

西京極スタジアムにおける京都パープルサンガ ホームゲーム観戦に対する需要の分析

鈴木 智 也

目 次

1 はじめに	3.3 本稿で考慮されていない要因
2 アプローチ	4 データの特性
3 変数の選択	5 モデルの選択
3.1 経済的要因と人口的要因	6 回帰分析の結果
3.2 観戦の質を左右する要因	7 結 論

1 は じ め に

Jリーグに所属する京都パープルサンガ（以下「京都サンガ」）は、右京区の西京極総合運動公園陸上競技場兼球技場（以下「西京極スタジアム」）を本拠地としている。西京極スタジアムは阪急京都線の西京極駅から徒歩5分というアクセスの良さを誇るが、その一方で、陸上競技場を兼ねているがゆえの不便な点もある。楕円形の陸上トラック内部に球技場が設置されているので、観客席から選手までの距離が遠く、サッカー観戦に不向きなのである。このことから、関係者やファンの間から、サッカー専用スタジアムの建設を望む声が上がっている。その声を受け、平成16年度に京都府・京都市・京都商工会議所の三者で組織された『サッカースタジアム研究会』が立ち上げられ、移転先の候補地として伏見区の横大路運動公園が浮上してきた。2006年5月30日現在、引き続き先の三者で構成される『サッカースタジアム検討委員会』で横大路運動公園におけるスタジアム整備が検討されている。しかしながら、スタジアムを新たに作るとなると、建設費も完成後の維持費も莫大なものになるであろう。専用スタジアムを建設するならば、それに関わる費用に見合うだけの入場者数を将来見込めるのかどうか、慎重に検討すべきである。

その場合、注目すべきは京都サンガの集客力である。西京極スタジアムの良好なアクセスにもかかわらず、表1で示されるように、京都サンガの集客力は他チームに比べると見劣りする。例えば、J2で優勝を飾った2005年でさえ、リーグ戦ホームゲーム一試合あたりの平均入場者数は7,857人である。これはその年のJ2全12チームの平均を数百人程度上回ってはいるものの、ベガルタ仙台（15,934人）、コンサドーレ札幌（11,133人）、アビスパ福岡（10,786人）といった人気チームには遠く及ばない。また、京都サンガとほぼ同じ観客動員数を記録したサガン鳥栖の本拠地、鳥栖市の人口は京都市の人口のわずか5%にも満たない¹⁾。以上のように、京都サンガの観

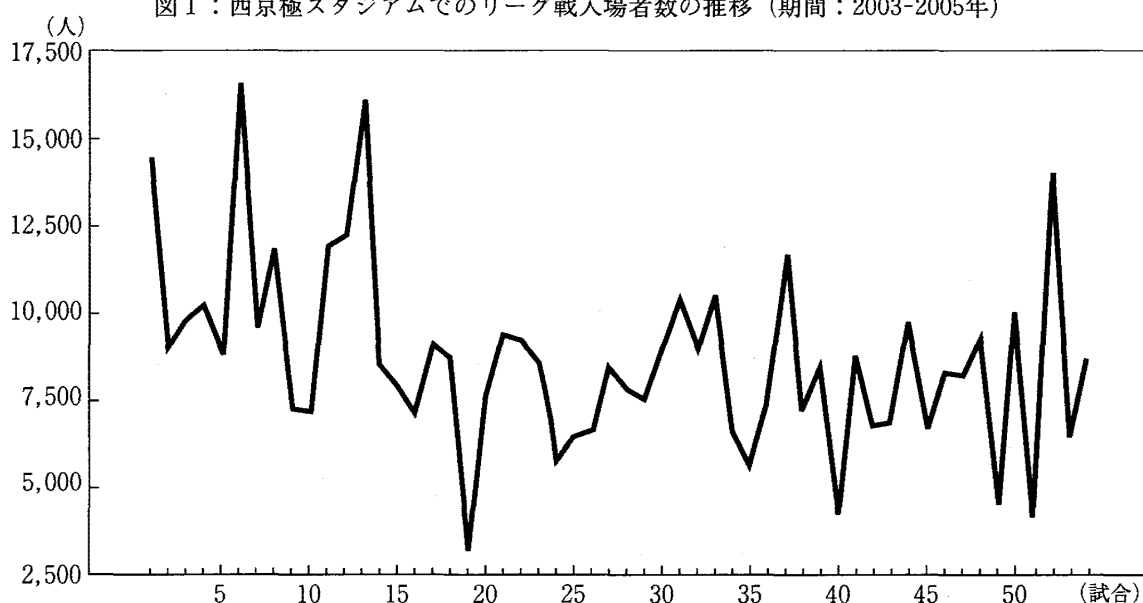
1) 表1における各自治体の人口は、鳥栖市が平成十八年三月末現在の推計値であり、それ以外は同年ノ

表1：2005年 J2 リーグ戦における主要クラブの平均入場者数

チーム名	仙 台	札 幌	福 岡	京 都	鳥 栖	J2 平均
入場者数 (人)	15,934	11,133	10,786	7,857	7,855	7,482
市の人口 (人)	1,019,963	1,882,589	1,401,212	1,470,593	63,952	

出典：Jリーグ公式ホームページおよび各自治体のホームページ

図1：西京極スタジアムでのリーグ戦入場者数の推移（期間：2003-2005年）



客動員力は弱いといわざるをえない。

さらに、京都サンガの入場者数には、図1で見られるように、試合毎にばらつきが大きいという特徴もある。2003年から2005年までの三年間、西京極スタジアムでのリーグ戦54試合の入場者数についていえば、最高値が16,614人（2003年8月2日 J1 第15節）、最低値が3,124人（2004年5月19日 J2 第13節）と、実にその差は一万三千人以上となっている。また、平均値が8,745人なのに対し、標準偏差は2,703である。これらの数値は京都サンガにとって、ホームゲーム一試合あたりの入場料収入が不安定であるということを示唆する。

本稿では西京極スタジアムにおける京都サンガのホームゲーム観戦に対する需要がどのような要因で変動するのかを、インターネット上などで一般公開されているデータを基に、分析していく。主なデータの入手先は、京都サンガの公式ホームページ、Jリーグの公式ホームページ、京都府のホームページである。それ以外の資料としては、京都府発行の『統計京都』各号、京都新聞の縮刷版 CD-ROM、J. League Yearbook 2006（Jリーグ公式記録集2006）を利用した。

2 ア プ ロ ー チ

スポーツ観戦に対する需要を分析した文献は早くから存在し、プロサッカーに焦点を絞った研究
 \四月一日現在での推定値である。

究も存在する。最近のものとしては、ドイツのブンデス・リーガを分析した Czarnitzki and Stadtmann (2002), フランス 1 部リーグを分析した Falter and Pérignon (2000), スペインのリーガ・エスパニョーラを分析した García and Rodríguez (2002) などが挙げられる。これらはリーグ全体を分析対象としているが、本稿では特定チームの入場者数を分析対象とする。その意味では、サッカーに関する実証分析だけでなく、他のスポーツイベントの観戦需要を分析した研究も、場合によっては参考になる。分析手法において、本稿が比較的近い立場を取るのは、競馬観戦を対象とした Narayan and Smyth (2004) の需要分析である。彼らは、マクロ経済の実証分析では当たり前となっている単位根検定や共和分検定などを、時系列データを用いる際には、スポーツ観戦に対する需要の分析においても重視することを提唱している。本稿でも同様に、時系列データの特性に注意しながら、分析を進めていく。

分析の対象は、西京極スタジアムにおける京都サンガのホームゲーム観戦に対する需要である。財・サービスの価格と数量は需要と供給の一致したところで決まると考えるのが経済学の基本であり、その意味で、需要分析には供給面も考慮した同時方程式モデルを用いることが望ましい。しかしながら、スポーツイベントに対する需要の分析では伝統的に、入場者数を被説明変数とする一本の式から成る回帰モデルが用いられる²⁾。これは、スタジアムが満員にならない限り、入場者数とその価格での需要量を測ると解釈できるからである。京都サンガの場合も、後述のサンブル期間において、入場者数が西京極スタジアムの収容数20,242人に達してしまった試合はない。したがって、京都サンガの場合、チケット売り切れ時に起こり得る問題は無視してよい。

チケット売り切れ時の問題以外に、Forrest *et al.* (2005) は、スタジアム入場者数を被説明変数とすることのもう一つの困難な点を挙げている。それはシーズンチケットホルダーの存在である。シーズンチケットホルダーはほとんどすべての試合を観戦するので、入場者数の変動は当日券による入場者に帰せられる。つまり、入場者数を被説明変数とする需要分析はシーズンチケットホルダーの需要を軽視してしまうことになるのである。これが彼らの主張である。たしかに、シーズンチケットホルダーが入場者の大勢を占めるなら、この問題は大きくなる。しかし、京都サンガの場合、スタジアム入場者数は図1に見られるように、試合毎に大きく変動している。このことは当日券入場者が大勢を占めていることを暗に示しているので、彼らの挙げる問題点は無視してよいであろう。したがって、本稿では西京極スタジアムの入場者数を被説明変数とする需要関数を推定することにする。入場者数 (*attend* と表記する) に影響を与える変数から成るベクトルを X で表すと、需要関数は

$$attend = f(X)$$

となる。被説明変数の自然対数を取り、需要関数を線形近似すると、

$$\log attend_t = \beta X_t + u_t, \quad \text{where } u_t \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2). \quad (1)$$

