中国医薬品産業の変化に関連する統計分析 中国 WTO 加盟前後の時期を中心にして

李 麗 (受付 2008年5月12日)

[目 次]

はじめに

- 1. 製造業における医薬品産業の地位の変化
- 2. 医薬品産業品目の構造変化
- 3. 医薬品産業の貿易構造の変化 おわりに

はじめに

中国では、1990年代以降、改革開放が加速し、沿海地域を中心に各地域の経済発展は顕著になっている。製造業の発展が中国経済を牽引する現状の中で、医薬品産業は1980年から生産額が年間17.5%の平均伸び率で成長し、国民経済の中で最も発展が早く、成長性の高い産業部門になった¹⁾。しかし、高い成長率を保っていっても、中国医薬品産業の現状は楽観的なものにはみえない。WTO 加盟前の中国製薬業界において、数多くの国内製薬企業は規模が小さく、同種製品を生産しており、技術と管理水準が低く、新薬開発能力が低い現状であった。一方、製薬企業は、1980年から、中国政府が外資を導入し始めてから、中国医薬市場の1/3のシェアを占めるようになり、さらに、輸出を促進しはじめた。このことから中国医薬品産業の発展に対しては、多国籍企業からの投資と技術移転が不可欠であると思われる。

2001年11月12日, 中国は WTO の加盟国として正式に承認された。WTO 加盟によって, 中国は自由貿易と市場経済を宗旨とする WTO の諸ルールを遵守する義務が生じ, 貿易政策や外資政策の調整を行わなければならない。したがって, WTO 加盟は, 中国の経済成長と産業構造の調整に大きな役割を果たすと考えられるが, 国内企業にとっても衝撃をもたらすであろう。WTO 加盟における中国政府の承諾の中には, 医療に関連するのは, 知的所有権の保護, 関税の引き下げ, 大型医療機械の輸入制限の撤廃, 医療品流通サービスの開放, 医療サービスの開放の5項目がある。そのうち, 一部の化学医薬品の輸入関税が従来の9%~

宗 寂「医薬品産業の現状と発展趨勢 化学薬品と漢方製薬のリード企業ランキング」2001 『Chinese Economic Weekly』

12%から、4.6%へと大きく下げられた。また、知的所有権の保護によって、多国籍企業の参入がさらに容易になる。

こういう厳しい現状の中で、中国医薬品産業は、WTO 加盟ショックの影響を受けたであろう。中国 WTO 加盟による製薬業界の衝撃について、何雯(2001)は、輸入医薬品の関税が引き下げられ、国内医薬品市場への衝撃が必至であると述べている²⁾。また、宋立水他(2002)は、WTO 加盟による中国産業構造の影響について労働集約型製品の生産と輸出は拡大し、資本集約型製品の生産と輸出は抑制され、その製品の輸入は増加していくだろうと述べている³⁾。これまで、多くの研究者が WTO 加盟ショックの研究をあげてきたが、実証分析はまだ少ない。

本稿では、短期的に中国医薬品産業は WTO 加盟ショックの影響を本当に受けたのかどうかを考察することを目的にして実証分析を行う。まず、中国製造業における医薬品産業の地位の変化ついて分析する。次に、その時期の中国医薬品産業の構造変化を考察する。更に、中国医薬品産業の貿易構造の変化を踏まえて、生産と輸出の関係式を求める。

1. 製造業における医薬品産業の地位の変化

1.1 転換点の確認――分散分析

中国 WTO 加盟前後の1998年,2001年,2004年3時点で、中国医薬品産業の成長は大きな変動が存在するであろう、すなわち、中国医薬品産業にとっての転換点は、WTO 加盟の2001年にあったのではないかという仮説を検証する。そのために、1998年,2001年,2004年の3時点において、年度間で統計学的に求められる程度の変化があったのか、なかったのかについて検討していく。

そこで、[表1-1] 中国製造業の成長率をデータとして、EXECL より分散分析を試みる。まず、医薬品産業がどのように推移しているのか、また、中国 WTO 加盟の影響の有無を検出するために、2 要因の組みあわせによる平均値(医薬品産業)をグラフ化したものをみると、[図1-1] のとおりである。ここで、製造業の中にある中国医薬品産業の結果のみを取り上げる。

²⁾ 何 雯「中国製薬会社に資本再編の大波」『Chinese Economic Weekly』 2001年 P27

³⁾ 宋立水 他「中国の WTO 加盟とその中国経済への影響」『東アジア学術交流プロジェクト共同研究 6』 2001年 P114

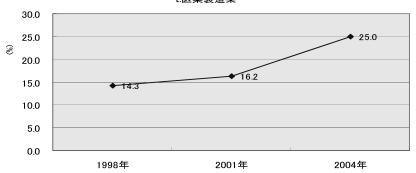
[表1-1] 中国製造業の生産額の成長率 (3年移動平均)

順位	産業コード	産業	1998	2001	2004
1	a	石炭採掘·選別業	4.17	5.94	55.72
2	b	石油・天然ガス採掘	8.58	18.25	25.21
3	С	鉄金属鉱採掘・選別	11.63	8.84	83.62
4	d	非鉄金属行鉱採掘・選別	1.74	7.88	34.81
5	e	非金属鉱採掘・選別	-3.35	4.60	22.14
6	f	食品加工	5.15	5.52	34.86
7	g	食品製造	7.31	11.36	28.81
8	h	飲料製造	12.23	5.16	15.29
9	i	煙草製品	12.30	7.76	16.59
10	j	紡職業	-1.65	9.49	27.14
11	k	衣料品, 靴, 帽子製造	12.42	9.55	20.59
12	1	皮革・毛皮・羽毛製品	7.44	10.65	27.47
13	m	木材加工及び竹,籐,草製品	7.12	16.87	30.09
14	n	家具製造	10.13	15.85	48.96
15	О	製紙・紙製品	7.51	15.05	28.44
16	p	印刷業及び記録メディア複製	10.74	11.14	23.37
17	q	文教用品製造	16.30	7.74	26.61
18	r	石油・石炭及び核原料加工	4.95	32.32	32.91
19	S	化学原料及び化学製品製造	7.05	12.07	34.36
20	t	医薬産業	14.27	16.22	24.98
21	u	化学繊維製造	0.68	7.90	32.79
22	v	ゴム製品	7.83	5.58	32.11
23	w	プラスチック製品	10.94	14.22	30.10
24	X	非金属鉱物製品	2.06	8.55	27.72
25	у	鉄金属製錬及び圧延加工	2.03	15.66	58.59
26	Z	非鉄金属製錬及び圧延加工	6.23	15.15	47.58
27	A	金属製品	10.09	10.88	27.52
28	В	通用設備製造	3.02	11.96	44.27
29	D	専用設備製造	3.11	7.50	36.93
30	E	交通運送設備製造	9.17	17.91	36.05
31	F	電気機器・器具製造	13.29	17.02	33.01
32	G	通信設備,パソコン及び関連設備	31.13	27.91	46.08
33	Н	計測器及び文化・事務用機械製造	20.91	11.78	45.19

