

Title	ソ連農業のパフォーマンス：1950年-72年の生産関数を中心にして
Sub Title	Performance of the Soviet agriculture : an estimation of production function, 1950-1972
Author	鵜野, 公郎(Uno, Kimio)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1975
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.68, No.3 (1975. 3) ,p.259(141)- 269(151)
JaLC DOI	10.14991/001.19750301-0141
Abstract	
Notes	気賀健三教授退任記念特集号 第II部 比較経済体制論
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19750301-0141

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.

ソ連農業のパフォーマンス

—1950年～72年の生産関数を中心にして—

鵜野 公 郎

1. 序

本稿は、ソ連農業の最近の動向を、生産関数の計測によって分析することを目的としている。その際、視点を第2次世界大戦の被害からほぼ回復したとみられる1950年から至近時点に至る期間に定める。

ソ連農業のパフォーマンスがソ連経済にとって重大な意義をもつことは、改めて指摘するまでもない。1つには、農業に基礎を置く経済から急速な工業化を遂行してきたソ連にとって、農業部門は労働力と資本の源泉であったという、経済発展のメカニズムからみた重要性がある。第2には、先の点と関連するが、ソ連専門家の間の一般的見解として、ソ連経済のウィーク・ポイントが農業部門にあると考えられていることである。

しかし、近年における国際的緊張緩和にともなう東西貿易の拡大によって、ソ連農業のパフォーマンスは、ソ連自身にとってのみならず、国際的なインプリケーションを持つようになった。農業部門が不振の時期にはソ連当局は、国際市場からの調達をためらわずにおこなうようになったため、その影響がソ連国内にとどまらず、世界的な農産物価格の高騰や農産物の入手難を生じさせるに至ったからである。ソ連農業のパフォーマンスは、この側面からも注目されるわけである。

筆者は、すでにソ連農業生産関数を推計・発表しているが、⁽¹⁾前稿の対象期間が1928年～1964年(第2次世界大戦中の期間を除く)であったのに対して、本稿は1950年～1972年として、前稿のアップデートを果している。これが本研究の第1の特長である。

第2の特長は、データとしてソ連発表による公式数字と、米国議会合同経済委員会に報告された西側推計数字とを併行して用いたことである。すなわち、公式数字による関数と、西側推計数字による関数を、同一のスペシフィケーションのもとにフィットした。周知の通り、ソ連の経済データの入手可能性は、スターリン死後大幅に改善された。しかしなお、近代経済学との概念の相違を調整したり、データ内容に厳密な継続性を保つために、米国を中心として大がかりな再集計作業がお

注(1) 拙稿「ソ連農業生産関数推定の試み」『共産圏問題』第17巻第9号、1973年9月、pp. 26-36.

こなわれている。この両者が絶対水準や年々の動きにおいて、どの程度異なるのか、また生産関数等に用いた場合どの程度異なった結果を生むのか、を本研究を通じ明らかにしたい。ソ連はデータを年々公表し容易に入手できるのに対して、西側推計数字は、米国議会合同経済委員会への報告を例にとれば、数年に1回のペースであり、そのペースとなる個別研究は、継続的におこなわれているにしても、毎年公表されるわけではない。⁽²⁾したがって、目的によっては速報性にまさるソ連側資料をそのまま使用することが望ましい。それには公表データの信頼性いかに問題であり、本研究は、この点を生産関数の計測を通じて明らかにしたい。

第3の特長は、ソ連農業生産の特長を計量的に分析することである。これはソ連農業生産に対する天候等の影響を反映するとみられる3年周期の不作を計量的に確認すること、1958年前後にとられた農業政策の変更および1965年のブレジネフ就任に伴って、ソ連農業生産にいかなる影響がみられたかを計量的に明らかにすること、を含んでいる。

2. 公表数字と推計数字

まず西側推計数字であるが、米国議会合同経済委員会に報告されたダグラス・ダイヤモンドとコンスタンス・クルーガーによるものをベースにする。⁽³⁾1950年代についてデータが省かれている場合には、ダグラス・ダイヤモンドによる1950年～65年のシリーズにより補うことにする。⁽⁴⁾

