

# 中日貿易の成長と課題

——中日貿易の実証分析——

陽 祖 偉

(受付 2004年10月12日)

## 目 次

- I. はじめに
- II. 中日間輸出入額の SAS による因子分析
  - 1. 日本の対中輸出の因子分析
  - 2. 日本の対中輸入の因子分析
- III. 中日貿易の発展要因及び課題
  - 1. 中日間の貿易拡大の要因
  - 2. 今後の中日貿易の展望と課題
- IV. おわりに

## I. はじめに

2002年の中国貿易総額は、前年比21.8%増の6,208億ドルと、初めて6,000億ドルを突破した。輸出入別の内訳を見ると、輸出が前年比22.3%増の3,256億ドル、輸入が21.2%増の2,952億ドルとなり、いずれも20%以上の伸びを示した。貿易黒字額は304億ドルと、前年より増加した。WTOの発表によれば、世界における中国の貿易総額順位は2000年の7位、2001年の6位から、2002年には米国、ドイツ、日本、フランスに次ぐ5位に上がった。

その中で、2002年の中日貿易総額は1,015億ドルと、好調な日本企業の対中投資を背景に初めて1000億ドルを突破し、4年連続過去最高額を更新した。これにより日本の貿易総額全体に占める中国の割合は、2001年の11.8%から1.7ポイント増の13.5%と過去最高になった。日本の対世界貿易が2年連続で減少するなか、中日貿易は拡大が続いている。

中日経済が比較生産費に従う貿易と直接投資の拡充を通じて、大きく前進してきた。中国と日本の貿易関係においては、日本の中国への直接投資が中日貿易の重要な促進要因になっていると考えられる。

## II. 中日間輸出入の SAS による因子分析

なぜ中日間の貿易がそんな大きな発展ができたのか。ここで、中日間の輸出入額をデータ

として、SAS による因子分析してみたい。以下は、工業製品と食料品を分析対象とし、1995年から2000年までの各年における日本の対中輸入と対中輸出（米ドルベース）をデータとしている。

### 1. 日本の対中輸出の因子分析

以下は日本の対中輸出の因子分析である。

#### ① 回転前の因子分析

表 1 日本の中国向け主要輸出品

(単位：100万ドル)

品 目	95年	96年	97年	98年	99年	00年
食 料 品	94	119	110	94	100	126
織 維 製 品	2,369	2,609	2,540	2,133	2,567	2,633
化 学 製 品	2,039	2,049	2,209	2,311	3,011	3,089
非 金 属 鉱 物	261	336	340	358	384	393
金 属 製 品	3,107	2,385	2,441	2,294	2,546	2,597
鉄 鋼	2,351	1,672	1,728	1,503	1,541	1,675
一 般 機 械	6,060	6,364	5,237	4,700	4,940	7,325
電 気 機 械	4,810	4,629	4,852	4,719	5,948	6,173
輸 送 用 機 械	942	912	1,077	877	790	821
精 密 機 械	432	515	637	675	815	825
そ の 他	1,817	1,939	2,313	1,856	2,225	1857
合 計	24282	23529	23484	21520	24867	30431

(資料) 稲恒 清『中国情報ハンドブック』〔2000年版〕蒼蒼社 512ページ。

以上は日本の中国向け主要輸出品である。続いて、日本の主要輸出品のデータに基づいて、SAS により因子分析を行う。分析の [出力結果] は以下に示される。

The FACTOR Procedure  
Initial Factor Method: Principal Components  
Prior Communality Estimates: ONE

Eigenvalues of the Correlation Matrix: Total = 6 Average = 1

	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
1	5.83996008	5.72101007	0.9733	0.9733
2	0.11895001	0.09162753	0.0198	0.9932
3	0.02732248	0.01462178	0.0046	0.9977
4	0.01270070	0.01176573	0.0021	0.9998
5	0.00093496	0.00080318	0.0002	1.0000
6	0.00013178		0.0000	1.0000

2 factors will be retained by the NFACTOR criterion.

中日貿易の成長と課題

Factor Pattern

		Factor1	Factor2
x1	anendo	0.97258	0.21330
x2	bnendo	0.98915	0.12387
x3	cnendo	0.99602	-0.01985
x4	dnendo	0.99575	-0.08685
x5	enendo	0.97370	-0.22392
x6	fnendo	0.99195	-0.00575

Variance Explained by Each Factor

Factor1	Factor2
5.8399601	0.1189500

Final Communality Estimates: Total = 5.958910

x1	x2	x3	x4	x5	x6
0.99141143	0.99375986	0.99245496	0.99905244	0.99822601	0.98400537

Rotation Method: Varimax

Scoring Coefficients Estimated by Regression

Squared Multiple Correlations of the Variables with Each Factor

Factor1	Factor2
1.0000000	1.0000000

Standardized Scoring Coefficients

		Factor1	Factor2
x1	anendo	1.3849147	-1.1512365
x2	bnendo	0.85565325	-0.6171898
x3	cnendo	0.00278325	0.23858655
x4	dnendo	-0.395233	0.63711482
x5	enendo	-1.2121566	1.44988365
x6	fnendo	0.08605525	0.15420739

OBS	code	fname	Factor1	Factor2
1	j	foodindu	-0.69412	-0.92663
2	k	textilin	0.14014	0.08556
3	l	chemical	-0.68319	0.87989
4	m	nonferoi	-0.71036	-0.72369
5	n	feroindu	0.57560	-0.27848
6	o	ironindu	0.49635	-0.83530
7	p	machinin	2.63744	0.11046
8	q	electroi	-0.28926	2.53397
9	r	transpor	-0.30874	-0.68252
10	s	seimmitu	-0.84380	-0.35409
11	t	otherind	-0.32007	0.19082

