程は、日本経済の場合と同様に、そして、日本よりもさらに極端な形で、「生産の高度成長と実質賃金の相対的立ち遅れ」とを

もなってきた。ソ連の場合、戦前の1930年代にすでに実質賃金水準は大巾な低下を示し、第一次5カ年計画開始前の1928年の水準を回復し、それを上回ることができるようになったのは、ようやく1950年代の後半になってからであった。この間、鉱工業生産は極めて急速な成長を示し、1928~1961年の期間に約10倍(西欧側諸国で一般に用いられている純生産指数の計算方式による)に生産が伸びたのであった。ソ連経済が、しばしば、生産と消費の跛行性を指摘されているのも、当然といえよう¹⁾。

筆者は、現物面からのアプローチによって、このような「成長と実質賃金とのあいだの関連」を明晰に分析し得ることに着眼し、ソ連の実質賃金水準の過去および将来における変動について、計量的な分析・予測を行なうことを意図したわけである。

現物面から見ると、都市における実質賃金は、「都市労働人口1人当りに供給される消費財の量」として定義され得る。高度成長につれてもたらされる都市労働人口の伸びと比べて、それを上回る伸び率で都市向け消費財供給がなされれば、都市実質賃金はそれだけ上昇し得る。しかし、消費財供給の伸びのほうが下回るようなことが起れば、都市実質賃金は低下することになるであろう。

この点に着目すれば、実質国民所得が急速に成長している状況のもとにおいても、また、「実質国民総消費」が急速に成長し得ている場合においてさえ、実質賃金が「頭うち」になったり、あるいは低下するような現象をとまなうことが起り得るということを、容易に理解することができるはずである。

なるほど、ソ連においても、総人口あるいは総労働力の増加率をはるかに上回るような、相当に急速な消費財生産の成長が達成されてきたことは事実である。たとえば、総労働力は、1928年から1950年までで約1割、1960年までで約3割の増加にとどまっているが、消費財生産は、同じく1928年から1950年までで1.7倍、1960年までで約4倍に増大したと推計されている。しかし、問題は、都市と農村との間で、消費水準や「消費パターン」に較差が存在しているという点と、さらに、一般

に国民経済の急速な工業化のプロセスには、不可避免的に農村から都市への労働力の大量動員を必要とするという点である。

すなわち、労働力は、農村に存在している限りでは、質実で自給自足的な農村の生活様式に支えられて、あまり大きな消費財需要を生み出しはしない。事実、ソ連では、最近にいたっても人口の半分近くが農村に住んでいるにもかかわらず、消費財需要の大部分（1960年で約76%）は都市住民による需要なのである。しかし、工業化の進行に

第1表 消費財供給量から計算したソ連都市労働者「実質賃金」の推移

(1928年 = 100)

	都市の 労働人口	消費財総供給の うち都市向け供給の割合	消費財 生産量	消費財供給量より計算された都市労働者実質賃金 (左の三欄の値より算出された都市労働人口一人当りの消費財供給量)	参 考	
					普通の方法で算出された実質賃金指数**	
					L式小売物価指数による	P式小売物価指数による
1928年	100	70.0 %	100	100	100.0	100.0
32	155	68.2	108	68	35.9	80.0
37	210	68.9	162	76	63.4	75.9
40	264	70.2	175	66	43.7	68.3
50	277	76.0	174	68	57.0	80.7
55	346	73.5	290	88	77.6	120.1
59	361	75.3	378	112	93.4	141.2
60	377	76.0	390	112	—	148.0

§ 都市労働人口には、軍人および配分不明労働力をも含む。主として、A. Bergson, & S. Kuznets, ed., *Economic Trends in the Soviet Union*, Harvard University Press, Cambridge; 1963, p. 77 に示された W. Eason の推計によった。

* 社会化小売機関における小売総額中の都市向け販売の比重である。ただし、1928年は私営店販売額をも含む。資料は、ソ連の公式の統計年鑑によった。

§§ キャプラン＝ムーアスティーン推計の最終財ウェイト消費財生産指数である。ただし、1955年以降は、グリーンズレード＝ウォレス指数を同じウェイトで再計算したものにリンクしてある。この「消費財」には、加工度の低い食品も含まれているが、しかし、未加工食品は含まれていない。

** 丹羽春善「ソ連小売物価指数と実質賃金指数の推計」、『季刊理論経済学』Vol. XII, No. 3, 1962年6月号参照。これは、コルホーズ市場をも考慮に入れた算定である。

つれて、かつての農民たちが都市の労働者として働くようになると、彼らの生活様式は都市的なパターンに急変する。農民であったときに比べて、ずっと大量の消費財が彼らの1人1人に供給されなければ、彼らは暮らしてゆけなくなる。したがって、労働力の都市集中スピードが速ければ速いほど、これに応じて消費財生産の伸びも急速であることが必要になってくる。この両者の競争で、消費財生産の伸びのほうが遅れはじめると、都市労働者の実質賃金は頭うちになったり、あるい

は、低下しはじめたりすることになるであろう。

ここに掲げた第1表は、このような現物的なアプローチによって算出された「都市労働者1人当りの消費財供給量」すなわち実質賃金の推移を示したものであるが、これは当然のことながら、名目賃金指数を消費者物価指数でデフレートするという「普通の方法」によって算定された実質賃金指数の動きと極めて良く一致していることが認められるのである。

さて、言うまでもなく、このような経済の成長

過程にともなう都市労働人口の伸びと、都市向け消費財供給量の伸びとは、多くの変数を仲介とした複雑な相互依存の関係にある。また、総労働人口の動態や、政府の投資政策、兵器生産の消長、蒔種面積の変化といった幾つかの外生的な要因によっても影響を受ける。

このように、多種多様なファクターが複雑に、そして相互にからみ合っているかぎり、連立方程式モデルによる分析を試みるのが最も妥当なアプローチであろう。

そこで、筆者は、上述のような考察に基づいて成長と実質賃金水準のあいだの関連を定量的に解明するために、そして、そればかりではなく、ソ連経済についての重要経済指標をある程度網羅的かつ総合的に分析・予測し得るように、行動方程式9個、定義式5個によって構成されたソ連経済成長の長期的計量モデル(ソ連経済成長モデル No. 3)を構築したのである。もちろん、実質賃金の分析にのみ使用するのであれば、もっと小型にまとめられたモデルでもことたりるであろうが、多少ともあれ「総合モデル」を意図する以上は、最小限この程度の大きさのモデルは必要である。なお、筆者のこのモデルは、recursive modelの型に編成され、行動方程式の推定は「逐次最小二乗法」によって行なわれた²⁾。構造推定のための統計資料の観察期間は、原則として、1935～1961年をとった(戦時中および終戦直後期を除外)。資料は1955年=100もしくは1955年=1.0の指数に換算したものをを用いた。

