

近 30 年日本海热容海平面年际变化 及其对 ENSO 的响应^{*}

王天顺^{1, 2}, 刘玉光¹, 荣增瑞¹

(1.中国海洋大学物理海洋实验室 山东 青岛 266100; 2.青岛科技大学数理学院数学系 山东 青岛 266061)

提要 使用 EOF 分析与相关分析等高级统计方法, 对近 30 年来日本海热容海平面的年际变化进行了研究, 期间(1976 年 1 月—2005 年 12 月)日本海热容海平面异常 *TSLA* 与 *SOI* 存在较强的负相关, 整个日本海的区域平均热容海平面异常 *TSLA* 与 *SOI* 的相关系数为-0.54, *SOI* 超前热容海平面异常 3 至 5 个月。日本海热容海平面异常 EOF 第一模态的空间分布显示, 日本海热容海平面在东南部海域的变化幅度明显强于西北部海域; 相关分析表明, 东南日本海的区域平均热容海平面异常 *TSLA* 响应 *SOI* 较快, 与 *SOI* 的相关性更强, 其相关系数达-0.57, *SOI* 超前热容海平面异常 1 个月左右。计算还表明, 日本海的热通量异常 *HFA* 比日本海热容海平面异常 *TSLA* 超前 2 至 3 个月, 二者存在正相关, 相关系数达 0.54。这说明, 日本海的热通量带来(或者带走)的热量对日本海的热容海平面上升(或者下降)做出了显著的贡献。进一步的研究表明, *SOI* 与日本海热通量异常 *HFA* 之间存在相对较弱的负相关, 相关系数为-0.43, *SOI* 超前 *HFA* 1 个月左右。这表明, 日本海的热通量异常 *HFA* 受到 ENSO 循环的调制。由此可知, 日本海热容海平面对 ENSO 有较好的响应: 当厄尔尼诺事件发生时, *SOI* 是负值, 由于 *SOI* 与 *HFA* 负相关, 因此, *HFA* 为正值; 与此同时, *HFA* 与 *TSLA* 正相关, *TSLA* 为正值。综上所述, 近 30 年全球的 ENSO 循环对日本海热容海平面异常 *TSLA* 有反位相的调制。

关键词 热容海平面, 厄尔尼诺, 南方涛动, EOF 分析, 热通量

中图分类号 P731.21

日本海是位于西北太平洋的一个比较深的边缘海, 南海与日本海有许多共同的特点, 首先它们都是半封闭海(刘长健等, 2008), 其次它们通过黑潮与大气环流又都受到 ENSO(厄尔尼诺与南方涛动)循环的影响。国内外许多学者已对南海热容海平面变化作了许多有益的探讨, 如: Rong 等(2007) 使用最近由 Ishii 等 (2003, 2006) 整理的全球海洋温度、盐度数据集, 研究了南海热容海平面年际变化及其对 ENSO 的响应。Hong 等 (2001) 的研究发现, 日本海海面温度与 ENSO 循环有着密切的关系; Chu 等(1998) 研究了日本海海面温度的时空变化及其与大气外力的关系; Minobe 等(2004)使用复经验正交函数分析研究了日本海上层 400 m 深海水温度的年际、年代际变化; Kim 等(2001)的研究表明, 近 40 多年

来日本海有不断变暖的趋势。但是, 目前关于日本海热容海平面年际变化规律的研究却非常少, Wang 等 (2009)的研究发现, 1976 年之前, 日本海热容海平面异常 *TSLA* 与 *SOI* 存在相对较弱的正相关性。本文作者使用 Ishii 全球海洋温度、盐度数据集, 重点讨论了近 30 年日本海热容海平面年际变化及其对 ENSO 的响应。

1 热容海平面的计算

本文中所使用的海洋温度与盐度数据集, 来源于 NCAR(National Center for Atmospheric Research); 数据集由 Ishii 等提供, 时间周期为 1945 年 1 月至 2005 年 12 月, 水下共 16 层, 深度分别为 0, 10, 20, 30, 50, 75, 100, 125, 150, 200, 250, 300,

