HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	貿易市場結合度分析の有意性:日本の対米国貿易結合度時系列の共分散分析
Author(s)	所, 哲也
Citation	北海道大學　經濟學研究, 18, 1-26
Issue Date	1961
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/31070
Type	bulletin (article)
File Information	18_P1-26.pdf

Instructions for use

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

貿易市場結合度分析の有意性

—日本の対米国貿易結合度時系列の共分散分析—

所　哲也

§1. 序　論

貿易市場結合度理論[1]は，結合度数値の大小は主として両国間の産業構造の反映された結果である，という命題の上に建てられている。即ち国別貿易結合度が大きければ大きいほど両国の産業構造は補完的であり，結合度が小さければ小さいほど産業構造は競争的である，とする分析方法である。例えば，日本の東南アジア諸国に対する輸出結合度が非常に大きいのは，日本の先進工業的産業構造と東南アジア諸国の後進農業的産業構造との間に補完的分業関係があることを意味し，東南アジア諸国は日本の輸出市場として極めて重要である，といつた如き政策的発言の理論的根拠とする。また逆に日本の西欧諸国に対する輸出結合度が著るしく小さいのは，日本の中進または先進工業的産業構造と西欧諸国の先進工業的産業構造との間に競合的非分業関係があることを意味し，西欧諸国は日本の輸出市場として殆んど期待出来ない，といつた如き結論を呈示する[2]。しかし勿論現実の貿易市場構成に参加する要因には生産的条件ばかりでなく，需要構造や価格関係，あるいはその他の通商的，地理的，政治的，社会的，自然的，な諸条件もあるわけであるが，比較生産費の原理によつて貫ぬかれる基本的な自由貿易関係は各国の産業構造の反映した国際分業構造であることから見て，生産的条件が貿易市場構成に影響をあたえるもつとも主要なパラメーターであると考えるのである。

しかし，この命題は今迄のところまだ十分に検証されているとはいえな

い。現実の貿易市場構成が他の様々の諸条件からの作用を考慮してなお産業構造によつて大きく規制されていることが経験法則的に実証されるのでなければ[3]，貿易結合度数値の大小をもつて直ちに構造関係の反映であるとの命題を認容するわけにはいかない。そこで我々は本稿において貿易市場結合度理論がその背景にもつ命題を統計的に検定してみることにしたい。

貿易市場結合度の定式化には，目的により何種類かの方法があるが，本稿では国別貿易結合度のうち，日本の対米国貿易結合度を選んで分析することにする。日本の対米国結合度を選ぶ特別の理由はないが，強いてあげれば比較的統計資料が揃つていること，世界経済に占める米国の役割の大きいこと，日本の貿易の米国への依存度が高いこと，などがその理由である。本稿において取扱う分析期間は1909年から1957年までの期間中，2つの世界大戦期と第2次世界大戦直後の2カ年を除いた35カ年の時系列についてである。しかし資料の関係で多少不備な点があり，分析模型の構成にも若干問題がある。一つの試論というべきであろう。

1) 貿易結合度 (Intensity of Trade) に関する研究はこれまであまり多くない。代表的と思われるものとして次のようなものがある。
A. J. Brown, *Applied Economics; Aspects of the World Economy in War and Peace.* London, 1947, chap. VI.
市村真一「日本経済の構造的不均衡と世界貿易の構造」“経済分析” 1954, 10.
小島　清「世界貿易の回復と日本の市場」“世界経済評論” 1957, 1.
〃　「我国貿易市場構造の変動」“貿易と関税” 1958, 7.
〃　「日本貿易と経済発展」(国元書房) 第1章, 1958, 9.
〃　「日本輸出市場の構造」—輸出結合度による分析—. “貿易と関税” 1959, 4, 5.

2) 小島清教授は日本の貿易市場結合度を23カ国4カ年について実際に計測された。上掲「日本貿易と経済発展」第1章，第6節参照。

3) 小島清教授が我々の分析とは全く別な方法で貿易市場結合度と分業構造係数との間の相関関係について実証研究をされている。上掲「日本貿易と経済発展」第1章，第6節を参照。なお「日本貿易と経済発展」の第1章はさきの「世界貿易の回復と日本の市場」と「我国貿易市場構造の変動」の2論文を再録したものである。

§2. 国別貿易結合度の定式化

本稿で使用する国別貿易結合度の定式化は次の如くである。まず notation を次の如く定める。

(1) $x_{pq}=p$ 国の q 国への輸出額

(2) $m_{pq}=p$ 国の q 国からの輸入額

(3) $X_p=p$ 国の総輸出額

(4) $M_p=p$ 国の総輸入額

(5) $X_q=q$ 国の総輸出額

(6) $M_q=q$ 国の総輸入額

(7) $W_e=$ 世界全体の総出額

(8) $W_i=$ 世界全体の総入額

($p, q=1, 2\cdots n, p \neq q$)

(勿論最終的には $W_e=W_i$ である)

以上の notation を使つて次式があたえられる。

(9) p 国の対 q 国輸出結合度$=\dfrac{x_{pq}}{X_p}\Big/\dfrac{M_q}{W_i-M_p}$

(10) p 国の対 q 国輸入結合度$=\dfrac{m_{pq}}{M_p}\Big/\dfrac{X_q}{W_e-X_p}$

(9) 式の x_{pq}/X_p は p 国の総輸出額のうち q 国に向けられる割合，即ち p 国の国別輸出市場構成比であり，$M_q/(W_i-M_p)$ は p 国の輸入額を差し引いた世界の総輸入額のうち q 国が占める割合，即ち世界の国別輸入市場構成比である。従つて前者を後者で割つたものは p 国の q 国向輸出が q 国の輸入勢力に比例的におこなわれたかどうかを示すことになる。もしも p 国と q 国との間の結合が，q 国と世界全体との間の結合に対してなんらの偏向も持たないならば，結合度は1になる。例えば q 国の輸入が世界全体の総輸入の10%を占めているとき，q 国の p 国からの輸入，いいかえると p 国の q 国向輸

