カレンダー上の休日配置に着目した 都市間旅行の実施と宿泊日数選択モデルの検討

田村 祐介1·山口 裕通2·中山 晶一朗3

¹学生会員 金沢大学 自然科学研究科環境デザイン学専攻(〒920-1192石川県金沢市角間町) E-mail:tamura-yusuke@stu.kanazawa-u.ac.jp

2正会員 金沢大学助教 理工研究域地球社会基盤学系(〒920-1192 石川県金沢市角間町)

E-mail: hyamaguchi@se.kanazawa-u.ac.jp

3正会員 金沢大学教授 理工研究域地球社会基盤学系 (〒920-1192 石川県金沢市角間町)

E-mail: nakayama@se.kanazawa-u.ac.jp

我が国においては、ゴールデンウィークやシルバーウィークといった、祝日・休日によってカレンダー上の休日が連続する時期に多くの長距離旅行が集中している。それでは、祝日の配置によって、どのように人々の旅行発生と旅行先・宿泊日数の選択行動に影響を与えるのであろうか?この疑問に答えることは、2020年の東京オリンピック時に実施したような祝日を移動させる効果を定量的に明らかにすることを意味し、「休日配置」の面から我が国の観光振興に向けた施策を検討できる可能性がある。本研究では、この疑問に回答しつつ定量的に予測できるモデルを検討する。本稿では、携帯電話のGPS記録をもとに集計して作成される混雑統計データを用いて推計した、宿泊日数別の国内旅行者数データからその特徴を明らかにしたうえで、大まかな特徴を俯瞰していく。

Key Words: mobile phone location data, long-distance travel, time-series model

1. はじめに

我が国の観光や帰省を目的とした非ビジネスの長距離 旅行は、8月中旬のお盆や年末年始、ゴールデンウィークやシルバーウィークといった時期に集中する傾向がある。これらの期間におけるカレンダーによって決まる休日は、日付と曜日の組み合わせが毎年異なることから、その連休の長さは大きく異なり、それに合わせて交通機関の混雑状況は大きく異なる特徴がある。そして、連休の長さによって、我々の旅行行動も大きく変わり、その旅行日数や旅行先も大きく異なるであろう。

過去には、このことを踏まえて、カレンダー上の休日配置を変更する施策も実施されてきた。直近では、2020年は、海の日・スポーツの日・山の日がそれぞれ変更された。これは、開催予定であった東京オリンピックの開会式・閉会式の前後に祝日を移動させることで、アスリート、観客等の円滑な輸送や経済活動、混雑緩和等を図ることが目的であったが、オリンピック開催によって混雑が予想される期間に連休を設定することによって、都心の通勤や業務活動に伴う交通量を減らすとともに、地方部への旅行行動も促進した可能性がある。それより前

には,2000年に「ハッピーマンデー制度」として,国民 の祝日の一部を特定週の月曜日に移動させる法改正が行 われた.この法改正は、3連休を増やすことで余暇活動 を促進する趣旨の下に行われたものである. 現時点では, 成人の日、海の日、敬老の日とスポーツの日の4つの国 民の祝日が、日付ではなく1月第2月曜日(成人の日)と いうように月曜日に固定されることとなった. その結果, 土日と合わせて、毎年複数回の3連休が定期的に設定さ れることになった. さらに、敬老の日が9月第3月曜日と なったことに加えて、国民の休日に関する法律の規定 (その前日及び翌日が『国民の祝日』である日(日曜日 にあたる日及び前項に規定する休日にあたる日を除く。) は、休日とする。)によって、カレンダーの配置によっ て長期の連休が設定されるようになった. これまでは、 2009年と2015年に5連休(9/19-9/23)であり、2020年は4連 休 (9/19-9/22) であった.

それでは、カレンダー上の連休の配置によって、人々はどのように旅行行動を変えるのであろうか?これに定量的かつ精度よく回答できるモデルがあれば、カレンダー上の休日を変更しながら我が国の観光を促進する施策や、2020年のオリンピック向けに実施された祝日配置変

更の施策の効果分析をより効率的に実施できる可能性がある. さらに、観光産業等を通じた地方への波及効果を計測することを考えると、連休の長さや配置が換わった場合に、1回の旅行の日数や旅行先がどのように変わるのか?といった視点も重要である.

