

Title	産業別生産函数とその規模係数：綿紡績業と製糸業を中心として
Sub Title	Production Functions and their Scale Coefficients in Two Textile Industries
Author	西川, 俊作(Nishikawa, Shunsaku)
Publisher	
Publication year	1959
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.2, No.5 (1959. 12) ,p.534- 558
JaLC DOI	
Abstract	<p>1. This is a sequel to my paper "Production Functions and their Scale Coefficients in Ten Textile Industries." published in the last issue of this Review, which were read at the 1959 Keio Joint Meeting of Japanese Economic Association and Econometric Society (Oct. 15 ~ 16). In the discussion many suggestive and valuable comments were presented by Mr. M. Hisatake, Chairman, Mr. T. Watanabe, Reporter, and Messrs. K. Nakamura, Y. Shionoya, H. Shishido, I. Ozaki and H. Matsusaki, Commenters. This succeeding paper contains my reply to these comments with further consideration of the hypothesis (i. e. the model and method of estimation) and more close scrutiny of estimated results especially for Silk Reeling, and Cotton Spinning Industries. 2. In Section II the structural parameters k and j are tentatively estimated from three different procedures, of which differences depend upon the properties of used V^{\wedge}_L, V^{\wedge}_R and V^{\wedge}_0, the time-series estimates of variances and co-variance of cross-sectionally estimated reduced-form disturbances. They are, in principle, consistent estimates of their population parameters, so it should be preferable for us to have longer series of them. However, in order to test the constancy and stability of k and j, the author derives here twenty-one sets of (k, j) from three possible ways. First, V^{\wedge}_L, V^{\wedge}_R and V^{\wedge}_0 are supposed to be their estimates of each year, [TABLE 10' Nos. (1) ~ (8)]; secondly to be year-by-year accumulating-averages [Nos. (9) ~ (16)]; and lastly to be four-years moving-averages [Nos. (17) ~ (21)]. These tentative results are examined in the following four aspects. (i) There is more fully developed the discriminant formulae of the domain of k^{\wedge} (or j^{\wedge}) in terms of used V^{\wedge}_L, V^{\wedge}_R and V^{\wedge}_0. (ii) The validity of an a priori assumption $U_0 = 0$ is scrutinized in a rather simple way. If $U_0 \neq 0$, $k^{\wedge} = k - (U_0 / U_2)$. Therefore, the increasing tendency of k^{\wedge} for Silk Reeling and decreasing one for Cotton Spinning are due to some systematic variation of U_0 or covar ($u_1 u_2$) over time. (, for Silk Reeling it always would be negative, while for Cotton Spinning positive.) (iii) The $[(\alpha_L / \beta_L) - (\alpha_R / \beta_R)]$ gives the estimated relative price of factors of production (w/r), that goes, in general, upward in the course of technical progress and of capital accumulation. The estimated series of $[(w/r)_t / (w/r)]$ (FIG. 3' base year = 1931) exhibits that (w/r) increases sharply in 1937 for Cotton Spinning, and for Silk Reeling it changes upward rather slightly in 1940, that corresponds to our experiences on the differences of economic growth between these two industries. (iv) During the period 1929 ~ 31, Japanese economy experienced deep depression and whole industries endeavoured to compact it through capital accumulation and concentration, and introduction of new machines and techniques (TABLE 12'). Some rough outside information derived from historical records and engineering data (TABLE 13' and 14') suggests us that such antidepression policy are taken up in Silk Reeling after 1932, and while in Cotton Spinning had already finished during 1929 ~ 31. These records are consistent with our results of estimation. In the light of above discussion, the constancy of (k, j) could not be distorted, but the stability of them might be affected not only by sampling variations, also by any other factors. It may be supposed that in Silk Reeling Industry, technical progress and capital accumulation took place in such a way as affecting the yearly variation of scale variation, while in Cotton Spinning in another way as affecting both scale coefficients and stability of (k, j). However this is not a decisive conclusion and must be tested by any further experiment. During the post-war period two industries experienced more drastic technological innovations, that offers to us one of the suitable chances for testing this maintained hypothesis. 3. The yearly, and inter-industry variation of scale coefficients are discussed again in Section III. With respect to yearly variations, additional estimation of s_L and s_R are presented for Cotton Spinning (TABLE 15') and deflated by selected index of cross-section variation coefficient of intensity utilization. The comparison between deflated and undeflated series of s_R (or s_L) (FIG. 4') illustrates explicitly that our s_L and s_R are affected by utilization variation among firms of different size. In the next subsection interindustry differences of them are discussed based upon their average levels (TABLE 17'). Essentially s_L (and s_R) is determined within the framework of labor market. The fact that s_L-level of Cotton Spinning is the highest and of Silk Reeling is the lowest, coincides Mr. Obi's empirical finding on wage and working-hour relation in textile industries</p>

	about during same period with respect to labor supply. However, these descriptions never be the autonomous explanation, so there remains the necessity of constructing the model explaining the scale coefficient inter-temporal and interindustry variation. 4. Lastly the author described his opinion about the very nature of production function and the essence of scale coefficients.
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19591210-04043471

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.

産業別生産函数とその規模係数

——綿紡績業と製糸業を中心として——

自律的な関係式の体系を構成することは、直観と現実に即した知識との問題であり、一つの芸術なのである。
T・ハーヴェルモ

西川俊作

I はしがき*

この小論は本誌前号所載の論文「産業別生産函数とその規模係数——産業構造分析の基礎として——」（以下論文「A」と呼ぶ）の続篇をなすものである。論文「A」は理論経済学会・計量経済学会一九五九年大会（十月十五～十七日、於慶応大学）の共通論題「生産函数論^{*}」において報告されたが、この共同討論の素材にすることを含みとしていたので仮説の要約と計測結果のみを記載するに止めたため、結果の経済学的検討ならびに（把握された）生産構造と諸多の経済構造（たとえば、市場機構、産業の成長過程）との関連等、筆が十分に行届いていない。ために前記の共同討論でもこれらの諸点について多くのコメントを受けたので、ここにそれに対する筆者

の見解をとりまとめ、論文「A」の補説とする。以下節を分かつて、II 構造系パラメタの安定性と恒常性、III 規模係数の年次別・産業別変動とする。II節では共同討論で討論者諸氏より共通して提出された批判——「技術進歩」と生産函数測定の問題——につき論じ、III節ではこれまた討議的になった規模係数の本質をその年次別変動・産業別変動との関連の上で説明することを試みる。われわれの生産構造の計測がなぜ産業構造変動の理解にとって基本的に重要であるかはこの論文全体における行文の展開とともにあきらかとなる。ただ論述の都合から綿紡績業と製糸業の二部門を対象を限定し、この二部門関係の計測結果（論文「A」より再掲）と補充計測結果、ならびに若干の補足資料を取扱う。以下の論議の前提となる^{**}（二部門の）計測結果を本節末に掲げておく（第1'—2'—第9'表）。

* 以下の分析についても研究室の諸兄弟姉から多大の示唆をうけた。深く感謝する。

** その構成メンバーは（私を別として）次のとおりであった。

- | | | |
|-----|-------|--------|
| 座長 | 一橋大学 | 久武雅夫氏 |
| 報告者 | 北海道大学 | 渡辺侃氏 |
| 討論者 | 福島大学 | 中村嘉吉氏 |
| | 一橋大学 | 塩野谷祐一氏 |
| | 経済企画庁 | 尖戸寿雄氏 |
| | 慶応大学 | 尾崎巖氏 |
| | 経済企画庁 | 先崎久雄氏 |

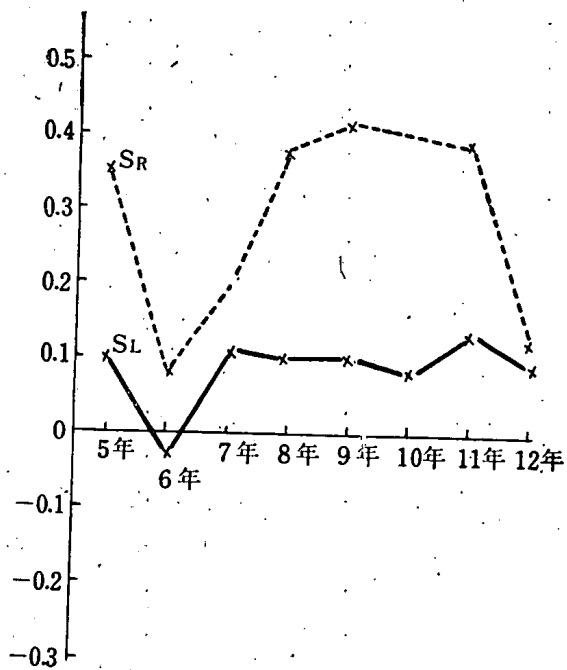
ここに諸氏の懇切な御批判、貴重な御教示に深く感謝すると共に、討論の席上意を尽しえなかつた諸点を敷衍して、報告者の一員としての責を幾分なりとも果せれば幸いである。

*** 資料の利用、情報の蒐集に際しては、次の四氏に御協力、御教示を乞うた。記して御礼を申述べらる。

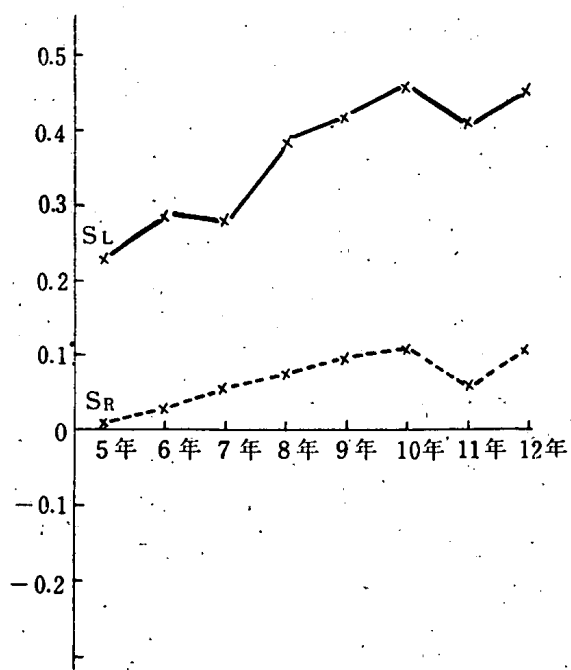
- | | |
|-----------|-------|
| 東洋紡績経済研究所 | 木川敏一氏 |
| 東洋紡績経済研究所 | 大島隆雄氏 |
| 昭栄製糸株式会社 | 石橋政治氏 |
| 日本紡績協会 | 野波孝平氏 |

