

『日本におけるスポーツ消費支出とGDPの関連について』

新 名 謙 二

お茶の水女子大学 人文科学研究
第9巻（2013）別刷

『日本におけるスポーツ消費支出とGDPとの関連について』

新 名 謙 二

1. はじめに

スポーツ産業は現代の先進諸国において無視できない規模の経済部門となっている。池田ほか（1999, p.13）によれば、アメリカ合衆国における1995年におけるスポーツ産業の生産額の国内総生産（以下GDPと略す）に占める割合は約2%であると推定されている。イギリスにおいてはスポーツに由来する付加価値額が1985年に経済全体の1.2%であったものが、2005年には1.7%とその重要性を増している（Sport Industry Research Centre, 2010）。日本においては1997年における市場規模の国民総支出に対する割合が1.1%とアメリカ合衆国には及ばないものの（池田ほか, 1999, p.15）、経済部門として相当の規模を持っていることに疑いの余地はない。スポーツ産業を支えているのが個人によるスポーツ関連の消費支出である。人々がスポーツを実施する際に用具を購入したり、施設使用料を支払ったりする。また、スポーツの指導を受けるためにレッスン料を支払うことも珍しくない。スポーツの観戦においても入場料に加えて応援のための用具やキャラクターグッズの購入など支出を伴うことが普通である。このようなスポーツ関連支出とGDPとが時系列で見た場合に関連があるかどうかは先験的には明らかでない。スポーツ活動は余暇活動であり、生活に必須のものではないという考えに基づけば、景気の変動以上にその支出が影響を受けるものと推測される。しかしながら、平田（1998）にはスポーツ支出の奢侈性が希薄になっていることがデータによって示されている。このことは、スポーツ活動が余暇活動の側面ばかりでなく、健康の維持増進や子どもの教育を目的とした日常生活に欠かせない活動としての側面をもつことを反映している可能性がある。スポーツが日常生活で欠かせない活動であるならば、スポーツ支出の変化は景気の変動とあまり関連がないことが予想される。したがって、スポーツ関連支出とGDPとの関連の有無についてはデータを用いて実証的に確認されるべき事柄である。

スポーツ関連支出とGDPとの関連の有無について分析しようとする際にまず考えられるのは変数間の相関係数を算出する、あるいはいずれかを被説明変数として回帰分析を行うことである。しかしながら、このような素朴な方法は経済時系列データの場合には適当でない。この点について説明する前にまず、データ系列の定常性について触れておく。

経済時系列データは一定の確率過程にしたがっており、確定的な要因に確率的な変動を加えたものが実際に観測されるデータの値であると考えられている。この確率過程はデータ生成系列（以下DGPと略す）と呼ばれるが、DGPにおいてパラメータの推定を容易に行うために、平均や分散、自己共分散の値が一定の条件を満たした定常性の仮定がなされることが多い⁽¹⁾。定常性の仮定を満たした系列を定常系列と呼ぶ。経済時系列データの多くはそのままでは定常系列ではなく、階差や季節階差をとることによって定常系列になると考えられている。スポーツ関連支出各項目の四半期データの時系列プロットを図1に示す。図からわかるように、「運動用具類」、「スポーツ観覧料」、「スポーツ施設使用料」は明らかな季節性