このような人々の行動変化を扱うためには、複数の連休の情報を観測した長期間かつ、複数の地域旅行記録データの利用が求められる。そこで、本稿では、膨大なサンプル数から長期間の長距離移動行動量を扱いつつ長期間の日々のトレンドも把握することができる携帯電話GPSデータを用いていく。そして、カレンダー効果を考えた旅行発生モデルを設計していくために、以下の3点に答える情報を抽出していく: A) 我が国における旅行日数ごとの旅行行動量の推移の基本的な時系列推移はどのようなものか?, B) 旅行日数と連休との間にはどのような関係・規則性があるか?, C) 連休長によって旅行先ごとの集中量の差異はどのあるか?

2. 利用データとその基礎集計

(1) 混雑統計®データの概要

本研究では、株式会社ゼンリンデータコムが販売している混雑統計[®]データを利用して分析を行う.

この「混雑統計®」データは、NTTドコモが提供するアプリケーションの利用者より、許諾を得た上で送信されるGPS位置情報を、NTTドコモが総体的かつ統計的に加工を行った人の流れの集計データである。元となる情報は、通信が不可能な時などを除き、最短5分間隔で送信されるGPSによる緯度経度情報である。そして、携帯電話利用ユーザーごとの識別IDがついた位置情報を、NTTドコモが総体的かつ統計的に加工を行ったものであり、個人を特定できないよう十分に処理を施したうえで販売・提供されたデータである。

(2) 旅行日数ごとの旅行者数の時系列推移データ

本研究では、混雑統計[®]データの仕組みで、旅行日数 ごとの旅行者数を把握できるように集計したデータを用いる。まず、位置情報データから、滞在と移動を判定したうえで、(自宅位置に相当すると考えられる)主拠点に相当する位置を識別IDごとに推測する手法は、山口ら[®]で記されたものと同じアルゴリズム・パラメータの設定を含めて同様である。

具体的には、「滞在」状態を、半径300m以上の同心円 内に15分以上連続して測位され続ける状態と定義し、 「滞在」あるいは長期間で観測されていない状態以外の

「滞在」あるいは長期間で観測されていない状態以外の 測位点列を,「移動」の情報と判定した.そして,識別 IDごとに月ごとに「最も滞在が観測された日数が多い中 で、最も合計滞在時間が長い」滞在地点を主拠点とする. 本研究向けのデータでは、各識別IDごとに導出した移動・滞在・主拠点の情報から、都道府県外をまたぐツアーを集計した情報を用いていく。まず、「ツアー」を主拠点を出発してから同じ主拠点に戻ってくるまで(あるいは記録が長時間途切れるまで)の、複数の移動と滞在の集合であるとする.

ここで、この「ツアー」の数を集計したデータを用いていく。具体的には、宿泊数がnであり、都道府県pにおいて、d日に1回以上「滞在」が観測された、都道府県p以外に主拠点があるユーザーによるツアー観測数を $T_{d,n,p}$ として、この集計値を用いる。なお、解析をする際には、サンプル数が時々刻々と変化しているため、d日に1回以上の「滞在」が観測されたサンプル数 S_d で割った、ツアー実施率 $R_{d,n,p}=T_{d,n,p}/S_d$ を用いていく。

また、データは $d \in [2018.8.1, ..., 2019.11.30]$ の期間を利用する。この期間には、「天皇即位の日」の国民の祝日があったために、カレンダー上で10連休(2019.4.27~2019.5.6)となった期間を含んでおり、より長期の連休が設定されたときの情報も入手することができる。この期間においては、おおよそ150万台~350万台のデータが観測されており、そのなかで検出された居住都道府県外でのツアー数がカウントされる。また、宿泊数nは、「午前4時を自宅以外の場所でまたぐ回数」として定義して算出している。

(3) 基礎集計情報

まず、本研究で用いた、都道府県をまたぐ「ツアー」 データの基礎的な集計結果をまとめておこう.

まず、宿泊数nごとの平均ツアー実施率を表-1に示す.この表から、基本的には宿泊数が多いツアーほど少なく、都道府県をまたぐツアーでは、日帰り(宿泊数ゼロ)が最も大きく、サンプル全体の9%程度を占めることが分かる.なお、この日帰り旅行には、隣県同士の通勤・買い物行動も含まれる点は注意が必要である.

