

内示を用いた取引システムの長期均衡性

——内示プロセスにおける長期均衡係数の高精度化——

上野 信行*・得津 康義**

1. はじめに

BtoB (Business to Business) において内示を用いた取引システム (内示プロセスと呼ぶ) は多くの業態に採用され、重要な役割を果たしている [1]。内示は、5つの特性を持っていると整理できる。定期定例性、先行性、予見可能性／予測可能性、需要変動追従性、内示のプレの定常性であり、これらの特性を在庫管理、発注管理に有効利用することができる [2-5]。一方、不確実性・あいまい性をも有しており、計画策定、予測などに用いるときには特別な工夫が必要である [1, 3, 6]。

内示の時系列特性に着目する。時系列特性として、複数の変数間に一定の関係性があり、その関係性から乖離することがあっても、その乖離は一時的なものであり、長期的には、その均衡関係に収束する性質を長期均衡性という [7-9]。既に、共和分分析などにより内示、確定注文の間には長期均衡性があり、この長期均衡関係を表す式が内示のプレ (= 確定注文 - 内示) の式とよく似た関係にあることが指摘されている [4]。

本論文は、内示プロセスにおける内示、確定注文の間の長期均衡関係を高精度に求め、これが内示のプレに極めて近いことを実証する。具体的には、長期均衡関係を求めるに際して、内生性、分散不均一性、系列相関等を考慮して、長期均衡関係を表す式の係数 (これを長期均衡係数と呼ぶことにする) を高精度に求める。そ

のために、

- (1) 共和分分析として Engle and Granger (EG) 検定 [7-9]、Johansen の方法 [7-9, 10-12] を用いて長期均衡関係を表す式を求めるとともに、内生性バイアスを減らす Dynamic OLS (Dynamic Ordinary Least Squares regression) [13, 14] により、長期均衡係数を求める。
- (2) 均一分散を前提にした標準誤差 (SE) のみならず、不均一分散と系列相関に頑健な標準誤差 HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) SE [7-9, 15] を用いて関係式の係数の検定を行う。
- (3) 分散不均一性については、White 検定 [16] を用いて検証する。

これらの手法を駆使した分析結果から、内示を用いる取引形態に内在する特性として長期均衡性について考察する。そして、内示を用いた取引システムが BtoB における「協調的企業間連携システム」と性格づけられることを述べる。

また、内示の時系列特性や長期均衡関係を表す式とその係数を求めるための一連の分析法を確立する。

本論文の構成は、

2. では、分析対象と手順
 3. では、分析結果
 4. では、内示を用いた取引システムの特性についての考察
- である。

* 広島経済大学名誉教授

** 広島経済大学経済学部教授

2. 分析対象と手順

2.1 分析対象

実証分析に用いるデータの様相を述べる。ある耐久消費財の部品（D15と呼ぶ）を生産するサプライヤー A 社は、メーカーから毎週金曜日に翌々週の 1 週間分の日単位の内示（F と呼ぶ）の提示を受ける。そして、納期の一定期間前に確定注文（K と呼ぶ）を受ける。内示の提示は毎回 1 週間分であり、サイクリック型の内示提示方式である。分析の対象となるサンプル数は 178 個である。

内示のブレの主な要因は、メーカーの顧客の仕様変更・数量変更などによる注文変動に加えて、メーカーの製造上のトラブル、操業変動、在庫調整及び輸送変動、物流トラブルなどのオペレーションレベルの要因も含んでいると思われる。

2.2 分析手順

分析の順として、

① K, F の個別の時系列特性、とくに、定常性分析を行う。また、所定の選択基準 AIC (Akaike Information Criterion) からモデル推定を行う。

② K と F の関係を求める。

(i) まず、OLS (Ordinary Least Squares regression) 推定をおこない、回帰式の係数と標準誤差 (SE)、p 値などを求める。

(ii) 次に、Engle and Granger 検定、Johansen の方法を用いて、共和分関係の有無を確認し、共和分ベクトル、調整速度係数 [7] を求める。

(iii) 共和分関係があることを確認した後に、Dynamic OLS (DOLS と略す) を用いて長期均衡係数を求める。リーズ・ラグ数を種々に設定したケースから、適切な関係式を選定し、係数を求める。

これらの計算は、統計解析ソフト R [17, 18]

を用いた。主要な関数は以下のとおりである。なお、{} はパッケージ名を示す。

- ・単位根検定 `ur.df(){urca}` 関数
- ・ARIMA モデルへの推定
`auto.arima(){forecast}` 関数
- ・OLS `lm()` 関数
- ・DOLS `lm()` 関数
- ・回帰式の残差の ADF 検定
`ur.df(){urca}` 関数
- ・Johansen の方法 `ca.jo(){urca}` 関数
- ・係数間の関係式の F 検定
`linearHypothesis(){urca}` 関数
- ・分散不均一性検定 (White test)
`white_test(){whitestraps}` 関数