出所:中国統計年鑑1996年版~2006年版

- 注:①製造業の産業別生産成長率(2年毎)は中国全国国有及び一定規模以上 の非国有企業の総生産額から計算したものである。一定規模は資本金が 500万元以上のことを指す。
 - ②2004年のデータは中国統計年鑑2005年に業種別の生産額が記載されないため、2003年と2005年のデータより計算したものである。
 - ③本表の成長率は各統計年鑑の業種別生産額の当時価格で計算したものである。
 - ④医薬製造業のデータは医薬品と製剤のみ(medical and pharmaceutical products)である。

[図1-1] 2要因の組み合わせによる平均値(医薬品産業) t.医薬製造業



注:[表1-1] により作成したものである。tは[表1-1] の産業コードを表している。

[表1-2] 平均値の差の検定:最小有意差法(年度間)

多重比較: Fisher の最小有意差法

**:1%有意 *:5%有意

5	뒥	子	水準1	水準2	平均值1	平均值2	差	統計量	P 値	判 定
			1998	2001	8.37987	12.2504	3.870545	2.1794	0.0317	*
Ð	日子	Α	1998	2004	8.37987	34.5436	26.16376	14.7324	0.0000	**
			2001	2004	12.2504	34.5436	22.29322	12.5530	0.0000	**

医薬製造業は1998年から2001年まで徐々に上昇し、2001年から急に上昇していることがわかる。

さらに、年度間の分散分析について、最小有意差法の結果は [表1-2] のとおりである。 2001年は1998年との間では 5 %水準で有意、2004年との間では 1 %水準で有意という結果が出た。2004年は1998年と2001と 1 %水準で有意である。つまり、各年度間において、統計学的な有意差を見出すことができた。この結果は、中国 WTO 加盟前後2001年を境として、中国の医薬品産業は大きな変化が存在することを示している。すなわち、WTO 加盟ショックの影響を受けず中国医薬品産業にとっての転換点がそこにあったのではないかという仮説は証明された。

1.2 製造業における医薬品産業の地位――因子分析(回転前)

中国 WTO 加盟前後、製造業における中国医薬品産業の地位の変化・推移をより視覚的に 把握することを目的とする。

それを解明するために、1998年、2001年、2004年、3 時点で中国製造業の3年平均生産成長率を取り上げ、[表1-1] 成長率をデータに基づいて、因子分析を行う。その結果は以下のとおりである。

中国医薬品産業の変化に関連する統計分析

[中国製造業別成長率の因子分析:出力結果]

FACTOR プロシジャ

初期因子抽出法: 主成分解 事前共通性の推定値: ONE

相関行列の固有値: 合計 = 3 平均 = 1

	固有値	差	比率	累積
1	1. 41806790	0. 45507085	0. 4727	0. 4727
2	0. 96299705	0. 34406199	0. 3210	0. 7937
3	0. 61893505		0. 2063	1.0000

2 因子が NFACTOR 基準により示されます。

因子パターン

		Factor1	Factor2
X1	1998	0. 78367	-0. 31286
X2	2001	0. 81702	-0. 11702
Х3	2004	0. 36932	0. 92273
		因子の分散	

Factor 1 Factor 2 1.4180679 0.9629970

最終的な共通性の推定値: 合計 = 2.381065

X2 X3

FACTOR プロシジャ

初期因子抽出法: 主成分解 回帰による因子スコア係数の推定

変数群と各因子の重相関係数の 2 乗

Factor1 Factor2
1.0000000 1.0000000

標準化因子スコア係数

	Factori	FactorZ	
X1	1998	0. 55264	-0. 32488
X2	2001	0. 57615	-0. 12151
Х3	2004	0. 26044	0. 95818

以上の出力結果から、ここで必要とする最小限の情報を取り上げると、以下のようになる。 まず、共通因子を見てみよう。第1因(FACTOR1)の固有値は、1.4180679、寄与率は 0.4727である。第1因子は1より大きいので、問題はないとみられる。第2因子(FACTOR1) は0.96299705で、1に近く、寄与率の値が0.3210である。第1因子と第2因子の累積寄与率 は0.7937である。ここで因子分析を行うにおいて共通2因子モデルが成り立つものと仮定す る。 次に、因子負荷量を見てみよう。因子パターンによると第1因子は各変数全てにおいて、因子負荷量の係数は正である。このことは、第1因子の値が大であれば、各変数(業種別の年平均成長率を指す、以下では、成長率と略称する)の値も大であることを意味し、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、全期間にわたる成長率の数値の大・小を意味しているものと解釈される。

したがって、第1因子は、全期間(1998, 2001, 2004)において各時点の業種別成長率の値が大きければ、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、全期間において各時点の生産率の値が小さければ、各オブザベーションの因子得点が低くなると解釈する。

各産業の第1因子(FACTOR1),第2因子(FACTOR2)の負荷量は[出力結果]によれば,[表1-3] の因子得点を纏めることができる。

同じく,因子パターンによると,第2因子(FACTOR2)は期間の後半(2004)の因子負荷量の係数は正で,期間の前半(1998, 2001)の因子負荷量の係数は負である。そこで,第2因子を期間の後半(2004)の成長率上昇・低下とみると,期間の後半(2004)で成長率上昇であれば,第2因子の因子得点が大(+表示)となり,期間の後半(2004)で成長率低下であれば,第2因子得点が小(-表示)となると解釈する。

以上のように、第1因子(FACTOR1)、第2因子(FACTOR2)は解釈される。また、各産業の第1因子(FACTOR1)、第2因子(FACTOR2)の負荷量は[図1-2]で平面にプロットした。それに基づき以下のように纏めることができる。

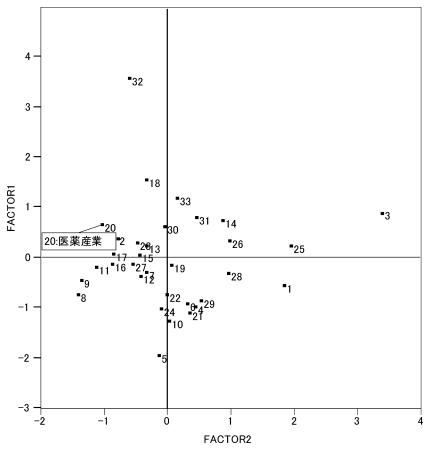
- A. 第1象限 (FACTOR1; 全期間に成長率の上昇 (+), FACTOR2; 期間の後半で成長率の上昇 (+)
 - [3. 鉄金属鉱採掘・選別, 14. 家具製造, 25. 鉄金属製錬及び圧延加工, 26. 非鉄金属製錬及び圧延加工, 31. 電気機器・器具製造, 33. 計測器及び文化・事務用機械製造] この象限に属する産業は発展型産業になるといえよう。
- B. 第2象限 (FACTOR1; 全期間に成長率の上昇 (+), FACTOR2; 期間の後半で低下 (-)
 - [2. 石油・天然ガス採掘, 13. 木材加工及び竹・籐・草製品, 15. 製紙・紙製品, 17. 文教用品製造, 18. 石油・石炭及び核原料加工, 20. 医薬製造業, 23. プラスチック製品, 30. 交通運送設備製造, 32. 通信設備, パソコン及び関連設備]
 - この象限に属する産業は、期間の後半で成長率の低下傾向を維持すると、第3象限に移行して、製造業の全体において、成長率の上昇の優位地位が弱まっていく可能性が考えられる産業である。医薬品産業(20)がこの象限に位置している。
- C. 第3象限 (FACTOR1; 全期間に成長率の低下 (-), FACTOR2; 期間の後半で低下 (-)