^{*} 国家重点基础研究发展计划 973 项目, 973-2007CB411807 号。王天顺, 副教授, 在读博士; E-mail: wangts_612@163.com
收稿日期: 2009-12-15, 收修改稿日期: 2010-06-10

400, 500, 600 和 700 m, 空间分辨率为 $1^\circ \times 1^\circ$, 经度为东经 0.5° — 359.5° , 纬度为南纬 89.5° —北纬 89.5° 。

在每一格点通过垂直方向对密度异常进行积分, 可获得热容海平面, 即

$$h_{\text{steric}}(x, y, t) = \int_{-H}^0 \frac{\rho_0(x, y, z) - \rho(x, y, z, t)}{\rho_0(x, y, z)} dz \quad (1)$$

Gill 等(1982) 和 Lombard 等 (2005)提供了计算海水密度 $\rho(S, T, P)$ 的经验公式。其中 $\rho_0(x, y, z)$ 为参考密度, 它是参考温度 $T_0(0)$ 、参考盐度 s_0 和深度 z 的函数; $\rho(x, y, z, t)$ 是温度与盐度的非线性函数(Rong *et al.*, 2007)。

2 日本海热容海平面年际变化及其对 ENSO 的响应

2.1 日本海热容海平面 EOF 分析

首先由公式(1)计算整个日本海的热容海平面, 然后对日本海热容海平面时间序列进行 EOF 分析, 该序列的时间周期为: 1945 年 1 月—2005 年 12 月共计 732 个月, 空间点选择日本海域经度 128.5° 至 141.5°E , 纬度 34.5° 至 46.5°N 范围内的有效数据点共 77 个。由于变量(空间点)数小于样本容量(时间点)数, 因此作 EOF 分析时不需要进行时空转换。EOF 分析结果表明, 前 5 个主成分的方差贡献分别为: 88.8%, 4.4%, 2.3%, 1.4%, 0.9%, 累积方差贡献率占总方差的 97.8%, 因此第一个特征向量可作为基本模态。图 1 描述了日本海热容海平面第一个特征向量的空间分布。该图显示了日本海热容海平面在东南部海域出现了较大的变化幅度, 而在西北部海域则出现了较小的变化幅度。图 1 中, 以幅值 0.11 为界将整个日本海分成两部分, 其中幅值大于 0.11 的海域位于日本海东南部, 称为东南日本海, 幅值小于 0.11 的海域位于日本海西北部, 称为西北日本海, 较粗的黑

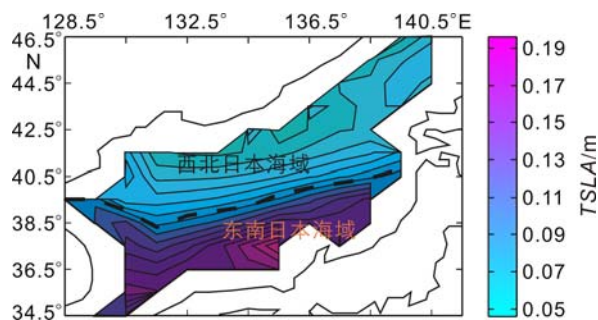


图 1 日本海热容海平面 EOF 分析第一特征向量的空间分布
Fig.1 Spatial patterns of the first EOF mode of the TSLA in the JES

色虚线为幅值 0.11 的分界线。

2.2 日本海及其不同海域热容海平面与 SOI 相关分析

首先由公式(1)计算整个日本海(纬度 34.5° 至 46.5°N , 经度 128.5° 至 141.5°E ; 有效数据点共 77 个)的热容海平面, 然后对整个区域进行平均可得区域平均热容海平面时间序列。使用巴特沃斯滤波器(Butterworth) (Rong *et al.*, 2007), 选择 $ord=6$, 对所得的时间序列进行 1—8 年的带通滤波, 最后将滤波后获得的年际变化分量与 SOI 作相关分析。