次に、この「ソ連経済成長モデル No. 3」を組成する各方程式を示しておく。なお、以下の各方程式の番号は、便宜的に付けられたものであって、因果序列を示すものではない。また、 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。

ソ連経済成長モデル No. 3 (1935—61)

〔外生変数〕 (7個)

- $Om_{,t}$ 兵器生産量
 $Oi_{,t}$ 最終需要部門への資本財引渡しのフロー
 $Ri_{,t}$ および $Ri_{,t-1}$ 総投資中鉱工業投資の占める比重
 $Ra_{,t-1}$ 総投資中農業投資の占める比重
 $L_{,t-1}$ 総労働人口

$Sa_{,t-\frac{1}{2}}$ 土地(蒔種面積)

$T_{,t-1}$ 時間(年)

〔内生変数〕 (14個)

- $Op_{,t}$ 鉱産原料および中間生産財生産量(Oi に含まれる品目は除く)
 $Oc_{,t}$ 消費財生産量
 $O_{,t}$ 鉱工業生産量
 $Ki_{,t}$ 鉱工業資本設備存在量
 $Ka_{,t-\frac{1}{2}}$ 農業資本設備存在量($t-1$ 期の年末値)
 $\Delta Ki_{,t}$ Ki の対前年変化量
 $\Delta Ka_{,t-\frac{1}{2}}$ Ka の「 $t-\frac{1}{2}$ 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)
 $Oa_{,t}$ 農業生産量(純生産)
 $M_{,t}$ 農産原料の消費財工業への供給量(農産物の国家調達・買付量)
 $Ni_{,t}$ 鉱工業雇用量
 $Nc_{,t}$ 非農業雇用量
 $La_{,t-1}$ 農業総労働力
 $Na_{,t-\frac{1}{2}}$ 実効農業雇用量(「フルタイム換算」農業雇用量)
 $Q_{,t-1}$ $La_{,t-1}$ と $Na_{,t-\frac{1}{2}}$ との比($La_{,t-1}/Na_{,t-\frac{1}{2}}$)
 〔先決内生変数〕 (3個)

$Ki_{,t-1}$

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

$La_{,t-1}$

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

$O_{,t-1}$

$Ni_{,t-1}$

$Nc_{,t-1}$

このうちの1個
 (この作業では $Nc_{,t-1}$ を用いた)

(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を用いた。ただし Ri , Ra および Q は1955年=1.0の指数、 Ka , Sa , および Na は1955年末=100の指数、 T は1926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。

〔行動方程式〕

(1) 鉱産原料および中間生産財生産関数

$$\log Op_{,t} = 0.9064 (0.361 \log Oi_{,t} + 0.365 \log Oc_{,t} + 0.274 \log Om_{,t}) + 0.1980$$

$$S = 0.03248 \quad R = 0.9879$$

最終需要の3要素 Oi , Oc , Om を総合するウェートは、キャプラン＝ムーアスティーンの鉱工業純生産指数に用いられた「1950年ウェート」によった。

対数計算を可能ならしめるため、幾何平均で総合したわけである。

(2) 鉱工業資本形成関数

$$\Delta Ki_t = 0.0967(Oi_t \times Ri_t) + 0.4659$$

$$S=1.704 \quad R=0.9253$$

真数による方程式である。この場合 Ri は 1955 = 1.0 の指数を用いた。

(3) 農業資本形成関数

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

$$S=2.059 \quad R=0.9267$$

これもまた真数による方程式である。また、 Ra は 1955 = 1.0 の指数である。使用した Ka の資料が年末値のものであるため、この関数は半期のラグが含まれた形式になった。

(4) 鉱工業生産関数

$$(0.289 \log Ki_t + 0.711 \log Ni_t) = 0.7399 \log O_t + 0.5197$$

$$S=0.00962 \quad R=0.9982$$

二つの生産要素 (Ki と Ni) 投入を総合するためのウェイトは、1950 年の工業固定資本額、20% の「仮設の利子率」、および、工業賃金総支払額から算出した (『社会学部紀要』Vol. 8 1964 年 1 月号の拙論付録を参照)。

(5) 農業生産関数

$$\log Oa_t = 1.2550 (0.30 \log Sa_{t-\frac{1}{2}} + 0.41 \log Na_{t-\frac{1}{2}} + 0.29 \log Ka_{t-\frac{1}{2}}) - 0.4547$$

$$S=0.02184 \quad R=0.9814$$

農業生産の性質を反映させるため、半年のタイム・ラグを想定した。三つの生産要素 (Na , Ka , Sa) 投入を総合するためのウェイトについては、付録を参照。

(6) 非農業雇用関数

$$\log Nc_t = 1.1088 \log Ni_t - 0.2048$$

$$S=0.01327 \quad R=0.9939$$

この場合、 Nc は、 Ni に第 3 次産業および建設業従事の労働者・勤務員・職人を加えたものである。ただし軍人および家事使用人は、この関数では含まれていない。

(7) 農産原料供給関数

$$\log Mt_t = 0.7258(2 \log Oa_t - \log La_{t-1}) + 0.5827$$

$$S=0.01782 \quad R=0.9944$$

この関数は次のような想定に基づいている。すなわち、農民が、常にある程度の農作物のストックを保有し、そのうちから前期中に自己消費した量を今期の収穫より補充するという行動をとるも

のとすれば、 La が農民による農産物自己消費の水準を決定する主な要因である限り、今期の「商品化率」の変動は Oa_t / La_{t-1} に主として依存するはずである。そして、商品化農産物の供出量 M は、 Oa と「商品化率」の動きによって決まるものであるから、 M は $Oa_t \cdot \frac{Oa_t}{La_{t-1}}$ に依存しているはずである。すなわち、 $\log M$ は $2 \log Oa_t - \log La_{t-1}$ の関数として表現され得ることになる。