順位	産業コード	産業	FACTOR1	FACTOR2	象限
1	a	石炭採掘·選別業	-0.53716	1.82678	4
2	b	石油・天然ガス採掘	0.40103	-0.78769	2
3	С	鉄金属鉱採掘・選別	0.89363	3.37273	1
4	d	非鉄金属行鉱採掘・選別	-0.95921	0.43088	4
5	e	非金属鉱採掘・選別	-1.93566	-0.14832	3
6	f	食品加工	-0.89509	0.31397	4
7	g	食品製造	-0.28311	-0.33424	3
8	h	飲料製造	-0.71308	-1.40812	3
9	i	煙草製品	-0.43856	-1.37072	3
10	j	紡職業	-1.23901	0.02445	4
11	k	衣料品, 靴, 帽子製造	-0.18331	-1.12996	3
12	1	皮革・毛皮・羽毛製品	-0.36474	-0.42174	3
13	m	木材加工及び竹、籐、草製品	0.24234	-0.34403	2
14	n	家具製造	0.76055	0.86085	1
15	О	製紙・紙製品	0.07314	-0.44375	2
16	р	印刷業及び記録メディア複製	-0.12171	-0.88244	3
17	q	文教用品製造	0.0856	-0.85927	2
18	r	石油・石炭及び核原料加工	1.56495	-0.34386	2
19	S	化学原料及び化学製品製造	-0.13145	0.05613	4
20	t	医薬製造業	0.68112	-1.04297	2
21	u	化学繊維製造	-1.08418	0.34033	4
22	V	ゴム製品	-0.71777	-0.01307	3
23	w	プラスチック製品	0.31329	-0.47848	2
24	X	非金属鉱物製品	-1.00648	-0.098	3
25	У	鉄金属製錬及び圧延加工	0.25064	1.94199	1
26	z	非鉄金属製錬及び圧延加工	0.34293	0.96845	1
27	A	金属製品	-0.12047	-0.55261	3
28	В	通用設備製造	-0.28852	0.95573	3
29	D	専用設備製造	-0.84018	0.5216	3
30	Е	交通運送設備製造	0.62589	-0.04419	2
31	F	電気機器・器具製造	0.82779	0.44365	1
32	G	通信設備、パソコン及び関連設備	3.5898	-0.61239	2
33	Н	計測器及び文化・事務用機械製造	1.20698	0.14563	1

[表1-3] 中国製造業成長率の因子得点表(回転前)

[5. 非金属鉱採掘・選別, 7. 食品製造, 8. 飲料製造, 9. 煙草製品, 11, 衣料品, 靴, 帽子製造, 12. 皮革・毛皮・羽毛製品, 16. 印刷業及び記録メディア複製, 22. ゴム製品, 24. 非金属鉱物製品, 27. 金属製品, 28. 通用設備製造, 29. 専用設備製造] この象限に属する産業は, 現在の生産が維持しながら, 成長率の上昇が弱まっていく傾向が示している。

D. 第4象限 (FACTOR1;全期間に産業別成長率の低下 (-), FACTOR2;期間の後半



[図1-2] 中国製造業成長率の因子分析:因子得点プロット(回転前)

で上昇 (+)

[1. 石炭採掘・選別業, 4. 非鉄金属行鉱採掘・選別, 6. 食品加工, 10. 紡職業, 19. 化学原料及び化学製品製造, 21. 化学繊維製造]

この象限に属する産業は全期間で成長率の上昇が弱いが、期間の後半で上昇傾向を維持すると、第1象限に移行して、製造業の成長優位の地位が強まることを示し、有望な産業に転じる可能性があるといえよう。

以上のように、本稿で焦点を当て中国医薬品産業は、第2象限に位置しているので、1998、2001、2004年の3時点で、期間の後半(WTO 加盟以後の2004年)で、製造業の中に[第1象限に位置している3. 鉄金属鉱採掘・選別、14. 家具製造、25. 鉄金属製錬及び圧延加工、26. 非鉄金属製錬及び圧延加工、31. 電気機器・器具製造、33. 計測器及び文化・事務用機械製造]などの産業と比べ、成長劣位産業であり、相対的に停滞している産業といえる。

1.3 製造業における医薬品産業の地位――因子分析(回転後)

因子分析をさらに進めて、中国製造業業種別生産高成長率推移 [表1-1] に基づいて、SAS により、バリマックス法を用いて医薬品産業の変化を試みる。[出力結果] は以下のとおりである。

[中国	製造業成長率	の因子分析―[回転後:出力結果]
	FAC	TOR プロシジ	ヤ
	回車	云方法: Varim	ax
		直交変換行列	
	1		2
	1 (). 94782	0. 31880
	2 -0). 31880	0. 94782
	回転	後の因子パタ-	ーン
		Factor1	Factor2
X1	1998	0. 84252	-0. 04670
Х2	2001	0. 81169	0. 14956
Х3	2004	0. 05589	0. 99232
		因子の分散	
	Factor	·1 Fa	ctor2
	1. 37181	78 1.0	092471
最	終的な共通性	の推定値:合	計 = 2.381065
	X1	Х2	Х3
0. 7	1202771	0. 68121438	0. 98782285
	FAC	TOR プロシジ	ヤ
	回車	云方法: Varim	ax
	回帰による	。 因子スコア係	数の推定
	変数群と各国	因子の重相関係	系数の 2 乗
	Factor	·1 Fa	ctor2
	1. 00000	1.0	000000
	標準	化因子スコア	系数
	Factor	·1 Fa	ctor2
X1	1998	0. 62737	-0. 13175
X2	2001	0. 58483	0. 06850
Х3	2004	-0. 05861	0. 99121

バリマックス法の [出力結果] によれば、2つの因子の分散においては、第1因子 (FACTOR1) が1.3718178、第2因子 (FACTOR2) が1.0092471で、第1因子及び第2因子ともに1以上であり、総分散3のうち、2.381065で、79.36%の情報を集めており、共通2因子モデルが成り立つと思われる。

まず、回転後の因子負荷量について見てみよう。第1因子(FACTOR1)が期間の前半 (1998, 2001) で大きな因子負荷量を有しており、第2因子(FACTOR2)は期間の後半で (2004) 大きな因子負荷量を有している。そこで、第1因子は(FACTOR1)を期間の前半 (1998, 2001) で産業別成長率の上昇・低下要因とし、第2因子(FACTOR2)を期間の後半 (2004) で産業別成長率の上昇・低下要因と解釈する。