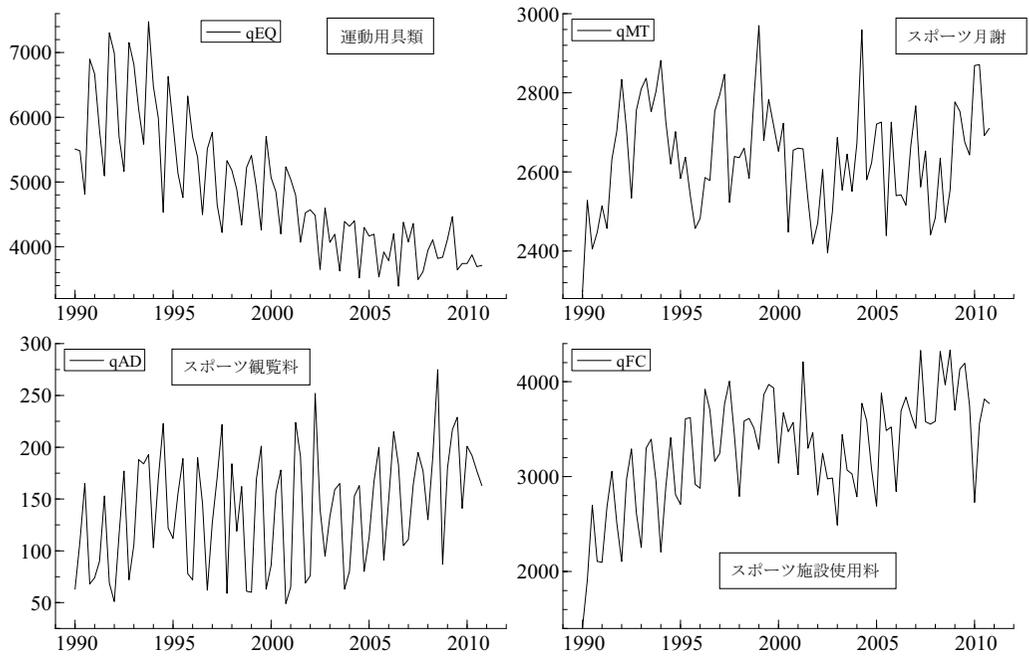


図1 スポーツ関連支出の四半期原系列(単位:円)

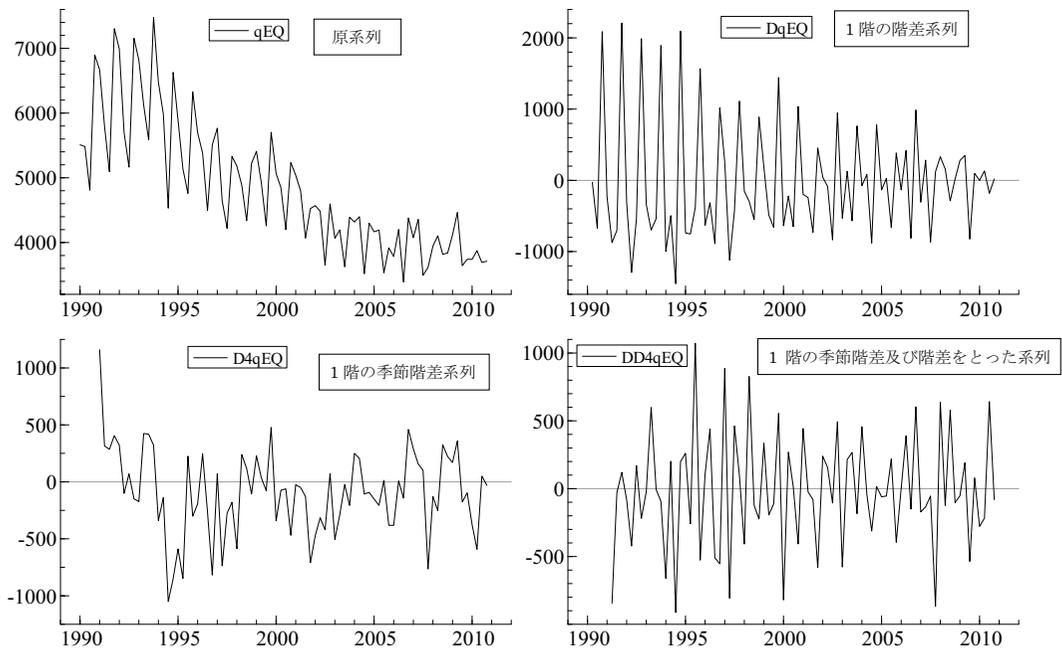


図2 運動用具類の階差系列

を示している。図2には「運動用具類」の原系列、1階の階差系列、1階の季節階差系列そして1階の季節階差及び階差をとった系列を示している。図から季節階差及び階差をとることによって定常系列になったように見えるが、階差をとることによって季節性や非正常性を除去することが適切であるのは季節性や非正常性が確率的な変動によって生じている場合である⁽²⁾。

