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	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 Mesrs. 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 stimation) 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^Ao_L, two-R, R ad V^Ao_, 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 were prefrable for us to have hyp-year accumulating-averages [Nos. (9) - (16)]; acondly to be year-by-year accumulating-averages [Nos. (9) - (16)]; and lasty 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^A, (or j^A, h) in terms of used V^Ao_L, U^Ao_C, (ii) The validity of an a priori assumption U = 0 is sorutinized in rather simple way. If U = 0, K^A, k-k-(U, U, 2). There-fore, the increasing tendency of K^A, no K i K Reeling and decreasing one for Cotton Spinning are due to some systematic variation of U ac oravar (u, 1 u, 2) over time. (, for Silk Reeling at laways would be negative, while for Cotton Spinning positive.) (iii) The (CaL/B_L) - (0, R/B, R) gives the estimated relative price of factors of production (w/r), that goes, in general

	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 explaning the scale ceofficient inter-temporal and interindustry variation. 4. Lastly the author described his opinion about the very nature of production function and the essense 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.

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 筆が十分に行届いていない。 の経済構造(たとえば、 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 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 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*** 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 ため、結果の経済学的検討ならびに 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-Ι 産 業 別 は L 市場機構、 が ために前記の共同討論でもこれらの諸 生 産 ―」(以下論文〔A〕と呼ぶ)の続 き* 産業の成長過程) 綿紡績業と製糸業を中心として-(把握された)生産構造と諸多 涿 数 観と現実に即した知識との問題であり、 自律的な関係式の体系を構成することは、 Ø とその との関連等、 芸術なのである。 規 結果、 5 I (二部門の)計測結果を本節末に掲げておく(第1-2~第9表)。 動・産業別変動との関連の上で解明することを試みる。われわれの ■節ではこれまた討議の的になった規模係数の本質をその年次別変 された批判― し、この二部門関係の計測結果 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ろ 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 業別変動とする。Ⅲ節では共同討論で討論者諸氏より共通して提出 の見解をとりまとめ、論文〔A〕の補説とする。以下節を分かって、 模 ただ論述の都合から綿紡績業と製糸業の二部門 に 対 象を 限定 構造系パラメタの安定性と恒常性、■ T・ハーヴェルモ 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 係 数 - 「技術進歩」と生産函数測定の問題――につき論じ、 西 っ 直 川 (論文〔A〕より再掲)と補充計測 馂 規模係数の年次別・産 作

八 〇

(五三四)

*** ĸ ここに 教示を乞うた。 た。 資料の利用、 員としての責を幾分なりとも果せれば幸いである。 その構成メムバ 以下の分析につい 討論の席上意を尽しえなかった諸点を敷衍して、 深く感謝する。 諸氏の懇切な御批判、 討論者 報告者 座 昭栄製 東洋紡績経済研究所 日 東洋紡績経済研究所 長 本 記して御礼を申述べる。 情報の蒐集に際しては、 紡·糸 I 経済企画庁 慶 経済企画庁 福 北海道大学 は τ 株式会社 績 ł 応 橋 島 橋 (私を別 研究室の諸兄姉から多大の示唆をうけ 協 大学 大学 大学 大 学 貴重な御教示に深く感謝すると共 会 Ŀ l 野 大 先 3 石 木 尾 宍 塩 -中 渡 次 野 次の四日 、次のとおりであっ 島 崎 波 橋 川 F 村 武 崎 辺 谷 孝 .政 隆 敏 雅 次 嘉 寿 祐 氏に御協力、 平 治 雄 伔 夫 雄 雄 吉 巖 氏 、氏 氏 氏 氏 氏 氏 氏 氏 氏 氏: 報告者の た 御

第1′図—(1) 製 糸 [01]





-

(五三五)

-0.3

産業別生産函数とその規模係数

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)

<u> </u>	1	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	{	1	· · · ·
〔01〕	年 次	α _L	β_L	r_{LQ}	s _L
製糸	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
(5~12年)	9年(1934)	0.9095018	2.6380276	0.9984522	0.0995030
	10年(1935)	0.9274420	2.8160647	0.9978569	0.0782345
0.8386485	11年(1936)	0.8790720	2.9106937	0.9975266	0.1375632
j	12年(1937)	0.9183566	2.8864734	0.9983948	0.0889016
0.1613515	年 次	α _R	β_{R}	r _{RQ}	s _R
	5年(1930)	0.7385406	2.8017578	0.9032326	0.3540217
0.0076629	6年(1931)	0.9250246	3.7552824	0.9861187	0.0810523
U_2	7年(1932)	0.8368135	3.3397175	0.9916482	0.1950094
0.0257746	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
(5~12年)	9年(1934)	0.7039532	1.7447161	0.9989494	0.4205490
K 0 ASCIEDO	10年(1935)	0.6839432	1.6241989	0.9985039	0.4621097
0.4801986	11年(1936)	0.7087822	1.8027967	0.9984452	0.4108706
j	12年(1937)	0.6857497	1.6899025	0.9980687	0.4582580
0.5138414	年 次	α _R	β_R	r _{QR}	s _R
U_{1}	5年(1930)	0.9895029	2.8415724	0.9979974	0.0106085
0.0408789	6年(1931)	0.9701376	2.8796825	0.9963555	0.0307816
U_2	7年(1932)	0.9451152	2.8549166	0.9993209	0.0580721
0.0850568	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
. ·	10年(1935) 11年(1936)	0.9041137 0.9475175	2.6329245 2.8792978	0.9992412 0.9989684	0.1060556 0.0553895
	10年(1935) 11年(1936) 12年(1937)	0.9041137 0.9475175 0.9038534	2.6329245 2.8792978 2.6675374	0.9992412 0.9989684 0.9994411	0.1060556 0.0553895 0.1063741

八二

(五三六)