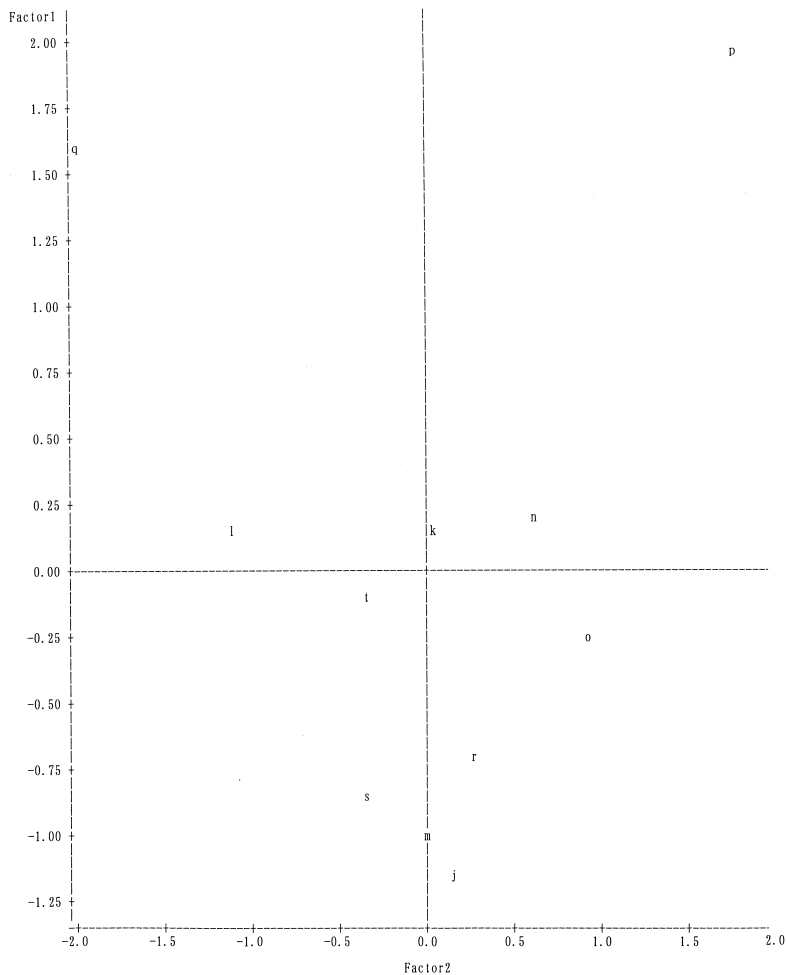


図1 プロット：Factor1\*Factor2. 使用するプロット文字：code の値

次に、以上の [出力結果] について説明する。

① 総分散=6, 平均=1の相関行列の固有値では、元の変数の相関行列の固有値が示されている。この固有値によれば、第1因子は5.8399であるが、第2因子は0.1189で1以下である。このことは、もとのデータの情報が、第1因子に97.33%が集中して、第2因子にはわずか1.98%しか集められていないことを示している。この場合、第2因子モデルが不適合であるため、解釈結果と現実は一致しないことがあれば、中止にする。ここでは、仮に第2因子モデルが適合として、分析作業を続ける<sup>1)</sup>。

1) 柳田義章著『労働生産性の国際比較研究』文真堂 2002年 15-16ページ。

② Factor Pattern は、第1因子及び第2因子の因子負荷量の推定値である。

Factor Pattern によると、第1因子は、各変数において、因子負荷量の係数は、全て正である。即ち、第1因子の値が大であれば、各変数の値も大であり、その値が小であれば、各変数の値も小である。したがって、第1因子は、全期間にわたる貿易額の数値の大・小であることを表している<sup>2)</sup>。

そうすると、全期間において各年度の貿易額の数値が大きければ、後に示される各オブザーションの因子得点が高くなり〔+表示〕、各年度の貿易額の数値が小さければ、各オブザーションの因子得点が低くなる〔-表示〕、というように説明される。

同じく、Factor Pattern によると、第2因子は、期間の前半 (X1, X2) の因子負荷量の係数は正で、期間の後半 (X3, X4, X5, X6) の因子負荷量の係数は負である。そこで、第2因子を期間の前半 (X1, X2) の貿易拡大・貿易縮小にすると、期間の前半 (X1, X2) で、貿易拡大であれば、第2因子の因子得点が大となり〔+表示〕、貿易縮小であれば、第2因子の因子得点が小となる〔-表示〕、と説明される。

③ 因子得点プロットについて説明する。

- A 第1象限 [Factor 1; 全期間貿易拡大 (+), Factor 2; 期間の前半で貿易拡大 (+)]  
[p, n, k]
- B 第2象限 [Factor 1; 全期間貿易拡大 (+), Factor 2; 期間の前半で貿易縮小 (-)]  
[q, l]
- C 第3象限 [Factor 1; 全期間貿易縮小 (-), Factor 2; 期間の前半で貿易縮小 (-)]  
[t, s]
- D 第4象限 [Factor 1; 全期間貿易縮小 (-), Factor 2; 期間の前半で貿易拡大 (+)]  
[o, r, j]

上述の出力結果を整理すると、1995年から2000年までの期間において、貿易額の大きい品目は、第1象限及び第2象限に対応して点在しており、貿易額の小さい品目は、第3象限及び第4象限に対応して点在している。

第1象限は、全期間で貿易が拡大し、期間の後半での貿易縮小の要因が強い品目である。この象限に属する品目は、日本にとって比較優位品目に対応するもので、競争力のある品目である。期間の後半で貿易縮小傾向を持続すると、比較優位性が弱くなり、比較劣位となる可能性がある。

第2象限は全期間で、貿易が拡大し、期間の後半での貿易拡大要因が強い。この象限に属する品目は、日本の比較優位品目に対するものである。日本は競争力を持っている品目である。