(8) 消費財生産関数

$$\log Oc_t = 0.8459 \log Mt_t + 0.2829$$

$$S=0.01473 \quad R=0.9955$$

ソ連経済においては、消費財生産は、農産原料の供給に圧倒的に依存してきたから、そのような状況を関数化したものである。

(9) 実効農業雇用比率関数

$$\log Q_{t-1} = -0.2309 \log T_{t-1} + 0.3866$$

$$S=0.02927 \quad R=0.8559$$

農業総労働力のうち実効農業雇用として働かし得る割合、すなわち、「実効農業雇用比率」は、農村の経済的・社会的組織が合理化され、近代化されるにつれて高まってゆくことができる。したがって、この方程式は、「時代の経過」(すなわち時間 T の経過) の関数として推定した。 Q は、実効農業雇用比率の逆数であるから、係数はマイナスになっている。 T は、1926 年を初年度とする年の系列を用いた。なお、実効農業雇用量 Na の資料として年末値のものを用いたため、定義上、 Q それ自体の中で半期のラグが含まれたような形式になったが、このラグは、関数の有効性に悪影響を及ぼしてはいない。

[定 義 式]

(10) 鉱工業生産量

$$\log O_t = 0.162 \log Om_t + 0.216 \log Oc_t$$

$$+ 0.214 \log Oi_t + 0.408 \log Op_t$$

ウェイトは、キャプラン＝ムーアスティーン鉱工業純生産指数に用いられている「1950 年ウェイト」である。対数計算のために、特に幾何平均を用いた。

(11) 実効農業雇用量

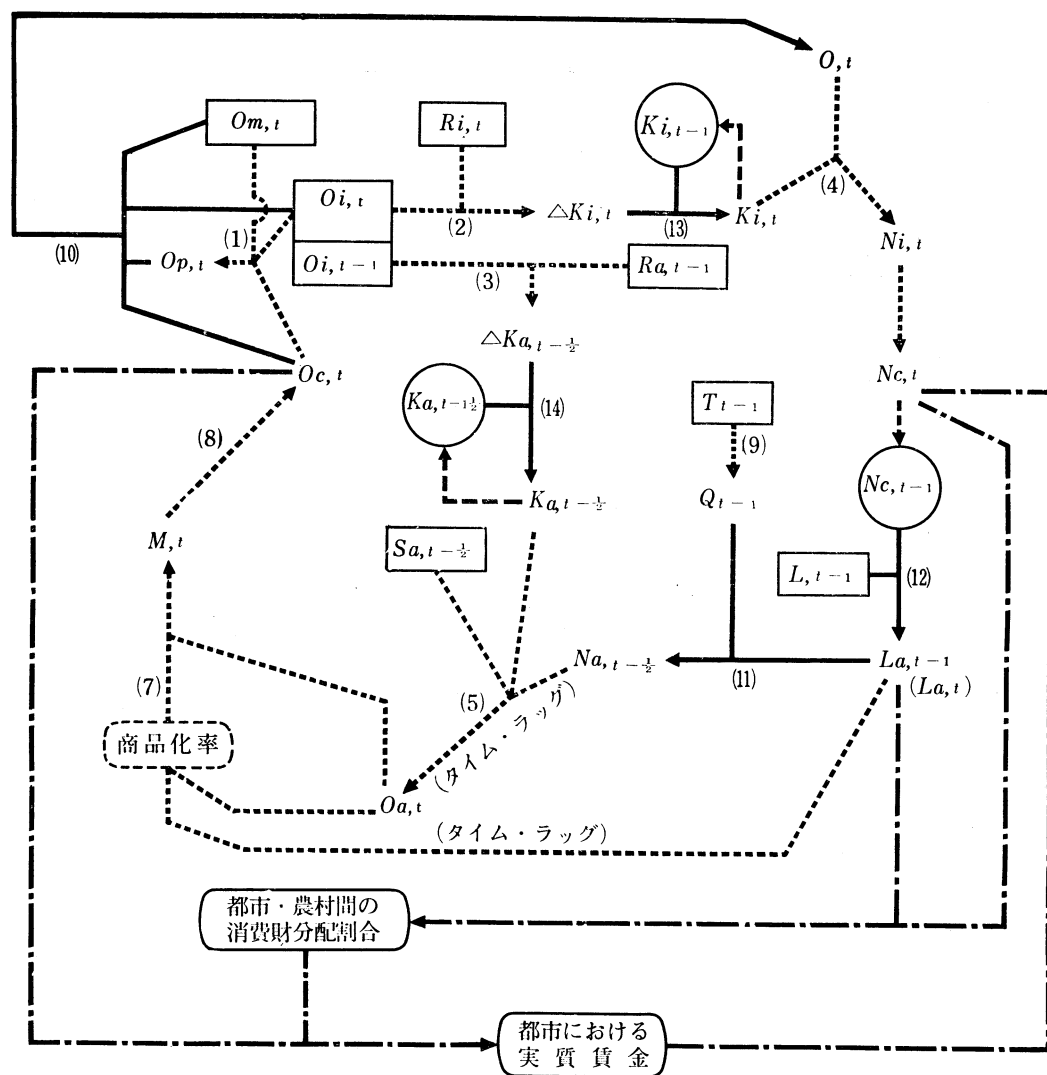
$$\log Na_{t-\frac{1}{2}} = \log La_{t-1} - \log Q_{t-1}$$

この式は、 Q の定義から誘導されたものである。

(12) 総労働力

$$L_{t-1} = 0.464 Nc_{t-1} + 0.536 La_{t-1}$$

第 1 図 ソ連経済成長モデル No. 3 の図解



→ 定 義 式

一・➡ 演繹的な記述的分析をなし得る関係

-----➡ 経済の行動(ビヘイビアー)を示す方程式

☐ 外生變數

→ 時系列にそって代入し得ることを示す

○ 内生変数のうちで先決されるべきもの

ウェートは、1955年の Nc と La の相対的比重である。

(13) 鉱工業 資本設備 存在量

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

逐次推定のための内挿に当っては、戦前に関しては1934年、戦後に関しては1950年の実際値を初期値として累加計算した。このような Ki の内挿結果については付録参照。