31年に対する補外 圓 麄 立司 (\mathbf{V}) (W) (I) 12 10 H 9 ∞ 4 計算されていない c ŗ 舟 舟 庰 舟 仟 舟 (S_L^{12}, S_R^{12}) 舟 甬 $(\overline{S}_L, \overline{S}_R)$ 3 (S_L^{13}, S_R^{13}) [A]の第3、4表に既発表のものと追補分とを併載。 1. (1937) (1933)(1935)(1934)(1932)(1931)[05]、[08] については、誘導形によって予測をおこなった (1936)イタリックは, (1930)兄 Ľ 0.9981145 0.9984525 0.9889975 0.9987209 0.9889975 0.9985236 0.9983878 0.9978343 当該年度 SL, Sk を用いた補外である。 * ٦ 0.9931420 0.9931883 0.9982919 0.9985603 0.9992173 0.7805529 0.9932339 0.9924631 0.9988870 0.9921373 0.9339738 計算不能または不要 ÷ × 0.9798441 0.9917772 0.9365534 0.9949236 0.9960707 0.9982209 0.9990440 0.9936457 0.9893116 0.9863515 * 0.9894013 0.9776832 0.9826498 0.9779039 0.9791435 0.9737496 0.9390643 0.9457726 0.9900225 0.9946075 * -¥ 0.9990820 0.9985527 0.9986705 3680666"0 0.9993070 0.9980820 0.9992405 0.999766; 0.9578173 0.999125* 0.9855198 0.9823482 0.9980489 0.99462440.9946231 0.9960695 0.9985669 0.9961468 0.99462300.99714220.98832400.9952436 0.9876236 * [, 0.9964766]0.9909323 0.9908981 0.9969585 0.9909678 0.99295560.9965372 0.9958874 0.9977219 0.996965 0.9839638 * -¥ 0.9974880 0.9887446 0.9267143 0.9416301 0.9683850 0.9540417 0.9754377 0.99295560.9937929 0.97253180:9591139 0.9827343 0.9416468

産業別生産函数とその規模係数

ω

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

(五三七)

八三

籡 243 渊 メッシャン (05) 米 米

挖

渊

蝬

衒

223章 渊

襚 ※[[80]

渊

案鳌

色業

綿紡績業 [07]

絹紡績業 [08]

毛紡績業 [09]

61

<u>@</u>* 牃

簸闼

補間と補外一相関係数一(補充再揭)

第 3-4 表

、 約 〔07	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	遊
	<u>ک</u> *	米
XMMAANHHH	XMAAAAAAAAA	
373 31 15 73 53	240 106 313 347 325 252 3	<u>N</u> _
0 0.5446785 0.7092584 1.2538707 2.3351087 2.3280692 2.9501252 3.0698915 3.3830901	0 0.4890648 0.5168425 0.7774060 1.0841237 1.3582925 1.7798286 2.1275830 2.3609044	$(Qi Q_0)$ (1)
 0.5615598 0.8757252 1.2715767 1.7441293 2.2326850 2.8132311 3.1779348 3.5674573 r=0.9909678	 0.2902630 0.5937801 0.8460342 1.1552641 1.5030560 1.9950872 2.2744750 2.6310120 r=0.9932339	補外 〔1〕 (Qi / Qo)* (2)
 0.5911873 0.9200595 1.3377742 1.8319705 2.3450979 2.9565481 3.3398005 3.7505480 r = 0.9909323		補外〔Ⅱ〕 (Qi / Q。)* (2')
- 0.5519385 0.8573263 1.2481733 1.7066553 2.1846535 2.7557515 3.1129479 3.4970213 r=0.9908981	- 0.2692600 0.5420988 0.7733485 1.0477728 1.3567897 1.7819894 2.0430840 2.3491422 r = 0.9931420	補外 [Ⅲ] (Qi / Qo)* (2'')
0.0310 0.2347 0.0141 -0.2531 -0.0410 -0.0464 0.0352 0.0545	0.4065 0.1489 0.0883 0.1066 0.1066 0.1209 0.1209 0.1244	$\begin{array}{c} (2)-(1)\\ (1)\\ (3) \end{array}$
	0.4073 0.1358 0.0768 0.0492 0.0863 0.0931 0.0931 0.0462 0.0865	$\frac{(2')-(1)}{(1)}$
 0.0133 -0.0045 -0.2691 -0.0616 -0.0659 0.0140 0.0337	-0.4494 -0.00489 -0.0052 -0.0011 -0.0012 -0.0397 -0.0498	$\frac{(2'')-(1)}{(1)}_{(3'')}$

第 5'--6' 表 代替的な補外結果(補充再掲)

八四

(五三八)

	· •	-			·	
· [産 業	補 外 番 号	S_L	S_R	$(1+S_L)k$	$(1+S_R)j$
•	Marin de ste	(])	0.0874161	0.2897557	0.9119599	0.2081040
	· 製 杀*	[]]	0.0889016	0.1215276	0.9132057	0.1809602
	{ 01 }	[1]]	0.0130729	-0.0478981	0.8496121	0.1536231
	シ 白 シー オオ	〔I〕	0.3663360	0.0673365	0.6642560	0.5484417
	称市 初7~~~	(I])	0.4582580	0.1063741	0.7089447	0.5685008
		[Ⅲ]	0.3789668	0.0176620	0.6703965	0.5229168

第7′−8′.表 補外〔Ⅰ〕~〔Ⅲ〕の規模係数と羃(補充再掲)

** k = 0.4861586 , j = 0.5138414

 $k \!=\! 0.8386485$, $j \!=\! 0.1613515$

産業別生産函数とその規模係数

八 五

(五三九)

第9'表 誘導形推定誤差の分散と共分散(補充再揭)

•	産	業	年	次	$\alpha_L^2 var($	<i>v</i> _L)	$\alpha_R^2 va$	$r(v_R)$	$\alpha_L \alpha_R c$	$ovar(v_L$	v_R)	備	考
			5年(1930)	0.0246	579	0.0	717115		0.03288	305	*	•
			6年(1931)	. 0.0069	9424	0.00	083167		-0.0001	598	. •	
			. 7年(1932)	0.0268	8842	0.01	116705		0.0127	377	*	
•	製	糸	8年(1	1933)	0.0028	806	0.00	090997		0.00300	064	•	•
•	. [01]		9年(1934)	0.0011	.590	0.0	191686		0.00250)94	•	
. •			10年(1935)	0.0015	5761	0.0	175456		-0.00390)41		
i	· ·		11年(1936)	0.0019	060	0.0	535662 [.]		-0.00143	390		
•	•	• .	12年(1	1937)	0.0011	.640	0.01	L52476		-0.0011	994		÷
	·		5年(1930)	0.0461	.143	0.08	880791		-0.02372	266		
•	.,	•	6年(1	1931)	0.1107	814	0.14	176909		0.07998	373		
			· 7年(1	1932)	0.0335	035	0.02	275764		0.01070	031		
	綿	紡	8年(1933)	0.0768	8022	0.07	717900		0.02379	921		
	[07]		9年(1	1934)	0.0502	2902	0.08	394289		0.01907	761	• .•	
	•	•	·10年(1	1935)	0.0732	616	0.03	371166		0.30695	592	.*	
•			11年(1	1936)	- 0.0717	'061 _.	0.04	175387		0.42005	553	*	
			12年(1937)	0.0922	342	0.02	266360		0.02256	647		-
			1						1	s,	[