---

2) 柳田義章著前掲書16-17ページ。

第3象限は、全期間で貿易が縮小し、期間の後半で貿易拡大傾向にある品目である。基本的には、中国に対する比較劣位品目に対応するものであるが期間の後期で、貿易拡大傾向を持続すると、比較優位に転化する可能性がある。

第4象限は、全期間で貿易が縮小し、期間の後半の貿易縮小要因が強い品目である<sup>3)</sup>。日本にとって、比較劣位な品目である。

以上、第2因子モデルが成立すると仮定して、分析を行ってきたが、分析結果と現実が基本的には、一致することが分かった。次に、分析結果によって、更に、1995年から2000年まで日本の対中輸出動向を検証していきよう。

因子得点から見ると、対中輸出における上位5品目は、①電気機器、②一般機械、③化学製品、④金属及び同製品、⑤繊維及び同製品で、全て正である。これら5品目の全体に占める比率は80.6%であった。主要商品別動向は以下のとおり。

(1) 電気機器では、半導体等電子部品が24億1,736万ドル(47.1%増)、音響・映像機器の部品が8億5,451万ドル(35.1%増)と大幅に増加した。世界的なITブームの中、中国がIT関連商品の生産基地となっており、日系、欧米系、台湾系のIT関連企業への同部品供給が増加した。また、中国国内での消費拡大もこの背景にある。通信機も中国の携帯電話の爆発的な普及に伴い、6億1,800万ドル(95.5%増)と急増した。

(2) 金属及び同製品では、鉄鋼が21億3,813万ドル(38.8%増)と急増した。中国の家電、コンピュータの輸出増に伴い、中国での生産が容易でない高品質の薄板などの需要が高まったためである。

(3) 化学製品では、繊維の中間材料などとして有機化合物の需要が高まり、16億4,959万ドル(34.75%増)となった。また、プラスチックが14億4,176万ドル(29.8%増)と大幅に増加した。プラスチックのもととなるコンパウンドの輸出が好調だった。

(4) 一般機械では、原動機、荷役機械、加熱用・冷却用機器、建設用・鉱山用機械の需要が横ばいとなっているが、精密機器では、ICの回路パターンへの焼付けに用いられるステッパーなど科学光学機器が11億6,158万ドル(54.8%増)と大幅に増加した。

(5) 繊維及び同製品は、25億6,709万ドル(20.3%増)とプラスに転じた。

以上からみると、分析結果と検証結果が一致である。すなわち、第1因子は、全期間において各年度の貿易額が大きければ、因子得点が高くなる(+表示)。各年度の貿易額が小さければ、因子得点が低くなる(-表示)。第2因子は、期間の前半で貿易拡大であれば、因子得点が大きくなり(+表示)、貿易縮小であれば、因子得点が小となり(-表示)、と論証できる。

---

3) 以上は柳田義章著前掲書18-21ページを参考。

中日貿易の成長と課題

② 回転後の因子分析（バリマックス法）

次に、因子分析をさらに進めて、SASにより、バリマックス法を使って、因子分析をやってみたい。出力結果は以下通りである。

```

The FACTOR Procedure
Rotation Method: Varimax

Orthogonal Transformation Matrix

              1          2
1          0.70762      0.70659
2          0.70659     -0.70762

Rotated Factor Pattern

              Factor1      Factor2
x1  anendo      0.83894      0.53628
x2  bnendo      0.78747      0.61128
x3  cnendo      0.69078      0.71783
x4  dnendo      0.64325      0.76504
x5  enendo      0.53079      0.84646
x6  fnendo      0.69787      0.70497

Variance Explained by Each Factor

              Factor1      Factor2
              2.9836136      2.9752965

Final Communality Estimates: Total = 5.958910

      x1          x2          x3          x4          x5          x6
0.99141143      0.99375986      0.99245496      0.99905244      0.99822601      0.98400537
    
```

```

The FACTOR Procedure
Rotation Method: Varimax

Scoring Coefficients Estimated by Regression

Squared Multiple Correlations of the Variables with Each Factor

              Factor1      Factor2
              1.0000000      1.0000000

Standardized Scoring Coefficients

              Factor1      Factor2
x1  anendo      1.3849147     -1.1512365
x2  bnendo      0.85565325     -0.6171898
x3  cnendo      0.00278325      0.23858655
x4  dnendo      -0.395233       0.63711482
x5  enendo      -1.2121566       1.44988365
x6  fnendo      0.08605525       0.15420739
    
```

OBS	code	fname	Factor1	Factor2
1	j	foodindu	-0.69412	-0.92663
2	k	textilin	0.14014	0.08556
3	l	chemical	-0.68319	0.87989
4	m	nonferoi	-0.71036	-0.72369
5	n	feroindu	0.57560	-0.27848
6	o	ironindu	0.49635	-0.83530
7	p	machinin	2.63744	0.11046
8	q	electroi	-0.28926	2.53397
9	r	transpor	-0.30874	-0.68252
10	s	seimmitu	-0.84380	-0.35409
11	t	otherind	-0.32007	0.19082