(14) 農業資本設備存在量

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

逐次推定のための内挿に当っては、(13)の場合と同じく、1934年と1950年の実際値を初期値として累加計算した。同じく、付録を参照。

第1図は、このモデルの構造をわかりやすく図示したものである。この図から容易に読みとれるように、外生変数もしくは先決内生変数を因果系列の起点とするところの明確で強固な one-way causal pattern が想定されており、典型的な recursive model である。また、因果関係が理論的にも統計的にも単純・直截なだけに、各行動方程式の攪乱項が相互に従属であると考えねばならず、パラメーターの推定に「直接最小二乗法」を用いることは不適切である。したがって、前記の各方程式の推定には「逐次最小二乗法」を用いたわけであるが、因果序列の若い方程式にとりたててフィットの悪い式が含まれているわけではないから、一貫性のみならず有効性も十分に保たれている³⁾。

このモデルは、方程式 No. 1 が示しているように、最終需要が鉱産原料および中間的生産財の生産水準を規定するものと想定されている点で、発想としては、レオンチェフ体系と親近性を持っている。しかし、われわれのモデルでは純生産が考察の対象とされており、したがって、鉱産物・中間的生産財生産 (Op) と「最終需要部門への資本財のフロー」(Oi) のカバリッジが相互に重複していないのであって、理論体系としては、レオンチェフ体系と全く異なっている。また、方程式 No. 4 や No. 5 が明らかに示しているごとく、正統派的な生産関数を採用し、同一時点における生産諸要素のあいだでの相互的代替の可能性を認めている。ただし、鉱工業については、資本、労働、農産原料の三要素のうち、資本と労働とのあ

いだの代替可能性は前提されているが、「農産原料」と「資本・労働」とのあいだの同一時点における相互的代替は行なわれないものと仮定した。鉱工業の生産関数が、(方程式 No. 1 を別にして) 方程式 No. 4 と No. 8 の2個の方程式を同時に用いているのは、このような想定に基づいているのである。

なお、工・農両部門での生産関数の推定においては、マルチコリニアリティーと計算の煩雑を怖れて、多元回帰を用いていない。各生産要素の投入を加重幾何平均で総合した「単一の投入指数」を作成し、この投入指数と生産指数とを対応させて一変数の回帰方程式の形式で生産関数を推定した。多元回帰を用いていないのにもかかわらず、極めて良好な結果を得ることができた。

資本形成関数(方程式No. 2 および No. 3) 以外の全ての行動方程式は、対数線型式として推定した。その結果、各方程式が一変数の回帰方程式の型式で推定されているのにもかかわらず、「成長経済」としての性格が強いソ連経済の各指標を非常に良くとらえることができるようになっている。

以上のごとく、このモデルでは、7個の外生変数によって14個の内生変数が説明されるわけであるが、言うまでもなく、これらの推定値を利用してその他の多数の重要経済量を容易に算定・予測し得ることになる。

資本係数、労働生産性、資本装備率、都市・農村間の労働人口比率、農産物商品化率、等々の諸指標がそれである。また、国民所得の変動を推定・予測することも容易である。

しかし、このモデルにはタイム・ラグが2カ所だけしか含まれておらず、しかも、その影響力は比較的微弱である。また、在庫変動も考慮されていない。したがって、このモデルは、波動的変動を追跡するには適しておらず、主として、「水準の趨勢的変動」を追跡・予測するためにのみ用いられるべきものと考えらるべきであろう。

註 1) 日本の場合も、このような跛行性が指摘されているが、日本では1929~1962年に鉱工業生産は6.8倍に上昇したが、実質賃金は約1.9倍の上昇にとどまっている。

2) recursive model および逐次最小二乗推定につ

いては、福地崇生『計量経済学入門』、東洋経済新報社、昭和37年、pp. 164-167、および、速水佑次郎「逐次最小二乗法に関する覚書」、『季刊理論経済学』Vol. XIV, No. 1, 1963年9月号、pp. 60-63を参照。

3) 速水佑次郎, *Op. cit.*, pp. 61-63 を参照。

3. 予測と分析

以上に概説された「ソ連経済成長モデル No. 3」が、どの程度まで説明力を持っているかをわかりやすく吟味するためには、「過去に向けての予測」(単純内挿)を試みてみるのが最もてっとり早い。

また、将来に対する諸種の実験的予測を行なうことが、われわれの最も大きな関心事であることは言うまでもない。

しかし、「予測」を行なうに当って、このモデル No. 3, は、一見したところでは、若干、不便であるように見えるかもしれない。対数による方程式と真数による方程式とが混合して用いられているからである。しかし、これは外見だけである。資本形成に関する諸方程式(方程式 No. 2,

No. 3, No. 13, No. 14,) が因果序列の最初に位しているため、それらを分離して扱うことができるからである。その他の諸方程式の中では定義式である方程式 No. 12 のみが真数による方程式であるに過ぎない。この No. 12 は総労働力指数 L が Nc と La の両指数の加重算術平均として定義され得ることを示している式であるが、この場合、加重算術平均による値は、ウェートさえ同じであれば「加重幾何平均」による値と近似していると想定し得る。その上、大多数の内生変数に対する L_{t-1} や Nc_{t-1} の与える影響は、相互に相い反する効果が相殺し合って、正味のところ比較的微小である。したがって、方程式 No. 12 を近似的に加重幾何平均による次式、

$$\log L_t = 0.464 \log Nc_t + 0.536 \log La_t \quad (12')$$

と取り替えることは許され得るであろう。このような処理によって、まず Ki_t と Ka_t の予測さえ先にすましてしまえば、あとは全て、対数計算のみによって予測作業を簡便に行なうことができるようになる。

第2表は、以上のようなやり方で作成させた誘

第2表 誘導型係数行列 (対数表示による)

内生変数 ↓	外生変数 →	Oi_t	Om_t	$Sa_{t-\frac{1}{2}}$	L_{t-1}	T_{t-1}	推定の $Ka_{t-\frac{1}{2}}$	推定の Ki_t	推定の Nc_{t-1}	定 数
Oc_t	—	—	—	0.4623	0.0335	0.1459	0.4470	—	-0.0156	-0.0268
Nc_t	0.4009	0.3038	—	0.1873	0.0135	0.0591	0.1811	-0.4507	-0.0063	0.6880
O_t	0.3475	0.2633	—	0.1623	0.0117	0.0512	0.1569	—	-0.0055	0.0714
Op_t	0.3272	0.2484	—	0.1529	0.0111	0.0483	0.1479	—	-0.0052	0.1891
Oa_t	—	—	—	0.3765	0.9601	0.1188	0.3640	—	-0.4455	-0.6536
M_t	—	—	—	0.5465	0.0396	0.1725	0.5284	—	-0.0184	-0.3661
Ni_t	0.3616	0.2740	—	0.1689	0.0122	0.0533	0.1633	-0.4065	-0.0057	0.8052
Na_{t-1}	—	—	—	—	1.8657	0.2309	—	—	-0.8657	-0.3866
La_{t-1}	—	—	—	—	1.8657	—	—	—	-0.8657	—
O_{t-1}	—	—	—	—	—	-0.2309	—	—	—	0.3866