2) リーグ全体で需要を分析するならば、各チームのデータをパネルとして並べて分析することが考えられる。例えば、García and Rodríguez (2002) はスペインのリーガ・エスパニョーラを題材に、そのようなパネルデータで需要分析を行った。

と書ける。ここで、 β は係数ベクトルであり、 u は攪乱項である。なお、 u は通常の仮定を満たすものとする。右辺の X に含まれる説明変数群には、サンプル期間内にゆっくり変動する経済的・人口的要因を表す変数と、天候など試合毎に大きく変動して観戦の質を左右する要因を表す変数がある。それぞれにグループ分けして、モデル右辺の説明変数群について次節で述べる。

なお、サンプル期間は2003年から2005年までの3年間とした。それには二つの理由がある。一つめの理由はデータの入手しやすさであり、京都サンガの公式ホームページでデータの掲載が始まっているのが2003年からなのである。もう一つの理由は、2002年日韓ワールドカップによる一時的なブームが去った後の状況に分析を集中できるということである。また、試合にはリーグ戦とカップ戦があるが、扱うデータはリーグ戦で統一した。リーグ戦のホームゲームには、春野総合運動公園陸上競技場（高知県）や鴨池陸上競技場（鹿児島県）での試合も含まれるので、それらはサンプルから除外した。

3 変数の選択

3.1 経済的要因と人口的要因

一般的に財・サービスへの需要を決める要因として経済学が重要視するのは、その財・サービス自身の実質価格と実質所得である。ここではまず、スタジアム入場券の実質価格（*price*）を説明変数に含める必要がある。スタジアム入場券には様々な種類があり、座席によって価格が異なるので、本来ならば入場者数の比率に応じて座席別の価格を加重平均するのが望ましい。しかしながら、座席別入場者数のデータは公表されていない。そこで、本稿ではS席メインの当日券価格を選び、京都市の消費者物価指数で除して入場券の実質価格とした。S席メインの価格はサンプル期間内で据え置きなので、*price*の変動は消費者物価指数の変動のみを反映したものとなっている。この変数が有意であるならば、その符号は負であることが予想される。なお、消費者物価指数は月次データであるので、試合が開催された月の観測値を用いている。これは他の月次データについても同様である。

実質所得を測るデータとしては、本来ならば京都府の実質所得を用いたいところであるが、データの制約から、ここでは京都府の鉱工業生産指数（*output*）を用いた。スタジアムでの観戦が上級財ならば、その係数は有意に正である。しかしながら、スポーツ観戦が劣等財である可能性も存在する。例えば、所得が増加するにつれ、多様な娯楽の選択が可能になるので、スポーツ観戦の需要が減るという仮説（Borland and Lye 1992）や、スポーツ観戦には失業や所得減少によるフラストレーションを発散させる効果があるので、所得の減少はスポーツ観戦の需要を増やすという仮説（Narayan and Smyth 2004）がある。これらの仮説が正しければ、スポーツ観戦は劣等財となり、*output*の係数は有意に負となる。したがって、この係数の符号は事前に分からないということになる。

財・サービスへの需要は、代替財と補完財の価格からも影響を受ける。しかしながら、後述す

る理由により、本稿では代替財や補完財を明示的に説明変数としてモデルに入れることはしない。その代わりに、代替財や補完財の効果を測ることを期待して、テレビによる試合の生中継 (*tv*) を考慮した。これは地上波で生中継される試合を1とし、それ以外を0とするダミー変数である。単純に考えれば、同時刻にテレビ中継があれば、スタジアムに足を運ばなくても試合を観戦できる。そのような代替財的な要素が強ければ、*tv* の係数は有意に負となる。しかしながら、テレビの生中継があるならば、テレビ局が事前に番組宣伝を行うので、結果として、試合そのものも同時に広告されることになる。そのような補完財的な要素が強ければ、*tv* の係数は有意に正となる。したがって、*tv* の係数の符号は事前に予想できない。

価格と所得以外に、本拠地周辺の人口 (*population*) も、スポーツ観戦に関する先行研究の多くで考慮されている変数である。2005年のJ2を例にとれば、観客動員数の上位三チームは仙台、札幌、福岡といった政令指定都市に存在する。このように、一般的にいえば、人口規模の大きな市に本拠地を構えるチームほど観客動員数が増える傾向にあり、人口と入場者数に正の相関が期待できる。*population* を測るデータとしては、京都市の人口 (月次データ) を選んだ。しかしながら、上述のように、京都サンガの集客力はサガン鳥栖のそれと大差がないほどなので、このチームの場合、人口はそれほど入場者数に影響を与えていないものと思われる。よって、この変数が有意でない可能性は高い。

3.2 観戦の質を左右する要因

以上の経済的・人口的要因だけでなく、試合観戦の質を左右するという試合固有の要因がある。まず考えられるのは、試合の注目度である。これは対戦相手の人気に左右される。シーズンチケットを購入するような熱心なサポーターならばともかく、ごく一般的なファンにとっては、どうせ入場料を払って観にいくならば、有名選手を擁するチームや人気チームとの対戦を観にいくというのは自然な心理である。そこで、対戦相手の集客力を表す変数 (*opponent*) を入れた。データとしては、対戦相手のその年のホームゲーム一試合あたり平均入場者数を用いた。この変数が有意に効いているならば、その係数の符号は正であると予想される。

ファン心理を左右するものとして、チームの成績も考えられる。そこで、前節終了時の順位 (*rank*) を入れた。この変数を上述の *opponent* と共に説明変数として使用することには注意を要する。京都サンガは2003年には強豪ひしめくJ1に所属し、2004年と2005年にはJ2へ降格していた。結果として、J1所属時には順位が低迷し、J2所属時には順位がほぼ常に上位であった。他方、J1とJ2ではマスメディアへの露出度が異なるという違いがある。当然のことながら、注目度の高いJ1のチームはJ2のチームよりも集客力がある。2005年を例にとると、J1の一試合あたり平均観客数は18,765人であるのに対し、J2のそれは半分以下の7,482人である (Jリーグ調べ)。そのため、順位を測る *rank* は対戦相手の集客力を測る *opponent* と高い相関を示す可能性が出てくるのである。しかしながら、実際にデータから相関係数を計算すると、0.65という値になった。やや高めであるという印象は否めないが、多重共線性の心配はないと思われる。

チームの成績としては、順位だけでなく、前節の試合結果 (*pregame*) も考慮した。この変数は前節の得失点差と定義する。例えば、2対1で勝った試合では1、1対3で負けた試合では-2という値を取る。ただし、この変数が有意に効いているとしても、係数が正になるか負になるかは事前に判別できない。例えば、勝利の雰囲気酔いたいという観客が多ければ、チームが勢いに乗っている時にスタジアムへ足を運び、符号は正になるであろう。逆に、負けているときこそ、スタジアムで声援を送ってチームを叱咤激励したいという観客が多ければ、符号は負になるであろう。

試合当日の気温や湿度も観客動員数に影響を与える可能性がある。気温について、データを見ると、京都サンガの試合は比較的温暖な日に行われていることが多い。これはJリーグの開催時期および試合時間の組み方によるところが大きい。Jリーグは毎年3月初旬か中旬に開幕して11月下旬か12月初旬に閉幕するので、シーズン最初と最後の数試合を除き、寒空の下で試合観戦することが少ない。また、夏場は夜に試合が行われるので、炎天下の試合観戦もほとんどない。例えば、2005年には西京極スタジアムで21試合が行われたが、試合会場の平均気温は22.3度、標準偏差は6.95であった。15度を切ったのが二回、30度を越えたのが一回である。よって、気温に関しては、比較的恵まれた環境で試合観戦できるということがいえる。その一方で、湿度は試合毎にばらつきが大きい。2005年の21試合について調べると、平均湿度は57.8%だが、その標準偏差は22.11である。湿度は体感温度に影響するといわれる。そこで、気温と湿度を両方考慮して快適さを測る必要がある。 T を気温、 U を湿度とすると、いわゆる不快指数は

$$0.81T + 0.01U(0.99T - 14.3) + 46.3$$

という式で計算される。不快指数が65から75の範囲であれば、一般的に「快適」とであるとされる。この不快指数は元々、蒸し暑さの指標として考案されたものであるが、寒い場合の不快感の指標としても使われている。例えば、60から65では「肌寒い」、60未満では「寒い」とされている。本稿では、「快適」を指す範囲の中位70から不快指数がどれだけ乖離しているか絶対値を取り、不快感の指標 (*discomfort*) として定義した。この変数の値が高くなるほど、不快感を覚えるということである。