そして、都道府県をまたぐツアー総量のうちで、2泊

表-1 宿泊数ごとの平均ツアー率

双 1 旧旧级 C	
宿泊数n	平均ツアー率
0	0.0936
1	0.0262
2	0.0134
3	0.0071
4	0.0040
5	0.0022
6	0.0012
7以上	0.0029

「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

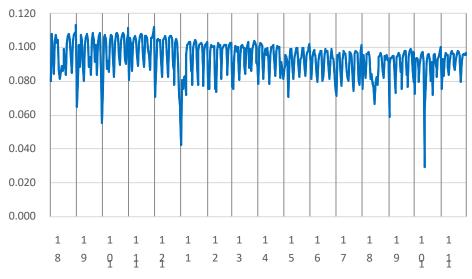
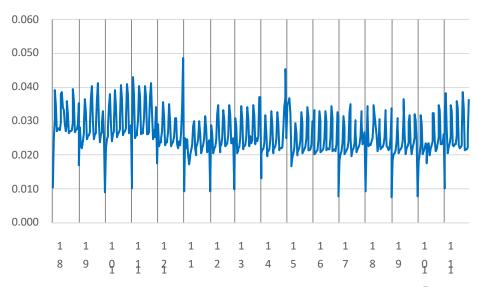


図-1 日帰りツアー率の推移

「混雜統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd



「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

図-2 1泊ツアー率の推移

以下のツアーが約9割を占めていることも確認できる. 本稿では、まずこの旅行の大半を占める2泊までのツアー行動を対象に分析していく.

図-1-3は、すべての滞在地を合算した、宿泊日数ごとのツアー率の時系列推移を示したものである。詳細な時間変動の内訳は、次節で確認していくが、ここではこれらの図から長期トレンドの有無と、周辺の日から大きく乖離する時期のみを確認していこう。まず、すべての宿泊数に共通して、1年半の間の時間推移はおおむね周期的であり、平均値は2018年の8月近辺と2019年の11月近辺の間で大きな差がないことが確認できる。つまり、この期間内の時間変動が曜日の違い(1週間周期)などによるカレンダー上から読み取れる変動が卓越しており、長期的なトレンドは比較的小さいといえよう。

次に、図-1の日帰りツアー率の時間変動を見ると、いくつか大きくツアー率が下がる日付があることが確認できる. ツアー率が最小の値をとる日は、2019年10月12日であり、この日は台風19号の影響で広範囲で、関東地域において計画運休が実施された日である. 次に小さい値をとるのが、2019年1月1日である.

次に、図-2の1泊ツアー率の推移を確認していこう. まず、ツアー率が高い値をとるのは、日帰りの場合では特に少なかった2019年1月1日である.これは、年末年始には日帰りの旅行より1泊以上の旅行が多いことを意味している。次に、大きい値をとるのは、2019年4月30日であり、この日は10連休の2日目である。一方で、各月の1日は、他の日付と比較して小さい値をとる傾向にある。これは、混雑統計データの集計の際に、自宅判定を

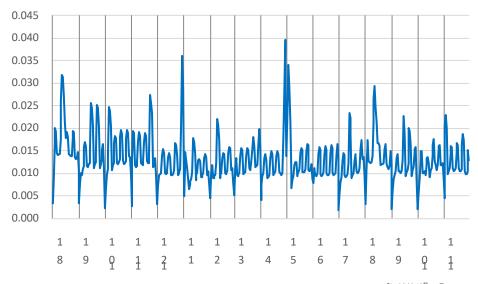


図-3 2 泊ツアー率の推移

「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

月ごとに実施しているため、前の月から翌月に繰り越す ツアーをカウントしていないことに起因している. その ため、各月の1日に少なめに観測されることを反映した 解析が必要となる.