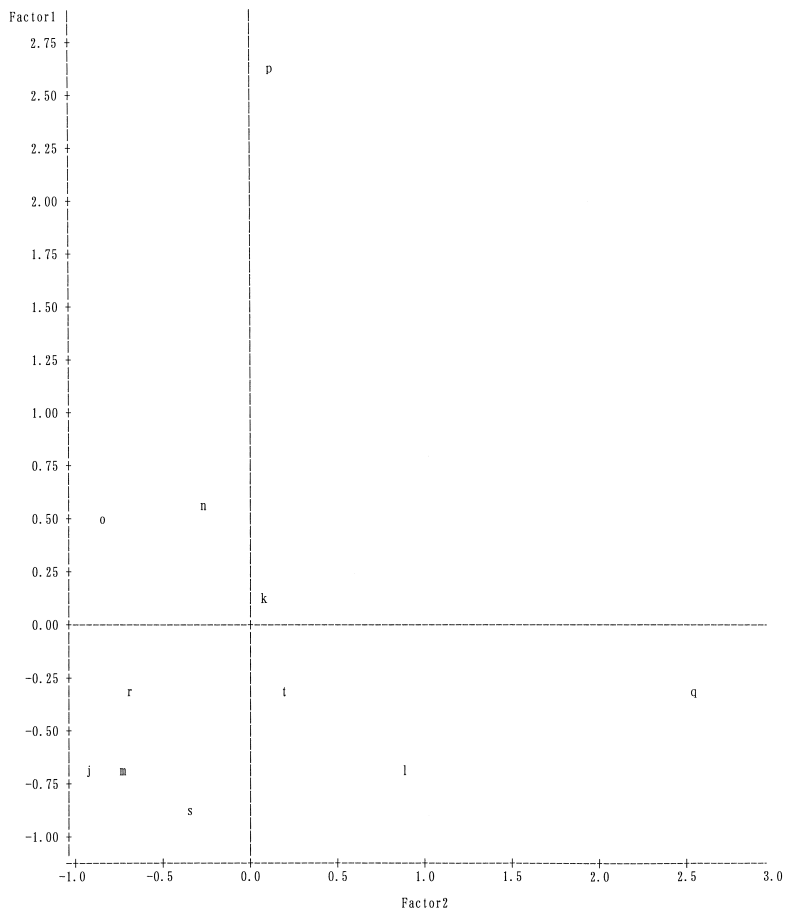


図2 プロット：Factor1\*Factor2. 使用するプロット文字：code の値



以下は、バリマックス法による結果について説明する。

① 2つの因子の分散を示す「Variance explained by each Factor」で、第1因子が2・9836、第2因子が2・9752であり、総分散6の内5・9588、即ち、99・15%を説明している。また、2因子の共通性は80%以上で、2因子モデルで十分説明することができる。

② Rotated Factor Pattern によれば、第1因子は期間の前半に大きな因子負荷量を持っており、第2因子は期間の後半に大きな因子負荷量を示している。そこで、第1因子を期間の前半の貿易拡大・縮小要因、第2因子を期間の後半の貿易拡大・縮小要因、と解釈する。

③ 因子得点プロットから、以下情報が得られる。

A 第1象限 [Factor 1；期間の前半で貿易拡大 (+)，Factor 2；期間の後半で貿易拡大 (+)] [p, k]

B 第2象限 [Factor 1；期間の前半で貿易拡大 (+)，Factor 2；期間の後半で貿易縮小 (-)] [o, n]

C 第3象限 [Factor 1；期間の前半で貿易縮小 (-)，Factor 2；期間の後半で貿易縮小 (-)] [r, j, s, m]

D 第4象限 [Factor 1；期間の前半で貿易縮小 (-)，Factor 2；期間の後半で貿易拡大 (+)] [t, q, i]

以上のデータ分析は、全体としては貿易拡大・縮小の傾向を示している。

第1象限は、期間の前半・後半で貿易が拡大した品目である。この象限に属する品目は、日本にとって比較優位に対応する品目で、競争力のある品目である。

第2象限は、期間の前半で貿易拡大し、期間の後半で貿易縮小した品目である。この象限に属する品目は、日本の比較優位に対応するが、後半の期間での貿易縮小傾向を持続するならば、比較劣位へと転化するおそれがある。

第3象限は、期間の前半及び後半で貿易が縮小した品目である。

第4象限は、期間の前半で貿易縮小し、期間の後半で貿易拡大した品目である。この象限に属する品目は、日本の比較優位に対応するであるが、後半の期間での貿易拡大傾向を持続すれば、輸出が更に増加するであろう<sup>4)</sup>。

---

4) 以上は柳田義章著前掲書21-26ページを参考。

2. 日本の対中輸入の因子分析

続けて、日本の対中輸入の因子分析を行う。

① 回転前の因子分析

表2 日本の中国から主要輸入品

(単位：100万ドル)

品 目	95年	96年	97年	98年	99年	00年
食 料 品	4,708	5,054	5,041	4,601	5,206	5,274
原 料 品	1,364	1,475	1,480	1,106	1,256	1,267
鉱物性燃料	2,097	2,404	2,419	1,467	1,349	1,278
原 油	1,533	1,675	1,613	768	659	678
石 油 製 品	48	98	100	71	122	136
化 学 製 品	1,324	1,401	1,472	1,306	1,336	1,328
織 維 製 品	12,355	13,627	12,381	10,946	13,160	14,250
衣 類	10,483	11,674	10,453	9,407	11,440	12,359
非 金 属 鉱 物	769	841	928	821	911	918
金 属 製 品	2,203	1,494	1,906	1,487	1,560	1,603
機 械 機 器	5,158	7,323	8,756	8,654	10,315	10,378
そ の 他	5,944	6,914	7,479	6,504	7,700	3,969
合 計	47,986	53,980	54,028	47,138	55,014	55,301

(資料) 稲恒 清『中国情報ハンドブック』〔2000年版〕蒼蒼社 513ページ。

以上は日本の中国から主要輸出品である。続いて、日本の主要輸入品のデータに基づいて、SASにより因子分析を行う。分析の〔出力結果〕は以下に示される。

The FACTOR Procedure  
Initial Factor Method: Principal Components  
Prior Communality Estimates: ONE

Eigenvalues of the Correlation Matrix: Total = 6 Average = 1

	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
1	5.86766546	5.78593231	0.9779	0.9779
2	0.08173316	0.03545868	0.0136	0.9916
3	0.04627448	0.04346397	0.0077	0.9993
4	0.00281051	0.00143267	0.0005	0.9997
5	0.00137784	0.00123930	0.0002	1.0000
6	0.00013855		0.0000	1.0000

2 factors will be retained by the NFACTOR criterion.

