

東瀬戸圏 BSI における季節性について

西 田 小百合 (文化科学研究科)

藤 本 利 躬 (広島修道大学)

1 はじめに

経済時系列を四半期ごとに観測するときには、季節パターンが現れることが多い。季節性の明確な定義は存在しないけれども、一般にある特定の季節(四半期)に他の季節と著しく異なる特徴が現れるとき、季節性があるといわれる。季節変動は、トレンドと同様に、経済時系列における重要な変動である。経済時系列を分析する場合には、しばしば、季節変動はあまり経済的に有用な情報を提供するものではなく、除去されるべきであるとされ、適当な季節調整法(X-11等)を用いて季節成分を除去した時系列が用いられることが多い。しかしながら、季節性とその適切なモデリングは Hylleberg et al.(1990) 等の論文の発表後関心が高まり、経済変数における季節性はそれ自体研究の価値があり、季節性を無視するのではなく、むしろ関心を払うことが必要であると考えられるようになってきた。そして、季節性という情報を利用するためにしばしば用いられる分析方法が、季節共和分である。

西田・藤本(1997)および西田(1997)では、ビジネス・サーベイ(business survey:以下ではBSと略記する)データを用いて、企業の予想の合理性についての検定を行った。しかし、そこでは四半期データを扱うときには考慮すべきである季節性についてほとんど考えなかった。この論文の目的は、BSにおける季節性を検討することによって、BSにおける季節調整が利用可能

な情報を利用できなくしている可能性はないのか、季節共和分に基づく合理性の検定が可能かどうかを考察することである。データとして、季節未調整データである岡山経済研究所の「東瀬戸圏企業経営動向調査」の判断調査から作成されたビジネス・サーベイ・インデックス（以下では東瀬戸圏 BSI と略す）を用いる。

結果を総括してみると、東瀬戸圏 BSI では、deterministic な季節性と stochastic なものの両方が含まれている系列が多く、また $I(0,1)$ あるいは定常系列として分類されるものが多いことがわかった。 $I(1,0)$ 系列はかなり少数であり、 $I(1,1)$ として分類されるものはなかった。したがって、この系列に通常の季節調整プログラムで仮定されている $\Delta\Delta$ 変換を行った場合には、過剰差分になることがわかる。また、実績系列と 1 期先予想系列の和分の次数が同じ系列は 4 つあり、これらについては季節共和分に基づく合理性の検定は可能であると考えられる。

以下では、2 節で東瀬戸圏 BSI における季節性について検討し、3 節で結論および今後の課題について述べる。

2 データの検討

本節では、東瀬戸圏 BSI における業況判断に関するデータに季節性があるかどうかについて検討する。東瀬戸圏 BSI は、業況、生産高、売上高などに関する企業への 12 項目の質問に対する回答を、製造業 19 部門と製造業計、非製造業 7 部門と非製造業計および全産業、さらに規模別（大企業、中小企業）、地域別（岡山、香川、備後）に集計したものである。サンプル期間は 1980：2～1997：2 であり、季節未調整データであるから、そこには季節成分が含まれると考えられる。全産業の実績系列および 1 期先予想系列のグラフを図 1 で示す。一見したところ、トレンドははっきりとは認められないが、季節性はあるように思われる。最初に、欠損値がある 3 系列を除い

