

# スポーツ消費支出とGDPの共和分分析

新 名 謙 二

## 1. はじめに

本研究は、新名（2013）の成果を踏まえて、日本におけるスポーツ関連支出と国内総生産（以下GDPと略す）との関連の有無について、共和分分析の手法を用いて明らかにすることを試みたものである。研究の背景や意義に関しては新名（2013）と共通しているので詳述しないが、要約として以下の2点を指摘しておく。1点目は現代の先進国において、経済部門としてのスポーツ関連産業の重要度が増していることである<sup>(1)</sup>。2点目はスポーツ活動には余暇活動だけではなく日常生活に欠かせない活動としての側面もあることから<sup>(2)</sup>、スポーツ支出が景気の変動に影響を受けて変化するかどうかは必ずしも明らかではなく、データによって実証する必要があることである。景気の変動を表す最も重要な経済指標はGDPであることから、本研究ではGDPとスポーツ関連支出の関連を明らかにすることとした。スポーツ関連支出に影響を及ぼす要因には、経済的要因以外にも人口統計的要因や社会的要因などが存在する。特に、大規模スポーツイベントなどにより、人々のスポーツへの関心が高まれば、スポーツ関連支出が増加することが考えられる。しかしながら、先行研究の蓄積が十分でない現状では、これらの要因を定式化したモデルを構築することは容易でない。他の変数との関連についての情報が乏しい場合に用いられる分析法として1変数時系列分析がある。1変数時系列モデルは分析にその変数の過去の値のみを用いるという大きな特徴をもっている。その変数以外の要因は誤差項という形で集約されてモデルに取り込まれている。このような単純なモデルでありながら、予測力という面では複雑な計量経済モデルに劣らないことが過去の研究で示されている（山本，1988，p.4）。そこで本研究では1変数時系列モデルの枠組みを用い、GDPとスポーツ関連支出とを分析対象とすることによって景気変動とスポーツ関連支出の関係について明らかにすることを試みた。

スポーツ関連支出とGDPとの関連について分析する際には、これらのデータがもつ季節性と非定常性を考慮し、共和分分析の手法をとることが必要である<sup>(3)</sup>。新名（2013）では共和分分析の準備段階として家計調査に示されているスポーツ関連支出項目とGDPについて和分次数の検定を行い、「運動用具類」に対する支出のみがGDPと共和分の関係にある可能性をもつことが示された。しかしながら、実際に共和分の関係にあるかどうかについての検定は、新名（2013）においては今後の課題として残されている。したがって、本研究では「運動用具類」に関する支出とGDPとの共和分分析を行うことにより、これらの変数間に長期的に安定な関連性があるかどうかを検定することを目的とした。これらの変数ももつ季節性を考慮すれば、この分析は通常の共和分分析ではなく、季節共和分分析の手法をとる必要がある。ところが季節共和分分析の実施手順については計量経済学の入門書にはほとんど記述がなく、計量経済学の専門的な論文を参照する必要がある。スポーツ科学の分野においては共和分分析自体がなじみのない概念で

あるが、共和分分析の考え方については新名（2013）に説明されているので、本稿においては共和分検定および季節共和分検定の手順についてやや詳しく記述することにより、今後の研究に資することも目的とした。

## 2. 方法

### (1) データの出所および分析期間

本稿においては共和分分析の前提として新名（2013）の単位根検定の結果を利用したのでデータの出所および分析期間を同一とした。具体的には1990年第1四半期から2010年第4四半期までを対象とし、政府によって公表されている家計調査データおよびGDPデータを用いた<sup>(4)</sup>。ただし、新名（2013）において用いられたデータのうち、共和分関係が存在する可能性のあるGDPと「運動用具類」のみを分析対象とした。

### (2) 共和分検定

共和分とは階差や季節階差をとることにより定常系列となる変数間の線形結合が、階差をとることなく定常となる現象である<sup>(5)</sup>。最も単純な例は変数  $X$  と変数  $Y$  の間に長期的に安定な

