

ソ連経済成長の単純なエコノメトリック・モデル (1935—60)

丹 羽 春 喜

- | | |
|------------|-----------|
| 1. はしがき | 2. モデルの概要 |
| 3. 推定作業の概要 | 4. 将来への予測 |
| 5. あとがき | 付 録 |

1. はしがき

最近、ようやく成熟の度を強めてきたソ連経済は、多くの経済学者の関心をますます強くひくようになり、多くの問題点がクローズアップされはじめている。近頃では、ソ連体制に対してかなり同情的な立場をとる学者たちでさえ、成長率低下、投資効率の低下傾向、農業生産の相対的不振、消費財供給の立ち遅れといった諸点を、しばしば指摘している。

しかし、これら個々にとり上げられ分析されているところの諸問題が、総合的には、将来のソ連経済に対してどのような影響を及ぼすかという点については、まだ有力な定説は現われていないようである。とりわけ、計量的にこのような点を分析しようとした研究は、いまだ皆無といってよいであろう。

このような総合的な経済分析や「予測」のためには、連立方程式モデルによる計量分析が極めて有効であることは、いうまでもない。資本主義諸国の経済に関しては、大規模な連立方程式モデルによる分析が、注目すべき成果を続々と産み出し、経済学の一つの革命的発展をもたらしつつあることは、もはや周知のことに属している。

しかし、ことソ連経済あるいは「社会主義経済」に関しては、計量経済学的な連立方程式モデルは、まだ一つも現われていないといってよい。これは、重大な立ち遅れといわねばなるまい。いやしくも、ソ連経済分析が、経済学的に見て本格的な水準に達するためには、この立ち遅れは、なんとかして克服されねばならないのである。とは

いうものの、現在のところ、ソ連経済の分析に計量経済学的な連立方程式モデルを適用しようとするれば、そこに多大の困難が存在していることを、認識しなければならない。

第一に、手ごろな既成のモデルが無いということが、大きな困難をもたらす。現在、計量経済学で用いられているモデルは、その全部が資本主義経済を分析するためのものであって、ソ連型の社会主義計画経済を分析するためには用いることができない。つまり、われわれは、学界の共有財産ともいべき既成のモデルに頼ることが全くできないのであって、モデル構築という困難な作業を第一歩からはじめて、ソ連経済の分析に適した独自のモデルを作りあげねばならないのである。

第二に、周知のごとく、ソ連経済については、使用し得る統計データがかなり限られており、それらの「意味」や「信頼性」についても、特別な制限が課せられている。したがって、このような統計データの面からの制約により、大規模で複雑かつ十分に包括的なモデルを構築するといったことは、實際上不可能になる。

第三に、計量経済学自身が、いまだなお、連立方程式モデルを完全にコナし得るような計算方法を開発し得ていない状況にあることを指摘しておかねばならない。一見したところでは、計量経済学は、極めて高度の計算技術を駆使しているように見えるが、それにもかかわらず、いままでのあらゆる連立方程式モデルは大きな誤差の累積に悩んでいる。したがって、ソ連経済についてなんらかの連立方程式モデルを構築する場合には、このような計算方法の未発達からくる制約を、絶えず考慮していなければならない。われわれの研究は、計量経済学プロパーの研究というよりは、むしろ、その応用というべきものであるから、ただ単に、新奇なモデル構築の興味だけから作業を進

めるといったわけにはいかない。われわれは、現在用いられている計算方法によってもかなり精度の高い分析がなし得るようなモデルを考案しなければならないのである。この意味からも、あまり複雑なモデルは実際上使用することができないであろう。

本論文は、以上のような諸点を考慮しつつ連立方程式モデルをソ連経済に適用し計量的分析・予測を行なうことを意図した一つの試みの報告である。

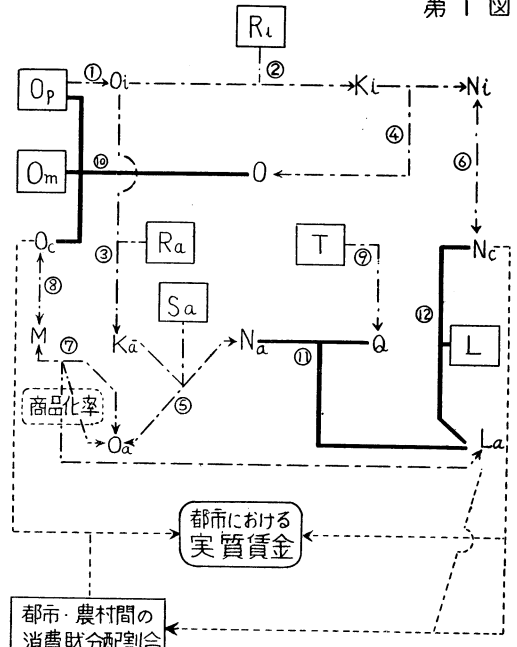
2. モデルの概要

われわれのモデルの数式的表現および計算作業の詳細は次節で詳述するが、その前に、図式的にモデル全体を示したものをここに掲げておく(第一図)。図中、番号を付された矢印は、行動方程式を示している(太線は定義式)。以下、この図によってモデルの概要を説明することにする。

いうまでもなく、ソ連型計画経済の顕著な特徴の一つは、都市労働者の実質賃金が、一九二八年の第一次五カ年計画発足より現在にいたるまで、大巾な下降と上昇を数回にわたってくり返すという激変を記録していることである¹⁾。これは、「生産財重点主義」による高度成長政策の結果、労働人口の都市への急激な集中がもたらされ、他方、このような急速にふくれ上ってゆく都市人口に向けての消費財の供給が、歩調を合わせてスムーズに増加され得ない場合が時として起るということが原因である。したがって、「生産財重点主義」の強行が、都市労働力の増大と、消費財生産の伸びとにどのような影響を与えるかを、計量的に把握し得るようなモデルを考案することが、われわれの主要な課題となるといってよいであろう。

かくて、われわれは、「生産財重点主義」によるソ連型計画経済体制の分析を意図しているかぎり、生産財生産 O_p の計画目標は、計画当局によって、最重点の計画目標として設定され、あらゆる犠牲を払ってもこの計画目標の達成は強行されるものと想定するべきであろう。このような「生産財重点主義」を想定する限り、当然、われわれ

第1図



外生変数 (7個)

- O_p 生産財生産高
- R_i 総投資中に占める工業投資の比重
- R_a 総投資中に占める農業投資の比重
- T 時間(年)
- S_a 土地(時種面積)
- O_m 兵器生産高
- L 総労働人口

内生変数 (12個)

- O_i 最終需要部門への資本財のフロー
- K_i 工業資本設備
- N_i 工業雇用
- N_a 実効農業雇用(「フルタイム換算」農業雇用)
- L_a 農業総労働人口
- O_c 消費財生産高
- M 商品化農産物の消費財工業への供給
- Q N_c と L_a とのあいだの比 (L_a/N_c)
- K_a 農業資本設備
- N_a 非農業雇用
- O 工業生産高
- O_a 農業生産高

のモデルでは、生産財生産高は計画当局の決定によって与えられるべき「外生変数」と考えられてしかるべきである。この場合、「生産財」には、便宜上、鉱産物をも含ませておく。しかし、兵器生産 O_m は別個に扱い、これもまた政府の国防政策によって決定されるべき一つの外生変数と考えることにした。さらにまた、ソ連型経済体制においては、設備投資を工業と農業にそれぞれどれだけ振り向けるかという「投資配分」の問題も、計画当局の投資政策によって外生的に決定されるものと考えねばならないであろう (R_i と R_a)。