天候については、雨天での試合を表すダミー変数 (*rain*) も入れる。前売り券での入場者数は雨にそれほど影響されないかもしれないが、当日券での入場者数は雨天での試合かそうでないかによって大きく変動するであろう。ここでは、雨天の場合に1を取り、それ以外は0を取るダミー変数と定義した。もし当日券での入場者が恒常的に多いのであれば、その係数は有意に負になるであろう。

当日券購入者にとって雨天の試合がスタジアムへ足を運びにくいように、社会人の多くにとっては、平日に開催される試合もスタジアムに足を運びづらいであろう。それを考慮したダミー変数が *weekday* であり、平日の試合には1を取り、それ以外は0を取る。この係数の符号も負であることが期待される。

それら以外にも、特別な試合ならば、観客が増えることは容易に想像がつく。京都サンガは

2003年にJ1からJ2に降格し、2005年に優勝してJ1復帰を決めている。J2降格やJ1昇格、あるいは優勝に関わる試合であれば、その歴史的瞬間を見届けようと、多くの観客がスタジアムへ詰め掛けることは想像に難くない。例えば、降格争い中のホーム最終ゲーム（2003年11月22日のヴィッセル神戸戦）、勝てば二位以内が確定しJ1昇格が決まる試合（2005年10月22日の水戸ホーリーホック戦）、敵地で優勝を決めた次の地元試合（同年11月13日の横浜FC戦）では、入場者数がそれぞれ一万人を超えている。この三試合については1を取り、それ以外では0を取るようなダミー変数（*special*）を入れた。この係数の符号は正になると思われる。

試合会場に足を運ぶのは京都サンガのサポーターだけではない。相手チームのサポーターも詰め掛ける。上述の *opponent* はこの影響を捉えるが、それは一部でしかない。データを詳しくみると、J1では決して人気チームといえないガンバ大阪やセレッソ大阪との対戦でも入場者数は高めになる。これは在阪チームとの試合の場合、距離の近さから、対戦相手のサポーターが詰め掛けやすいということによる。したがって、在阪チームとの試合では1を取り、それ以外では0を取る *kansai* というダミー変数を入れた。その係数の符号は正であることが期待される。なお、同じ関西地域に本拠地を置くヴィッセル神戸との試合は、このダミー変数に含まれない。西京極での神戸戦はサンプル期間内に一試合だけあるが、それはJ2降格のかかった2003年ホーム最終ゲームであり、上述の *special* でカバーされている。よって、*kansai* のダミーには神戸戦を含まず、在阪二チームとの試合のみを含むことにした³⁾。

最後に、ゴールデンウィーク期間中の試合にもダミー変数（*goldweek*）をあてた。連休最終日にあたる5月5日の試合を除き、ゴールデンウィーク期間中の試合ならば1を、それ以外では0を取るダミー変数を定義した。この変数が有意ならば、係数の符号は正であることが予想される。

3.3 本稿で考慮されていない要因

本稿では代替財と補完財を明示していない。まず代替財を明示的に入れていないことについてであるが、そもそも何が代替財となるのか判断を下しかねるというのが、その最大の理由である。例えば、Jリーグと並ぶ人気プロスポーツとして、プロ野球が挙げられる。しかし、京都府内にプロ野球チームは存在しないし、また、プロ野球とJリーグでファン層が被るとも限らない。Jリーグの『2005年スタジアム観戦者調査報告』によれば、リーグ全体で観客の平均年齢は35.4歳であり、女性が観客の41.8%を占める。他方、プロ野球の場合、スタジアムの観客に関するデータはないものの、野球中継の視聴者が50代男性に偏っているという報道がある⁴⁾。このように、野球とサッカーの二元論で代替財を語ることは不適切である。さらに、他の娯楽といっても漠然

3) サンプル期間内で、西京極でのガンバ大阪戦は一試合だけであり、入場者数は14,464人と京都サンガにしては高い。この試合は2003年開幕戦でもある。2003年はJ1に所属していた年であり、J1の開幕戦はメディアで取り上げられることが多く、注目度は高い。よって、その入場者の多さは、関西勢同士の対戦だったからではなく、開幕戦で注目度が高かったからであるかもしれない。例えば、マレーシアのサッカーを分析対象とした Wilson and Sim (1995) は、開幕戦についてのダミー変数を説明変数に入れている。

4) <http://www.sankei.co.jp/yakyu/special/05kyukai/02.htm> を参照のこと。

としすぎて、何が代表的な代替財となるのかはやはり不明である。したがって、残念ながら、代替財は今回の分析に明示的に入れられていない。

補完財についてであるが、Falter and Pérignon (2000) などの先行研究において、補完財価格として用いられているのは、スタジアムまでの代表的な交通費である。たしかに、スタジアムまでの公共交通機関の利用は補完財の消費と考えてもよいであろう。ここで問題となるのは、京都市中心部の烏丸駅から西京極駅までの電車賃がサンプル期間内で一定だったということである。上述のように、入場券価格も変動がなかったので、交通費をモデルに入れてしまうと、完全な多重共線性が生じてしまう。そこで、交通費を入れるのは断念した。Welki and Zlatoper (1994) はスタジアムの駐車料金を考慮しているが、西京極スタジアムには駐車場がないので、この方法も使えない。他に、補完財の候補としては、例えば、競馬観戦を分析した Narayan and Smyth (2004) はレースのパンフレット価格を補完財価格としている。しかし、パンフレットの価格は時系列データとして公表されていないし、そもそもそれらが安くなったからといって、スタジアム来場者が増えるとは常識的に考えづらい。このような理由から、補完財の価格も右辺の説明変数群に明示的に入れられていない。

代替財と補完財以外に、本稿が取り入れなかったものとして、人気選手の観戦需要に対する影響がある。例えば、Owen and Weatherton (2004) は、国民的人気選手の出場した試合にダミー変数をあてている。彼らの分析対象は、ニュージーランドにおけるラグビーであり、かの国においてラグビーは国技なので、誰もが納得する名選手を比較的選びやすい。一方、サッカーは我が国の国技でなく、メディアへの露出度において、Jリーグはプロ野球の後塵を拝している。さらに、日本のサッカーにおいて、国家代表チームの核となるような選手はしばしば海外リーグ所属であったりする。このような状況から、Jリーグにおいて、誰もが納得するような国民的人気選手を選び出すことは困難であり、人気選手の出場試合にダミー変数をあてることは断念した。人気選手が観戦需要に及ぼす影響については、対戦相手の集客力を測る *opponent* で、ある程度は捕捉できるものと期待する。

関連していえば、注目度の高い J1 での試合は入場者数が高くなり、注目度の低い J2 では入場者数が低くなるということも考慮すべきではある。しかしながら、その影響は *opponent* で十分に捕捉できると思われる。なぜならば、J1 と J2 では対戦相手が異なり、入場者数も異なるからである。したがって、J1 と J2 の区別に関しては、ダミー変数を入れるまでもなく、*opponent* で捕捉できると考える。実際に J1 と J2 を区別するようなダミー変数を作って *opponent* との相関係数を計算したところ、 -0.77 という高い相関を示した。多重共線性の問題を避けるために、J1 と J2 を区別するダミーは入れないことにした。

以上のことがら以外に、最近の研究で重視されているのは、勝敗の事前確率が観客数に及ぼす影響である。チーム間の実力が拮抗して、どのチームが勝つか全く予想のつかない方が、リーグ全体にとって入場券販売による収入が増えるという仮説がある。この仮説は、El-Hodiri and Quirk (1971) などによって、古くから理論モデルで指摘されてきた。実証分析でも、勝敗の事前

確率がリーグ全体の観客数に及ぼす影響を分析したものとして、Czarnitzki and Stadtmann (2004) がある。しかしながら、この議論はリーグ全体についてのことであり、個別チームの観客数について必ずしもあてはまるとはいえない。一般的にいえば、チームの強さと人気は相関を示し、チームが優勝に絡めば観客数が増える傾向にあることは否めない事実であろう。そのため、今回の分析では勝敗の事前確率が入場者数に与える影響は無視した。この点については、Jリーグ全体の需要を対象とする別の研究機会に改めて分析する。

4 データの特性

本稿では観測値を時系列で並べて分析する⁵⁾。時系列データを扱う際、データの生成過程が定常か非定常かという区別がしばしば問題となる。定常性の正確な定義は計量経済学の教科書に譲るとして、端的にいえば、平均値や確定的なトレンドの周囲で変動しているようなデータを定常であるといい、初期値から不規則に乖離していくようなデータを非定常であるという。なぜ定常性・非定常性の区別が問題になるかというと、非定常なデータを用いて回帰分析を行うと、本来は何の関係もない変数間でさえ、有意な関係が誤って検出されてしまう“Spurious Regression” (Granger and Newbold 1974) の可能性が生じるからである⁶⁾。したがって、回帰分析で扱う時系列データは定常であることが前提とされる。