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + ut \quad [1]$$

という関係が存在する場合であり、「長期的に安定な」関係であるためには誤差項  $u_t$  が定常系列でなければならない、すなわち

$$Y_t - \alpha - \beta X_t \quad [2]$$

という  $X$  と  $Y$  の線形結合が定常系列となる。

共和分検定において、あらかじめ  $X$  と  $Y$  に想定される線形結合の係数（共和分ベクトル）がわかっている場合には、その線形結合の定常性について検定を行えばよい。共和分ベクトルがわかっていない場合に、例えば [1] 式の場合であれば、最小2乗法により係数  $\alpha$ 、 $\beta$  を推定して線形結合 [2] の定常性を検定すればよい。これは回帰残差の定常性を検定することと同等であり、EGテストと呼ばれる<sup>(6)</sup>。

共和分関係が想定される変数が3以上の場合にはEGテストの枠組みでは検定できない場合がある。EGテストにおいてはどれか一つの変数を回帰式の被説明変数として固定して

$$X1_t = \alpha_0 + \alpha_1 X2_t + \alpha_2 X3_t + u_t \quad [3]$$

の回帰残差の定常性の検定を行う。しかしながらこの回帰式では、 $X2$ あるいは $X3$ の係数が0になるような共和分ベクトルの検定はできても、 $X1$ の係数が0になるような共和分ベクトルの検定はできない。このような場合には各変数を同等に扱い、係数行列の階数に着目したJohansen検定の考え方が必要になるが、その理解には線形代数や確率過程に関する知識が必須である<sup>(7)</sup>。本稿で扱うのは2変数の共和分関係であるので、上記のような問題は生じない。なぜならどちらかの変数の係数が0になる場合には共和分関係自体が存在しないことになるからである。したがって比較的考え方がわかりやすく、結果の解釈が容易なEGテストの枠組みで分析を行うこととした。

### (3) 季節共和分検定

本稿では四半期データを扱うので、季節共和分に関する説明も四半期データの場合に限定して行う。季節共和分する変数とは季節階差をとることにより定常となる変数のことであり、 $d$  階の階差と  $D$  階の季節

階差をとることによって定常となる場合には、その系列は次数 ( $d, D$ ) の季節和分と呼ばれる (蓑谷, 2003, p.388)。

四半期データにおいて1次の季節和分となる最も単純な系列は

$$X_t = X_{t-4} + u_t \quad [4]$$

で、1期前の変数をとるというラグ演算子  $L$  による表現は

$$(1-L^4)X_t = u_t \quad [5]$$

となる。左辺の  $X_t$  にかかっているラグ多項式は  $L=1, -1, i, -i$  という単位根 ( $i$  は虚数単位) をもつことになる。それぞれの単位根は周期性に対応しており、1 はゼロ周波数 (非季節成分)、 $-1$  は半年周波数、 $i$  と  $-i$  は1年周波数に対応している。季節共和分分析の考え方は、最初に Hylleberg et. al. (1990) によって提唱されたもので、変数を線形変換することによってこれらの周期に対応する新たな変数を生成し、それらの変数それぞれに対して共和分検定を行うというものである。具体的には原系列  $X$  に対して

$$Y_{1,t} = X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3}$$

$$Y_{2,t} = -X_t + X_{t-1} - X_{t-2} + X_{t-3}$$

$$Y_{3,t} = -X_t + X_{t-2} \quad [6]$$

を生成する。 $Y_1$  はゼロ周波数、 $Y_2$  は半年周波数、 $Y_3$  は1年周波数に対応している。分析対象とした変数のそれぞれに対してこのような変換を行い、同一周波数の変数間で共和分検定を行うことによって、どの周波数において共和分が生じているのかを明らかにすることができる。このような季節共和分検定を行うことの必要性について Hylleberg et. al. (1990) の主張を要約すれば以下ようになる<sup>(8)</sup>。

系列  $X_1, X_2$  が共にゼロ周波数の単位根と少なくとも一つの季節単位根 (半年周波数あるいは1年周波数) をもっているとする。季節性を考慮しない共和分検定 (EG テスト) では前節で述べたように

$$X_{1,t} = \alpha + \beta X_{2,t} + u_t \quad [7]$$

における  $u_t$  の定常性を検定する。 $X_1$  と  $X_2$  がゼロ周波数において共和分ベクトル<sup>(9)</sup>  $\alpha_1$  で共和分し、季節周波数において共和分ベクトル  $\alpha_s$  で共和分しているとする。もし  $\alpha_1 = \alpha_s$  でなければ [7] 式で推定された共和分ベクトルは  $\alpha_1$  でも  $\alpha_s$  でもなく、その意味を解釈することができない。したがってそれぞれの周波数に対して個別の検定を行うという季節共和分検定が必要となる。