さて、いうまでもなく、「生産財重点主義」は、巨大な設備投資を可能にし、経済全体の資本資産を速やかに増大させるためのものである。すなわ

ち、鉄鋼・電力・石油・石炭・セメント・機械といった「生産財」生産が増加すれば、その結果として、より多くの土木工事を起し、より多くの工場や倉庫を新築し、より多くの機械を据えつけることが可能になる。つまり、第一図に示されているように、最終需要部門への資本財投入 O_i は生産財生産 O_p に依存していると言ってよいであろう(方程式①)。もちろん、このようにして建設される資本設備の「ある部分」(R_i) は工業のためのものであり、工業部門における資本設備 K_i の増大となって現われる(方程式②)。そして、労働力(と原料)の供給に関して重大な困難が生じない限り、このような K_i の増大は、多かれ少なかれ、工業生産全体 O を高めることになろう(方程式④)。この結果、いうまでもなく、消費財生産 O_c もまた高められる可能性があるであろう(方程式⑩)。つまり、「生産財重点主義」は、いちがいに消費財生産を圧迫するものとはばかりは言えず、むしろ、消費財生産の上昇をうながす効果を伴っているとも考えられるのである。

しかしながら、もし、なんらかの理由で(たとえば労働力や原料の不足で)、工業生産 O が充分に増大し得ないような場合は、「生産財重点主義」の強行は、消費財生産 O_c を犠牲にしてしまうことになるであろう。なぜならば、定義により、工業生産 O は O_p と O_m と O_c よりなり(方程式⑩)、このうち O_p と O_m は外生変数として先決されているから、「しわ寄せ」は、もっぱら O_c にのみなされることになるからである。

他方、設備投資は、工業ばかりでなく農業において行われる部分もあるはずであるから(R_a)、生産財生産の成長は、結果的には、農業部門における資本資産 K_a の増大をももたらすはずであり(方程式③)²⁾、これは農業生産の上昇をうながす要因となるであろう(方程式⑤を参照)。

農業生産の動きは、「商品化農産物」の供出量と密接に関連しており(方程式⑦)、これはまた、原料供給という面から消費財生産を大きく左右する重大な要因となっている(方程式⑧)。なぜならば、「消費財」は、たとえ未加工食品(生鮮食料品)を除外して考えても³⁾、その大部分は繊維製品と食料品(パン・牛乳・肉・穀粉などの加工

度の低いものをも含む)とからなっており、農産原料への依存が決定的だからである。

もとより、工業においても農業においても、資本と原料だけで生産が営まれるわけのものではない。たとえば方程式第④番の工業生産関数が示すように、資本とならんで、なによりもまず、労働力が必要であろう。

したがって、すでに述べた K_i や K_a の効果にしても別の側面がある。たとえば、 K_i の増大そのものは、工業における労働の資本装備率を高め、労働力の節約を可能にするから、都市労働人口 N_c の激増を緩和する効果を持っている。同様な考え方からすれば、 K_a の増大は、農村労働力の節約を可能にし、農村から都市への労働力動員を促進する効果を持っている。

このような資本の労働節約効果が現実にも働いているとしても、しかし、結局のところ、「生産財重点主義」による急速な工業の成長は、大量の労働力 N_i を工業に投入することを必要にし(方程式④を参照)、このことは、また、工業雇用のほか運輸・通信・サービス・商業・行政といった第三次産業部門の雇用をも含めた「非農業雇用」 N_c の全体を増大せしめることになろう(方程式⑥)。つまり、老大な労働力が都市に吸引されるわけで、総労働人口が限られているかぎり、それは農村からの労働力の動員によってまかなわれることになるであろう。

すなわち、「総労働人口」 L は殆ど人口総数によって決まってしまうところの自然的条件のようなものであって、したがって、いうまでもなくそれは外生変数であるが、その構成を見ると、農業総労働力 L_a と非農業総雇用量 N_c とからなっていると定義することができる(方程式⑩)。農村から都市への労働力動員が推し進められて非農業雇用 N_c が増大するような場合には、それに見合うだけ農業総労働力 L_a が減ることになり、逆に、 L_a が増えるような時には、 N_c がそれだけ減少するという関係になっている。つまり、 L_a と N_c とは、どちらか一方が増えれば、他方がそれだけ減るという関係になっているのである。そして、このような都市と農村との間の労働力の割り振りは、当初から決められているのではなく、連

立方程式の「解」として、モデルそのもののメカニズムによって内生的に決まってくるのである。すなわち、このモデルでは、 L が外生変数であるにもかかわらず、 N_e と L_a がともに内生変数として扱われているのである。

労働力に関しては、ここで考えておかなければならない問題がもう一つある。農村における潜在的な不完全就労の問題がそれである。

すなわち、農業部門においては、農業総労働力の100パーセントが有効に雇用されているわけではない。過去のソ連や日本のように、比較的に低開発の国では、農村に相当量の余裕労働力が潜在しており、実際の実効雇用量は農業総労働力の約60パーセント程度(ソ連1959年頃)にとどまっている。とはいうものの、このような「余裕労働力」は、そう簡単には、その全部を動員して都市へ向けて送り出すといったわけにはいかない。時代が進むにつれて、農業技術が進歩し、農村の経済的・社会的組織が合理化されて行くことによって、しだいに、この「余裕労働力」の占めている割合を低めて行くことができるわけである。したがって、われわれのこのモデルでは、「農業総労働力」 L_a と「実効農業雇用」 N_a との「比率」、すなわち第一図で示されている Q という変数を特に考慮に入れることにし、そして、この Q の実数での値は「時代の経過」(すなわち時間 T の経過)とともに1.0に近づいてゆくものとする。方程式⑨番は、この関係を示している。

もし、 L_a が決まり、 Q もまた与えられ得たものとすれば、農業生産にたずさわる「実効雇用量」 N_a もまた決まるわけであり(方程式⑩)、農業資本の量 K_a および土地(蒔種面積)の量 S_a (これは外生変数と考える)が与えられれば、農業生産高 O_a が決定されることになる(方程式⑤)。この方程式第5番は、言うまでもなく、「農業の生産関数」である。

さて、ここでもう一度、モデル全体を総括的に考えてみることにしよう。

すでに述べておいたように、われわれのモデルでは、生産財生産高 O_p と、投資の工業と農業への配分割合(R_i と R_a)は外生変数とされている。投資活動の量を示す O_i (最終需要部門への

資本財投入)は全面的に O_p に依存するものと想定されており、 O_p が与えられれば O_i も決まることになる。さらに R_i と R_a が外生的に与えられているのであるから、 K_i と K_a もまた、決まってしまうことになる。第一図で O_p から始まった矢印が、 O_i を経由して、一方的な因果関係を示しながら K_i と K_a に到達しているのは、このような状況を説明している(方程式①②③)。つまり、われわれのモデルでは、工業と農業において、年々どれだけの資本設備が生産のために使用されるかは、事実上、外生的に決まっていると考えてよいのである。

このような想定に基づけば、われわれのモデルでは、残余の「内生的」な諸変数、すなわち、たとえば消費財生産高や農業生産高、あるいは、都市・農村間の労働力配分といった諸変数は、以下の説明で容易に判明するように、連立方程式の「解」として(つまり、諸変数相互間の論理的な多面的関係から)、一義的に決まってしまうことになるのである。

すなわち、たとえば工業においては、資本の量 K_i がすでに与えられているから、あとは労働力 N_i と原料の投入の大・小だけで工業生産高 O は決まってしまう。

原料といっても、すでに述べたように、鉱産物は「生産財」のうちに含まれて外生的に与えられているから、このモデルで問題になるのは消費財の原料となるべき農産原料すなわち「商品化農産物」の消費財工業への供給 M である⁴⁾。このような農産物の生産・出荷は、農業における資本設備の量 K_a および土地の量 S_a が所与であるとすれば、すでに見たように、労働力が都市へどれだけ動員され(N_e)、どれだけの労働力が農村に残され、それらがどれだけ有効に農業生産のため働くか(L_a と Q)によって決定される(方程式⑬⑭⑮⑯⑰⑱を参照)。つまり、工業に労働力をどんなに投入しても、農産原料の供給が確保できなければ工業生産とくに消費財生産は十分に伸びず、せっかくの労働力と資本設備が遊ぶことになるであろうし、逆に、農産原料の供給がどんなに充分であっても、労働力の工業への動員が充分でなければ、原料が無駄になるだけであろう(方程式⑧⑩

