慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	ソ連経済政策の予測
Sub Title	The prospect of Soviet economic policy
Author	加藤, 寛
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1965
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.58, No.1 (1965. 1) ,p.1(1)- 19(19)
JaLC DOI	10.14991/001.19650101-0001
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19650101-0001

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

A01266

ソ連経済政策の予測

加藤　寛

1　経済政策の転換

ソ連経済は、現在、工業面では企業の非能率さに悩み、農業面では、その生産の停滞に苦慮している。とくに、農業生産の停滞は国民生活水準に影響が大きいだけに、悩みは深刻であるといっていい。この農業生産の停滞は、政策転換の原因と考えられているが、従来、フルシチョフ政策の主要方針は、処女地開拓と、とうもろこし増産に依存していたのであった。しかしすでに明らかになったように、この政策は失敗し、フルシチョフ失脚の遠因とも考えられるのである。

（注）このフルシチョフ政策の成否の予測については、すでに拙著「ソ著の経済成長と経済計画」第一章において論ぜられている。そこでは、私は、この政策はかなりの化学肥料と農業機械の投入がなされれば可能であるかもしれないが、それができなければ成功しないであろうし、フルシチョフの政治生命もこれにかかっていると指摘しておいた。

処女地開拓政策は、当初は穀物不足の一時的補充として有効であった。事実、一九五八年を除き、穀物収穫高の増加と播種面積の拡大とはほとんど比例的に動いている。ということは、従来の土地の単位面積当り収穫高は不変であったということ

新刊紹介

鈴木鴻一郎編『帝国主義研究』……常盤　政治　78

玉野井芳郎編著
『大恐慌の研究——1920年代アメリカ経済の繁栄とその崩壊』……常盤　政治　79

小泉　仰著『ミ　ル』……白井　厚　80

菊地　昌典著
『ロシア農奴解放の研究——ツァーリズムの危機とブルジョア的改革』……寺尾　誠　81

とになる。小麦は一九五六年のha当り収穫率以来上昇しなかったばかりか、新開拓地のために、たとえばカザクスタンやシベリヤへ、ウクライナから労働力の転換がおこなわれたため、ウクライナの穀物生産量はかえって減少さえした。ロシア共和国の中央オブラスチでは、一九五三年に七五〇万haあった耕作地が、一九六一年には労働力不足のため二〇〇万haに減少したことが、「ソ連国民経済統計集一九六一年版」三二五頁、に示されている。かくてウクライナだけでも、五〇〇万トンも減収となった。

しかもフルシチョフは、一九六二年三月の演説で、カザクスタン地域にha当り二mtの穀物増産を期待していた。しかし、一九五六年一・一mt、五八年〇・九mt、六二年〇・六mtという低落傾向からみて、非現実的な期待であったといえよう。結局、一九六三年の収穫率はha当り〇・五mtにとどまった。しかし、とうもろこし生産はたしかに予期どおり、ha当り収穫率は向上しており、ha当り三～四ツェントネル増収している。しかし播種面積は、全穀物面積の一〇％にすぎないので、穀物全体の収穫増に反映するほどの力にはならなかった。

この結果、穀物収穫高は、一九五八年の一億四一二〇万トンから、五九年一億二五九〇万トン、六〇年一億三四四〇万トン、六一年一億三四四〇万トン、六二年一億四七五〇万トン（計画は一億六四〇〇万トン）と推移し、六三年の画期的な不作を招いたのである。六三年は計画一億七二一〇万トンに対し、実績は前年マイナス一八％とされているが、事実は、二五％減収とみるのが妥当のようである。かくて、七ヵ年計画（一九五九～六五年）も増産率を年率一〇・九％とした第六次計画（一九五六～六〇年、しかし、五八年に放棄）を、二・五％まで引き下げ、一九六五年一億九一六〇万トンから一億七三六〇万トンと低くしている。しかし、まずこの計画は困難であろうし、一九七〇年の必要量二億三〇〇〇～二億六三〇〇万トンは一層困難と考えられる。そこでフルシチョフは起死回生策として、化学肥料の増産へと政策転換をおこない、ha当り一トンを三トンに上昇させることができれば、耕地は七七〇〇万haで可能だと主張した。