次節で述べるような農業生産関数を念頭に置くとき、必要なデータは生産高、資本ストック、労働力、耕地面積、経常購入、である。

このうち農業生産高は1950年から72年に至るシリーズをダイヤモンドとクルーガーから得ることができる。⁽⁵⁾これは穀物と畜産の両方を含む41種の物量表示の産出高および4種の家畜の在庫変動を、1968年価格でウェイトづけしたものである。なお同論文からは、農業産出高の3カ年移動平均もえられるが、本稿での実験目的の1つに平年と不作年のサイクルをテストすることがあるので、その目的により適した年次数値を採用した。

注(2) Joint Economic Committee, Congress of the United States, *Comparisons of the United States and Soviet Economies*, 1959;

—, *New Directions in the Soviet Economy*, 1966;

—, *Soviet Economic Performance 1966-67*, 1968;

—, *Soviet Economic Prospects for the Seventies*, 1973. 等を参照。

(3) Douglas B. Diamond and Constance B. Krueger, "Recent Developments in Output and Productivity in Soviet Agriculture", in Joint Economic Committee, Congress of the United States, *Soviet Economic Prospects for the Seventies*, Washington, 1973, pp. 316-339.

(4) Douglas B. Diamond, "Trends in Output, Inputs, and Factor Productivity in Soviet Agriculture", in Joint Economic Committee, Congress of the United States, *New Directions in the Soviet Economy*, Washington, 1966.

(5) Diamond Krueger, *ibid.*, p. 335.

ソ連農業のパフォーマンス

(6)

投入生産要素に関するデータについても、同論文による。⁽⁶⁾各データ・シリーズの推計手続きについては、同論文付録Bに詳しく述べられていることを指摘して、ここでは立入らない。なお同論文では1950年、55年、および60年以降についてデータが示されており、省略された年があるので、これらについては、ダイヤモンドの以前の論文による数字で補完をおこなった。⁽⁷⁾両論文で用いられた概念は同一なので、この面からは、このような手続きに問題はない。しかし数値自体は、改訂の結果必ずしも一致しない場合があるので、その際には新シリーズの1950年および55年、55年と60年の間にみられる変動幅を、旧シリーズからえられる年々の変動幅が同じ5カ年間における変動幅に占める大きさによって、各年に割りふる操作をおこなった。

以上のようにして得られた数値が第1表に示してある。ここで資本ストックは家畜を含んでいる。

なお、第1表の最後の欄に記載した要素投入量指数は、各生産要素に対する金額表示の帰属コストにより求められた1966年基準ウェイトにより、要素投入量を総合指数化したものである。ソ連においては、労働および経済の他の部門からの経常購入については実際の支払いに関するデータがあ

第1表 ソ連農業：生産高と要素投入1

	① 生産高 Q	② 資本ストック K	③ 労働力 L	④ 耕地面積 A	⑤ 経常購入 CP	⑥ 要素投入量 F
	指数 1965年=100	10億ルーブル 1955年価格	100万人日	100万ha.	指数 1965年=100	指数 1965年=100
1950	57	21.4	10784	146.3	29	68
51	53	22.9	10400	153.1	31	68
52	56	24.5	9812	156.5	32	67
53	59	25.9	10017	157.6	40	72
54	61	27.5	10221	166.1	42	74
55	70	29.0	10860	185.8	44	79
56	78	31.9	10961	195.6	46	83
57	81	35.1	10652	194.4	50	83
58	88	38.1	10652	196.9	56	85
59	86	41.5	10652	198.1	60	87
60	87	43.8	10155	203.0	64	87
61	94	46.9	10171	204.6	70	89
62	92	50.9	10136	216.0	77	92
63	80	55.0	9803	218.5	80	93
64	97	58.6	9856	212.8	88	95
65	100	62.5	10334	209.1	100	100
66	109	66.8	10310	206.8	108	102
67	109	71.1	9974	206.8	116	102
68	115	76.0	9795	207.6	123	103
69	110	81.1	9657	208.6	128	104
70	126	87.2	9744	206.7	135	107
71	126	94.3	9662	207.3	143	108
72	116	102.7	9662	207.3	152	111

注(6) Diamond and Krueger, *ibid.*, p. 332.