④を参照)。そして、このような工業への「労働力投入」と「農産原料の供給」とは、相互に影響を及ぼし合っているわけである。したがって、もし資本・労働・原料の遊休を避け、それらを完全に使用して工業生産を営むことを想定すれば、農村から都市への労働力の動員がどの程度になるべきか、そして、農村から工業への農産原料品の出荷量がどれだけになり、したがって消費財の生産高がどれだけになるべきかは一義的に決まってしまうことになる。他のあらゆる内生変数も、これと同時に決定されてしまうことは、いうまでもない。

以上が、われわれのモデルのアウトラインである。いうまでもなく、これは言葉によるだけでは実際の数字をつかむことができないから、この研究のように、計量的な分析を試みるにあたっては、モデル全体を連立方程式によって数学的に表現し、しかも、統計学的に見て妥当と考えられるような計算テクニックを用いてそれを処理しなければならないのである。

なお、このモデルにおいては、タイム・ラグの導入は行なわれていない。

われわれのこのモデルは、農村からの労働力の動員によって工業化が行なわれ得るとするヌルクセ＝ドップ流の後進国開発理論を大巾にとり入れているほか⁵⁾、「生産財重点主義」が資本設備の急速な増大をもたらすことによって、結果的には消費財生産の成長に対しても有益な効果を持っている点を明示している点で、ドーマー＝フェルドマン・モデルとも強い親近性を有している⁶⁾。また、資本設備増大による労働力節約の可能性も示されている（資本・労働間の代替可能性を前提）。しかも、他方において、状況によっては「生産財重点主義」の強行によって消費財生産が犠牲に供されることもあり得るということを暗示している点で、従来の一般的な見解とも一致点を有している。また、このモデルでは兵器生産の増減がもたらす諸種の影響を分析することもできる。

しかし、このモデルの最も重要な特徴は、「生産財重点主義」の強行によって生じる労働人口の都市への集中を、内生変数の一つである N_c の動

きによってとらえ、同時に、これと関連させながら消費財生産 O_c の動きをも把握し得るという点であろう。

ソ連の実績にてらしてみると、消費財供給の都市・農村間の配分割合は、過去三十五年間、殆ど変化していない。また、消費財の対外輸出・入は、ごくわずかな量でしかない。したがって、都市向けの消費財供給量の伸びは、全面的に消費財生産の伸びと一致しているのである。したがって、都市労働者の実質賃金、すなわち、都市労働者一人当りの消費財供給量の動きは、 N_c の伸びと O_c の伸びとの相対的關係によって殆ど全く決定されることになるのである。

大ざっぱに言って、 N_c の成長率が O_c の成長率を上回る場合には、実質賃金は頭うち、もしくは、下降傾向をたどるのである。逆に、 O_c の成長率のほうが N_c の成長率よりも高いような場合は、実質賃金は上昇傾向をたどるものと考えてよいであろう。

もっと厳密には、第一図に示されているように、都市と農村間の消費財配分割合の変化をも考慮に入れて将来の予測を行なうことが必要だと思われるが、これは、将来における都市・農村間の労働人口比率（すなわち L に占める N_c と L_a の構成比）を算定すれば、ある程度までは推定がつくようになるのである（第四節を参照のこと）。

要するに、当初の問題意識のとおり、「生産財重点主義」による急速な工業化過程が実質賃金に及ぼす影響の基本的なメカニズムを、連立方程式体系によって計量的に分析し得るように試みた点が、このモデルの最大特徴であるといつてよいであろう。

なお、このモデルは、相当に包括的なモデルであるため、いま述べたような分析のほか、極めて多種多様な分析・予測作業を行なうことができる。

たとえば、都市・農村間の労働人口比率、農業生産量および農産物調達・買付量、工業および農業における資本係数、同じく工業・農業両部門における労働生産性、等々、といった諸数値の予測は、このモデルを使用すれば極めて容易である

が、しかし、非常に重要な作業であると言い得るであろう。

もちろん、このような分析・予測作業を行なう場合には、外生変数の O_p , O_m , R_i , R_a などに、実験的に種々な数値を当てはめてみて、それぞれの場合に対応して各内生変数の値がどのように変化するかを観察することができるのはいうまでもない。この場合、われわれは、ちょうど造船技師が船舶の模型を用いて実験・研究を行なうのと同じように、ソ連経済の模型を実験台の上のせて自由に研究を行ない得る立場に立つわけである(広義のシミュレーション)。

しかしながら、このモデルでは、タイム・ラグが一カ所も導入されていないし、在庫変動も考慮の外に置かれているから、「予測」によって描かれるもろもろの内生変数(およびそれらに関連した各種経済量)の「発展経路」は、比較的なめらかな「趨勢」を表わすものにとどまり、細かい「波動」を描くことはできない。適当にタイム・ラグを導入したモデルにおいては、期首値を与えてやればあとはモデル自体の方で、それぞれの内生変数は波形の経路を描いて自動的に進んで行くものであり、このような性質を持ったモデルを使用して実験的分析をやることを、普通、計量経済学的なシミュレーション分析(狭義の)と呼んでいるようであるが、われわれのモデルにそのような性能を求めるのは無理である。われわれのモデルは、個々の「波動」を追うためのものではなく、むしろ、「水準の趨勢的変動」を追跡・予測するためのものである。

- 1) 拙論「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, June 1962), pp. 16—34 参照。
- 2) この研究における計算作業では、統計資料の関係上、 K_i と K_a は固定資本のみをとり上げることにした在庫、家畜、および住宅は除外したわけである。
- 3) 実際の計算作業においては、「消費財」 O_c は、未加工食品を除外したデータを用いた。しかし、小売商業販売額における未加工食品のウェイトは非常に低い。アルコール市場販売額を除外して、社会化小売機関のみで考えると、1955年頃で、野菜・ジャガイモ・果実の販売額は、総販売額の 2.1%を占めているに過ぎない(魚類の大部分は「魚業工業」の生産品とされている)。《Советская торговля》—— статистический сборник——, (Москва 1956),

Стр. 44—45 を参照。

- 4) 註3で述べたように、 O_c から未加工食品を除外して計算作業を行なうこととしたので、これに対応してMも、実際の計算作業のデータとしては、農産物の「国家調達・買付量」に関する資料を用いた。
- 5) ヌルクセ、土屋訳『後進国の資本形成』(巖松堂)、ドップ、小野訳『後進国の経済発展と経済機構』(有斐閣)の二著を参照。
- 6) ドーマー、宇野訳『経済成長の理論』(東洋経済新報社)、第9章、261ページ以下を参照。

3. 推定作業の概要

第一図に示されているわれわれのモデルのそれぞれ方程式は、定義式を除いて、すべて1935～1960年の期間(戦時中および終戦直後期の1941～1949年を除く)の統計的実績値から推定することにした(末尾の付録、基礎データに関する解説参照)。いうまでもなく、これらの統計的データは名目的な金額によるものではなく、実貨数量を示したデータを用いた。われわれの作業では、これらすべてのデータを1955年を100もしくは1とする指数に換算した諸系列が、実際の計算に用いられた。

最も普通には、計算を簡便にするため、この種の作業では、方程式の型として「線型」が用いられるが、複雑な経済の動きを描くには不充分であることはいうまでもない。

われわれのモデルでは、線型方程式を用いることを止め、経済の趨勢的な成長を描くのに最も適した複利曲線型の方程式を用いることにした。この場合、すべてのデータを対数に変換して計算作業を行なえば計算の手間をかなりはぶくことができる。ただし、連立方程式体系の中に対数で表現された方程式と、そうでないものが入りまじっていると計算作業が極めて困難になる。したがって、われわれの体系では、全面的にあらゆる方程式を対数で計算し得るように留意した。

この場合とくに問題になるのは、定義の性質を持った二つの方程式(方程式⑩⑪)で、普通の考え方からすればこれらは加え算の性質を持っている。たとえば方程式⑩について言ってみれば、工業生産高は、生産財生産高と兵器生産高と消費財生産高の総和と考えることができよう。あるいは