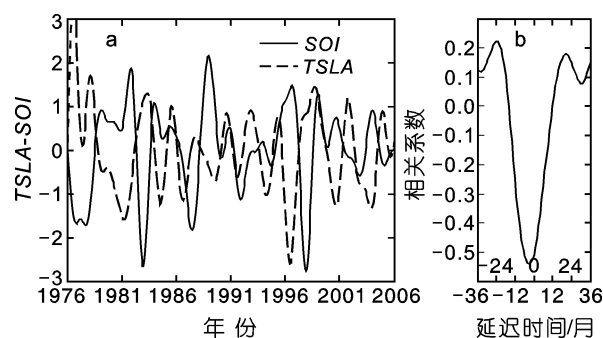


图 2 整个日本海的区域平均热容海平面异常(TSLA)与 SOI 相关分析图

Fig.2 Correlations between SOI and the region-averaged TSLA in the JES

研究发现, 近 30 年来, 日本海区域平均热容海平面异常 TSLA 时间序列与 SOI 时间序列存在较强的负相关。图 2 显示了整个日本海区域平均热容海平面异常与 SOI 标准化时间序列和相关系数。对应于 1982—1983, 1987—1988 与 1997—1998 年的厄尔尼诺事件, 图 2a 中的 TSLA 呈现明显的正值。图 2b 描述了相关系数随延迟时间的变化, 负延迟表示 SOI 超前 TSLA, 显示了 1976 年 1 月至 2005 年 12 月期间, 整个日本海区域平均热容海平面异常 TSLA 与 SOI 的相关系数为 -0.54 , SOI 超前热容海平面异常 3 至 5 个月。

利用检验统计量 $t = |r| \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}}$ $t(n-2)$, 对所得相关系数进行显著性检验。经计算检验统计量 $t=12.1$, 根据给定的显著性水平 $\alpha=0.05$ 和自由度 $n-2$ 查 t 分布表得临界值 $t_{\alpha/2}(n-2)=1.97$ 。由于检验统计量 $t=12.1 > t_{\alpha/2}(n-2)=1.97$, 所以, 整个日本海的区域平均热容海平面异常 TSLA 与 SOI 的负相关显著。

由此可知, 近 30 年日本海区域平均热容海平面对 ENSO 有较好的响应: 当厄尔尼诺事件发生时, SOI 是负值, TSLA 为正值, 即日本海区域平均热容海

平面为正异常(上升);当拉尼娜事件发生时, SOI 是正值, $TSLA$ 为负值,即日本海区域平均热容海平面为负异常(下降)。

EOF 分析结果表明,日本海不同海域热容海平面的差异较大,因此,分海域对日本海热容海平面与 SOI 进行相关性分析,首先利用公式(1)分别计算东南日本海与西北日本海区域平均热容海平面时间序列,然后用类似的滤波方法进行 1—8 年带通滤波,最后与 SOI 作相关分析。经研究发现,近 30 年东南日本海与 SOI 的相关性明显强于西北日本海。东南日本海、西北日本海区域平均热容海平面异常 $TSLA$ 与 SOI 的相关性分析图(略)与图 2 类似。

东南日本海区域平均热容海平面异常 $TSLA$ 与 SOI 的相关系数达 -0.57 , SOI 超前热容海平面异常 1 个月左右。经计算检验统计量 $t=13.1 > t_{0.05/2}(n-2)=1.97$, 因此,对于给定的显著性水平 $\alpha=0.05$,东南日本海区域平均热容海平面异常 $TSLA$ 与 SOI 的负相关显著。

西北日本海区域平均热容海平面异常 $TSLA$ 与 SOI 的相关系数仅有 -0.39 , SOI 超前热容海平面异常 6 个月左右。由于检验统计量 $t=8.01 > t_{0.05/2}(n-2)=1.97$, 因此,经过相关系数的显著性检验,西北日本海区域平均热容海平面异常 $TSLA$ 与 SOI 的负相关显著。

由此可知,东南日本海的相关性最强, SOI 超前时间最短;西北日本海的相关系数最小, SOI 超前时间最长。这说明,东南日本海的区域平均热容海平面异常 $TSLA$ 响应 ENSO 较快,响应程度较高;西北日本海的区域平均热容海平面异常 $TSLA$ 响应 ENSO 较慢,响应程度相对较低。