中日貿易の成長と課題

Factor Pattern

		Factor1	Factor2
x1	anendo	0.97774	0.20731
x2	bnendo	0.99392	0.10356
x3	cnendo	0.99609	-0.02213
x4	dnendo	0.99308	-0.09987
x5	enendo	0.99316	-0.10068
x6	fnendo	0.97931	-0.08621

Variance Explained by Each Factor

Factor1	Factor2
5.8676655	0.0817332

Final Communality Estimates: Total = 5.949399

x1	x2	x3	x4	x5	x6
0.99894517	0.99861020	0.99268853	0.99617730	0.99650612	0.96647130

The FACTOR Procedure  
Initial Factor Method: Principal Components

Scoring Coefficients Estimated by Regression

Squared Multiple Correlations of the Variables with Each Factor

Factor1	Factor2
1.0000000	1.0000000

Standardized Scoring Coefficients

		Factor1	Factor2
x1	anendo	0.16663103	2.53647682
x2	bnendo	0.16939015	1.26700256
x3	cnendo	0.16975948	-0.270718
x4	dnendo	0.16924587	-1.2218497
x5	enendo	0.16926014	-1.2317621
x6	fnendo	0.16689869	-1.0547436

OBS	code	fname	Factor1	Factor2
1	j	foodindu	0.15119	0.03469
2	k	genryouh	-0.69112	0.04017
3	l	koubutus	-0.56881	0.56351
4	m	oil	-0.73279	0.62006
5	n	oilindu	-0.97631	-0.25715
6	o	chemical	-0.68247	-0.10136
7	p	textilin	1.94614	1.02381
8	q	irui	1.52441	0.69476
9	r	nonferoi	-0.79843	-0.23596
10	s	feroindu	-0.59948	0.29175
11	t	machin	0.92914	-2.91972
12	u	otherind	0.49854	0.23944

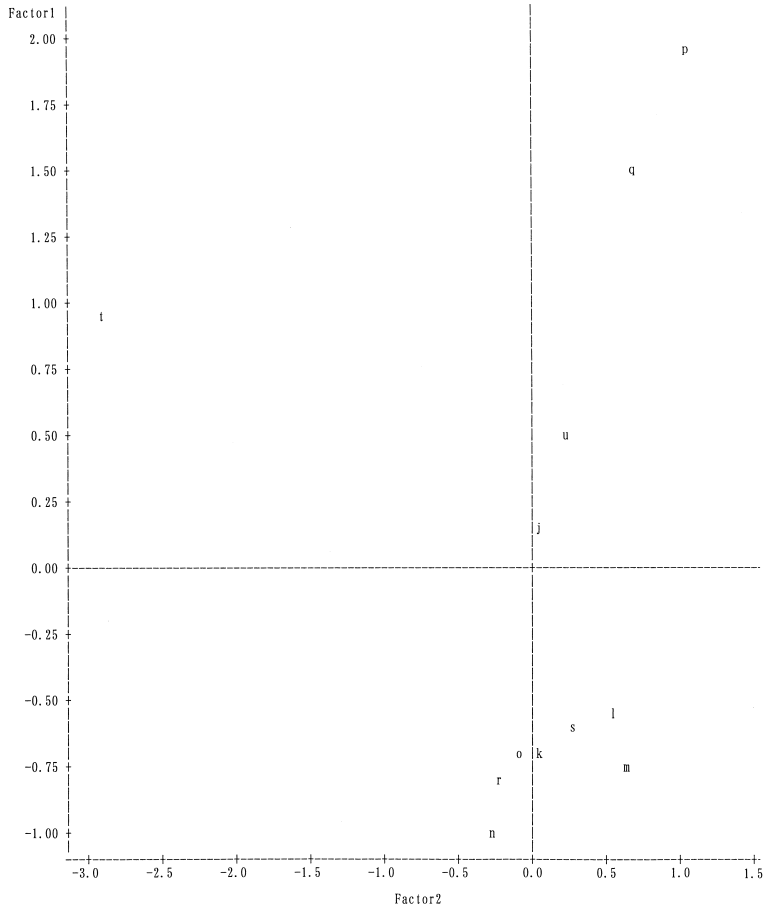


図3 プロット：Factor1\*Factor2. 使用するプロット文字：code の値

次に、以上の [出力結果] について説明する。

① 総分散 = 6, 平均 = 1 の相関行列の固有値では、元の変数の相関行列の固有値が示されている。この固有値によれば、第1因子は5.8676であるが、第2因子は0.0817で1以下である。このことは、もとのデータの情報が、第1因子に97.79%が集中して、第2因子にはわずか1.36%しか集められていないことを示している。この場合、第2因子モデルが不適合であるため、解釈結果と現実は一致しないことがあれば、中止にする。ここでは、仮に第2因子モデルが適合として、分析作業を続ける。

② Factor Pattern は、第1因子及び第2v因子の因子負荷量の推定値である。

Factor Pattern によると、第1因子は、各変数において、因子負荷量の係数は、全て正である。即ち、第1因子の値が大であれば、各変数の値も大であり、その値が小であれば、各変数の値も小である。したがって、第1因子は、全期間にわたる貿易額の数値の大・小であ

ることを説明できる。

そうすると、全期間において各年度の貿易額の数値が大きければ、後に示される各オブザベーションの因子得点が高くなり〔+表示〕、各年度の貿易額の数値が小さければ、各オブザベーションの因子得点が低くなる〔-表示〕、というように説明する。