図1 全産業

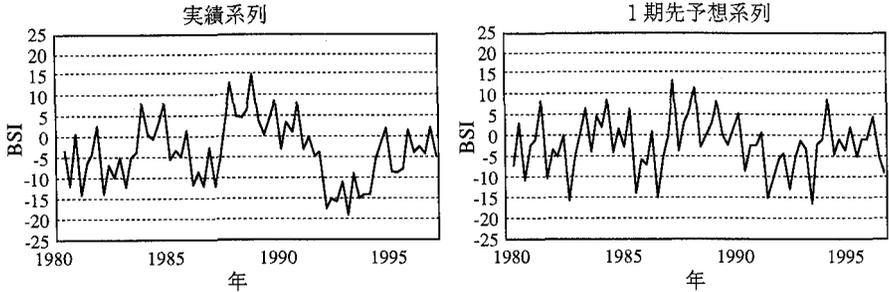


表1 Percentage seasonal pattern

	実績系列					決定係数	1期先予想系列					決定係数
	1	2	3	4	SE		1	2	3	4	SE	
食料品	-21.722	-13.733	-3.480	38.935	7.717	0.792	-25.137	-11.204	-6.342	42.682	7.605	0.846
繊維	-12.489	-9.105	-1.806	23.400	9.296	0.474	-13.767	-12.193	6.136	19.824	8.271	0.514
衣服	-1.976	0.723	0.183	1.071	6.607	0.067	-9.513	-8.380	5.639	12.253	5.977	0.498
木材・木製品	-16.152	-16.537	0.401	32.288	11.973	0.495	-18.721	-11.546	-1.863	32.129	8.137	0.707
家具	-12.510	-10.774	-5.580	28.865	12.342	0.448	-20.080	-17.742	-6.037	43.859	10.169	0.728
パルプ・紙	-20.186	-6.752	-7.704	36.641	9.918	0.699	-24.064	-4.229	-11.872	40.165	9.042	0.818
出版・印刷	-14.666	-6.991	-16.719	38.376	14.255	0.596	-20.378	0.828	-22.350	41.900	14.223	0.706
窯業・土石	-9.750	-1.370	-5.750	16.871	9.497	0.423	-8.508	-0.454	-3.108	12.071	7.943	0.403
ゴム製品	-0.417	-4.177	6.689	-2.094	15.294	0.069	-2.514	-8.883	17.162	-5.765	13.513	0.369
皮革製品	-21.006	-3.875	10.541	14.341	15.231	0.504	-28.696	-4.273	8.693	24.276	14.964	0.644
窯業・土石	-18.206	-13.117	-0.477	31.800	10.040	0.591	-17.121	-11.905	0.897	28.129	8.736	0.619
鉄鋼	-8.186	-4.035	0.973	11.247	10.351	0.191	-11.086	-1.042	2.763	9.365	10.673	0.354
金属・非鉄	-13.335	-7.058	3.994	16.400	10.467	0.372	-14.415	-12.017	8.261	18.171	9.459	0.472
一般機械	-3.950	0.235	0.233	3.482	7.736	0.127	-0.960	3.920	1.011	-3.971	6.586	0.235
電気機械	-3.854	-1.244	-0.248	5.347	13.070	0.036	-5.174	0.219	2.537	2.418	8.893	0.190
輸送用機械	2.295	0.392	3.742	-6.429	9.252	0.111	-1.796	-6.014	6.969	0.841	9.312	0.174
精密機械	-1.317	2.717	-2.829	1.429	18.489	0.019	-2.916	-0.556	7.366	-3.894	16.845	0.097
その他製造業	-2.475	8.556	-13.163	7.082	8.983	0.513	-2.037	7.342	-11.564	6.259	7.732	0.514
製造業計	-9.391	-4.642	-1.750	15.782	3.931	0.728	-12.180	-6.069	0.449	17.800	3.477	0.830
建設業	-6.719	-17.579	13.675	10.624	6.093	0.722	-11.399	-19.042	17.800	12.641	7.579	0.698
卸売業	-12.972	-7.769	0.776	19.965	7.184	0.560	-19.236	-8.706	-2.076	30.018	6.119	0.813
小売業	-5.569	-8.050	2.560	11.059	6.568	0.315	-10.970	-8.349	3.289	16.029	7.553	0.439
運輸・倉庫	-14.844	-7.605	1.032	21.418	9.503	0.484	-16.614	-1.166	-6.108	23.888	7.261	0.754
サービス業	-14.188	-1.425	-7.370	22.982	8.103	0.666	-18.861	-0.617	-5.062	24.541	7.045	0.800
非製造業計	-10.001	-8.493	2.399	16.094	4.716	0.638	-14.786	-8.474	2.425	20.835	4.370	0.811
大企業計	-6.810	-0.727	-3.157	10.694	5.827	0.458	-10.419	-2.213	-1.038	13.671	5.053	0.663
製造業	0.429	3.413	-1.483	-2.359	6.053	0.096	-0.457	-0.796	3.936	-2.682	5.463	0.185
非製造業	-11.631	-3.427	-4.342	19.400	8.235	0.525	-16.698	-3.178	-4.118	23.994	7.487	0.718
中小企業計	-10.183	-7.158	0.393	16.947	3.809	0.746	-13.730	-7.895	1.578	20.047	3.581	0.849
製造業	-10.596	-5.638	-1.819	18.053	4.016	0.765	-13.590	-6.707	0.033	20.265	3.611	0.852
非製造業	-9.510	-10.228	4.802	14.935	4.460	0.661	-14.096	-10.257	4.571	19.782	4.456	0.785
全産業	-9.569	-6.103	-0.146	15.818	3.847	0.721	-13.135	-6.963	1.210	18.888	3.481	0.846
岡	-7.706	-5.181	-0.689	13.576	3.882	0.642	-11.361	-6.638	1.199	16.800	3.710	0.783
香川	-14.909	-9.312	-0.626	24.847	5.293	0.772	-18.090	-9.352	-0.794	28.235	4.968	0.848
備後	-9.472	-5.603	1.699	13.376	4.387	0.631	-13.177	-5.794	3.095	15.876	4.379	0.775

て、これらの系列における季節性の強さを調べてみる。

2. 1 季節性の検討

季節変動をより詳細に検討するために、Osborn (1990) によって提案された、次のような回帰を行う。

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 (D_{1t} - D_{4t}) + \alpha_2 (D_{2t} - D_{4t}) + \alpha_3 (D_{3t} - D_{4t}) + u_t \quad (1)$$

ここで、 $\Delta = (I - L)$, L はラグ・オペレータであり、 D_{it} は次のような第 i 四半期における季節ダミー変数である。

$$D_{it} = 1 \quad \text{第 } i \text{ 四半期に対して, } i=1, 2, 3, 4$$

$$D_{it} = 0 \quad \text{その他の場合}$$

表1の最初の3つの値は係数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ の推定値であり、季節性がないなら $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ である。第4四半期の値 (α_4) は $\sum_i \alpha_i = 0$ という制約から得られる。また、表1では残差の標準誤差 (SER) と決定係数 (R^2) を示しているが、 R^2 は (deterministic および stochastic な) 季節性の量を表す指標である。ここで、deterministic な季節成分とは季節ダミー変数に回帰することで除去可能な季節成分であり、stochastic な季節成分とは季節差分をとることによって除去できるものである。表1から、業種によって違いはあるが、観察される変動において季節性が比較的大きな割合を占めているものがあることがわかる。季節性が30%以下の系列は、実績および1期先予想系列の70系列のうち13系列であり、実績系列、1期先予想系列ともに30%以下の系列は5つあった⁽¹⁾。

(1) 式は動学を含んでいないので総長期的季節効果を見るために使われる

(1) 季節性の証拠はあまり多くなかったが、2. 2節の和分の次数の検定を行う際には、これら13系列についても、他の系列と同様に季節性を考慮した検定を行った。

が、観察される季節性が stochastic なのか deterministic なのかにも関心がある。そこで、Osborn (1990) によって提案された次のような一般的動学方程式を推定することによって、季節性が stochastic か deterministic かを調べる。