* 各年完全決定の場合、kまたはjに負値が生ずる。

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	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	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	積平均、移動平均はそういう意味からすると八ヵ年の時系列平均を	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	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	析の本質、論文〔A〕Ⅱ・5)よりすれば、。レレ、。レレ、。レ は一	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	動平均によった場合、それぞれの構造系パラメタ(k、j)の推定	はその逐年の累積平均によった場合、推定切~엡はその四ヵ年の移	(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~(6)	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)~	(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・	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	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	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	というア・プリオリの仮説も棄却すべきとは云えない。しかし、わ	はほぼ妥当なものと考えてよかろうし、 またその限りでは U12=0	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)	補外と補間の結果より見れば(第3-4、5-6、7-8表)、われ		Ⅱ 構造系パラメタの安定性と恒常性
--------------------------------	--------------------------------	--------------------------------	--------------------------------	----------------------------------	--------------------------------	-----------------------------------	--------------------------------	--------------------------------	--------------------------------	-------------------------------------	-----------------------------------	----------------------------------	--------------------------------	--------------------------------	--------------------------------	--------------------------------	-----------------------------------	---------------------------------	---------------------------------	--	-------------------

.

$(2'-3)$ $\dot{V}_R - \dot{V}_L R \ge \dot{V}_L + \dot{V}_R - 2\dot{V}_L R$ to $k \ge 1$	従って、	$(2'-2)$ $j=(\mathring{V}_L-\mathring{V}_LR)/(\mathring{V}_L+\mathring{V}_R-2\mathring{V}_LR)$	$(2'-1)$ $k = (\mathring{V}_R - \mathring{V}_{LR}) / (\mathring{V}_L + \mathring{V}_R - 2\mathring{V}_{LR})$	これより、	(5-10) $k+j=1$; $k,j>0$	$(5-9)$ $U_{12}=0$	(5) $\langle (5-8) \mathring{V}_{LR} = U_1 - kjU_2 + (j-k)U_{12}$	$(5-7) \stackrel{\circ}{V}_{R} = U_{1} + k^{2}U_{2} - 2kU_{12}$	$(5-6)$ $\mathring{V}_L = U_1 + j^2 U_2 + 2j U_{12}$	から成れるシステム(5)は次のとおりである。	造系ショックの分散、共分散の関係式(おょび $k+j=1; k, j>0$)	によって容易におこなえる(論文〔A〕▼・2)。誘導形ショックと構	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	完全決定結果について 完全決定に限らず、ある。V、。V、。V	である。ここに訂正する	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、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、、	奠:つ比と下)、3頁と客して甫引、甫卜とるこようと述べて* 論文〔A〕(七六頁)では、B=bafar が未知なので、 基準規	することのみを目的としたものである。(第1図(1)(2)	・八六(五四〇)
--	------	--	--	-------	--------------------------	--------------------	--	--	--	------------------------	---	----------------------------------	---------------------------------	--------------------------------	-------------	--	--	------------------------------	----------

第	10′	表	•	(k, j)	の安定性	(補充再揭)
	*					

推完悉早	潮空煙木在火	標本	製糸	業〔01〕	綿紡績	業 〔07〕
		年次数	- k	j	k	j
$(1) \\ (2) \\ (3) \\ (4) \\ (5) \\ (6) \\ (7) \\ (8) \\ (9) \\ (10) \\ (11) \\ (12) \\ (13) \\ (14) \\ (15) \\ (16) \\ (17) \\ (18) \\ (19) \\ (20) \\ (20) \\ (21) \\ (2$	5年年年年 9 9 10 11 12 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5 5	$ \begin{array}{c} 1\\ 1\\ 1\\ 1\\ 1\\ 1\\ 1\\ 1\\ 2\\ 3\\ 4\\ 5\\ 6\\ 7\\ 8\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\ 4\\$	* 0.5441072 * 0.6920515 0.8552705 0.7965008 0.9426732 0.8743161 * * 0.7802108 0.7601197 0.7837395 0.7864028 0.8350640 0.8386485 0.7601197 0.7753464 0.8038746 0.9066358 0.8252182	$\begin{array}{c} & * \\ 0.4558928 \\ & * \\ 0.3079485 \\ 0.1447295 \\ 0.2034992 \\ 0.0573268 \\ 0.1256839 \\ & * \\ & * \\ 0.2197892 \\ 0.2398803 \\ 0.2162605 \\ 0.2135972 \\ 0.1649360 \\ 0.1613515 \\ 0.2398803 \\ 0.2246536 \\ 0.1961254 \\ 0.0933642 \\ 0.1147818 \end{array}$	0.6155122 0.6871722 0.4253019 0.4751891 0.6926745 * * 0.0552110 0.6155122 0.6407242 0.6140092 0.5806970 0.6024643 0.5620571 0.5385366 0.4861586 0.5806970 0.5959106 0.4863588 0.4543474	0.3844878 0.3128278 0.5746981 0.5248109 0.3073255 * * 0.3844878 0.3592758 0.3859908 0.4193030 0.3975357 0.4379429 0.4714634 0.5138414 0.5138414 0.4193030 0.4044894 0.5136412 0.5456526 0.671796

: '

* kまたはjに負値が生ずる。



産業別生産函数とその規模係数

×.