(注) Ka と Ki とは内生変数であるが、外生変数から直接に推定し得る。ただし、これは真数で算出されるから、それを対数に変換したものを用いる必要がある。
 Nc は、先決内生変数である。

導型の係数を示したものである。

このモデルのように逐次最小二乗推定を用いた場合には、各内生変数についての「過去へ向けての予測」（単純内挿）の値は、別個の作業を行なわなくとも、各パラメーターの推定作業にともなうてそれと同時に算定されてしまう。しかし、このような内挿推定値には、なんといっても、数値計算誤差の累積に基づく影響が多少は含まれており、また、特にわれわれの場合は、方程式 No.12 を No. 12' に取り替えたモデルの誘導型を実際の予測に用いるわけであるから、その吟味をかねて、「過去へ向けての予測」（単純内挿）作業を念のためもう一度やっておくことにした。

第3表と第4表は、前掲の誘導型を用いて、戦前については1934年、戦後については1950年をそれぞれ初期値として、 Nc_t を順次に先決内生変数とした経路追跡の単純内挿の結果を、実際値と比べてみたものである。当初の問題意識からいって、われわれのこのモデルで戦略的に最も重要性を持っているところの2つの内生変数 Oc と Nc についての数値だけを示しておいた。この2つの表から容易に読みとり得るように、予測精度は

第3表 Oc の内挿推定値と実際値の比較
(1955実際値=100)

	推定された Oc	実際の Oc
1935 年	50.1	47.0
36	52.5	52.6
37	55.4	56.7
38	58.3	59.8
39	60.7	63.2
40	65.3	61.2
51	72.7	70.9
52	77.9	76.2
53	82.1	84.9
54	87.6	92.1
55	96.1	100.0
56	105.9	107.9
57	114.7	114.7
58	121.9	120.6
59	129.4	130.1
60	137.8	134.4
61	146.3	142.0

第4表 Nc の内挿推定値と実際値の比較
(1955実際値=100)

	推定された Nc	実際の Nc
1935 年	52.9	53.5
36	55.4	57.1
37	59.2	58.7
38	62.9	63.8
39	67.8	64.9
40	78.0	73.0
51	84.8	88.3
52	91.8	91.5
53	92.8	94.4
54	94.7	98.7
55	103.3	100.0
56	107.1	103.4
57	110.2	107.4
58	111.2	112.1
59	115.4	117.5
60	120.1	123.8
61	132.7	130.8

非常に高く、われわれのモデルは十分に有効なものであると判断して良いであろう。

「将来に向けての予測」を行なう場合、外生諸変数について、なんらかの想定を置かなければならない。この外生諸変数についての想定を実験的に種々変化させることによって、多くの興味深い政策的予測や分析をなし得ることは言うまでもない。ここでは、単純内挿のほか、軍縮が大巾に行なわれた場合と、政府が投資の産業間配分の重点を変えた場合とを実験的に仮定して、予測・分析を行なってみることにした。

その結果を第5表にまとめて、示しておく¹⁾。

この計算結果が明らかに示しているように、単純内挿の場合、都市実質賃金水準の動向にとって決定的な重要性を持つ Oc/Nc 値が、ごくわずかしかなり上昇し得ず、ほとんど「頭うち」と言ってよいような傾向を示している点は重大である。ソ連の将来における都市実質賃金水準が、このままでは、あまり大巾に上昇し得ないことをそれは物語っているからである。

言うまでもなく、 Oc/Nc 値はそのままでは実質賃金指数と同じものと看做すわけにはゆかな

第5表 諸種の実験的シミュレーション

〔単 純 外 挿〕

- 前 提 ① 1962—70年の期間, Ri_{60} , Ra_{60} を仮定する。
- ② 兵器生産高 Om は, 1964—1970年の期間, 9%の成長 (平均年率)。
1963年の生産水準は, 1955=100として, 195と相定する。
- ③ Oi は, 1962—70年の期間, 9%の成長 (平均年率)。
- ④ 総労働力は, 1960—70年の期間, 平均年率 1.6%で成長。
ただし, このようにして算定された総労働力から軍人・家事使用人を除いたものを, このモデルでの L とする。この期間中, 軍人および家事使用人の合計は6.8~7.0(100万人)の水準に, ほぼ一定しているものと相定する。
- ⑤ 蒔種面積は, 1970年で237.0 (100万ヘクタール) にまで達するものとする。

計 算 結 果 (1955年実際値=100)

	O_c	N_c	O_c/N_c
1960 { 実 際 値	134.4	123.8	109
モデル内挿値	137.8	120.1	115
66 モデル外挿値	192.7	171.1	113
68 同	213.9	185.4	115
70 同	237.2	201.0	118

(注) 単純外挿のための上記五つの前提については、『社会学部紀要』Vol. 8, 1964年1月号の拙論参照。

〔軍 縮 効 果〕

- 前 提 1964年以降, 兵器生産高の成長率をゼロと仮定。
その他については, 単純外挿の場合と同じ。

計 算 結 果 (1955年実際値=100)

	O_c	N_c	O_c/N_c
1966 年	192.9	158.2	122
68	214.2	162.8	132
70	237.8	167.6	142

〔工・農投資の比重を全面的に高める効果〕

- 前 提 住宅や第三次産業への投資をある程度犠牲にして, 工・農投資の比重を高めるような投資政策がとられるものと仮定してみる。したがって, このような性格の投資配分であったところの Ri_{55} , Ra_{55} が, 1962—1970年の期間中維持されるものと仮定した。その他については, 単純外挿の場合と同じ。

計 算 結 果 (1955年実際値=100)