は、このモデルではすべてのデータを1955年を100とする「指数」にしたものを用いるから、工業生産指数は、生産財生産指数と兵器生産指数および消費財生産指数を加重算術平均で総合したものをを用いるのが普通であろう。しかし、「加え算」やその変形である「算術平均」は対数計算には用いない。対数で計算できるのは「掛け算」と「割り算」であるから、このままでは使用し得ないことになる。そこで、われわれのモデルでは、工業生産指数 O を、生産財生産指数 O_p と兵器生産指数 O_m および消費財生産指数 O_c という三つの生産指数を加重幾何平均したものとして定義することにした。同様に、方程式②にも、加重幾何平均における定義を用いることにする。こうすることによって、われわれのモデルでは、全面的に対数計算を利用することが可能になったのである。

周知のごとく、連立方程式モデルにおいては、単純な最小二乗法を直接に用いて各構造方程式のパラメーターの推定を行なうことは適切ではない。内生変数が説明変数として現われてくる推定式においては、「攪乱項と説明変数とのあいだの独立性」という最小二乗法の基本的前提が充たされなくなるからである。われわれのこのモデルでは、「逐次最小二乗法」と呼ばれている方法を若干修正して用いた。

註) 普通、この「逐次最小二乗法」は、「三角モデル」triangular modelのような「一方的な因果系列」によって組み立てられたモデルに対してのみ適用し得るものとされており、第一図に示されているような「多角的な因果系列」によるモデルには適用し得ないものとされている。しかし、われわれのモデルにおいては、 L_a が農産物の生産・供給に与える効果が二つの経路を通じるものであり、しかも、それらが相互に相殺的なものであることが、特別な事情を形造っている。すなわち、 L_a の増大を想定してみると、これは一方では、農業への労働力投入の増大による農業生産の増大、ひいては、 M や O_c の増大効果をもたらすが、他方では、 L_a の増加は、農村での農産物自己消費を高め、「商品化率」の低下、ひいては、 M や O_c に対する抑止の効果を持つであろう。もちろん、この二つの相い反する効果の大きさは、傾向としても、相当に差がある。しかし、この差は、われわれの扱った1935—60年のソ連経済においては、 Q の効果によってその大半が説明される。したがって、方程式⑤⑦⑧による農業部門からの M および O_c に対する正味の効果を考えると、 L_a

による効果の大部分は各方程式相互間で相殺・吸収されてしまい、 S_a 、 K_a 、 Q の効果が主要なものとして残る。(後掲51ページの O_c の誘導方程式を参照)。この三つの変数は、外生変数もしくは外生変数から「一方的な因果系列」によって導き出されるものばかりである。このように考えると、われわれのモデル全体は、「一方的な因果系列」によるモデルにかなり近い性格を持ったものと看做されるようになる。筆者が、このモデルにおいて、「逐次最小二乗法」によって各方程式のパラメーター推定を行なったのは、このような理由によるものである。

とはいうものの、いうまでもなく、われわれのモデルは、やはり、厳密には「三角モデル」ではない。第一図で近似的に最終因果序列の変数のように見えるところの N_c について考えてみても、 N_c から方程式⑤や方程式⑦へのフィード・バックを無視するわけにはゆかない。 N_c も、 L_a あるいは N_a も、すべて同時内生変数であるからである。したがって、最小二乗推定値の逐次代入の手続きは、 N_c で停止させないで、このようなフィード・バック回路に沿って、くり返し続けて行き、各方程式のパラメーターが安定するまで続けた。

もし、「一方的な因果系列」が完全に成立しておれば、われわれの方法で、小標本特性も大標本特性もともに具備した推定値が得られるはずであるが、実際には、そうはならない。厳密には、逆方向の因果系列、たとえば、 O_c が S_a や K_a あるいは Q のみでは、決定されきれずに、 L_a の変動が方程式⑥や方程式④を経由して O や O_c に影響を与えるという効果が多少は働いている。すでに述べたように、われわれのモデルの場合、このような逆方向の因果系列による効果は、相対的に少量であり、各方程式のパラメーターに明白な変化を与えるようなものとは考えられない。(後掲51ページの O_c の誘導方程式を参照)。

したがって、このモデルに関しては、われわれの用いた用法で、実際的には充分に有効性を持ったパラメーターが推定され得たものと考えてよいであろう。

各方程式のパラメーター推定とモデル構築のめどがついたのちは、われわれの作業は二つの課題に向かうことにならざるを得ない。

一つは、われわれのモデルの妥当性を検証するために、「過去に向けての予測」を試みることであり、いま一つの課題は、将来に対する実験的な予測を行なうことである。

「過去に対する予測」を行なう場合、モデルの本質を損わないで、もっと簡略化されたモデルを用いることが可能になる。

第一図に示されたわれわれのモデルのうち、 O_p

から始まった矢印が O_i を経由して K_i と K_a に到達する部分は、すでに前節で説明したように、また、第一図からも容易に読みとれるように、すべて「一方向的因果系列」によって、理論的には、外生変数から直接に決定される部分である。したがって、便宜上この部分を分離し、 K_i と K_a とを外生変数と考えた「小モデル」を考えてもモデルの本質には変りがない。同様に、この「小モデル」では、 Q もまた外生変数と考えることができるであろう。

もちろん、将来に対する予測作業において、 K_i 、 K_a 、 Q を外生変数として、恣意的な値をそれらに当てはめることは、作業にあまりにも多くの恣意性を持ち込むことになるであろう。したがって、将来への予測においては、「小モデル」は使用しないほうが良い。しかし、「過去に向けての予測」においては、 K_i 、 K_a 、 Q の実績値を外生的に与えることができるから、「小モデル」を利用しても客観的な分析が可能である。

この小モデルをここに示しておく¹⁾。モデル No. 1 は、農業生産関数において資本と労働の二つの生産要素のみを考慮に入れた場合であり、モデル No. 2 は、同じく農業生産関数に資本・労働・土地の三要素を考えた場合を示している。(Sは従属変数誤差の標準偏差, Rは相関係数)

小モデル No. 1

行動方程式	{	④	$(0.289 \log K_i + 0.711 \log N_i)$ $= 0.7329 \log O + 0.5352$ S=0.0131 R=0.988
		⑤	$\log O_a = 0.9927 (0.5 \log N_a + 0.5 \log K_a) + 0.0457$ S=0.0213 R=0.982
		⑥	$\log N_c = 1.098 \log N_i - 0.1834$ S=0.0201 R=0.983
		⑦ ⑧	$\log O_c = 0.6268 (2 \log O_a - \log L_a) + 0.7360$ S=0.0244 R=0.998
		⑩	$\log O = 0.622 \log O_p + 0.162 \log O_m + 0.216 \log O_c$
		⑪	$\log N_a = \log L_a - \log Q$
定義式	{	⑫	$\log L = 0.464 \log N_c + 0.536 \log L_a$

小モデル No. 2

行動方程式	{	④	$(0.289 \log K_i + 0.711 \log N_i)$ $= 0.7334 \log O + 0.5345$ S=0.0125 R=0.990
		⑤	$\log O_a = 1.226 (0.30 \log S_a + 0.41 \log N_a + 0.29 \log K_a) - 0.4165$ S=0.0223 R=0.989
		⑥	$\log N_c = 1.1200 \log N_i - 0.2271$ S=0.0198 R=0.958
		⑦ ⑧	$\log O_c = 0.6352 (2 \log O_a - \log L_a) + 0.7205$ S=0.0277 R=0.995
		⑩	
		⑪	定義式は全てモデル No. 1 と同じ。
定義式	{	⑫	