産業別生産函数とその規模係数

第1'図—(1) 製糸 [01]



第1'図—(2) 綿紡 [07]



第 1'-2' 表 誘導形パラメタ・規模係数と構造系パラメタ (再掲)

[01]	年 次	α_L	β_L	r_{LQ}	s_L
製 糸 (5~12年) k 0.8386485 j 0.1613515 U_1 0.0076629 U_2 0.0257746	5年(1930)	0.9014487	2.5375915	0.9633113	0.1093255
	6年(1931)	1.0327049	3.1731425	0.9883726	-0.0316692
	7年(1932)	0.8938688	2.5459468	0.9674337	0.1187324
	8年(1933)	0.9101354	2.6824000	0.9970103	0.0987376
	9年(1934)	0.9095018	2.6380276	0.9984522	0.0995030
	10年(1935)	0.9274420	2.8160647	0.9978569	0.0782345
	11年(1936)	0.8790720	2.9106937	0.9975266	0.1375632
	12年(1937)	0.9183566	2.8864734	0.9983948	0.0889016
	年 次	α_R	β_R	r_{RQ}	s_R
	5年(1930)	0.7385406	2.8017578	0.9032326	0.3540217
	6年(1931)	0.9250246	3.7552824	0.9861187	0.0810523
	7年(1932)	0.8368135	3.3397175	0.9916482	0.1950094
8年(1933)	0.7257834	2.9036950	0.9887143	0.3778215	
9年(1934)	0.7090733	2.7810662	0.9752883	0.4102914	
10年(1935)	0.7158620	2.8692645	0.9768883	0.3969173	
11年(1936)	0.7239010	3.0537936	0.9367748	0.3814044	
12年(1937)	0.8916410	3.8959340	0.9795659	0.1215276	
[07]	年 次	α_L	β_L	r_{LQ}	s_L
綿 紡 (5~12年) k 0.4861586 j 0.5138414 U_1 0.0468789 U_2 0.0850568	5年(1930)	0.8130424	2.3683571	0.9989500	0.2299482
	6年(1931)	0.7778893	2.0865844	0.9972625	0.2855299
	7年(1932)	0.7827148	2.1596286	0.9991751	0.2776046
	8年(1933)	0.7215956	1.8786613	0.9982923	0.3858178
	9年(1934)	0.7039532	1.7447161	0.9989494	0.4205490
	10年(1935)	0.6839432	1.6241989	0.9985039	0.4621097
	11年(1936)	0.7087822	1.8027967	0.9984452	0.4108706
	12年(1937)	0.6857497	1.6899025	0.9980687	0.4582580
	年 次	α_R	β_R	r_{QR}	s_R
	5年(1930)	0.9895029	2.8415724	0.9979974	0.0106085
	6年(1931)	0.9701376	2.8796825	0.9963555	0.0307816
	7年(1932)	0.9451152	2.8549166	0.9993209	0.0580721
8年(1933)	0.9293507	2.8711579	0.9984034	0.0760201	
9年(1934)	0.9129165	2.7750938	0.9981342	0.0953904	
10年(1935)	0.9041137	2.6329245	0.9992412	0.1060556	
11年(1936)	0.9475175	2.8792978	0.9989684	0.0553895	
12年(1937)	0.9038534	2.6675374	0.9994411	0.1063741	

第3-4表 補間と補外—相関係数—(補充再掲)

	紡織業 [10]	製糸業 [01]	紡績業 [02]	撈糸業 [03]	織物業 [04]	メ リ ヤ ス 製 造 業 [05]	染 整 業 [06]	綿 紡 績 業 [07]	絹 紡 績 業 [08]	毛 紡 績 業 [09]
5年 (1930)	0.9984525	0.9339738	0.9893116	0.9946075	0.9991254	—	0.9883240	0.9969654	—	0.9827343
6年 (1931)	0.9978343	0.9921373	0.9863515	0.9457726	0.9578173	—	0.9876236	0.9839638	—	0.9591139
7年 (1932)	0.9983878	0.7805529	0.9936457	0.9894013	0.9980820	—	0.9952436	0.9977219	—	0.9725318
8年 (1933)	0.9987209	0.9992173	0.9917772	0.9390643	0.9990899	—	0.9971422	0.9958874	—	0.9754377
9年 (1934)	0.9985236	0.9985603	0.9990440	0.9737496	0.9986705	—	0.9961468	0.9965372	—	0.9540417
10年 (1935)	0.9889975	0.9988870	0.9982209	0.9826498	0.9993070	—	0.9985669	0.9969585	—	0.9937929
11年 (1936)	0.9889975	0.9924631	0.9960707	0.9900225	0.9997661	—	0.9980489	0.9929556	—	0.9929556
12年 (1937)	0.9981145	0.9982919	0.9949236	0.9791435	0.9992405	—	0.9960695	0.9964766	—	0.9683850
13年に対する補外	[I] (\bar{S}_L, \bar{S}_R)	—	0.9932339	0.9365534	0.9779039	—	0.9946230	0.9909678	—	0.9416468
	[II] ($S_{L^{12}}, S_{R^{12}}$)	—	0.9931833	0.9798441	0.9776832	—	0.9946231	0.9909323	—	0.9416301
	[III] ($S_{L^{13}}, S_{R^{13}}$)	—	0.9931420	*	*	*	0.9946244	0.9908981	—	0.9267143
[W] — L	*	*	*	*	*	0.9823482	*	*	0.9887446	*
[V] — R	*	*	*	*	*	0.9855195	*	*	0.9974880	*

* 計算されていない 一 計算不能または不要

付記 1. [A]の第3、4表に既発表のものと同補分とを併載。

2. イタリックは、当該年度 S_L, S_R を用いた補外である。

3. [05]、[08]については、誘導形によって予測をおこなった。

4. 太線で囲んだ部分は、論文 [A] で未発表であった分に相当する。

第 5-6 表 代替的な補外結果 (補充再掲)

産 業	規 模	N	(Q_i / Q_0) (1)	補外 [I]	補外 [II]	補外 [III]	$(2)-(1)$		$(2)-(1)$	
				$(Q_i / Q_0)^*$ (2)	$(Q_i / Q_0)^*$ (2)	$(Q_i / Q_0)^*$ (2')	(1)	(3)	(1)	(3')
製 糸 [01]	I	240	0	—	—	—	—	—	—	—
	II	106	0.4890648	0.2902630	0.2898700	0.2692600	-0.4065	-0.4073	-0.4494	
	III	285	0.5168425	0.5937801	0.5870371	0.5420988	-0.1489	0.1358	0.0489	
	IV	313	0.7774060	0.8460342	0.8370730	0.7733485	0.0883	0.0768	-0.0052	
	V	347	1.0841237	1.1552641	1.1374163	1.0477728	0.0656	0.0492	-0.0335	
	VI	325	1.3582925	1.5030560	1.4754642	1.3567897	0.1066	0.0863	-0.0011	
	VII	252	1.7798286	1.9950872	1.9455504	1.7819894	0.1209	0.0931	0.0012	
	VIII	67	2.1275830	2.2744750	2.2258703	2.0430840	0.0690	0.0462	-0.0397	
	IX	3	2.3609044	2.6310120	2.5651078	2.3491422	0.1144	0.0865	-0.0498	
					$r=0.9932339$	$r=0.9931883$	$r=0.9931420$			
	綿 紡 [07]	I	373	0	—	—	—	—	—	—
		II	31	0.5446785	0.5615598	0.5911873	0.5519385	0.0310	0.0854	0.0133
		III	23	0.7092584	0.8757252	0.9200595	0.8573263	0.2347	0.2972	0.2088
		IV	15	1.2538707	1.2715767	1.3377742	1.2481733	0.0141	0.0669	-0.0045
V		7	2.3351087	1.7441293	1.8319705	1.7066553	-0.2531	-0.2155	-0.2691	
VI		3	2.3280692	2.2326850	2.3450979	2.1846535	-0.0410	0.0731	-0.0616	
VII		29	2.9501252	2.8132311	2.9565481	2.7557515	-0.0464	0.0218	-0.0659	
VIII		73	3.0698915	3.1779348	3.3398005	3.1129479	0.0352	0.0879	0.0140	
IX		53	3.3830901	3.5674573	3.7505480	3.4970213	0.0545	0.1086	0.0337	
					$r=0.9909678$	$r=0.9909323$	$r=0.9908981$			

第7'-8'表 補外〔I〕～〔III〕の規模係数と霧（補充再掲）

産業別生産函数とその規模係数

産 業	補 外 号 番 号	S_L	S_R	$(1+S_L)k$	$(1+S_R)j$
製 糸* [01]	〔I〕	0.0874161	0.2897557	0.9119599	0.2081040
	〔II〕	0.0889016	0.1215276	0.9132057	0.1809602
	〔III〕	0.0130729	-0.0478981	0.8496121	0.1536231
綿 紡** [07]	〔I〕	0.3663360	0.0673365	0.6642560	0.5484417
	〔II〕	0.4582580	0.1063741	0.7089447	0.5685008
	〔III〕	0.3789668	0.0176620	0.6703965	0.5229168