したがって、各オブザベーションの因子得点表は[表1-4]のとおりである。

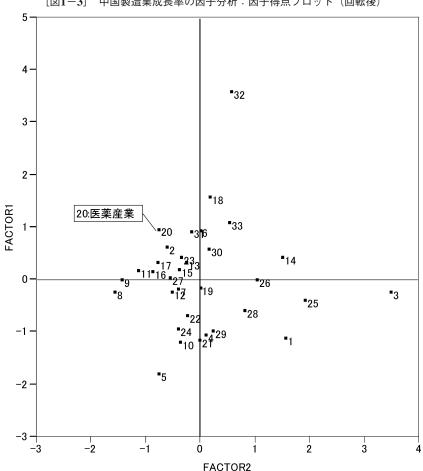
[表1-4] 中国製造業成長率の因子得点表〈バリマックス法〉回転後

順位	産業コード	産業	FACTOR1	FACTOR2	象限
1	a	石炭採掘·選別業	-1.0915	1.56022	4
2	b	石油・天然ガス採掘	0.63122	-0.61874	2
3	c	鉄金属鉱採掘・選別	-0.22822	3.48164	4
4	d	非鉄金属行鉱採掘・選別	-1.04652	0.1026	4
5	e	非金属鉱採掘・選別	-1.78738	-0.75767	3
6	f	食品加工	0.94848	0.01224	1
7	g	食品製造	-0.16179	-0.40706	3
8	h	飲料製造	-0.22697	-1.56197	3
9	i	煙草製品	0.02131	-1.43901	2
10	j	紡職業	-1.18215	-0.37182	3
11	k	衣料品,靴,帽子製造	0.18649	-1.12944	2
12	1	皮革・毛皮・羽毛製品	-0.21125	-0.51602	3
13	m	木材加工及び竹、籐、草製品	0.33937	-0.24882	2
14	n	家具製造	0.44643	1.50839	1
15	0	製紙・紙製品	0.21079	-0.39728	2
16	p	印刷業及び記録メディア複製	0.16597	-0.8752	2
17	q	文教用品製造	0.35507	-0.78714	2
18	r	石油・石炭及び核原料加工	1.59292	0.17298	1
19	S	化学原料及び化学製品製造	-0.14248	0.0113	4
20	t	医薬製造業	0.97808	-0.77141	2
21	u	化学繊維製造	-1.13611	-0.02307	3
22	V	ゴム製品	-0.67616	-0.24122	3
23	W	プラスチック製品	0.44948	-0.35364	2
24	X	非金属鉱物製品	-0.92273	-0.41375	3
25	у	鉄金属製錬及び圧延加工	-0.38154	1.92057	2
26	Z	非鉄金属製錬及び圧延加工	0.01629	1.02725	1
27	A	金属製品	0.06199	-0.56218	2
28	В	通用設備製造	-0.57815	0.81388	4
29	D	専用設備製造	-0.96263	0.22653	4
30	Е	交通運送設備製造	0.60732	0.15765	1
31	F	電気機器・器具製造	0.92603	-0.15661	2
32	G	通信設備,パソコン及び関連設備	3.59772	0.56398	1
33	Н	計測器及び文化・事務用機械製造	1.09758	0.52282	1

次に、第1因子(FACTOR1)を期間の前半(1998, 2001)の成長率上昇・低下を示すも のとして、これを Y 軸にとり、第2因子 (FACTOR2) を期間の後半 (2004) の成長率上昇 低下を示すものとして、これを X 軸にとり、各品目の因子得点を平面にプロットしたのが、 「図1-3」のとおりである。

[図1-3] <出力結果: 因子得点プロット(回転後)>から,必要な情報を引き出すと以下 のとおりである。

- A, 第1象限 (FACTOR1);期間の前半で成長率の上昇 (+), FACTOR2;期間の後半 で成長率の上昇(+)
 - [6. 食品加工, 14. 家具製造, 18. 石油・石炭及び核原料加工, 26. 非鉄金属製錬及 び圧延加工, 30. 交通運送設備製造, 32. 通信設備, パソコン及び関連設備, 33. 計 測器及び文化・事務用機械製造]



[図1-3] 中国製造業成長率の因子分析:因子得点プロット(回転後)

この象限に属している各産業は成長しており、発展型産業である。

- B, 第2象限 (FACTOR1;期間の前半で成長率の上昇 (+), FACTOR2;期間の後半で成長率の低下 (-))
 - [2. 石油・天然ガス採掘, 9. 煙草製品, 11. 衣料品, 靴, 帽子製造, 13. 木材加工及び竹, 籐, 草製品, 15. 製紙・紙製品, 16. 印刷業及び記録メディア複製, 17. 文教用品製造, 20. 医薬製造業, 23. プラスチック製品, 25. 鉄金属製錬及び圧延加工, 27. 金属製品, 31. 電気機器・器具製造]

この象限に属する産業は、期間の前半 (1998, 2001) は成長率の上昇がわるくないが、後半の期間 (2004) での縮小傾向を維持するならば、製造業における地位が弱まり、第3象限に位置を移し、製造業における成長の劣位地位に転じる可能性を含むであろう。医薬品産業はこの象限に位置している。

- C, 第3象限 (FACTOR1;期間の前半で成長率の低下 (-), FACTOR2;期間の後半で成長率の低下 (-)
 - [5. 非金属鉱採掘・選別, 7. 食品製造, 8. 飲料製造, 10. 紡職業, 12. 皮革・毛皮・羽毛製品, 21. 化学繊維製造, 22. ゴム製品, 24. 非金属鉱物製品]
 - この象限に属する産業は現有の成長率を維持しているが、製造業における成長の優位地位を失う傾向を示唆する。生産が停滞している産業である。
- D, 第4象限 (FACTOR1;期間の前半で年平均成長率の較差縮小 (-), FACTOR2;期間の後半での上昇 (+)
 - [5. 非金属鉱採掘・選別, 7. 食品製造, 8. 飲料製造, 10. 紡職業, 12. 皮革・毛皮・羽毛製品, 21. 化学繊維製造, 22. ゴム製品, 24. 非金属鉱物製品]

この象限に属する産業は製造業における地位が上々に上昇する傾向を示唆し、これから製造業における地位が高くなる可能性が大きいといえよう。

以上,回転後の因子分析の結果を回転前の因子分析の結果と比較してみると,[表1-5] のとおりである,黒い影の部分は回転前と回転後は同じ象限に属している産業である。回転前と回転後で同象限にあるものは,33業種のうち,18種の多数が見られる。よって,回転前と回転後の因子分析はほぼ同じ成長構造と見られる。そのうち,医薬品産業は回転前と回転後と同じく,第2象限に属している。したがって,中国医薬品産業は,製造業の中に成長劣位産業であることが判明した。一方,第1象限に[6.食品加工,14.家具製造][18.石油・石炭及び核原料加工,26.非鉄金属製錬及び圧延加工,30.交通運送設備製造,32,通信設備,パソコン及び関連設備,33,計測器及び文化・事務用機械製]のような基礎消費と重化学工業は成長優位になったことが判明した。