进一步研究发现,日本海热容海平面 EOF 分析第一主成分与 SOI 的相关性存在类似的结论。整个日本海热容海平面 EOF 分析第一主成分与 SOI 的相关系数为 -0.55 ,东南日本海第一主成分与 SOI 的相关系数达 -0.57 ,西北日本海第一主成分与 SOI 的相关系数仅有 -0.42 ,经过相关系数显著性检验,相关性显著。由此可见,日本海热容海平面 EOF 分析第一模态与 ENSO 有比较密切的关联。日本海热容海平面 EOF 分析第一主成分对应于 ENSO 的响应,其它主成分对应于某些次要作用的因素;而太阳辐射引起的年周期变化已经在滤波中剔除。这说明,除了太阳辐射引起的年周期变化外, ENSO 循环是引起日本海热容海平面变化最重要的因素。

3 ENSO 循环影响日本海热容海平面年际变化的物理机制初探

3.1 日本海流经各个海峡的热通量

日本海是西北太平洋的一个半封闭的深边缘海,且存在明显的环流特征。日本海的上层环流包括日本海盆内的气旋式冷水环流与对马暖流(崔琰琳等, 2006)。高温高盐的低纬度海水向北运动,经由对马海峡进入日本海,此即对马暖流。在对马岛的影响下,对马暖流分为 2 支进入日本海,其中流经朝鲜半岛沿岸的称为东韩暖流。从对马海峡流入的海水大部分经由津轻海峡流出日本海进入北太平洋,部分通过宗谷海峡与鞆海峡进入鄂霍次克海,其余海水继续在日本海进行环流运动。北部来自鄂霍次克海的黎曼寒流沿着俄罗斯沿岸南下,进而演化为朝鲜半岛沿岸的北朝鲜寒流。约在 38° — 40° N 附近,东韩暖流和北朝鲜寒流相遇,从而形成日本海内的亚极地锋 (Seung *et al.*, 1995)。

ENSO 循环可影响日本海与其邻海的水交换,而导致日本海热容海平面的年际变化;而亚极地锋的形成很可能是造成日本海不同海域相关性差异的主要原因。因此,需要通过计算对马海峡、鞆海峡、津轻海峡与宗谷海峡 (Sinjæ *et al.*, 2004) 的热通量,来估计日本海热通量的年际变化,从而探讨 ENSO 循环通过热通量变化影响日本海热容海平面年际变化的可能性。为此,使用 SODA (Simple Ocean Data Assimilation) 数据中提供的海流场,来计算日本海各个海峡的热通量。SODA 数据集的水平分辨率是 $0.5^{\circ} \times 0.5^{\circ}$, 水下数据垂向分 40 层 (5 — 5374 m), 时间跨度 1958 年至 2007 年,数据格式为 NetCDF。SODA 数据集由海水温度、盐度、海流与风应力等海洋资料组成。对于对马海峡,纬度选定在 34.75° N, 经度范围: 127.75° E— 131.75° E; 对于鞆海峡,纬度选定在 47.75° N, 经度范围: 139.25° E— 142.25° E; 对于津轻海峡,经度选定在 140.25° E, 纬度范围从 40.75° N— 42.25° N; 对于宗谷海峡,经度选定在 141.75° E, 纬度从 45.25° N— 46.75° N。其中对马海峡与鞆海峡只考虑南北方向的流动,津轻海峡与宗谷海峡只考虑东西方向的流动。对所选界面内的有效数据点进行积分求和,对马海峡与鞆海峡的热通量时间序列可用下面的公式计算 (Alison *et al.*, 1994)

$$\int_{Lon1}^{Lon2} \int_{Bottom}^{Surface} v(x, y, z, t) T(x, y, z, t) \cos(y) dx dz \quad (2)$$

津轻海峡与宗谷海峡的热通量时间序列可用如下类似的公式计算

$$\int_{\text{Lat1}}^{\text{Lat2}} \int_{\text{Bottom}}^{\text{Surface}} u(x, y, z, t) T(x, y, z, t) dy dz \quad (3)$$

式中, $u(x, y, z, t)$ 、 $v(x, y, z, t)$ 分别表示时刻 t 在空间点 (x, y, z) 的东西向和南北向流速, T 表示所对应的温度。由于在不同的纬度, 数据点的空间间隔是不同的。因此, 在计算对马海峡与鞆海峡的热通量时, 必须进行面积因子的订正, 以避免人为夸大中高纬度的影响。据 Cazenave 等(1998), 每一网格点的权重取为该点纬度的余弦。