マネモン・レー・レー・ロー・ロー・コン・コン・コン・コン・コン・コン・ロー・レー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー・ロー

産業別生産函数とその規模係数	$(2-9)$ $\beta_{R} = \alpha_{R}(\overline{B} - \overline{kA})$; $A = (a_{L}jw)/(a_{R}kr)$ 変形して $(\beta_{L} \alpha_{L}) - (\beta_{R} \alpha_{R})$ を作り、その差を求める。 (2-10) $[(\beta_{L} \alpha_{L}) - (\beta_{R} \alpha_{R})] = \overline{A} = [(a_{L}jw)/(a_{R}kr)]$ (j k) は既知だから、(2-10)より $\left(\frac{a_{L}w}{a_{R}r}\right)$ が推定される。($a_{L} a_{R}$) が分離して計測されないので、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 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	の規則的な変動が「産業の成長」とか「資本蓄積」、「技術進歩」との規則的な変動が「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ンク ${}^{\alpha}L \geq {}^{\alpha}$ 、 ${}^{\beta}L \geq {}^{\beta}$ になっかを、分析する。定義によって誘導形パラメンク ${}^{\alpha}L \geq {}^{\alpha}$ 、 ${}^{\beta}L \geq {}^{\beta}$ になるかを、分析する。定義によって誘導形パラメング ${}^{\alpha}L \geq {}^{\alpha}$ 、 ${}^{\beta}L \geq {}^{\beta}$ になるかを、分析する。定義によって誘導形パラメング ${}^{\alpha}L \geq {}^{\alpha}$ 、 ${}^{\beta}L \geq {}^{\beta}$ 、 ${}^{\beta}L = {}^{\alpha}L (B + jA)$; ${}^{\beta}B = {}^{\delta}L = {}^{$	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持しがたいということになろう。しかしながら、(K、j)は未知だがかりにこれをコンスタントとすれば、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、あるいはUuということになろう。しかしながら、(k、j)が未知であれば同時にUuあるいは covar (uuw)の分布も未知であり、そのた標本年次数もきわめて少いので当面の二部門については必ずしも保上標本年次数もきわめて少いので当面の二部門にないである。つまり、れほど顕著ではないが) <k系列が増加しているので、covar(uuw)< td=""></k系列が増加しているので、covar(uuw)<>
			under a state of the
	第11′表 相対価格*の時	第系列推移 に長もう →→→→→→→→ おをのな 編紡績業 は 老 で →	平表瞭進歩価てれ 均所で行が格いて 、収あし実変る(w)
八九 (五四三)	年 χ [01] 5年(1930) 0.9915 6年(1931) 1.0000 7年(1932) 1.1578 8年(1933) 1.0674 9年(1934) 1.0350 10年(1935) 0.9846 11年(1936) 1.2651 12年(1937) 1.2425 * $\left(\frac{a_L}{a_R} \frac{w}{r}\right)_t / \left(\frac{a_L}{a_R} \frac{w}{r}\right)_t \propto \left(\frac{w}{r}\right)_t$ う。な 語 の 成 点 の 要 点 を だ か あ し し ら、	[07] 0.8558 1.0000 0.9146 1.7007 1.9630 1.8788 1.7313 1.7025 wr (それらの速度) t/(25) (それらの速度) wr (それらの速度) t/(25) (それらの速度) t/(25) (それらの速度) (27) (1.9630 1.8788 1.7313 1.7025 wr (それらの速度) (それらの速度) (名 (たいしは技術進歩、) (た) (た) (た) (た) (た) (た) (た) (移動平均の結果に見られる規則的な<を系列の変動はそのよう。これは確かに経験的な事実と整合的である(第13、1400000000000000000000000000000000000
			-

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 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 進させた。 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 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 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 もさらに金解禁による不況が加わって昭和四~六年にかけて深刻な 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 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 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 産業の合理化と成長 第3′図 相対価格の時系列推移 相対価格 われわれ当面の対象である綿紡績業、製糸業におけるそ (技術進歩と資本蓄積)との関連 1.500 綿紡績〔07〕 製糸 (01) 1.00 周知のよ (補 5年 6年 7年 8年 9年 10年11年 12年

うる。

九 〇

(五四

四 四

うる。一方座編	普通繰糸機に	つ多条繰糸機	ロしか備えて	いて多数条繰	って高デニー	その製品需要	この最後の小	う)推定値の	れた点である	合理化・改良	第 12' 表 昭和 不況対策と 製糸業	4~7 年における しての産業合理化* と綿紡績業
繰より立繰への変化に伴って、女子労働者の若年ル	にほぼ変らないが、ムラのないヨリ良質の製品を産	様は生糸の牽伸速度が劣るので、全体として製糸鉛	ていない普通縔糸機に代って、一〇~二〇本の緒ロ	緑糸機がこの期間に普及している。従来の四~五十	- ルの良質細糸を生産する必要から器械製糸の分野	要の中心が織物用生糸から靴下用生糸に移り、これ	小節の主題である。製糸業においては、昭和六~~	の変動となんらかの関連があるかどうかを確かめて	る。このような事実と第10表に見られる両部門の	良とともに、蓄積の集積・集中方策が意識的にお	 製糸業〔01〕 (1) 立繰による多条 繰糸機の普及 (2) 生糸格付検査と 格付取引の実施 (3) 特約取引の増大 (蚕糸業組合法) (4) 製糸設備の整理 (製糸業法) (5)、製糸業資本の集 中化 	 綿紡績業〔07〕 (1) 標準動作の研究 設定 (2) ハイドラフトの 採用 (3) モーター回転速度の自動調節 (4) 恒温恒湿設備の 普及 (5) 大量見込生産方式の開始 (6) 企業合同または 企業連合
が准	笛し	一方は	「をよ	平の緒	ゴにお	に伴	百年頃	っのが	\widehat{k}	こなわ		よ ソ11FAK0

産業別生産函数とその規模係数し、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
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
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
こでは <k系列の変動域がかなり大きく、また規模係数(エ、タ)< td=""></k系列の変動域がかなり大きく、また規模係数(エ、タ)<>
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
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、
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
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)、
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
至当で、(< k、 < j)は十分に安定しているものと判断してよかろ
動にもとづくUtあるいは covar(u1u2) の変動によると考えるのが
用はぷによって把握されている。従って <k系列の変動は、抽出変< td=""></k系列の変動は、抽出変<>
注意を払うとしても)、多条繰糸機の 大規模企業における 優先的採
-(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
安定性を乱してはいないと考えていい。規模係数なの変動(第2図)
う「技術進歩」は(と、う)の恒常性に背馳せず、また(<と、<う)の
< kの変動域の大きさから判断するならば、 多条繰糸機の普及とい
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
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
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
多条繰糸機の 普及は当然ながら 大規模企業を 中心として おこなわ
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。

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 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 は省略させたし(第14表-⑶参照)、恒温恒湿装置は気温・湿度の変 ることになる。この矛盾する説明を受け入れるとすれば、(ト、・)の 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 活用を可能にしたのである。このような「技術進歩」がわれわれのよ 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 化に伴う原棉、仕掛綿糸の状態を最有効の状態に保ち、モーター 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ほ 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 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 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 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 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 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 **k**の値を低下させるとともに、他方規模係数 Sの上昇を結果してい 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 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 ぼ増錘、改良を終了していたのである。製糸業の「合理化」に先立 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 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 (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 (五四五 回