2.3 標準誤差 (SE)

標準誤差 (SE) として以下の 4 種を用いる。

①均一分散を仮定した場合の標準誤差

Homoskedasticity only SE (homo あるいは単に SE と略す)

②不均一分散に頑健な標準誤差

Heteroskedasticity robust SE (hccm と略す)

③不均一分散と系列相関に頑健な標準誤差

Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent SE (vcovHAC と略す)

④ Newey and West (1987) の Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent SE (NeweyWest と略す)

3. 分析結果

3.1 単位根検定と ARIMA 推定

表 1 より、ADF 検定 [7, 8] にて定数項なし (none) かつ lag = 1 のケースにて、K, F とも「単位根過程である」を棄却できなかった。表 2 より、AIC 基準でモデル推定をすると、K は ARIMA(0,1,1), F は ARIMA(0,1,1) であり、1 次の和分過程 I(1) である。これらのことから、K, F は非定常過程であると判定できる。なお、

表 1 単位根検定結果

	K	F
test statistic	-0.6979	0.0969
CV1%	-2.58	-2.58
CV5%	-1.95	-1.95
CV10%	-1.62	-1.62
判定	棄却できず	棄却できず

表 2 ARIMA モデルの推定

	K		F	
	ARIMA(0,1,1) with drift		ARIMA(0,1,1) with drift	
	mal	drift	mal	drift
係数の推定値	-0.7342	0.3878	-0.5447	0.3967
SE	0.052	0.252	0.0612	0.267
AIC	1400.6		1233.42	
判定	I(1)		I(1)	

表中の test statistic は検定統計量, CV1%は有意水準 1%の基準値 (Critical Value) を表している。

3.2 OLS 推定

表 3 に, K~F についての OLS 結果を示す。係数の標準誤差 (SE) の推定には種々の方法を用いている。変数 F の係数の SE では, homo 0.0468, hccm 0.0614, vcovHAC 0.0626, NeweyWest (bw 3.8367) 0.0661, NeweyWest (lag truncation 2) 0.0674 の順に大きくなった。これらから, 系列は, 「均一分散で系列相関なし」ではないと思われる。なお, bw は Newey West の bandwidth [8, 15] である。

<2e-16 は, きわめて 0 に近い小さな値であることをあらわしている。

3.3 共和分析

(1) Engle and Granger 検定

K~F について, OLS を行い, 残差の ADF

表 3 OLS 結果

		Intercept	F
係数の推定値		6.4805	0.8720
homo	SE	6.4805	0.0468
	t 値	2.4440	18.6380
	p 値	0.0155	<2e-16
hccm	SE	3.0902	0.0614
	t 値	2.0972	14.2121
	p 値	0.0374	<2e-16
vcovHAC	SE	3.1288	0.0626
	t 値	2.0712	13.9355
	p 値	0.0398	<2e-16
NeweyWest	SE	3.3681	0.0661
	t 値	1.9241	13.1934
	p 値	0.0560	<2e-16
	bw	3.8367	
NeweyWest	SE	3.4161	0.0674
	lag truncation	2	

表 4 定数項付き OLS 結果 (表 3 と同じ)

		Intercept	F
係数の推定値		6.48052	0.87198
homo	SE	6.48052	0.04679
	t 値	2.444	18.638
	p 値	0.0155	<2e-16

表 5 残差の ADF 検定

帰無仮説	ラグ 次数	test statistic	CV 1 %	CV 5 %	CV 10%	判定
none	6	-4.761	-2.58	-1.95	-1.62	棄却
drift	6	-4.746	-3.46	-2.88	-2.57	棄却
trend	6	-4.734	-3.99	-3.43	-3.13	棄却

検定を行う。表 4 に定数項付き OLS 結果を示す。表 3 と同じである。表 5 より, 残差の ADF 検定については, ur.df(){urca} 関数のパラメーターである none, drift, trend のすべて

表6 残差の ARIMA 推定

	K~F の残差
同定	ARIMA(0,0,0) with zero mean
AIC	1,364.59
判定	I(0)

のケースにおいても「単位根過程である」が棄却された。表6より、残差の ARIMA 推定では AIC 基準を用いると、ARIMA(0,0,0)with zero mean となり、I(0) である。一方、 $I=1$ の制約の下で ARIMA 推定を行うと、いずれも AIC が ARIMA(0,0,0) のそれより大きくなったことから、I(0) が妥当である。以上より、Engle and Granger 検定からは「K と F には共和分の関係がある」といえる。