出が p 国の総輸出の 10% を占めているとすれば，両国間の結合度は 1 になる。即ち p 国の q 国への輸出が q 国の世界全体に対する輸入割合に比例的であるからである。かかる場合は両国の産業構造は補完的でも競争的でもない一種の中立的な関係にあると判定されるわけである。しかし，もしも q 国の輸入が世界全体の総輸入の 5% しか占めていないとき，q 国の p 国からの輸入が p 国の総輸出の 10% を占めているとすれば，両国間の結合度は 2 になる。かかる場合は p 国と q 国との結合度は高く，両国の産業構造が補完的分業関係にあるため偏向が生じていると判定される。逆に q 国の輸入が世界の総輸入の 10% を占めているにも拘らず，q 国の p 国からの輸入が p 国の輸出の 5% しか占めていないとすれば，結合度は 0.5 となる。かように結合度が 1 より小である場合は両国の産業構造が競合的関係にあると判定される。これらのことを同質化・異質化のタームで表現すれば，結合度が低いのは両国の産業構造が同質化しているためであり，結合度が高いのは両国の産業構造が異質化しているためである，ということになる。

次に (10) 式の m_{pq}/M_p は p 国の総輸入額のうち q 国から輸入される割合即ち p 国の国別輸入市場構成比であり，$X_q/(W_e-X_p)$ は p 国の輸出額を差し引いた世界の総輸出額のうち q 国が占める割合，即ち世界の国別輸出市場構成比である。以下，輸入結合度の場合は輸出結合度の場合の考察と同様で，容易に類推出来るから省略する。

ところで序論において述べた如く，計測される輸出結合度並びに輸入結合度の数値がそつくりそのまま両国の産業構造関係の表現であるわけではない。計測される結合度数値は，交易条件，関税制度，貿易数量制限，最恵国約款，近接市場，輸出補助金，政治的対立，デモンストレーション効果，豊作等々の貿易市場構成に参加する様々な要因の総合された事後的な結果であるが，そうした中にあつて産業構造の結合度にあたえる影響力がもつとも強力であり，重要であると考えるのである。

§3. 日本の対米国貿易結合度時系列

さて，我々がこれから問題にする日本の対米国輸出結合度と輸入結合度を前節の一般式にあてはめるには，サフイックスの p, q をそれぞれ p=日本，q=米国とすればよい。従つて必要なデータは輸出結合度の場合は，日本の

第 1 表　日本の対米国輸出結合度数値表　(1909～1957)

年次	結合度	年次	結合度	年次	結合度	年次	結合度	年次	結合度
1909	4.95	1919	1.05	1929	3.26	1939	—	1949	1.62
1910	4.09	1920	0.82	1930	3.15	1940	—	1950	1.44
1911	4.24	1921	2.77	1931	3.57	1941	—	1951	0.99
1912	3.92	1922	2.63	1932	3.23	1942	—	1952	1.30
1913	3.42	1923	2.93	1933	2.18	1943	—	1953	1.20
1914	—	1924	3.01	1934	1.25	1944	—	1954	1.27
1915	—	1925	3.27	1935	1.20	1945	—	1955	1.68
1916	—	1926	2.92	1936	1.11	1946	4.44	1956	1.61
1917	—	1927	3.21	1937	0.98	1947	1.54	1957	1.57
1918	—	1928	3.38	1938	1.09	1948	2.64	1958	—

第 2 表　日本の対米国輸入結合度数値表　(1909～1957)

年次	結合度	年次	結合度	年次	結合度	年次	結合度	年次	結合度
1909	1.49	1919	0.36	1929	1.79	1939	—	1948	2.84
1910	1.21	1920	0.57	1930	1.92	1940	—	1950	2.36
1911	1.38	1921	1.67	1931	2.09	1941	—	1951	1.71
1912	1.69	1922	1.78	1932	2.75	1942	—	1952	1.77
1913	1.32	1923	1.44	1933	1.89	1943	—	1953	1.44
1914	—	1924	1.52	1934	1.51	1944	—	1954	1.78
1915	—	1925	1.56	1935	1.53	1945	—	1955	1.66
1916	—	1926	1.69	1936	1.44	1946	2.61	1956	2.14
1917	—	1927	1.89	1937	1.58	1947	2.88	1957	2.21
1918	—	1928	1.72	1938	1.22	1948	2.65	1958	—

米国向輸出額，日本の総輸出額，日本の総輸入額，米国の総輸入額，そして世界全体の総輸入額の5項目であり，輸入結合度の場合は，日本の米国からの輸入額，日本の総輸入額，日本の総輸出額，米国の総輸出額，そして世界全体の総輸出額の5項目である。これらのデータを使い，さきの定式化にしたがつて1909年から1957年までの日本の対米国輸出結合度と日本の対米国輸入結合度を実際に計測したのが，第1表と第2表に示されている数字である。データの根拠や計測上の問題点などは後の附録Aを参照していただきたい。

1914年から1918年までの空白は第1次世界大戦期に当り，1939年から1945年までの空白は第2次世界大戦期にぶつかつていて，共に世界全体の総輸入額と総輸出額とがあたえられていないため，結合度が得られなかつたものである。

まず第1表によると多少の変動はあるが，日本の対米国輸出結合度はその趨勢として減少の一途を辿つていると見ることが出来る。しかし第2表の日本の対米国輸入結合度の場合は殆んど明確な趨勢を見出すことが困難である。輸出結合度については初期の日本経済の後進性と米国経済の先進性から生ずる経済構造の異質化による高い結合性が日本経済の向上に伴う先進化・同質化の結果，次第に低い結合性へと変つてきたことを表している。他方輸入結合度については，米国が日本の輸入市場として不安定であり，両国の産業構造の変化からどれだけの影響を受けているのか判然としない。

ところで第1表，第2表とも1919年と1920年並びに1946年と1947年とにおける4つの数値はいずれも終戦直後のものなので，真数値とは見做し難い。しかし1919年と1920年の数値は第1次大戦時の日本の勝利国という立場から考え，また観察数のあまり多くない点から考えて利用することにし，1946年と1947年の数値は，日本の敗戦による荒廃と米国経済への大幅な依存という異常事態から考えて削除することにする。

附　録　A

第 3 表　日本の対米国貿易結合度の算出に必要な資料表　(1909～1957)