以上, 分散分析によれば, 年度間においては, 比較 3 時点の1998年, 2001年, 2004年で大

[表1-5] 中国製造業の成長構造の因子得点比較(回転前と回転後)

mr. / L	= NIK. 10	JUZ.	象	限
順位	産業コード		回転前	回転後
1	a	石炭採掘·選別業	4	4
2	b	石油・天然ガス採掘	2	2
3	c	鉄金属鉱採掘・選別	1	4
4	d	非鉄金属行鉱採掘・選別	4	4
5	e	非金属鉱採掘・選別	3	3
6	f	食品加工	4	1
7	g	食品製造	3	3
8	h	飲料製造	3	3
9	i	煙草製品	3	2
10	j	紡職業	4	3
11	k	衣料品,靴,帽子製造	3	2
12	1	皮革・毛皮・羽毛製品	3	3
13	m	木材加工及び竹、籐、草製品	2	2
14	n	家具製造	1	1
15	0	製紙・紙製品	2	2
16	p	印刷業及び記録メディア複製	3	2
17	q	文教用品製造	2	2
18	r	石油・石炭及び核原料加工	2	1
19	s	化学原料及び化学製品製造	4	4
20	t	医薬製造業	2	2
21	u	化学繊維製造	4	3
22	v	ゴム製品	3	3
23	w	プラスチック製品	2	2
24	X	非金属鉱物製品	3	3
25	у	鉄金属製錬及び圧延加工	1	2
26	Z	非鉄金属製錬及び圧延加工	1	1
27	A	金属製品	3	2
28	В	通用設備製造	3	4
29	D	専用設備製造	3	4
30	Е	交通運送設備製造	2	1
31	F	電気機器・器具製造	1	2
32	G	通信設備、パソコン及び関連設備	2	1
33	Н	計測器及び文化・事務用機械製造	1	1

きな変化が存在した。現実には、2003年に $SARS^4$)の影響で医薬品経済の高い成長率を齎したのではないかとも言われている。つまり、短期的には、中国医薬品産業は WTO 加盟の影響を受けずに、発展の転換点として成長したことが判明した。他方、因子分析によれば、医

^{4) 2002}年、中国広東順徳をはじめ、東南アジア及び世界に及んだ厳重急性呼吸総合症である。2003 年 3 月15日に WHO にこれを SARS という名に付けられた。

薬品産業は製造業の全体における地位は統計的な変化が認められなかった。その理由は、医薬品産業自体は WTO 加盟前後で変化があったが、製造業の全体の中で基礎消費と重化学工業の産業の成長は医薬品産業の成長を追い起こしたので、製造業の全体の中には、医薬品産業の変化が反映されなかったことと考えられる。つまり、基礎消費と重化学工業を中心とする発展メカニズムは発展途上国の工業化戦略の特徴として顕著に見られる。

2. 医薬品産業の構造変化

前節で、中国医薬品産業は WTO 加盟以降、顕著に成長していたが、重化学工業を重視する発展途上国の製造業においては、基礎消費と重化学工業の成長は医薬品産業の成長を追い起こしたことが判明された。ここで、さらに、医薬品産業に立ち入って、中国医薬品産業比較優位、比較劣位品目構造の特徴と変化をより詳細的、視覚的に把握することを目的とするために、因子分析を行う。

中国医薬品産業は主に化学原料薬,化学医薬品,漢方薬,生物製剤,医療機器,包装材料,製薬機械,その他の8品目に分類されている。本稿では、化学原料薬,化学医薬品,漢方薬,生物製剤の医薬品4品目のみを取り上げて、考察する。

算定年度である1996年~1998年, 1999年~2001年, 2002年~2004年の 3⁵⁾ 時点の成長率 [表2-1] に基づいて, SAS (Statistical Analysis System) により, 因子分析を行う。

産業コード	産業品目	1996 – 1998	1999 – 2001	2002 – 2004	
a	化学原料薬	3.67	14.14	15.11	
b	化学医薬品	13.56	14.35	19.47	
С	漢方薬	16.18	18.81	14.97	
d	生物製剤	-3.09	32.92	24.79	

[表2-1] 中国医薬品産業の年平均成長率(2年移動平均)

出所:『中国経済・産業データハンドブック』1997年~2006年各版 (注) 中国医薬品生産額から計算した。

出力結果は以下のとおりである。

FACTOR プロシジャ

初期因子抽出法 : 主成分解

事前共通性の推定値: ONE

相関行列の固有値: 合計 = 3 平均 = 1

⁵⁾ ここで, 1996-1998, 1999-2001, 2002-2004の2年移動平均成長率を1998年, 2001年, 2004年の年平均成長率とする。

	固有值	差	比率	累積
1	2. 41341028	2. 01211890	0.8045	0.8045
2	0. 40129138	0. 21599305	0. 1338	0. 9382
3	0. 18529834		0.0618	1.0000

2 因子が NFACTOR 基準により示されます。

因子パターン

		Factor1	Factor2
X1	1996-1998	-0. 84879	0. 52716
Х2	1999-2001	0. 92753	0. 19486
Х3	2002-2004	0. 91250	0. 29228

因子の分散

Factor 1 Factor 2 2. 4134103 0. 4012914

最終的な共通性の推定値: 合計 = 2.814702 X1 X2 X3

FACTOR プロシジャ

初期因子抽出法: 主成分解 回帰による因子スコア係数の推定 変数群と各因子の重相関係数の2乗

Factor1 Factor2
1.0000000 1.0000000

標準化因子スコア係数

	Factor1	Factor2	
X1	1996-1998	-0. 3516966	1. 31364853
X2	1999-2001	0. 38432485	0. 48558095
Х3	2002-2004	0. 37809432	0. 72834985

以上の出力結果から、ここで必要とする最小限の情報を取り上げると、以下のようになる。まず、共通因子を見てみよう。第1因(FACTOR1)の固有値は、2.41341028、寄与率は0.8045である。第1因子は1より大きいので、問題はないとみられる。第2因子(FACTOR1)は0.4012913で、1より小さいが、寄与率の値が0.1338である。このことは、元のデータの情報が第1因子に80.45%が集中して、第2因子には僅か13.38%しか集められていないことを示している。通常は2因子として、最適ではないが、ここで、共通2因子モデルが成り立つものと仮定する。

次に、因子パターンを見てみよう。因子パターンは、第1因子(FACTOR1)及び第2因

子(FACTOR2)の因子負荷量の推定値である。

そこで、因子パターンによると、第1因子(FACTOR1)は期間の前半(1998)の因子負荷量の係数は負で、期間の後半(2001、2004)の因子負荷量の係数は正である。そこで、第1因子(FACTOR1)の後半(2001、2004)を成長率の上昇・低下とみると、期間の後半(1998、2001)で成長率の上昇であれば、第2因子の因子得点が大となり(+)、期間の後半(2001、2004)で成長率の低下であれば、第2因子の得点が小となる(-)と解釈する。逆に言えば、第1因子の因子得点が大(+)となるとき、期間の前半で成長率の低下と言い換えることができる。同様に、第1因子の因子得点が小となる(-)時は、期間の前半で成長率の上昇といえる。

