

長江流量の重回帰分析

千手 智晴*1†・榎本 博文*2

(平成18年11月7日 受理)

Multiple Regression Analysis for the Discharge of Changjiang in China

Tomoharu SENJYU and Hirofumi ENOMOTO

†E-mail of corresponding author: senjyu@riam.kyushu-u.ac.jp

An estimation method for the Changjiang discharge from precipitation anomalies is proposed on the basis of multiple regression analysis. The estimated discharge anomaly shows a significant correlation with the observed one (with a multiple correlation coefficient R of +0.45). The root mean square between the estimated and observed discharge anomalies is $5968.6 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$. The partial regression coefficients show a relatively larger contribution to the discharge anomaly from precipitations in the middle region of Changjiang.

Key words: *Changjiang discharge, precipitation anomaly, multiple regression model, global warming*

1. はじめに

中国の長江（揚子江）は、長さ6380 km、流域面積 $1175 \times 10^3 \text{ km}^2$ のアジアで最大、世界でも3番目の規模をもつ大河川である¹⁾ (Fig. 1)。長江からもたらされる年間 $8.6 \times 10^{11} \text{ ton}$ にもなる淡水は、その河口が位置する東シナ海はもちろん、対馬海峡を通じて日本海の海洋環境にも大きな影響を与えている^{2),3)}。

長江流域では、1990年代に入って大規模な洪水が相次ぎ、甚大な被害が報告されている⁴⁾。また近年では、上流域に建設中の三峡ダムや、さらには長江の水の一部を中国北部へ誘導する「南水北調」計画によって、長江の流量が将来的にどのように変化するかについて、社会的にも関心が持たれるようになってきた。このような社会情勢を背景に、中国水文局のホームページ⁵⁾などでは主要な河川流量の情報が公開されるようになってきたが、過去のデータが未公開であるなど、不十分な点がある。また最近では、一部の水位点のデータの公表が中止され、最新の情報が入手できなくなる等の不都合が生じている（皆川，私信）。

一般に河川流量は、その流域降水量の積分値と考えることができるが、長江についてもそれは例外ではない⁶⁾。そこで本研究では、比較的入手しやすい降水量のデータから、長江の月平均流量を推定する重回帰モ

デルを提案する。この方法によって推定された流量は、最新のデータが公開されるまでの暫定値として用いることができるため、速報的な研究を行う際には有用であろう。また逆に、求めた重回帰式中の係数の大きさを比較することにより、長江流量に対して、どの流域の降水がどの程度の影響を与えているのかを大まかに知ることができる。地球温暖化にともなう中国大陸での降水量の変化が懸念されているが⁷⁾、これらの知見は今後の長江流量の変化、ひいては東シナ海・日本海の将来の環境を考える上でも意味のあることと考えられる。

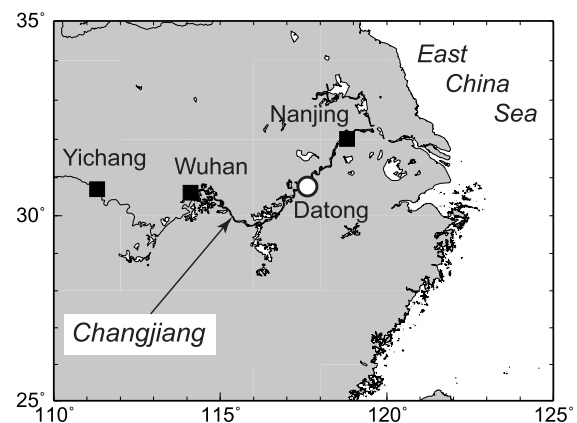


Fig.1 Map of Changjiang. Open circle and solid squares denote the Datong Hydrographic Observation Station and precipitation stations at Yichang, Wuhan, and Nanjing.