なお、季節共和分検定の過程で生成された変数 ( $Y_1, Y_2, Y_3$ ) は互いに直交しているため、これらの検定結果は互いに独立であり、個別に検定することができる。

#### (4) 検定の手順

季節共和分検定の考え方は上記の通りであるが、実際には以下の手順で実施した<sup>(10)</sup>。

##### ①季節単位根の確認

季節共和分検定の前提として、単位根検定 (HEGY 検定) により、共和分の可能性がある二変数のそれぞれが、どの周波数の単位根をもっているかを明らかにする必要がある。本研究では新名 (2013) の結果を参照し、「運動用具類」と GDP の両系列共にゼロ周波数、半年周波数、1年周波数のすべてにおいて単位根が存在するものとした。なお、ここで用いた変数は原系列の対数をとったのち、確定的季節要因を除去したものである。

## ②各周波数に対応する変数の生成

[6] 式を用いてそれぞれの周波数に対応する変数を生成し、以下の変数名を与えた。

「運動用具類」のゼロ周波数 YE1

「運動用具類」の半年周波数 YE2

「運動用具類」の1年周波数 YE3

GDPのゼロ周波数 YG1

GDPの半年周波数 YG2

GDPの1年周波数 YG3

## ③共和分ベクトルの推定と回帰残差の算出

各周波数について、以下の式をもとに回帰残差を算出した。

・ゼロ周波数

$$YE1_t = k1YG1_t + w1_t \quad [8]$$

・半年周波数

$$YE2_t = k2YG2_t + w2_t \quad [9]$$

・1年周波数

$$YE3_t = krYG3_t + kiYG3_{t-1} + w3_t \quad [10]$$

[8], [9], [10] 式において、 $k1, k2, kr, ki$ は共和分ベクトルであり、 $w1, w2, w3$ は回帰残差である。[10] 式において、当期の変数だけでなく1期前の変数も含まれているのは、この変数が複素単位根に対応する変数であるためである。 $kr$ は実数部分、 $ki$ は虚数部分に対応している。

## ④回帰残差の定常性の検定

ゼロ周波数に関しては $w1$ に対してADF検定<sup>(11)</sup>を行うことにより定常性を検定した。検定式は以下のとおりである<sup>(12)</sup>。

$$\Delta w1_t = \beta w1_{t-1} + \alpha_1 \Delta w1_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta w1_{t-p} + u_t \quad [11]$$

[11] 式における $\beta$ は $t$ 値タイプの統計量であるが、回帰残差に対して検定を行うために臨界値はMacKinnonの表に示された値をもとに算出する必要がある<sup>(13)</sup>。本研究では蓑谷(2003)の付表7に転載されている値を参照した。

半年周波数に関しては、 $w2$ に対して単位根-1の存在について検定することにより定常性を検定した。検定式は以下のとおりである(Engle et. al., 1993)。

$$Aw2_t = \beta(-w2_{t-1}) + \alpha_1 Aw2_{t-1} + \dots + \alpha_p Aw2_{t-p} + u_t$$

ただし  $Aw2_t = w2_t + w2_{t-1}$  [12]

[12] 式における $\beta$ の分布は[11]式の $\beta$ の分布と同一であるので、臨界値はMacKinnonの表をもとに算出できる。

1年周波数に関しては、(Engle et. al., 1993)にもとづいて、 $w3$ に関する複素単位根の検定を行った。検定式は以下のとおりである。

$$Aw3_t = \pi 1(-w3_{t-2}) + \pi 2(-w3_{t-1}) + \alpha_1 Aw3_{t-1} + \dots + \alpha_p Aw3_{t-p} + u_t$$

ただし  $Aw3_t = w3_t + w3_{t-2}$  [13]