同じく、第2因子は各変数全でにおいて、因子負荷量の係数は全て正である。このことは、第2因子(FACTOR2)の値が大であれば、各変数の値も大であることを意味し、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2因子(FACTOR2)は、全期間にわたる成長率の数値の大・小を意味しているものと解釈される。したがって、全期間において各時点の生産率の数値が大であれば、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(+)、全期間において各時点の成長率の数値が小であれば、各オブザベーションの因子得点が低くなる(-)と解釈する。

以上のように、第1因子(FACTOR1)、第2因子(FACTOR2)は解釈される。

各品目の第1因子(FACTOR1),第2因子(FACTOR2)の因子負荷量は[出力結果]に よれば、以下の因子得点表 [表2-2] を纏めることができる。

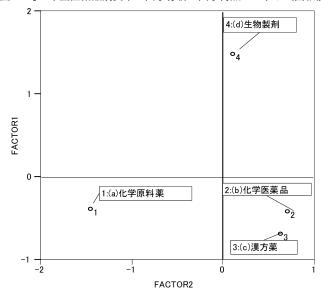
順位	産業コード	産業品目別	FACTOR1	FACTOR2	象限
1	a	化学原料薬	-0.38648	-1.44659	3
2	b	化学医薬品	-0.41144	0.7062	4
3	c	漢方薬	-0.68801	0.62958	4
4	d	生物製剤	1.48593	0.11081	1

[表2-2] 中国医薬品産業成長率の因子得点表(品目別)

そして、これに基づき各品目の因子得点を平面にプロットしたのが、[図2-1] である。 因子得点プロットの意味を解釈すると以下のとおりである。

A. 第1象限 (FACTOR1;期間の後半で成長率の上昇(+), FACTOR2;全期間で成 長率の上昇(+))

この象限に属している品目は基本的には、成長型、競争力のある品目であるが、将 来は成長率の低下傾向を持続すると、成長劣位に転化する可能性を含む品目である。 [生物製剤]



[図2-1] 中国医薬品成長率の因子分析:因子得点プロット(回転前)

B. 第2象限 (FACTOR1; 期間の後半で成長率の上昇 (+), FACTOR2; 全期間で成長率の低下 (-))

この象限に属する品目は、全期間に亘って、成長の低下傾向を示しているが、後半で成長の上昇傾向を示している。これからの行方を注意すべきである。

[該当なし]

C. 第3象限 (FACTOR1; 期間の後半で成長率の低下 (-) FACTOR2; 全期間で成長率の低下 (-))

この象限に属する品目は、基本的には、比較劣位に対応する品目である。

[化学原料薬]

D. 第4象限 (FACTOR1; 期間の後半で成長率の低下 (-) FACTOR2; 全期間で成長率の上昇 (+))

この象限に属する品目は、全期間に亘って、成長傾向を示しているが、期間の後半で成長が弱まる傾向を示している。期間の後半の成長の上昇傾向が持続すると、第1 象限に転化する可能性を含む品目である。

[化学医薬品, 漢方薬]

以上の解釈を整理すると、1998年から2004までの期間において、中国医薬品産業の比較優位品目は第1象限及び第4象限に対応して点在している生物製剤と化学医薬品、漢方薬であることが把握できる。

因子分析をさらに進めて,同じ[表2-1]中国医薬品産業の年平均成長率に基づいて,SASにより,バリマックス法で因子分析を試みる。出力結果は以下のようである。

FACTOR プロシジャ 回転方法: Varimax 直交変換行列 1 0.80103 -0. 59863 2 0. 59863 0.80103 回転後の因子パターン Factor2 Factor1 X1 1996-1998 -0. 36433 0. 93038 X2 1999-2001 0.85963 -0.39916Х3 2002-2004 0.90590 -0. 31212 因子の分散 Factor1 Factor2 1. 6923538 1. 1223479 最終的な共通性の推定値: 合計 = 2.814702 0. 99833481 0.89828867 0.91807818 FACTOR プロシジャ 回転方法: Varimax 回帰による因子スコア係数の推定 変数群と各因子の重相関係数の 2 乗 Factor1 Factor2 1.0000000 1.0000000 標準化因子スコア係数 Factor1 Factor2 X1 1996-1998 0.50466996 1. 26280292 X2 1999-2001 0.1588951 0. 59853721 Х3 2002-2004 0. 73887493 0.35708916

バリマックス法の因子分析の [出力結果] によれば、2つの因子の分散をみると、第1因子 (FACTOOR1) が1.6923538、第2因子 (FACTOR2) が1.1223479と、第1因子及び第2因子ともに1以上であり、総分散3の内、2.8147017、すなわち、93.82%の情報を集めており、共通2因子モデルで十分説明することができる。回転前の2因子モデルの仮定は、ここで解決された。

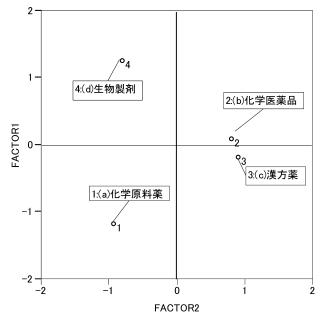
次に、回転後の因子パターンについて、第1因子(FACTOR1)は期間の後半(2001, 2004)で大きな因子負荷量を有しており、第2因子(FACTOR2)は期間の前半(1998)で、

大きな因子負荷量を示している。そこで、第1因子の後半(2001、2004)の成長率上昇・低下要因、第2因子(FACTOR2)を期間の前半(1998)の成長率上昇・低下要因と解釈する。このように解釈した後、各オブザベーションの因子得点を纏めると、[表2-3] のとおりである。

順位	産業コード	産業品目別	FACTOR1	FACTOR2	象限
1	a	化学原料薬	- 1.17555	-0.9274	3
2	b	化学医薬品	0.09318	0.81199	1
3	c	漢方薬	-0.17423	0.91618	4
4	d	生物製剤	1.2566	-0.80076	2

[表2-3] 中国医薬品産業成長率の因子得点表―回転後

そして、これに基づき各品目の因子得点を平面にプロットしたのが、「図2-2」である。



[図2-2] 中国医薬品成長率の因子分析:因子得点プロット(回転後)

回転後の因子得点プロット [図2-2] の意味を解釈すると以下のとおりである。

A. 第1象限

(FACTOR1;期間の後半で成長率上昇(+), FACTOR2;期間の前半で成長率上昇(+))

この象限に属している品目は基本的には、成長型、競争力のある品目であるが、将

来は成長率上昇傾向を持続すると、比較劣位に転化する可能性を含む品目である。 WTO 加盟による影響を受けなかった可能性がある品目である。

[化学医薬品]

B. 第2象限

(FACTOR1;期間の後半で成長率上昇(+), FACTOR2;期間の前半で成長率低下(-))

この象限に属する品目は、期間の前半で成長が弱まる傾向を示しているが、期間の後半では、上昇傾向を示している。WTO 加盟の影響が比較的に少なく、これから発展していくと思われる品目である。将来性がある品目である。

「生物製剤]