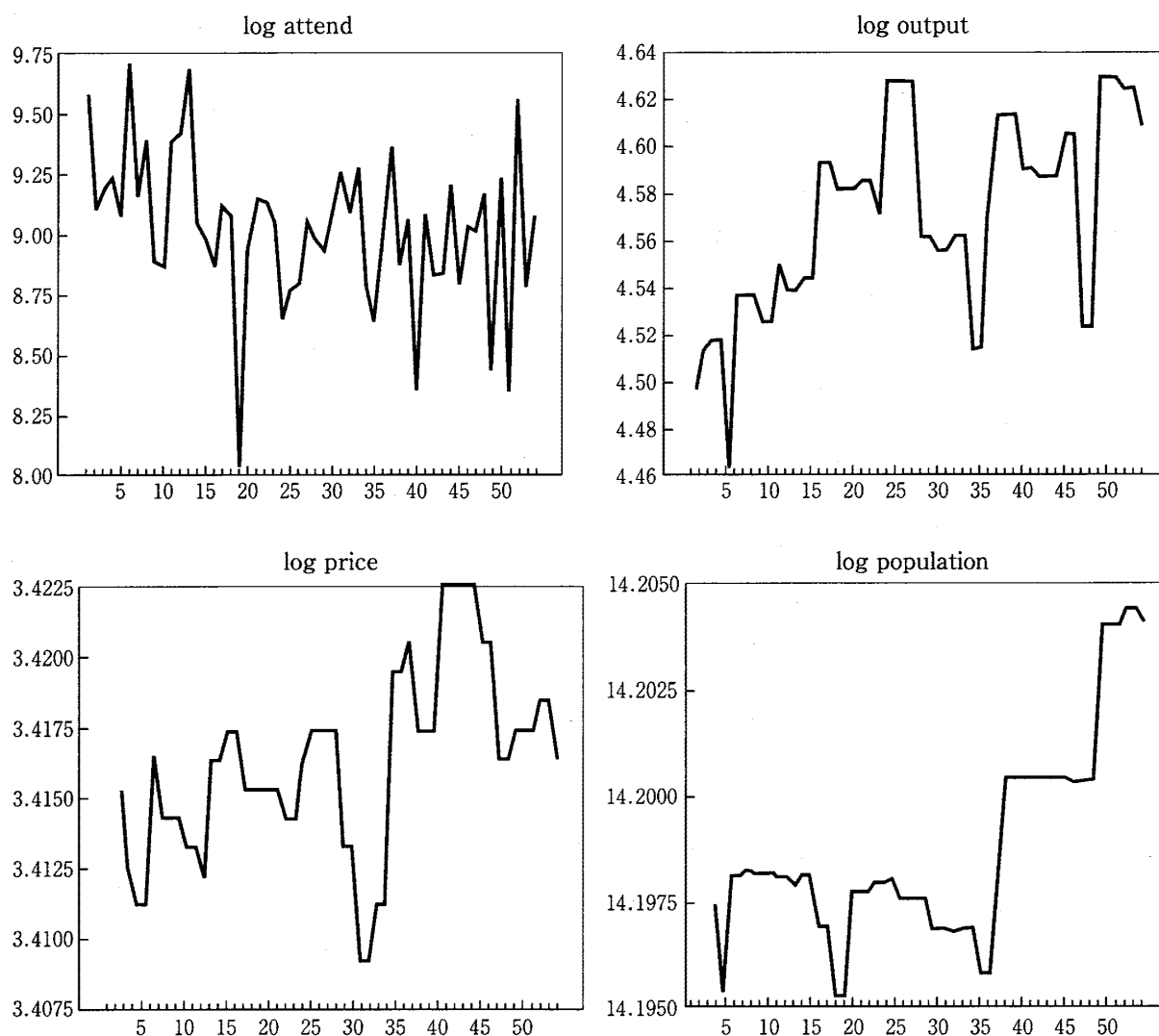
データ変動の特性はグラフによっておおまかに把握できるが、図2および図3を見ただけでは、データの生成過程が定常か非定常かについてまで明言できない。そこで、統計学的に定常か非定常かを検定する必要がでてくる。定常性・非定常性を区別する際のポイントは、非定常なデータ生成過程でもデータの階差を何回か取ると定常になることがあるという性質である。階差を取ることで定常になるような非定常なデータ生成過程を「和分過程」と呼ぶ。マクロ経済の実証分析をはじめとする現在の計量経済分析では、時系列データの生成過程が和分過程かどうかを事前にチェックすることが、慣例となっている。

時系列データを用いた計量分析において、データの特性に関する事前分析はモデルの定式化に大きく影響を与える。和分過程かどうかの検定結果に応じて、手順は概ね次のようになる。まず、各変数について、データの生成が和分過程に従っているかどうかを検定する。(1a) どの変数も和分過程に従っておらず、定常であるという結論が得られた場合、それらの変数を用いて、通常の回帰分析を行う。(1b) もし一つの変数が和分過程に従って非定常であるという結論が得られた場合、その変数の差分を取って定常化した後で、通常の回帰分析を行う。(1c) 複数の変数が

5) ホームゲームとホームゲームの間隔は一週間の場合もあれば、数週間の場合もある。さらにシーズン終了から次のシーズン開始までは数ヶ月も空く。このように観測時点の間隔が不規則であるため、厳密には時系列データとはいえない。

6) 時系列分析における非定常性の問題については、大学院レベルの計量経済学の教科書ならば、そのほとんどが章を設けて説明している。より詳しくは Hayashi (2000) の第九章や Davidson and MacKinnon (2004) の第十四章などを参照のこと。

図2：変数の変動1（期間：2003年-2005年）

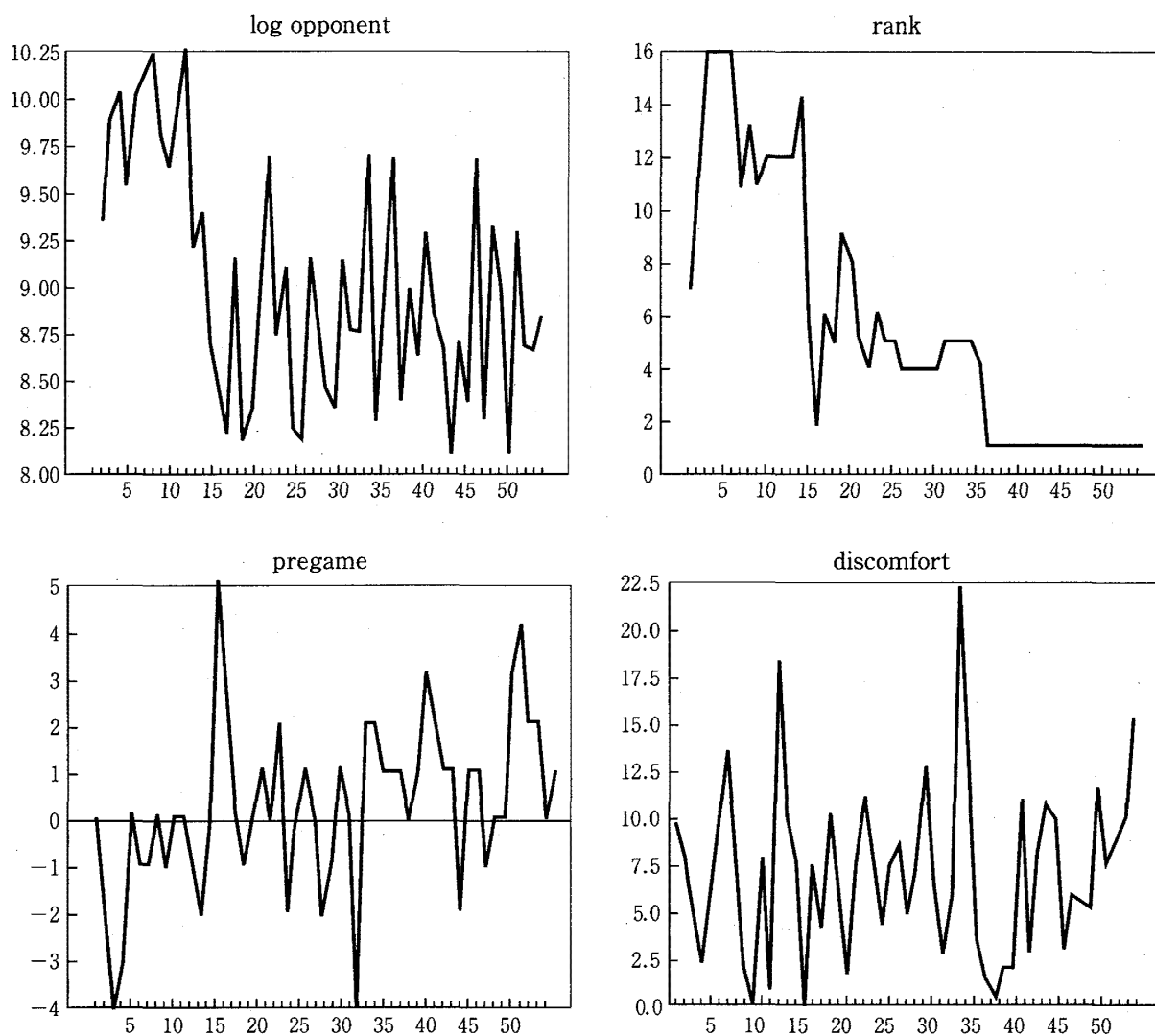


和分過程に従って非定常であるという結論が得られた場合、「共和分検定」という次の分析がさらに必要となる。共和分とは簡単に述べると、個別では非定常なデータ生成過程に従う変数でも、複数の変数をまとめてみると定常なデータ変動を示すようなケースである。共和分検定の結果に応じ、以下のような手順が取られる。(2a) 共和分が検出されなかった場合は、非定常であるとされた変数の差分をそれぞれ取って定常化し、回帰分析を行う。(2b) 共和分が検出された場合は“Error Correction Model”を推定する⁷⁾。