図-3の2泊ツアー率の推移をみると、1泊と比較的近い時間推移であるが、2019年5月初旬と年末年始などにおけるピークがより大きく出ることが確認できる。これは、2泊以上のツアーは、より限られた連休に集中して実施される傾向にあることを示している。また、1泊ツアーと同様に、各月の1日に小さい値をとる傾向も同様に確認できる。

宿泊日数ごとのツアー率時系列モデル

(1) 全都道府県ツア一率の周期変動モデル

本節では、図-1-3に示した全都道府県合算の宿泊数ごとのツアー率の時間変動を、「曜日」と「3連休」の情報のみを用いて、記述することを試みる.具体的には、月曜日から日曜日までのダミー項と、3連休の相対時点を示す、前日・初日・中日・最終日・後日の5種類のダミー項を説明変数とした重回帰分析を実施する.なお、3連休のダミー項が適用される日付においては、3連休ダミー項の効果が卓越すると考えて、曜日ダミーの値をゼロとする.また、1泊2日・2泊3日の旅行については、山口ら3のモデルのように、旅行日の組み合わせごとにダミー変数を設定した.

表-2の係数推定結果から、日帰りツアー率の時間変動の特徴を確認していこう. なお、ここではランク落ちを回避するために、水曜日ダミーを除去して係数を推定し

ている. つまり、切片の係数は水曜日の平均値に相当し、 それぞれのダミー項の係数は水曜日平均値からの差を意味する. まず、観測数487は分析対象日数と一致している. そして、重決定係数は0.398であり、ここで導入しているダミーで説明できない誤差も多い状態であること

表-2 日帰りツアー率の回帰係数算出結果

ダミー項	係数	P-値
切片	0.0997	0.000
月曜	-0.0067	0.000
火曜	-0.0025	0.088
木曜	-0.0007	0.605
金曜	-0.0013	0.381
土曜	-0.0126	0.000
日曜	-0.0188	0.000
3連休(前日)	-0.0008	0.783
3連休(初日)	-0.0127	0.000
3連休(中日)	-0.0105	0.000
3連休(最終日)	-0.0198	0.000
3連休(翌日)	-0.0010	0.725
重相関 R	0.6309	
重決定 R2	0.3981	
補正 R2	0.3841	
標準誤差	0.0083	
観測数	487	

「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

表-3 1泊ツアー率の回帰係数算出結果

ダミー項 係数 P-値 切片 0.02320 0.000 月-火 -0.00021 0.883 0.00000 0.998 水-木 木-金 0.00035 0.656 0.056 金-土 0.00221 土-日 0.00780 0.000 日-月 0.00000 0.995 0.00053 0.789 3連休(前々-前) 3連休(前-初) 0.00059 0.718 3連休(初-中) 0.000 0.00855 3連休 (中-終) 0.00416 0.011 3連休(終-翌) -0.00122 0.539 重相関 R 0.6825 重決定 R2 0.4658 補正 R2 0.4534 標準誤差 0.0044 観測数 487

「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

が確認できる.この点では、3連休以外の連休要素も含めてモデルの改良が必要である.そのうえで、係数の推定結果から以下の3点を読み取ることができる.1)曜日ごとの係数を確認すると、平日と比較して土曜日と日曜日の係数の推定値が小さいことが確認できる.つまり、平日と比較して土日の方が、都道府県を跨ぐ日帰りツアーの実施率が小さいことを意味する.これは、日帰りツアーには通勤・業務目的の移動が多くあるため、休日より平日の方が多い結果となったと推測できる.2)3連休のダミーを見ていくと、3連休期間中は負に有意である.つまり、平日(水曜日)と比較して、日帰りツアー率が小さいことを意味する.3)3連休初日から最終日までの係数の絶対値は、おおよそ土日の係数と同程度である.つまり、3連休と通常の土日では、日帰りツアー率はあまり変わらない.

表-3の係数推定結果から、1泊ツア一率の時間変動の特徴を確認していこう。まず、重決定係数は0.466であり、ここで導入しているダミーで説明できない誤差も多く今後の改良が必要なモデルであるといえる。そして、係数の推定結果から以下の3点を読み取ることができる。1)曜日ごとの係数をみると、土-日の1泊2日のツア一率が最も大きいことが分かる。つまり、1泊2日の旅行は、週末(土-日)に最も多く行われていることを示している。そして、5%有意水準をギリギリ満たさないが、金ー