この化学工業重点政策は、肥料の増産と利用を通じて、国民の食生活向上に資するとともに、さらに工業諸部門におけるプラスチック部品の使用が生産能率を高めるということを期待された政策であった。

そこで本稿はこのような政策の効果を予測する試みの一つとして、ソ連の生活水準（ここでは、実物的生活水準）を測定してみた。

2　モデルの概要

ソ連経済の成長過程が、極端な形で、「生産水準の高度成長を実質賃金水準の相対的立ちおくれ」を通じておこなってきたことは、すでに明らかにされた結論である。[1] しかし、ソ連計画経済のかなり恣意的な価格体系を考えると、貨幣面での分析結果を現物面からも追求してみる必要が感ぜられた。そこで、われわれは、現物面から、このような「成長と実質賃金の相互関係」を明晰に分析しうることに着眼し、ソ連の実質賃金水準の過去及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。

現物面からみると、都市における実質賃金は、「都市労働人口一人当りに供給される消費財の量」として定義されうる。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、これを上回る伸び率で都市む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。

とくに問題は、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、質素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

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

	都市の労働人口①	都市向消費財/消費財総供給②	消費財生産量③	都市労働人口1人当り消費財供給量	参考 丹羽実質賃金④ L式	参考 丹羽実質賃金④ P式
1928	100	70.0%	100	100	100	100
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

注①　軍人・配分不明労働力を含む。Bergson & Kuznets ed. Economic Trends in the Soviet Union, 1963, p. 77 の W. Eason 推計。

②　社会化小売機関における小売総額中の比重。1928年は私営店販売額を含む。（公式統計）

③　キャプラン＝ムーアスティーン推計の最終財ウエート消費財生産指数。1955年以降はグリーンスレード＝ウォーレス指数を同じウエートで再計算してリンクした。この消費財には未加工食品は含まれない。

④　丹羽「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。ロルホーズ市場をも考慮に入れた算定。

人費財需要の大部分（一九六〇年で約七六%）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会的なパターンに急変する。農民であった時に比らべて、ずっと大量の消費財が彼らの一人一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方が遅れはじめると、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「都市労働者一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、云うまでもなく、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、都市む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あっている限り、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。

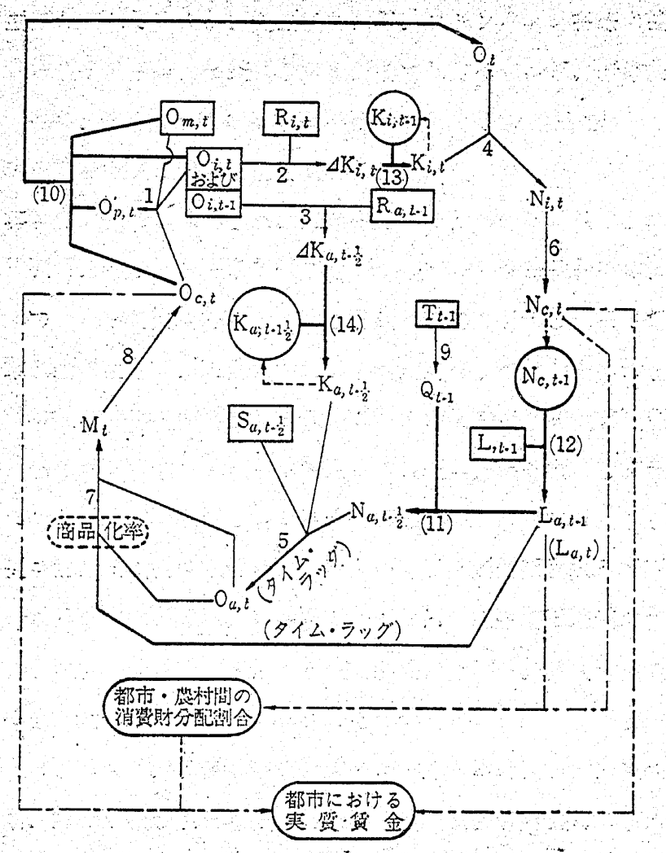
そこで、筆者は、上述のような考察に基いて、成長と実質賃金水準のあいだの関連を定量的に解明するために、そして、そればかりではなく、ソ連経済についての重要経済指標をある程度網羅的かつ総合的に分析・予測し得るように、行動方程式9個、定義式5個によって構成されたソ連経済成長の長期的計量モデル（ソ連経済成長モデル No. 3）を構築したのである。もちろん、実質賃金の分析にのみ使用するのであれば、もっと小型にまとめられたモデルでもことたりるであろうが、多少ともあれ「総合モデル」を意図する以上は、最小限この程度の大きさのモデルは必要である。なお、筆者のこのモデルは recursive model の型に編成され、行動方程式の推定は「逐次最小二重法」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、一九三五～一九六一年をとった（戦時中および終戦直後期を除外）。資料は一九五五年＝一〇〇もしくは一九五五年＝一・〇の指数に換算したものを用いた。