データの特性の事前分析における第一歩は、和分過程かどうかを調べることであり、その方法は「単位根検定」と呼ばれる。単位根検定のうち、もっとも広く知られているのは Dickey and Fuller (1979, 1981) による Dickey-Fuller Test (以下「DF テスト」) とその拡張版, Augmented

7) 後述のように、本稿で用いるデータに関して、単位根は検出されず、いずれも定常であると結論づけることができた。そのため、共和分検定は行っておらず、本文中では共和分検定の説明を省略した。共和分および共和分検定についての詳しい説明は、Hayashi (2000) の第十章や Davidson and MacKinnon (2004) の第十四章などを参照のこと。

図3：変数の変動2（期間：2003年-2005年）



Dickey-Fuller Test（以下「ADF テスト」）である。それ以外の代表的な単位根検定として、Phillips and Perron (1988) によって提唱された検定方法（以下「PP テスト」）があるが、PP テストは ADF テストよりも小標本でのパフォーマンスが劣るという指摘がある⁸⁾。よって、本稿では、単位根検定の手段として、DF テストと ADF テストを選択する。

DF テストおよび ADF テストは既に広く知られている検定方法なので詳細は省くが、簡単に説明すると次のような手順となる。例えば、 y という変数のデータ生成過程に関心があるとする。このとき、

$$\Delta y_t = \delta_0 + \gamma y_{t-1} + v_{1t}, \quad \text{wherer } \Delta y_t = y_t - y_{t-1}, \text{ and } v_{1t} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2) \quad (2)$$

というモデル、あるいはラグ付き内生変数を右辺に加えた

$$\Delta y_t = \delta_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta y_{t-i} + v_{2t} \quad (3)$$

というモデルなどを推定して、

$$H0: \gamma = 0, \quad H1: \gamma < 0$$

8) 例えば、Davidson and MacKinnon (2004, p. 623) やそこで引用されている文献を参照のこと。

という仮説について検定を行う。 H_0 は単位根の存在を肯定し、データ生成過程が非定常であることを意味する。一方、 H_1 は単位根の存在を否定し、データ生成過程が定常であることを意味する。ただし、上記 H_0 のもとで計算した t 値 (τ 値と呼ぶ) は t -分布に従わないため、Dickey と Fuller がモンテカルロ法によって導出した分布表を検定に用いることになる。これが DF テストおよび ADF テストであり、本稿では基本的にこれらを用いる。

ダミー変数を除くすべての変数について、(3)式のモデルを推定し、 $H_0: \gamma=0$ と $H_1: \gamma<0$ という仮説について、ADF テストを行った。後の回帰分析で自然対数を取る変数については、ADF テストでも自然対数を取ってある。なお、どの変数であれ、(3)式を推定する際、ラグ次数 q はあらかじめわかっていない。本稿では Hall (1994) に従い、 q の上限値 q^* を決めた後、(3)式のモデルを推定し、もし Δy_{t-q^*} が有意ならば $q=q^*$ とし、もし有意でなければラグを一つ減らし、最後のラグが有意になるまで同じ手順を繰り返す。 q^* の選択は、Hayashi (2000) に従って、 $12(T/100)^{1/4}$ を計算 (T はサンプル数) し、その整数部分、つまり 10 とした。ADF テストの結果は表 2 にまとめられている。*population* の対数と *rank* 以外の変数については、有意水準 5 % で定常であるという結論が得られた。

ただし、*population* と *rank* についてはさらに考察が必要である。なぜならば、図 2 および図 3 に見られるように、これら二変数のデータは構造変化を含んでいる可能性があるからである。DF テストと ADF テストの問題点の一つは、構造変化を考慮していないことである。Perron (1989) は、定常なデータ変動であっても、サンプル期間内の構造変化を無視して DF テストや ADF テストを行うと、誤って非定常であると診断される傾向が強いことを示した。それ以来、単位根検定では、構造変化を重視するようになってきている。Perron (1989) は構造変化の時点が既知であると仮定したが、最近の単位根検定では、構造変化の時点を未知であるとして扱うのが主流である。単位根検定と同時に、構造変化が発生した時点も併せて検定する方法は、Banerjee *et al.* (1992) や Zivot and Andrews (1992) によって提唱された。それら二つの検定方法はそれぞれ独立に開発されたものの、著者達自身が認めるように、両者は互いに非常に似通った検定方法である⁹⁾。本稿では、Banerjee *et al.* (1992) の提唱した検定方法 (以下「BLS テスト」) のうち、逐次検定を用いる。

BLS の逐次検定は次のようなモデルを推定することから始まる。

$$\Delta y_t = \mu_0 + \mu_1 \tau_{1t}(k) + \mu_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t, \\ \text{where } e_t \sim \text{IID}(0, \sigma_e^2) \quad (4)$$

ここで、 t はトレンド項であり、本稿では $\tau_{1t}(k)$ を以下のように定義する。

$$\tau_{1t}(k) = \begin{cases} 1 & \text{if } t \geq k. \\ 0 & \text{if } t < k. \end{cases}$$

9) Perron (1997) も構造変化を考慮した単位根検定を提唱したが、Banerjee *et al.* (1992) や Zivot and Andrews (1992) の検定方法と似通っており、著者自身もそれらの研究を補完するものであると述べている。

表2：ADF テストによる単位根検定の結果

変 数	ラグ	τ -値	結果	変 数	ラグ	τ -値	結果
<i>log attend</i>	2	-4.495	定 常	<i>log opponent</i>	9	-4.161	定 常
<i>log price</i>	2	-3.152	定 常	<i>pregame</i>	0	-5.100	定 常
<i>log output</i>	1	-3.581	定 常	<i>rank</i>	7	-2.529	非定常
<i>log population</i>	0	-0.344	非定常	<i>discomfort</i>	0	-5.518	定 常

注：各結果は有意水準5%で得られたものである。

これは定数項に関して k の時点で構造変化が起こったことを意味する。BLS の逐次検定では、推定に使えるサンプル数を T とすると、 $m/T=0.15$ くらいになるように、 m というパラメータを定める。そして、 k の値を m から $T-m$ まで一ずつ増やして(4)式を繰り返し推定し、上述の ADF テストの統計量を取り、その最低値をもとに単位根検定を行うのである。構造変化を考慮した BLS テストを使う利点は、定常なデータ生成過程を非定常であると誤って結論づける可能性を低くできることである。

BLS テストの欠点があるとすれば、サンプル期間内に構造変化が一度しかなかったと想定することであろう。この制約は、チーム順位を測る変数 *rank* へ BLS テストを適用する際に問題となる。オフシーズンの戦力補強に加え、新しいシーズンが始まると順位がいったんリセットされるので、2003年から2005年のサンプル期間内で二度の構造変化があったといえるからである。データに関していうと、最初の14個の観測値が2003年の成績にあたる¹⁰⁾。もう一つの構造変化点は、2005年の順位を使い始める、34個目の観測値である。この三年間の順位変動をみれば、J1で下位低迷した2003年、J2で五位前後をキープした2004年、J2で優勝した2005年という分け方ができる。とくに2005年の場合、開幕から六連勝、二つの引き分けを挟めば11試合連続で負けなしであり、シーズン中は首位を独走した。したがって、54個の観測値のうち、2005年の成績にあたる最後の21個分のサブサンプルに関して、*rank* は定常であったとみなしてかまわないであろう。そこで、*rank* については最初の33個の観測値にあたるサブサンプルを用いることにする。一方、*population* については全サンプルを用いて、BLS の逐次検定を行う。

それらの結果は表3にまとめられている。京都市の人口を測る *population* に関しては、36番目の観測値で構造変化が有意に検出されている。データをみれば、人口はこの時期に146万2,752人から146万6,418人へと3,666人も増加している。なお、35番目の観測値は2005年3月の人口であり、36番目の観測値は同年4月の人口である。京都には大学が多いことを考えると、学年の変わる時期に人口の構造変化が起こったという検定結果は妥当である。*rank* に関しては、予想通り、15番目の観測値で構造変化が有意に検出された。以上のように、BLS の逐次検定は構造変化点を正しく探し出したといえよう。さらに、その構造変化を考慮して行った単位根検定では、

10) 2003年に西京極スタジアムで催されたリーグ戦は13試合である。くわえて、2004年の開幕戦は地元開催だったので、この試合直前の順位にも2003年の成績を使った。よって、2003年の成績から取った *rank* 観測値は14個になる。