(2) Johansen の方法

表7に最大固有値検定およびトレース検定で drift(=const) 付きの結果を示す。1%の有意水準にて、「共和分関係がないという仮説を棄却し、共和分関係が1つある」となった。

表8に最大固有値検定の場合の共和分ベクトル、表9に調整速度係数 [7] を示す。なお、これらは、トレース検定の場合でも同様の値であった。

表8より、K~F の長期均衡誤差 e_t は、

$$e_t = K_t - 0.9489F_t - 2.3890 \quad (3.1)$$

である。

また、 $e_t = 0$ とすると長期均衡関係を表す式が求まる。

$$K_t = 0.9489F_t + 2.3890 \quad (3.2)$$

ここで、0.9489は長期均衡関係を表す式の内生に関する係数であり、本論文では、長期均衡係数と呼んでいる。

長期均衡からの乖離、すなわち、均衡誤差が徐々に修正されていく特性を誤差修正 (error

表7 Johansen の方法

(a) 最大固有値検定

		eigen				
階差の lag	r	test statistic	CV 10%	CV 5%	CV 1%	
1	$r \leq 1$	8.59	7.52	9.24	12.97	棄却
	$r = 0$	80.05	13.75	15.67	20.2	

(b) トレース検定

		trace				
階差の lag	r	test statistic	CV 10%	CV 5%	CV 1%	
1	$r \leq 1$	8.59	7.52	9.24	12.97	棄却
	$r=0$	88.64	17.85	19.96	24.6	

表8 共和分ベクトル (最大固有値検定の場合)

K	1.0000
F	-0.9489
const	-2.3890

表9 調整速度係数 (最大固有値検定の場合)

ΔK	-0.9633
ΔF	0.1682

correction) [7] と呼ぶ。表9より、誤差修正モデルの調整速度係数において ΔK に影響する係数は -0.9633 (符号が負)、 ΔF に影響する係数は 0.1682 (符号が正) であり、長期均衡誤差 $e_t > 0$ の場合には、次期の K (確定注文) が減少し、次期の F (内示) が増加することを意味している。これらは、内示プロセスにおいて長期均衡関係からの乖離がある場合に、乖離を修正するメカニズムを示している。

以上より、Johansen の方法から「K と F には共和分の関係がある」ことがわかる。そして、(3.2) 式は、長期均衡関係を表す式であり、その長期均衡係数は 0.9489 である。

Engle and Granger 検定と Johansen の方法の両者の結果から、統計的有意水準の下で、「K と F は共和分の関係がある」と結論できる。

3.4 DOLS 推定

非定常変数間で、内生性や系列相関がある場合の有効な手法である DOLS を用いる [13, 14]。DOLS の概略については、巻末の付録を参照。リーズとラグの設定法については、特に明確な基準がないので、共和分の関係があるという前節の結果を前提にして、リーズ・ラグを 1, 2, 3, 4, 5, 6, 10, 12期の 8 ケースについて分析した。結果を表10–17に示す。

これらの表より、

- ① F の係数（長期均衡係数）は、0.9324（リーズ・ラグ1期）から0.9679（リーズ・ラグ12期）である。
- ②標準誤差 SE についてそれぞれの最小値は、homo 0.0464（リーズ・ラグ1期）、hccm 0.0492（リーズ・ラグ1期）、vcovHAC 0.0414（リーズ・ラグ10期）、NeweyWest 0.0405（bw 3.0426）（リーズ・ラグ10期）、NeweyWest（lag truncation）

表11 DOLS 結果（リーズ・ラグ2期）

		Intercept	F
係数の推定値		2.7867	0.9424
homo	SE	2.6979	0.0479
	t 値	1.0330	19.6690
	p 値	0.3031	<2e-16
hccm	SE	2.4674	0.0522
	t 値	1.1294	18.0623
	p 値	0.2603	<2e-16
vcovHAC	SE	2.3982	0.0508
	t 値	1.1620	18.5323
	p 値	0.2469	<2e-16
NeweyWest	SE	2.6074	0.0551
	t 値	1.0688	17.1079
	p 値	0.2867	<2e-16
	bw	3.2796	
NeweyWest	SE	2.6355	0.0561
	lag truncation	2	