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、逐次最小二重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、モデルをわかりやすく図解しておいた（第1図）。

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もっている。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（O_p）と「最終需要部門への資本財のフロー」（O_i）のカバ

第1図 ソ連経済成長モデル (1935—61)



➡ 定 義 式

⟶ 経済の行動（ビヘイビアー）を示す方程式

⇢ 時系列にそって代入し得ることを示す

⟶ 演繹的な記述的分析をなし得る関係

▭ 外 生 変 数

○ 内生変数のうちで先決されるべきもの

〔外生変数〕（7個）

$O_{m,t}$	兵器生産量
$O_{i,t}$	最終需要部門への資本財のフロー
$R_{i,t}$, $R_{i,t-1}$	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
$L_{,t-1}$	総労働人口
$S_{a,t-\frac{1}{2}}$	土地（蒔種面積）
$T_{,t-1}$	時間（年）

〔内生変数〕（14個）

$O'_{p,t}$	鉱産原料および中間生産財生産量（O_i に含まれる項目は除く）
$O_{c,t}$	消費財生産量
O_t	鉱工業生産量
$K_{i,t}$	鉱工業資本設備存在量
$K_{a,t-\frac{1}{2}}$	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
$\Delta K_{a,t-\frac{1}{2}}$	K_a の「$t-1\frac{1}{2}$ 期」より「$t-\frac{1}{2}$ 期」までの変化量（前前年の年末値より前年の年末値までの変化量）
$O_{a,t}$	農業生産量（純生産）
M_t	農業原料の消費財工業への供給量（農産物国家調達・買付量）
$N_{i,t}$	鉱工業雇用量
$N_{c,t}$	非農業雇用量
$L_{a,t-1}$	農業総労働力
$N_{a,t-\frac{1}{2}}$	実効農業雇用量（「フルタイム換算」農業雇用量）
$Q_{,t-1}$	$L_{a,t-1}$ と $N_{a,t-\frac{1}{2}}$ との比（$L_{a,t-1}/N_{a,t-\frac{1}{2}}$）

〔先決内生変数〕（3個）

$K_{i,t-1}$

$K_{a,t-1\frac{1}{2}}$

$L_{a,t-1}$, $N_{a,t-\frac{1}{2}}$, $O_{,t-1}$, $N_{i,t-1}$, $N_{c,t-1}$ } このうちの一個

〔行 動 方 程 式〕

① $\log O'_{p,t}=0.9064(0.361\log O_{i,t}+0.365\log O_{c,t}+0.274\log O_{m,t})+0.1980$　$\hat{S}=0.03248$　$\hat{R}=0.9879$

② $\Delta K_{i,t}=0.0967(O_{i,t}\times R_{i,t})+0.4659$　$\hat{S}=1.704$　$\hat{R}=0.9253$

③ $\Delta K_{a,t-\frac{1}{2}}=0.1088(O_{i,t-1}\times R_{a,t-1})-0.0276$　$\hat{S}=2.059$　$\hat{R}=0.9267$

④ $(0.289\log K_{i,t}+0.711\log N_{i,t})=0.7399\log O_t+0.5197$　$\hat{S}=0.00962$　$\hat{R}=0.9982$

⑤ $\log O_{a,t}=1.2550(0.30\log S_{a,t-\frac{1}{2}}+0.41\log N_{a,t-\frac{1}{2}}+0.29\log K_{a,t-\frac{1}{2}})-0.4547$　$\hat{S}=0.02184$　$\hat{R}=0.9814$