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & \alpha_0 + \alpha_1 (D_{1t} - D_{4t}) + \alpha_2 (D_{2t} - D_{4t}) + \alpha_3 (D_{3t} - D_{4t}) \\ & + \phi_1 \Delta x_{t-1} + \phi_2 \Delta x_{t-5} + \phi_3 \Delta x_{t-4} + \phi_4 \Delta x_{t-8} + \phi_5 \Delta x_{t-12} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

表2は $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ (deterministic な季節性がない) あるいは $\phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$ (stochastic な季節性がない) という仮説に対する marginal R^2 値を計算している。marginal R^2 値は、次のように計算される。

$$1 - \frac{URSS}{RRSS}$$

ここで、 $URSS$ は (2) 式からの残差平方和であり、 $RRSS$ は制約付き方程式に対する残差平方和である。東瀬戸圏 BSI における季節性は、deterministic なものの方が多いようだが、stochastic な季節性も含まれているように見える。したがって、次節における和分の次数の検定では、両方の季節性を考慮に入れることにする。

2. 2 和分の次数

経済時系列は、季節性がないときには一般に1次で和分されていて、 $I(1)$ で表される。 $I(1)$ 変数における非定常性は一般に stochastic であり、1階差分をとることによって定常にされる。しかし、季節性を考慮すると和分の次数の検定は複雑になる。

Osborn et al.(1988) (以下では OCSB と略記する) の表記法では、四半期変数 x_t が次数 (d, D) で和分されているといわれ、 $x_t \sim I(d, D)$ で表されるのは、 d 回の差分と D 回の季節差分をとった後、定常で反転可能で

nondeterministic な ARMA 表現を持つときである。この OCSB の表記法は本論文を通じて用いる。通常、季節経済時系列をモデル化するときには、事前にテストを行わずに、通常の差分および季節差分をとることが多く、季節調整を行う際にも $I(1,1)$ であると仮定されているけれども、実証研究では

表2 Deterministic and stochastic seasonality

	実績系列		1期先予想系列	
	deterministic	stochastic	deterministic	stochastic
食料品	0.351	0.084	0.428	0.147
繊維	0.240	0.091	0.298	0.100
衣服	0.050	0.046	0.140	0.128
木材・木製品	0.287	0.087	0.334	0.031
家具	0.312	0.082	0.326	0.036
パルプ・紙	0.225	0.030	0.223	0.052
出版・印刷	0.332	0.022	0.081	0.038
化学	0.093	0.023	0.193	0.065
ゴム製品	0.082	0.101	0.216	0.036
皮革製品	0.276	0.060	0.518	0.273
窯業・土石	0.258	0.084	0.344	0.124
鉄鋼	0.253	0.193	0.287	0.071
金属・非鉄	0.145	0.021	0.401	0.155
一般機械	0.102	0.037	0.301	0.061
電気機械	0.090	0.006	0.184	0.010
輸送用機械	0.071	0.014	0.213	0.121
精密機械	0.004	0.006	0.128	0.073
その他製造業	0.135	0.015	0.128	0.049
製造業計	0.293	0.031	0.344	0.051
建設業	0.145	0.127	0.219	0.160
卸売業	0.248	0.092	0.198	0.052
小売業	0.209	0.067	0.260	0.018
運輸・倉庫	0.153	0.026	0.168	0.085
サービス業	0.195	0.116	0.379	0.047
非製造業計	0.184	0.035	0.147	0.025
大企業業	0.169	0.025	0.133	0.017
製造業	0.193	0.158	0.180	0.037
非製造業	0.148	0.043	0.164	0.028
中小企業	0.246	0.019	0.280	0.045
製造業	0.293	0.039	0.346	0.048
非製造業	0.148	0.049	0.198	0.103
全産業	0.253	0.028	0.246	0.028
岡山	0.249	0.007	0.252	0.031
香川	0.247	0.189	0.288	0.015
備後	0.198	0.046	0.116	0.048

I (0, 1) のものが多くあることが示されている (例えば, Osborn (1990), Han and Thury (1997) 参照)。

本節では, 季節和分の検定として, OCSB および Hylleberg et al. (1990) (以下では HEGY で表す) に基づくアプローチを用いる。OCSB と HEGY は, 周波数 0 と様々な季節周波数 (四半期データでは, 半年と 1 年, あるいはその一方の周波数における) 単位根に対する検定を独立に展開している。予備的な検定としての長期 (周波数 0) の単位根に対する検定 (Dickey-Fuller test) では, 西田・藤本 (1997) および西田 (1997) で示したように, ほとんどの変数が実績系列, 1 期先系列とも定常であった。したがって, 季節和分の検定は OCSB および HEGY のテストから始めることにする。

2. 2. 1 I (1, 1) 仮説の検定

Dickey and Pantula (1987) にしたがって, 和分の次数の検定は高次のものから低次の方へテストするのが普通である。2 回以上の差分を必要とする経済時系列はあまり一般的ではないので, I (1, 1) の検定から始める。OCSB によって提案されたテストは, 次の回帰に基づく。

$$\Delta \Delta_{\mathbf{A}} \mathbf{x}_t = \sum_{i=1}^4 \alpha_i D_{it} + \beta_1 \Delta_{\mathbf{A}} \mathbf{x}_{t-1} + \beta_2 \Delta \mathbf{x}_{t-4} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \Delta_{\mathbf{A}} \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{u}_t \quad (3)$$