表3：BLS テストの逐次検定による単位根検定の結果

変 数	時点	構造変化の検定			単位根の検定	
		F-統計量	p-値	結 果	τ -値	結 果
<i>log population</i>	36	165.335	0.00%	構造変化あり	-9.816	定常
<i>rank</i>	15	26.461	0.00%	構造変化あり	-5.46831	定常

先ほどの ADF テストの結果と異なり、*population* も *rank* も定常であるという検定結果が得られた。したがって、本節では、全ての変数が定常なデータ生成過程に従うと結論づける。

5 モデルの選択

前節でみたように、いずれの変数の変動も、定常なデータ生成過程に従っている。そこで次のステップとして、通常の回帰分析に移ることができる。(1)式で表されるモデルは、独立変数を明示すると、次のように書ける。

$$\begin{aligned} \log attend_t = & \beta_0 + \beta_1 \log price_t + \beta_2 \log output_t + \beta_3 tv_t \\ & + \beta_4 \log population_t + \beta_5 \log opponent_t + \beta_6 pregame_t + \beta_7 rank_t \\ & + \beta_8 discomfort_t + \beta_9 rain_t + \beta_{10} weekday_t + \beta_{11} kansai_t \\ & + \beta_{12} special_t + \beta_{13} goldweek_t + u_t. \end{aligned} \quad (5)$$

回帰分析の手順としては、最初にできるだけ多くの説明変数を含んだ(5)式を推定する。その推定結果から、*p*-値を基準に最も有意でない変数の一つを除き、モデルを再推定する。有意水準10%で効いている変数だけから成るモデルを得るまで、その作業を繰り返す。その結果、次のモデルへ到達した。

$$\begin{aligned} \log attend_t = & \beta'_0 + \beta'_1 \log price_t + \beta'_2 \log output_t + \beta'_3 tv_t \\ & \beta'_9 rain_t + \beta'_{10} weekday_t + \beta'_{12} special_t + u'_t. \end{aligned} \quad (6)$$

このモデルにいたるまでの過程で七通りのモデルを推定し、計九通りのモデルを推定した。そのなかで、自由度修正済み決定係数が最も高くなったのは次のモデルであった。

$$\begin{aligned} \log attend_t = & \beta''_0 + \beta''_1 \log output_t + \beta''_3 tv_t \\ & + \beta''_5 \log opponent_t + \beta''_9 rain_t + \beta''_{10} weekday_t + \beta''_{11} kansai_t \\ & + \beta''_{12} special_t + \beta''_{13} goldweek_t + u''_t. \end{aligned} \quad (7)$$

以上の(5)式から(7)式までを基本とし、*F*-検定で一つのモデルを選ぶ。

(5)式から(7)式までの推定結果は次の通りである。括弧内の数値は標準誤差、D.F. は自由度、SSR は残差の二乗和、 $\bar{R}^2$ は自由度修正済み決定係数である。また、有意な推定値は*で示されており、10%で有意なら一個、5%で有意なら二個の*がついている。

$$\begin{aligned} \widehat{\log attend_t} = & 119.358 - 14.552 \log price_t - 1.457 \log output_t + 0.094 tv_t \\ & - 3.853 \log population_t + 0.082 \log opponent_t - 0.017 pregame_t - 0.001 rank_t \\ & (240.913) \quad (11.925) \quad (1.138) \quad (0.071) \\ & (17.699) \quad (0.068) \quad (0.021) \quad (0.011) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -0.003 \text{ discomfort}_i - 0.541^{**} \text{rain}_i - 0.254^{**} \text{weekday}_i + 0.220 \text{ kansai}_i, \\
& \quad (0.008) \quad (0.137) \quad (0.119) \quad (0.170) \\
& + 0.631^{**} \text{special}_i + 0.109 \text{ goldweek}_i, \\
& \quad (0.156) \quad (0.136) \\
& D. F.=40, \quad SSR=1.884, \quad \bar{R}^2=0.531.
\end{aligned} \tag{8}$$

$$\begin{aligned}
\log \widehat{\text{attend}}_i &= 99.333^{**} - 23.504^{**} \log \text{price}_i - 2.195^{**} \log \text{output}_i + 0.114^{*} \text{tv}_i \\
& \quad (32.695) \quad (9.926) \quad (0.813) \quad (0.066) \\
& - 0.534^{**} \text{rain}_i - 0.313^{**} \text{weekday}_i + 0.577^{**} \text{special}_i, \\
& \quad (0.131) \quad (0.112) \quad (0.134) \\
& D. F.=47, \quad SSR=2.172, \quad \bar{R}^2=0.540.
\end{aligned} \tag{9}$$

$$\begin{aligned}
\log \widehat{\text{attend}}_i &= 74.932^{**} - 17.490^{*} \log \text{price}_i - 1.525^{*} \log \text{output}_i + 0.110^{*} \text{tv}_i \\
& \quad (32.824) \quad (10.083) \quad (0.869) \quad (0.065) \\
& + 0.085 \log \text{opponent}_i - 0.535^{**} \text{rain}_i - 0.267^{**} \text{weekday}_i, \\
& \quad (0.056) \quad (0.128) \quad (0.112) \\
& + 0.241 \text{ kansai}_i + 0.597^{**} \text{special}_i + 0.135 \text{ goldweek}_i, \\
& \quad (0.160) \quad (0.131) \quad (0.138) \\
& D. F.=44, \quad SSR=1.922, \quad \bar{R}^2=0.565.
\end{aligned} \tag{10}$$

以上の結果を元に、まず(5)式のモデルと(7)式のモデルから取捨選択するため、(5)式のモデルに次のようなパラメータ制約を課し、 F -検定した。

$$H_0: \beta_4 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0,$$

$$H_1: \beta_i \neq 0 \text{ for } i=4, 6, 7, \text{ and/or } 8.$$

このとき、 F -値は0.203であり、この H_0 を棄却できる有意水準は93.5%であった。よって、5%や10%といった通常の有意水準では、 H_0 のパラメータ制約を棄却できず、(7)式のモデルが採択されることになる。次に、(6)式のモデルと(7)式のモデルから取捨選択するために、(7)式のモデルに以下のパラメータ制約を課して F -検定を行った。

$$H_0: \beta_5' = \beta_{12}' = \beta_{13}' = 0,$$

$$H_1: \beta_i \neq 0 \text{ for } i=5, 12, \text{ and/or } 13.$$

このとき F -値は2.296となり、有意水準10%で H_0 を棄却できた。よって、 H_0 のパラメータ制約は棄却され、(7)式のモデルが選択された。以上のように、(5)式のモデルに対しても、(6)式のモデルに対しても、(7)式のモデルが選択された。次節では(7)式のモデルの推定結果を吟味する。

6 回帰分析の結果

モデル(7)式の推定結果は、(10)式のみならず、表4にもまとめられている。なお、表中の p -値とは、それぞれの変数について係数が0であるという H_0 を両側検定で棄却できる有意水準である。つまり、それぞれの変数が効いていると結論づけられる有意水準のことであり、一般的にいて、 p -値の高い変数は無視してよいと判断される。表4の結果によれば、九つの説明変数のうち、三変数が10%で有意でない。しかしながら、その三変数のうち、対戦相手の集客力を測る *opponent* と在阪チームとの対戦を表す *kansai* の二変数については、 p -値が10%台前半である。後で見るように、これらの p -値は、予想される符号条件から片側検定すれば、10%で有意に転じる水準である。したがって、有意と言いがたいのは、ゴールデンウィークのダミー変数

goldweekのみであるということになる。以下、個別の変数について、推定結果を吟味していく。

モデル(7)式において、 $\log price$ の係数である β_1' は、スタジアム観戦に対する需要の価格弾力性を測っている。表4の結果によれば、その推定値は予測された通り、負の符号を持っている。この推定結果は、価格が上がれば需要は減るという需要法則と合致する。1の推定値は-17.49であるが、標準誤差が10以上もあるので、点推定の値をそのまま受け容れることには注意を要する。信頼係数90%で β_1' の信頼区間を計算すると、

$$-34.432 \leq \beta_1' \leq -0.548$$

となり、実際にかかなり広い範囲の値を取る。確認のため、スタジアム観戦に対する需要が価格について弾力的かどうかを

$$H_0: \beta_1' = -1, \quad H_1: \beta_1' < -1$$

という仮説を立てて、片側検定してみた。その結果、 H_0 のもとで t -値は-1.635となる。他方、自由度44の t -分布において、片側5%の有意点は ± 1.680 であり、片側10%の有意点は ± 1.301 である。したがって、有意水準10%でならば、 H_0 を棄却でき、「スタジアムでのサッカー観戦に対する需要は価格弾力的である」と結論づけることができる¹¹⁾。