*1 応用力学研究所

*2 大気海洋環境システム学専攻

(現在 パナソニックコミュニケーションズ)

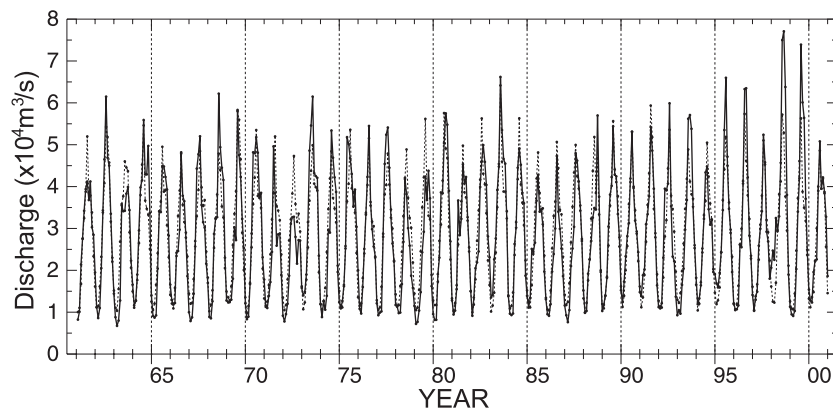


Fig.2 Time series of the Changjiang discharges at Datong from Jan. 1961 to Dec. 2000. Bold and broken lines denote the observed and estimated discharges, respectively.

2. 資料

本研究では、長江流量を目的変量、降水量を説明変量とする重回帰モデルを作成する。本節では、モデルの作成に用いた長江流量と降水量のデータを紹介し、その特徴について簡単に説明する。

長江流域には900点以上の流量観測点があるとされるが、現在では潮汐の影響が無視できる最下流地点である大通 (Datong) での流量を代表値として扱うことが多い⁴⁾ (Fig. 1)。大通における1961年1月～2000年12月の月平均流量^{3),8)}の時系列をFig. 2(実線)に示す。流量には、明瞭な年周期の変動が認められる。そこで、平均的な季節変動の様子をみるために、この期間の累年月平均流量をTable 1, Fig. 3に示す。長江流量は、平均的には7月に最大 ($51647.3 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$)、1月に最小 ($10924.2 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$) となり、その年較差は $40000 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ 程度であるが、夏季の流量には大きな経年変動が存在する (Fig. 2)。解析期間内での最大流量は1998年8月に記録された $77100 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ であるのに対して、夏季の最小値は1972年7月の $32800 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ となっており、その差は $44300 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ と平均的な年較差よりも大きくなっている。

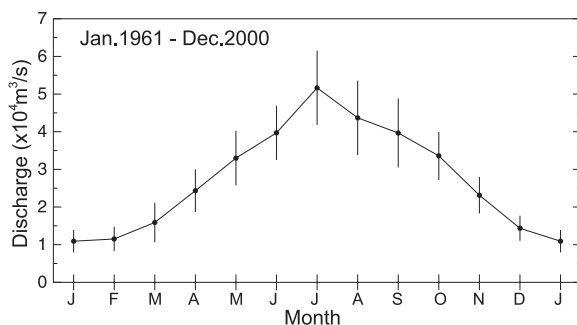


Fig.3 Climatological monthly means for the Changjiang discharge with double standard deviation.

Table 1 Climatological monthly means for the Changjiang discharge at Datong

Month	Discharge (m^3/s)
Jan.	10924.2
Feb.	11513.2
Mar.	15902.2
Apr.	24335.7
May	32993.3
Jun.	39706.8
Jul	51647.3
Aug.	43684.8
Sep.	39667.2
Oct.	33584.6
Nov.	23138.1
Dec.	14357.4

長江の流量には、広大な流域での降水量、特に局地的な洪水に対しては中流の洞庭湖、ポーヤン湖流域での降水が重要であることが指摘されているが⁴⁾、ここではできるだけ少ないデータから正確な流量を推定することを目的に、宜昌 (Yichang)、武漢 (Wuhan)、南京 (Nanjing) での月別積算降水量を用いることにする (Fig. 1)。これら3地点を選んだ理由としては、①それぞれ上流・中流・下流域に位置し、それぞれの流域の代表的な降水量を表すと考えられること (南京は大通よりも下流に位置するが、下流域での降水量を代表していると考え)、②データの欠測がほとんどないこと、③当初は11地点、次いで7地点の降水量を用いて推定を試みたが、この3地点を用いた推定結果と

ほとんど同様であったこと、が挙げられる。特に②の理由は重要で、降水量が欠測のために流量の推定が不可能になるリスクを小さくするためには、安定してデータを提供し続けている測点を選ぶ必要がある。

気象庁から提供された、宜昌、武漢、南京における1961年1月～2000年12月の降水量の時系列と、この期間の累年月平均値のグラフをFig. 4に示す。長江流量と同様に、降水量にも明瞭な季節変化が認められるが、最大値を示す時期は流域により異なっている。平均的にみると、中流域の武漢と下流域の南京では6～7月に高い値を示すのに対し、上流域の宜昌では7～8月が多雨期となり、1ヶ月遅れて最大値を示している。このことは、上流域での増水時期と、中・下流域での増水時期とにずれがあることを意味する⁴⁾。また、夏季の降水量には大きな経年変動が認められ、その振幅は特に中流域の武漢で大きい。なお、武漢では1990年代に入ってから600 mmを超える豪雨を2回（1991年7月、