(7) Diamond, *ibid.*

るが、その他の生産要素については得られない。これは、土地および資本ストックに対する収益が明示的に考慮されていないことに起因している。そこで、ダグラスとクルーガーは、いくつかの仮定のもとに要素投入のウェイトを算出している。まず資本ストックに関しては、12%の収益率を想定し、ついで資本に対する減価償却額を加算して資本ストックに対する粗収益を算出している。12%という率は投資計画の選択に際して、ソ連計画者が資本に対するコストとして現在公式に使用している率である。次に土地に対しては、そのサービスに対する収益が労働に与えられていると考え、外部情報（米国農業に関するグリリカスの研究）等により、労働と土地との収益率の比率を31%ないし21%として導出している。ここでは、31%という想定に立⁽⁸⁾った場合のウェイトを採用する各生産要素に対するウェイトは、次の通りである。

生産要素の投入ウェイト (1966年基準)	
資本ストック	0.1803
家畜	(0.0287)
固定資本	(0.1516)
経常購入	0.1223
土地および労働	0.6974
労働	(0.5321)
土地	(0.1653)
合計	1.0000

第2表 ソ連農業：生産高と要素投入 II

	① 生産高 Q	② 資本ストック K	③ 労働力 L	④ 耕地面積 A	⑤ 要素投入量 F
	10億ルーブル 65年比較価格	10億ルーブル 1955年価格	100万人	100万ha.	指数 1965年=100
1958	61.4	38	27.8	183.9	96
59	61.7	41	26.9	184.2	95
60	63.0	45	26.1	190.2	94
61	64.0	48	25.5	190.9	94
62	65.7	53	25.2	201.1	96
63	60.7	57	24.9	201.0	96
64	69.7	62	25.2	198.1	98
65	70.9	66	25.6	194.2	100
66	77.0	70	25.4	191.7	101
67	78.1	74	24.7	191.6	100
68	81.6	78	24.6	191.5	101
69	78.9	84	24.1	192.8	102
70	87.0	91	23.8	190.8	103
71	87.9	98	23.3	191.3	104
72	84.3	104	23.5	194.2	107

注(8) Diamond and Krueger, *ibid.*, p. 318. なお各生産要素に対するウェイトの詳しい算出方法については同論文付録Aを参照。

つぎにソ連公表数字である。

ソ連公表数字は、1956年以来ソ連で定期刊行されてきた統計年報『ソ連邦の国民経済』に所載のものを利用する。⁽⁹⁾ 最近刊は1972年版(1973年発行)であるので、データのターミナル・イヤーは72年となり、西側推計データと同じである。問題は過去にどれだけさかのぼれるかである。データ系列によってアベイラビリティに差があるが、多少の補完作業をおこなえば、1958年以降のシリーズを用いることが可能である。第2表にえられたデータを示す。

農業生産高の数字は、1965年比較価格表示による総合指標である。⁽¹⁰⁾ ソ連農業の生産高統計は複雑である。これは第1に、ソフホーズ、コルホーズ、私的副業という3種類の経営組織が存在すること、第2に商品化生産物と非商品化生産物とに分離し、前者は国家買付、協同組合買付、コルホーズ市場販売に分かれていること、第3にこれら流通経路ごとに実現価格が異なること、などによる。公表数字においては、生産物の商品化部分は実現された実際価格で評価される。ソフホーズおよびコルホーズにおける非商品化部分は原価で、個人経営における非商品化部分は平均商品化価格で評価される。この価格を、ある年度に関して固定して、比較価格評価による総生産高が算出されている。比較価格として、1965年以降は1965年価格が用いられている。基準価格がことなるシリーズを連結するためには、連鎖法が用いられている。このような操作を経る結果、それが意図したものであるか意図せざるものであるかは別として、ソ連当局の公表による農業生産高統計は、各種の偏りを内包することになる(ただしその一部はアグリゲーションに不可避免的に伴うものである)。