京都の住民の所得変動が入場者数に与える影響を測る目的で説明変数に入れた *output* も、表4に示されているように、有意水準10%で効いている。 β_2 の推定値は負の値であるので、所得が上がればスタジアムでの観戦に対する需要が減るということになる。

$$H_0: \beta_2' = 0, \quad H_1: \beta_2' < 0$$

という仮説を片側検定すれば、有意水準5%で H_0 を棄却でき、「サッカー観戦は劣等財である」という結論を得る。西京極スタジアムでのサッカー観戦が劣等財であるということは、京都の住民にとって、お金さえ出せば、より魅力のある他の娯楽が利用可能であることを示唆する。海外の先行研究においても、スタジアムでのスポーツ観戦が劣等財であると結論づける実証研究は存在する。例えば、アメリカンフットボールのNFLを対象にした Welki and Zlatoper (1994) や オージーフットボールのAFLを対象にした Borland and Lye (1992) らがそうである。後者はその結果について、所得が増えるほど、多様な娯楽を消費できるので、スポーツ観戦の需要が減少するのだという解釈を与えている。

劣等財であるということは、代替効果と所得効果が逆の方向に働くということである。そのような場合でも、ギッフェン財のような特殊なケースでない限り、代替効果のサイズは所得効果のサイズを上回る。ここで注目すべきは、上述のように「スタジアムでの試合観戦に対する需要は価格について弾力的である」という結論も得られていることである。これは代替効果のサイズが所得効果のサイズに比べて、かなり大きいことを意味する。分析に利用した集計データが個人間

11) Marburger (1997) は理論モデルを用いて、リーグの利潤が最大化されているならば、価格は需要の非弾力的な範囲で設定されることを示した。そのモデルを前提とするならば、京都サンガの場合、クラブの利潤が最大化されるように入場券の価格が設定されていない可能性がある。この点に関しては、さらなる研究分析が必要である。

表4：選択されたモデル(7)式の推定結果 被説明変数：log attend

変 数	予想される符号	係数推定値	標準誤差	t 値	p- 値
定数項	≥ 0	74.932	33.824	2.215	3.20%
log price	≤ 0	-17.490	10.083	-1.735	8.98%
log output	不明	-1.525	0.869	-1.754	8.64%
tv	不明	0.110	0.065	1.688	9.86%
log opponent	≥ 0	0.085	0.056	1.534	13.23%
rain	≤ 0	-0.535	0.128	-4.167	0.01%
weekday	≤ 0	-0.267	0.112	-2.372	2.21%
kansai	≥ 0	0.241	0.160	1.500	14.07%
special	≥ 0	0.597	0.131	4.561	0.00%
goldweek	≥ 0	0.135	0.128	1.055	29.72%

注：自由度は44，自由度修正済み決定係数は56.5%。

の嗜好の違いを無視していることを考え合わせると、大きな代替効果はサッカー観戦の代替財がバラエティに富んでいることを示唆しているように思われる。つまり、 β_1' と β_2' の推定結果から類推されることは、京都の住民にとって(1)サッカー観戦は幅広い娯楽の選択肢のなかのたった一つに過ぎず、(2)サッカー観戦よりも魅力的な娯楽が多数存在するということである。

テレビの中継を表すダミー変数 *tv* の符号は、表4に示されているように、正である。この係数について、

$$H_0 : \beta_3'' = 0, \quad H_1 : \beta_3'' > 0$$

という仮説を片側検定すると、有意水準5%で H_0 を棄却できる。つまり、テレビの生中継は入場者数を増やす効果を持つのである。単にテレビ局と一般の観客が同じ基準で試合を選んでいるという可能性も否定できないが、テレビ中継が番組宣伝などを通じて試合自体の広告をしていることを示唆する結果となっている。テレビの生中継がスタジアムの入場者数に対して正の効果を持つことを実証した先行研究も海外の文献に散見される。そのような先行研究の例として、Welki and Zlatoper (1994) や Czarnitiki and Stadtmann (2002) が挙げられる。現在、京都サンガの試合はKBS京都で中継されているので、入場者数の確保・増加のためには、このような中継を継続・強化していくことが望まれる。

対戦相手の集客力を測る *opponent* の係数は、表4の結果によれば、正となっており、予想と合致する。表中の *p*-値は13.2%であるが、これは両側検定をベースにした結果であることに注意したい。もともと符号の予想が正なので、

$$H_0 : \beta_5'' = 0, \quad H_1 : \beta_5'' > 0$$

という仮説を片側検定してみると、*t* 値は1.534 となり、 H_0 を有意水準10%で棄却できる。つまり、有意水準10%で集客力の強い相手と対戦すれば、入場者数は増えると結論づけることができるのである。したがって、京都サンガにとって、人気の高いチームが多いJ1に残ることは観

客数の確保に意味を持つ。また、J1に留まりつつ、観客数をさらに増加させるためには、リーグ全体でサッカー観戦の普及に努めていくことも必要である。

雨のダミー変数 *rain* は、表4に示されているように、有意であり、その係数は予想通り負の値を取る。雨が降れば、入場者が有意に減少するということである。この結果は、イギリスのサッカーにおいて、天候が入場者数に与える影響を否定した Peel and Thomas (1988) および Baimbridge *et al.* (1996) の実証結果と異なる。後者は、テイラー報告 (Taylor Report) 以後のスタジアム改修によって、入場者数が天候に左右されなくなったのではないかと類推している¹²⁾。京都サンガの場合も、スタジアムに雨天対策を施せば、入場者数を雨で減らすことを避けられる可能性は高い。ただし、雨天対策が効果を持たないとする実証研究も海外文献に存在する。例えばアメリカンフットボールのNFLでは、Welki and Zlatoper (1994) が、ドーム球場での試合が入場者数に与える影響は有意でないことを実証している。このような研究報告もあるので、スタジアムに屋根をつけるという雨天対策が有効であるかどうかについて、さらなる調査が必要である。

平日の試合を表すダミー変数 *weekday* も有意であり、その符号は予想通り負である。

$$H_0: \beta_{10} = 0, \quad H_1: \beta_{10} < 0$$

という仮説を片側検定すれば、有意水準5%で H_0 を棄却できる。つまり「平日の試合は入場者数を減らす」と結論づけられる。京都サンガだけで試合日程を決めるわけにはいけないので、リーグ全体で、できる限り平日を避けるような日程を組むことが求められる。

在阪チームとの対戦を表す *kansai* は、表4では有意水準10%で有意でないが、

$$H_0: \beta_{11} = 0, \quad H_1: \beta_{11} > 0$$

という仮説について片側検定すれば、有意水準10%で H_0 を棄却できる。つまり、有意水準10%で「在阪チームとの対戦は入場者数を増やす」と結論づけられるのである。在阪チームとの対戦を「京阪ダービー」のように盛り立てることができれば、入場者数の増加が期待できる。

加えて、*special* と *goldweek* の係数の推定結果からは、J2降格やJ1昇格、優勝がかかった特別な試合では、入場者数が有意に増えるということが実証される一方、大型連休だからといって入場者数が有意に伸びないことが示されている。本節でそれぞれの結論を導く際に用いた片側検定の結果は、表5にまとめられている。

最後に自由度修正済み決定係数についてふれておく。自由度修正済み決定係数は0.565である。これはスタジアム入場者数（の対数をとったもの）の変動のうち、半分近くの割合が説明できていないということである。しかしながら、海外の先行研究でも、スタジアムの入場者数やその自然対数を被説明変数とした回帰分析では、自由度修正済み決定係数は0.5前後のことが多い。そのような先行研究の例として、推定方法や説明変数の違いはあるが、Bhattachaya and Smyth

12) 1989年4月、ヒルズブラでのFAカップ準決勝戦で、過度の混雑により、96名の死者を出す事故が起きた。それを受けて、立ち見席撤廃など、サッカー競技場の改善勧告を柱とする文書が、テイラー卿によって監修された。これがテイラー報告である。

表5：モデル(7)式の推定結果に基づく片側検定の結果

変 数	H_1	H_0	t - 値	p - 値	結 論
<i>price</i>	$\beta_1'' = -1$	$\beta_1'' < -1$	-1.635	5.46%	観戦の需要は価格弾力的。
<i>output</i>	$\beta_2'' = 0$	$\beta_2'' < 0$	-1.754	4.32%	スタジアムでの観戦は劣等財。
<i>tv</i>	$\beta_3'' = 0$	$\beta_3'' > 0$	1.688	4.93%	テレビ中継は宣伝効果を持つ。
<i>opponent</i>	$\beta_4'' = 0$	$\beta_4'' > 0$	1.534	6.62%	人気チームとの対戦は入場者が増える。
<i>rain</i>	$\beta_5'' = 0$	$\beta_5'' < 0$	-4.167	0.01%	雨天の試合は入場者が減る。
<i>weekday</i>	$\beta_{10}'' = 0$	$\beta_{10}'' < 0$	-2.372	1.11%	平日の試合は入場者が減る。
<i>kansai</i>	$\beta_{11}'' = 0$	$\beta_{11}'' > 0$	1.500	7.03%	在阪チームとの対戦は入場者が増える。
<i>special</i>	$\beta_{12}'' = 0$	$\beta_{12}'' > 0$	4.561	0.00%	特別な試合は入場者が増える。
<i>goldweek</i>	$\beta_{13}'' = 0$	$\beta_{13}'' > 0$	1.055	14.86%	大型連休に入場者は増えない。