表10 DOLS 結果（リーズ・ラグ1期）

		Intercept	F
係数の推定値		3.3602	0.9324
homo	SE	2.6213	0.0464
	t 値	1.2820	20.0780
	p 値	0.2016	<2e-16
hccm	SE	2.3635	0.0492
	t 値	1.4217	18.9675
	p 値	0.1569	<2e-16
vcovHAC	SE	2.2989	0.0480
	t 値	1.4617	19.4244
	p 値	0.1457	<2e-16
NeweyWest	SE	2.3147	0.0473
	t 値	1.4517	19.7233
	p 値	0.1486	<2e-16
	bw	4.1634	
NeweyWest	SE	2.4332	0.0505
	lag truncation	2	

表12 DOLS 結果（リーズ・ラグ3期）

		Intercept	F
係数の推定値		2.4969	0.9460
homo	SE	2.7437	0.0489
	t 値	0.9100	19.3400
	p 値	0.3641	<2e-16
hccm	SE	2.6559	0.0560
	t 値	0.9402	16.8985
	p 値	0.3485	<2e-16
vcovHAC	SE	2.5542	0.0540
	t 値	0.9776	17.5249
	p 値	0.3297	<2e-16
NeweyWest	SE	2.7414	0.0585
	t 値	0.9108	16.1797
	p 値	0.3637	<2e-16
	bw	0.7538	
NeweyWest	SE	2.7455	0.0604
	lag truncation	2	

表13 DOLS 結果 (リーズ・ラグ4期)

		Intercept	F
係数の推定値		2.0278	0.9570
homo	SE	3.1106	0.0549
	t 値	0.6520	17.4240
	p 値	0.5158	<2e-16
hccm	SE	3.0563	0.0580
	t 値	0.6635	16.5092
	p 値	0.5081	<2e-16
vcovHAC	SE	2.5081	0.0453
	t 値	0.8085	21.1183
	p 値	0.4201	<2.2e-16
NeweyWest	SE	2.3031	0.0414
	t 値	0.8805	23.1022
	p 値	0.3800	<2.2e-16
	bw	6.3076	
NeweyWest	SE	2.3113	0.0420
	lag truncation	2	

表15 DOLS 結果 (リーズ・ラグ6期)

		Intercept	F
係数の推定値		2.1578	0.9561
homo	SE	3.2049	0.0563
	t 値	0.6730	16.9970
	p 値	0.5021	<2e-16
hccm	SE	3.1202	0.0589
	t 値	0.6916	16.2302
	p 値	0.4903	<2e-16
vcovHAC	SE	2.4854	0.0443
	t 値	0.8682	21.6059
	p 値	0.3867	<2.2e-16
NeweyWest	SE	2.3440	0.0416
	t 値	0.9205	22.9921
	p 値	0.3588	<2.2e-16
	bw	6.1025	
NeweyWest	SE	2.2606	0.0408
	lag truncation	2	

表14 DOLS 結果 (リーズ・ラグ5期)

		Intercept	F
係数の推定値		2.1141	0.9573
homo	SE	3.1496	0.0555
	t 値	0.6710	17.2580
	p 値	0.5034	<2e-16
hccm	SE	3.1831	0.0598
	t 値	0.6642	16.0035
	p 値	0.5077	<2e-16
vcovHAC	SE	2.5470	0.0454
	t 値	0.8300	21.0945
	p 値	0.4079	<2.2e-16
NeweyWest	SE	2.3738	0.0423
	t 値	0.8906	22.6080
	p 値	0.3746	<2.2e-16
	bw	4.5621	
NeweyWest	SE	2.3261	0.0421
	lag truncation	2	

表16 DOLS 結果 (リーズ・ラグ10期)

		Intercept	F
係数の推定値		1.4188	0.9633
homo	SE	3.3994	0.0591
	t 値	0.4170	16.3100
	p 値	0.6774	<2e-16
hccm	SE	2.9386	0.0560
	t 値	0.4828	17.2114
	p 値	0.6300	<2e-16
vcovHAC	SE	2.2272	0.0414
	t 値	0.6370	23.2715
	p 値	0.5252	<2e-16
NeweyWest	SE	2.1463	0.0405
	t 値	0.6610	23.8046
	p 値	0.5097	<2e-16
	bw	3.0426	
NeweyWest	SE	2.1241	0.0402
	lag truncation	2	

表17 DOLS 結果 (リーズ・ラグ12期)