⑥ $\log N_{c,t}=1.1088\log N_{i,t}-0.2048$　$\hat{S}=0.01327$　$\hat{R}=0.9939$

⑦ $\log M_t=0.7258(2\log O_{a,t}-\log L_{a,t-1})+0.5827$　$\hat{S}=0.01782$　$\hat{R}=0.9944$

⑧ $\log O_{c,t}=0.8459\log M_t+0.2829$　$\hat{S}=0.01473$　$\hat{R}=0.9955$

⑨ $\log Q_{,t-1}=-0.2309\log T_{,t-1}+0.3866$　$\hat{S}=0.02927$　$\hat{R}=0.8559$

〔定 義 式〕

⑩ $\log O_t=0.162\log O_{m,t}+0.216\log O_{c,t}+0.214\log O_{i,t}+0.408\log O'_{p,t}$

⑪ $\log N_{a,t-\frac{1}{2}}=\log L_{a,t-1}-\log Q_{,t-1}$

⑫ $L_{,t-1}=0.464N_{c,t-1}+0.536L_{a,t-1}$

⑬ $K_{i,t}=K_{i,t-1}+\Delta K_{i,t}$

⑭ $K_{a,t-\frac{1}{2}}=K_{a,t-1\frac{1}{2}}+\Delta K_{a,t-\frac{1}{2}}$

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間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、資本と労働との間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 を別にしても）方程式 No. 4 と No. 8 の二つの方程式を同時に用いているのは、このような想定に基いているのである。

なお、工・農両部門での生産関数の推定においては、マルティ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形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よくとらえることができるようになっている。[3]

以上のごとく、このモデルでは、七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、いうまでもなく、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・予測しうることになる。

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・ラグが二ヵ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、このモデルには、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るべきであろう。

（1） ソ連の場合、戦前の一九三〇年代にすでに実質賃金水準は大幅の低下を示し、第一次五ヵ年計画開始前の一九二八年の水準を回復し、それを上回ることができるようになったのは、ようやく一九五〇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、一九二八～六一年の期間に約十倍（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）に生産水準が上昇したのであった。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。

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、一九二九～六二年に鉱工業生産は六・八倍に上昇したが、実質賃金水準は一・九倍の上昇にとどまっている。

（2） recursive model 及び逐次最小二重推定については、福地崇生「計量経済学入門」東洋経済新報社、昭和三七年、一六四～一六七頁、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. 一九六三年九月号、六〇～六三頁を参照。

（3） このモデルの詳細については、丹羽春喜「ソ連経済成長の単純なエコノメトリック・モデル（改訂）」『社会学部紀要』Vol. 9. 関西学院創立七五周年記念社会学部論文集（一九六四年十一月）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も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いうまでもない。

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. 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すぎな

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→	$O_{i,t}$	$O_{m,t}$	$S_{a,t-\frac{1}{2}}$	$L_{,t-1}$	$T_{,t-1}$	推定の $K_{a,t-\frac{1}{2}}$	推定の $K_{i,t}$	推定の $N_{c,t-1}$	定　数
$O_{c,t}$	—	—	0.4623	0.0335	0.1459	0.4470	—	−0.0156	−0.0268
$N_{c,t}$	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
$O'_{p,t}$	0.3272	0.2484	0.1529	0.0111	0.0483	0.1479	—	−0.0052	0.1891
$O_{a,t}$	—	—	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
$N_{i,t}$	0.3616	0.2740	0.1689	0.0122	0.0533	0.1633	−0.4065	−0.0057	0.8052
$N_{a,t-1}$	—	—	—	1.8657	0.2309	—	—	−0.8657	−0.3866
$L_{a,t-1}$	—	—	—	1.8657	—	—	—	−0.8657	—
$Q_{,t-1}$	—	—	—	—	−0.2309	—	—	—	0.3866

誘導型（真数を用いるもの）

$$K_{a,t-\frac{1}{2}}=K_{a,t-1\frac{1}{2}}+0.1088(O_{i,t-1}\times R_{a,t-1})-0.0276$$

$$K_{i,t}=K_{i,t-1}+0.0967(O_{i,t}\times R_{i,t})+0.4659$$

注① L_a は，本来は真数で算出するべきであるが，本表では，近似的に対数で算出しようとする場合の係数を示した。

② K_a と K_i 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。N_c は，先決内生変数である。