年次	日本の米国向輸出額 (x_{pq}) 単位百万円	日本の米国からの輸入額 (m_{pq}) 単位百万円	日本の総輸出額 (X_p) 単位百万弗 / 百万円	日本の総輸入額 (M_p) 単位百万弗 / 百万円	米国の総輸出額 (X_q) 単位百万弗	米国の総輸入額 (M_q) 単位百万弗	世界全体の総輸入額 (W_i) 単位百万弗	世界全体の総輸出額 (W_e) 単位百万弗	日本の対米輸出結合度	日本の対米輸入結合度
1909	132	54	209 413	219 394	1663	1312	20485*	17824*	4.95	1.49
1910	144	55	227 458	230 464	1745	1557	20485*	17824*	4.09	1.21
1911	143	81	221 447	254 514	2049	1527	20485*	17824*	4.24	1.38
1912	169	127	261 527	307 619	2204	1653	20485	17824	3.92	1.69
1913	185	122	313 633	361 729	2466	1813	21614	19421	3.42	1.32
1914	197	97	292 591	294 596	2365	1894	—	—	—	—
1915	204	103	347 708	261 532	2769	1674	—	—	—	—
1916	340	204	566 1128	379 756	5483	2392	—	—	—	—
1917	479	360	812 1603	525 1036	6234	2952	—	—	—	—
1918	530	626	1010 1962	859 1668	6149	3031	—	—	—	—
1919	828	766	1074 2099	1112 2173	7920	3904	11518*	9158*	1.05	0.36

年次	日本の米国向輸出額 (x_{pq}) 単位百万円	日本の米国からの輸入額 (m_{pq}) 単位百万円	日本の総輸出額 (X_p) 単位百万弗 百万円	日本の総輸入額 (M_p) 単位百万弗 百万円	米国の総輸出額 (X_q) 単位百万弗	米国の総輸入額 (M_q) 単位百万弗	世界全体の総輸入額 (W_i) 単位百万弗	世界全体の総輸出額 (W_e) 単位百万弗	日本の対米輸出結合度	日本の対米輸入結合度
1920	565	873	981 1948	1177 2336	8228	5278	16024*	13664*	0.82	0.57
1921	496	574	604 1253	779 1614	4485	2509	17651	21340	2.77	1.67
1922	732	596	783 1638	904 1890	3832	3113	19187	22048	2.63	1.78
1923	606	512	703 1448	963 1982	4167	3792	26770	23820	2.93	1.44
1924	745	671	744 1807	1011 2453	4591	3610	28705	27069	3.01	1.52
1925	1006	665	946 2306	1056 2573	4910	4227	32775	30418	3.27	1.56
1926	861	680	963 2045	1120 2377	4809	4431	31654	28930	2.92	1.69
1927	834	674	945 1992	1033 2179	4865	4185	33129	30271	3.21	1.89
1928	826	626	915 1972	1019 2196	5128	4091	34028	31158	3.38	1.72
1929	914	654	991 2149	1022 2216	5241	4399	34737	31983	3.26	1.79
1930	506	443	726 1470	764 1546	3843	3061	28793	26154	3.15	1.92
1931	425	342	560 1147	604 1236	2424	2091	20748	18715	3.57	2.09
1932	445	510	396 1410	402 1431	1611	1323	13932	12615	3.23	2.75

年次	日本の米国向輸出額 (x_{pq}) 単位百万円	日本の米国からの輸入額 (m_{pq}) 単位百万円	日本の総輸出額 (X_p) 単位百万弗 百万円	日本の総輸入額 (M_p) 単位百万弗 百万円	米国の総輸出額 (X_q) 単位百万弗	米国の総輸入額 (M_q) 単位百万弗	世界全体の総輸入額 (W_i) 単位百万弗	世界全体の総輸出額 (W_e) 単位百万弗	日本の対米輸出結合度	日本の対米輸入結合度
1933	492	621	477 1861	492 1917	1675	1450	12431	11413	2.18	1.89
1934	399	719	645 2172	678 2283	2133	1655	11939	11050	1.25	1.51
1935	536	810	717 2499	710 2472	2283	2047	12182	11322	1.20	1.53
1936	594	847	782 2693	802 2764	2456	2423	13055	12183	1.11	1.44
1937	639	1270	914 3175	1089 3783	3349	3084	16170	13810*	0.98	1.58
1938	425	915	765 2690	758 2663	3094	1960	14237	11877*	1.09	1.22
1939	642	1002	929 3576	758 2918	3177	2318	—	—	—	—
1940	569	1241	857 3656	809 3453	4021	2625	—	—	—	—
1941	278	572	621 2651	679 2899	5147	3345	—	—	—	—
1942	—	14	420 1793	411 1752	8079	2756	—	—	—	—
1943	—	5	381 1627	451 1924	12965	3381	—	—	—	—
1944	—	1	304 1298	456 1946	14259	3929	—	—	—	—
1945	—	22	91 388	224 957	9806	4159	—	—	—	—

年次	日本の米国向輸出額 (x_{pq}) 単位百万円	日本の米国からの輸入額 (m_{pq}) 単位百万円	日本の総輸出額 (X_p) 単位百万弗 百万円	日本の総輸入額 (M_p) 単位百万弗 百万円	米国の総輸出額 (X_q) 単位百万弗	米国の総輸入額 (M_q) 単位百万弗	世界全体の総輸入額 (W_i) 単位百万弗	世界全体の総輸出額 (W_e) 単位百万弗	日本の対米輸出結合度	日本の対米輸入結合度
1946	1472	3516	103 2260	306 4069	9738	4942	33400	29370*	4.44	2.61
1947	1791	17631	174 10148	524 20265	14430	5756	50900	47900	1.54	2.88
1948	16894	37583	258 52022	684 60287	12653	7124	58500	54200	2.64	2.65
1949	30737	176807	510 169843	905 284455	12051	6622	60200	55400	1.62	2.84
1950	64547	150565	820 298021	974 348196	10275	8852	59700	56900	1.44	2.36
1951	66578	250110	1355 488777	1995 737241	15032	10967	81700	76600	0.99	1.71
1952	82504	276567	1273 458243	2028 730352	15201	10717	79200	72300	1.30	1.77
1953	81663	272810	1275 458943	2410 867469	15774	10873	75800	73300	1.20	1.44
1954	99628	304899	1629 586525	2399 863785	15106	10215	79000	76100	1.27	1.78
1955	161732	278021	2011 723816	2471 889715	15547	11384	88000	82800	1.68	1.66
1956	195594	516071	2501 900229	3230 1162704	18987	12615	97000	91900	1.61	2.14
1957	204770	712275	2858 1028887	4284 1542091	20671	12982	106400	98800	1.57	2.21

* 印は推定または概算による不確定な数値

この表を作成するにあたつて利用したデータの出典は次の如くである。

(1)　日本の米国向輸出額と日本の米国からの輸入額並びに日本の総輸出額と総輸入額とは円建表示のものは「日本統計年鑑」総理府統計課，1928～1955. を利用した。但し1956年と1957年については「日本経済年鑑」朝日新聞社，1960，からドル建表示額を1ドル＝360円のレートで換算した。