資本ストックのデータは、原統計では「生産的固定フォンド」とよばれるシリーズのうち、農業部門に関するものである。⁽¹¹⁾ この数字は家畜を含んでいる。

労働力のデータは、原統計では「コルホーズ、ソフホーズ、国営副業企業、その他の生産的農業企業に従事する年平均労働者数」とよばれるシリーズのうち、「農業部門で働く人々」である。⁽¹²⁾

耕地面積は、ソフホーズ播種面積およびコルホーズ播種面積(共用地のみ)の和である。⁽¹³⁾

最後に、要素投入量指数は、第1表におけるそれとの対照上筆者が試算したものである。生産要

注(9) Центральное Статистическое Управление при Совете Министров СССР, Народное Хозяйство СССР Статистический Ежегодник, Москва, 各年度版。1957年と1966年の統計集は発行されず、また1971年版にかわって Народное Хозяйство СССР 1922-1972 гг. Юбилейный Статистический Ежегодник が発行されている。なお付記すれば、各年度版のデータ系列の収集、つぎあわせをおこなった資料が利用可能となっている。望月喜市、『ソ連の経済統計』アジア経済研究所、1974年、参照。

(10) Народное Хозяйство СССР в 1972 г., стр. 285.

(11) Народное Хозяйство СССР, 各年度版の производственные основные орудия сельского хозяйства の項による。なお、1958年、60年、66年は筆者推計数値。62年の数値は1940=100とする指数から計算、72年の数値は1960=100とする指数から計算した。

(12) 望月喜市, *ibid.*, pp. 48-49 の集計値を利用し, Народное Хозяйство СССР в 1972 г., стр. 406 により1971, 72年を補足した。

(13) 望月喜市, *ibid.* p. 194 を利用し, 1970, 71, 72 の3カ年については Народное Хозяйство СССР в 1972 г., стр. 399 によりソフホーズの数値, стр. 389 よりコルホーズの数値をとった。

素の投入ウェイトは、前述のダグラスとクルーガーによるものを援用するが、経常購入のシリーズをソ連公表データに即して構成することはおこなわなかったため、他の生産要素のウェイトが合計1になるように調整してある。その結果、資本投入が0.205、労働投入が0.606、土地投入が0.188のウェイトを与えられている。

以上によって、西側による再集計・調整をへた推計数字と、ソ連の公表数字の2組のデータを準備することができた。そこで次節ではこれらを用いて農業生産関数の計測をおこなうことにしたい。なお、以下では推計数字をデータI、公表数字をデータIIと略称することにする。

3. 農業生産関数のスペシフィケーション

本稿では、コブ・ダグラス型のスペシフィケーションを用いることとして、基本型として次のような関数をフィットする。

関数 タイプA

$$\log Q/L = \beta_0 + \beta_1 \log K/L + \beta_2 \log A/L + \beta_3 \log CP_t/CP_{t-1} + \beta_4 T$$

ここでの符号は次の通りである。

- Q: 農業生産高
- K: 資本ストック(家畜を含む)
- L: 労働力
- A: 耕地面積
- CP: 経常購入(添字のtは時をあらわす)
- T: ソフト・ターム

第2の関数形として、各生産要素の投入量を総合した要素投入量指数を説明変数としたものを用いる。これは、第1の関数形のような多元回帰を用いると、マルチコリニアリティーが生じ、得られた係数が信頼できないものになるという指摘があるためである。⁽¹⁴⁾

関数 タイプB

$$\log Q = \beta_0 + \beta_1 \log F + \beta_2 T$$

ここでFは要素投入量指数である。

これに加えて、いくつかのダミー変数をテストする。第1は、前稿で1928年～1964年の期間(第2次世界大戦の直前・直後である1937年～1950年を除く)について見出された、ソ連農業生産における3年周期の豊作・不作のサイクルが、最近まで統計的に確認できるかどうかのテストである。⁽¹⁵⁾