根据公式(2)、(3)可得日本海各个海峡热通量时间序列。通过计算可知, 对马海峡热通量变化幅度最大, 在 $1 \text{ Sv}^{\circ}\text{C}$ 到 $45 \text{ Sv}^{\circ}\text{C}$ 之间($1 \text{ Sv} = 10^6 \text{ m}^3/\text{s}$); 而鞆海峡最小, 在 $-5 \text{ Sv}^{\circ}\text{C}$ 到 $2 \text{ Sv}^{\circ}\text{C}$ 之间, 负值对应 $v(x, y, z, t) < 0$, 表示流入日本海, 正值表示流出; 通过津轻海峡与宗谷海峡流出的热通量在 $0 \text{ Sv}^{\circ}\text{C}$ 到 $15 \text{ Sv}^{\circ}\text{C}$ 之间变化, 且宗谷海峡热通量的变化幅度大于津轻海峡。由此可见, 通过对马海峡流入日本海的热通量对日本海热通量的变化影响最大, 而鞆海峡的影响最小, 几乎可以忽略。

3.2 日本海热通量及其对热容海平面年际变化的影响

为了研究日本海热通量对热容海平面年际变化的影响, 首先利用 3.1 节得到的四个海峡热通量计算日本海的热通量时间序列, 然后经过滤波与热容海平面异常时间序列作相关分析。图 3a 显示了日本海热通量异常 HFA 与热容海平面异常 $TSLA$ 标准化时间序列, 这里 HFA 表示热通量异常。图 3b 显示, 1976 年 1 月至 2005 年 12 月期间, 日本海热通量异常 HFA 与热容海平面异常 $TSLA$ 的相关系数为 0.54, 热通量异常超前热容海平面异常 2 至 3 个月。由于检验统计量 $t=12.1 > t_{0.05/2}(n-2)=1.97$, 因此, 日本海热通量异常 HFA 与热容海平面异常 $TSLA$ 的正相关显著。

从图 3 可以看出, 日本海热通量与热容海平面异常存在较强的正相关, 这说明, 日本海的热通量带来(或者带走)的热量对日本海热容海平面上升(或者下降)做出了重要贡献。当日本海的热通量为正时, 日本海的热容海平面上升; 反之下降。

对马暖流主要在东南日本海域内流动与循环, 而来自鞆海峡的黎曼寒流主要集中在西北日本海域内流动与循环; 对马暖流的分支东韩暖流和黎曼寒流演化而来的北朝鲜寒流相遇, 形成日本海内的亚极地锋, 从而导致 SOI 与东南日本海、西北日本海

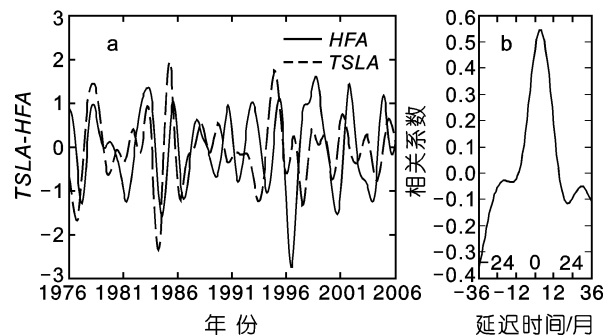


图 3 日本海热通量(HFA)与 $TSLA$ 相关分析图

Fig.3 Correlations between $TSLA$ and HFA in the JES

热容海平面的相关性存在较大差异。由 3.1 的讨论可知, 通过对马海峡流入日本海的热通量, 以及通过津轻海峡、宗谷海峡流出日本海的热通量, 对日本海热容海平面年际变化的贡献较大, 而鞆海峡的贡献相对较小, 因此, SOI 与东南日本海热容海平面的相关性要明显强于西北日本海。