	O_c	N_c	O_c/N_c
1966 年	197.5	169.6	117
68	221.1	183.5	120
70	246.8	198.7	124

い。第1図で示されているように, 実質賃金水準を考えるとときには, 都市・農村間の消費財配分割合 (ソ連では, 過去35年間, 都市向け供給の比重が70%前後であり変らなかった) を考慮しなければならず, また, N_c に軍人・家事使用人を算入して計算を行なわねばならないであろう。これ

らのファクターは関数化することが困難で, およその推定で満足しなければならないが, だいたいのところ, 第6表のような数字となる。いずれにせよ, 大巾の実質賃金上昇は期待できそうにない。

なんらかの軍縮措置が構じられて, 兵器生産量

第6表 都市実質賃金の将来における発展予測

(モデル No.3 の単純外挿による)

(1960実際値=100)

	1966年	1968年	1970年
消費財生産量	143	159	176
都市労働人口 (軍人・家事使用人を 含まず)	138	149	162
都市労働人口 (軍人・家事使用人を 含む)	134	144	155
農村向け消費財供給割合	17.8%	16.3%	14.6%
都市向け消費財供給割合	82.2%	83.7%	85.4%
実質賃金水準(都市)	115	122	127

(注) 1960年の都市向け消費財供給割合は76.0%であった。農業労働人口比重の減少に比例して農村向け供給割合が減少し、都市向け供給割合が高まると想定した。なお、1964年以降「軍縮」が行なわれて、 O_m の成長率がゼロであった場合について、上と同じ方法で都市実質賃金水準の将来を予測すると、下記のような結果となる。(1960実際値=100)

1966年	1968年	1970年
120	130	141

O_m の成長がストップさせられた場合、 O_c/N_c 値はかなり上昇することができ、実質賃金は相当引き上げられ得る可能性がある(都市実質賃金は、この場合、第6表と同じやり方で計算して、1960~1970年の期間に4割程度上昇し得るものと思われる)。

第三次産業や住宅への投資を犠牲にして、工・農投資に一層の重点を置く政策は、形式的に O_c/N_c 値を単純外挿のときに比べて若干引き上げることができはするが、ソ連経済の現状では、このような政策をとることは不可能である。また、もしこのような投資政策を強行すれば、サービス・住宅面での立ち遅れ激化による市民生活への脅威は、いちじるしいものとなるであろう。

その他の諸内生変数についても、興味深い予測・分析がなし得るが、紙幅に限りがある本論文では、とうてい詳述することはできない。上述の単純外挿の諸前提に基づく予測値を、主要な内生諸変数について一括して第7表として掲げておくにとどめる。ただ、 O_a が相当な成長を示し、さらにMがそれを上回る高度成長を示していることは

注目に値する。これは、構造推定のための観察期間を通じて O_a がかなり大巾に成長し得た状況が外挿されていることを示すと同時に、将来において「農産物商品化率」が極めて大巾に引き上げられねばならないことを物語っている。 O_a とMとのカバリッジが相違しているため、単純に比較することは危険であるが、概算してみたところでは、農村人口が減少する結果、農民1人当りの農産物自己消費量をとくに切り下げなくとも、このような商品化率の引き上げは、理論的には可能なようである²⁾。

また、このことは、前述の実質賃金水準についての予測値が、このような比較的好調な農業生産の成長と農産物商品化率の上昇とを土台として導き出されていることを意味している。したがって、もし、1963年のそのような農業不振が頻繁に襲来し、将来における農業生産の成長率が低下するようなことでもあれば、ソ連の実質賃金は「頭うち」どころではなく、低下するような場合さえあり得るかもしれない。

第7表 主要内生変数予測値比較

(1955年実際値=100)

(モデル No. 3 の単純外挿による)

	O	O_c	O_a	M	Ki	N_c	N_i	L_a
1966年	235	193	164	233	287	171	158	83
68	270	214	178	263	345	185	170	78
70	311	237	193	297	413	201	183	73

第8表 労働人口の構成予測

(モデル No. 3 の単純外挿による)

	(100万人)			%		
	N_c	L_a	L	N_c	L_a	L
1960年	55.1	52.1	107.2	51.4	48.6	100.0
66	76.1	42.6	118.7	64.1	35.9	100.0
68	82.5	40.2	122.7	67.2	32.8	100.0
70	89.5	37.4	126.9	70.5	29.5	100.0

(注) 1960年は実際値。 軍人・家事使用人を含まず。

第9表 鉱工業における労働生産性, 資本装備率,
平均資本係数の予測

(1955年実際値=100)

	労働生産性 O/N_i	労働の資本装 備率 K_i/N_i	平均資本係数 K_i/O
1966年	149	182	122
68	159	203	128
70	170	226	133

(注) モデル No. 3 の単純外挿による。

前述したように, 第7表の諸数値が与えられれば, これらに関連した多くの重要な経済的指標を算出・予測することができる。ここでは, 鉱工業の資本係数, 同じく鉱工業の労働生産性と資本装備率, 都市・農村間の労働人口比率, および, 国民所得の変動を予測しておいた(第8表, 第9表, 第10表)。

第9表が示しているように, 労働の資本装備率が大中の上昇を示しているにもかかわらず, 労働生産性の上昇率が比較的小さく, それを反映して, 資本係数に上昇傾向が見られるが, このことは, 「生産水準の高度成長と実質賃金水準の相対的に低い上昇率」という跛行性を生みだしたソ連経済の体質を, 別の側面から浮き彫りにしているものと言することができるであろう。

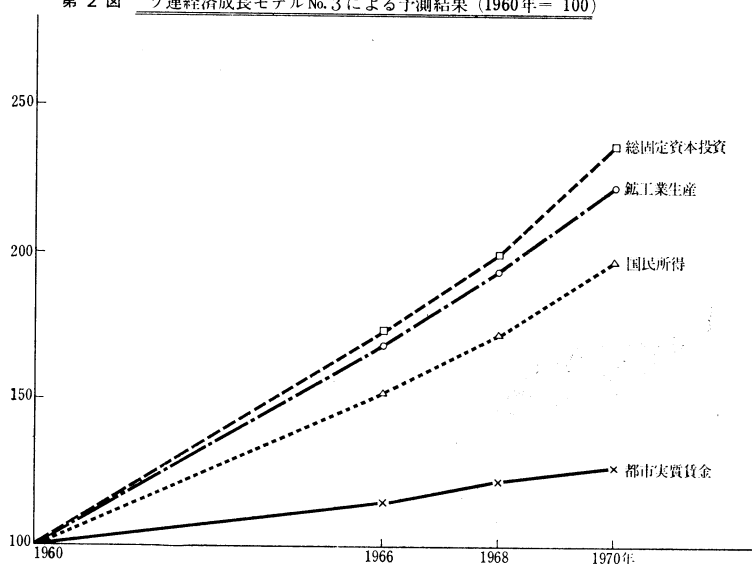
第10表 国民所得成長の予測 (1955年実際値=100,
丸括弧の数字は構成百分比)