このように1変数の分析においても季節性や非正常性が確率的なものか確定的なものであるかを区別することは必要であるが、二つ以上の変数の関連について分析する場合にはその区別はさらに重要性を増してくる。確率的な季節性や非正常性を含む系列同士に回帰分析を行うと、本来は全く関連のない変数間にも「見せかけの回帰」が見られることがシミュレーションを用いた研究で示されている(蓑谷, 2003, p.391-393)。したがって、経済時系列データ相互の関連について分析する際には、このような見せかけの関係ではない真の関係を明らかにする必要がある。そのような分析法として1980年代以降提唱されてきたのが共和分分析である。定常系列ではない2変数XとYの線形結合が定常系列になるとき、XとYは共和分しているという(蓑谷, 2003, p.431)。例えばXとYとの間に、

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

という関係を想定するとき、誤差項 u_t が定常系列でなければXとYの間の関係は長期に安定的な関係とならない。 u_t が定常系列になるということはすなわちXとYが共和分しているということである。共和分的前提として非定常系列XとYの和分次数が等しくなければならない。非定常な系列がd階の階差をとることによって定常となるとき、その系列は次数dの和分と呼ばれ(蓑谷, 2003, p.382)、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)。したがって、スポーツ関連支出とGDPとの関連について分析しようとする場合にはまず、季節和分の次数が等しいかどうかを検討する必要がある。季節和分の次数が等しい場合には変数同士が共和分している可能性があるが、和分次数の等しい変数が全て共和分しているわけではない。共和分の関係にあるかどうかを分析するためには変数間の線形関係すなわち共和分ベクトルを推定して検定を行わなければならない。しかしながらスポーツ関連支出についての計量的研究が少ない現状では共和分ベクトルを推定するのに十分な情報があるとは言い難い。そこで本研究では共和分分析の準備段階として、スポーツ関連支出とGDPの和分次数を単位根検定によって明らかにすることを目的とした。

2. 方法

(1) 対象期間

単位根検定の検定力は自由度よりも時間の長さに依存するといわれている(蓑谷, 2003, p.426)。したがって分析の期間はできるだけ長く取ることが望ましいが、一方で構造変化を含む系列においては単位根検定の検定力が低下することが明らかにされている(Ghysels and Osborn, 2001, p.74)。日本の場合、名目GDPの値が1980年代には1980年の248兆円から1990年の452兆円へと10年間で1.8倍に増加しているのに対して1990年代には、2000年の504兆円へと10年間で1.1倍に増加したに過ぎない。2000年代も景気の低迷は続いていることから、本研究では1980年代を分析に含めることは適当でないと判断し、分析開始年を1990年とした。分析の終わりについては、2011年3月に発生した東日本大震災の影響により日本のGDPやスポーツ支出に大きな影響が生じたことが予想されるので、2010年第4四半期までとすることとした。

(2) データの出所

本研究では、家計調査の収支項目分類⁽³⁾を元に、下記の4項目をスポーツ関連消費支出として選定した⁽⁴⁾。なお、「運動用具類」と「スポーツ施設使用料」は対象期間中に項目の細分が行われているが、細分後の各項目を合計してその項目の値とした。かっこ内に合計した現在の収支項目分類名を示しておく。

「運動用具類」(「ゴルフ用具」, 「他の運動用具」, 「スポーツ用品」)

「スポーツ月謝」

「スポーツ観覧料」

「スポーツ施設使用料」(「ゴルフプレー料金」, 「スポーツクラブ使用料」, 「他のスポーツ施設使用料」)