ここで, $\Delta_{\mathbf{A}} = \mathbf{I} - \mathbf{L}^4$ であり, p は推定される残差が近似的に white noise になるように選択される。2. 1 節において, 季節性は deterministic なものも含まれていることがわかったので, 季節ダミー変数を含めている。OCSB の検定では, 帰無仮説 I (1, 1) を対立仮説 I (0, 1) および I (1, 0) に対してテストすることができる。帰無仮説が受容されるためには $\beta_1 = \beta_2 = \mathbf{0}$ であることが必要であり, この場合には $\Delta \Delta_{\mathbf{A}}$ フィルターが適当であることになる。I (0, 1) 仮説は, $\beta_2 = \mathbf{0}$, $\beta_1 < \mathbf{0}$ であることを意味するから, $\beta_2 = \mathbf{0}$ が与えられれば, $\beta_1 < \mathbf{0}$ という対立仮説に対して $\beta_1 = \mathbf{0}$ という帰無仮説をテストする。また, I (1, 0) 仮説は, $\beta_1 = \mathbf{0}$, $\beta_2 < \mathbf{0}$ であることを意味する。I (1, 1) の帰無仮説は, β_1 , β_2 の各々に対する t 検定および F 検定によって

テストされる。表3はこのテストの結果を示している。表3では、 β_1 、 β_2 における t 値および F 統計量が示される。p は切断ラグパラメータ (truncation lag parameter) であり、p の値は Akaike および Schwarz の情報

表3 OCSB I (1,1)test

	実績系列				1期先予想系列			
	β_1	β_2	overall test	p	β_1	β_2	overall test	p
食料品	-2.742*	-2.583	3.447	4	-2.429*	-2.855	2.777	6
繊維	-3.072**	-3.353	10.811**	3	-2.062	-2.267	2.150	6
衣服	-2.056	-5.846*	10.829**	2	-1.979	-5.965**	10.326**	1
木材・木製品	-3.600**	-3.634	11.493**	3	-2.240*	-3.900*	4.476*	6
家具	-0.690	-3.591	2.716	10	-3.408**	-2.974	4.621*	4
パルプ・紙	-2.940	-5.231*	9.474**	1	-1.509	-3.150	2.631	2
出版・印刷	-1.613	-3.190	2.859	6	-3.341**	-3.546	8.623**	3
化学	-1.481	-6.123**	9.703**	1	-4.192**	-5.364**	11.769**	1
ゴム製品	-2.093	-5.879*	9.704**	1	-2.489*	-2.249	3.126	8
皮革製品	-2.297*	-5.704**	9.484**	1	-1.778	-4.500**	6.024**	9
窯業・土石	-2.213*	-5.105**	8.509**	1	-2.194	-5.659**	9.453**	1
鉄鋼	-0.408	-8.448**	17.685**	1	-1.356	-6.576**	11.482**	2
金属・非鉄	-1.897	-5.621**	8.932**	1	-1.769	-4.471**	6.073**	4
一般機械	-0.103	-6.376**	9.302**	1	-1.077	-6.206**	9.755**	1
電気機械	-1.049	-7.110**	12.686**	1	-1.910	-5.785**	10.604**	2
輸送用機械	-2.136*	-3.781*	5.763**	2	-1.198	-6.138**	9.057**	2
精密機械	-2.087	-6.383**	10.854**	1	-3.521**	-5.170**	9.785**	1
その他製造業	-2.896	-4.946**	8.615**	1	-2.255*	-5.600**	9.539**	1
製造業計	-0.496	-5.821**	9.556**	1	-1.190	-5.529**	8.452**	1
建設業	-3.245**	-5.934**	11.414**	1	-3.089**	-4.415*	6.504**	1
卸売業	-1.618	-4.844**	7.248**	4	-2.773*	-2.768	5.049**	3
小売業	-2.622*	-5.654**	9.668**	1	-3.464**	-2.444	5.877**	3
運輸・倉庫	-2.333*	-5.892**	9.752**	1	-3.764**	-2.474	7.527**	3
サービス業	-1.149*	-5.828**	8.122**	4	-1.269	-3.693	3.227	5
非製造業計	-1.271	-5.867**	8.588**	1	-2.362	-3.641	4.920*	1
大企業業	-0.433*	-4.198**	4.187*	5	-2.688*	-2.195	3.542	7
製造業	-1.437	-3.619	5.140**	8	-1.809	-6.881**	13.420**	1
非製造業	-1.374	-3.533**	3.415	5	-3.543**	-2.011	4.613*	3
中小企業業	-0.860	-5.669**	8.600**	1	-1.717	-4.431**	6.045**	1
製造業	-0.855	-5.606**	9.137**	1	-1.477	-4.936**	7.724**	2
非製造業	-1.294	-5.443**	7.321**	1	-2.664*	-4.033*	5.970**	1
全産業	-0.544	-6.042**	9.343**	1	-1.997	-4.088*	6.500**	2
岡山	-0.073	-6.873**	11.030**	1	-1.669	-5.381**	8.091**	1
香川	-1.474	-5.280**	7.396**	1	-1.949	-1.810	1.788	10
備後	-0.755	-6.231**	10.525**	1	-1.957	-3.789*	5.211**	1

注：**および*は有意水準1%および5%における有意性を表す。

量基準によるテスト, および残差に自己相関が残っていないかどうかを調べるための Ljung-Box 統計量と Lagrange Multiplier (LM) テストによって決定される。この切断ラグパラメータ (p) の選択方法は, 本論文におけるすべての季節単位根テストにおいて適用される。各統計量における臨界値は Osborn (1990) から得られる⁽²⁾。