1998年7月）ほど記録しており、トレンドとしては増加傾向にあることが注目される。

3. 重回帰モデル

以上のように、長江流量・降水量とも季節変動が卓越しているため、各変量間には季節変動に起因する強い相関関係が存在する。このため、Figs. 2, 4のデータをそのまま重回帰式の目的変量・説明変量として用いることはできない。そこで本研究では、各データからその累年月平均値を差し引いた偏差を目的変量・説明変量として用いることにする。さらに、上流域、中流域での降水が下流域（大通）での流量変動として現れるまでには時間がかかると考え、宜昌、武漢についてはタイムラグを考慮する。すなわち、上流の宜昌では流量推定月の1ヶ月前の降水量偏差を、中流の武漢では推定月の1ヶ月前と推定月の降水量偏差を、下流の南京では流量推定月の降水量偏差を説明変量とし、こ

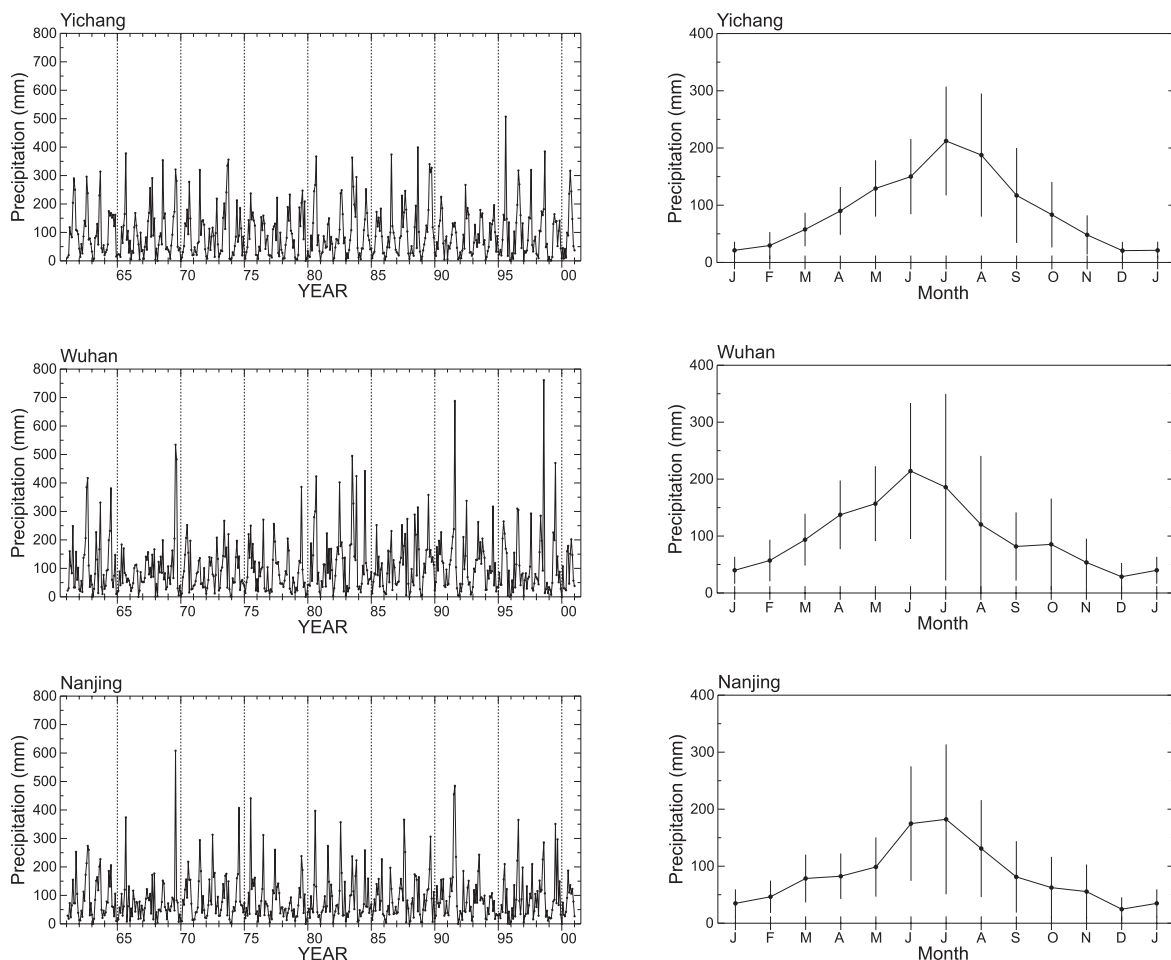


Fig.4 Time series of the precipitation from Jan. 1961 to Dec. 2000 (left panels) and climatological monthly means with double standard deviation (right panels) at Yichang (upper), Wuhan (middle), and Nanjing (lower).

れら4つの説明変量から長江流量の累年月平均値からの偏差を推定する。つまり、重回帰モデルとしては、

$$D = C_1\alpha_1 + C_2\alpha_2 + C_3\alpha_3 + C_4\alpha_4 + C_5 \quad (1)$$

D : 長江流量の偏差

- α_1 : 流量推定月の1ヶ月前の宜昌での降水量偏差
- α_2 : 流量推定月の1ヶ月前の武漢での降水量偏差
- α_3 : 流量推定月の武漢での降水量偏差
- α_4 : 流量推定月の南京での降水量偏差

を考え、1960年12月~2000年12月の40年間の流量・降水量の観測値(偏差)を用いて、偏回帰係数 C_1, C_2, C_3, C_4, C_5 を決定する。最終的な長江流量は、(1)式から求めた D に Table 1 の累年月平均流量 (D_0) を加えることによって推定する。

各説明変量間の相関係数を Table 2 に示す。流量推定月の武漢 (α_3) と南京 (α_4) の間に+0.54の相関が認められるが、それ以外の変量間での相関は0.4以下と低く、変動はほぼ独立とみなすことができる。

4. 実測流量と推定流量の比較