[13] 式における $\pi 1, \pi 2$ は複素単位根が存在するときに共に0になる。したがって、他の周波数の検

定と同様に帰無仮説が棄却されたときに単位根が存在しない、すなわち定常であるということになる。臨界値は (Engle et. al., 1993) に示されている。

### (5) 検定統計量の計算

検定統計量の算出にはWindows版のTSP (Ver. 5.1) のOLSQコマンドを用い、 $t$  統計量を算出した。ただし、統計量の分布は  $t$  分布ではないので、5%水準の臨界値を先行研究から引用した。ゼロ周波数と半年周波数では蓑谷 (2003) の付表7から  $N=2$ , No trend の5%点を臨界点とし、以下の式によって臨界値を算出した。ただし、[14] 式において  $n$  はデータ数を表す。

$$\text{臨界値} = -3.3377 + \frac{1}{n}(-5.967) + \frac{1}{n^2}(-8.98) \quad [14]$$

1年周波数では (Engle et. al., 1993) のTable A.1において、定数項及び季節ダミーなしの5%点を参照した。ただし、この表はモンテカルロシミュレーションにより算出されたものであるために、特定のデータ数の場合にしか臨界値が算出されていない。そこで本研究のデータ数に最も近い  $T=100$  の値を参照した。なお、 $\pi_2$  の検定は両側検定となるので、下限として2.5%点、上限として97.5%点を参照した。

いずれの周波数の検定においても、検定式にラグ  $p$  が含まれている。本研究ではOsborn et. al. (1988) や蓑谷 (2003) などの先行研究に倣って、回帰式の残差が自己相関なしで均一分散の仮定があてはまることを前提とし、シュワルツの情報量基準で最良 (値が最小) になるような  $p$  を選択した。ただし、Ghysels and Osborn (2001, p.79) には少なくとも  $s-1$  のラグまで含めることが推奨されているので、少なくとも3次のラグまでは含めることとした。自己相関はLjung-boxのQ検定量、均一分散はLM不均一分散検定量によってそれぞれ検定した。有意水準はどちらも5%とした。

## 3. 結果および考察

共和分ベクトルの推定結果を表1に、季節共和分検定結果を表2に示した。表から明らかな通り、季節共和分検定において有意な値を示した周波数は存在しなかった。このことは、すべての周波数において回

表1 共和分ベクトルの推定結果

	係数
ゼロ周波数	$k_1 = 1.16948$
半年周波数	$k_2 = -1.69432$
1年周波数	$k_r = -0.337496$ $k_i = -1.39829$

表2 季節共和分検定結果のまとめ

	ゼロ周波数 ( $p=7, n=73$ )	半年周波数 ( $p=6, n=74$ )	1年周波数 ( $p=4, n=75$ )	
	$\beta$	$\beta$	$\pi_1$	$\pi_2$
臨界値	-3.42112	-3.41998	-3.30	下限 -2.54 上限 2.50
統計量	-1.42035	-0.398399	-0.245353	-0.053920

\* 臨界値の出典は下記の通り ( $\pi_2$ のみ両側5%点、他は片側5%点)

ゼロ周波数と半年周波数では蓑谷 (2003) の付表7より算出

1年周波数では (Engle et. al., 1993) のTable A.1 (定数項及び季節ダミーなし)

帰残差が非定常，すなわち共和分関係が存在しないことを意味している。つまり、「運動用具類」への支出とGDPとの間には共和分関係が存在しないことが示された。

この結果を解釈するために図1に原系列の推移を，図2に変換後の系列の推移をプロットした。どちらの図においても縦軸目盛は左側がGDP，右側が運動用具類を表している。図2では対数変換後の変数を季節ダミーに回帰させた残差をとることにより，確定的季節成分を除去したデータを表示している。図2においては，特に1994年以降で両変数の変動パターンの違いが顕著である。この時期の景気動向と消費活動との不一致については平成9年年次経済報告に以下のように記されている（経済企画庁，1997，第1章）。