(モデル No. 3 の単純外挿による)

	1955 (実際値)	1960 (実際値)	1966	1968	1970
鉱工業	100 (31.3)	140 (31.5)	235 (34.8)	270 (35.3)	311 (35.6)
農業	100 (27.1)	125 (24.4)	164 (21.1)	178 (20.2)	193 (19.2)
運輸・通信・サービス・商業および建設業	100 (41.6)	148 (44.1)	224 (44.1)	256 (44.5)	297 (45.2)
国民所得総合	100 (100.0)	139 (100.0)	211 (100.0)	239 (100.0)	273 (100.0)

(注) 鉱工業所得および農業所得の成長指数としては, O および O_a の予測推定値をそのまま用いた。運輸・通信・サービス・建設・商業所得の成長指数としては, まず, N_c および N_i の予測推定値を利用して「建設業・第三次産業雇用指数」を算定したのち(この場合, 軍人・家事使用人を含ませるための修正をほどこした), これに既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「要素費用評価国内純生産額」における産業源泉別構成比をウェイトとした加重算術平均で上記三指数を総合したものである。1955年の産業源泉別構成比は, ボーンステーンの推計値を用いた。The Review of Economics and Statistics, Vol. XLIV, No. 4 Nov. 1962, p. 457 を参照のこと。

第2図 ソ連経済成長モデルNo.3による予測結果 (1960年=100)



第10表に示した国民所得成長の予測値は、1960～1970年の期間で、6.96%の平均成長率を示している。これは、周知のスタンリー・コーンによる6.0～6.5%という推定よりは若干高い値である³⁾。筆者による予測値が高いのは、 O_i の成長率にスロー・ダウンを見込まずに一律に平均年9%の成長を仮定していることと、過去の比較的高い農業生産成長率が外挿されたような結果になっていることによる。

しかし、われわれの場合、成長率の予測値それ自体の高低について細かい議論をすることは、無意味である。たとえ単純外挿であっても、外生諸変数についての想定が少し変わるだけで、国民所得の成長率に0.5%程度の差異は容易に生じ得るからである。

われわれの場合、やはり、「生産水準と実質賃金水準の跛行性」を解明することに研究の重点を置くべきであろう。そして、この点については本研究作業は、一応成功であったと考えてよい。第2図は、単純外挿の場合の諸推定値を図示したものであるが、鉱工業生産や国民所得の高度成長に反して、実質賃金が比較的わずかしき上昇し得ないことが明確に示されている。「跛行性」のメカニズムは、理論的にも実証的にも、これでは明らかに言ったと言うことができるであろう。

註 1) この第5表で、「 Ri_{60} , Ra_{60} 」もしくは「 Ri_{55} , Ra_{55} 」として言及されているのは、それぞれ1960年における Ri と Ra の値、および、1955年における Ri と Ra の値を示す。

1955年は、 Ri と Ra とがともに極めて高い値を示した年として特徴づけられる。

2) M 指数を算出するためにとられた品目について計算すると、1955年における Oa に対する M の商品化率（農業純生産のうちの国家調達・買付商品化率）は52.7%であった。これを基礎として第7表の数字を利用して計算すると、このような国家・調達買付商品化率は、次のような推移をたどることになる。

1955年	1966年	1968年	1970年
52.7%	74.6%	77.9%	81.3%

国家調達・買付以外の農産物消費量（すなわち農民自己消費とコルホーズ市場への出荷量）は、これをもとにして次のごとく算定し得る。

(1955年実際値=100)

1955年	1966年	1968年	1970年
100	88	83	76

第7表の La の推移と比べてみると、農民人一

当りの自己消費量をとくに切り下げる必要はないことがわかる。

3) Joint Economic Committee, Congress of the U.S., *Dimensions of Soviet Economic Power*, U.S., Government Printing Office, Washington; 1962, p. 87 を参照のこと。

4. 結 び

以上のごとく把握・解明されてきた「生産水準と実質賃金水準の跛行性」を脱するみちは、結局、生産関数の形それ自身を変え、あるいはそれを上方にシフトさせてしまうような「経済の体質改善」以外にはない。すなわち、より少ない資本・労働の投入でもって、より高い生産があげられるようにしてゆくという合理化努力を、絶えず地道に行なってゆくことが唯一の方策である。またこれは、ありとあらゆる経済体制をつうじて、国民の経済的厚生を高めるための最も根本的な方策である。

最近、ソ連において試みようとしていている合理化措置は、真に多種多様であるが、これらは全てみなこのような線にそっているものと言い得る。1960年代の後半においてこのような合理化努力が成功するかどうかという点に、経済体制としての社会主義体制の優劣を決する最大の要因が潜んでいると考えてよいであろう。

本研究作業は、慶応義塾大学加藤寛助教授の全面的な協力と「二日会」の資金的な援助によって行なわれた。しかし、文責はあくまでも筆者個人の負うべきものである。モデルの基本的な着想は、ハーバード大学のA・バーグソン教授の指導と、同大学「ロシア研究センター」1962—63年度研究スタッフ諸氏による有益な助言によって得られた。記してあつく謝意を表したい。なお、計算作業については、伊藤幸太郎、木田昌子、中村幸子の諸氏による多大の助力を得た。

付 録

付録 1 旧モデルと新モデルの差異

本論文で新しく発表されたモデル No.3 と旧モデル（『社会学部紀要』Vol. 8, 1964年1月号の拙論で発表されたモデル No. 1 および No. 2）との差異は、次のような諸点である。