注(14) 拙稿「ソ連農業生産関数推定の試み」『共産圏問題』第17巻第9号、1973年9月、特に pp. 29-33 を参照。

(15) 丹羽春喜、『ソ連経済成長の計量モデル』、アジア経済研究所、1973年、p. 237 参照。

稿では並年0、豊作年1（3年毎）のダミー変数をインターセプトについて用いて有意な結果を得ている。関数形によって異なるが、1.6ないし1.7程度の t 値がえられた。本稿では逆に、不作年における農業生産高の落ち込み幅を見る意味で、3年毎の不作年とみられる年に1、他を0とすることにした。なお1951年をデータ期間における最初の不作年として以後機械的に3年毎に不作年が起ると考えた場合、60年代に入って該当する年度は1960年、63年、66年、69年、72年となる。このサイクル・ダミーには当然マイナスの符号を期待する。

第2に、1958年前後に一連の農業政策が実施された（MTSの改組、価格改定を含む）が、これが農業部門における生産要素投入と産出高との関係にいかなる影響を及ぼしたかをテストする。ソ連では、1932年から穀物などの主要農産物について義務納入制度、1933年にはMTSに対する現物支払制度が実施された。現物支払いは、トラクター作業の対価というより、むしろ義務納入と同様に国家が必要な量の農産物を入手するためにとられた形態であり、その重要性は機械化の進行とともに増大した。このような現物経済・物動計画的性格は、1958年に至って改められた。すなわち同年、MTSを改組して農業機械やトラクターのコルホーズへの売却が決定されたのにもなって、義務納入と現物支払いの制度は廃止され、国家調達を買付制に移行した。この時以来、農産物価格は「農業生産における支出の補填と農業生産物の物質的関心を保証しうる水準」に定められたとされる。こうした政策転換が現実の農業生産にどう反映したかは統計的に検証されなければならない事柄である。そこで前稿では58年以降を1とする1958年政策ダミーをテストし有意な結果をえた。本稿でもこれを踏襲する。

第3のテストは、1965年9月の新経済制度（経済改革）発足以来、ブレジネフ現政権がとってきた一連の政策が農業面でなんらかの成果をあげたか否かを統計的に検証することである。1965年の就任以来、ブレジネフ政権は消費者の満足度を向上させることを目指してきたが、それには食生活の改善、言い換えれば農業生産の振興が不可欠である。ソ連の農業は、従来、工業化のための資源プールとみなされ、相対的に軽視されてきたが、ブレジネフ政権下では、農業部門への資源配分の増大にみられるように農業が重視されるようになったのには、このような背景がある。要素投入量の増大に伴って産出高が増大することは当然であるが、従来の投入・産出関係以上の効率が達成されたか否かをテストするために、ダミー変数を導入する。なお政策実施から効果があらわれるまでには、タイム・ラグが伴うと考えられるので、ブレジネフ政策ダミーは1966年から用いる。

4. 計測結果

データは前節で準備したもの、すなわちデータI（サンプル期間1950年～1972年、サンプル数23個）およびデータII（サンプル期間1958年～1972年、サンプル数15個）を用いて、上に述べた2種類の関

数形について基本型のままのもの、ダミー変数を加えたものについて最小二乗法(OLS)によって関数をフィットする。したがって、データと関数形の組合せは4通りとなる。なお1958年政策ダミーはデータIIについてはサンプル期間が1958年からなので用いない。また経常購入(ないしはその増加率)は、データIIについては得られなかったため用いない。

計測結果を第3表から第6表に至る諸表に示す。表中、D cycle とは3年周期のサイクル・ダミー、D₅₈ とは1958年政策ダミー、D₆₅ とはブレジネフ政策ダミーである。係数の下にカッコに入れて示してある数字は、係数のtレシオである。

第3表に示すのは、データIについて関数タイプAを用いた結果である。上述の関数タイプAの基本型においては、生産関数のソフト・タームTが含まれていたが、計測の結果から見ると、他の項の符号条件があわないことや、係数が不安定であることが判明した。また、経常購入については、労働力単位当りの経常購入を試用したところ、有意な結果が得られなかった。そこで採用関数はソフト・タームTを落し、経常購入を対前年増加率のかたちで入れたものとなった(関数1L-25参照; なお関数に付した略号は整理の便宜上のものである)。