I (1,1) 仮説は, HEGY の季節単位根の検定を用いても検討することができる。HEGY テストは, 季節差分オペレータの因数分解

$$\Delta_4 = I - L^4 = (I - L)(I + L)(I + L^2) \quad (4)$$

に基づく。HEGY の I (1,1) テストは, 回帰

$$\begin{aligned} \Delta \Delta_4 x_t = & \alpha_0 + \alpha_1 (D_{1t} - D_{4t}) + \alpha_2 (D_{2t} - D_{4t}) + \alpha_3 (D_{3t} - D_{4t}) \\ & + \pi_1 Z_{1,t-1} + \pi_2 Z_{2,t-1} + \pi_3 Z_{3,t-2} + \pi_4 Z_{3,t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \Delta_4 x_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

に基づいて行われる。ここで,

$$\begin{aligned} Z_{1t} &= (I + L + L^2 + L^3) \Delta x_t \\ Z_{2t} &= -(I - L + L^2 - L^3) \Delta x_t \\ Z_{3t} &= -(I - L^2) \Delta x_t \end{aligned}$$

である。したがって, $\pi_1 = 0$ は Δ_4 の因数 Δ , $\pi_2 = 0$ は因数 $I + L$ を生じ, $\pi_3 = \pi_4 = 0$ は $I + L^2$ の複素単位根のペアを与える。つまり, π_1 は長期の周波数 (周波数 0), π_2 は半年の周波数, π_3, π_4 は 1 年周波数に関係がある。(5) 式に基づくテストでは, I (2,0), I (0,1) および I (1,0) の対立仮説に対するテストを行うことができる。帰無仮説が受容されるためには,

(2) この臨界値はサンプル・サイズ 136 の場合であり, 本論文におけるサンプル・サイズとはかなり差があるけれども, 代用可能な臨界値がないため, そのまま用いた。

$\pi_i = 0$ ($i = 1, 2, 3, 4$) であることが必要である。 π_1 と π_2 に対するテストは片側 t 検定であり、結合帰無仮説 $\pi_3 = \pi_4 = 0$ に対しては Lagrange Multiplier F テストで検定される。I (2,0) 仮説は、 π_2 および π_3 あるいは π_4 のどちらかが 0 でないことを伴って、 $\pi_1 = 0$ であることが必要である。I (0,1) 仮説は、 $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ であることを伴って、 $\pi_1 < 0$ であることを意味する。また、I (1,1) 仮説は、 $\pi_i = 0$ ($i = 1, 2, 3, 4$) のとき受容される。これらの検定における臨界値は HEGY から得られる。検定結果は、表 4 で示されている。また、季節単位根がない $\pi_i = 0$ ($i = 2, 3, 4$) なら $\pi_1 = \alpha_0 = 0$ であるが、この場合は I (2,0) となる。 $\pi_1 = \alpha_0 = 0$ に対する臨界値は、Osborn (1990) で与えられる。

表 3, 4 から、厳密に I (1,1) として分類される変数はないことがわかる。また、I (2,0) として分類される変数がないこともわかった。しかしながら、半年あるいは 1 年周波数の季節単位根を持っている変数は多い。I (1,1) の帰無仮説は棄却されるので、次に I (0,1) 仮説の検定を行う。

2. 2. 2 I (0,1) 仮説の検定

I (0,1) 仮説の検定は、HEGY 回帰

$$\begin{aligned} \Delta_4 x_t = & \alpha_0 + \alpha_1 (D_{1t} - D_{4t}) + \alpha_2 (D_{2t} - D_{4t}) + \alpha_3 (D_{3t} - D_{4t}) + \delta t \\ & + \pi_1 Z_{1,t-1} + \pi_2 Z_{2,t-1} + \pi_3 Z_{3,t-2} + \pi_4 Z_{3,t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta_4 x_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

に基づいて行われる。ここで、

$$\begin{aligned} Z_{1t} &= (I + L + L^2 + L^3) x_t \\ Z_{2t} &= -(I - L + L^2 - L^3) x_t \\ Z_{3t} &= -(I - L^2) x_t \end{aligned}$$

であり、 t はトレンドである。帰無仮説 I (0,1) は対立仮説 I (1,0) および I (0,0) に対して検定される。帰無仮説が受容されるためには、

$\pi_i = 0$ ($i = 1, 2, 3, 4$) であることが必要である。0 の周波数の単位根に対しては $\pi_1 = 0$ を、半年周波数の単位根に対しては $\pi_2 = 0$ を、1 年周波数の単位根に対応する複素根に対しては $\pi_3 = \pi_4 = 0$ をテストする。 π_2 および π_3 か π_4 のどちらか一方が 0 と異なるなら、季節単位根はない。定常な系列であるためには、 π_1 、 π_2 および π_3 か π_4 のどちらか一方がゼロでないことが必要である。また、 $\delta = \pi_1 = 0$ の結合 F 検定は、0 の周波数の単位根をテ