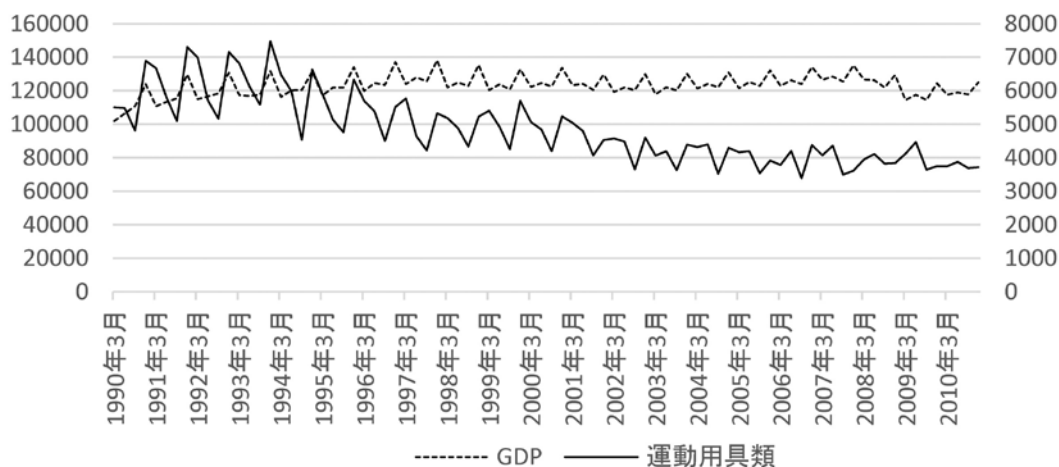


図1 原系列の推移

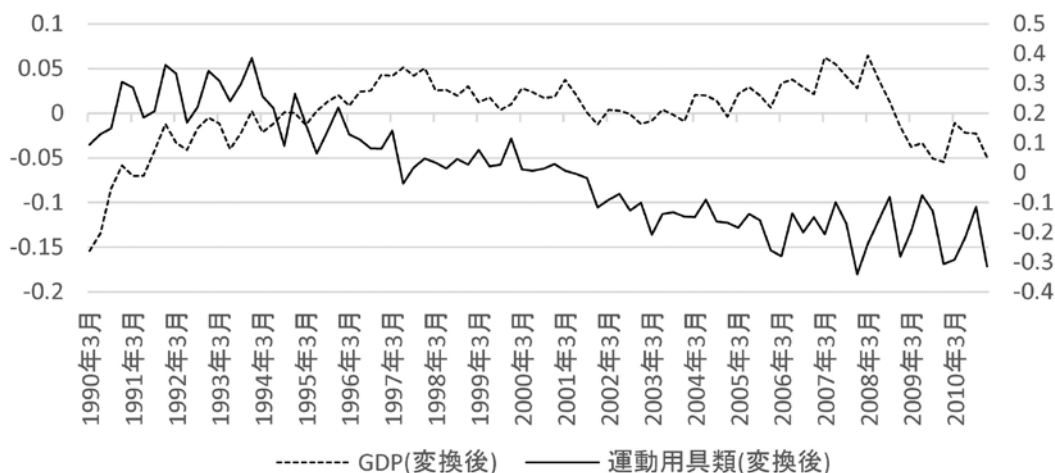


図2 変換後の系列の推移

日本経済は，景気の谷から3年半を経過し，長さだけでみれば戦後の景気上昇期のうちでもかなり長い部類になろうとしている。しかし回復テンポは緩やかで，特に1995年半ばまではゼロ近い低成長

かつ不安定成長であり、ともすれば在庫や生産のミニ調整を余儀なくされ、公共投資、減税、金融緩和等各種経済政策によって辛うじて下支えされてきた。景気回復過程では本来、在庫調整の終了→生産増→雇用増→家計所得増→消費増→生産増、あるいは生産増→企業収益増→設備投資増→生産増、という好循環が働き、経済は民間需要主導の自律的な回復軌道に乗っていくものである。しかし今次回復局面では、この好循環メカニズムがなかなか動きださなかった。(中略) 家計も、経済の先行きへの不透明感や雇用不安等から、支出拡大に慎重であった。