* $k=0.8386485$, $j=0.1613515$ ** $k=0.4861586$, $j=0.5138414$

第9'表 誘導形推定誤差の分散と共分散（補充再掲）

産 業	年 次	$\alpha_L^2 var(v_L)$	$\alpha_R^2 var(v_R)$	$\alpha_L \alpha_R covar(v_L v_R)$	備 考
製 糸 [01]	5年(1930)	0.0246579	0.0717115	0.0328805	*
	6年(1931)	0.0069424	0.0083167	-0.0001598	
	7年(1932)	0.0268842	0.0116705	0.0127377	*
	8年(1933)	0.0023806	0.0090997	-0.0030064	
	9年(1934)	0.0011590	0.0191686	-0.0025094	
	10年(1935)	0.0015761	0.0175456	-0.0039041	
	11年(1936)	0.0019060	0.0535662	-0.0014390	
	12年(1937)	0.0011640	0.0152476	-0.0011994	
綿 紡 [07]	5年(1930)	0.0461143	0.0880791	-0.0237266	
	6年(1931)	0.1107814	0.1476909	0.0799373	
	7年(1932)	0.0335035	0.0275764	0.0107031	
	8年(1933)	0.0768022	0.0717900	0.0237921	
	9年(1934)	0.0502902	0.0894289	0.0190761	
	10年(1935)	0.0732616	0.0371166	0.3069592	*
	11年(1936)	0.0717061	0.0475387	0.4200553	*
	12年(1937)	0.0922342	0.0266360	0.0225647	

* 各年完全決定の場合、 k または j に負値が生ずる。

II 構造系パラメタの安定性と恒常性

補外と補間の結果より見れば(第3'—4', 5'—6', 7'—8'表)、われわれが推定した綿紡績、製糸二業種の構造系パラメタ(第1'—2'表)はほぼ妥当なものと考えてよからうし、またその限りでは $U_{12} = 0$ というア・プリアリの仮説も棄却すべきとは云えない。しかし、われわれの計測の有効性を検討するという意味から、与えられた誘導形ショックの分散・共分散推定値(第9'表)にもとづいて若干の試算をおこない、構造系パラメタを導出しその変動を考察してみよう(第10'表)。推定試算方式の相違はもっぱら誘導形ショックの分散・共分散系列の利用方法にかかわるもので、第10'表における推定(1)~(8)はその各年次の推定値によって完全決定をした場合、推定(9)~(16)はその逐年の累積平均によつた場合、推定(17)~(21)はその四カ年の移動平均によつた場合、それぞれの構造系パラメタ(k, j)の推定値を示している。われわれの計測方法の本質(とくにその時系列分析の本質、論文「A」II・5)よりすれば、 $\dot{V}_L, \dot{V}_R, \dot{V}_{LR}$ は一致推定値であるから標本年次数は多ければ多いほどこれらの推定量はそれぞれの母数によく近似する。第10'表に示すような完全決定、累積平均、移動平均はそういう意味からすると八カ年の時系列平均を用いた推定にくらべて、妥当性を欠くものである。原理的には標本年次数の増加こそ望ましく、以上の推定・試算は標本年次の増加あるいは移動につれて構造系パラメタがどのように変動するかを検討

することのみを目的としたものである。(第1'図(1)(2))

* 論文「A」(七六頁)では、 $B = ba'_{LR}$ が未知なので、基準規模との比を作り、B項を落して補間、補外をおこなうと述べたが、正しくは補外の場合にB項が未知なので、これを落して補外をおこない、補間もこれに準ずる方式でおこなうと云うべきである。ここに訂正する

完全決定結果について 完全決定に限らず、ある $\dot{V}_L, \dot{V}_R, \dot{V}_{RL}$ の値が指定されたとき、(k, j)推定値の正負の判定は次の判別式によつて容易におこなえる(論文「A」IV・2)。誘導形ショックと構造系ショックの分散、共分散の関係式(および $k+j=1; k, j>0$)から成れるシステム(5)は次のとおりである。

$$\begin{aligned} (5-6) \quad & \dot{V}_L = U_1 + j^2 U_2 + 2j U_{12} \\ (5-7) \quad & \dot{V}_R = U_1 + k^2 U_2 - 2k U_{12} \\ (5-8) \quad & \dot{V}_{LR} = U_1 - kj U_2 + (j-k) U_{12} \\ (5-9) \quad & U_{12} = 0 \\ (5-10) \quad & k+j=1; k, j>0 \end{aligned}$$

これより、

$$\begin{aligned} (2'-1) \quad & k = (\dot{V}_R - \dot{V}_{LR}) / (\dot{V}_L + \dot{V}_R - 2\dot{V}_{LR}) \\ (2'-2) \quad & j = (\dot{V}_L - \dot{V}_{LR}) / (\dot{V}_L + \dot{V}_R - 2\dot{V}_{LR}) \end{aligned}$$

従つて、

$$(2'-3) \quad \dot{V}_R - \dot{V}_{LR} \equiv \dot{V}_L + \dot{V}_R - 2\dot{V}_{LR} \quad \text{ならば} \quad k \equiv j$$

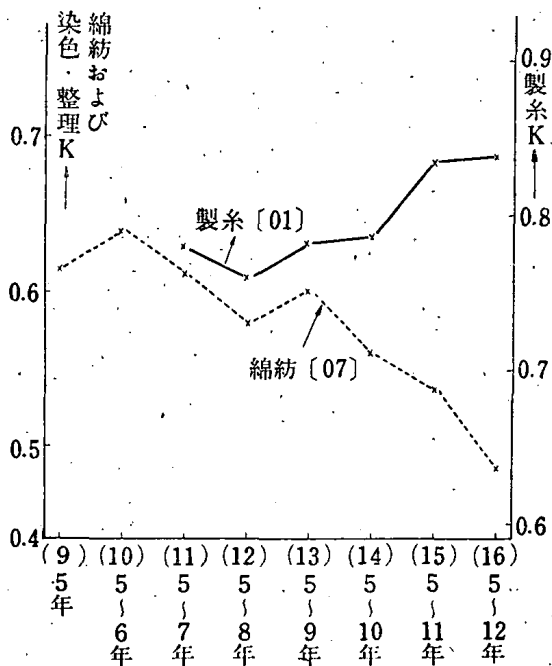
第 10' 表 (k, j) の安定性 (補充再掲)

推定番号	選定標本年次	標本年次数	製糸業 [01]		綿紡績業 [07]	
			k	j	k	j
(1)	5年	1	*	*	0.6155122	0.3844878
(2)	6年	1	0.5441072	0.4558928	0.6871722	0.3128278
(3)	7年	1	*	*	0.4253019	0.5746981
(4)	8年	1	0.6920515	0.3079485	0.4751891	0.5248109
(5)	9年	1	0.8552705	0.1447295	0.6926745	0.3073255
(6)	10年	1	0.7965008	0.2034992	*	*
(7)	11年	1	0.9426732	0.0573268	*	*
(8)	12年	1	0.8743161	0.1256839	0.0552110	0.9447890
(9)	5年	1	*	*	0.6155122	0.3844878
(10)	5年~6年	2	*	*	0.6407242	0.3592758
(11)	5年~7年	3	0.7802108	0.2197892	0.6140092	0.3859908
(12)	5年~8年	4	0.7601197	0.2398803	0.5806970	0.4193030
(13)	5年~9年	5	0.7837395	0.2162605	0.6024643	0.3975357
(14)	5年~10年	6	0.7864028	0.2135972	0.5620571	0.4379429
(15)	5年~11年	7	0.8350640	0.1649360	0.5385366	0.4714634
(16)	5年~12年	8	0.8386485	0.1613515	0.4861586	0.5138414
(17)	5年~8年	4	0.7601197	0.2398803	0.5806970	0.4193030
(18)	6年~9年	4	0.7753464	0.2246536	0.5959106	0.4044894
(19)	7年~10年	4	0.8038746	0.1961254	0.4863588	0.5136412
(20)	8年~11年	4	0.9066358	0.0933642	0.4543474	0.5456526
(21)	9年~12年	4	0.8852182	0.1147818	0.3328274	0.6671726

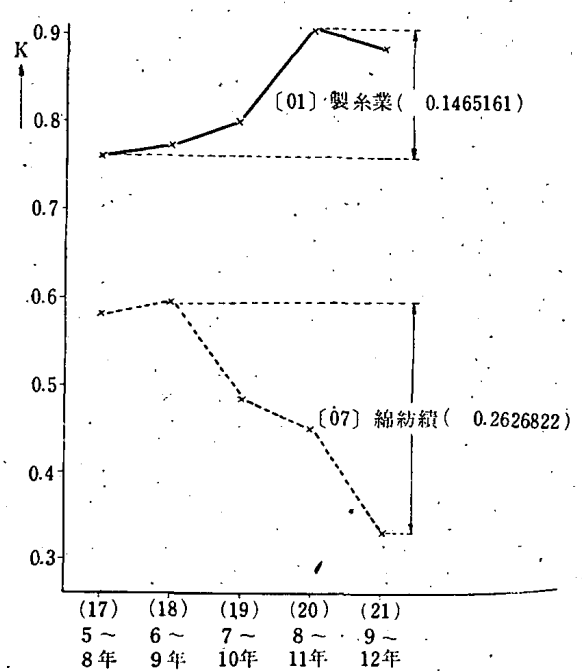
産業別生産函数とその規模係数

* k または j に負値が生ずる。

第 2' 図—(1) \hat{k} 系列の変動—累積平均—



第 2' 図—(2) \hat{k} 系列の変動—移動平均—



$$(2'-4) \quad \dot{V}_L - \dot{V}_{LR} \equiv \dot{V}_L + \dot{V}_R - 2\dot{V}_{LR} \quad \text{ならば} \quad j \equiv 1$$

整理すると

$$(2'-3) \quad \dot{V}_{LR} \equiv \dot{V}_L \quad \text{に従って} \quad k \equiv 1$$

$$(2'-4) \quad \dot{V}_{LR} \equiv \dot{V}_R \quad \text{に従って} \quad j \equiv 1$$

$$j \equiv 1 \quad k + j = 1 \quad \text{だから}$$

$$j \equiv 1 \quad \text{より} \quad 0 \equiv 1 - j = k$$

そこでたとえ $1 \nabla k \nabla 0$ の条件は (2'-3)' (2'-4) の判別式を結びつけて $\dot{V}_L \nabla \dot{V}_{LR}$ および $\dot{V}_R \nabla \dot{V}_{LR}$ であることが知れる。第9表中 (*) 印は年次別の完全決定によつた場合、 k または j に負値が生ずる (あるいは、 j または k に1より過大な値が生ずる) ことを示す。同様第10表中の (*) 印も k または j に負値が生ずることを示している。