(1) 資本形成についての諸方程式が、旧モデル

では過度に単純化されていたが、新モデルでは経済理論的に無理のない形にあらためられた。

- (2) 同じ資本形成に関連して、旧モデルでは Op が外生変数として扱われていたが、新モデルでは O_i が外生変数となり、 Op は最終需要によって決定されるものとされた。
- (3) 旧モデルでは、近似的にのみ one-way causal pattern が成立していたに過ぎない (そして、それが成立し得たのは、ある意味では偶然的な幸運による)。しかし、新モデルでは、one-way causal pattern は完全に成立している。
- (4) 旧モデルでは、モデルの約半分を切り離して構成した「小モデル」についてのみ逐次最小二乗推定を適用し、その他の部分については直接最小二乗推定ですましたが、新モデルでは、モデル全体にわたって逐次最小二乗推定を適用した。
- (5) 旧モデルでは、「過去へ向けての予測」を行なう場合に「小モデル」のみを用いた。これは、内生変数のうち幾つかのものを外生変数と看做して、それらの実際値をそのままモデルに与えて内挿を試みることに他ならないから、内挿結果が良くなるのは当然であった。新モデルでは、「小モデル」は用いず、モデル全体を本来の形で用いて、「過去へ向けての予測」を行なった。しかも、その結果、旧モデルでの「小モデル」による予測結果に劣らない良好な成績が得られたことは注目値する。
- (6) 旧モデルでは、構造推定のための資料の観察期間が1935～1960年であったが、新モデルでは1935～1961年である。また、使用した統計資料にも、わずかながら、差異がある。
- (7) 新モデルでは、農業生産関数における投入指数のウェートを、計算方法をあらためて再計算した。しかし、その結果は、旧モデルの場合と同じウェートが算定された。

付録 2 Ka と Ki の内挿推定値

Ka と Ki の内挿推定値は、戦前について

は1934年を、戦後については1950年を初期値とした累加計算によって、次のように算定された。

(1955実際値=100)

	Ka		Ki	
	推定値	実際値	推定値	実際値
1935	38.8	39.1	23.0	22.7
36	42.0	41.6	26.1	25.0
37	45.5	44.4	28.9	27.3
38	48.9	49.2	32.0	30.2
39	51.7	50.4	35.0	33.6
40	55.2	50.7	38.7	37.6
1951	59.4	60.7	63.8	64.4
52	65.4	67.7	71.2	71.7
53	72.1	74.6	79.2	80.7
54	80.4	85.0	87.9	90.0
55	91.2	100	98.0	100
56	105.2	117	109.0	111
57	118.9	129	120.5	125
58	133.7	141	133.0	134
59	149.3	157	146.9	144
60	165.3	170	162.3	163
61	182.0	—	178.8	—

このような計算の場合、初期値が攪乱をとまなっているためかなり大きな誤差が生じる場合があるが、われわれの作業ではこの表が示すように良好なフィットを得ることができた。

付録 3 農業生産関数の投入指数作成のためのウェートの推計

われわれの使用した Oa 指数が1958年価格評価のものであったから、1958年のデータを基礎にして農業生産関数の投入指数ウェートを決定することにした。

1958年の農業国民所得は、約310 (単位は10億旧ルーブル、以下同じ) と推定し得る¹⁾。他方において、1958年初の農業資本額はグロスで355であったから、「仮設的利子率」15%、減価償却率10%を仮定してこれをフローに換算すると、約89と算定することができる。また、1958年のソ連的概念による農業粗生産額を1958年価格評価で535と推計し得るが²⁾、同年の農業平均「原価・収入比率」は1:1.19であったから³⁾、ソ連的概念での農業総原価は約450であったことになる。1958

年頃で、農業総原価のうち労働に対する報酬の支払が占めている割合は 28.3%であったから⁴⁾、同年のソ連農業における総労働報酬額は 127 と算定し得るであろう。

かくて、次のように各生産要素のウェートを計算し得ることになる。

資 本	89 ÷ 310	= 29 %
労 働	127 ÷ 310	= 41 %
土 地	残余	= 30 %
		100 %

土地のウェートは残余項として算出したが、1955年についてのジョンソンの推計値⁵⁾と一致している。

- 1) この数字のうちわけは、およそ、次の通りである。

農 業 家 計 所 得	254.2
コルホーズの留保所得	36.4
ソフホーズの留保利潤	5.1
そ の 他	約 14
	約 310

以上、主として N. Nimitz, *Soviet National Income and Product, 1956-1958*, RAND, (RM-3112-PR), June 1962, pp. 2-4, によった。

- 2) 1956年価格では472 (『ソ連農業統計集』による)。1956年より1958年まで生産者価格は18%引き上げられたが、「ソ連の粗生産」に含まれる項目のうちには、このような価格引き上げの影響を受けないものが約26%含まれていると想定した。
- 3) А. Г. Зверев, «Национальный доход и финансы СССР» (Москва: 1961), Стр. 306 に示された品目別価格・費用比率と粗産額ウェートによって算出した。
- 4) А. М. Бирман, «Финансы предприятий и отраслей народного хозяйства», (Москва: 1960), Стр. 222, 243 のデータより算定。
- 5) D. G. Johnson, "Agricultural production",

A. Bergson, and S. Kuznets, ed., *Economic Trends in the Soviet Union*, Harvard University Press; 1963, Chapter V. p. 217.

付録 4 基礎的統計データについて

構造推定のために用いられた統計データの諸系列は、原則として旧モデルの場合と同じであった。それらの推計・編成の概要については、『社会学部紀要』Vol. 8, 1964年1月号の拙論の末尾の付録を参照していただきたい。

ただ、次の諸点が変更されたことを記しておく。

- (1) 各系列とも、観察期間が1期延長された。
- (2) Op の概念が変更された。すなわち、 Oi に含まれる諸品目を Op から除いて、新しく Op の系列を算定し直した。
- (3) Ka, Sa, Na の三系列は年末値を用いることが必要となった。 Ka はもともと年末値の系列であったから問題はなかったが、 Sa および Na については、年平均値の系列から対数線型補完を利用して近似的に年末値の系列を作成して用いた。
- (4) 戦前の時期に関する Om については、P・ワイルス推計の系列を利用することにし、ポウエル推計の系列に1937年でリンクして用いた。
- (5) Ka については、1957年以降の数値に関して、『ソ連国民経済統計集』の系列と『ソ連農業統計集』の系列とはかなりの喰いちがいを見せているが、一応、農業統計集の系列を用いることにした。