		Intercept	F
係数の推定値		1.1296	0.9679
homo	SE	3.5653	0.0623
	t 値	0.3170	15.5480
	p 値	0.7522	<2e-16
hccm	SE	3.3806	0.0650
	t 値	0.3341	14.8895
	p 値	0.7388	<2e-16
vcovHAC	SE	2.4990	0.0457
	t 値	0.4520	21.1777
	p 値	0.6520	<2e-16
NeweyWest	SE	2.5721	0.0479
	t 値	0.4391	20.1941
	p 値	0.6613	<2.2e-16
	bw	5.3228	
NeweyWest	SE	2.5844	0.0484
	lag truncation	2	

cation 2) 0.0402 (リーズ・ラグ10期)である。

- ③標準誤差 SE について OLS 結果 (表 3) と比較すると, NeweyWest (bw 3.8367) 0.0661→0.0405 (リーズ・ラグ10期), NeweyWest (lag truncation 2) 0.0674→0.0402 (リーズ・ラグ10期) と大幅に小さくなっている。

- ④ Intercept (切片) の p 値はすべてのリーズ・ラグ及びすべての標準誤差のケースにおいて10%以上であり高い。このことから, すべての Intercept (切片) の係数は0である可能性を棄却できない。一方, F の係数の p 値は, すべてのリーズ・ラグ及びすべての標準誤差のケースにおいて0に近く, F の係数は0である可能性を強く棄却できることから, 有意な結果が求まっていると言える。

3.5 リーズ・ラグ数の選定

各手法における F の係数と標準誤差 SE を再集計したものを表18に示す。DOLS の homo

表18 F の係数と標準誤差 SE

	F の係数	SE	
		homo	NeweyWest
OLS	0.8720	0.0468	0.0661
EG	0.8720	0.0468	0.0661
Johansen	0.9489	—	—
DOLS1期	0.9324	0.0464	0.0473
DOLS2期	0.9424	0.0479	0.0551
DOLS3期	0.9460	0.0489	0.0585
DOLS4期	0.9570	0.0549	0.0414
DOLS5期	0.9573	0.0555	0.0423
DOLS6期	0.9561	0.0563	0.0416
DOLS10期	0.9633	0.0591	0.0405
DOLS12期	0.9679	0.0623	0.0484

の場合の SE は, リーズ・ラグ数の増加とともに増える傾向にある。一方, NeweyWest の SE について, DOLS のそれは OLS に比べて比較的大きく減少している。これらのことから, DOLS の適用により, 均一分散を前提とした場合の SE は増加するケースがあるが, 系列相関を考慮した場合の SE は大きく減少することがわかる。このことから DOLS の効果が認められる。なお, DOLS の結果は, 均一分散の可能性が高いことを3.8節にて述べる。

この分析範囲において, リーズ・ラグ10期の NeweyWest の SE が最小であるが, せいぜい10%の増加の範囲では, リーズ・ラグ4, 5, 6 期の場合がある。ここではモデルのコンパクトさから説明変数が少ない方が望ましいこと, また, 事例が週ごとのサイクリック型の内示提示方法であるという業務の特徴から5期前後のリーズ・ラグがより妥当であると考えられることから, 最終的にリーズ・ラグ4期を代表的なケースとして選定する。

代表ケース (リーズ・ラグ4期) の F の係数 (長期均衡係数) は, 0.9570である。代表ケースの残差の ADF 検定結果 (表19) より「残差

表19 残差の ADF 検定 (リーズ・ラグ4期)

帰無 仮説	ラグ 次数	test statistic	CV 1 %	CV 5 %	CV 10%	判定
none	6	-5.7318	-2.58	-1.95	-1.62	棄却
drift	6	-5.7293	-3.46	-2.88	-2.57	棄却
trend	6	-5.9503	-3.99	-3.43	-3.13	棄却

表20 残差の ARIMA 同定 (リーズ・ラグ4期)

	K ~ F の残差
同定	ARIMA(1,0,0) with zero mean
AIC	1,126.499
判定	I(0)

が単位根過程である」は棄却された。また、残差の ARIMA 同定 (表20) より推定結果は ARIMA(1,0,0)with zero mean で、AR 過程の係数 $ar1 = -0.2837$ である。したがって、残差は I(0) であると判定できる。

3.6 F の係数の検定

前節の結果より、各手法による F の係数は1.0 近辺であることがわかった。それで、1.0 といえるかについて、確認するために、F 検定を行った [7, 8, 16]。

H0: 変数 F の係数 = 1.0

H1: 変数 F の係数 \neq 1.0

の検定結果を表21に示す。すべてのケースで、H0を棄却できなかった。すなわち、変数 F の係数は1.0である可能性が高い。

3.7 分析結果のまとめ

- ① K, F は定常過程ではなく、非定常過程である。
- ② K と F の間には共和分の関係がある。
- ③表3より、OLS の F の係数の SE は、homo > hccm > NeweyWest (truncation = 2) の順に増大している。
- ④ DOLS の F の係数の SE は、OLS 結果 (表3) と比較すると、homo の SE は、リーズとラ