インターネット上の『政府統計の総合窓口』(e-stat)より、家計調査データをダウンロードした。e-stat上では2000年からのデータを利用可能であるので、それ以前のデータについては総理府統計局編『家計調査年報』掲載のデータを利用した。データの継続性やサンプル数を考慮して、農林漁家を除く二人以上世帯の四半期データを分析対象とした。

GDPデータは内閣府ホームページから『2000暦年連鎖価格GDP需要項目別時系列表』における名目原系列をダウンロードした⁽⁵⁾。

(3) 検定法

1次の和分の最も単純な例はランダムウォークと呼ばれる確率過程で、下記の式で表される。

$$X_t = X_{t-1} + u_t$$

ここで、 u_t は平均0で分散が一定で互いに独立した分布であると仮定される。1期前の変数をとるというラグ演算子 L を用いるとランダムウォークは

$$(1 - L)X_t = u_t$$

のように表現される。左辺の X_t にかかっているラグ多項式が $L = 1$ という根をもつことからランダムウォークは単位根をもつと呼ばれる。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

$$X_t = X_{t-4} + u_t$$

で、ラグ演算子による表現は

$$(1 - L^4)X_t = u_t$$

となる。この場合も左辺の X_t にかかっているラグ多項式は $L = 1$ という根をもつので、やはり単位根をもつ。和分次数の検定が単位根検定と呼ばれるのはこのためである。季節和分の場合には1以外にも -1 , i , $-i$ という単位根(i は虚数単位)をもつことになる。

季節和分の次数を検定するための単位根検定は、通常の単位根検定に比べて複雑である。それは、複数の単位根の存在を検定することになるためであり、高次の単位根検定となるからである。

蓑谷(2003, p.426-429)には季節和分を含むDGPの和分次数を推定する手順が示されている。そこでは低次の検定から高次の検定へと進む手順となっているが、Dickey and Pantula(1987)によれば、高次の和分の検定の際には高次から低次へと検定を行うことが推奨されている。Dickey and Pantula(1987)

における検定は季節和分を含むものではないが、Ghysels and Osborn (2001, p.76) では季節和分を含む場合においても高次の検定から行うことが推奨されている。したがって、本研究においても高次の検定から始めることとした。

多くの経済時系列データは1階の階差と1階の季節階差をとることによって定常系列に変換できると考えられているので、季節和分の次数は高々I(2, 1)である⁽⁶⁾。季節性や非定常性が確定的要因に基づく場合にはデータ系列が季節性や非定常性を示していてもI(1, 1), I(1, 0), I(0, 1)あるいはI(0, 0)といったケースがあり得る。そこで本研究ではまずI(2, 1)を帰無仮説としてOCSB検定を行うこととした。OCSB検定とはOsborn et. al. (1988) によって提唱された、季節和分と和分を同時に検定する方法であり、四半期系列の検定式は下記のようになっている⁽⁷⁾。

$$\Delta \Delta_4 X_t = \beta_1 Z_{1,t-1} + \beta_2 Z_{2,t-4} + \alpha_1 \Delta \Delta_4 X_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta \Delta_4 X_{t-p} + u_t$$

ただし

$$Z_{1,t} = \Delta_4 X_t - \hat{\lambda}_1 \Delta_4 X_{t-1} - \dots - \hat{\lambda}_p \Delta_4 X_{t-p}$$

$$Z_{2,t} = \Delta X_t - \hat{\lambda}_1 \Delta X_{t-1} - \dots - \hat{\lambda}_p \Delta X_{t-p}$$

$\hat{\lambda}_i$ は $\Delta \Delta_4 X_t$ を $\Delta \Delta_4 X_{t-1}, \dots, \Delta \Delta_4 X_{t-p}$ に回帰させた時の係数