* 論文「A」では判別式の展開が十分ではなかつたので、ここに補足しておく。

累積平均結果について ここでは $U_{12} \equiv 0$ の仮説について検討する。 U_{12} は生産函数のショック u_1 と均衡方程式のショック u_2 との共分散 (時系列平均値) である。一方が技術条件式のショックであり、他方が経済行動式のショックであることから、その相関をゼロと仮定することはア・プリオリに妥当と考えられたわけだが、完全決定の結果より見れば、その各年値をア・プリオリにゼロとする仮説が妥当性を欠くことは例示的にあきらかである。あらかじめその点を考慮し、われわれの場合にはこの共分散の時系列平均値 (母数) を

k と仮定してあるわけだが、それでもなおかつこの仮説の妥当性は (k, j) の推定に深い影響を及ぼすことが、この累積平均結果をあわせてみるとあきらかである。いまかりに $U_{12} \neq 0$ としてシステム (5) を k, j について解くと次のとおりになる。

$$(2'-5) \quad U_2 = \dot{V}_L + \dot{V}_R - 2\dot{V}_{LR}$$

$$(2'-6) \quad k = \frac{\dot{V}_R - \dot{V}_{LR} + U_{12}}{U_2} = \frac{\dot{V}_R - \dot{V}_{LR}}{U_2} + \frac{U_{12}}{U_2}$$

$$(2'-7) \quad j = \frac{\dot{V}_L - \dot{V}_{LR} - U_{12}}{U_2} = \frac{\dot{V}_L - \dot{V}_{LR}}{U_2} - \frac{U_{12}}{U_2}$$

われわれのように $U_{12} \equiv 0$ と仮定すれば、二式ともに (2'-1) (2'-2) に見るように右辺第二項が落ちる形になる。ここで $U_{12} \equiv 0$ として推定される k, j の推定値を改めて \hat{k}, \hat{j} と書けば、次のようになる。

$$(2'-6') \quad \hat{k} = k - \frac{U_{12}}{U_2}$$

$$(2'-7') \quad \hat{j} = j + \frac{U_{12}}{U_2}$$

綿紡績業の推定試算結果を見ると、完全決定、累積平均による \hat{k} 系列はそれぞれ年次の推移につれて減少している (第2'図)。従つて (2'-6') (2'-7') からあきらかなように、この場合には GOVAR (u_{12}) あるいは U_{12} が規則的にプラスの値をとっているのではないかと推察される。一方製糸業では、綿紡績業とは対照的に (しかしそ

れほど顕著ではないが Δk 系列が増加しているので、 $\text{COVAR}(u_{12}, u_{12})$ あるいは U_{12} はやや規則的に負値をとっているようである。つまり、いま (k, j) は未知だがかりにこれをコンスタントとすれば、 $U_{12} = 0$ という仮説は綿紡績、製糸の二部門については必ずしも保持しがたいということになる。しかしながら、 (k, j) が未知であれば同時に U_{12} あるいは $\text{COVAR}(u_{12}, u_{12})$ の分布も未知であり、その上標本年次数もきわめて少いので当面の二部門において規則的な偏倚があると断言はできないし、またよしんばあったとしてもその原因はわれわれの仮説の枠内では不明である。

移動平均結果について ここでは労働と資本の(要素)相対価格の推定を述べ、当面の二産業、とくに綿紡績業に見られる $(\Delta k, \Delta j)$ の規則的な変動が「産業の成長」とか「資本蓄積」、「技術進歩」と

どのような関連にあるかを、分析する。定義によって誘導形パラメタ α_L と α_R 、 β_L と β_R は次のような関係にある(論文「A」II・4)。

$$(2-8) \quad \beta_L = \alpha_L(B + jA); \quad B = ba \frac{e}{a^j}$$

$$(2-9) \quad \beta_R = \alpha_R(B - kA); \quad A = (aLjw)/(aRkr)$$

変形して (β_L/α_L) 、 (β_R/α_R) を作り、その差を求める。

$$(2-10) \quad [(\beta_L/\alpha_L) - (\beta_R/\alpha_R)] = A = [(aLjw)/(aRkr)]$$

(j/k) は既知だから(2-10)より $\left(\frac{aLw}{aRr}\right)$ が推定される。 (aL/α_R) が分離して計測されないの、その点の留保が必要だが、以上によって算出した相対価格の系列を二部門について示したのが、第11'表および第3'図のとおりである。一般に技術の進歩、蓄積の進行につ

産業別生産函数とその規模係数

第11'表 相対価格*の時系列推移

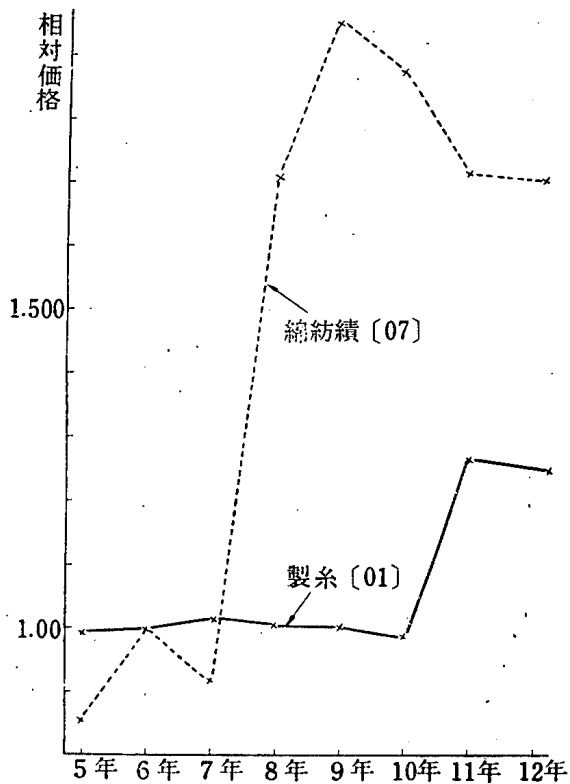
年次	製糸業 [01]	綿紡績業 [07]
5年(1930)	0.9915	0.8558
6年(1931)	1.0000	1.0000
7年(1932)	1.1578	0.9146
8年(1933)	1.0674	1.7007
9年(1934)	1.0350	1.9630
10年(1935)	0.9846	1.8788
11年(1936)	1.2651	1.7313
12年(1937)	1.2425	1.7025

$$* \left(\frac{aL}{aR} \frac{w}{r} \right)_t / \left(\frac{aL}{aR} \frac{w}{r} \right)_6 \propto \left(\frac{w}{r} \right)_t / \left(\frac{w}{r} \right)_6$$

蓄積進行の状況(それらの速度と分量)に依存するのだから、その点を少しく巨細に点検しておく必要がある。

れて $\left(\frac{w}{r}\right)$ が増大する傾向にあることは経験的な事実として知られている。第3'図に見られる綿紡績業、製糸業二部門それぞれの相対価格変動のパターンを見れば、綿紡績業においてヨリ多くの技術進歩が実現したこと、そしておそらくは蓄積の集積・集中がヨリ深く進行したこと、つまり産業の成長に顕著な差異の存在したことは明瞭であろう。これは確かに経験的な事実と整合的である(第13'、14'表所収の関連資料、および補充文献「14」、「15」参照)。従って累積平均、移動平均の結果に見られる規則的な Δk 系列の変動はそのような「技術の進歩」、「資本蓄積」、従って「産業成長」の影響によるものではないと考えられよう。しかし問題は、産業全体としての成長を考慮することによって説明されるものではなく、むしろ産業内における各規模企業におけるそれぞれの成長、ないしは技術進歩、

第3'図 相対価格の時系列推移



産業の合理化と成長（技術進歩と資本蓄積）との関連 周知のように昭和四年一〇月（一九二九年）ニューヨーク株式市場の暴落に端を発する大恐慌は世界各国に波及したが、われわれの国においてもさらに金解禁による不況が加わって昭和四〇六年にかけて深刻な不況が到来し、各産業は極度の沈滞期を迎えた。このような情勢に対処して、各産業は経営内の合理化をはかり、かずかずの合理化方策を採用するに至ったが、浜口内閣も産業合理化をその政策目標のひとつとして取上げ、各産業不況切抜けの産業合理化方策を援助・促進させた。われわれ当面の対象である綿紡績業、製糸業におけるそのような産業合理化方策を摘記すれば、第12'表のとおりである（補充文献〔2〕参照）。両部門に共通して見られることは、生産技術の

第12'表 昭和4~7年における
不況対策としての産業合理化*
——製糸業と綿紡績業——

製糸業 [01]	綿紡績業 [07]
(1) 立線による多条線糸機の普及	(1) 標準動作の研究・設定
(2) 生糸格付検査と格付取引の実施	(2) ハイドラフトの採用
(3) 特約取引の増大（蚕糸業組合法）	(3) モーター回転速度の自動調節
(4) 製糸設備の整理（製糸業法）	(4) 恒温恒湿設備の普及
(5) 製糸業資本の集中化	(5) 大量見込生産方式の開始
	(6) 企業合同または企業連合

* 補充文献〔2〕より作成。

合理化・改良とともに、蓄積の集積・集中方策が意識的におこなわれた点である。このような事実と第10'表に見られる両部門の（k、j）推定値の変動とならんかの関連があるかどうかを確かめるのがこの最後の小節の主題である。製糸業においては、昭和六〇七年頃その製品需要の中心が織物用生糸から靴下用生糸に移り、これに伴って高デニールの良質細糸を生産する必要から器械製糸の分野において多糸線糸機がこの期間に普及している。従来の四〇五本の緒口しか備えていない普通線糸機に代って、一〇〇二〇本の緒口をもつ多糸線糸機は生糸の牽伸速度が劣るので、全体として製糸能力は普通線糸機にはば変わらないが、ムラのないヨリ良質の製品を産出する。一方座繰より立繰への変化に伴って、女子労働者の若年化が進