表 4 HEGY I (1,1)test

	実 績 系 列					1 期 先 予 想 系 列				
	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$	$\alpha_0 \cap \pi_1$	p	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$	$\alpha_0 \cap \pi_1$	p
食 料 品	-4.056**	-2.480	7.417*	8.227**	1	-6.533**	-1.677	10.638**	21.339**	1
織 維	-5.570**	-2.218	20.448**	15.637**	1	-4.912**	-3.821**	10.362**	12.104**	2
衣 服	-4.799**	-3.732*	6.242	11.644**	2	-4.148**	-3.142*	11.721**	8.627**	1
木材・木製品	-5.990**	-2.219	20.321**	17.962**	1	-5.168**	-2.450	14.248**	13.411**	1
家 具	-4.924**	-2.406	15.834**	12.125**	1	-5.088**	-2.343	7.250*	12.987**	1
パルプ・紙	-4.785**	-2.996	10.028**	11.471**	1	-3.525*	-2.714	8.620*	6.256*	1
出版・印刷	-4.528**	-3.353*	10.892**	10.253**	1	-5.553**	-2.429	11.124**	15.429**	1
化 学	-4.200**	-2.251	9.524**	8.829**	3	-5.430**	-3.177*	9.356**	14.785**	1
ゴ ム 製 品	-3.728**	-3.564*	8.936*	7.008*	1	-4.837**	-2.175	10.173**	11.701**	1
皮 革 製 品	-4.278**	-3.076*	10.743**	9.182**	1	-4.819**	-2.120	9.786**	11.610**	1
窯 業 ・ 土 石	-4.642**	-2.278	11.818**	10.776**	1	-4.317**	-2.924	11.590**	9.321**	1
鉄	-3.903**	-4.755**	24.386**	7.630**	1	-4.151**	-3.103*	19.244**	8.616**	1
金 属 ・ 非 鉄	-3.678*	-3.622*	9.307**	6.793*	1	-4.313**	-3.256*	11.506**	9.333**	1
一 般 機 械	-3.653*	-2.168	19.548**	6.673*	3	-3.910**	-3.080*	14.245**	7.674**	1
電 気 機 械	-4.253**	-3.307*	17.143**	9.060**	1	-5.513**	-2.177	19.535**	15.197**	1
輸 送 用 機 械	-3.198*	-1.890	14.390**	5.121*	1	-4.175**	-2.681	13.465**	8.722**	1
精 密 機 械	-3.837**	-4.633**	9.015*	7.390**	1	-5.121**	-2.488	10.000**	13.115**	1
その他製造業	-4.699**	-2.609	9.536**	11.051**	1	-4.507**	-2.749	11.715**	10.189**	1
製 造 業 計	-3.796**	-3.709*	10.987**	7.207**	1	-4.285**	-2.179	13.465**	9.243**	1
建 設 業	-4.408**	-3.834**	9.427**	9.720**	1	-3.987**	-2.768	5.348	7.960**	1
卸 売 業	-4.121**	-2.846	15.166**	8.502**	1	-3.787**	-1.245	12.754**	7.273*	1
小 売 業	-4.435**	-2.703	11.966**	9.851**	1	-4.828**	-1.260	16.381**	11.696**	1
運 輸 ・ 倉 庫	-4.106**	-3.276*	9.544**	8.434**	1	-5.272**	-1.203	12.094**	13.935**	1
サ ー ビ ス	-2.425	-3.368*	15.954**	3.023	3	-5.651**	-2.702	16.005**	16.069**	1
非 製 造 業 計	-3.709*	-2.733*	11.632**	6.882*	1	-3.914**	-1.261	9.398**	7.767**	1
大 企 業	-4.670**	-2.174	20.789**	10.927**	1	-4.712**	-1.684	18.393**	11.255**	1
製 造 業	-4.123**	-2.940	27.928**	8.502**	1	-4.714**	-3.226*	17.088**	11.164**	1
非 製 造 業	-4.703**	-1.847	15.573**	11.095**	1	-4.447**	-1.050	16.580**	9.997**	1
中 小 企 業	-3.722**	-3.202*	9.821**	6.930*	1	-3.978**	-1.724	9.391**	7.982**	1
製 造 業	-3.880**	-3.479*	10.236**	7.532**	1	-4.101**	-2.084	12.831**	8.463**	1
非 製 造 業	-3.245**	-3.048*	8.174*	5.267*	1	-4.029**	-1.830	6.526	8.188**	1
全 産 業	-3.757**	-3.222*	11.147**	7.063**	1	-4.030**	-1.562	10.614**	8.215**	1
岡 山	-3.607**	-3.737*	14.244**	6.508*	1	-4.040**	-2.489	11.472**	8.234**	1
香 川	-3.688**	-2.485	10.830**	6.802*	1	-3.454**	-2.043	10.243**	5.993**	1
備 後	-3.989**	-3.350*	12.754**	7.966**	1	-3.985**	-1.265	7.173*	8.075**	1