第 13′ 表一(1) 製糸業生産関係資料

Ø

在 次	総	数	器 械	製	糸	座	繰製糸	余 玉	彩製糸
-4- X	工場数	設 備*	工場数	設	備*	工場数	改 設 亻	備∗ 工場数	設 備*
昭和1年	91,751	427,174	3,768	285	,525	73,57	9 104,62	25 14,404	37,024
2	83,469	425,595	3,787	297	,679	66,51	1 92,87	4 13,171	35,042
3	76,090	435,735	3,509	318	,540	62,08	8 85,36	3 10,493	31,832
4	69,407	437,738	3,719	326	,976	56,14	9 79,09	9,539	31,668
5.	70,728	433,637	3,759	323	,707	57,76	4 80,01	.9 9,205	29,911
6	66,400	418,402	3,687	319	,448	53,76	0 71,92	8,953	27,029
7	60,461	365,417	3,356	277	,800	49,45	4 64,80	3 7,651	22,814
8	54,397	343,579	3,218	267	,836	44,73	6 57,69	6,443	18,051
9 -	51,168	321,040	3,013	249	,724	42,55	3 54,83	4 5,602	16,482 -
10	45,703	297,657	2,738	235	,488	38,45	6 48,30	4 4,509	13,865
11	41,892	280,692	2, 468	222	,247	34,44	6. 45,57	4 4,978	12,871
12	43,422	256,115	1,892	196	,547	37,41	8 47,68	4,112	11,887
13	41,255	247,961	1,837	191	,821	36,05	5 45,59	4 3,363	10,546
14	37,442	239,013	1,813	187	,290	32,43	3 41,25	6 3,196	10,467
15	32,364	231,285	1,773	183	,055	27,98	8 37,92	6 2,603	10,304
年 次	労	、務・オ	皆数			生	. j	至 7	吉**
	計		子 女	子	器板	d 製糸	座繰製糸	玉糸製糸	計
昭和1年	483,342	33,06	62 450	,280	50)5,003	24,495	39,334	568,832
2	496,230	33,73	35 462	,495	55	50,075	28,656	38,788	617,519
3	515,504	36,73	31 478	,773	59	0,743	29,846	40,926	661,515
4	525,307	38,34	l <u>6</u> 486	,961	62	28,246	25,895	51,634	705,775
5	509,124	36,83	30 472	,294	68	86,196	28,797	45,321	710,314
6	495,449	36,18	85 459	,264	65	57,778	25,700	46,698	730,176
7	428,763	30,12	20 398	,643	62	9,371	21,077	42,722	693,170
8	395,027	28,05	55 366	,972	64	3,496	19,384	39,796	702,676
9	362,510	27,45	50 335	,060	69	8,771	22,211	33,074	754,056
10	347,513	26,17	4 321	,339	68	32,590	18,633	27,655	728,878
11	320,496	23,92	22 296	,574	65	67,681	19,572	28,205	705,458
12	295,148	22,12	22 273	,026	64	5,779	23,231	28,899	697,909
13	277,006	20,87	'9 256	,127	67	0,686	25,317	23,199	719,202
14	262,883	19,93	7 242	,946	64	3,937	24,248	25,438	693,623
15	252,668	20,12	232	,546	65	4,424	28,218	29,962	712,604

付記 農林省蚕糸局「蚕糸業要覧」昭和28年版

.

* 単位:1釜(台) ** 単位:1俵

九二

(五四六)

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		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

	台		数	比	. 率 `
平 月	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。

規模年次	総平均	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	· <u>·</u>
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

第 13' 表—(3) b 設備規模別 1 釜平均緒数

付記 農林省蚕糸局「蚕糸業要覧」昭和8年版,昭和10年版

(五四七)

九三

産業別生

|産函数とその規模係

数

46,05	389,764	584,915	151,067	133,737	11,757	220	82	13
	619,365	907,504	165,784	147,045	12,567	221	82	12
	570,254	817,150	150,867	132,917	12,140	212	74	11
	565,160	810,116	152,539	133,899	10,649	209	74	10
4	522,162	825,219	141,408	122,661	9,531	204	72 .	9
7	480,486	686,820	129,423	110,128	8,644	190	69	∞
63	383,166	677,641	126,805	105,651	7,965	194	71	7
57	325,759	645,306	121,669	98,008	7,535	191	72	6
40	333,771	635,623	139,183	108,981	7,214	192	74	10
40	393,997	682,308	159,672	124,449	6,837	188	70	昭和4年
34	333,416	675,618	182,522	141,787	5,680	178	64	昭和元年
	173,933	534,746	140,608	105,704	4,161	217	61	大正10年
	· 中 米	*	男女・計	女 子	錘 数*	江場後	会社数	
海			者愛	風用	備	革税	一 王	年後

第 14' 表-(1) 謻 挖 . 遗 疌 푚 寁 疧

資

读

** 単位: 1,000 ポンド 補充文献〔2′〕,〔13′〕による。

九四

(五四八)

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)

	年 浙	七大;	紡績(1)	紡聯加盟	会社 (2)	〔(1) /	(2)]
	T X	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

産業別生産函数とその規模係数

九五

(五四九)

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′〕 【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。

	. 			機	械	台	搂	 发	使	用	職 🗆	亡 数	
				在来設備	ハイト	<u>ドラフ</u> 採 用	ハイ シンフ 併用	ドラフト・ プレツクス	在来設備	ראי וי	イドラフ 採 用	ハイドラ シンプレ 併用	フト・ ソクス
	解	混	棉	合 3		合 3	ŀ	台 3	19	<u>ر</u>	人 10	-	人 10
	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		訪	38			C	_	33		:	· · · -	
•	精	•	紡	75		75		75	117		80	;	80
-	•	計	•	284		252		240	258		156	1	43

第14′表-(3) ハイドラフトによる技術進歩

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 錘工場の標準事例である。

る。 ば 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 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 である。 cover(uiuz)の規則的な変動をもたらしているかも知れないから 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 covar(u₁u₂)が規則的にプラスに偏倚することが確認されれば、問 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 表3に掲げた単一方程式最小自乗法による家本ー <うそのもののかなり大幅な変動は説明されていない。論文(A)付 されているものと推察される。けれどもいぜんとして^k あるいは 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 シァ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 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 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 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 計測を通じて、イクスプリシットリに把握されれば、(^k、^^)の 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 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 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 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 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 深夜業廃止に備えた増錘が結局昭和五年以降の第十二次操短を あるいは「技術進歩」の範囲と速度が工学的な生産函数の —木川推定(1)、 (2)