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もあるが、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 $N_{c,t-1}$ の与える影響は、相互に相反する効果が相殺しあって、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、

$$\log L_{,t}=0.464\log N_{c,t}+0.536\log L_{a,t}\cdots\cdots\cdots(12')$$

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 $K_{i,t}$ と $K_{a,t}$ 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単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れ、誘導型の係数を示したものである。

このモデルのように、逐次最小二重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っ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、戦前については一九三四年、戦後については一九五〇年をそれぞれ初期値として、$N_{c,t-1}$ を順次に先決内生変数とした経路追跡的単純内挿の結果を、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もっているところの二つの内生変数 O_c と N_c についての数値だけを示しておいた。この二つの表から容易に読みとり得るように、予測精度は非常に高く、われわれのモデルは充分に有効なものであると判断してよいであろう。

第3表　O_c の内挿推定値と実際値との比較（1955 年の実際値＝100）

	推定された O_c	実際の O_c
1935	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
56	105.9	107.9
57	114.7	114.7
58	121.9	120.6
59	129.4	150.1
60	137.8	134.4
61	146.3	142.0

第4表　N_c の内挿推定値と実際値の比較（1955 年＝100）

	推定された N_c	実際の N_c
1935	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

「将来に向けての予測」を行なう場合、外生変数の値に

《単　純　外　挿》

前提　① 1962～70年の期間，R_i, 60，R_a, 60 を仮定する。

② 兵器生産高 O_m は 1964 年～1970 年の期間，9 %の成長（平均年率）。
1963年を 195 と推定　(1955＝100)。

③ O_i 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，軍人及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想定する。

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年 実際値	134.4	128.8	109
1960年 モデル内挿値	137.8	120.1	115
66年モデル外挿値	192.7	171.1	113
68年 〃	213.9	185.4	115
70年 〃	237.2	201.0	118

評価　単純外挿のままでは都市実質賃金の大幅な上昇は期待するのが困難なようである。

《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年	214.2	162.8	132
70年	237.8	167.6	142

評価　単純外挿の場合と比べてみると，兵器生産高の成長を stop させたことによる都市実質賃金への好影響は大きい。

《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。従ってこのような性格の投資配分であったところの R_i, 55，R_a, 55 が 1962～1970 年の期間中維持されるものと仮定した。その他は単純外挿の場合と同じ。

計　算　結　果

	O_c	N_c	O_c/N_c
1966年	197.5	169.5	117
68年	221.1	183.5	120
70年	246.8	198.7	124

評価　単純外挿の場合と比べて形式的には，R_i と R_a をたかめれば都市実質賃金に「好影響」があるように思われる。しかし現在の実際的な状況で住宅や第三次産業への投資を圧縮しえるかどうかは疑問である。

《化学工業投資ドライブの影響》

前提　1961年において，化学工業投資は 11.6 億ルーブル（推定），総投資額（集中計画投資＋非集中計画投資＋コルホーズの自主的投資）の 3.2% であった。これを基準にして 1970年までの化学工業投資ドライブの結果を見積ると，総投資額が平均年率 9 %で成長すると仮定しても，1970年までに化学工業投資の比重，従って工業投資の比重は相当に増大することになる(他の工業諸部門の投資比重を下げないものとすれば)。この工業投資比重 R_i の増大が農業投資比重 R_a を切り下げることによって行なわれるものと仮定する。その他は単純外挿の場合と同じ。

計　算　結　果

	O_c	N_c	O_c/N_c
1966年	189.8	169.1	112
68年	204.9	179.1	114
70年	217.8	188.5	116

評価　この計算は，化学工業投資ドライブの「しわよせ」が R_a にのみよせられる場合という特殊な想定に基づいている。都市実質賃金への影響は単純外挿の場合よりもむしろ悪い。単純外挿の R_i, 60，R_a, 60 という仮定は，考え方を変えれば，化学工業投資ドライブの「しわよせ」が他の工業諸部門の投資比重を犠牲にして，R_i の内部で処理される場合と考え得る。しかし，他の工業諸部門の投資を大きく犠牲にすることは困難と考えられ，又住宅，第三次産業への投資を圧縮することも難しいから，農業投資の比重が，この場合のように犠牲にされる場合もありえるであろう。この場合，化学化による生産関数の根本的変化がおくれれば，この計算例のように化学化投資ドライブは都市実質賃金に対してむしろ，悪い結果を与えることもありうる。しかしその程度は思ったほどではなかった。