次いで、それに上述の3種のダミー変数を導入したところ、有意な結果を得た。まず符号条件であるが、サイクル・ダミーにはマイナスの符号を期待したが満たされており、1958年政策ダミー、1965年政策ダミーは、ともにプラスの符号を有することが判明した。t値をみると、1958年政策ダミーについてやや低い(1L-21参照)。

データIは、1950年を初年度としているので、次に示すデータIIに関する計測結果との比較のため、サンプル期間を1958年から1972年に至る期間にあわせたものが、第3表の下段に示されている(1S-45, 1S-43)。

第4表は、データIIについて関数タイプAを計測した結果の要約である。この場合もソフト・タームを含めるとデータIにおけると同様の結果が生じたため、採用関数からは落してある。サイク

第3表 データI: 関数タイプA

Y	X ①	①	②	③	④	⑤	⑥	R ²	S	F	D. W.
log Q/L	intercept	log K/L	log A/L	log $\frac{C_{Pt}}{C_{Pt-1}}$	Dcycle	D ₅₈	D ₆₅				
1950~1972 (1L-25)	-0.3235 (-0.733)	0.4664 (6.632)	0.3859 (1.362)	0.2040 (0.513)				0.9460	0.0303	105.17	1.261
(1L-21)	-0.2320 (-0.488)	0.2314 (1.660)	0.7725 (1.917)	0.2476 (0.636)	-0.0258 (-2.128)	0.0201 (0.762)	0.0631 (1.940)	0.9657	0.0265	70.52	1.166
1958~1972 (1S-45)	-0.9514 (-8.250)	0.4831 (8.629)		0.6962 (0.940)				0.8759	0.0275	42.36	1.553
(1S-43)	-1.3270 (-9.086)	0.3181 (5.119)		0.4966 (0.859)	-0.0285 (-2.487)		0.0586 (3.191)	0.9552	0.0181	53.37	1.877

ソ連農業のパフォーマンス

第4表 データII:関数タイプA

Y	X ①	①	②	③	④	⑤	R ²	S	F	D.W.
log Q/L	intercept	log K/L	log A/L	Dcycle	D ₆₅					
1958~1972 (2Q-55)	0.2781 (17.879)	0.4339 (12.520)					0.9234	0.0220	156.74	1.475
(2Q-61)	0.1604 (0.764)	0.2837 (0.712)	0.1840 (0.712)	-0.0250 (-3.491)	0.0555 (4.041)		0.9806	0.0126	126.66	1.898

第5表 データI:関数タイプB

Y	X ①	①	②	③	④	⑤	R ²	S	F	D.W.
log Q	intercept	log F	T	Dcycle	D ₅₈	D ₆₅				
1950~1972 (1L-81)	-0.7308 (-2.193)	1.3746 (8.007)					0.7532	0.0595	64.11	2.207
(1L-82)	1.3669 (3.751)	0.2026 (1.016)	0.0146 (6.733)				0.9244	0.0337	122.38	1.363
(1L-83)	1.2835 (3.837)	0.2533 (1.382)	0.0142 (7.175)	-0.0305 (-2.244)			0.9402	0.0308	99.73	1.198
(1L-84)	1.2788 (3.884)	0.2564 (1.421)	0.0124 (5.115)	-0.0278 (-2.060)	0.0301 (1.269)		0.9451	0.0303	77.60	1.385
(1L-85)	1.2576 (3.611)	0.2665 (1.406)	0.0129 (4.019)	-0.0278 (-2.002)	0.0264 (0.928)	-0.0071 (-0.254)	0.9454	0.0311	58.87	1.449
1958~1972 (1S-83)	1.5921 (5.713)	0.1167 (0.771)	0.0121 (6.151)	-0.0344 (-2.520)			0.8812	0.0243	27.20	2.044