表21 F 検定結果 (リーズ・ラグ4期)

	F 値	p 値	判定
home	0.6144	0.4345	棄却できず
hccm	0.5516	0.4589	棄却できず
vcovHAC	0.9026	0.3436	棄却できず
NeweyWest*	1.0801	0.3005	棄却できず

*bw = 6.3076

グ数が大きい場合には大きくなっているが、NeweyWest (bw 3.8367) 0.0661 → 0.0405 (10期), NeweyWest (lag truncation 2) 0.0674 → 0.0402 (10期) と大幅に小さくなっている。DOLS により系列相関が除去されていることがわかる。

- ⑤系列相関などが比較的取り除かれており、また、コンパクトさを考慮して、DOLS 推定の代表ケース (リーズ・ラグ4期) を選定した。代表ケースの K ~ F における F の係数 (長期均衡係数) は0.9570である。なお、OLS の F の係数は0.8720, Johansen の方法による長期均衡係数は0.9489である。
- ⑥ DOLS における F の係数 (長期均衡係数) は1.0である可能性は大きい。

3.8 分散不均一性検定

分散不均一性検定として White 検定を行った。結果を表22に示す。OLS 結果では、有意水準 5 % で、均一分散であることを棄却しており、不均一分散である可能性が高い。一方、DOLS 結果では、すべてのケースにおいて均一分散であることを棄却できなかった。均一分散の可能性が高いと判定できる。

(まとめ) 分散不均一性検定 より

- ① OLS 結果では、分散不均一性がある可能性が高い。
- ② DOLS 結果では、すべてのケースで分散均一性を有しているとなった。

表22 White 検定結果

	p 値	判定*
OLS	0.0109	棄却

リーズ＝ラグ	p 値	判定*
DOLS1期	0.1101	棄却できず
DOLS2期	0.0861	棄却できず
DOLS3期	0.0896	棄却できず
DOLS4期	0.2508	棄却できず
DOLS5期	0.2484	棄却できず
DOLS6期	0.2451	棄却できず
DOLS10期	0.1730	棄却できず
DOLS12期	0.1549	棄却できず

* 有意水準 5 %

4. 内示を用いた取引システムの特性についての考察

分析結果をもとに、内示を用いた取引システムの特性に関する考察を行う。

①長期均衡性に関して

共和分の関係は、計量経済学の分野では長期的な均衡関係を表すとされる。

Johansen の方法では、長期均衡誤差は、

$$e_t = K_t - 0.9489F_t - 2.3890 \quad (3.1再掲)$$

である。そして、長期均衡関係の式は、

$$K_t = 0.9489F_t + 2.3890 \quad (4.1) \quad (3.2再掲)$$

であり、長期均衡係数は、0.9489である。

一方、DOLS の結果から、代表ケース（リーズ・ラグ 4 期）の場合には、長期均衡係数は 0.9570 と求められた。

確定注文 K_t と内示 F_t の差を内示のブレ (δ_t) とすると、 a を定数として、

$$\delta_t \equiv K_t - 1.0000F_t + a \quad (4.2)$$

であり、 $\delta_t = 0$ とおいた時の関係式

$$K_t = 1.0000F_t - a \quad (4.3)$$

において、 F_t の係数は 1.0000 である。(4.1) 式の Johansen の方法による長期均衡係数 0.9489、DOLS の長期均衡係数は 0.9570 に対して、(4.3) 式の F の係数は 1.0000 であり、これらの係数は極めて近似している。このことから、「内示のブレの式における F の係数は、Johansen の方法や DOLS による長期均衡係数に近く、内示のブレは長期均衡関係を表す式からの誤差である。」と解釈できる。(内示のブレの系列が定常過程であるという事実からもこの関係は妥当である)。

特に、「DOLS を用いて、より高精度に求められた長期均衡係数が他の手法より 1.0 に近い」こととも整合的である。

内示プロセスにおける長期均衡関係の解釈を行う。内示のブレが内示と確定注文との差であることを考えると、内示のブレが長期均衡関係からの誤差であるということは、「内示と確定注文の間に長期均衡関係があり、一時的に乖離があったとしても、これを戻す力（均衡しようとする力）が働いている」ことを意味している。例えば、内示提示者が内示を出すときに、極力、確定注文（需要の実現値）と離れないようにしたいとか、あるいは乖離があるときには、次期や次々期にはそれを修正するように内示を提示したいと考えて活動していると想起させる。いわば、「内示プロセスを用いた取引形態に潜在する暗黙の協調的な行動原理」を示していると思われる。