前節の手順で求めた偏回帰係数の値を Table 3 に示す。本節では、この重回帰式がどの程度の精度で実測流量と一致するのかを検討する。

4.1 1961年~2000年の流量比較

まず、偏回帰係数を決定する際に用いたデータの期間内(1961年1月~2000年12月)での推定値の精度を検討する。(1)式から求めた推定流量偏差と実測流量偏差の相関を Fig. 5 に示す。点の分布にばらつきがみられ、重相関係数(R)も+0.45とそれほど大きくないが、 F^2 分布による検定では危険率1%でこの重回帰式による推定は有意と判定されている(分散比 $F_0 = 30.727 > 3.319 = F(4, \infty; 0.01)$)。ただし、推定値の変動幅が実測値の約半分であることからわかるように(縦軸

Table 2 Correlation coefficients between explanatory variables

variables	α_2	α_3	α_4
α_1	0.400	0.100	0.018
α_2		0.127	0.108
α_3			0.540

Table 3 Partial regression coefficients for Eq. (1)

C_1	C_2	C_3	C_4	C_5
18.011	22.552	12.318	2.608	-289.744

のレンジが横軸の2倍になっていることに注意)、この重回帰モデルでは、流量偏差が平均的な値から極端にはずれた場合には、偏差を過小評価する傾向がある。なお、実測値と推定値の差の root mean square (rms) は $5968.6 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ である。

推定流量偏差に累年月平均流量を加えて求めた、長江の推定流量の時系列を Fig. 2 に破線で示す。また、推定流量と実測流量の相関図を Fig. 6 に示す。季節変動の振幅が大きいため、両者の間の差はそれほど目立たず、相関係数も+0.91とかなり高い値を示しているが、夏季の流量極大の時期に両者の差が大きくなる傾向がみられる。そこで、流量が最大となる6~8月の平均流量について、推定流量と実測流量の経年変動を比較し

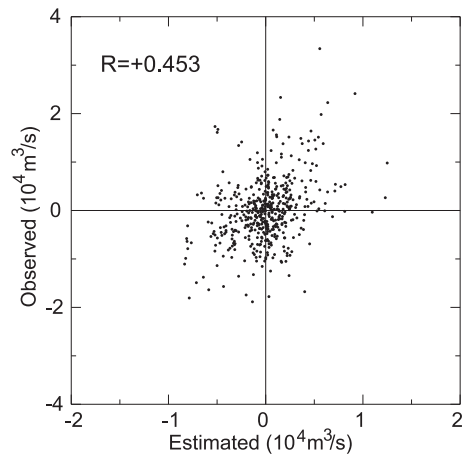


Fig.5 Correlation diagram between the estimated and observed discharge anomalies. Multiple correlation coefficient is shown in the upper left corner.