九六(五五〇)

係数 SL、 れたことは あきら 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 文〔A〕およびこの小論もこの主題に対する接近にほかならない) 13 形パラメタの乖離をもたらす因子としてい、 から、 若干の傍証資料による裏付けを求めただけに止まる。 い。以下この節では現在までに可能な限りでこの規模函数の本質を 済学的な意味を確かめる努力が続けられ(文献〔6〕、〔8〕、〔11〕、 パラメタという規定が与えられた。その後規模(等質化) かつそれによの観測資料とその等質的な理論変数し、ほとの変換式 のは適当ではない。そこで(3-3)し(3-4)の「9項に関する誘導 ~(3-2) (あるいは る \widehat{k} 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。 \widehat{k} (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 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 規模係数の年次別変動 (
ん、
う
)
に
は
有
意
な
差
が
あ
ら
わ
れ
る
以
上
、 う)を求める場合に、(3-**う**)を推定しうるわけだが、 われわれは か 徐々にその本質が あきらかになってきている けれども 8R にするよう努力したい。 業別生産函数とその規模係数 がほぼ平行的な時系列推移を示している、 〔論文〔A〕Ⅳ・3-1、(2、4)、 (3-3)または (3-3)~(3-4)〕のような模型を用いる 規模係数の年次別変動を考察して認めら 3)と(3) いま述べたように両式より導かれ 最終的には規模係数の決定機構 (**3′** | 4 | 4 4)それぞれの「9項のパ 8Rが模型に導入され、 (1)労働と資本の規模 のいずれかによって われわれが(3-1) (2)規模係数が 函数の経

O × △

おく。 がある 関図だから、各産業でSLとSEが完全に平行的な時系列変動をしてい 間には、製品加工のプロセスから見ると第一次、 することを、 もので、 製糸業は計測対象一〇業種中で、 れば、各プロットは直線を形成する。 る。まず(1)点を確認するために第4図を掲げる。これは 81 5階の平行関係が(製糸業のそれに比べると)良好なことがわかる。 方的上昇を続ける産業群と下降ない SRの相関図 SI→SCの平行性は、そこになんらかの共通な変動要因の存在 綿紡績〔07〕 製 糸〔01〕 撚 糸〔03〕 表中の数字は 年度である ([02] [03] - [01]、[04]、[05]、[06])、この二点に要約しう 対照のため中間的な現象を示す撚糸の 示唆していよう。 12 11 計測の際における この平行性がもっとも乱れている 図によって綿紡績業では SL 11 し平準の状態にある産業群の 5 . 10 第二次部門の区別 İ. (余儀ない) sr 相関を掲げて 0.3 0.4 | SR SR 資料 の相

九 t 0.6

0.5

0.4

0.3

0.2

0.1

0

0.1

6

0.1

0.2

産

五五五

茶出來寄(雪)、 ここし司友所或り製糸平匂番手こんとづき次のとおりである。 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	、十二年(一九三〇~三七)としたが、季節率の年間平均を 表の計測では、計測期間を「工場統計」計測と対応させて	統計は紡聯加盟会社(約六〇社)の会社別、月別統計でな 紡績会社営業実況一覧表〉による規模係数の計測結果でな	(に掲げるのは、大日本紡績聯合会調査部「紡績統計別表」)て残る利用度の問題に考察を限定する。	」増幅する方向に働いているだけと推論されるから、ひとす	(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にされた(論文〔A〕▼)。製品市場の諸要因については現在	2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
	『糸出や寄(貫)、 ごどし司長所蔵の製糸平匀番手こもとづき次のとおりである。	■糸出來氰(貫)、 ごどし司長所載の製糸平匀番手こもとづき次のとおりである。(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、十二年(一九三〇~三七)としたが、季節率の年間平均を、十二年(一九三〇~三七)としたが、季節率の年間平均を「表の計測では、計測期間を「工場統計」計測と対応させて	『糸出來寄(買)、ごどし司長所載り製糸平匀番手こもとづき、次のとおりである。 「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「われる各年五月をもって各年次を代表させてある。」 「教計は紡聯加盟会社(約六〇社)の会社別、月別統計であ「紡績会社営業実況一覧表〉による規模係数の計測結果であ「紡績会社営業実況一覧表〉による規模係数の計測結果であ	m糸山や寄(責)、 こどし司長所載り製糸平均番手こもとづき加糸山や寄(責)、 こどし司長所載り製糸平均番手こもとづきに掲げるのは、大日本紡績聯合会調査部「紡績統計別表」(に掲げるのは、大日本紡績聯合会調査部「紡績統計別表」(に掲げるのは、大日本紡績聯合会調査部「紡績統計別表」)て残る利用度の問題に考察を限定する。	『於山永寄(雪)、こどし司長所載り製糸平匀番手こもとづき 「旅山永寄(雪)、こどし司長所載り製糸平匀番手こもとづき 「統績会社営業実況一覧表〉による規模係数の計測結果であ 「「紡績会社営業実況一覧表〉による規模係数の計測結果であ 「「「加三〇〜三七)としたが、季節率の年間平均を して残る利用度の問題に考察を限定する。 「次のとおりである。 「次のとおりである。	「糸山木寄(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづきであたれた(論文〔A〕V)。製品市場の諸要因については現在「お績会社営業実況一覧表〉による規模係数の計測結果である。 「糸山木寄(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「糸山木寄(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「糸山木寄(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「糸山木高(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「糸山木高(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「谷山木高(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「谷山木高(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「谷山木高(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「谷山木高(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「谷山木高(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、 「谷山木高(重)、ごどし司長所載り製糸平均番手こもとづき、

第15/表 「別表」計測――誘導形パラメタと規模係数-

			•			
	年	次	αL	βL	YQL	· SL
ŀ	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	r LQ	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
			1	1	I	1

九 八

(五五二)