(2)　日本の総輸出額と総輸入額のドル建表示は，1927年までは U. S. Department of Commerce, "*Foreign Commerce Yearbook*" 1936, を使用し，1928年から1955年までは「日本統計年鑑」1956, を使用した。1956年と1957年は「日本経済年鑑」1960, を使用した。なお「日本統計年鑑」と "*Foreign Commerce Yearbook*" とをチェックした結果，照合可能な共通の年次に関しては，表示されている数字が全く一致していることから，前者は後者を原資料としているものと思われる。

(3)　米国の総輸出額と総輸入額とは，U. S. Department of Commerce, "*Statistical Abstract of the United States*" 1959, を使用した。

(4)　世界全体の総輸入額と総輸出額は第2次世界大戦前の1938年までは "*Foreign Commerce Yearbook*" のシリーズを使用し，大戦後の1946年以降は「世界統計年鑑」国際連合，1958, を使用した。但し1911年以前の3カ年の数値は得られなかつたので，1912年のものをもつて近似的に代用した。従つてこの3カ年の真数値は趨勢的に見てもつと低いと考えられるから結合度数値は第3表に表示されているものより高い筈である。また1919年と1920年の2カ年は主要77カ国程度の集計であるため，真数値はもう少し高く，従つて結合度は表示のものより幾分低い筈である。

(5)　日本の米国向輸出額と米国からの輸入額が円建表示になつていて，日本の総輸出額と総輸入額が円建表示とドル建表示になつており，米国の総輸出額と総輸入額そして世界全体の総輸出額と総輸入額がドル建表示になつているが，この単位の不統一は結合度数値の算出にとつてはなんら障害にならない。結合度は比であたえられるのであるから，x_{pq} と X_p，m_{rq} と M_r と

が同一単位で表示され，M_p と M_q と W_i, X_p と X_q と W_e' とが同一単位で表示されていれば矛盾は生じない。

§4. 仮説と検定方法

第1表と第2表の観察から，我々は日本の対米国輸出結合度はかなり明白な減少傾向を辿り，日本の対米国輸入結合度はあまり明確なトレンドを示していないことを知つた。そこでこの結果をさきの貿易市場合度理論の命題にあてはめ，次のような仮説を引き出すことにする。即ち日本の産業構造は今世紀初頭の後進農業的段階から次第に中進または先進工業的段階へと発展，米国の産業構造に接近し，徐々にではあるが競合的関係に進みつつあり，その結果が日本の対米国輸出結合度の趨勢的減少となつて表われていると。この仮説の真であることが実証されれば，貿易市場結合度分析の命題は少なくとも日米間に関しては認容されることになるであろう。

ところでここに採用する検定方法は一要因実験の共分散分析法である。変量の主体は日本の対米国輸出結合度数値の時系列と日本の対米国輸入結合度数値の時系列で，実験の要因は日本の米国に対する工業化指数，そして実験結果のデータ以外に実験の結果に影響をあたえる要因として日本の交易条件指数に対する米国の交易条件指数の比を考えることにする。日本の米国に対する工業化指数というのは，日本の工業生産指数を米国の工業生産指数で割つたものである。従つてその値が1であれば，日本と米国との工業生産増加率は同じであり，相対的な工業化率が同一歩調であることを意味する。1より大であれば，日本の工業生産増加率の方が高いことを意味し，高い米国の絶対工業化水準にそれだけ接近して行くと考えられる。反対に1より少であれば，米国の工業生産増加率の方が高いことを意味し，相対的にも絶対的にも日本の工業化水準は米国に遅れていくと考えられる。工業化指数という考え方は両国の産業構造の変化を工業生産増加率でもつて示そうとするのであるが，こうした形の工業化指数がそのまま産業構造指数となるわけではないか

ら，もとより不完全なものである。しかし我々は他に厳密・適切な産業構造指数をもたないので，Second best としてこの工業化指数を使用することにした。他の指標の例としては，農業生産増加率に対する工業生産増加率の比をとり，これを両国間の比の形で表示するものとか，人口1人当りの工業生産指数の両国間の比とか，いくつか考えられるが，いずれも長所・短所があつて決定的にすぐれたものはないように思われる。次に貿易市場構成に参加する価格関係からの代表要因として，日・米両国の交易条件指数比をとつたのであるが，これも不完全である。日本の交易条件も米国の交易条件もその変化は世界全体の貿易に一応均等に作用するものであつて，日本と米国との貿易結合に特に作用する要因とは見做し難い。最初の計画では日本の対米国交易条件指数か米国の対日交易条件指数の時系列を利用しようとしたのであるが，資料の関係で実現出来なかつた。しかし両国交易条件指数比でも一応の目的は達成され得る。即ち指数比が1であれば両国の世界全体に対する交易条件は等しい割合で変化したことを意味し，日・米間の貿易結合には中立的な作用しか及ぼさないと考えられる。もしも指数比が1より大であれば，それだけ日本の交易条件の有利化の度合が米国の有利化より大きいか，または日本の交易条件の不利化の度合が米国の不利化より小さいか，のいずれかとなることを意味し，逆に1より小であれば，それだけ日本の交易条件の有利化の度合が米国の有利化より小さいか，または日本の交易条件の不利化の度合が米国の不利化より大きいか，のいずれかとなることを意味する。前者の場合は日本の米国からの輸入を増大させ，日本の米国への輸出を縮少させる傾向を持ち，後者の場合は日本の米国からの輸入を縮少させ，日本の米国への輸出を増大させる傾向を持つ。1より大であるときは，日本の交易条件の有利化は世界全体に対するより米国に対する度合の方が大きく，不利化は世界全体に対するより米国に対する度合の方が小さいからである。1より小であるときは，丁度逆になる。

さて検定の方法論が示されたので，次に共分散分析を可能にするため日

第 4 表　日本の対米国工業化指数 (1909～1957)
(1909～1938→1913＝100, 1948～1957→1949＝100)

年次	指 数	年次	指 数	年次	指 数	年次	指 数	年次	指 数	年次	指 数	年次	指 数
1909	0.78	1919	1.60	1924	1.82	1929	2.02	1934	3.89	1948	1.12	1953	0.98
1910	0.85	1920	1.50	1925	1.69	1930	2.22	1935	3.44	1949	1.00	1954	1.00
1911	1.00	1921	1.92	1926	1.92	1931	2.63	1936	3.13	1950	0.79	1955	0.96
1912	0.89	1922	1.69	1927	1.91	1932	3.81	1937	2.99	1951	0.80	1956	1.06
1913	1.00	1923	1.60	1928	2.00	1933	3.80	1938	4.54	1952	0.82	1957	1.06
平均	0.904	平均	1.662	平均	1.876	平均	2.896	平均	3.598	平均	0.902	平均	1.012