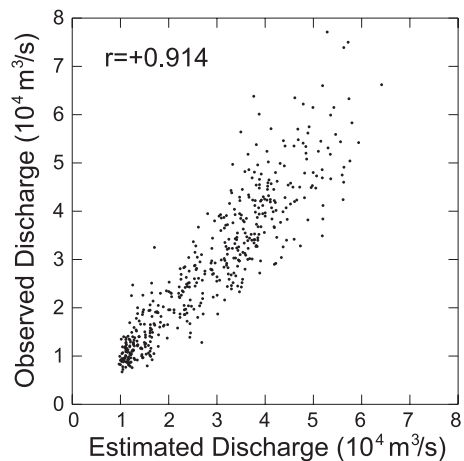


Fig.6 Correlation diagram between the estimated and observed discharges. Correlation coefficient is shown in the upper left corner.

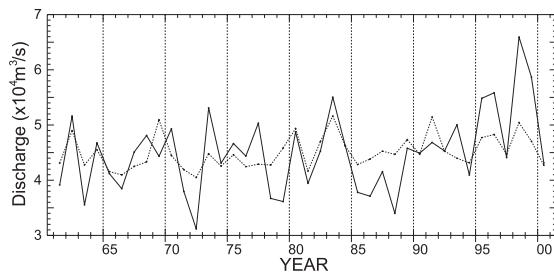


Fig.7 Time series of the mean discharges in summer (Jun.-Aug.). Bold and broken lines denote the observed and estimated discharges, respectively.

たのがFig. 7である。どちらもほぼ同じレベルで推移しているが、変動の振幅に注目すると、推定流量の方が振幅は小さく、1972, 1978, 1979, 1988年のような極端に流量の小さい年や、逆に1995, 1996, 1998, 1999年のように極端に流量の大きい年をうまく推定できていないことがわかる。ただし、1969年や1993年のような例外はあるものの、変動の傾向はよく一致しており、実測流量が大きい年には推定流量も大きくなる傾向を示している。なお、Fig. 7に示した流量の差のrmsは $5729.1 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ であり、これは先に示した偏差の差のrms ($5968.6 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$) に匹敵する大きさであることから、不一致のほとんどは夏季に生じていることが推測される。

4.2 2001～2005年の流量推定

次に、前節で求めた重回帰式と、2000年12月～2005年12月の降水量偏差から、2001年1月～2005年12月の長江流量を推定し、実際の流量と比較してみる。重回帰係数はTable 3の値をそのまま用いるので、いわば1961～2000年の変動傾向を外挿する形で、流量を推定することになる。

実測流量と推定流量の時系列を、Fig. 8にそれぞれ実線と破線で示す。なお、ここに示す実測流量は中国水文局のホームページ⁹⁾からダウンロードしたものが、2002年3月以降の値しか公開されていない。2002年1～2月の値は、皆川(私信)の日平均流量値から著者が計算したものである。サンプルが少ないのであまり統計的な議論はできないが、両者を比較すると、概ね良好な結果が得られていることがわかる。2004年1月や同年7～8月のように実測値をうまく推定できていない期間があるものの、3ヶ月程度の季節平均値を議論するのであれば、2004年以外の年については大過なく利用できるものと思われる。なお、実測流量と推定流量の差のrms (2002年1月～2005年12月)は、 $7412.2 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ である。

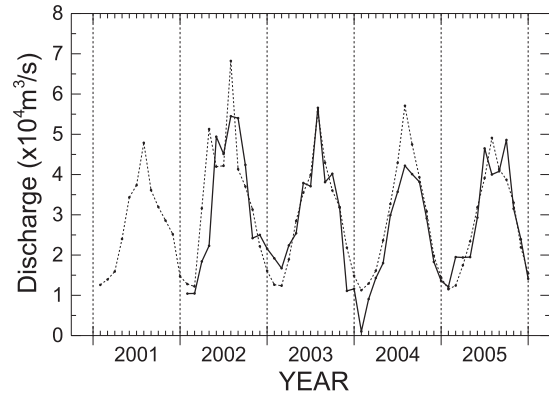


Fig.8 Time series of the Changjiang discharges at Datong from Jan. 2001 to Dec. 2005. Bold and broken lines denote the observed and estimated discharges, respectively.