②誤差修正について

調整速度係数の符号が表 9 より、 ΔK に対して負、 ΔF に対して正であることは、内示のブレ $\delta_{t-1} (= K_{t-1} - F_{t-1}) > 0$ が発生した時には、内示を正の方向に変化させて（増加させて）、 δ_t を減少させようとすることを表している。これは、均衡関係からの乖離を修正する仕組みを表

しており、「内示プロセスには乖離を修正する仕組みが内在されている」と解釈できる。

③共通の確率的トレンドに関して

計量経済学の分野において共和分の関係は、非定常過程である変数間に共通の確率的トレンド (common stochastic trend) があるとされる。内示プロセスを採用する企業間連携を考えると、内示を提示するメーカー自身が顧客をもち、その顧客の需要動向に基づきサプライヤーへ部品を内示し、顧客の注文（あるいは、注文予想）に沿って、確定注文を行い、部品を調達することを基本としている。このような背景の下では、共通の確率的トレンドは、「内示を提示するメーカー側の顧客（最終顧客）の需要変化」が相当すると思われる。

以上のような時系列分析の結果と考察を通じて、内示を用いた取引システム自体を性格づけると、内示プロセスには、「内示のもつ需要追従性を利用して、共通の確率的トレンドである最終顧客の需要変化を取り除く仕組み」と「ブレ（乖離）が発生したとしても長期的に均衡させようとする（ブレを修正しようとする）仕組み」を内在する「協調的企業間連携システム」であるといえる。

5. お わ り に

本論文は、BtoB 取引における品目を対象に時系列分析をおこない、内示のブレが長期均衡誤差であることを示し、内示プロセスに内在する長期均衡性について考察したものである。

分析手法としては、統計解析ソフト R を用いて、定常性分析（単位根検定）、共和分分析（Engle and Granger 検定、Johansen の方法）、DOLS 推定、分散不均一性検定（White test）を行った。また、標準誤差の算定について、4 種の SE（均一分散を仮定した場合の標準誤差、不均一分散に頑健な標準誤差、不均一分散と系

列相関に頑健な標準誤差、Newey and West (1987) の不均一分散と系列相関に頑健な標準誤差）を用いた。

本論文により明らかになったことを示す。

- (1) OLS 推定の代わりに DOLS 推定を用いることにより、系列相関、分散不均一性を考慮した高精度な長期均衡を表す式の係数（長期均衡係数）を求めることができた。OLS 推定では 0.8720、DOLS 推定（リーズ・ラグ 4 期）では 0.9570 が求まった。
- (2) 内示のブレの式の F の係数は 1.0000 であり、Johansen の方法、DOLS 推定によって求まった長期均衡係数に近く、内示のブレは長期均衡関係からの誤差（乖離）であることが明らかになった。
- (3) 内示のブレが内示と確定注文との差であることから、内示のブレが長期均衡性を持つことは、内示と確定注文が離反すれば、これを戻す作用が働いていることを表している。いわば、「内示プロセスの取引形態に潜在する暗黙の協調的な行動原理」を示していることを明らかにした。
- (4) 共和分分析の誤差修正項における調整速度係数の正負符号は、「均衡関係からの乖離を修正する仕組み」を表しており、内示プロセスに内在されている特徴であることを指摘した。
- (5) 内示と確定注文の間の共通の確率的トレンドは、「メーカー側の顧客（最終顧客）の需要動向（変化）」が相当すると解釈できる。
- (6) 時系列分析結果を通じて、内示を用いる取引システムは、「内示のもつ需要追従性を利用して、共通の確率的トレンドである最終顧客の需要変化を取り除く仕組み」と「ブレが発生したとしても長期的に均衡させようとする（ブレを修正しようとする）仕組み」を内在する「協調的企業間連携シ

システム」であると特徴づけられることを示した。

- (7) DOLS を用いてより高精度な長期均衡係数を求めるために、R を使った統計解析方法を確立した。

今後の課題としては、

- (1) さらに分析対象品目を増やしていく。
- (2) 標準的な形的な実証分析手順を確立していく必要がある。
- (3) 内示プロセスの特性を有効活用した不確実性に頑健な在庫管理システムの開発が求められる。

現在は不確実な時代である。需要変動が大きくなる中で、需要変動に追従し、想起されるリスクとその挽回策を考慮しつつ、計画を策定せざるを得ない。また、サプライチェーン全体を通じて省資源・持続可能な社会づくりが必要とされている。

このような中で、内示の特性と有効性の認識が高まり、内示を利用したレジリエントな在庫管理法の活用が期待される。そのために、内示を用いた企業間の連携の特性を明らかにすることは、非常に意義深いと思われる。