注：**および*は有意水準 1% および 5% における有意性を表す。

ストするために行われる。これらの検定の結果は、表5で示されている。臨
界値は、HEGY および Osborn (1990) で与えられる。

表5から、実績系列では、I(0,1)として分類される系列は11系列⁽³⁾、

表5 HEGY I(0,1)test

	実績系列					1期先予想系列				
	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$	$\delta \cap \pi_1$	p	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$	$\delta \cap \pi_1$	p
食料品	-2.088	-2.453	10.525**	2.421	1	-3.603	-2.155	9.914**	6.546*	1
繊維	-4.092*	-2.802	16.698**	8.413**	1	-3.403	-3.191	17.586**	5.790	1
衣	-3.412	-3.079	13.715**	5.892	1	-2.862	-3.551*	14.075**	4.107	1
木材・木製品	-2.977	-3.277*	16.860**	4.517	1	-2.388	-2.906	15.348**	3.219	1
家具	-2.771	-3.019	16.024**	3.940	1	-2.136	-2.528	9.357**	2.288	1
パルプ・紙	-3.039	-3.750*	10.241**	4.964	1	-1.926	-2.751	14.890**	2.238	1
出版・印刷	-2.643	-3.563*	15.847**	3.542	1	-3.721**	-2.699	12.868**	6.965*	1
化学	-2.813	-3.166	17.339**	3.978	1	-2.929	-3.775*	7.666*	4.358	1
ゴム	-2.243	-3.293*	12.719**	2.522	1	-3.066	-2.680	11.061**	4.722	1
皮革製品	-2.553	-3.120*	15.512**	3.292	1	-3.408	-2.342	12.485**	6.138	1
窯業・土石	-2.453	-2.961	10.025**	3.059	1	-3.075	-3.096*	10.759**	4.735	1
鉄	-2.207	-4.725**	18.485**	2.568	1	-2.698	-3.314*	19.875**	3.843	1
金属・非鉄	-2.458	-3.408*	8.071*	3.088	1	-2.907	-3.587*	15.439**	4.261	1
一般機械	-3.721*	-2.196	16.830**	6.938*	3	-2.696	-3.763*	17.168**	3.654	1
電気機械	-3.170	-3.718*	17.202**	5.052	1	-3.573	-3.294*	13.655**	6.422*	1
輸送用機械	-2.626	-1.741	12.423**	3.540	1	-3.065	-3.015	18.578**	4.753	1
精密機械	-3.459	-4.881**	5.896	5.996	2	-3.607	-2.693	9.367**	6.589**	1
その他製造業	-2.526	-3.197	10.019**	3.191	1	-3.024	-3.199*	11.751**	4.717	1
製造業計	-2.606	-4.647**	9.917**	3.413	1	-3.363	-2.828	10.511**	5.663	1
建設業	-1.414	-3.929**	9.984**	1.008	1	-1.792	-2.809	6.557*	1.607	1
卸売業	-2.621	-3.529*	20.449**	3.448	1	-2.867	-1.148	14.656**	4.179	1
小売	-2.319	-3.443*	9.881**	2.688	1	-3.057	-1.541	18.283**	4.686	1
運輸・倉庫	-2.164	-3.452*	12.075**	2.388	1	-3.140	-1.818	9.599**	4.944	1
サービス業	-1.966	-3.012	11.460**	1.985	1	-2.217	-3.749*	14.558**	2.497	1
非製造業計	-2.242	-3.360*	12.260**	2.526	1	-2.470	-1.216	7.941*	3.143	1
大企業業	-2.736	-3.345*	15.143**	3.758	1	-3.017	-1.933	16.906**	4.607	1
製造業	-2.862	-3.504*	26.479**	4.140	1	-3.031	-3.797*	14.849**	4.606	1
非製造業	-2.698	-2.678	13.879**	3.642	1	-2.760	-1.105	19.874**	3.822	1
中小企業業	-2.528	-4.012**	8.423*	3.195	1	-3.156	-2.078	7.577*	5.006	1
製造業	-2.575	-4.411**	9.214*	3.322	1	-3.325	-2.654	10.945**	5.531	1
非製造業	-1.976	-3.135*	10.400**	1.997	1	-2.413	-1.957	5.672	3.011	1
全産業	-2.581	-4.148**	9.189*	3.332	1	-3.174	-1.853	8.243*	5.076	1
岡山	-2.537	-4.524**	12.243**	3.220	1	-3.093	-2.582	9.395**	4.873	1
香	-2.262	-2.612	10.967**	2.590	1	-2.980	-2.103	17.118**	4.440	1
備	-2.397	-4.672**	10.906**	2.896	1	-2.991	-1.589	6.181	4.494	1

注：**および*は有意水準1%および5%における有意性を表す。

- (3) HEGY I(0,1)テストにおいて、厳密にI(0,1)として分類されるものは、1期先予想系列の中小企業・非製造業と備後だけだった。しかしながら、適切なフィルターが $(1+L^2)$, $(1-L)(1+L^2)$ 等であった場合も、I(0,1)として分類した。

表6 (実績系列-1期先予想系列)の季節和分の検定

	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$	$\delta \cap \pi_1$	Lag
食料品	-2.670	-2.548	-9.834**	3.978	1
輸送用機械	-2.183	-2.416	19.799**	2.588	2
大企業・非製造業	-3.756*	-5.868**	18.061**	3.131	1,3
香川	-2.743	-3.090	14.480**	4.165	1

注：**および*は有意水準1%および5%における有意性を表す。

I(1,0)として分類されるのは2系列,(サービス業を除く)のこりの系列は定常であることがわかる。また,1期先予想系列では,I(0,1)系列は25系列,残りは定常な系列であった。分析した系列はいずれもI(1,1)系列ではないので,例えばX-11季節調整プログラムで暗黙に仮定される $\Delta\Delta$ 変換は,過剰差分を導くことがわかる。

2.3 結論

以上の検定から,実績系列と1期先予想系列の和分の次数が同じであったのは,食料品,輸送用機械,大企業・非製造業,香川の4系列であることがわかる。これら4系列においては,実績系列と1期先予想系列は,共和分ベクトル $[I, -I]$ を伴って,共和分している可能性がある。単純に,(実績系列-1期先予想系列)に対して季節単位根検定を行った結果は,表6で示されている。定常である系列はなかったので,実績系列と1期先予想系列は,共和分ベクトル $[I, -I]$ を伴って,共和分していない可能性がある。したがって,企業の景気予想は合理的ではないかもしれない。しかしながら,各周波数における厳密な季節共和分検定を行ってみなければ結論は出せないもので,このことについては今後の課題とする。