C. 第3象限

(FACTOR1:期間の後半で成長率低下 (-) FACTOR2:期間の前半で成長率低下 (-))

この象限に属する品目は、期間の前半と後半とも成長低下に対応している品目である。全期間に亘って、成長が弱まる傾向を示している。これからの行方を検討すべきである。

WTO 加盟による影響を受けた可能性があると思われる品目である。

「化学原料薬】

D. 第4象限 (FACTOR1; 期間の後半で成長率縮小(-) FACTOR2; 期間の前半で成 長率上昇(+))

この象限に属する品目は、期間の前半で上昇傾向を示しているが、期間の後半で停滞傾向を示している。WTO 加盟による影響を受けたと思われる品目である。

[漢方薬]

回転後の因子分析の結果を、回転前の因子分析の結果と比較してみると、以下のことを纏めることができる。回転前と回転後で異なる象限にあるものは、中国医薬品産業4品目のうち、2品目に達した。それを列挙すると、生物製剤は回転前の第1象限から回転後の第2象限に移っており、化学医薬品は回転前の第4象限から回転後の第1象限に変わった。化学原料薬は回転前と回転後と同じく第3象限に位置している。漢方薬は回転後に第4象限内で少し第1象限へ移った。つまり、回転前の因子分析と回転後の因子分析との結果は違う構造であると判断される。

以上の [2-1] のデータに基づく各年度及び各品目の比較優位・比較劣位構造を主軸とした因子分析の結果を纏めると、以下のとおりである。

まず、中国医薬品産業成長の比較優位部門を形成し、競争力を強化していった品目は化学

医薬品である。その原因は WTO 加盟以降, 化学医薬品産業が低コスト優位で国際市場を拡大し続けてきたからである。次に, WTO 加盟以降, 成長の増大を示したもの, つまり WTO 加盟の影響を受けなかったと思われる品目を挙げてみると, 生物製剤と化学医薬品である。 WTO 加盟以降, 成長の停滞を示したものを挙げて見ると, 漢方薬である。 WTO 加盟ショックの影響をうけた品目は漢方薬である。その原因は近年, 化学薬品の消費は漢方薬の消費を上回った傾向があり, さらに韓国と日本からの漢方薬輸入品の増加につながることが考えられる。残りの化学原料薬は, WTO 加盟前後において, 大きな変化はみられない。その原因はエネルギーと原材料価格の高騰によって, 伝統的な原料薬に大きな影響をうけたことが考えられる。

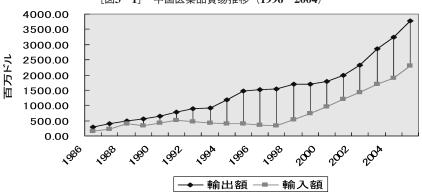
以上より、中国医薬品産業の品目別構造変化を考察した。中国の WTO 加盟ショックを受けずに、医薬品産業全体の成長に大きな貢献を果たしたのは化学医薬品、生物製剤である。このように、医薬品産業の構造の変化を通して、短期的には、WTO 加盟のショックを受けずに、安定的に成長していた。

3. 医薬品産業の貿易構造の変化

WTO 加盟による中国産業構造の影響について、宋立水他(2002)は、労働集約型製品の生産と輸出は拡大し、資本集約型製品の生産と輸出は抑制され、その製品の輸入は増加していくだろうと消極的に述べている。しかし、中国の医薬品産業は少々複雑である。確かに医薬品産業は労働集約型産業ではない、しかし、日本のような知識集約型製品のみならず、資本集約型産業でもある⁶。中国医薬品に関する保護政策がない場合は、本来の貿易構造は宋氏が予測した理論に戻ってくると思われる。しかし、本稿の第1節で、中国医薬品産業の生産は短期的に WTO 加盟の影響を受けずに、逆に転換点として成長を示したと考察したが。したがって、現実では、中国の輸出と生産は同じく積極的に成長していたのではないかと考えられる。

本節では、中国の輸出と生産は同じく積極的に成長しているかどうかを検討するために、 中国 WTO 加盟による医薬品産業の貿易構造の変化を解明し、また、この時期で中国医薬品 産業の生産と輸出は統計学で認められる関係を試みる。

⁶⁾ WTO 加盟前、中国医薬品産業は模倣品がメイン、産業化規模が小さい。WTO 加盟の接近と資本の市場化に伴い、医薬品業界は企業組織規模の「弱小、分散、混乱」の状況を変え、医薬品業界の集約度を高めようとしている。主に国内小企業を買収・合併を通じて、大手あるいは中堅企業が多く登場させている。その結果、大手、中堅(収入が7000万円以上)の企業は2000年の712社から2005年の4791社に増えてきた。医薬品産業は、多国籍企業と対抗できるレベルにはまだ長い道があると言われる。



[図3-1] 中国医薬品貿易推移(1996-2004)

中国医薬品産業の貿易構造の変化を見るために、輸出と輸入の実績を概観する。[図3-1]が示しているように、まず、輸入からみると、1986年から1998年までは横ばいとなり、1998年以降急激に上昇し、WTO 加盟により、格段に上がっているのである。次に、輸出の実績は、徐々に上昇し、1996年から WTO 加盟の2002年まで横ばいとなり、その後、再び上昇していることがわかる。さらに、全体の構造からみると、1986年から、医薬品産業においては、貿易黒字の増加傾向を示しており、90年から、徐々に拡大し、97年、ピークに達した後、下落傾向に転じている。その後、WTO 加盟の2001年に底を打った後、再び上昇する。このように、医薬品産業においては、輸入はもちろんであるが、輸出も増加していたことがわかる。つまり、宋氏が予測した産業の発展バターンは短期的に反映されなかったことが判明した。

では、中国医薬品の輸出は WTO 加盟の影響を受けず、増加したことであり、本研究の第 1節で、1995-2005年の中国医薬品産業は成長したことが検出されたので、医薬品の輸出は 医薬品の成長を齎したのではないかと考えられる。もちろん、国内需要の増加は医薬品産業 の成長に大きな影響を与えたが、ここで、貿易にかかわる輸出との関係を統計学で求められる関係があるかどうかを検討したいので、[表3-1] のデータに基づいて、中国医薬品の輸出額と生産額の関係を試みる。

[表3-1] のデータに基づいて、中国医薬品産業輸出額を説明変数(X)、生産額(Y)を目的変数とし、 $Yt = \alpha + \beta Xt$ (t = 1, 2, ..., n)モデルを仮定する。SAS(Statistical Analysis System)によりパラメーターを推定する。出力結果は以下のとおりである。

[表3-1] 中国医薬品産業輸出と生産の推移

単位: 百万米ドル

年 度	輸出額	生 産 額
1986	282.88	5863.38
1987	403.57	6135.02
1988	483.70	5815.53
1989	565.67	6102.66
1990	642.75	5556.88
1991	773.79	7401.13
1992	895.14	9345.95
1993	905.06	10454.88
1994	1185.30	8036.01
1995	1466.42	10545.22
1996	1516.20	15095.86
1997	1536.30	15223.53
1998	1692.40	16580.50
1999	1687.70	18076.41
2000	1788.50	21514.60
2001	1978.40	26435.98
2002	2323.60	28736.42
2003	2860.60	34915.79
2004	3234.30	41067.00
2005	3776.94	52662.88
計	29999.21	345565.65
平均	1499.960	17278.283