められた。この間の事情を示す補足資料は第13表のとおりである。多糸繰糸機の普及は当然ながら大規模企業を中心としておこなわれ、かつ器械製糸と座繰製糸の割合も生産量、設備能力ともに増加している。ただ全体として製糸業がこの期間に成長を止め、逆に退化しつつあったことは云うまでもない。このような事実ならびに、 Δk の変動域の大きさから判断するならば、多糸繰糸機の普及という「技術進歩」は (k, j) の恒常性に背馳せず、また $(\Delta k, \Delta j)$ の安定性を乱してはいないと考えていい。規模係数 SR の変動(第2'図—(1))に見るとおり(その操業度変化による SL との平行性には十分注意を払うとしても)、多糸繰糸機の大規模企業における優先的採用は SR によって把握されている。従って Δk 系列の変動は、抽出変動にもとづく U_{12} あるいは $COVAR(U_{12})$ の変動によると考えるのが至当で、 $(\Delta k, \Delta j)$ は十分に安定しているものと判断してよからう。綿紡績業においてはこの問題はそれほど見易くはない。第12表にリストされた新技術——ハイドラフト(およびシンプレックス)、モーター回転の自動調節、恒温恒湿装置、そして標準動作の設定に関する年次別・規模別の定量的な資料をまだ入手していないので、散見される定性的な記述によって推察するより他はないのだが、ここでは Δk 系列の変動域がかなり大きく、また規模係数(SL, SR)は計測期間中ほとんど一方的に上昇している(第1'図—(2))。ハイドラフトは、従来のドラフトが八〜一二倍に糸を牽伸していたのに対し、約二〇〜三〇倍に引くことを可能とし、前紡工程を短縮あるいは

産業別生産函数とその規模係数

は省略させたし(第14表—(3)参照)、恒温恒湿装置は気温・湿度の変化に伴う原棉、仕掛綿糸の状態を最も有効の状態に保ち、モーター回転速度の自動調節装置とともに糸切れ等の損失を最小に抑えた。またこれらの技術的合理化と相俟って、標準動作の設定は労働の完全活用を可能にしたのである。このような「技術進歩」がわれわれの k の推定値を低下させているのだろうか。製糸業に関する説明を綿紡績業に類推的に適用すれば、これらの「技術進歩」は一方において k の値を低下させるとともに、他方規模係数 SR の上昇を結果していることになる。この矛盾する説明を受け入れるとすれば、 (k, j) の恒常性は乱され、われわれのアプローチはまったく効率の悪いものとなろう。しかしながら、まず第一に推定されたこの部門の相対価格の昭和七〜八年における急騰から見れば、「技術進歩」蓄積の促進」は相対価格の上昇を通じて吸収されているから、 (k, j) の安定性・恒常性には響くまい。また、われわれはこれらの新技術導入と設備増加が昭和四年七月(一九二九年)の深夜業廃止に備える設備増加の際におこなわれたという事実を知っている(第14表)。製糸業において新技術の導入と資本の集中は需要構造の推移に応じて計測期間中におこなわれたのだが、綿紡績業ではこの計測期間以前にはほぼ増鍾、改良を終了していたのである。製糸業の「合理化」に先立って、綿紡績業の「合理化」が完了したことは、相対価格の上昇時点に関して見られる両産業間の時点のズレからもほぼ確認できよう(第3'図)。(云うまでもないが相対価格の上昇は「合理化」の完了

第 13' 表—(1) 製糸業生産關係資料

年 次	總 數		器 械 製 糸		座 繰 製 糸		玉 糸 製 糸	
	工場数	設 備*	工場数	設 備*	工場数	設 備*	工場数	設 備*
昭和 1 年	91,751	427,174	3,768	285,525	73,579	104,625	14,404	37,024
2	83,469	425,595	3,787	297,679	66,511	92,874	13,171	35,042
3	76,090	435,735	3,509	318,540	62,088	85,363	10,493	31,832
4	69,407	437,738	3,719	326,976	56,149	79,094	9,539	31,668
5	70,728	433,637	3,759	323,707	57,764	80,019	9,205	29,911
6	66,400	418,402	3,687	319,448	53,760	71,925	8,953	27,029
7	60,461	365,417	3,356	277,800	49,454	64,803	7,651	22,814
8	54,397	343,579	3,218	267,836	44,736	57,692	6,443	18,051
9	51,168	321,040	3,013	249,724	42,553	54,834	5,602	16,482
10	45,703	297,657	2,738	235,488	38,456	48,304	4,509	13,865
11	41,892	280,692	2,468	222,247	34,446	45,574	4,978	12,871
12	43,422	256,115	1,892	196,547	37,418	47,681	4,112	11,887
13	41,255	247,961	1,837	191,821	36,055	45,594	3,363	10,546
14	37,442	239,013	1,813	187,290	32,433	41,256	3,196	10,467
15	32,364	231,285	1,773	183,055	27,988	37,926	2,603	10,304

年 次	勞 務 者 數			生 産 高**			
	計	男 子	女 子	器械製糸	座繰製糸	玉糸製糸	計
昭和 1 年	483,342	33,062	450,280	505,003	24,495	39,334	568,832
2	496,230	33,735	462,495	550,075	28,656	38,788	617,519
3	515,504	36,731	478,773	590,743	29,846	40,926	661,515
4	525,307	38,346	486,961	628,246	25,895	51,634	705,775
5	509,124	36,830	472,294	686,196	28,797	45,321	710,314
6	495,449	36,185	459,264	657,778	25,700	46,698	730,176
7	428,763	30,120	398,643	629,371	21,077	42,722	693,170
8	395,027	28,055	366,972	643,496	19,384	39,796	702,676
9	362,510	27,450	335,060	698,771	22,211	33,074	754,056
10	347,513	26,174	321,339	682,590	18,633	27,655	728,878
11	320,496	23,922	296,574	657,681	19,572	28,205	705,458
12	295,148	22,122	273,026	645,779	23,231	28,899	697,909
13	277,006	20,879	256,127	670,686	25,317	23,199	719,202
14	262,883	19,937	242,946	643,937	24,248	25,438	693,623
15	252,668	20,122	232,546	654,424	28,218	29,962	712,604

付記 農林省蚕糸局「蚕糸業要覽」昭和 28 年版

* 單位：1 釜 (台) ** 單位：1 俵

第 13' 表—(2) 製糸業における集中化傾向*

年 次	総 数		器 械 製 糸		座 繰 製 糸		玉 糸 製 糸	
	工場数	釜 数	工場数	釜 数	工場数	釜 数	工場数	釜 数
大 正 9 年	247	620	4	285	191	249	52	86
14 年	185	513	4	275	133	163	49	75
昭 和 元 年	92	427	4	286	74	105	14	37
5 年	71	434	4	324	58	80	9	30
8 年	54	344	3	268	45	58	6	18

* 単位：工場数—1,000 工場，釜数—1,000 釜

付記 農林省蚕糸局「蚕糸業要覧」文献〔2〕Ⅰ巻 p. 60 より転用。第 13' 表—(1) を見易くしただけである。

第 13' 表—(3)a 普通繰糸機と多条繰糸機

年 月	台 数			比 率	
	普通繰糸機	多条繰糸機	計	普通繰糸機	多条繰糸機
昭和 6年 5月	釜 315,701	釜 11,740	釜 327,441	% 96.6	% 3.4
8年 5月	266,434	28,774	295,208	90.2	9.8
9年 5月	253,596	35,381	288,977	89.1	10.9
10年 5月	228,739	43,170	271,909	84.1	15.9
11年 7月	209,613	48,958	258,571	81.1	18.9
12年 9月	144,429	48,241	192,670	74.9	25.1

付記 1. 「製糸工場調査」による。文献〔2〕Ⅱ巻 p. 178 より転用。

付記 2. 普通，多条繰糸機別の規模別資料は得られないので，(3)b 表と本表とをかみ合せて多条繰糸機の普及状況を察知されたい。

第 13' 表—(3)b 設備規模別 1 釜平均緒数

規 模 年 次	総平均	規 模						
		10釜以下	10~49釜	50~99釜	100~ 299釜	300~ 499釜	500~ 999釜	1000釜 以 上
昭和 4 年	4.3	3.1	3.6	3.8	4.4	5.0	4.7	4.5
5 年	4.2	3.1	3.6	3.7	4.4	4.8	4.6	5.8
6 年	5.1	3.2	3.4	4.4	4.2	5.9	5.6	6.7
7 年	5.6	3.4	4.3	4.7	5.6	6.6	6.9	—
8 年	5.6	3.5	4.1	4.9	5.6	6.6	9.0	8.9
9 年	6.5	3.5	4.3	5.0	6.6	8.5	9.0	8.4

付記 農林省蚕糸局「蚕糸業要覧」昭和 8 年版，昭和 10 年版

産業別生産函数とその規模係数

第14表(1) 綿紡績生産関係資料

年次	生産設備			雇用者数		生産量**			
	会社数	工場数	錠数*	女子	男女・計	大糸	中糸	細糸	計
大正10年	61	217	4,161	105,704	140,608	534,746	173,933	15,861	724,540
昭和元年	64	178	5,680	141,787	182,522	675,618	333,416	34,065	1,043,099
昭和4年	70	188	6,837	124,449	159,672	682,308	393,997	40,730	1,117,035
5	74	192	7,214	108,981	139,183	635,623	333,771	40,486	1,009,880
6	72	191	7,535	98,008	121,669	645,306	325,759	55,788	1,026,853
7	71	194	7,965	105,651	126,805	677,641	383,166	63,368	1,124,175
8	69	190	8,644	110,128	129,423	686,820	480,486	72,636	1,239,942
9	72	204	9,531	122,661	141,408	825,219	522,162	41,596	1,388,977
10	74	209	10,649	133,899	152,539	810,116	565,160	49,057	1,424,333
11	74	212	12,140	132,917	150,867	817,150	570,254	55,579	1,442,983
12	82	221	12,567	147,045	165,784	907,504	619,365	59,244	1,586,113
13	82	220	11,757	133,737	151,067	584,915	389,764	46,020	1,020,699