同じく、Factor Pattern によると、第2因子は、期間の前半(X1, X2)の因子負荷量の係数は正で、期間の後半(X3, X4, X5, X6)の因子負荷量の係数は負である。そこで、第2因子を期間の前半(X1, X2)の貿易拡大・貿易縮小にすると、期間の前半(X1, X2)で、貿易拡大であれば、第2因子の因子得点が大となり〔+表示〕、貿易縮小であれば、第2因子の因子得点が大となる〔-表示〕、と説明する。

③ 因子得点プロットについて説明する。

- A 第1象限 [Factor 1；全期間貿易拡大 (+), Factor 2；期間の後半で貿易縮小 (-)]  
[p, q, u, j]
- B 第2象限 [Factor 1；全期間貿易拡大 (+), Factor 2；期間の後半で貿易拡大 (+)]  
[t]
- C 第3象限 [Factor 1；全期間貿易縮小 (-), Factor 2；期間の後半で貿易拡大 (+)]  
[0, r, n]
- D 第4象限 [Factor 1；全期間貿易縮小 (-), Factor 2；期間の後半で貿易縮小 (-)]  
[l, m, s, k]

上述の出力結果を整理すると、1995年から2000年までの期間において、貿易額の大きい品目は、第1象限及び第2象限に対応して点在しており、貿易額の小さい品目は、第3象限及び第4象限に対応して点在している。

第1象限は、全期間で貿易が拡大し、期間の後半での貿易縮小の要因が強い品目である。この象限に属する品目は、中国にとって比較優位品目に対応するもので、競争力のある品目である。期間の後半で、貿易縮小傾向を持続すると、比較優位性が弱くなり、比較劣位となる可能性がある。

第2象限は全期間で、貿易が拡大し、期間の後半での貿易拡大要因が強い、つまり貿易拡大傾向にある品目である。この象限に属する品目は、中国の比較優位品目に対するものである。中国は競争力を持っている品目である。

第3象限は、全期間で貿易が縮小し、期間の後半で貿易拡大傾向にある品目である。期間の後半で、貿易拡大傾向を持続すると、比較優位に転化する可能性がある。

第4象限は、全期間で貿易が縮小し、期間の後半の貿易縮小要因が強い品目である。中国にとって、比較劣位な品目である。

以上、第2因子モデルが成立すると仮定し、分析を行ってきたが、分析結果と現実が基本

的には、一致することが分かった<sup>5)</sup>。

次に、分析結果によって、更に、1995年から2000年まで日本の対中輸入動向を検証していきよう。

因子得点からみると、対中輸入における上位5品目は、①繊維製品、②機械機器、③食料品、④金属及び同製品、⑤鉱物燃料で、全て正である。

(1) 繊維製品は、131億5,998万ドルと、引き続き大幅な伸びを示した。

(2) 機械機器では、音響映像機器が18億5,311万ドルと顕著な伸びを示した。パソコンなど事務用機器も15億2,267万ドル(21.5%増)と増加した。

(3) 食料品は、20億8,630万ドル(18.6%増)と大幅に増加した。

(4) 金属及び同製品と鉱物性燃料は、減少の傾向が続いている。

前述のように、第1・2因子モデルは、同様に成立できる。

② 回転後の因子分析(バリマックス法)

次に、因子分析をさらに進めて、SASにより、バリマックス法を使って、因子分析をやってみたい。出力結果は以下通りである。

The FACTOR Procedure  
Initial Factor Method: Principal Components  
Prior Communality Estimates: ONE

Eigenvalues of the Correlation Matrix: Total = 6 Average = 1

	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
1	5.86766546	5.78593231	0.9779	0.9779
2	0.08173316	0.03545868	0.0136	0.9916
3	0.04627448	0.04346397	0.0077	0.9993
4	0.00281051	0.00143267	0.0005	0.9997
5	0.00137784	0.00123930	0.0002	1.0000
6	0.00013855		0.0000	1.0000

2 factors will be retained by the NFACTOR criterion.

Factor Pattern

		Factor1	Factor2
x1	anendo	0.97774	0.20731
x2	bnendo	0.99392	0.10356
x3	cnendo	0.99609	-0.02213
x4	dnendo	0.99308	-0.09987
x5	enendo	0.99316	-0.10068
x6	fnendo	0.97931	-0.08621

5) 以上は柳田義章著前掲書15-21ページを参考。

中日貿易の成長と課題

Variance Explained by Each Factor

Factor1	Factor2
5.8676655	0.0817332

Final Communality Estimates: Total = 5.949399

x1	x2	x3	x4	x5	x6
0.99894517	0.99861020	0.99268853	0.99617730	0.99650612	0.96647130

The FACTOR Procedure  
Rotation Method: Varimax

Orthogonal Transformation Matrix

	1	2
1	0.73827	0.67451
2	-0.67451	0.73827

Rotated Factor Pattern

		Factor1	Factor2
x1	anendo	0.58199	0.81255
x2	bnendo	0.66393	0.74686
x3	cnendo	0.75030	0.65554
x4	dnendo	0.80052	0.59611
x5	enendo	0.80112	0.59557
x6	fnendo	0.78114	0.59691

Variance Explained by Each Factor

Factor1	Factor2
3.2352724	2.7141262

Final Communality Estimates: Total = 5.949399

x1	x2	x3	x4	x5	x6
0.99894517	0.99861020	0.99268853	0.99617730	0.99650612	0.96647130

The FACTOR Procedure  
Rotation Method: Varimax

Scoring Coefficients Estimated by Regression

Squared Multiple Correlations of the Variables with Each Factor

Factor1	Factor2
1.0000000	1.0000000

Standardized Scoring Coefficients

		Factor1	Factor2
x1	anendo	-1.5878623	1.98498715
x2	bnendo	-0.7295516	1.04963943
x3	cnendo	0.30792965	-0.0853572
x4	dnendo	0.94909874	-0.7878911
x5	enendo	0.9557953	-0.7951994
x6	fnendo	0.83465109	-0.6661057