謝辞：本研究に際して、本学メディアビジネス学部ビジネス情報学科先生方からは貴重な専門書、参考文献の提供を受けたことに謝意を表します。

参 考 文 献

- [1] 上野信行：内示情報と生産計画—持続可能な社会における先行需要情報の活用—, 朝倉書店 (2011)
- [2] 上野信行：レジリエンスに優れた内示生産システムの体系化についての考察—システム特性・分類・レジリエンスとその展開—, 県立広島大学論集, Vol. 7, No. 1, pp. 191–202 (2015)
- [3] 上野信行：内示理論—不確実な需要環境における先行需要予測情報の活用法の体系化—, 経済研究論集, 第43巻, 第3号, pp. 25–42 (2021)
- [4] 上野信行, 得津康義：内示データの時系列特性の分析, 経済研究論集, 第44巻, 第2号, pp. 5–19 (2021.11)
- [5] 上野信行, 得津康義：内示プロセスにおける予測に関する基礎的解析—内示情報を用いた予測性能の実証分析—, 経済研究論集, 第44巻, 第3号, pp. 1–16 (2022.3)
- [6] 美馬愛理, 上野信行, 熊谷賢治, 藤田達也, 吉岡靖時, 辻 清明：内示理論に基づくレジリエントな在庫管理法—離散型ブレ分布とリスク評価指標による多品種少量生産部品の手配業務標準化—, 日本機械学会生産システム部門研究発表講演会予稿集 (2021.3.8–3.9)
- [7] Walter Enders 著, 新谷元嗣, 藪友良訳：実証のための計量時系列分析, 有斐閣 (2019)
- [8] 沖本竜義：経済・ファイナンスデータの計量時系列分析, 朝倉書店 (2019)
- [9] 田中勝人：現代時系列分析, 岩波書店 (2016)
- [10] Johansen, S.: Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, Journal of Economic Dynamics and Control 12, pp. 231–254 (1988)
- [11] Johansen, S.: Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, Econometrica, Vol. 59, No. 6, pp. 1551–1580 (1991)
- [12] Johansen, S. and K. Juselius: Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, pp. 169–210 (1990)
- [13] 宮尾龍蔵：マクロ金融政策の時系列分析, 日本経済新聞社 (2006)
- [14] J. H. Stock and M. W. Watson: A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, Econometrica, Vol. 61, No. 4, pp. 783–820 (1993)
- [15] Fumio Hayashi: Econometrics, Princeton University Press (2000)
- [16] Jeffrey M. Wooldridge: Introductory Econometrics: A Modern Approach, 7th Edition (AE 版), Cengage (2019)
- [17] 間瀬 茂：R 基本統計関数マニュアル, <https://cran.r-project.org>
- [18] 福地純一郎, 伊藤有希：R による計量経済分析, 朝倉書店 (2011)

(付録) Dynamic OLS 推定

x_t と y_t の2変数とする基本モデルを対象にする。

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$$

$$\Delta x_t = \epsilon_t$$

ここで、

$$x_t \sim I(1) (\text{random walk})$$

$$u_t, \epsilon_t \sim I(0), i.i.d$$

とすると, $y_t \sim I(1)$ 。

u_t と ϵ_t が相関し, かつ系列相関がある場合を考える。

$$u_t = \gamma(L)\epsilon_t + \eta_t$$

$$\gamma(L) = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} \gamma_j L^j$$

$$\eta_t \sim I(0), i.i.d$$

とすると DOLS モデルとして

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \gamma(L)\Delta x_t + \eta_t$$

$$\Delta x_t = \epsilon_t$$

ここで,

$$\gamma(L)\Delta x_t = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} \gamma_j L^j \Delta x_t$$

である。例えば, リーズとラグが4期の場合には,

$$\begin{aligned} y_t = & \alpha + \beta x_t + \gamma_{-4}\Delta x_{t-4} + \gamma_{-3}\Delta x_{t-3} \\ & + \gamma_{-2}\Delta x_{t-2} + \gamma_{-1}\Delta x_{t-1} \\ & + \gamma_0\Delta x_t \\ & + \gamma_1\Delta x_{t+1} + \gamma_2\Delta x_{t+2} + \gamma_3\Delta x_{t+3} \\ & + \gamma_4\Delta x_{t+4} + \eta_t \end{aligned}$$

となる。

ここで, $\alpha, \beta, \gamma_{-4}, \gamma_{-3}, \gamma_{-2}, \gamma_{-1}, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ は回帰係数である。これらの中で, 特に, β に興味があり, 本論文では長期均衡係数と名付けている。

リーズとラグの次数は, ϵ_t と η_t に相関がなくなるぐらいに設定するとされている。

以上