* 単位：1,000錠

** 単位：1,000ポンド

補充文献〔2〕,〔13〕による。

第 14' 表—(2) 綿紡績業における資本の集積と集中

(単位 100 万円)

産業別生産函数とその規模係数

年次	七大紡績(1)		紡績加盟会社(2)		[(1)/(2)]	
	払込資本金	積立金	払込資本金	積立金	払込資本金	積立金
大正 10 年	140	149	285	201	49.0%	74.1%
12 年	149	180	315	252	47.3	71.4
13 年	174	187	317	252	54.9	74.6
昭和 2 年	179	202	347	262	47.7	77.1
5 年	181	212	391	253	46.3	83.7
10 年	216	256	443	328	48.8	77.9
12 年	283	280	545	362	52.0	77.3

付記 1. 紡績聯合会「綿糸紡績事情参考書」による。ただし補充文献〔2'〕I 巻 p. 60 より転用。

付記 2. 七大紡とは、東洋紡、大日本紡、鐘紡、福島紡、岸和田紡、富士紡、日清紡である。

第 14' 表—(3) ハイドラフトによる技術進歩

工程	機械台数			使用職工数		
	在来設備	ハイドラフト採用	ハイドラフト・シンプレックス併用	在来設備	ハイドラフト採用	ハイドラフト・シンプレックス併用
解 混 棉	3台	3台	3台	19人	10人	10人
打 棉	6	6	6	9	7	7
梳 棉	120	120	120	19	16	16
練 篠	12	12	12	23	16	16
始 紡	12	12	24	14	9	14
間 紡	18	—	—	24	18	—
練 紡	38	—	—	33	—	—
精 紡	75	75	75	117	80	80
計	284	252	240	258	156	143

付記 1. 今村奇男「紡績機械の革新と其の効果」ダイヤモンド 1933 年 5 月 21 日号、ただし補充文献〔11'〕p. 66 より転用。

付記 2. なお上表は、20 s 30,000 鍾工場の標準事例である。

期から若干おくれることは当然である。)とすれば、六年以降市況の動きに応じて操業度を上昇させてゆくプロセスにおいて、大規模企業と小規模企業間の格差を示す規模係数が増大してゆくのはむしろ当然であろう。(これはⅢに述べる操業度あるいは利用度による規模係数の増幅を意味しているのではない。むしろ不況時にポテンシャルとして蓄えられていた企業格差の顕在化を云っているのである。深夜業廃止に備えた増産が結局昭和五年以降の第十二次操短を招いたことは、よく知られた事実である。)この推論に誤りなければ、綿紡績業の「技術進歩」は既に計測期間以前に規模係数に吸収されているものと推察される。けれどもいぜんとして Δk あるいは Δj そのものかなり大幅な変動は説明されていない。論文〔A〕付

表3に掲げた単一方程式最小自乗法による家本——木川推定(1)、(2)の結果によっても、昭和六、七年を境に k の推定値が減少している。単一方程式が最小自乗法のバイアスを考慮すれば、この結果を無条件に信頼はできないし、われわれの試算結果も抽出変動による変動が確定されないから、 (k, j) の恒常性に関する判断は軽々に下せない。いまもしかりに (k, j) がコンスタントであってGOVBT($w_1 w_2$)が規則的にプラスに偏倚することが確認されれば、問題は解決されよう。たとえば、景気の波動などがある特定の仕方ではGOVBT($w_1 w_2$)の規則的な変動をもたらしているかも知れないからである。あるいは「技術進歩」の範囲と速度が工学的な生産函数の計測を通じて、イクスプリシットに把握されれば、 $(\Delta k, \Delta j)$ の

変位の有意性が帰結じうるといふこともありうる。現在までのところ、とりわけ綿紡績業の場合にはこの点が定かではないので、原理的に秀れている八カ年平均の(つまり、許される最大標本年次による)構造系パラメタ推定値を恒常的な構造系パラメタに対する良い近似値だと考えておくのが妥当である。今後戦後期の計測・分析が可能となれば、自動繰糸機(製糸業)、スーパードラフト、ラージ・パッケージ、ニューマチック・クリヤラー(綿紡績業)などに代表される「技術革新」に照らして、さらに立ち入った説明をおこなうことを予定している。

Ⅲ 規模係数の年次別・産業別変動

規模係数は当初(純粹に)計測上のツールとして導入されたものである。いま生産函数(3-1)と、これを制約式として費用を極小とする均衡方程式(3-2)を考える。

$$(3'-1) \quad q = b_1^{\frac{1}{r}} d_1^{\frac{1}{r}} w_1$$

$$(3'-2) \quad \frac{k}{w} = \frac{j}{r} \cdot w_2$$

この二式からの誘導形を導き、両辺の対数をとると、

$$(3'-3) \quad \bar{w} = \frac{1}{k+j} \left[\bar{q} - j \left(\frac{j}{r} \cdot \frac{w}{k} \right) \right] - b - (w_1 + j w_2)$$

$$(3'-4) \quad \bar{d} = \frac{1}{k+j} \left[\bar{q} - k \left(\frac{j}{r} \cdot \frac{w}{k} \right) \right] - b - (w_1 - k w_2)$$

この誘導形方程式(いずれか一方)による計測から構造系パラメタ

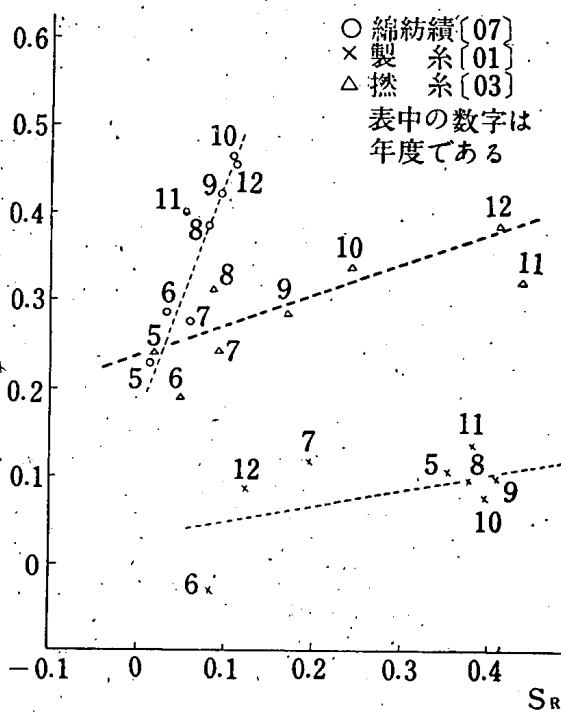
(k, j)を求める場合に、($3-3$)と($3-4$)それぞれの q 項のパラメタ推定値には統計的な許容度を超えるような乖離が見られる。この体系は $w-r$ の資料さえ利用しうればアイデンティフィアブルだから、われわれは($3-3$)または($3-4$)のいずれかによって(k, j)を推定しうるわけだが、いま述べたように両式より導かれる(k, j)には有意な差があらわれる以上、われわれが($3-1$)~($3-2$)「あるいは($3-3$)~($3-4$)」のような模型を用いるのは適當ではない。そこで($3-3$)~($3-4$)の q 項に関する誘導形パラメタの乖離をもたらす因子として SL, SR が模型に導入され、かつそれに Lr の観測資料とその等質的な理論変数 l, d との変換式パラメタという規定が与えられた。その後規模(等質化)函数の経済学的な意味を確かめる努力が続けられ(文献「6」、「8」、「11」、「13」)、徐々にその本質があきらかになってきてきているけれども(論文「A」およびこの小論もこの主題に対する接近にはかならない)、なおかつ規模函数について未知のままに残されているところは多い。以下この節では現在までに可能な限りこの規模函数の本質をあきらかにするよう努力したい。最終的には規模係数の決定機構(あるいは規模函数の変動模型)の設定・計測が必要だが、ここでは若干の傍証資料による裏付けを求めただけに止まる。

規模係数の年次別変動 規模係数の年次別変動を考察して認められたことは(論文「A」V・3(1),(2),(4))、(1)労働と資本の規模係数 SL, SR がほぼ平行的な時系列推移を示している、(2)規模係数が

産業別生産函数とその規模係数

一方的上昇を続ける産業群と下降ないし平準の状態にある産業群の間には、製品加工のプロセスから見ると第一次、第二次部門の区別がある(「02」「03」「01」「04」「05」「06」)、この二点に要約しうる。まず(1)点を確認するために第4'図を掲げる。これは $SL-SR$ の相関図だから、各産業で SL と SR が完全に平行的な時系列変動をしていれば、各プロットは直線を形成する。図によって綿紡績業では $SL-SR$ 間の平行関係が(製糸業のそれに比べると)良好なことがわかる。製糸業は計測対象一〇業種中で、この平行性をもっとも乱れているもので、対照のため中間的な現象を示す撚糸の $SL-SR$ 相関を掲げておく。 $SL-SR$ の平行性は、そこになんらかの共通な変動要因の存在することを、示唆していよう。計測の際における(余儀ない)資料

第4'図 $SL-SR$ の相関図



の選択から生ずる変動要因として、製品市場の諸要因と利用度の変化が指摘された(論文「A」V)。製品市場の諸要因については現在十分な資料を揃えていないし、またそれはおそらく規模係数二系列の変動を増幅する方向に働いているだけと推論されるから、ひとまず捨象して残る利用度の問題に考察を限定する。

第15'表に掲げるのは、大日本紡績聯合会調査部「紡績統計別表」の〈全国紡績会社営業実況一覽表〉による規模係数の計測結果である。この統計は紡績加盟会社(約六〇社)の会社別、月別統計である。第15'表の計測では、計測期間を「工場統計」計測と対応させて昭和五十二年(一九三〇〜三七)としたが、季節率の年間平均を示すと云われる各年五月をもって各年次を代表させてある。変数の選択は、次のとおりである。

Q: 管糸出来高(貫)、ただし同表所載の製糸平均番手にもとづき二〇番手に換算^{**}。

L: 職工員数(男工・女工計)。

R: 運転錘数(本)、ただしミュールはきわめて少数なので、リング換算をせず。

「工場統計」計測とこの「別表」計測との(資料上の)相違は主として上記傍点の部分となる。さてここに得られた αL 、 βR の時系列推移がどこまで利用度の(規模間)変動によって説明されるかを検討しよう。紡績業の場合利用度の変化は先述のように(論文「A」V)、(i)運転錘(台)数、(ii)操業時間(日数と一日就業時間数)、および