ついて、何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うることは云うまでもない。ここでは、単純内挿のほか、軍縮が大幅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。

この計算結果が明らかに示しているように、単純外挿の場合、都市実質賃金水準の動向にとって決定的な重要性をもつ O_c/N_c 値が極くわずかしか上昇しえず、ほとんど「頭うち」とい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、あまり大幅に上昇し得ないことをそれは物語っているからである。いうまでもなく、O_c/N_c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い。第1図で示されているように、実質賃金水準を考える時には、都市・農村間の消費財配分割合（ソ連では過去三五年間、都市だけ供給の比重が七〇%前後で余り変らなかった）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、大幅の実質賃金上昇は期待できそうにない。

何らかの軍縮措置が講じられて、兵器生産量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、一九六〇年～七〇年の期間に四割程度上昇しうるものと思われる）。

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おく政策は、形式的には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（例えば都市住民一人当りの住居面積は、一九二〇年代前半に比して、一九六一年頃で約一割低くなっている）、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、著しいものとなるであろう。

しかし、もし、何らかの手段で農業生産を飛躍的に高め、また、消費財工業の農産原料への圧倒的依存を脱却させることができるならば、このようなジレンマは解決されるであろう。特に最近、停滞傾向の著しいソ連農業の現状にてらしてみると、このような方策が強く要請されることは当然であろう。最近うち出された野心的な「化学化政策」は、明らかにこのような意味で、生産関数自体の根本的な変化もしくはシフトを狙ったものと云い得るであろう。

第5表の単純外挿の$R_{i,60}$・$R_{a,60}$という仮定は、考え方を変えれば、いま計画されている化学工業投資ドライブの「しわよせ」が他の工業諸部門の投資比重を犠牲にして、R_iの内部で処理される場合を仮定していることと同じである。しかし、他の工業諸部門の投資を大きく犠牲にすることは困難と考えられ、また、住宅や第三次産業への投資を圧縮することも難かしい現状である。そこで、第5表では、最後に、R_aを犠牲にしてR_iを増大せしめた場合を考えてみた。

当然、都市実質賃金水準への影響は、単純外挿の場合よりも若干悪くなる。しかし、その程度は、余り激しいものではなかった。

もちろん、この場合、実際には、化学化による生産関数の変化によって、もっと楽観的な結果が生じる可能性が多い。しかし、もし、化学化による生産関数の根本的変化が遅れるようなことがあれば、この計算例のように、現在計画中の巨大な化学化投資ドライブが、都市実質賃金水準に対してむしろ悪い影響を与えることもあり得るわけである。

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表としてあ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がかなり大幅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」が極めて大幅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、農民一人当りの

第6表　都市実質賃金の将来における発展予測
（このモデルの単純外挿による）（1960年実際値＝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。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年実際値＝100）。

1966年	1968年	1970年
120	130	141

第7表　主要内生変数予測値比較　（1955 年実際値＝100）

	O	O_c	O_a	M	K_i	N_c	N_i	L_a
1966	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〕（このモデルの単純外挿による）

	N_c	L_a	L	N_c	L_a	L
	（百万人）	（百万人）	（百万人）	%	%	%
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　軍人，家事使用人を除く（1960年は実際値）。

第9表

〔工業労働生産性〕

	(O/N_i)	（1955年実際値＝100）
1966	149	
68	159	
70	170	

〔工業労働資本装備率〕

	(K_i/N_i)	（1955年実際値＝100）
1966	182	
68	203	
70	226	

〔工業平均資本係数〕

	(K_i/O)	（1955年実際値＝100）
1966	122	
68	128	
70	133	

注　工業の労働生産性，資本装備率，及び平均資本係数の予測値はこのモデルの単純外挿による。

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よう。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を予測しておいた（第8表、第9表）。

労働の資本装備率が大幅に上昇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出したソ連経済の体質を、別の測面から浮きぼりにしているものということができよう。しかも実質賃金の上昇率は、この生産性上昇率よりもさらに低いものになるであろうと予測されていることは興味深い。