3 おわりに

この論文では,ビジネス・サーベイにおける季節性について,東瀬戸圏 BSI

を用いて検討した。結果として、東瀬戸圏 BSI では、deterministic な季節性と stochastic なものの両方が含まれている系列が多く、また $I(0, 1)$ あるいは定常系列として分類されるものが多いことがわかった。 $I(1, 0)$ 系列はかなり少数であり、 $I(1, 1)$ として分類されるものはなかった。したがって、東瀬戸圏 BSI において、任意の季節調整プログラムを用いて季節成分を除去すると、過剰差分を導くことになる。東瀬戸圏 BSI は季節未調整データであるが、他の BSI、例えば「大蔵省景気予測調査結果」等では $X-12$ ARIMA 等の季節調整法によって季節調整が行われているものも多く、これらにおいても過剰差分になっている可能性はある。また、実績系列と 1 期先予想系列の和分の次数が同じ系列が 4 つあり、これらについては季節共和分に基づく合理性検定が可能である。

本論文では季節性の検討のみを行い、厳密な季節共和分の検定は行わなかった。しかしながら、東瀬戸圏 BSI では実績系列と 1 期先予想系列の季節和分の次数が同じものがあり、これらの系列については Lee (1992) 等によって提案された季節共和分の検定方法を用いてさらに詳しく検討する必要がある。また、季節性は途中で変化する可能性があるが、これについては本論文では全く考慮しなかった。この可能性についても検討が必要であり、これらは今後の課題である。

参 考 文 献

- Brown, B. W. and S. Maital (1981): 'What Do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectation', *Econometrica*, 49, 491-504.
- Charemza, W. W. and D. F. Deadman (1997): *New Directions in Econometric Practice*, 2nd ed., Edward Elgar.
- Cuthbertson, K., S. G. Hall, and M. P. Taylor (1992): *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979): 'Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root', *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981): 'Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root', *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dickey, D. A., D. P. Hasza, and W. A. Fuller (1984): 'Testing for Unit Roots in Seasonal Time

- Series', *Journal of the American Statistical Association*, 79, 355–367.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987): 'Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing', *Econometrica*, 55, 251–276.
- Engle, R. F., C. W. J. Granger, S. Hylleberg, and H. S. Lee (1993): 'Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function', *Journal of Econometrics*, 55, 275–298.
- Ermimi, L. and D. Chang (1996): 'Testing the Joint Hypothesis of Rationality and Neutrality under Seasonal Cointegration: The Case of Korea', *Journal of Econometrics*, 74, 363–386.
- Fischer, A. M. (1989): 'Unit Roots and Survey Data', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 451–463.
- Franses, P. H. (1998): *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press.
- Fuller, W. A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons.
- Ghysels, E. and P. Perron (1993): 'The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root', *Journal of Econometrics*, 44, 56–99.
- Han, L. and G. Thury (1997): 'Testing for Seasonal Integration and Cointegration: The Austrian Consumption Income Relationship', *Empirical Economics*, 22, 331–344.
- Hansen, L. P. and R. J. Hodrick (1980): 'Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis', *Journal of Political Economy*, 88, 829–853.
- Holden, K., D. A. Peel, and J. L. Thompson (1985): *Expectations: Theory and Evidence*, St. Martin's Press.
- Hylleberg, S. (1992): *Modelling Seasonality*, Oxford University Press.
- Hylleberg, S., R. F. Engle, C. W. J. Granger, and B. S. Yoo (1990): 'Seasonal Integration and Cointegration', *Journal of Econometrics*, 44, 215–238.
- Johansen, S. (1988): 'Statistical Analysis of Cointegration Vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Lee, H. S. (1992): 'Maximum Likelihood Inference on Cointegration and Seasonal Cointegration', *Journal of Econometrics*, 54, 1–47.
- Liu, P. C. and G. S. Maddala (1992): 'Using Survey Data to Test Market Efficiency in the Foreign Exchange Markets', *Empirical Economics*, 17, 303–314.
- 蓑谷千風彦 (1997): 計量経済学, 多賀出版.
- Mullineaux, D. J. (1978): 'On Testing for Rationality: Another Look at the Livingston Price Expectations Data', *Journal of Political Economy*, 86, 329–336.
- Muth, J. F. (1961): 'Rational Expectations and the Theory of Price Movement', *Econometrica*, 29, 315–335.
- 西田小百合・藤本利躬 (1997): '地域の景気予測指標に関する研究', 岡山大学産業経営研究会1996年度研究報告書.
- 西田小百合 (1997): '企業の景気予想の合理性について—東瀬戸圏 BSI による実証分析—', 岡山大学大学院文化科学研究科紀要, 4, 145–164.
- 岡山経済研究所 (1997): 「第68回東瀬戸圏企業経営動向調査」, 岡山経済 5月号.

- Osborn, D. R. (1990): 'A Survey of Seasonality in UK Macroeconomic Variables', *International Journal of Forecasting*, 6, 327–336.
- Osborn, D. R., A. P. L. Chui, J. P. Smith, and C. R. Birchenhall (1988): 'Seasonal and the Order of Integration for Consumption', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, 361–377.
- Taylor, M. P. (1988): 'What Do Investment Managers Know?: An Empirical Study of Practitioners' Predictions', *Econometrica*, 55, 185–202.

On Seasonality in the East Seto Area BSI Series

Sayuri Nishida and Toshimi Fujimoto

This paper analyzes the nature of seasonality in quarterly observations for the East Seto Area BSI series. We begin with quantitative measures of seasonality. Most series have at least 30 percent of their non-trend variation mopped up by seasonal dummy variables alone. We turn to tests of the order of integration. Unit root tests are applied to determine whether the seasonal component in each variable exhibits stochastic nonstationarity. 36 series are found to have a seasonal unit root only and the remaining series are almost stationary. This implies that the $\Delta\Delta$ transform, frequently implicitly embodied in any seasonal adjustment program, leads to overdifferencing.