本の対米国輸出結合度の時系列と日本の対米国輸入結合度の時系列を実験要因である工業化指数によつて，幾組かの観測値にグルーピングする必要がある。そのために先ず日本の対米国工業化指数の時系列を算出する。第 4 表がそれである。データの根拠や計算上の問題点などは附録 B を参照していただきたい。

第 4 表はいずれも 5 年を単位とした 7 つのグループに分割されている。これを最初の方から順に番号を付して第 1 グループから第 7 グループまでとし，各グループごとの工業化指数の平均値をとり，それをもつて各期ごとの産業構造を示す独立の与件であると見做す。

第 1 期は 1909 年から 1913 年までの 5 カ年で，工業化指数の平均値は，0.904 である。しかしこの期は 1913 年が基準年であるから日本の工業生産増加率の方が高い。日本の工業生産は 1913 年に較べて 1909 年は 62 であるのに対して，米国の工業生産は 1909 年は 1913 年に較べて 79.8 であるから，この 5 年間の日本の増加率は米国の増加率の約 2 倍の速さであることになる。この期は第 1 次世界大戦の前夜期に相当し，日本の工業化は既に相当の速さで進められていたが，その産業構造はまだ後進農業的段階にあり，工業化の絶対水準は米国に較べて著るしく低かつたと思われる。

第 2 期は 1919 年から 1923 年までの 5 カ年で工業化指数の平均値は 1.662

である。この期は第1次大戦の終了直後期に当り，日本の工業生産増加率は米国の増加率より1.7倍高いが第1期の1.9倍より若干速度はにぶつた。しかし日本は第1次大戦の勝利者として戦災にも遇わず，急速な経済成長を遂げた期間で工業化の絶対水準もかなり上昇したものと考えられる。

第3期は1924年から1928年までの5カ年で工業化指数の平均値は1.876である。だいたい第1期の増加率の速度と同じくらいになつている。この期は戦争による影響も殆んどなくなり，世界経済はだいたい平常に復した時期に当るが，平和産業への切替による景気の下降が次第に表面化して来た頃と思われる。日本の工業生産増加率は依然として米国の増加率を大幅に上つていたが，工業化の絶対水準はまだ相当に低かつたものと思われる。

第4期は1929年から1933年までの5カ年で工業化指数の平均値は2.896である。この期は例の世界的な大不況期に相当し，各国とも経済活動水準の著るしい低下を経験した時期である。ところが日本はこの恐慌期にかえつて工業生産が著るしく拡大されている。米国の工業生産は1913年の水準以下にまで減少し，それまでの最高水準の約1/2に落る年次が生じたのに較べ，日本はむしろ1913年の3倍強という飛躍的上昇を遂げた。日本の工業化の絶対水準も米国のそれにかなり接近したと見ることが出来るであろう。

第5期は1934年から1938年までの5カ年で工業化指数は平均値3.598である。日本の工業生産は前期から引き続いて飛躍的に増大した。これに対して米国の工業生産は恐慌期における衰退をこの期に取り戻し，旧水準に立ち帰つた程度にとどまつた。この期は世界恐慌が終熄し，回復期に入つたときであるが，同時に第2次世界大戦の前夜期に当り，日本は軍需工業を中心とした重化学工業が相当発達した頃と思われる。

第6期は1948年から1952年までの5カ年で，工業化指数は1949年を100とした場合の計算で平均値0.902である。この場合は明きらかに日本の工業生産増加率の方が米国の増加率より低い。第2次大戦が終り，敗戦国となり，ひどい荒廃を受けた日本と，戦勝国となり，戦災に遭遇しなかつた米

国とでは産業構造の比較は問題にならないし，工業生産増加率も低いのであるから，日本の工業化水準は相対的にも絶対的にも米国に及ばなかつた時期である。

第7期は1953年から1957年までの5カ年で，工業化指数は1949年を100とした場合，平均値1.012である。この期は日本の戦災からの復興も急速に進み，それにつれて工業生産も拡張され，増加率も米国のそれを僅かながら上廻る年次が多くなつた。工業化の絶対水準も急速に上昇し，再び米国の産業構造に接近し始めたものと考えられ，この傾向は今後益々増大していくものと思われる。

以上日本の対米国工業化指数を基準として，各期における両国産業構造の状態を概観したが，これらの7期にそれぞれ日本の対米国輸出結合度数値

第5表　日本の対米国輸出結合度マトリックス

工業化指数	0.904	1.662	1.876	2.896	3.598	0.902	1.012
行	1　列	2　列	3　列	4　列	5　列	6　列	7　列
1	4.95	1.05	3.01	3.26	1.25	2.64	1.20
2	4.09	0.82	3.27	3.15	1.20	1.64	1.27
3	4.24	2.77	2.92	3.57	1.11	1.44	1.68
4	3.92	2.63	3.21	3.23	0.98	0.99	1.61
5	3.42	2.93	3.38	2.18	1.09	1.30	1.57

第6表　日本の対米輸入結合度マトリックス

工業化指数	0.904	1.662	1.876	2.896	3.598	0.902	1.012
行	1　列	2　列	3　列	4　列	5　列	6　列	7　列
1	1.49	0.36	1.52	1.79	1.51	2.65	1.44
2	1.21	0.57	1.56	1.92	1.53	2.84	1.78
3	1.38	1.67	1.69	2.09	1.44	2.36	1.66
4	1.69	1.78	1.89	2.75	1.58	1.71	2.14
5	1.32	1.44	1.72	1.89	1.22	1.77	2.21

第7表　日本・米国交易条件指数比マトリックス

行	1　列	2　列	3　列	4　列	5　列	6　列	7　列
1	3.06	1.60	2.05	1.85	1.05	0.69	0.95
2	2.45	1.75	2.00	1.60	1.02	0.79	1.00
3	2.29	1.79	2.21	1.71	1.03	0.86	0.93
4	2.09	2.14	2.21	1.37	0.97	1.01	0.93
5	1.79	2.34	1.92	1.21	0.99	0.75	0.93

の時系列を配分し，日本の対米国輸入結合度数値の時系列を配分して，5行7列のマトリックスとしたのが第5表と第6表である。そうして輸出結合度と輸入結合度の各エレメントに対応する日本と米国との交易条件指数比のマトリックスが第7表である。両国の交易条件指数比に関するデータの根拠などについては，附録Bを参照して戴きたい。