第15'表 「別表」計測——誘導形パラメタと規模係数——

年次	αL	βL	γQL	SL
5年 (1930)	0.8641705	1.2503771	0.9158124	0.1571790
6年 (1931)	0.7494895	0.7481687	0.9192599	0.3342415
7年 (1932)	0.8602079	1.3176196	0.9626579	0.1625096
8年 (1933)	0.8513753	1.3075288	0.9548133	0.1745701
9年 (1934)	0.8449869	1.2801559	0.9547650	0.1834503
10年 (1935)	0.8538995	1.3068799	0.9657594	0.1710980
11年 (1936)	0.8212881	1.1475287	0.9599866	0.2175995
12年 (1937)	0.8381631	1.2303157	0.9603472	0.1930851
年次	αR	βR	γLR	SR
5年 (1930)	0.9785620	0.2362142	0.9619303	0.0219076
6年 (1931)	0.8270241	0.2091546	0.9602675	0.2091546
7年 (1932)	0.9460423	0.1016960	0.9910749	0.0570351
8年 (1933)	0.9291781	0.0148416	0.9899618	0.0762199
9年 (1934)	0.9400192	0.0810806	0.9923843	0.0638081
10年 (1935)	0.9500643	0.1237178	0.9949495	0.0525603
11年 (1936)	0.9270913	-0.0050270	0.9930397	0.0786423
12年 (1937)	0.9395275	0.0700484	0.9930661	0.0643648

第 16' 表 スピンドル回転数* (あるいは利用強度) の規模間
変化係数と規模係数のデフレート

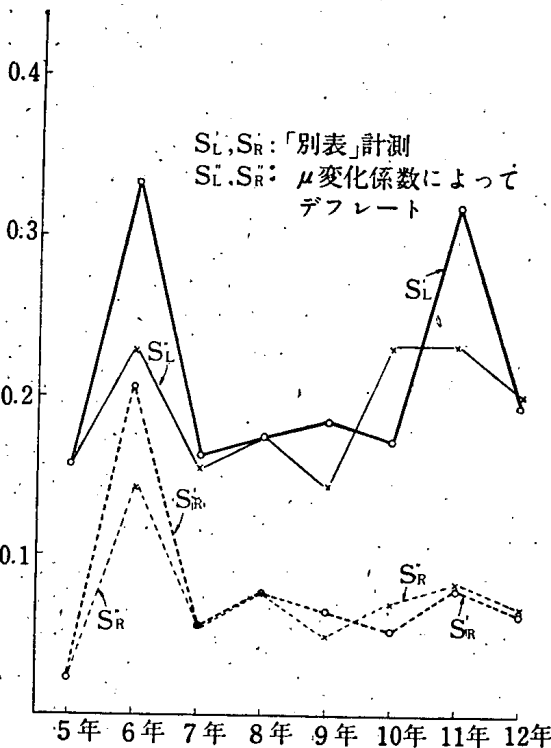
項目 \ 年次	5 年 (1930)	6 年 (1931)	7 年 (1932)	8 年 (1933)	9 年 (1934)	10 年 (1935)	11 年 (1936)	12 年 (1937)
(1) μ 変化係数 $(\frac{\sigma\mu}{\mu})$	0.1670	0.2416	0.1748	0.1675	0.2129	0.1239	0.1567	0.1595
(2) 同上指数	1.0000	1.4467	1.0467	1.0030	1.2749	0.7419	0.9383	0.9551
(3) 「別表」計測 s'_R	0.0219	0.2092	0.0570	0.0762	0.0638	0.0526	0.0786	0.0644
(4) [(3) / (2)]	0.0219	0.1446	0.0545	0.0760	0.0500	0.0709	0.8367	0.0674
(5) 「別表」計測 s'_L	0.1572	0.3342	0.1625	0.1746	0.1835	0.1711	0.2176	0.1931
(6) [(5) / (2)]	0.1572	0.2310	0.1552	0.1740	0.1439	0.2306	0.2319	0.2022

産業別生産函数とその規模係数

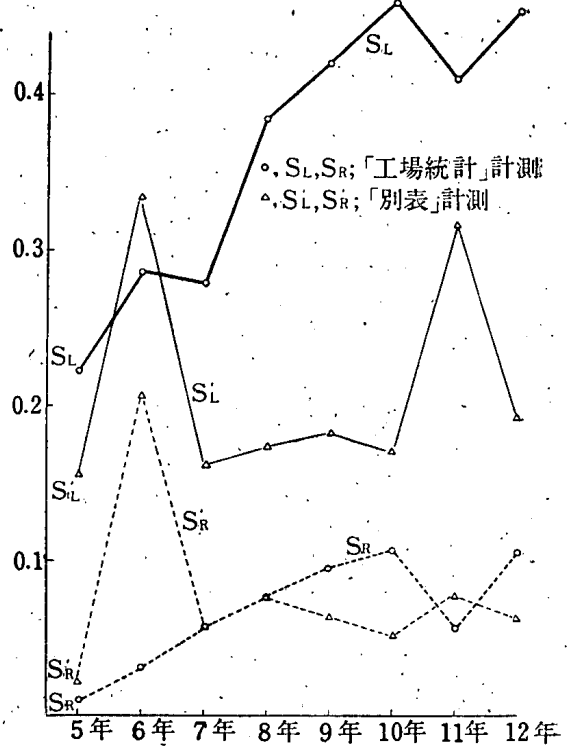
* μ ($\propto P$): スピンドル回転数 (\propto 1 日 1 鍾量)

(iii) (労働と資本との) 強度によって多様に現われる。(i) については運転鍾数を選んでいるから不問に付すとして、(ii) だがこれは「別表」によると月間二五日前後、各日平均一七時間の操業なので、これも無視してよかるう。云いかえると計測された (s_L , s_R) は、(i)、(ii) のディメンジョンにおける操業度の影響からは自由であろう。残されたものは (iii) である。われわれはその指標として「一日一鍾量」を考える。一日一鍾量こそはわが国の綿紡績業経営者にとってつねにそのキ・スタティスティックであったことは、つと

第 5' 図—(1) 綿紡績業の規模係数
—その利用強度によるデフレート—



第 5' 図—綿紡績[07]の規模係数



に指摘されているとおりで、日本的合理化の指針だと云われている(補充文献「11」参照)。これを利用強度の測度とするには若干の問題もあるが、一応スピンドル回転数の指標としては妥当なものと仮定する^{***}。ところで規模係数の性格およびわれわれの計測の本質からして問題となるのはきまって企業規模別のシエデュールだから、第16表に見られるように利用度についても単なる平均値ではなく、その(企業間のクロス・セクション)変化係数を算出した。不況期の底と云われる昭和六年にはこの変化係数が著しく大きく、以後の回復そして躍進の時期にはこのような係数は現われていないので、利用強度の企業間測度としてはほぼ妥当なものと判断していいだろう。ここで「別表」計測の規模係数 s_L 、 s_R とつきあわせると、昭和六年において(s_L 、 s_R)に過大な値が結果されている事実が見られる。いま導出した利用強度の規模別変化係数は(s_L 、 s_R)の昭和六年における過大値のすべてを説明できるものではないが、しかし(s_L 、 s_R)がこれによって増幅されていることはほぼ確実である。操業率の変動と規模係数の変動との構造的な関連については、蓄積の問題に関連して分析を進める必要があるが、ここではその点にまで立ち入らない(文献「13」参照)。第5'図(1)には s'_L 、 s'_R の原系列およびこれを試みに利用強度変化係数(の指数)によって除した修正系列 s''_L 、 s''_R が描いてある。ただ労働の規模係数 s_L からその労働強度を処理する因子としては、われわれの統計量は必ずしも適当とは云えない。たとえば、持台数の増加といった因子がここで考慮されるべき

である。他年次に比しなおかなりの高水準にある六年の s'_L 、 s'_R については、(さらに不況期であることを考慮すれば)、製品市場における各企業製品需要構造(あるいは企業別価格差)、各企業の市場占拠率の変動等が、説明を与えるかもしれない。「別表」計測ではQには二〇番手換算の綿糸生産量が選択されているから、「工場統計」計測に関して触れたような意味では、製品市場機構からは一応独立と考えられるが、しかし同番手の綿糸一梱にせよその生産会社の市場占拠率、生産規模等々を背景として、製品価格は企業間格差を与えられている^{***}。従って「別表」計測もまた(s'_L 、 s'_R)を通じて市場機構と結合しているものと考えられる。逆に云えば、生産の構造そのものは市場機構に関して安定的に把握され、(s_L 、 s_R)にはそれが体化されているのである。もとより規模係数の変動がどのようなメカニズムを通じて、製品市場競争の変動と結びつくかは明確に説明すべき問題であることに変わりはない。

なお第5'図(2)には「工場統計」計測と「別表」計測それぞれの規模係数の年次別変動が描かれているが、この両計測は上述のような資料面での相違があるので、比較可能な系列ではない。ただ念のため付言すると、「工業統計」計測に云う「綿糸紡績業」には和式紡績業(ガラ紡)が含まれ、「別表」計測では紡聯加盟の洋式紡績会社が含まれていると推察されるので、とくに s_L の相対水準について両「計測」結果には大きな乖離が生じているものと思われる。このようなカバリッジの相違からもこの両系列は比較可能ではない。

* 補充文献〔10〕三四八頁参照。ここにはモデル工場の標準季節率表が与えられている。

** 製額採算率には補充文献〔10〕七二頁所収の「標準製額換算率」を適用した。

*** 一日一鍾量(P)は運転時間を一定にすれば次式で表わされる。

$$P = c \cdot g \cdot \mu \cdot \frac{1}{t} \cdot e$$

ただし、c:定数、g:糸定量、μ:スピンドル回転数、t:時間撚数、e:効率。ここでg、tおよびeがコンスタント(とくに企業間で)と仮定すれば、 $\mu \propto P$ が成立つ。g、(1/t)は技術的にはコンスタントとしても、eについてはやや無理があるかもしれない。詳細は補充文献〔10〕、〔11〕、〔12〕参照。