このように、緩やかな上昇と停滞局面を見せる景気動向に対して、家計の消費支出が伸び悩んだことが、1994年以降の運動用具類への支出減少の背景にあることが考えられる。「運動用具類」に特有の要因としては、スキー人口の減少やゴルフクラブなどで中古用品市場が拡大したことなどにより、支出金額が減少したことも考えられる。

図1からは「運動用具類」への支出において、1990年代の減少傾向に加えて、2001年以降で季節変動のパターンが不明瞭になってきていることも読み取れる。これに対してGDPの方は分析対象期間を通じて比較的同様の季節変動パターンを示している。「運動用具類」への支出が年間を通じて平準化してきていることは、主に第4四半期(10~12月期)の支出が他の四半期とあまり変わらなくなっていることによる。この要因としては、ボーナスの支給額が減少したことや、ボーナスによる一時的な収入の増加が直には支出に結びつかない慎重な消費行動を消費者がとるようになったことなどが考えられる。

上記の考察で述べたことから、1990年代後半以降で、「運動用具類」への支出において構造変化が生じていることが示唆される。本研究の分析枠組みではモデルに構造変化を取り入れていない。構造変化を取り入れたモデルによって分析することが今後の課題である。

## 文献

- Engle, R. F., Granger, C. W. J., Hylleberg, S and Lee, H. S. (1993) Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption function. *Journal of Econometrics*, 55: 275-298.
- Ghysels, E. and Osborn, D. R. (2001) *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*. Cambridge University Press, Cambridge.
- 平田竹男 (1998) スポーツ係数でみる世帯主収入五分位階級別スポーツ支出の推移—オリンピック年(68年72年76年80年84年88年92年)を中心に—。 *スポーツ産業学研究*, 8: 29-37.
- Hamilton, J. D. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton University Press,
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S. (1990) Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of econometrics*, 44: 215-238.
- 池田勝・守能信次編 (1999) *スポーツの経済学*. 杏林書院, 東京.
- 経済企画庁 (1997) 平成9年年次経済報告—改革へ本格起動する日本経済—。 *経済企画庁*.  
(<http://www5.cao.go.jp/keizai3/keizaiwp/wp-je97/wp-je97-00100.html>よりダウンロード)
- 蓑谷千風彦 (2003) *計量経済学 (第2版)*. 多賀出版, 東京.
- 新名謙二 (2013) 日本におけるスポーツ消費支出とGDPとの関連について。 *お茶の水女子大学人文科学研究*, 9: 171-180.
- Osborn, D. R., Chui, A. P. L., Smith, J. P. and Birchenhall, C. R. (1988) Seasonality and the Order of Integration for Consumption. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50(4): 361-377.
- Sport Industry Research Centre (2010) *Economic Value of Sport in England 1985-2008*. Sport England.  
([http://www.sportengland.org/research/economic\\_value\\_of\\_sport.aspx](http://www.sportengland.org/research/economic_value_of_sport.aspx)よりダウンロード)

山本拓 (1988) 経済の時系列分析. 創文社, 東京.

(Endnotes)

- (1) この点に関しては池田ほか (1999), Sport Industry Research Centre (2010) などにデータが示されている。詳しくは新名 (2013) を参照のこと。
- (2) この点に関しては, 平田 (1998) にデータが示されている。
- (3) 共和分分析の必要性については新名 (2013) および蓑谷 (2003) を参照のこと。
- (4) データの詳細については新名 (2013) を参照のこと。
- (5) 共和分の概念については新名 (2013) あるいは蓑谷 (2003, p.431) を参照のこと。
- (6) EGテストについては蓑谷 (2003, pp.433-435) を参照のこと。
- (7) Johansen検定の手順についてはHamilton (1994, pp.635-639) に解説されている。
- (8) 説明のために使用した変数名はHylleberg et. al. (1990) のものとは異なっている。
- (9) この場合の共和分ベクトルは [7] 式の  $\alpha$ ,  $\beta$  を一つにまとめてベクトルとしたものである。
- (10) 検定の手順についてはHylleberg et. al. (1990), Engle et. al. (1993) を参照した。
- (11) ADF検定については蓑谷 (2003, pp.405-408) を参照のこと。
- (12) 以下の式において $\Delta$ は1階の差分を表す。すなわち,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ である。
- (13) 蓑谷 (2003, p.435)