検定式において $Z_{1,t}$, $Z_{2,t}$ という新たな変数が導入されているのは、誤差項に系列相関を許している一般的な検定となっているためである。 β_1 は非季節成分の単位根が存在するとき0となり、 β_2 は季節成分の単位根が存在するとき0となる。 $\beta_1 = 0$ かつ $\beta_2 = 0$ という帰無仮説が棄却されないということは、I(2, 1)の帰無仮説が棄却されないということの意味する。 $\beta_1 = 0$ かつ $\beta_2 < 0$ の場合には対立仮説I(1, 0)が、 $\beta_1 < 0$ かつ $\beta_2 = 0$ の場合には対立仮説I(1, 1)またはI(0, 1)が採択される。片方の変数が0という前提の元にもう片方の変数を検定することになっているので、 $\beta_1 < 0$ かつ $\beta_2 < 0$ の場合にはI(2, 1)は棄却されるが、対立仮説の採択は保留され、低次の検定が求められることになる。

OCSB検定は複数の単位根を同時に検定できるという長所があるが、対立仮説が複数にわたることからI(2, 1)の帰無仮説が棄却された場合には低次の検定を行う必要がある。本研究では低次の検定としてHEGY検定、DHF検定、ADF検定を行うこととした。HEGY検定はHylleberg et. al. (1990) によって提唱された検定法で、季節単位根の有無を検定するばかりでなくそれがどの周期の単位根であるかを検定することができる。HEGY検定における四半期系列の検定式は下記のように定式化されている。

$$\Delta_4 X_t = \pi_1 Z_{3,t-1} + \pi_2 Z_{4,t-1} + \pi_3 Z_{5,t-2} + \pi_4 Z_{5,t-1} + \alpha_1 \Delta_4 X_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta_4 X_{t-p} + u_t$$

ただし

$$Z_{3,t} = Y_{1,t} - \hat{\lambda}_1 Y_{1,t-1} - \dots - \hat{\lambda}_p Y_{1,t-p}$$

$$Z_{4,t} = Y_{2,t} - \hat{\lambda}_1 Y_{2,t-1} - \dots - \hat{\lambda}_p Y_{2,t-p}$$

$$Z_{5,t} = Y_{3,t} - \hat{\lambda}_1 Y_{3,t-1} - \dots - \hat{\lambda}_p Y_{3,t-p}$$

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

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

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

$\hat{\lambda}_i$ は $\Delta_4 X_t$ を $\Delta_4 X_{t-1}, \dots, \Delta_4 X_{t-p}$ に回帰させた時の係数

$Z_{3,t}$, $Z_{4,t}$, $Z_{5,t}$ という新たな変数が導入されているのはOCSB検定と同様に、誤差項に系列相関を許しているためである。 π_1 は非季節性の単位根が存在するとき0となる。 π_2 は半年周期の単位根が存在するとき0となる。 π_3 は $\pi_4 = 0$ という条件の下で1年周期の単位根が存在するとき0となる。

HEGY検定は複数存在する季節単位根を別個に検定できるという長所をもっているが、誤差項の性質によっては標本サイズが小さい場合に検定力の低下が著しくなることが指摘されている (Ghysels et. al., 1994)。また、統計量が臨界値付近にある場合にはOCSB検定とHEGY検定とで互いに矛盾する結果となることが起こりうる。そこで本研究では季節単位根の有無を確認するためにDHF検定を、非季節単位根の有無を確認するためにADF検定を実施してこれらの検定を総合して和分次数の判定を行うこととした。

DHF検定はDickey et. al. (1984) によって提唱された、季節単位根のための検定法であり、下記のよう
に定式化されている。

$$\begin{aligned}\Delta_4 X_t &= \beta Z_{t-4} + \alpha_1 \Delta_4 X_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta_4 X_{t-p} + u_t \\ Z_t &= X_t - \hat{\lambda}_1 X_{t-1} - \dots - \hat{\lambda}_p X_{t-p} \\ \hat{\lambda}_i &\text{は} \Delta_4 X_t \text{を} \Delta_4 X_{t-1}, \dots, \Delta_4 X_{t-p} \text{に回帰させた時の係数}\end{aligned}$$