このような資本係数と賃金分配率との変動趨勢については、すでに本誌一九六三年一月号において検討したが、有名なアルズマニアン論文（「共産圏問題」一九六四年六月号所収）も述べているとおり、消費水準の向上は資本係数の低下を期待しなければ不可能である。これはもはやモデルの想定した生産関数を超えた問題になり、ソ連の新政策のポイントはその可能性の追求にある。

われわれの研究作業は、諸種の経済的指標の成長率の予測値それ自体の高低についての議論には殆ど立ち入らず、主として、「生産水準と実質賃金の跛行性」を解明することに力点をおいてきた。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。「跛行性」のメカニズムは、理論的にも実証的にもほぼ明らかになったと言うことができるであろう。(3)

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、論理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、一九六三年のそれ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。

K_a と K_i の内挿推定値
（戦前・1934年，戦後・1955年を初期値として累加計算）

	K_a		K_i	
	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	—

（1）　この第5表で「R_{i60}, R_{a60}」もしくは「R_{i55}, R_{a55}」として言及されているのは、それぞれ一九六〇年における R_i と R_a の値、および、一九五五年は、R_i と R_a とがともに極めて高い値を示した年として特長づけられる。

（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、一九五五年における O_a 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）は五二・七％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。

一九五五年　五二・七％
一九六六年　七四・六

一九六八年　七七・九％
一九七〇年　八一・三

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予定し得る。

一九五五年実際値＝一〇〇
一九六六　八八
一九六八　八三
一九七〇　七六

第7表のL_aの推移と比べてみると、農民一人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）丹羽春喜「ソ連経済成長の単純なエコノメトリック・モデル（改訂）」『社会学部紀要』一九六四年十一月。
加藤・丹羽「簡単な連立方程式モデルによるソ連計画経済の成長分析」一九六四年五月、日本経済政策学会報告。

4　一つの政策評価

以上のような分析を通じて、ソ連経済がフルシチョフの約束したような経済水準（生産水準はもとより生活水準も含めて）に到達するには、今後かなりの資本係数の下降を期待しなければ不可能であることが確認されたが、化学振興政策にどれほどの期待を寄せ得るかに重要なポイントがある。

もちろん、管理機構の不備を是正することによって（たとえば、資本利潤率採用論などもその重要な変化の方向と考えられるが）あるていど能率化も可能であるが、化学工業による資本係数の低下、さらには、部品代替性増大による能率化が大きな役割をもつであろうことは否定できない。この点についての予測を、欧州先進国の例によってみれば、化学工業の資本係数低下はかなりのものがあり（通産省調査では、エチレン二万t規模のとき限界資本係数は二・三三、一〇万t規模になると一・七八と低下する。）、このことをそのままソ連経済に適用することは危険だが、この技術的な関係はソ連も化学工業投資の増大につれて多少にかかわらず現出してくると考えられる。さらに化学工業振興策の中で大きな期待をかけられているのは、プラスチック使用による代替効果であろう。これについても、欧米諸国では、コストを1/3切り下げることが平均して可能であるとされているが（アメリカのSociety of Plastics Industry Inc. 資料）、ソ連でも「コムニスト」誌一九六四年一号でブシウェフが、金属に代るプラスチック使用でコストを1/2～1/3切下げ得ると期待している。一九六三年現在、ソ連のプラスチック生産は五八万tで一人当り消費量二・五kgにすぎない（一九六〇年、アメリカは一三・八kg、日本は七・一kg）。これを一九七〇年には三五〇万t～四〇〇万tに増加させようとしている。もしこれが実現すれば、一人当り約一四kgとなり、アメリカの六〇年水準なみになる。次に期待されているのは、化学肥料増産による食生活の向上であるが、施肥料が東独なみになるには、約十倍の増産を必要とする。一九七〇年目標は、一九六三年の約四倍にすぎないのでこの面は速効は考えられない。こうしてみると結局、化学工業振興策の中で効果のあるのは費用節約（化学工業は全工業の約一〇％と考えられるので、費用三〇％減として、工業全体として約三％の節約）ということになろうから、政策効果は期待したほどではなく、今後とも投資配分、経済組織上に変更を余儀なくさせるであろう。

〔本稿は、関西学院大学丹羽春喜氏との共同研究である。〕