上掲の各方程式の形状からわかるように、工業生産関数(方程式④)と農業生産関数(方程式⑤)の推定では、^{マルチコリネアリティ}多重共線性と煩雑な計算を怖れて、多元回帰を用いていない。最近流行の方法になって、各生産要素(資本・労働・土地)の数値を加重幾何平均で総合した「単一の投入指数」を作成し、この単一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を算定することによって生産関数を推定したのである。この場合、「単一の投入指数」を算定するときの加重幾何平均のウェイトは、工業については「1950年ウェイト」、農業については、モデル No. 2 において「1958年ウェイト」を用いた(これらのウェイトについては末尾の付録参照)。これは、われわれの用いた生産指数が、工業についてはキャプラン=ムーアスティーン推計の「1950年ウェイト」指数²⁾、農業についてはジョンソン=カーン推計の「1958年価格評価」指数であったため、これとコンシステンシーを保たしめるためである。モデル No. 1 の農業生産関数においては、生産要素として資本と労働のみを考慮に入れたが、農業に関する限り、このように土地を除外して考える場合は妥当なウェイトを推定するのが困難であったので、しばしば行なわれるように生産関数のパラメーターが1.0である場合を前提してみることにした。資本と労働とを50:50ウェイトの幾何平均で

総合した投入指数を用いたときに、ほぼこのような前提が充たされることが明らかになったので、それを用いておいた。

第一図に示された方程式⑦と⑧とは、結合して一本の方程式として推定した。この方程式は、次のような論理を含意している。すなわち、 L_a 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とすれば、「商品化率」の変動は O_a/L_a に主として依存するはずである。商品化農産物の供出量 M は、 O_a と「商品化率」の動きによって決まるものであるから、 M は $O_a \frac{O_a}{L_a}$ に依存しているわけである。したがって、結局、 O_c もまた $O_a \frac{O_a}{L_a}$ に依存していることになる。つまり $\log O_c$ は $2 \log O_a - \log L_a$ の関数として表現され得るわけである。事実、 M として農産物の「国家調達・買付量指数」を作成し、これを用いて方程式⑦を直接最小二乗法で試みに推定してみると、極めて良いフィットが得られ³⁾、 M が $O_a \frac{O_a}{L_a}$ に依存しているとするわれわれの想定が正しいことが明らかになるのである。

「過去へ向けての予測」としては、最も重要な意味を持つ二つの内生変数 O_c と N_c について行なうことにした。

このために、前掲の各方程式を組み合わせ代数的に操作して誘導形に編成し、 O_c および N_c が「小モデル」における外生変数 ($O_p, O_m, L, K_i, K_a, Q, S_a$) のみで表わされるようにした。

[モデル No 1] (各変数の \log で表示して)

$$O_c = -0.00165 K_i + 0.0026 O_p + 0.0007 O_m + 0.6228 K_a - 0.0080 L - 0.6228 Q + 0.7964$$

$$N_c = -0.4468 K_i + 0.7049 O_p + 0.1834 O_m + 0.1520 K_a - 0.0020 L - 0.1520 Q + 0.8373$$

[モデル No. 2] (各変数の \log で表示して)

$$O_c = 0.0013 K_i - 0.00205 O_p - 0.0005 O_m + 0.4516 K_a + 0.4671 S_a + 0.0061 L - 0.6383 Q + 0.1896$$

$$N_c = -0.4548 K_i + 0.7180 O_p + 0.1870 O_m + 0.1126 K_a + 0.1165 S_a + 0.0015 L - 0.1585 Q + 0.6620$$

この誘導形方程式を予測関数として用いて、「過去へ向けての予測」を試みてみた結果を、第

第一表 O_c の「過去への予測」の結果 (1955 実際値=100)

	実際値	予 測 値	
		モデル No. 1	モデル No. 2
1935年	42.7	46.1	46.5
36	52.3	47.7	47.8
37	56.7	55.9	55.9
38	59.0	60.3	59.7
39	61.9	62.8	61.3
40	61.2	62.2	64.5
50	60.3	66.4	67.2
51	70.9	70.4	71.1
52	76.2	74.5	74.9
53	84.9	79.0	78.4
54	92.1	91.5	91.6
55	100.0	106.7	110.5
56	108	115.8	119.0
57	115	117.9	119.0
58	121	119.9	120.5
59	130	122.2	123.4
60	135	124.0	125.0

第二表 N_c の「過去への予測」の結果 (1955 実際値=100)

	実際値	予 測 値	
		モデル No. 1	モデル No. 2
1935年	53.5	51.8	51.0
36	57.0	62.0	61.3
37	58.6	62.5	62.0
38	63.8	64.3	63.3
39	64.9	69.9	69.0
40	73.0	69.0	68.9
50	85.0	81.3	81.6
51	88.3	84.4	84.5
52	91.6	89.3	90.0
53	94.1	91.7	91.6
54	99.8	94.0	94.1
55	100.0	104.8	106.4
56	103.5	107.0	109.1
57	107.4	110.1	111.5
58	112.0	112.8	114.6
59	117.5	117.6	118.6
60	124.0	117.6	119.5

1表および第2表に示しておく。これらの表から容易に読みとれるように、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。

将来へ向けての予測を行なう場合には、「小モデル」では K_i , K_a , Q などについて情報を得ることができない関係上、適確な予測を行ない得なくなる。したがって、どうしても第一図に示したモデル全体すなわち「大モデル」を利用しなければならなくなる。このためには、①②③および④の各方程式が必要になる。これらの諸方程式は、直接最小二乗法を用いて推定した⁴⁾。

- ① $\log O_i = 1.188 \log O_p - 0.368$
 $S = 0.0226 \quad R = 0.997$
- ② $\log K_i = 0.9663 (\log O_i + \log R_i) + 0.086$
 $S = 0.0282 \quad R = 0.996$
- ③ $\log K_a = 0.6775 (\log O_i + \log R_a) + 0.6588$
 $S = 0.0378 \quad R = 0.977$
- ④ $\log Q = -0.2074 \log T + 0.3529$
 $S = 0.0284 \quad R = 0.810$

ここに示されているように、方程式②および③は多元回帰を用いず、次のような算定方法によって、単一変数の回帰方程式ですませている。すなわち、 R_i および R_a のデータを、1955年 = 1とする指数として表わし、これを O_i の数値 (1955年 = 100とする指数) にそれぞれ乗じたのである。前述したように、 O_i は経済全体の設備投資量を示す数値であるから、こうすることによって、工業部門および農業部門における年々の設備投資量の「成長」もしくは「推移」を表わす (1955年100とする指数で) ことができたと考えてよいであろう。いうまでもなく、このような $O_i \cdot R_i$ もしくは $O_i \cdot R_a$ はフロー概念であり、他方、工・農両部門における固定資本設備存在量 K_i および K_a はストック概念であるが、 K_i や K_a もまた「成長」を表わす指数 (1955 = 100) で示されているのであるから、傾向としては K_i および K_a は $O_i \cdot R_i$ および $O_i \cdot R_a$ にそれぞれ依存していると考えて良いはずである。方程式②および③は、このような考え方にしたがって推定され、両者と

も極めて良好なフィットを示している。以上で、各方程式の推定作業の説明を終わったわけであるが、これらの諸方程式を用いると、将来の K_i , K_a , Q などを予測し得ようになり、他の内生変数についても将来への予測を行なうことができるようになる。以下においては、このような予測作業の概略を説明することにした。

- 1) ここに示された定義式⑩に現われている加重幾何平均のウェイトは、キャプラン＝ムーアスティーン推計の工業生産指数に用いられている「1950年ウェイト」をそのまま用いた。また、定義式⑩に現われているウェイトは、1955年における都市・農村間の労働人口配分割合 (Lに占める N_c と L_a の比重) のそれである。
- 2) 方程式④の推定に用いた K_i の系列もまた、ポウエルの推計による「1950年価格評価」指数であった。
- 3) この方程式は1933—60年の期間のデータから推定された。
 $\log M = 0.7267 (2 \log O_a - \log L_a) + 0.5721$
 $S = 0.024 \quad R = 0.9925$
- 4) 方程式④の推定に用いた T の数値は、1926年を第1年度とする年の系列の1935—1960年期間についての数字である。

4. 将来への予測

われわれのモデルを利用して将来への予測を行なうためには、外生諸変数の将来の値を仮定的に定めなければならない。ここでは、1965, 1968, 1970年の三つの年度に関して予測を試みることにし、外生諸変数 (O_p , O_m , R_i , R_a , L , S_a) についての基本的な仮定を第3表に示しておいた。このような仮定の理由もしくは典拠したデータもそこに示しておいたが、それらは現在のソ連経済研究家の常識からすれば、ほぼ妥当な想定であるといえよう。