Z_t が導入されているのは、誤差項に系列相関を許しているためである。季節単位根が存在するとき $\beta = 0$ となるが、どの周期の単位根であるかはDHF検定によっては明らかにできない。

ADF検定は非季節単位根の検定によく用いられる方法であり、誤差項が系列相関をもつことを許している一般的な検定法である。検定式は下記のように定式化されている。

$$\Delta X_t = \beta X_{t-1} + \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta X_{t-p} + u_t$$

非季節単位根が存在するとき、 $\beta = 0$ となる。

(4) データの変換

GDPデータは自然対数をとって分析することが一般に行われる⁽⁸⁾。そこで本研究においても全ての変数について原系列の自然対数をとった系列を分析対象とした。

季節単位根の検定のためにはモデルに確定的季節要因を明示的に取り入れるか、データを変換してあらかじめ確定的季節要因を除去しておくことが推奨されている (Ghysels and Osborn, 2001, p.76)。本研究ではデータからあらかじめ季節平均を引くことによって確定的季節要因を除去する方法をとった。このため、本研究で採用した検定式には確定的季節要因は現れていないが、単位根検定の臨界値を引用する際には、Osborn et. al. (1988) に倣って、モデルに定数項が含まれているケースの値を採用した。

(5) 検定統計量の計算

検定統計量の推定にはWindows版のTSP (Ver. 5.1) のOLSコマンドを利用して係数を推定するとともにt値タイプの統計量の算出を行った。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。OCSB検定ではOsborn et. al. (1988) のtable 1 (n=100)、HEGY検定ではHylleberg et. al. (1990) のtable 1 (n=100)、DHF検定ではDickey et. al. (1984) のtable 7 (n=80)、ADF検定では蓑谷 (2003) の付表6の τ_μ 分布 (n=100) の場合を用い、有意水準はいずれも5%とした⁽⁹⁾。HEGY検定の π_4 のみ両側検定で、他は全て片側検定とした。

単位根検定を実施する際に問題となるのは検定式に含まれるラグ p をどの値までとるかということである。 p の値が小さすぎれば誤差項の系列相関の影響を除去しきれずに誤った検定となるし、 p の値が大きすぎれば検定力が小さくなる。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当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

表1に単位根検定結果をまとめた。表中で p は検定式に含まれているラグ数を表す。データ数は各変数とも84であるが、ラグをとった変数が検定式に含まれるので、実際に検定に用いられるデータ数は検定によって異なる。表中の n はOLSコマンドで実際に用いられたデータ数である。OCSB検定によって、すべての変数において $I(2, 1)$ の帰無仮説は棄却された。以下に低次の検定も含めた各変数における単位根検定結果を記す。

(1) GDP

OCSB検定では β_1 (非季節成分)、 β_2 (季節成分) とともに単位根の存在は棄却された。ただし、片方が0の場合にもう片方が0であるかどうかを検定することが前提になっているので、対立仮説の採択は保留される。HEGY検定では $\pi_1 \sim \pi_4$ が0であるという帰無仮説は全て棄却されなかった。したがって、 $I(1, 1)$ であると推定される。この結果はADF検定やDHF検定の結果とも一致している。