注：各結論を導く際、 p - 値が10%未満の場合のみ、 H_0 を棄却した。

(2003), Borland and Lye (1992), Falter and Pérignon (2000), Wilson and Sim (1995) などが挙げられる。Peel and Thomas (1988) にいたっては、一部リーグについての推定では0.31と低い。ただし、その一方で、Owen and Weatherton (2004) のように自由度修正済み決定係数が0.8を超えているケースもある。彼らのモデルでは説明変数が27個あるが、推定に利用できる観測値が54しかない本稿のサンプルでは、このように説明変数を増やすことは、意味のある自由度を確保するという点から不可能である。例えば、京都サンガがJリーグでプレーを開始した1996年からのデータを入手できれば、サンプル期間を長くでき、より多様な説明変数を試すことでモデルの説明力を改善できるであろう。

7 結 論

日韓共催ワールドカップ後の2003年から2005年のサンプル期間で、西京極スタジアムにおける京都サンガの試合観戦に対する需要を分析してみた。まず注目すべきは、「スタジアム観戦に対する需要は価格弾力的」であり、「スタジアム観戦は劣等財」であるという結果である。これらの結果から、京都の住民にとって、サッカーは数ある娯楽のうちの一つに過ぎず、もう少しのお金さえ出せば、より魅力的な他の娯楽を享受できることが示唆されている。この点を考慮すると、京都サンガの試合観戦の魅力を高めない限り、公的資金を投じた新規スタジアム建設に関して、京都市民や府民から広く合意を得ることは難しいであろう。

入場者数を増やしていくためには、いくつかの方策がある。それらを箇条書きすると、次のようになる。

- ・テレビ中継の機会を確保・維持する。
- ・人気チームとの対戦機会が多いJ1に留まれるような戦力を備える。
- ・サポーター優遇などで、シーズンチケットの販売促進を行う。

- ・在阪チームとの対戦を「京阪ダービー」のような形で、育てて宣伝する。
- ・平日の試合を避ける試合日程を組むよう、リーグに働きかける。
- ・スタジアムの雨対策を行う。

ただし、雨対策については、ドーム型球場が観客動員数アップにつながらないという海外での先行研究もあるので、費用対効果をみながら、鹿島スタジアムやヤマハスタジアムのように一部だけを屋根で覆うのがよいのかなど、どのような対策が望ましいのかについて考察する必要がある。

以上の案は誰でも思いつけることであり、まだ改善すべき点が他にもあるはずである。自由度修正済み決定係数が示唆するように、入場者数に影響を与える要因の大半を本稿の分析がカバーできているわけではない。今回の分析では、データの入手しやすさから京都サンガの公式ホームページを主なデータソースとした。しかし、そのため、サンプル期間が2003年から2005年といった短いものになってしまい、自由度確保の点から、説明変数を大きく増やすことができなかった。より詳しく需要の変動要因を分析するには、例えば、チームがJリーグに加盟した当初からのデータを入手するなどして、サンプル期間を延ばす必要がある。推定に利用できる観測値の数を増やせば、自由度を確保でき、より多様な説明変数を試してモデルを改良することができる。京都サンガの観客動員などについて、より深い提言をするのは、モデル改良を含め、今後の研究課題としたい。

付 論

本文で用いた変数の記号とデータの出典を表6にまとめた。「京都サンガ」は京都パープルサンガ公式ホームページ、「Jリーグ」はJリーグ公式ホームページ、「京都新聞」は京都新聞縮刷版 CD-ROM、統計京都は京都府発行の『統計京都』各号をそれぞれ指す。

表6：変数の説明とデータの出所

記 号	変 数 の 説 明	データの出典
<i>attend</i>	西京極スタジアム入場者数	京都サンガ
<i>price</i>	S席メイン当日券の実質価格 S席メインの当日券価格 消費者物価指数（京都市）	京都新聞 統計京都
<i>output</i>	鉱工業生産指数（京都府）	統計京都
<i>poplation</i>	京都市の人口	統計京都
<i>opponent</i>	対戦相手の平均入場者数	Jリーグ
<i>pregame</i>	前節の試合結果（得失点差）	京都サンガ
<i>rank</i>	前節終了時の順位	京都新聞
<i>discomfort</i>	試合時の不快指数と70の乖離の絶対値 試合当日のスタジアムの気温	京都サンガ

	試合当日のスタジアムの湿度	京都サンガ
<i>tv</i>	地上波によるテレビ生中継で1を取るダミー変数	京都新聞
<i>rain</i>	雨天の試合で1を取るダミー変数	京都サンガ
<i>weekday</i>	平日の試合で1を取るダミー変数	京都サンガ
<i>kansai</i>	在阪チームとの対戦で1を取るダミー変数	京都サンガ
<i>special</i>	降格・昇格・優勝に絡む試合で1を取るダミー変数	京都新聞

参 考 文 献

- [1] Baimbridge, Mark, Samuel Cameron, and Peter Dawson. "Satellite Television and the Demand for Football: A Whole New Ball Game?" *Scottish Journal of Political Economy*, 43 (1996), 317-333.
- [2] Banerjee, Anindya, Robin L. Lumsdaine, James H. Stock. "Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence." *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (1992), 271-287.
- [3] Bhattacharya, Mita, and Russell Smyth. "The Game is not the Same: the Demand for Test Match Cricket in Australia." *Australian Economic Papers*, 42 (2003), 77-90.
- [4] Borland, Jeff, and Jenny Lye. "Attendance at Australian Rules Football: a Panel Study." *Applied Economics*, 24 (1992), 1053-1058.
- [5] Czarnitzki, Dirk, and Georg Stadtmann. "Uncertainty of Outcome versus Reputation: Empirical Evidence for the First German Football Division." *Empirical Economics*, 27 (2002), 101-112.
- [6] Davidson, Russell, and James G. MacKinnon. *Econometric Theory and Method*, New York: Oxford University Press, 2004.
- [7] Dickey, David A., and Wayne A. Fuller. "Distributions of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, 74 (1979), 427-431.
- [8] Dickey, David A., and Wayne A. Fuller. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, 49 (1981), 1057-1072.
- [9] El-Hodiri, Mohamed, and James Quirk. "An Economic Model of a Professional Sports League." *Journal of Political Economy*, 79 (1971), 1302-1319.
- [10] Falter, Jean-Marc, and Christophe Pérignon. "Demand for Football and Intramatch Winning Probability: An Essay on the Glorious Uncertainty of Sports." *Applied Economics*, 32 (2000), 1757-1765.
- [11] Forrest, David, Robert Simmons, and Babatunde Buraimo. "Outcome Uncertainty and the Couch Potato Audience." *Scottish Journal of Political Economy*, 52 (2005), 641-661.
- [12] García, Janume, and Plácido Rodríguez. "The Determinants of Football Match Attendance Revisited: Empirical Evidence from the Spanish Football League." *Journal of Sports Economics*, 3 (2002), 18-38.
- [13] Granger, C. W. J., and Paul Newbold. "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics*, 2 (1974), 111-120.
- [14] Hall, Alastair. "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection." *Journal of Business and Economic Statistics*, 12 (1994), 461-470.
- [15] Hayashi, Fumio. *Econometrics*, New Jersey: Princeton University Press, 2000.

- [16] Marburger, Daniel R. "Optimal Ticket Pricing for Performance Goods." *Managerial and Decision Economics*, 18 (1997), 375-381.
- [17] Narayan, Paresh Kumar, and Russell Smyth. "The Race that Stops a Nation: The Demand for Melbourne Cup." *Economic Record*, 80 (2004), 193-207.
- [18] Owen, P. Dorian, and Clayton R. Weatherton. "Uncertainty of Outcome and Super 12 Rugby Union Attendance: Application of a General-to-Specific Modelling Strategy." *Journal of Sports Economics*, 5 (2004), 347-370.
- [19] Peel, David, and Dennis Thomas. "Outcome Uncertainty and the Demand for Football: an Analysis of Match Attendances in the English Football League." *Scottish Journal of Economics*, 35 (1988), 242-249.
- [20] Perron, Pierre. "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis." *Econometrica*, 57 (1989), 1361-1401.
- [21] Perron, Pierre. "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables." *Journal of Econometrics*, 80 (1997), 355-385.
- [22] Phillips, Peter C., and Pierre Perron. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75 (1988), 335-46.
- [23] Welki, Andrew M., and Thomas J. Zlatoper. "US Professional Football: The Demand for Game-Day Attendance in 1991." *Managerial and Decision Economics*, 15 (1994), 489-495.
- [24] Wilson, Peter, and Benson Sim. "The Demand for Semi-Pro League Football in Malaysia 1989-91: a Panel Data Approach." *Applied Economics*, 27 (1995), 131-138.
- [25] Zivot, Eric, and Donald W. K. Andrews. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (1992), 251-270.

(受付 2006年5月30日)