**** 補充文献〔7〕参照。戦後三品取引所では十大紡製品と新紡・新新紡製品の間に人為的に格付をおこない、価格差を与えている。なお、ちなみに昭和五〜十二年はまさしく第二次操短の時期に相当しているが、操短そのものの実施方法(精紡機の封緘と操短率の制約)の放漫性からつねに操短は大企業に有利に作用し、かつそれ自体が増鍾(従って過剰生産)を誘発するという矛盾を繰り返していたので、いわゆる「操短」問題が本節の利用度変化の叙述に抵触することはない(補充文献〔7〕、〔8〕、〔11〕など参照)。

産業別生産函数とその規模係数

第17'表 規模係数平均値の産業序列

SL			SR		
紡績	[02]	0.3421	製糸	[01]	0.2898
撚糸	[03]	0.2907	撚糸	[03]	0.1859
染色・整理	[06]	0.2858	紡績	[02]	0.0702
メリヤス	[05]	0.1561	メリヤス	[05]	0.0413
織物	[04]	0.1537	織物	[04]	-0.0069
製糸	[01]	0.0874	染色・整理	[06]	-0.1314

規模係数の産業別変動 この側面に関する経験的な結果は次のように要約される(論文〔A〕W・3(3)、(4)、(2))。(1) SLの(平均)水準によって見れば、紡績〔02〕―撚糸〔03〕―染色・整理〔06〕―メリヤス〔05〕―織物〔04〕―製糸〔01〕の序列がある。またSRについては〔01〕―〔03〕―〔02〕―〔05〕―〔04〕―〔06〕という序列が形成されている(第17'表)。(2)規模係数の上昇する産業群と、下降もしくは平準な産業群の間には、第一次・第二次加工部門の区別に加えて、主導的部門と従属的部門の別がある(〔07〕―〔08〕、〔09〕)。規模係数は本来ここに展開された生産構造模型にとつては外生的に決定されるパラメタであって、その決定の場は要素市場にほかならない。労働の規模係数は(当該産業の)労働雇用市場において、企業側よりする労働需要競争とこれに応募する労働者側における労働供給とによって、決定される。企業の労働需要競争条件は、企業間の賃金支払能力(あ

るいはその上限を劃するものとしての物的、價值的生産性)の格差に依じてさまざまに異り、しかも大・小企業間の相対的なバランスと変動によって変動しうる。他方労働の供給側において、いまわれわれは労働の応募曲線について考えるから(補充文献〔20〕)、家計の所得——余暇選好行動に關説する必要はないが、しかしその最低供給價格は一般に応募曲線そのものに作用する。最低供給價格の水準はまた家計の潜在的な所得造出能力と關連をもつ。そのような意味で一産業の最低賃金水準をこれらの因子が規制する。事実労働供給側面における賃金—労働時間の変動要因分析で(補充文献〔21〕)、製糸業賃金の最低水準は(小作)農業所得とよく相関することが知られている。しかも紡織業関係業種における賃金率の上限は紡績業賃金によって区切られている。われわれが労働需要機構の計測より導出した規模係数 sz についても、これと同一の結果が見られることは興味深い。紡績業賃金は景気の波動にもとづく農業所得変動、それに基づく製糸賃金の變動に相応じて變動している。もとよりこれら一連の労働供給側面からの情報は、企業規模別格差について分析された結果ではないが、まず産業別格差を扱っているという点で、第二に sz が労働供給の両側面——つまりは労働市場特性をあらわすパラメタであるという点で、われわれの帰結を支えよう。 sz と類推的に sr についてもほぼ同様の議論をなしうるけれども、ここでは資本測定の問題と關連して $f_R(R)$ には二重の機能が与えられている(論文〔A〕II・2)。すなわち、 f_R は任意の資本関係資料 R (たとえば、実

馬力数)と理論上の等質的資本投入量 d との關連を示すものだが、また R と理論上の等質的資本ストック量 R^* との關連を示す。 sr の値はそれゆえ R が R^* をどれだけよく代表するかを示す測度である。 sz は R が R^* を過小に評価していることを意味するであろう。とともに投入量 d と R の關係を規定し、資本の減耗という測面での規模別特性をも示す。この複合体はいずれ分離されねばならない。規模係数はこれまでもっぱら「格差係数」としての取扱いを受けてきたが、しかしながらその経済学的な機能は単に「格差係数」であるに止まらない。一般に労働(投入)量と資本(投入)量といった概念はそれ自体としてはきわめて不明確な概念であって、これはその本質から云えば生産函数を媒介として、また生産函数によってはじめて規定されるべき数量である。生産函数によってこれらの量を規定すること、すなわちこれらの量を測定するということは、結局それぞれの測定(価値)尺度を定めることにほかならない。このときある基準規模なり、基準企業をもってこの尺度の原器とすれば、資本量・労働量はそれぞれ等質的に測定され、計量されることとなる。そのような意味で、規模別等質化函数 f_L 、 f_R は等質化尺度、価値尺度と考えられる。従って単なる「格差係数」という説明はこの函数の機能を狭く限定してしまうものである(文献〔11〕参照)。右のように生産函数(と規模係数)を考えた場合、古くしてなお新しい問題——生産函数は分配を規定する函数であるかどうか——に対するわれわれの立場はあきらかである。生産函数は、

投入—産出関係をあらわす技術的な関係式であって、それ以外のなものでもない。分配の決定機構はそもそもこの関係式自体には一切含まれていないのである。

規模係数の年次別・産業別変動をクロスさせて得られる考察（上記の第(2)点）については、ごく常識的な推論しかこれに加えられるはいない。再三繰返したところからあきらかなように、この推論をいま確認することはできない。得られた規模係数の水準と変動型が、構造系パラメタとともに、「産業特性」を比較的良好に把握しているというのは、この計測にもとづく一応の帰結ではありえたとしても、決して分析の最終的な帰結であるとは云いえない。今後、投資行動を含む企業行動模型への拡張、産業間競争模型への拡張、あるいは規模係数変動模型の設定等によってこの課題を解明したい。

補充文献リスト

- [1] 東洋経済新報社『昭和産業史』一九五〇年
- [2] 日本繊維協議会『日本繊維産業史』一九五八年
- [3] 上条愛一『日本の繊維産業』一九五三年
- [4] 三瓶孝子『日本綿業発達史』一九四一年
- [5] 飯島幡司『日本紡績史』一九五四年
- [6] 関 桂三『日本綿業論』一九五四年
- [7] 結城・藤本『日本綿紡績工業論』一九五七年
- [8] 庄司乙吉『紡績操業短縮史』一九三〇年

産業別生産函数とその規模係数

- [9] 名和統一『日本紡績業と原棉問題研究』一九三七年
- [10] 永井雅也『紡績標準原価計算』一九四一年
- [11] 守屋典郎『紡績生産費分析』一九四八年
- [12] 森山弘助『紡績計算』一九五八年
- [13] 近藤竹次郎『日本綿業労働論』一九五八年
- [14] 藤野正三郎『市場構造と景気循環』都留・大川編『日本経済の分析』第二巻所収、一九五四年
- [15] 藤野正三郎『戦前綿糸紡績業における資本蓄積』統計研究会資本蓄積研究資料(6)、一九五五年
- [16] 本位田祥男『綜合蚕糸経済論』一九三七年
- [17] 馬場啓之助『蚕糸業の経済分析』一九五〇年
- [18] 伊東光太郎『日本羊毛工業論』一九五七年
- [19] 労働省統計調査部「労働生産性統計調査」——綿紡績業（一九五二年以降）、および毛紡績業（一九五五年以降）——
小尾恵一郎「実物給与の機能について」中山編『賃金基本調査』一九五五年
- [21] 小尾恵一郎「賃金と労働時間の変動要因分析」統計研究会労働統計研究資料(15)『中小企業における労働と賃金』所収、一九五九年

正誤表——「産業別生産函数とその規模係数

——産業構造分析の基礎として——」(本誌前号所収)

- * p. 60 上段左より7行 (紡織関係産業種) → (紡織関係業種)
- * p. 61 下段付表1の付記2 検定されなかった → 測定されなかった
- * p. 63 下段左より10行 $a^*f_R(R) = f_R^*(R) \rightarrow a^*f_R^*(R) = f_R(R)$
- * p. 66 上段モデル(4') $L = \alpha LQ - \beta L - vL \rightarrow \bar{L} = \alpha L\bar{Q} - \beta L - vL$
- * p. 66 下段システム(5) $\dot{V}_R = [U_1 + k^2U_2 + 2kU_{12}] \rightarrow$
 $\dot{V}_R = [U_1 + k^2U_2 - 2kU_{12}]$
 $\dot{V}_{LR} = [U_1 + kjU_2 + (j-k)U_{12}] \rightarrow$
 $\dot{V}_{LR} = [U_1 - kjU_2 + (j-k)U_{12}]$
- * p. 76 上段(6-1) $Q_i = b\alpha^k \alpha^j R^i L_i^{(1+S_L)^k (1+S_R)^j} \rightarrow$
 $Q_i = b\alpha^k \alpha^j R^i L_i^{(1+S_L)^k (1+S_R)^j}$
 (6-2) $Q_0 = b\alpha^k \alpha^j R_0 L_0^{(1+S_L)^k (1+S_R)^j} \rightarrow$
 $Q_0 = b\alpha^k \alpha^j R_0 L_0^{(1+S_L)^k (1+S_R)^j}$
- * p. 83 上段第10表推定(15) $k = 0.3328274, j = 0.6671726 \rightarrow$
 $k = 0.4520994, j = 0.5479006$
- * p. 84 上段付表3 大正14(1926)年 → 大正14(1925)年
 木川(一家本)推定(2)の昭和6(1931)年 →
 昭和11(1936)年
- * p. 87 上段左より6行 $Q = \varphi(q) = q\eta \rightarrow Q = \varphi(q) = q^\eta$