(2) 「運動用具類」

OCSB検定では β_1 のみ帰無仮説が棄却された。ただし、 β_2 は臨界値に近いので低次の検定結果を参照

表1 単位根検定の結果

変数名	項目	OCSB検定 (n=79-p)			HEGY検定 (n=80-p)				DHF検定 (n=80-p)		ADF検定 (n=83-p)		
		p	β_1	β_2	p	π_1	π_2	π_3	π_4	p	β	p	β
臨界値**		—	-1.83	-2.03	—	-2.95	-2.94	-3.44	-2.32, 2.29	—	-4.11	—	-2.89
GDP		6	-1.96*	-2.43*	4	-2.00	-1.84	-2.38	-0.243	4	-3.92	5	-2.61
運動用具類		4	-3.21*	-1.98	4	-0.773	-2.57	-1.39	-0.920	4	-1.87	3	-0.303
スポーツ月謝		6	0.529	-5.81*	4	-3.20*	-4.42*	-5.66*	0.251	4	-7.91*	3	-3.84*
スポーツ観覧料		6	-1.54	-3.72*	4	-2.02	-3.20*	-3.12	0.346	4	-4.68*	3	-1.95
スポーツ施設使用料		4	-1.71	-3.63*	4	-2.00	-2.82	-3.10	-0.196	4	-4.62*	3	-3.40*

* 5%水準で帰無仮説を棄却 (単位根なし)

**臨界値の出典は下記の通り (π_4 のみ両側5%点、他は片側5%点)

OCSB検定ではOsborn et. al. (1988)のtable 1 (n=100)

HEGY検定ではHylleberg et. al. (1990)のtable 1 (n=100)

DHF検定ではDickey et. al. (1984)のtable 7 (n=80)

ADF検定では蓑谷 (2003)の付表6の τ_μ 分布 (n=100)

する必要がある。HEGY検定では $\pi_1 \sim \pi_4$ が0であるという帰無仮説は全て棄却されなかったので、I(1, 1)であると推定される。この結果はADF検定やDHF検定の結果とも一致している。

(3) 「スポーツ月謝」

OCSB検定では $\beta_1=0$, $\beta_2<0$, すなわち非季節単位根のみ存在するという結果であった。確認のためHEGY検定を行った結果、 $\pi_1 \sim \pi_3$ が0であるという帰無仮説は全て棄却された。OCSB検定とHEGY検定の結果が異なるため、ADF検定を行った。ADF検定の結果は単位根なしという結果であった。したがってI(0, 0)と推定される。この結果はDHF検定の結果と一致している。

(4) 「スポーツ観覧料」

OCSB検定ではスポーツ月謝の場合と同様に $\beta_1=0$, $\beta_2<0$, すなわち非季節単位根のみ存在するという結果であった。HEGY検定では π_1 および π_3 が0であるという帰無仮説は棄却されなかった。ただし π_3 はかなり臨界値に近かったため、他の検定結果も参照する必要がある。ADF検定では単位根あり、DHF検定では単位根なし、という結果と総合してI(1, 0)と推定される。

(5) 「スポーツ施設使用料」

OCSB検定ではスポーツ月謝やスポーツ観覧料と同様に、 $\beta_1=0$, $\beta_2<0$ であった。HEGY検定では $\pi_1 \sim \pi_4$ が0であるという帰無仮説は全て棄却。ただし、 π_2 と π_3 は臨界値にかなり近い値であった。ADF検定では単位根なしという結果、DHF検定では季節単位根なしという結果であった。したがって、I(0, 0)と推定される。

4. 考察

OCSB検定の結果から、全ての変数でI(2, 1)の帰無仮説は棄却された。蓑谷(2003, p.429)においては、GDPの和分次数はI(2, 1)と推定されている⁽¹⁰⁾。この分析においては1980年から2001年までが対象となっており、比較的経済成長率の高かった1980年代が含まれている。本研究では対象期間を1990年から2010年までとしたことから異なる結果が生じたと解釈される。

単位根検定の結果から、GDPと和分次数の等しい変数は「運動用具類」だけであることがわかった。原系列のグラフ表示(図1)からは、「運動用具類」以外にも、「スポーツ観覧料」や「スポーツ施設使用料」において季節性が示されている。単位根検定の結果からはこれらの季節性は確率的要因ではなく、確定的要因によるものと解釈される。このことは、「スポーツ観覧料」や「スポーツ施設使用料」の変動が、文字通り季節変化による需要の変化によって引き起こされており、その変動が比較的安定していることを意味している。例えばプロスポーツの観戦はその種目が行われる“シーズン”に左右されるし、ゴルフやスキーの実施も季節に大きく左右されることを考慮すれば、納得できる結果である。