.		• •
	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
産業	年次 5年 6年 7年 8 項目 (1930) (1931) (1932) (1932)	年 9 年 10 年 11 年 12 年 33) (1934) (1935) (1936) (1937)
来 別 生 産	(1) μ 変化係数 $\left(\frac{\sigma\mu}{\overline{\mu}}\right)$ 0.16700.24160.17480.1(2) 同上指数1.00001.44671.04671.0	6750.21290.12390.15670.15950301.27490.74190.93830.9551
、 函 数 と	(3)「別表」計測 s' R 0.0219 0.2092 0.0570 0.0 (4)〔(3) / (2)〕 0.0219 0.1446 0.0545 0.0	762 0.0638 0.0526 0.0786 0.0644 760 0.0500 0.0709 0.8367 0.0674
そ の 規 模	(5)「別表」計測 s'z 0.1572 0.3342 0.1625 0.1 (6) [(5) / (2)] 0.1572 0.2310 0.1552 0.1	746 0.1835 0.1711 0.2176 0.1931 740 0.1439 0.2306 0.2319 0.2022 .
係数	* µ (∞P): スピンドル回転数 (∞1日1)	 睡量)
•	かろう。云いかえると計 かろう。云いかえると計 かろう。云いかえると計	 (ⅲ)(労働と資本との) (ⅲ)(労働と資本との) (ⅲ)(労働と資本との) (ⅲ)(労働と資本との) (ⅲ)(労働と資本との) (ⅲ)(労働と資本との)
	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ーー	第5′図 一綿紡績〔07〕の規模係数
	0.4	SL
	0.4 SL,SR:「別表」計測 SL.SR: μ変化係数によって	 •、SL,SR;「工場統計」計測 •、SL,SR;「別表;計測
九 九		Lo A SL
	S	
· 五 五 三 〇		
*	5年6年7年9年0年10年11年19年 S	Ng R ^{ger} 5年6年7年8年0年10年11年19年
	S 〒 S 〒 / ∓ S ∓ S ∓ 10 ∓ 11 ∓ 12 ∓	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
· · ·		

列s、sが描いてある。ただ労働の規模係数 S からその労働強度を る。 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 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 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るべき 立ち入らない(文献〔13〕参照)。第5図①にはな、なの原系列およ 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、 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、 六年において(こ、 う。ここで「別表」計測の規模係数に、ことつきあわせると、昭和 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 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、以後の恢 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 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、 して問題となるのはきまって企業規模別のシェデュールだから、第 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*** (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 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 処理する因子としては、 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 (S、S)がこれによって増幅されていることはほぼ確実である。 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 いま導出した利用強度の規模別変化係数は(エ、 エ)の昭和六 **ぷ**)に過大な値が結果されている事実が見られ われわれの統計量は必ずしも適当とは云え 蓄積の しかし 操 そ

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 られている。従って「別表」計測もまた(な、な)を通じて市場機 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 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 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 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 である。他年次に比しなおかなりの高水準にある六年のよ、 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 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 ものは市場機構に関して安定的に把握され、(エ、 エ)にはそれが体 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 る各企業製品需要構造(あるいは企業別価格格差)、各企業の市場占 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 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。 含まれていると推察されるので、とくにこの相対水準について両 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 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 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 べき問題であることに変りはない。 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解明す 「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 なお第5図2には「工場統計」計測と「別表」計測それぞれの規 000 Ŧ Ħ. 면 s'r に つ

: }

産業別生産函数とその規模係数	[8]、[1]など参照)。 「8]、[1]など参照)。 [1]など参照)。 [8]、[1]など参照)。 [1]など参照)。 [1]など参照)。 [1]など参照)。 [1]など参照)。 [1]など参照)。 [1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。 [2]、[1]など参照)。	**** 補充文献〔7〕参照。戦後三品取引所では十大紡製品と新 $P=c:g:\mu:\frac{1}{t}:e$ かもしれない。詳細は補充文献〔10〕、〔11〕、〔12〕参照。 かもしれない。詳細は補充文献〔10〕、〔11〕、〔12〕参照。 かもしれない。詳細は補充文献〔10〕、〔11〕、〔12〕参照。 る。	*** 一日一錘量(P)は運転時間を一定にすれば次式で表わされ率」を適用した。	** 製額採算率には補充文献〔10〕七一頁所収の「標準製額換算節率表が与えられている。** 補充文献〔10〕三四八頁参照。ここにはモデル工場の標準季
	第 17' 表 規模係数 <u>SL</u> 紡績[02] 0.3421 燃糸[03] 0.2907 染色・整理[06] 0.2858 メリヤス[05] 0.1561 織物[04] 0.1537 製糸[01] 0.0874	平均値の産業序列 家 製 糸 (01) 0.2898 然 糸 (03) 0.1859 約 績 (02) 0.0702 メリヤス (05) 0.0413 織 物 (04) -0.0069 染色・整理 (06) -0.1314	「(1)―(3)―(2)―(5)―(4)-(1)―(3)―(2)―(5)―(1)」	水準によって見れば、紡績〔2〕- うに要約される(論文〔A〕▼
101 (五五五)	であって、その決定の場は要素市であって、その決定の場は要素	ては外生的に決定されるパラメタ (第17表)。(2)規模係数は本来ここ に展開された生産構造模型にとっ に展開された生産構造模型にとっ に展開された生産構造模型にとっ に展開された生産構造模型にとっ	ー〔6〕という序列が形成されている〕 の序歹カまる。 またち にてしてに	- ^ F 川、 o o o m c R c o v c t

1

.

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 得 基く製糸賃金の変動に相応じて変動している。もとよりこれら一連 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 した規模係数いについても、これと同一の結果が見られることは興 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 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 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 また家計の潜在的な所得造出能力と関連をもつ。そのような意味で 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 に応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 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 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 価格は一般に応募曲線そのものに作用する。最低供給価格の水準は 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 るいはその上限を劃するものとしての物的、価値的生産性) 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 タであるという点で、われわれの帰結を支えよう。 タエと類推的に タモ Sが労働需給の両側面-[A]I・2)。すなわち、 の問題と関連してた、(R)には二重の機能が与えられている(論文 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 余暇選好行動に関説する必要はないが、しかしその最低供給 frは任意の資本関係資料R(たとえば、 -つまりは労働市場特性をあらわすパラメ の格差 実

Sr∧0 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。 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。 うか 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 あるに止まらない。一般に労働(投入)量とか資本(投入)量とい 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 またRと理論上の等質的資本ストック量Rとの関連を示す。 馬力数)と理論上の等質的資本投入量るとの関連を示すものだが 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 ることとなろう。そのような意味で、規模別等質化函数丸、 とすれば、資本量・労働量はそれぞれ等質的に測定され、 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 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 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 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、 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。 とともに投入量るとなの関係を規定し、資本の減耗という測面での してなお新しい問題 〔11〕参照〕。右のように生産函数(と規模係数)を考えた場合、 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 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 - に対するわれわれの立場はあきらかである。生産函数は 生産函数は分配を規定する函数であるかど 0 計量され f_Rは等 SR の値 古く ح Ł