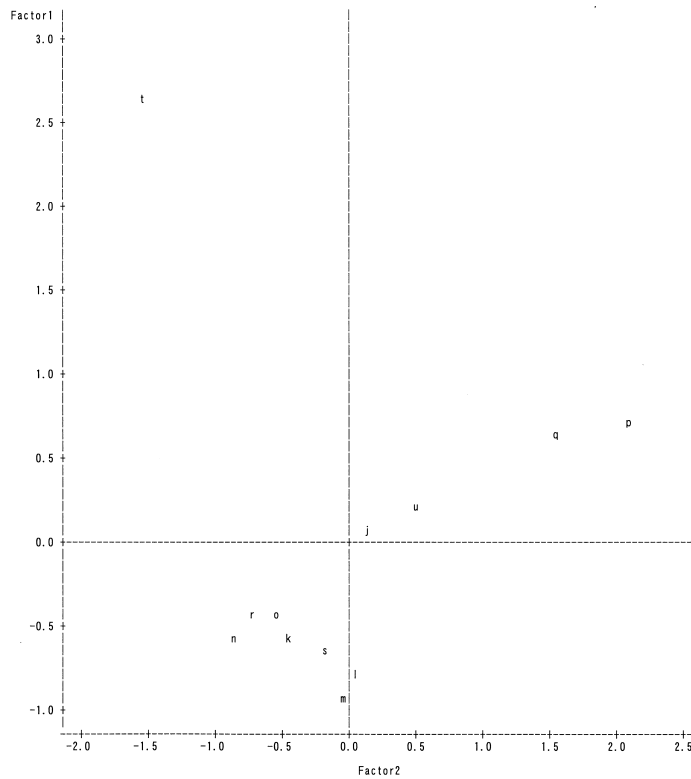


図4 プロット：Factor1\*Factor2. 使用するプロット文字：code の値

バリマックス法による結果について説明する。

① 2つの因子の分散を示す「Variance explained by each Factor」で、第1因子が5・8676、第2因子が0・0817であり、総分散6の内5・8676、即ち、97・79%を説明している。しかし、第2因子の共通性は僅か1・36%で、第2因子モデルで十分説明することができない。その時、仮に第2因子が成立させ、分析作業を続行する。

② Rotated Factor Pattern によれば、第1因子は期間の前半に大きな因子負荷量を持っており、第2因子は期間の後半に大きな因子負荷量を示している。そこで、第1因子を期間の



前半の貿易拡大・縮小要因、第2因子を期間の後半の貿易拡大・縮小要因、と解釈する。

③ 因子得点プロットから、以下情報が得られる。

A 第1象限 [Factor 1；期間の前半で貿易拡大 (+)，Factor 2；期間の後半で貿易拡大 (+)] [p, q, u, j]

B 第2象限 [Factor 1；期間の前半で貿易拡大 (+)，Factor 2；期間の後半で貿易縮小 (-)] [t]

C 第3象限 [Factor 1；期間の前半で貿易縮小 (-)，Factor 2；期間の後半で貿易縮小 (-)] [0, r, n, k, s, m]

D 第4象限 [Factor 1；期間の前半で貿易縮小 (-)，Factor 2；期間の後半で貿易拡大 (+)] [l]

第1象限は、期間の前半・後半で貿易が拡大した品目である。この象限に属する品目は、日本にとって比較優位に対応する品目で、競争力のある品目である。

第2象限は、期間の前半で貿易拡大し、期間の後半で貿易縮小した品目である。この象限に属する品目は、日本の比較優位に対応するであるが、後半の期間での貿易縮小傾向を持続するならば、比較劣位へと転化するおそれがある。

第3象限は、期間の前半及び後半で貿易が縮小した品目である。

第4象限は、期間の前半で貿易縮小し、期間の後半で貿易拡大した品目である。

以上から見ると、回転前の因子分析とバリマックス法による因子分析との結果はほとんど同じであることを判断できる<sup>6)</sup>。

日中貿易の因子分析を通して、1995年から2000年までの日中貿易が急速成長要因は以下品目の輸出・入の拡大である。

① 日本の対中輸出は、工業製品がほとんどで、中でも一般機械・電気機器類が高いシェアを占めている。

② 日本の対中輸入の大半は、労働集約的製品に占められている。

③ 日本の対中輸出は、WTOによる工業製品の関税引き下げの品目である。

### III. 中日貿易の発展要因及び課題

#### 1. 中日間の貿易拡大の要因

1980年代以降、中国の改革開放の推進や経済の高成長などの背景に、日中貿易は目覚ましい発展を遂げてきた。貿易統計によると、1980年に94億ドルしかなかった日中貿易額は、2000

6) 以上は柳田義章著前掲書21-26ページを参考。

年には858億ドルへと9倍にも拡大してきた。

さらに、中国のWTO加盟に伴い、貿易面では、工業製品に関する関税の大幅引き下げ、輸入許可・輸入割当等非関税障壁の削減などの約束が履行されることから、日本からの高付加価値製品・部品を中心に輸出の増加は拡大している。また、輸入は現地生産品・開発輸出品を中心に大幅な伸びを維持していくと思われる。

その一方、中国の労働集約型産業の輸出を中心に引き続き高い伸びを継続している。既に家電製品やパソコンやその周辺機器の生産では、中国が世界の中心になりつつある。そうすれば、製品の日本向け輸出や電子部品の日本からの輸入増加が予想される。また、中長期では、乗用車を中心とした自動車及び関連分野の生産・販売が大きな発展を遂げ、中国の経済発展を促進していくものと考えられる<sup>7)</sup>。

こうした状況を総合的に見ると、今後10年間では、中国から日本への輸入全体で年平均10%以上の伸び率が継続していくと予想する。この試算では、10年後の日本の対中貿易赤字は900億ドルとなり、2000年の3倍強、2000年の日本の対米貿易黒字（700億ドル）の規模を上回るレベルとなる。