「運動用具類」については、GDPと長期に安定的な関連がある可能性が明らかになったが、実際に関連があるかどうかは共和分分析によって確認することが必要である。この点について確認することは今後の課題である。

文献

- Dickey, D. A., Hasza, D. P. and Fuller, W. A. (1984) Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association*, 79(386): 355-367.
- Dickey, D. A. and Pantula, S. G. (1987) Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(4): 455-461.
- Ghysels, E., Lee, H. S. and Noh, J. (1994) Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of Econometrics*, 62: 415-442.
- 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.
- 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.
- 蓑谷千風彦 (2003) *計量経済学 (第2版)*. 多賀出版, 東京.
- 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よりダウンロード)
- 田中勝人 (2003) 共和分析. 刈屋ほか, *経済時系列の統計*. 岩波書店, 東京. pp.203-265.
- 山本拓 (1988) *経済の時系列分析*. 創文社, 東京.

(Endnotes)

- (1) 定常系列の定義は下記の通りである (山本, 1988, p.17)

$$E(y_t) = \mu < \infty$$

$$\text{var}(y_t) = \gamma(0) < \infty$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \gamma(s) \quad (s = \dots, \dots, -1, 0, 1, 2, \dots)$$

すなわち、平均と分散が時間を通じて一定で、自己共分散は時点間の差だけによって決まるという条件を満たした系列である。

- (2) 田中 (2003, p.213-214) には非定常性を示す系列に対して機械的に階差をとることの問題点がまとめられている。
- (3) 家計調査 収支項目分類及びその内容例示 (平成22年1月改定) より
<http://www.stat.go.jp/data/kakei/kou22/reiji22.htm>
- (4) 家計調査の収支項目分類表には「運動靴」という項目があり、先行研究ではスポーツ支出に含まれているが、「主にタウン用、通勤・通学用に使用されるもの。」と定義されており、ゴルフシューズは「スポーツ用品」の項目に含まれるなど、スポーツに対する支出を適切に反映しているとは考えられないので、本研究では対象から除外した。
- (5) http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/sokuhou/files/2011/qe113/gdemenuja.htmh
- (6) 本研究ではこれ以降和分次数を表す表記法として、Ghysels and Osborn (2001) に倣い、1階の階差と1階の季節階差をとった時に定常になるようなDGPを $I(2, 1)$ のように表記する。このようなDGPは、Osborn et. al. (1988) においては $I(1, 1)$ と表記され、蓑谷 (2003) では $SI(1, 1)$ と表記されている。階差をとった回数に着目すればOsborn et. al. (1988) や蓑谷(2003)の表記が自然であるが、単位根の個数に

着目した場合にはGhysels and Osborn (2001) の表記の方がDGPの特徴をよく表している。特にOsborn et. al. (1988) や蓑谷 (2003) の表記ではGhysels and Osborn (2001) の表記における $I(1, 1)$ と $I(0, 1)$ とを区別することができない。

- (7) 検定式の記述において Δ は 1 階の階差をとる演算子を表し、 Δ_4 は 4 階の階差をとる演算子を表す。ラグ演算子で表せば $\Delta = 1 - L$ であり、 $\Delta_4 = 1 - L^4$ である。
- (8) 例えば蓑谷 (2003, p.429) など
- (9) 先行研究の臨界値はモンテカルロ法によるシミュレーションによって算出されているので、本研究のサンプル数とは一致しないが、本研究のサンプル数を超えて最も近いものを選択した。このため「単位根あり」の帰無仮説を棄却する確率は厳密には 5% よりも大きくなる。
- (10) 蓑谷 (2003) での表記では $SI(1, 1)$