(五五六)

 (3) 合和統一「日本物資業と原播門時が出一九三七年 一一、構造文献リスト (1) 学品, 部所 に 「「「」、本語, 部所 」 日本物資業と原播門時所 (「」、二二年 一一、構造文献リスト (1) 学品, 部所 に 「」、二、二年 (1) 学品, 部所 に 「」、二、二年 (2) 日本, 読して分析の最終的な帰結であって、それ以外のな (3) 日本, 一一、二、二年 (3) 日本, 一一、二、二年 (4) 二、二二年, 一、二、二年 (5) 日本, 一、二、二年 (5) 日本, 一本 部業完立, 一、二、二年 (7) 次、構造、二、二、三年 (7) 次、構造、「」、二、二年 (7) 次、構造、一、二、三年 (7) 次、構造、二、二、三年 (7) 次、構造、一、二、三年 (7) 次、一 (5) 日本, 一本 部業完立, 一、二、二年 (7) 次、単一、二、二三年 (7) 次、単一、二、二二年以除、、」、二、二年以除、、」、二、二年以除、一、二、二年 (7) 小三二年、 (7) 二、 (7) 小三二年、 (7) 小三二年、 (7) 小三二年、 (7) 二、 (7) 二、 (n					
[9] 名和統一『日本紡績業と原棉問題研究』ー九三七年 [11] (11) 守屋典郎『紡績生産費分析』一九四二年 [12] 森山弘助『紡績生産費分析』一九四二年 [13] 近藤竹次郎『日本紡績業企園保計算』一九五八年 [14] 勝野正三郎『前績生産費分析』一九四八年 [15] 藤野正三郎『市場構造と景気循環」本八本 [16] 小尾恵一郎「東物絵与の機能について」中山編『日本経済 九五二年以降)、および毛紡績業(一九五五年 [17] 乃働省統計研究資料(6)、一九五五年 [17] 「17] 馬場啓之助『蚕糸業の経済分析』一九四八年 [17] 「18] 伊東光大郎『日本総業労働論』一九五八年 [17] 「19] 「「「」」 「19] 小尾恵一郎「「実物給与の機能について」中山編『日本経済 ① 小尾恵一郎「「「「二」」 ① 小尾恵一郎「「「「二」」 「10] 小尾恵一郎「「「「二」 ① 小尾恵一郎「「「「二」 ① 小尾恵一郎「「「一本総済分析」」 ① 小尾恵一郎「「「「二」 ① 小尾恵一郎「「「「二」 ① 小尾恵一郎「「「「二」 ① 小尾恵一郎「「「「二」 ① 小尾恵一郎「「「「二」 ① 小尾恵一郎「「「二」 ① 小尾恵一郎「「「二」 ① 小尾恵一郎」「「二」 ① 小尾恵一郎」「「二」 ① 小麦本 ① 小尾市 ① 小麦、 ① 小麦、 <	、産業別生産函数とその規模係数	 [8] 庄司乙吉『紡績操業短縮史』一九三〇年 [6] 関 桂三『日本綿縦獄工業論』一九五七年 [5] 飯島幡司『日本紡績史』一九五四年 [4] 三瓶孝子『日本綿業発達史』一九五四年 	[3] 上条愛一『日本の繊維産業』一九五三年[1] 東洋経済新報社『昭和産業史』一九五八年 補充文献リスト	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。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、あても、決して分析の最終的な帰結であるとは云いえまい。今後、投いるというのは、この計測にもとづく一応の帰結ではありえたとしが、 構造系パラメタとともに、「産業特性」を比較的よく把握して、	いま確証することはできない。得られた規模係数の水準 と 変 動 型想の第(2)点)については、ごく常識的な推論しかこれに加えられて思の第(2)点)については、ごく常識的な推論しかこれに加えられて記の第(2)点)については、ごく常識的な推論しかこれに加えられて記の第(2)点)については、ごく常識的な推論しかこれに加えられて記の第(2)点)については、ごく常識的な推論しかこれに加えられて記の第(2)点)については、ごく常識的な実际式であって、それ以外のな	
 1〇三 (五五七) 1〇三 (五五七) 	•		21' $20'$ $19'$	18' 17' 16' 15'	14' $13'$ $12'$ $11'$ $10'$ $9'$	
	10三 (五五七)	九五九年 九五九年	小尾恵一郎「賃金と労働時間の変動要因分析」統計研究会労査』一九五五年 九五二年以降)、および毛紡績業(一九五五年以降)―― 労働省統計調査部「労働生産性統計調査」――綿紡績業(一	伊東光太郎『日本羊毛工業論』一九五七年馬場啓之助『蚕糸業の経済分析』一九五〇年本位田祥男『綜合蚕糸経済論』一九三七年資本蓄積研究資料(6、一九五五年	の分析』第二巻所収、一九五四年 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、	

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
$$a^*f_R(R) = f_R^*(R) \longrightarrow a^*f_R^*(R) = f_R(R)$$

* p. 66 上段モデル(4') $L = a_LQ - \beta_L - v_L \longrightarrow \overline{L} = a_L\overline{Q} - \beta_L - v_L$
* p. 66 下段システム(5) $\mathring{V}_R = [U_1 + k^2U_2 + 2kU_{12}] \longrightarrow$
 $\hat{V}_{LR} = [U_1 - k_jU_2 + (j-k)U_{12}] \longrightarrow$
 $\hat{V}_{LR} = [U_1 - k_jU_2 + (j-k)U_{12}] \longrightarrow$
(6-2) $Q_i = ba_{L\alpha}^{\kappa} j_L {}^{(1+S_L)k} R_i {}^{(1+S_R)j} \longrightarrow$
 $Q_i = ba_{L\alpha}^{\kappa} L_0 {}^{(1+S_L)k} R_0 {}^{(1+S_L)k} R_0 {}^{(1+S_L)k} R_0 {}^{(1+S_R)j}$
* p. 83 上段第10表推定(15) $k = 0.3328274, j = 0.6671726 \longrightarrow$
 $k = 0.4520994, j = 0.5479006$
* p. 84 上段付表3 大正 14 (1926) 年 → 大正 14 (1925) 年
 π 川 (-家本) 推定 (2) の昭和 6 (1931) 年→→
 $Ra 111 (1936)$ 年

(五五八)