前述のように、中日貿易の成長要因はその主要産業における輸出・輸入とも増大することになる。中国と日本の貿易関係においては、直接投資が貿易の重要な促進要因になっている。

直接投資の拡大は貿易を拡大する効果をもつ。その効果は貿易を説明するほかの要因、すなわち、賃金格差や為替レートよりも、大きい可能性もある。

日本の対中輸出入について見てみると、いずれにおいても日本の各産業における対中投資の増大が日本の中国からの輸入増大を説明する有力な要因になっていることが見て取れる。また、日本の製造企業全体の直接投資が、日本の対中機械輸出を促進する効果ももっている。これは直接投資に伴って現地工場で使う機械設備が日本から輸出されることが多いためである。

## 2. 今後の中日貿易の展望と課題

1979年の改革・開放政策の導入以降、中国は目覚ましい経済発展を遂げてきた。中国経済の世界におけるプレゼンスは着実に大きくなり、2002年の中国の輸出額が世界全体に占めるシェアは5.6%となった。アメリカでは対中輸入額が対日輸入額を、日本では対中輸入額を上回った。

中日間の輸出入構造も大きく変化してきている。特に著しく変化したのは、対中輸出品目構造である。90年代に入って機械機器分野の対中生産シフトが増加したこともあり、2002年

---

7) 『世界と日本の海外直接投資』 ジェトロ投資白書2002年版 日本貿易振興会

には繊維製品に代わって最大の輸入品目となった。実証分析によれば、基本的に技術レベルの異なる製品が貿易されている。

中日貿易の成長要因の1つに、日本の対中直接投資がある。90年代前半までは逆輸入を目的とした繊維分野への投資が多かったが、後半になると、電機や輸送機器分野への投資が多くなった。最近の特徴は中国市場への販売を目指した投資が増加していることであり、また中国で操業している企業にも、現地販売を拡大する傾向が見られる。中国における所得水準の上昇と規制緩和の進展がこの背景にある。

今後は、日本企業の現地市場を目指した投資の増加や現地での事業拡大により、日本からの部品や資本財の輸出がさらに誘発されることや、中国の購買力の上昇に伴って日本製製品に対する需要が拡大することなどから、日本の対中輸出は高水準で伸びる可能性がある。

日本にとっては中日間の関係が基本的に相互補完関係であることを踏まえ、拡大均衡をめざすことが重要である。中国との相互依存を強めながら、国内の産業構造をいかに高度化させるかが日本のこれからの課題となる。

## おわりに

中国は1979年に改革開放路線に転じて以来、外国直接投資の投入によって急速な雁行型キャッチアップ工業化を短期間に成功させつつある。WTOへの加盟も実現した。加工農産物や労働集約的な繊維製品からはじめ、鉄鋼・化学、電気製品、さらにIT製品に及ぶいわば総花的工業化・輸出主導急成長を(1960~1970年代の日本と同様に)達成し、今や「世界の工場」に躍進した。

この圧縮された飛躍は、雁行型発展論の変質をせまるわけではない。むしろ発展の国際的伝播が成功し、中日経済が同質化したこと、従って、同質化の矛盾を打開しアジア地域経済を活性化する方策を要求すべき段階に到達したことを意味する。そのため、産業内水平貿易を推進しなければならない。

中国は「世界の工場」に躍進した結果、日本(アジア諸国)が、低廉な中国製品の洪水に見舞われ、輸入超過に苦しむ懸念があることである。実際はそうではない。対中貿易は輸出も輸入も急速に伸びている。高度成長を持続するのに、中国の輸入需要は、食料、エネルギー、鉄鋼、基礎化学品、さらに生活向上用各種消費材など驚くほど膨大である。外資依存の総花的工業化には、技術、原材料、部品、機械設備の大量な輸入も不可欠である。中間財輸入と製品輸出、廉価品輸入と高級品輸出という各種産業内水平貿易を中日間で拡大する余地は一番に大きい。

中日経済が比較生産費に従う貿易と直接投資の拡充を通じて、お互いに切り離しえないほ

ど統合し一体化することによって、アジア地域自由貿易圏が構築される。

### 参 考 文 献

- 1 『世界と日本の海外直接投資』 ジェトロ投資白書2002年版 日本貿易振興会
- 2 『世界と日本の貿易』 ジェトロ白書貿易編 日本貿易振興会 2003年
- 3 中国研究所『中国年鑑』2002版 創土社 2002年
- 4 三菱総合研究所『中国情報ハンドブック』2002年版 蒼蒼社 2002年
- 5 中国研究所『中国統計年鑑』2002年版 大修館書店 2002年
- 6 中国研究所『中国年鑑』2000版 創土社 2000年
- 7 三菱総合研究所『中国情報ハンドブック』2000年版 蒼蒼社 2000年
- 8 内田治・松木秀明・上野真由美『JMP による多変量解析』東京図書株式会社 2002年
- 9 柳田義章『労働生産性の国際比較研究』文真堂 2002年
- 10 『中国経済』「現代の中国の貿易構造」日本貿易振興会 2003年
- 11 平田潤『検証アジア』東洋経済新報社 1998年
- 12 徐照彦『華人経済圏と日本』有信堂高文社 1998年
- 13 蓑谷千風彦『計量経済学』東洋経済新報社 1997年
- 14 田中勝人『経済統計』岩波書店 1996年
- 15 柳田義章「日米製造業の比較生産性と相対輸出」『経済科学研究』第5巻第1号 広島修道大学経済科学会 2001年
- 16 王志楽「日本の他国企業 対中投資の発展」『中国経済』日本貿易振興会 1998年
- 17 市村真一『中国から見た日本経営』東洋経済新報社 1998年