日本の対米工業化指数を各期ごとに独立の実験要因として，変量の主体である日本の対米輸出結合度の時系列と日本の対米国輸入結合度の時系列をグルーピングし，日・米両国交易条件指数比から輸出結合度と輸入結合度にあたえる影響を除却しながら，各期ごとの列間変動に有意の差異が認められるかどうかを検定する。つまり各期ごとに独立の与件としてあたえられている日本と米国の産業構造が，その各期に落ちる日本の対米国輸出結合度と輸入結合度に有意に反映されているかどうかを検証する。これが次節における仕事である。

附　録　B

第 8 表　日本の対米国工業化指数と両国の交易条件指数比の算出に必要な資料表　(1909～1938)　(1948～1957)

年　次	日本の工業生産指数	米国の工業生産指数	日本の対米国工業化指数	日本の交易条件指数	米国の交易条件指数	両国の交易条件指数比
1909	62.4	79.8	0.78	202	66	3.06
1910	72.4	84.8	0.85	168	69	2.45
1911	81.0	81.4	1.00	165	72	2.29
1912	82.9	93.4	0.89	157	75	2.09
1913	100.0	100.0	1.00	154	78	1.97
1914	101.5	94.0	1.08	148	81	1.83
1915	105.6	110.0	0.95	155	84	1.85
1916	128.1	130.8	0.98	169	87	1.94
1917	148.1	129.8	1.14	142	90	1.58
1918	166.4	128.2	1.29	126	93	1.35
1919	179.5	112.2	1.60	154	96	1.60
1920	182.9	122.2	1.50	149	85	1.75
1921	180.6	98.0	1.94	174	97	1.79
1922	210.6	125.7	1.69	199	93	2.14
1823	226.3	141.3	1.60	199	85	2.34
1924	244.8	134.3	1.82	174	85	2.05
1925	252	151	1.69	160	80	2.00
1926	289	160	1.92	166	75	2.21
1927	301	160	1.91	168	76	2.21
1928	335	168	2.00	154	80	1.92
1929	371	184	2.02	157	85	1.85
1930	348	157	2.22	146	91	1.60
1931	347	132	2.63	154	90	1.71
1932	381	99	3.81	137	100	1.37
1933	437	115	3.80	126	104	1.21
1934	485	127	3.89	112	107	1.05
1935	522	152	3.44	109	107	1.02
1936	557	178	3.13	106	103	1.03
1937	553*	190	2.99	94	97	0.97
1938	677*	149	4.54	100	101	0.99
1948	112	100	1.12	59	85	0.69
1949	100	100	1.00	66	83	0.79
1950	98	123	0.79	64	75	0.86
1951	95	120	0.80	69	68	1.01
1952	107	132	0.80	66	70	0.95
1953	122	125	0.98	70	74	0.95
1954	130	130	1.00	70	71	1.00
1955	139	146	0.96	67	72	0.93
1956	156	148	1.06	68	73*	0.93
1957	160*	150	1.06	69	74*	0.93

*　印は推定または概算による不確定な数値

データの出所は次のものによる。

(1)　日本の工業生産指数は1909年から1936年までは「日本貿易と経済発展」小島清，1958，の付表第2A表を利用した。この付表は「本邦生産数量指数」商業経済論叢，16巻3号を使用している。1937年と1938年については上掲同書の付表第3表の(3)欄第2次産業の実質所得時系列を1913＝100として算出した。従つてこの数値には鉱業生産が含まれているものと思われる。

(2)　第2次大戦後の1948年から1956年までの日本の工業生産指数は既掲「日本貿易と経済発展」の付表第3表から第2次産業の実質所得時系列を1949＝100として計算した。第2次産業に鉱業生産を含めているかどうか明確でないが，通常の分類によれば含めていると考えられるので，この指数値は第2次大戦前の指数値との間に統一性がないという欠陥をもつている。なお1957年は趨勢による推定値で信憑性はない。

(3)　米国の工業生産指数は1909年から1938年までは D. MacDougall, "*The World Dollar Problem*" 1957, p. 485, Table D 2 より求め，第2次大戦後の1948年から1957年までは同書の p. 30, Diagram 1 より求めた。

(4)　日本の工業生産指数も米国の工業生産指数も，1938年までは1913＝100とし，1948年以後は1949＝100として計算してあるから，両者の比をとつた日本の対米国工業化指数は基準年のことに関して問題はない。

(5)　日本の交易条件指数は「日本貿易と経済発展」の付表の第2A表と第2B表とに依つた。第2A表は1938年まで，第2B表は1948年から1956年までで，前者は1913年＝100とし，後者は1953年＝100として計算されている。これを米国の指数の基準年に接ぎ，第2次大戦後を戦前に接いで計算し直した。従つて厳密さの程度は多少害されている。また1957年のものは推定によるもので信憑性が薄い。他に適当な時系列があればぜひ改善しなければならない。

(6)　米国の交易条件指数は既掲 "*The World Dollar Problem*" p. 422,

Diagram 27 より求めた。この交易条件指数は visible trade only で，輸出品単価/輸入品単価としてあたえられたものである。基準年は 1936 年から 1938 年までの 3 カ年平均＝100 として計算されている。但し 1909 年から 1912 年までと，1956 年 1957 年の数値は趨勢による推定値であるので，不確定なものである。Diagram からの計算のため，趨勢的には正しい数値であるが，詳細な数字と見るには若干厳密さを欠いている。

§5. 検　定　過　程

これまでの考察において，検定すべき仮説と検定に使用する分析法とが準備されたので，次に実際の検定過程の記述に入る。

まず数学的模型は次式のようにあたえられるものとする。

$$t_{ij} = u + \beta(x_{ij} - x_{..}) + b_j + e_{ij} \qquad (1)$$

$$t'_{ij} = u' + \beta'(x_{ij} - x_{..}) + b'_j + e'_{ij} \qquad (1')$$

t_{ij} と t'_{ij} は第 5 表及び第 6 表にける日本の対米国輸出結合度マトリックスの各エレメント，日本の対米輸入結合度マトリックスの各エレメントを，x_{ij} は第 7 表における日本の交易条件指数に対する米国の交易条件指数の比のマトリックスの各エレメントをそれぞれ表わし，いずれも既知の観察値で t_{ij}, 及び t'_{ij} は x_{ij} と互に対応している。u, β, b_j, 及び u', β', b'_j, は未知母数，t_{ij} と t'_{ij} を確率変数と考えるとき e_{ij} と e'_{ij} は互に独立に正規分布をなす確率変数であるとする。$x_{..}$ は x_{ij} の平均，即ち $\sum_{ij} x_{ij}/35$ を表わす。