5. 考察

本節では、求めた重回帰式のもつ物理的な意味について考察する。Table 3の偏回帰係数の大きさを比較すると、最も大きいものは流量推定月の1ヶ月前の武漢での係数 (C_2) であり、次いで流量推定月の1ヶ月前の宜昌での係数 (C_1) が大きいことがわかる。これに対して、下流域の南京での偏回帰係数 (C_4) は、他の点よりも一桁ほど小さくなっている。各点での平均的な降水量は同程度であることを考慮すると (Fig. 4)、流量偏差に対して最も影響を与えているのは中流域での降水であり、逆に下流域での降水はあまり寄与していないことが推察される。このことは、気候変動にともなう長江流量の将来的な変化を考える際には、中流域での降水メカニズムの把握が重要であることを示唆している。

Yonetani and Gordon⁷⁾は、数値モデル実験により、大気中の二酸化炭素濃度を2倍にした場合の平均的な気温と降水量の変化を予測している。彼らの結果によると、長江上流域では降水量が増加し、中流～下流域では減少することが報告されているが、温暖化は降水量の平均値の変化のみならず、極端な豪雨や干ばつの頻度の増加を引き起こすとしている。第2節で示したように、中流域の武漢の降水量には、現在でも大きな経年変動が存在しており、それが偏回帰係数に反映されていると考えることもできる。将来的な長江流量の変動を考える際には、豪雨や干ばつの頻度増加にともなう、降水量の経年変動の振幅の増大を考慮に入れる必要があるだろう。

最後に、Table 3の定数項 (C_5) が負の値を示していることについて言及する。このことは、降水量がすべて平年通り ($\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$) だったとしても、流量は平年値よりも小さくなることを意味し、物理的におかしな結果を示している。しかし、 C_5 の絶対値は300

m^3s^{-1} 足らずと流量のオーダーよりも2桁も小さいことから、計算にともなう誤差と考えられ、物理的な意味はほとんどないと考えられる。

6. おわりに

本研究で提案した重回帰モデルによる長江流量の推定は、はっきり言ってそれほど精度のよいものではない。そもそも、日本の本州よりも広大な流域面積をもつ河川の流量を、たった3点の降水量から推定しようという考え自体が無謀なのかも知れない。幸い、長江流量は季節変動の振幅が大きいので、推定による誤差が相対的に目立たない。そのため、例えば数十年間のデータを統計的に議論する際に数年間の欠測があり、それを補間する場合などには、本研究で提案した重回帰式は有効と考えられる。また第4節では、2001年の実測流量が現在未公開であることを述べた。このような状況下で、どうしても速報的な研究を行わなければならない場合などには、本研究で提案した方法は一つの拠り所になるであろう。

謝辞

研究の遂行にあたり様々な助言をいただいた応用力学研究所の松野 健教授に感謝いたします。なお本研究は、平成15～17年度科学研究費補助金（基盤研究C）

（課題番号：15540422，研究代表者：千手智晴）の補助を受けて実施したものである。

参考文献

- 1) 国立天文台 (2005): “理科年表 平成 18 年”, 丸善.
- 2) Ogawa, Y., T. Nakahara and R. Tanaka (1977): Hydrographic nature of coastal fishing grounds in the southwestern Japan Sea, Bull. Seikai Regional Fisheries Research Lab., 50, 73-126.
- 3) Senju, T., H. Enomoto, T. Matsuno and S. Matsui (2006): Interannual salinity variations in the Tsushima Strait and its relation to the Changjiang discharge, J. Oceanogr., 62, 681-692.
- 4) 皆川昌幸 (2003): 中国大陸における近年の降水量及び長江の流量について, “長江大洪水と東シナ海等の海洋環境”, 水産総合研究センター西海区水産研究所, 1-31.
- 5) 中国水文局: <http://www.hydroinfo.gov.cn/>
- 6) Shi, Y.-L., Y. Wu and M.-E. Ren (1985): Hydrological characteristics of the Changjiang and its relation to sediment transport to the sea, Cont. Shelf Res., 4, 5-15.
- 7) Yonetani, T. and H. B. Gordon (2001): Simulated changes in the frequency and extremes and regional features of seasonal/annual temperature and precipitation when atmospheric CO_2 is doubled, J. Climate, 14, 1765-1779.
- 8) Bodo, B. A. (2001): Annotations for monthly discharges data for world rivers (excluding former Soviet Union), <http://dss.ucar.edu/datasets/ds552.1/docs/>