(出所) 『中国統計年鑑』 1985年~2006年各版, 『国連貿易統計年鑑』 1988年~2004年各版

(注) 本表は中国医薬品産業の全品目を含む。

REG プロシジャ モデル: MODEL1

従属変数:X

読み込んだオブザベーション数 20

使用されたオブザベーション数 20

分散分析

平方和 平均

変動因	自由度		平方	F 値 Pi	r > F
Model	1	3487800741	3487800741	209. 33 <.	0001
	Error	18	299916889	16662049	
	Corrected Total	19	3787717630		
	誤差の標準偏差	4081. 91737	R2 乗	0. 9208	
	従属変数の平均	18031	調整済 R2 乗	0. 9164	

変動係数 22.63776

パラメータ推定値

		パラメータ	標準		
変数	自由度	推定値	誤差	t 値	Pr > t
Intercept	1	-2925. 64159	1712. 09369	-1.71	0. 1047
Υ	1	14. 01802	0. 96889	14. 47	<. 0001
REG プロシジャ					
		モデル: MC	DDEL1		
		従属変数	: X		
Durbin-Watson Φ D 0.893					
		オブザベーション数	ኒ 20		
		1 次の自己相関	0. 503		

以上の結果をまとめると、以下のとおりである。

Y=-2925. 64+14. 02X (1. 47) ** R2乗 =0. 928 Ad jR2=0. 9164 F 値 =209. 33** DW=0. 893

この結果から、表 [3-1] に基づく回帰分析によれば、輸出額を説明変数、生産額を目的変数とする回帰式において、t 値、F 値、決定係数 R2 乗を見れば、有意であると思われる。しかし、DW 係数は0.835であり、系列相関(自己相関ともいい)の可能性を示している。

まず、本当に1階の系列相関が存在しているかどうかをチェックするために、ダービン・ ワトソン検定を行う。

 $H_0: \rho=0,\ H_1=\rho>0$ というダービン・ワトソン検定を有意水準 5 %で行う $DW=0.893,\ n=20,\ K=1$ であるから、n はサンプルの数、k は説明変数の数を表している。

ダービン・ワトソン検定(片側検定:有意水準5%)表⁷⁾により

DW (0.893) < d_L (1.22) となり, H_0 : $\rho=0$ は棄却され,1階の正の系列相関があると考えられる。その原因は経済活動において,今期の活動が来期の活動に影響を及ぼすことで,系列相関が発生したのではないかと考えられる。1階の系列相関を回避することを目的とし, [表3-1] のデータを対数に変換して TSP の最尤法よりパラメーターを推定する。

その結果は以下のとおりである。

⁷⁾ 蓑谷千鳳彦『計量経済学』(1997) ダービン・ワトソン比 (savin-white の表) P496を参照

Y t =1.95 + 0.72X t (2.66) ** (3.16) ** R2乗 =0.941 F 値 =-21.5** Adj R2=0.934 DW 値 =1.659

この結果から、DW(1.659)> du(1.401)となり、 $H_0: \rho=0$ は採択される。すなわち、1階の系列相関がないと考えられる。DW は改善され、誤差項に系列相関がないと判断できる。t 値は 1 %水準であるが、階差を回避する前に比べて、低下しているのがわかる。F 値とt 値は 1 %水準で有意であるので、ここで、回帰式が成立することが認められる。このように輸出の増加が原因で、生産の増加を結果生じさせるという関係が判明された。

以上, 医薬品産業の貿易構造の変化について, 輸入と輸出両者とも増加していたことが判明し, さらに, 中国医薬品の輸出と生産は統計学で求められる関係を検出した。

おわりに

本稿では、統計的な手法を利用して、中国 WTO 加盟の時期を中心にして、中国医薬品産業に焦点を当て、製造業における地位の変化、医薬品産業構造の変化、貿易構造の変化について、実証分析した。その結果、以下のとおりである。

- 1. 中国医薬品産業は WTO 加盟前後で変化があったが、基礎消費と重化学工業の産業の成長は医薬品産業の成長を追い起こしたので、製造業の全体の中には、医薬品産業の変化が反映されなかった。
- 2. WTO 加盟により中国医薬品 4 品目の変化について、化学医薬品、生物製剤薬品は比較優位産業となり、漢方薬は WTO ショックを受けて成長が停滞していた。化学原料薬はあまり変化が見られなかった。
- 3. 中国医薬品の貿易構造の変化について、貿易黒字を続ける中、輸入と輸出は両方とも増加した。さらに、生産 (Y) と輸出 (X) は統計学で求められる関係を検出した。Yt=1.95+0.72Xt

以上のような実証分析から、中国の WTO 加盟の時期で、中国医薬品産業の変化を考察した。

中国医薬品産業の現状を維持するためには、国内需要と海外市場の拡大を考えなればならない。特に、WTO 加盟ショックを受けた漢方薬産業は2千年歴史をもつ伝統的な産業であ

りながら、今まで漢方原料薬を中心に輸出してきたが、今後いかに日本と韓国の漢方薬企業 と競争しあい、アジア市場でのシェアを高め、これからの発展を検討すべきである。そして、 生命と関わる産業としては、品質管理を重視しなければならない。

本稿では、中国医薬品産業における外資の役割とアジア市場における中国の競争力について触れることができなかった。今後、その点について研究を続けたい。

[付記] 本稿は、アジア市場経済学会西部部会(2008年2月16日)で学会報告のフルペーパーである。

参考文献

朝元照雄『現代台湾経済分析』勁草書房 2002年

- 王 也「WTO 加盟前後の中国の国際競争力について 各輸出産業,品目の統計分析 」『経済科学研究』 広島修道大学経済科学会 2007年
- 何 雯「中国製薬会社に資本再編の大波」『Chinese Economic Weekly』2001年 P27
- 宗 寂「医薬品産業の現状と発展趨勢 化学薬品と漢方製薬のリード企業ランキング」『Chinese Economic Weekly』 2001年

蓑谷千鳳彦『計量経済学』多賀出版社 1997年

張 南『統計学の基礎と応用』中央経済社 1999年

長田 博「中国の WTO 加盟による短期的影響と貿易をめぐる問題」『国際開発研究フォーラム』2003年 西手満昭『日韓主要産業の推移と FTA 日韓物的工業労働生産性の国際比較のデータに基づく統計分析』 溪水社 2007年

柳田義章『労働生産性の国際比較研究 リカードウ貿易理論と関連して 』文真堂 2002年

「統計資料]

国連貿易統計年鑑1988年~2004年各版

中国統計年鑑1987年~2006年各版

中国経済年鑑1987年~2006年各版

中国経済・産業データハンドバック1997年~2006年各版

[統計ソフト]

Windows 版 SAS9.1.3 広島修道大学情報センター

TSP5.0 広島修道大学情報センター