R_i および R_a は、政府当局の投資政策によってかなり変化させ得る数値であるので、1955年の数値が将来まで維持される場合と、1960年の数値が同じく将来まで維持される場合の二つのケースを想定し、それぞれについて計算を行なうことにした。ちなみに、1955年は R_i および R_a が極めて大きな値を示した年であった。つまり、1955年は、総投資のうちで非常に高い割合が工・農両部門への投資に振り向けられた年として (総投資

第三表 将来への予測のための基本的想定

項目	予測用の基本的想定	備考
O_p	1960—70年の期間, 平均年率9%の成長率。	「生産財重点主義」のため、生産財に関しては、将来も、あまり大きな成長率の低下は起らないものと想定した。
O_m	1963—70年の期間、平均年率9%の成長。1963年の生産水準は、1955=100として、195と想定する。	O_p と同じ成長率を仮定したもの。1963年の生産水準は、国防予算と兵員数の推移により推定。
L	1965年 114.8 (100万人) 1968年 120.7 (//) 1970年 124.7 (//) (軍人・家事使用人を除く)	1963年2月28日、ハーバード大学におけるWarren W. Easonの報告によれば、総労働力は、1960—70年の期間、平均年率1.6%で成長するものと推定されている。
S_a	蒔種面積 (100 万ヘクタール) 1965年 215.6 1970年 237.0	D. G. Johnson, and A. Kahan, <i>The Soviet Agricultural Program</i> , RAND, RM—2848—PR, May 1962, pp. 15—18 のデータより算定。資料から考えられる最大限度を想定した。
R_i および R_a	その1 $R_{i,55}$ と $R_{a,55}$ とが不変に維持される場合。 その2 $R_{i,60}$ と $R_{a,60}$ とが不変に維持される場合。	本文の解説参照。

中の 66.6%, これに比べて1960年は 58.7%), とくに記憶されるべきなのである。

第3表の諸数値と、①②③ および ⑨ の各方程式、ならびに前掲の O_c および N_c の誘導形方程式を利用すると、将来への予測は容易に行ない得る。例によって、 O_c および N_c の予測結果を示してみると、第4表のようになる。

この第4表の示しているところは、極めて重大

第四表 O_c および N_c の将来への予測結果 (1955=100)

		その1		その2	
		O_c	N_c	O_c	N_c
モデル No. 1	1965	165	156	154	161
	68	189	178	177	184
	70	208	194	194	200
モデル No. 2	1965	158	157	150	163
	70	197	195	187	202

(註) 表中の「その1」は $R_{i,55}$, $R_{a,55}$ の場合を、同じく「その2」は $R_{i,60}$, $R_{a,60}$ の場合を示す。

である。すなわち、モデル No. 1 における $R_{i,55}$, $R_{a,55}$ の場合においてのみ、 O_c は N_c をわずかに上回って増大することが示されているだけであって、他の場合は、すべて N_c の成長が O_c の成長に匹敵するか、あるいは N_c のほうがむしろ O_c よりも上回って成長する可能性の濃いことが示されているのである。

このことは次のことを意味している。すなわち、将来のソ連経済は、蒔種面積を可能な最大限度まで増大させた場合でさえ、総投資のうちを占める工業投資および農業投資の割合 (R_i および R_a) を非常に高めない限り、そしてまた、農村向けの消費財供給の割合を押し下げて都市向けの消費財供給割合を大巾に引き上げない限り、都市における実質賃金水準が頭うち、もしくは、低下傾向をたどる怖れが強いということである。

R_i および R_a を大巾に引き上げるということは、他の諸部門 (運輸・通信・商業・行政および住宅など) での投資を相対的に大きく犠牲に供してしまうことを意味しており、現在のソ連では、

そのようなことは殆んど実現不可能である。住宅や第三次産業への投資を犠牲にしないで、工業投資と農業投資の相対的な比重を考えてみることも、一つの対策として考えられる。つまり、 R_i と R_a の一方を引き上げた場合、それをうめあわすために、他方を引き下げるわけである。このようなやり方においても、より合理的な「投資配分」が達成されれば、実質賃金水準を高めるのに有利な結果が得られる可能性も考えられる。しかし、筆者が試算をくり返してみたところでは、このような対策の効果は極めて限られているようである。

方程式②③および O_c と N_c の誘導形方程式のパラメーターから計算すると、 $\log R_i$ の変動が $\log (O_c/N_c)$ に与える影響は、モデル No. 1 で 0.430、モデル No. 2 で 0.441 である。同じく、 $\log R_a$ の変動が $\log (O_c/N_c)$ に与える影響は、モデル No. 1 で 0.319、モデル No. 2 で 0.230 となっている。この数字から見ると、 R_a を放棄して R_i に重点を置けば良いように見えるが、そうではない。もともと、農業投資の比重は工業投資の比重の約4割程度に過ぎないため、 R_a の犠牲において R_i を高めようとするれば、 R_a を極度に押し下げねばならず、その結果、実質賃金の動きに決定的な意味を持つところの O_c/N_c の数値が、逆に、引き下げられてしまうのである。むしろ、 R_i を多少押し下げ、 R_a を若干引き上げるのが良い。しかし、いうまでもなく、 R_i の引き下

げ率とそれによる R_a の上昇率とのあいだの比は、 R_i の引き下げ率が大きくなればなるほど小となるから、 R_i の引き下げ率が過大になれば、 O_c/N_c に対する純効果は、再びマイナスになる。 $R_{i,55}$ 、 $R_{a,55}$ を出発点として考えてみると、モデル No. 2 で計算した場合、工業投資の比重を1955年の46.5%から約2%引き下げた44.6%とし、したがって、農業投資の比重を1955年実績より約3%高めた22.4%とした場合に、ほぼ O_c/N_c の極大が達成されるという算定結果が得られた。しかし、残念ながら、このように数多くの方向に働く効果が相殺的に働いたあとのネットの結果だけが表面にでてくるに過ぎないため、 O_c/N_c に対する正味の効果は極めて微弱なものにとどまってしまうのである（わずかに1%弱）。

これに反して、消費財の農村向け供給割合を押し下げ、都市向け供給割合を引き上げるという対策は、理論的にはある程度まで可能である。われわれが算定した N_c の予側値に基づいて、将来における都市・農村間の労働人口配分割合（すなわちLのうちに占める N_c と L_a の構成比）を予測してみると、第5表に示したような結果になる。すなわち、 L_a の比重は、1960年の48.6%から1970年には28~31%にまで低下するわけである。言い換えると、 L_a の比重は、1960年から1970年までに約4割ほど低下することになる。もし、都市・農村間の生活水準（あるいは実質賃金）の較差を現状のまま放置しておいてよいとするな

第五表 都市・農村間の労働人口の配分の予測 (100万人, %)

		L	N_c	L_a		
1960年実績		107.2 (100%)	55.1 (51.4%)	52.1 (48.6%)		
		その 1			その 2	
		L	N_c	L_a	N_c	L_a
モデル No. 1 での 予測	1965年	114.8 (100%)	69.4 (60.5%)	45.4 (39.5%)	71.6 (62.4)	43.2 (37.6)
	68	120.7 (100)	79.2 (65.6)	41.5 (34.4)	81.9 (67.8)	38.8 (32.2)
	70	124.7 (100)	86.3 (69.2)	38.4 (30.8)	89.0 (71.4)	35.7 (28.6)
モデル No. 2 での 予測	1965	114.8 (100)	69.9 (60.9)	44.9 (39.1)	72.5 (63.2)	42.3 (36.8)
	70	124.7 (100)	86.7 (69.5)	38.0 (30.5)	89.9 (72.1)	34.8 (27.9)

(註) 数字には軍人および家事使用人を含まず。表中の「その1」は $R_{i,55}$ 、 $R_{a,55}$ の場合を、同じく、「その2」は $R_{i,60}$ 、 $R_{a,60}$ の場合を示す。