表-4 2泊ツアー率の回帰係数算出結果

24 - 16 - 7	1	9491
ダミー項	係数	P-値
切片	0.01014	0.000
火-木	0.00075	0.424
水-金	0.00006	0.945
木-土	0.00022	0.760
金-日	0.00399	0.000
土-月	0.00181	0.053
日-火	0.00016	0.866
3連休(前々々-初)	0.00002	0.991
3連休(前々-中)	-0.00003	0.983
3連休(前-中)	0.00224	0.088
3連休(初-終)	0.00950	0.000
3連休(中-翌)	-0.00061	0.708
重相関 R	0.5761	
重決定 R2	0.3319	
補正 R2	0.3164	
標準誤差	0.0041	
観測数	487	

「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

土という組み合わせのツアー率も正の値をとっていることが確認できる。そして、それ以外の平日の組み合わせでは、有意な差が見られないことが分かる。2)3連体においては、もっとも多い日付が初日から中日にかけて1泊2日のツアーである。そして、1%有意にギリギリ満たないが、中日から最終日にかけてのツアーも、平日より多い。3)3連体で最もツアー率の高い初日から中日にかけての旅行量は、平日の土ー日にかけての旅行量より若干多い程度に過ぎない。つまり、3連体であっても1泊2日だけの旅行だけみると、普通の土日と比較してそれほど旅行量が多くなるわけではないことがわかった。

表-4の係数推定結果から、2泊ツアー率の時間変動の特徴を確認していこう。まず、重決定係数は0.316であり、日帰り・1泊のモデルと同様、今後の改良が必要なモデルであるといえる。そして、係数の推定結果から以下の3点を読み取ることができる。1)曜日ごとの係数をみると、金-日の2泊3日のツアー率のみが5%有意水準を満たし多い傾向にある。そして、5%有意水準をギリギリ満たさないが、土-月という組み合わせのツアー率も正の値をとることがわかる。そして、それ以外の組み合わせでは、有意な差が見られない。2)3連体においては、もっとも初日から最終日にかけて2泊3日のツアーが特に多いことを確認できる。また、5%有意水準には達していないが、前日から中日にかけても、10%有意水準では平

表-5 日帰りツアー率の東京都着と石川県着の比較

ダミー項	東京	石川
切片	0.0368**	0.000325**
月曜	-0.0026**	-0.000015
火曜	-0.0008	-0.000006
木曜	-0.0001	-0.000004
金曜	-0.0006	-0.000003
土曜	-0.0131**	0.000056**
日曜	-0.0176**	0.000101**
3連休(前日)	0.0002	-0.000019
3連休(初日)	-0.0128**	0.000057**
3連休(中日)	-0.0153**	0.000153**
3連休(最終日)	-0.0168**	0.000150**
3連休(翌日)	0.0007	-0.000023
重相関 R	0.8430	0.6615
重決定 R2	0.7106	0.4376
補正 R2	0.7039	0.4246
標準誤差	0.0044	0.0001
観測数	487	487

**: p<0.01, *<0.05

「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

日より大きいと判断できる。3)3連休での2泊3日の係数 と、平日の金-日にかけての係数を比較すると、3連休の 方がはるかに大きいことが分かる。

(2) 石川県と東京都とのツア一率比較

本節では、旅行日数ごとの旅行量の時間変動の空間 差を確認するために、同じ説明変数の組み合わせで、旅 行先をかえて算出した結果を確認していく.

まず、表-5から、日帰り旅行ツアー数の石川県と東京都での変動を比較すると、大きく異なることが確認できる。曜日ごとの係数を見ると、東京の場合は全国で計算した結果と同様に、土日の来訪者数が平日より少ない。その一方で、石川県では土日の方が大きい。これは、3連休中の係数も同様のことがいえる。これは、東京着のツアーでは通勤・業務目的が多く平日に行われる割合が高い一方で、石川県への旅行は観光目的が多いことを反映していると推測できる。

同様に、表-6から、1泊ツアー数の石川県と東京都での変動も日帰りと同様の差異が確認できる。東京都では、3連休時に1泊2日での来訪者数は平日と有意差がないが、石川県では3連休中の1泊2日の旅行量が3連休中に増加することが確認できる。