今 $\sum_j b_j = 0$ 並びに $\sum_j b'_j = 0$ とするとき我々の目的は有意水準 a で仮説 H; $b_j = 0$ 及び $b'_j = 0\, j = 1 \cdots 7$ を検定することである。つまり貿易結合度マトリックスの列間変動に特に有意の差異はない，と仮定することの危険度の判定，即ち第 1 種の過誤を犯す危険域の指定である。輸入結合度の場合のモデル展開は輸出結合度の場合と手続が全く同じなので，以下では省略する。u, β, b_j の最尤推定値 $\hat{u}$, $\hat{\beta}$, $\hat{b}_j$ をあたえる正規方程式は次のようになる。

$$\left.\begin{aligned}
&35\hat{u} = T_{..}\\
&7\hat{u}+\hat{\beta}\sum_j (x_{ij}-x_{..}) = T_{i.} \quad i=1\cdots 5\\
&5\hat{u}+5\hat{b}_j+\hat{\beta}\sum_i (x_{ij}-x_{..}) = T_{.j} \quad j=1\cdots 7\\
&\sum_j \hat{b}_j \sum_i (x_{ij}-x_{..})+\hat{\beta}\sum_{ij}(x_{ij}-x_{..})^2 = \sum_{ij} t_{ij}(x_{ij}-x_{..})
\end{aligned}\right\} \qquad (2)$$

最尤推定値が制約条件 $\sum_j b_j = 0$ を満すべしとの条件を考慮に入れながら，連立方程式(2)を解いて次式を得る。

$$\left.\begin{aligned}
&\hat{u} = T_{..}/35\\
&\hat{b}_j = T_{.j}/5 - T_{..}/35 - \hat{\beta}\sum_i (x_{ij}-x_{..})/5\\
&\hat{\beta} = \Big\{\sum_{ij}(x_{ij}-x_{..})^2 - 1/5\sum_j\Big[\sum_i (x_{ij}-x_{..})\Big]^2\\
&\qquad -1/7\sum_i\Big[\sum_j (x_{ij}-x_{..})\Big]^2\Big\}^{-1}\cdot\sum_{ij}(t_{ij}-T_{i.}/7-T_{.j}/5\\
&\qquad +T_{..}/35)\cdot(x_{ij}-X_{i.}/7-X_{.j}/5+X_{..}/35)
\end{aligned}\right\} \qquad (3)$$

(3) 式を計算するのは繁雑なので積率を使つて次のような分析表を作成する。

分　析　表　(1)

変　因	t^2	tx	x^2
平　均	$T_{..}^2/35 = 196.5915$	$T_{..}X_{..}/35 = 127.2927$	$X_{..}^2/35 = 82.4218$
b	$B_{tt} = 36.3418$	$B_{tx} = 17.3959$	$B_{xx} = 11.1030$
残　差	$E_{tt} = 8.4286$	$E_{tx} = 1.8764$	$E_{xx} = 1.5053$
計	$\sum_{ij} t_{ij}^2 = 241.3619$	$\sum_{ij} t_{ij}x_{ij} = 146.5650$	$\sum_{ij} x_{ij}^2 = 95.0301$

ここに

$$B_{tt} = \sum_j T_{.j}^2/5 - T_{..}^2/35 = 36.3418$$
$$B_{tx} = 1/5\sum_j T_{.j}X_{.j} - T_{..}X_{..}/35 = 17.3959$$
$$B_{xx} = \sum_j X_{.j}^2/5 - X_{..}^2/35 = 11.1030$$
$$E_{tt} = \sum_{ij} t_{ij}^2 - T_{..}^2/35 - B_{tt} = 8.4286$$

$$E_{tx}=\sum_{ij}t_{ij}x_{ij}-T..X../35-B_{tx}=1.8764$$
$$E_{xx}=\sum_{ij}x_{ij}^2-X_{..}^2/35-B_{xx}=1.5053$$

このことから

$$\hat{\beta}=\frac{E_{tx}}{E_{xx}}=1.2465$$
$$\sum_j\hat{b}_j=-0.0398$$
$$\hat{b}_1+\hat{b}_2+\hat{b}_3+\hat{b}_4+\hat{b}_5+\hat{b}_6+\hat{b}_7$$
$$=0.7044-0.8211+0.1046+0.6856-0.5983+0.0632$$
$$=-0.0398$$

従つて次を得る。

$$R(u,\beta,b)=\hat{u}T..+\sum_j\hat{b}_jT_{.j}+\hat{\beta}\sum_{ij}t_{ij}(x_{ij}-x..)$$
$$=235.4186$$

次に仮説 H; $b_j=0$ が真なるとき

$$t_{ij}=u+\beta(x_{ij}-x..)+e_{ij} \tag{4}$$

このとき，u, β の最尤推定値を $\tilde{u}$, $\tilde{\beta}$ と表わすと，その正規方程式は次のようになる。

$$\left.\begin{aligned}&35\tilde{u}=T..\\&7\tilde{u}-\tilde{\beta}\sum_j(x_{ij}-x..)=T_{i.}\\&\tilde{\beta}\sum_{ij}(x_{ij}-x..)^2=\sum_{ij}t_{ij}(x_{ij}-x..)\end{aligned}\right\} \tag{5}$$

(5) 式を解いて次を得る。

$$\left.\begin{aligned}&\tilde{u}=T../35\\&\tilde{\beta}=\left\{\sum_{ij}(x_{ij}-x..)^2-1/7\sum_i\left[\sum_j(x_{ji}-x..)\right]^2\right\}^{-1}\\&\quad\cdot\left\{\sum_{ij}t_{ij}(x_{ij}-x..)-\sum_i\left[1/7(T_{i.}-T../5)\sum_j(x_{ij}-x..)\right]\right\}\end{aligned}\right\} \tag{6}$$

(6) 式の計算も実際には分析表 (1) から容易に出来る。

$$\tilde{\beta}=\frac{B_{tx}+E_{tx}}{B_{xx}+E_{xx}}=1.5284$$

従つて

$$R(u,\ \beta)=\tilde{u}T_{..}+\tilde{\beta}\sum_{ij}t_{ij}(x_{ij}-x_{..})$$
$$=226.6062$$

以上のことから分析表(2)と分析表(3)とが得られる。

分　析　表　(2)