らば、農村向け消費財供給割合をそれだけ引き下げてよいはずである。都市・農村間の消費財供給割合を、都市・農村間の「小売商業販売額の相対的シェア」で把握することができると思えば、1960年の農村向け小売販売額が総小売販売額の24%であったという実績から¹⁾、農村向け小売販売額のシェアを1970年までに15%程度にまで押し下げることができるはずだということになる。つまり、都市向け小売販売額の比重は、1960年の76%から1970年頃には約85%にまで引き上げることができるようになるという計算になる。言い換えれば、都市・農村間の人口比率の変化に伴って、都市向けの消費財供給割合は、1960—1970年の期間に1割2分程度引き上げることができるというわけである。このことは、都市における実質賃金の「頭うち」ないしは「低下」傾向を緩和することになる。

しかし、このような想定は、あくまでも、都市・農村間の生活水準の較差を現状のまま放置しておくという前提に立っていることを忘れてはならない。もし、農村の生活水準を大巾に改善して、このような較差を縮小させようとする政策を

とるとするならば、都市の実質賃金に対する脅威は、殆んど軽減され得ないことになるのである。

また、たとえ都市向け消費財供給割合の引き上げが計算の通りに実現され得たとしても、これはいま述べたように1割2分程度の引き上げが最大限度であると考えられるから、その効果は、モデル No. 2 における $R_{i,60}$, $R_{a,60}$, S_a という場合のようなケースのときには辛うじて都市実質賃金の低下を防止し得る程度のものであるに過ぎない。

いずれにせよ、われわれの計算作業の結果を見ると、たとえ推定の誤差を相当大巾に見積ったとしても、ソ連共産党新綱領に描かれているような実質賃金の飛躍的向上(1970年までの10年間に2倍)は、とうてい望み得ないように思われるのである。

われわれのモデルでは、 N_c と O_c のほか、多くの内生変数、すなわち、第一図に示されているところの O_i , K_i , K_a , O , O_a , M , N_i , L_a , N_a , および Q の総計12個の内生変数を予測することができる。その結果は、第6表にまとめてお

第六表 内生諸変数の予測値 (1955=100)

		K_i		K_a		O_i		O		O_a		O_c	
		その1	その2	その1	その2	その1	その2	その1	その2	その1	その2	その1	その2
モデル No. 1	1965年	288	259	210	188	286		219	216	143	132	165	156
	68	387	348	259	232	388		276	272	153	140	189	178
	70	471	425	298	266	476		322	318	158	145	208	194
モデル No. 2	1965	上に同じ		上に同じ		上に同じ		217	215	136	127	158	157
	70	上に同じ		上に同じ		上に同じ		318	316	149	137	197	195
		M		N_i		N_a		L_a		N_p		Q	
		その1	その2	その1	その2	その1	その2	その1	その2	その1	その2	その1	その2
モデル No. 1	1965年	195	180	146	150	156	161	88	84	84	80	61.6*	
	68	227	211	164	170	178	184	81	76	78	73	52.5*	
	70	255	234	178	183	194	200	75	70	73	69	47.9*	
モデル No. 2	1965	185	174	146	150	157	163	87	82	83	78	上に同じ	
	70	237	225	177	183	195	202	74	68	72	66	上に同じ	

* ……1957年=100 の指数。

いた。

この第6表で注目すべき一つの点は、Mが極めて急速に上昇していることであろう。O_aの上昇率が比較的低いことから、このことは一見不可能のように見えるが、必ずしもそうとは限らない。すなわち、MとO_aの相互関係から見て、商品化率の大巾な上昇がここに予測されていると言うべきであろう。この第6表のMとO_aの数字から容易に計算し得るように、商品化率は、1970年までに6割強上昇しなければならないことになっている。農業純生産O_a(種子・飼料・必要備蓄は除く)のうち占めるM(計算に用いたMの資料は「国家調達・買付量」のデータを用いた)の比重は、1955年には52.7%、農民の「自己消費率」は37.8%であった²⁾。したがって、1970年にはMの比重が85%にまで達することになる。O_aが1955-70年に5~6割増大し、L_aが3割程度減少することを考えると、また、コルホーズ市場向け出荷量のウェート(1955年で9.5%)も、むしろ低下傾向をたどっていることを考えると、農民一人当りの「農産物自己消費量」を切り下げなくても、このような商品化率の引き上げは理論的には可能である。

いずれにせよ、将来のソ連経済を支える土台の一つは、商品化率の引き上げでなければならないことは明らかである。

さて、第6表の諸数値からは、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、工業の資本係数(平均資本係数)、同じく工業の労働生産性と資本装備率、および、都市・農村間の労働人口比率(すでに言及した)を予測しておいた(第7表、第8表、第9表、および前出の第5表)。

第8表および第9表が示しているように、労働の資本装備率の大巾な上昇傾向にもかかわらず、労働生産性の上昇率が比較的小さく、第7表のように資本係数に上昇傾向があるところにソ連経済の病疾が現われている。

前述の、N_iとO_iの関係から導出される都市実質賃金の頭うち傾向と、この第7、第8、第9表に現われている状況とは、いわば楯の両面のよような相互関係にあると言い得るであろう。

第七表 工業資本係数の予測 (1955=100)

	$\left[\begin{matrix} R_{t,55}, R_{a,55} \\ \text{の場合} \end{matrix} \right]$	$\left[\begin{matrix} R_{t,60}, R_{a,60} \\ \text{の場合} \end{matrix} \right]$
1965	132	120
68	140	128
70	146	134

(註) モデル No. 1 による予測値。
K_t/O として算出した。

第八表 工業労働生産性の予測 (1955=100)

	$\left[\begin{matrix} R_{t,55}, R_{a,55} \\ \text{の場合} \end{matrix} \right]$	$\left[\begin{matrix} R_{t,60}, R_{a,60} \\ \text{の場合} \end{matrix} \right]$
1965	150	144
68	168	160
70	181	174

(註) モデル No. 1 による予測値。
O/N_iとして算出。

第九表 工業労働資本装備率の予測 (1955=100)

	$\left[\begin{matrix} R_{t,55}, R_{a,55} \\ \text{の場合} \end{matrix} \right]$	$\left[\begin{matrix} R_{t,60}, R_{a,60} \\ \text{の場合} \end{matrix} \right]$
1965	197	173
68	236	205
70	265	232

(註) モデル No. 1 による予測値。
K_t/N_iとして算出。

このような症状を克服しない限り、野心的な二十カ年計画目標も失敗に終るであろう。最近のソ連経済において、産業連関論や線型計画の応用による資源配置の合理化、投資効率理論による投資効果の増大、リーベルマン論文などに見られる利潤インセンティブの活用、価格体系の改善、管理組織の改組など、あいついで合理化措置が試みられ、それによる経済の体質改善に強い期待がよせられているのも、まさに当然といえよう。

1) 《Народное хозяйство СССР в 1960 г.》, Стр. 683 のデータより算出。

2) ジョンソン=カーンの純生産指数推計に用いられた諸データ、および、「1958年価格」によってこれらの比率を算出した。

5. あとがき

この論文は、連立方程式モデルをソ連型計画経済の分析に適用しようとする一連の実験的試みによる最初の計算結果を、とりあえずとりまとめて、いわば第一回目の中間報告として執筆したも

のである。

本論文においては、紙幅に限りがあることを考え、モデルの推定に用いた諸統計データについての記述を殆ど全面的に割愛せざるを得なかった。多数の系列の統計データのうちには、独自の推計作業を必要とするものが多数あり、しかも、それらはソ連研究者特有の「推理」技術によってのみはじめて推計し得るものが多かった。したがって、基本的な統計データの推計・編成作業だけでも大きな作業であったわけで、それを詳説するためには、一巻の分厚い報告書を必要とするであろう。ここでは、末尾の付録に基本データおよび生産関数の投入指数用ウェイトを示しておくにとどめた。

筆者は、現在、タイム・ラグを導入したモデルによる分析を意図して作業を進めている。その結果が得られしだい、できるだけ早い機会に、この論文の続編として、その結果を発表したいものと考えている。