表-6 1泊ツアー率の東京都着と石川県着の比較

ダミー項	東京	石川
切片	0.0050**	0.000216**
月-火	-0.0001	-0.000012
水-木	0.0001	-0.000009
木-金	0.0001	0.000005
金-土	0.0006**	0.000014
土-日	0.0002	0.000111**
日-月	-0.0003*	0.000016
3連休(前々-前)	0.0006	-0.000019
3連休(前−初)	0.0000	0.000020
3連休(初-中)	0.0008	0.000093**
3連休(中−終)	-0.0004	0.000105**
3連休(終-翌)	-0.0002	-0.000013
重相関 R	0.4514	0.7292
重決定 R2	0.2037	0.5317
補正 R2	0.1853	0.5208
標準誤差	0.0008	0.0001
観測数	487	487

**: p < 0.01, * < 0.05

「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

同様に、表-7は2泊ツアー数の石川県と東京都での変動を比較したものである。この結果では、東京都と石川県で有意になった変数とその符号が完全に一致している。しかし、3連休の初日から最終日にかけてのツアーの係数を見ると、東京都は切片の半分程度に過ぎないのに対して、石川県ではほぼ同じ値である。つまり、東京都では3連休中の2泊3日旅行での来訪者数は平日の1.5倍程度であるが、石川県では約2倍と3連休になると来訪者が大きく増えることが確認できた。以上のように、宿泊数毎のツアー数変動は、石川県と東京都で大きく異なり、同様の空間差が多く存在すると予想できる。

4. おわりに

本研究では、携帯電話のGPS記録をもとに集計して作成される混雑統計[®]データを用いて、重回帰分析を適用し宿泊数毎のツアー数の時間変化の特徴を確認した.

一方で、現時点では曜日と3連休のみをダミー変数に 用いた回帰分析で基本的な性質を確認したに過ぎず、い くつかの課題が残ったままである。第一に、説明変数が 少なすぎるために決定係数が小さいうえに、現時点のモ

表-7 2泊ツアー率の東京都着と石川県着の比較

ダミー項	東京	石川
切片	0.0016**	0.000112**
火-木	-0.0001	0.000018
水-金	0.0001	0.000009
木-土	0.0001	0.000007
金-日	0.0004**	0.000049**
土-月	0.0000	0.000030*
日-火	0.0000	0.000014
3連休(前々々-初)	-0.0001	0.000015
3連休(前々-中)	0.0001	-0.000001
3連休 (前-中)	0.0002	0.000019
3連休 (初-終)	0.0009**	0.000139**
3連休 (中-翌)	-0.0002	0.000004
重相関 R	0.6348	0.4893
重決定 R2	0.4030	0.2394
補正 R2	0.3892	0.2218
標準誤差	0.0004	0.0001
観測数	487	487

**: p<0.01, *<0.05

「混雑統計®」 © Zenrin DataCom Co., Ltd

デルでは4連休以上の時間変動による影響を推測することができない. 山口ら³⁾のモデルを援用しながら,より長い連休の間の時間変動も説明できるように改良する予定である. さらに、水準項などをもつ時系列モデルの適用も考えるべきであろう. そして、第2に、まだ連休の組み合わせ変更による変化をシミュレーションを実施できていない. 発表会においては、これらの内容を追加したものを発表する予定である.

謝辞: 本研究は, 科学研究費補助金 18H01560, 20H02267, 20H02270, 文部科学省卓越研究員事業の支援を受けた研究活動による成果の一部です.

参考文献

- 1) NTT ドコモ: ドコモ地図ナビ統計情報に関する情報, (http://dmapnavi.jp/stc/statistics/index. php, last access: 2020/10/02).
- 2) 山口 裕通, 奥村 誠, 金田 穂高, 土生 恭祐:携帯電話 GPS情報から分かる熊本地震による行動パターンの被災・回復過程,土木学会論文集D3, Vol.73, No.5, p.I 105-I_117, 2017.
- 3) 山口裕通;大村暁子;奥村誠;中山晶一朗.連休 効果を考慮した都市間旅行需要の時系列モデル. 第57回土木計画学研究発表会・講演集

THE LONG DISTANCE TRAVEL GENERATION MODEL
CONSIDERING THE HOLIDAY ARRANGEMENT ON THE CALENDAR

Yusuke TAMURA, Hiromichi YAMAGUCHI and Shoichiro NAKAYAMA