変　因	自　由　度	平　方　和
$\hat{u},\ \hat{\beta},\ \hat{b}_j$	5+7=12	$R=235.4186$
残　差	35−5−7=23	$Q_\alpha=5.9433$
計	35	$\sum_{ij}t_{ij}^2=241.3619$

分　析　表　(3)

変　因	自　由　度	平　方　和
$\tilde{u},\ \tilde{\beta}$	5+1=6	$R=226.6062$
残　差	35−5−1=29	$D=14.7557$
計	35	$\sum_{ij}t_{ij}^2=241.3619$

$$Q^*=\left[\sum_{ij}t_{ij}^2-R(u,\beta,b)\right]-Q_\alpha=D-Q_\alpha=8.8124$$

以上のことから次のような分散分析表を得る。

分散分析表 A

変　因	平　方　和	自　由　度	平均平方	F
$u,\ \beta$	$R=226.6062$	5+1=6	$S_1=Q^*/6$	
b	$Q^*=8.8124$	7−1=6	$=1.4689$	
残　差	$Q_\alpha=5.9433$	35−5−7=23	$S_2=Q/23$	$S_1/S_2=5.6838$
計	$\sum_{ij}t_{ij}^2=241.3619$	35	$=0.2584$	

同様の手続により輸入結合度の場合の分散分析表は次の如くである。

分散分析表 B

変　因	平　方　和	自　由　度	平均平方	F
u', β'	$R'=102.4381$	$5+1=6$	$S_1'=Q^{*\prime}/6$	
b'	$Q^{*\prime}=3.5693$	$7-1=6$	$=0.5949$	
残　差	$Q_\alpha'=4.4720$	$35-5-7=23$	$S_2'=Q_\alpha'/23$	$S_1'/S_2'=3.0602$
計	$\sum_{ij} t_{ij}'^2=110.4794$	35	$=0.1944$	

仮説 H; $b_j=0$ 及び，$b_j'=0$, $j=1\cdots7$ が真であるとき，分散分析表の $F=S_1/S_2$ 及び $F=S_1'/S_2'$ は共に自由度 (6, 23) の F 分布をする。かくして $F_{0.05}(6,\ 23)=2.53$ で $F_{0.01}(6,\ 23)=3.71$ であることからみて輸出結合度の場合は仮説 H; $b_j=0$ は棄却され，輸入結合度の場合は仮説 H; $b_j'=0$ は5%水準では棄却されるが1%水準では受容されるということになる。

附　録　C

分析表 (2) と分析表 (3) の結果から得られた Q^* の値を分析表 (1) の積率を使つた値から計算して見ると次の如くである。

$$Q_\alpha=E_{tt}-\frac{E_{tx}^{\ 2}}{E_{xx}}=8.4286-2.3390=6.0896$$

$$D=B_{tt}+E_{tt}-\frac{(B_{tx}+E_{tx})^2}{B_{xx}+E_{xx}}=44.7704-29.4585=15.3119$$

$$\sum_{ij} t_{ij}^2=Q_\alpha+R(u,\ \beta,\ b)=Q_\alpha+Q^*+R(u,\ \beta)$$

であるから，Q^* は

$$Q^*=\left[\sum_{ij} t_{ij}^2-R(u,\ \beta)\right]-Q_\alpha=D-Q_\alpha$$

従つて

$$Q^*=\left[B_{tt}+E_{tt}-\frac{(B_{tx}+E_{tx})^2}{B_{xx}+E_{xx}}\right]-\left[E_{tt}-\frac{E_{tx}^{\ 2}}{E_{xx}}\right]$$

$$=15.3119-6.0896=9.2223$$

分析表(2)と(3)との計算から得られたQ^*の値は8.8124であるから誤差は0.4099である。この誤差の出て来た理由は途中における四捨五入のためである。同様のことを輸入結合度について見ると誤差は0.0820である。

§6. 結　　論

前節の検定の結果，仮説 H; $b_j=0$ 及び $b'_j=0$ は5% 水準では共に棄却されたが，1% 水準では $b_j=0$ だけが棄却され $b'_j=0$ は受容された。即ち実験要因の工業化指数に基づいてグルーピングした輸出結合度マトリックスの列間変動は有意であることが証明されたが，輸入結合度マトリックスの列間変動はあまり有意ではないということが証明された。このことは産業構造の差異が輸出結合度には反映されているが，輸入結合度には微弱にしか反映されていないことを意味する。従つて我々が第4節において用意した仮説は輸出結合度については一応実証されたことになるが，輸入結合度については実証されたということにはならない。日本の対米国輸出結合度の趨勢的減少は日本の工業化による米国産業構造への接近・同質化という事実によつてある程度説明されるが，日本の対米国輸入結合度については，日本の産業構造の米国産業構造への接近という事実によつては説明されない別の実験要因が強く作用していると見なければならないことになる。つまり貿易市場結合度理論の命題は，従来までの分析が信じていたほどには有意ではないと結論されるわけである。日本と米国の貿易結合度に関する限り，確に輸出結合度については，結合度分析の命題が実証されたわけであるが，これとてもあまり強調しすぎるのは危険である。なぜなら，我々の計算した分散比の大きさは強調を許すほどには大きくないからである。

以上で本稿の目的は達成された。しかしまだ幾つかの問題が残されている。第一にもつと適切で妥当な産業構造指数を工夫すること，第二に本稿で使用した交易条件指数比よりもつと厳密な指数を使用すること，第三に価格関係以外の貿易市場構成に参加する有力なパラメーターを導入すること，な

ど模型構成上の不備の問題である。改善し，精緻化していかなければならない。更に本稿では米国一国についての日本の国別貿易結合度を分析しただけにとどまつたが，これだけでは一般的結論を下すには勿論不十分である。特に日本の対米国輸入結合度に有意の結果が得られなかつた点は，日本経済の特殊性とか，米国の経済事情による偏向的結合とか，日本の輸入市場としての米国経済の不安定性とかによるのかもしれない。従つて国の数を増して多くの事例について分析して見なければならない。また国別貿易結合度ばかりでなく，商品別貿易結合度についても同じような検証をおこなつて見る必要があろう。これらの分析を全て総合した上でさきの仮説を検定し，貿易市場結合度理論の有意性を判定するのが望ましい。今後に残された課題である。

附記　本稿の執筆にあたり，数回に亘る討論をもち，貴重な助言をあたえて下さつた坂下昇氏(北海道大学経済学部)と戸島熙氏(同学大学院)の両氏に対し感謝の意を表します。