ル・ダミーおよび1965年以来のプレジネフ政策ダミーは、いずれも有意に計測された。先の場合と同じくダミー変数の使用は式の説明力を大幅に改良している。

第5表は、説明変数に要素投入量指数を用いた関数タイプBをデータIにフィットした結果を示している。(1L-81)と(1L-82)の比較から明らかのように、この場合はシフト・タームが有意に計測され、式の説明力も大幅に良くなっている。サイクル・ダミーおよび1958年政策ダミーは有意であるが、1965年政策ダミーは有意な結果を生まなかった(1L-85)。したがって、ここでの最良の関数式はシフト・ターム、サイクル・ダミー、1958年政策ダミーを含んだものである(1L-84参照)。サンプル期間を1958年からとした場合についてみると、1965年政策ダミーを含めると、要素投入量指数の係数が不安定化するの、これを除いたものを採用した。

最後に第6表は、データIIについて関数タイプBを計測した結果を示している。シフト・タームを含めた場合、要素投入量指数の係数・符号が不適當となる。しかしサイクル・ダミーおよび1965年政策ダミーを導入すると、この点は改善され、シフト・タームは有意となり、ダミー変数自体も符号・t値とも満足できるものとなる(2Q-85)。難点は要素投入量指数の係数が不安定となることであるが、これはサイクルが時とともに拡大すると考えると解決できることが判明した(2Q-86)。

第6表 データII:関数タイプB

Y log Q	X ① intercept	② log F	③ T	④ Dcycle	⑤ D ₅₈ D ₆₅	R ²	S	F	D.W.
1958~1972 (2Q-81)	-2.5294 (-3.499)	2.1959 (6.070)				0.7391	0.0309	36.84	1.065
(2Q-85)	1.3414 (2.093)	0.1734 (0.579)	0.0072 (3.350)	-0.0225 (-3.466)		0.0462 (3.832)	0.0115	87.27	2.303
(2Q-86)	0.9876 (1.580)	0.3741 (1.150)	0.0068 (3.302)	-0.0014 (-3.833)		0.0472 (4.137)	0.0109	98.24	2.293

これが偶然以上のものであるか否かは更に検討を要する。いずれにせよ、ダミー変数の使用は関数の説明力向上にとってきわめて有効であった。

5. 結 語

本稿における検討を通じて浮び上ってきた点をいくつか指摘しておこう。

まず第1にいえることは、ソ連公表数字は種々の欠陥を指摘されながらも、年々の相対的動きに⁽¹⁶⁾関しては、産出量および各生産要素とも十分使用に耐える質と継続性(すなわちサンプル数)を備えているとみられることである。これは、公式発表数字と西側の調整をへた数字の2つのデータセットについて同一の関数形をあてはめるテストによって、それらは基本的な諸点では全く同じ性質を有し、したがって計測結果相互間に矛盾がないことから確かめられた。速報性、入手容易性の点では、むしろ公表数字の方が優れているのであるから、その使用に支障はないといえる。ただし絶対水準については集計方法などが西側の慣行と異なる場合があるので、生産水準の絶対水準を比較するなどの際には問題が残る。

第2に、ソ連農業生産について先に観察された同期的変動が、本稿における作業によって、至近時点まで継続していることが確認された。これはソ連の農業が天候等の要因に左右される程度を確認したことになる。なお、その程度が国際的に比較して特に顕著であるかどうかは、更に検討が必要である。

第3に、1958年前後にとられた政策変更および1965年以來のブレジネフ政権のとってきた政策は、いずれも農業生産にプラスの影響を及ぼしたことが確認できた。

第4に、ソ連農業のパフォーマンスを説明する上で試みた2つの関数型を比較したとき、コブ・ダグラス型のスペシフィケーションを用いた多元回帰の方が、単一の要素投入量指数を用いるより

注(16) たとえばダイヤモンドはソ連当局発表の農業産出総額は農業成長に関する信頼のおける指標とは見られないと述べ、重複計算、中間財的生産活動の混入、産出量の誇張、などを指摘している。Diamond, *ibid.* 参照。

ソ連農業のパフォーマンス

若干説明力が優れているものの、大差はない。しかし、後者のデータを導出するためには、要素の投入ウェイトが必要であるが、その算出は市場機構の機能が限定されているソ連の場合、いくつかの仮定なしには可能である。このことを考慮すると、マルチコリニアリティーの問題が許容範囲にあれば、恣意性のより少ない前者のタイプを採用することが適当であろう。

(慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程)