本論文で報告された研究作業は、筆者が1962年秋より1963年夏にかけてアメリカ合衆国のハーバード大学ロシア研究センターに滞在中に行なわれた。この研究

は、同大学および同センターの完備した施設ならびに豊富な文献・資料を利用し得てこそ、はじめて着手することができたのであった。筆者にこのような貴重な渡米の機会を与えられたハーバード・エンチン研究所ビジティング・スカラーズ・プログラム当局者各位の御配慮に対しては、心から感謝しているしだいである。

また、研究作業について常に適切な指導と助言を与えられたアブラム・バーグソン教授をはじめハーバード大学ロシア研究センターの1962—63年度経済関係研究スタッフ諸氏、とりわけ、ホーランド・ハンター、モーリス・ボーンステーション、ピーター・ワイルス、マーシャル・ゴールドマンの諸教授、ならびに、バーネイ・シュワルベルグおよび戸田泰の両氏の御好意に対しては言うべき言葉を知らない。さらに、計算器の使用および文献・資料の利用については、同センター当局者各位および同大学の比嘉博士から多大の御援助をいただいた。モデルの構築ならびに推定方法については、慶応義塾大学加藤寛、同じく藤枝省人、東京都立大学竹内幹敏、一橋大学塩野谷祐一、関西学院大学森本好則の諸教授による有益な助言をいただいた。記して、あつく謝意を表したい。

なお、本研究作業の一部は、1962年度文部省科学研究費による資金的援助によって行なわれた。

付録 第1表 基本データ表

	O_p (1955=100)	O_m (1955=100)	O_t (1955=100)	O_e (1955=100)	O_a (1955=100)	M (1955=100)	R_t (%)
1933年	—	2.6	18.3	—	53.5	35.4	42.0
34	—	7.8	20.8	—	52.6	38.7	39.7
35	33.0	12.6	26.1	42.7	57.4	44.8	38.6
36	38.6	21.4	35.3	52.3	60.2	48.3	36.0
37	38.1	24.2	32.4	56.7	71.6	57.1	35.5
38	38.7	31.2	33.4	59.0	67.2	54.7	37.0
39	40.4	50.6	32.9	61.9	67.8	58.8	38.3
40	39.6	68.0	39.0	61.2	78.8	64.9	39.6
50	64.8	64.2	59.4	60.3	80.6	72.9	44.5
51	70.5	70.6	65.1	70.9	76.2	73.9	46.1
52	75.0	92.0	68.6	76.2	83.3	86.4	49.6
53	82.0	91.6	75.6	84.9	85.7	85.7	44.9
54	90.4	77.0	85.9	92.1	89.3	91.5	46.5
55	100.0	100.0	100	100	100	100	47.0
56	108.5	95.6	116	108	113	121.3	44.1
57	121	95.2	129	115	112	118	41.7
58	131	92.0	142	121	127	144	41.0
59	142	97.5	158	131	120	149	41.7
60	151	104.0	176	135	125	155	42.1

〔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。

O_a ここで用いられている数字は、種子・飼料・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—60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。

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_t 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ないが工・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, 前掲書, 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, および、U. N. ECE, *Economic Survey of Europe in 1955*, February 1956, Chapter 8 を参照。

N_a 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

R_a (%)	K_t (1955=100)	K_a (1955=100)	N_a (100 万人)	N_s (100 万人)	L_a (100 万人)	S_a (100 万ヘクタール)	N_t (100万人)
17.9	18.2	35.0	23.8	21.6	64.6	129.7	—
17.0	20.5	36.5	25.7	22.6	65.1	131.5	—
16.3	22.7	39.1	27.3	23.8	63.5	132.8	10.8
16.6	25.0	41.6	26.3	25.4	61.6	133.8	11.5
19.5	27.3	44.4	28.5	26.1	55.2	135.3	11.7
18.2	30.2	49.2	28.2	28.4	53.6	136.9	12.8
15.8	33.6	50.4	28.3	28.9	51.5	133.7	12.5
16.0	37.6	50.7	31.4	32.5	58.2	150.4	14.2
16.3	57.2	53.3	29.5	37.8	51.9	146.3	15.9
16.9	64.4	60.7	28.3	39.3	51.7	153.0	16.5
15.8	71.7	67.7	27.4	40.7	50.8	155.7	17.4
16.2	80.7	74.6	27.3	42.0	50.8	157.2	18.2
17.3	90.0	85.0	30.6	44.4	51.2	166.1	19.3
19.6	100	100	33.7	44.5	51.4	185.8	19.4
21.7	111	117	33.8	46.0	53.1	194.7	19.9
19.1	125	129	32.0	47.8	53.8	193.7	20.4
18.7	134	133	31.7	49.9	53.2	195.6	21.0
17.9	144	137	31.1	52.3	52.3	196.3	21.6
16.6	163	148	29.4	55.1	52.1	203.0	22.4

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—60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シッ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。

O_p 資料としては、 O_p 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＝ムーアステーションの最終財ウェイトで総合しておいた。

O_m ポウエルによる「1950年価格評価」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、国防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。

O_i 上記ポウエル推計を利用した。1959—60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 O_i の指数を算出し、ポウエル推計の系列にリンクした。

K_t 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—60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。

K_a 原則として、戦後に公刊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「基本ファンド」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—статистический 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。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ーショ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※

付録 第2表
 総小売商業販売額のうちで都市向け販売の占める比重

(当該年度価格評価)

1928年	70.0%	1951年	75.1%
32	68.2	52	75.1
33	70.6	53	75.0
34	74.0	54	73.9
35	71.9	55	73.5
36	70.0	56	73.5
37	68.9	57	73.8
38	70.1	58	74.3
40	70.2	59	75.3
50	76.0	60	76.0

(註) コルホーズ市場による販売額を除く。共同給食店販売額をも含む。1928年は、私的商業販売額をも含む。

(出所) ソ連の公式統計による。

付録 第3表
 工業生産関数の投入指数作成のためのウェー

固定資本	28.9 %
労働力	71.1 %
	100.0 %

〔解説〕

ソ連の投資効率理論では、実質的に15~30%の「利子率」を考えているといわれる。そこで、われわれの作業では、ネットの固定資本額に対しては20%の「仮設的利子率」を仮定し、置換費用評価の固定資本額に対しては15%の「仮設的利子率」のほかに10%の減価償却率を仮定することにした。

1950年の工業固定資本額は、ネットで272.0(10億旧ルーブル、前記ポウエル推計)であったから、20%の「利子率」でフロー概念に換算すると、54.4(10億旧ルーブル)となる。

他方、1950年における工業賃金総支払額は、平均賃金を月額700ルーブルとして(前記キャプラン=ムーアスティーンのRAND研究所報告書、Vol. II, p. 219による)、134(10億旧ルーブル)と算出し得る。

したがって、1950年ソ連工業における資本・労働の投入は、 $54.4+134=188.4$ (10億旧ルーブル)と評価し得る。この数字から、ウェートを算出した。

付録 第4表
 農業生産関数(モデル No. 2)の投入指数作成のためのウェー

土地	30 %
資本	29 %
労働	41 %
	100 %

〔解説〕

土地による農業生産に対する貢献のウェーは、ジョンソンの推計による(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を参照)。

1958年末における農業固定資本額は、置換費用評価で、家畜の推定評価額を控除すれば、347(10億旧ルーブル)であった(ソ連の公式統計から推定)。付録第3表の解説で述べたごとく、利子率15%減価償却率10%を仮定してフローに換算すると、約86(10億旧ルーブル)となる。

1958年の農業所得は、農人家計の貨幣的・現物的所得254、コルホーズおよびソフホーズの留保所得および利潤41、総計295(10億旧ルーブル)であった(主として、N. Nimitz, *Soviet National Income and Product, 1956-1958*, RAND, RM-3112-PR, June 1962, pp. 2-4の数字による)。したがって、資本の貢献のウェーは、 $86 \div 295 = 0.29$ として、約29%と考えることができる。

労働のウェーは残余として算出した。

※ *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。

N₀ 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。

L_a 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。

S_a ソ連の公式統計集の数字をそのまま用いた。

N_i N_a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。