3.3 ENSO 循环对日本海热通量年际变化的影响

类似 3.2 节的讨论, 对日本海热通量异常 HFA 与 SOI 作相关分析。图 4a 显示了日本海热通量异常 HFA 与 SOI 标准化时间序列, 日本海热通量异常 HFA 与 SOI 存在明显的负相关。图 4b 显示, 1976 年 1 月至 2005 年 12 月期间, 日本海热通量异常 HFA 与 SOI 的相关系数为 -0.43 , SOI 超前日本海热通量异常 HFA 1 个月左右。由于检验统计量 $t=9.01 > t_{0.05/2}(n-2)=1.97$, 因此, 日本海热通量异常 HFA 与 SOI 的负相关显著。这表明, 日本海的热通量通过海流接受 ENSO 循环的调制。

由图 3 和图 4 可知, SOI 与日本海热通量异常 HFA 存在负相关, 日本海热通量异常 HFA 与热容海平面存在正相关。因此, SOI 与日本海热容海平面存在负相关, 这与图 2 的结论一致。由此可见, ENSO 循环可

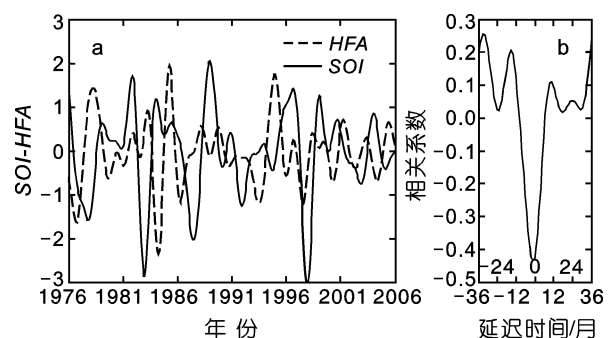


图 4 日本海热通量(HFA)与 SOI 相关分析图

Fig.4 Correlations between SOI and HFA in the JES

通过对日本海热通量年际变化的影响,进而影响日本海热容海平面的年际变化。

另外, Wang 等(2009)的最新研究表明, ENSO 循环对日本海热容海平面异常 *TSLA* 的调制方式,除了海流以外还包括大气环流的影响。近 30 年日本海热容海平面年际变化受东亚季风的影响显著,在厄尔尼诺年,东亚季风减弱。东南风增强(或西北风减弱),通过对马海峡流入日本海的暖流相对增加,通过鞆海峡进入日本海的冷水相对减少,因此,日本海热容海平面升高。与此同时,日本海东南风增强(或西北风减弱),在风应力的作用下,日本海上层海洋由东南海域向西北海域流动,从而降低了津轻海峡与宗谷海峡的海水压力梯度,减少了津轻海峡与宗谷海峡的流出量,同样有利于日本海热容海平面正异常信号出现。而拉尼娜事件的发生,上述情况正好相反。

由上述讨论可知,由于日本海热通量异常 *HFA* 与 *SOI* 的相关性相对较弱,相关系数仅为-0.43,因此, ENSO 循环对日本海热容海平面异常 *TSLA* 的调制方式,除了海峡热通量以外,还可能存在着与风场有关的某种更为直接的调节方式。

3.4 ENSO 循环通过风应力对日本海 *TSLA* 年际变化的直接影响

首先根据 Wang 等(2009)计算风应力的算法,计算日本海风应力场。然后使用类似的相关分析法,找到近 30 年影响日本海 *TSLA* 最大的风应力方向。通过研究发现,北偏西 11° 左右的风应力异常 *SEWSA* (Southeast Wind Stress Anomalies)与 *TSLA* 的相关性最大。研究还发现, *SOI* 与东南风应力异常 *SEWSA* 也存在明显的相关性。

图 5a 显示了日本海东南风应力异常 *SEWSA* 与 *TSLA* 标准化时间序列, *SEWSA* 与 *TSLA* 存在强的正相关。图 5b 显示, 1976 年 1 月至 2005 年 12 月期间, *SEWSA* 与 *TSLA* 的相关系数达到 0.68, *SEWSA* 超前 3 个月左右,通过检验相关性显著。由此可知,日本海东南风正异常(或西北风负异常),热容海平面升高。

图 6a 显示了日本海东南风应力异常 *SEWSA* 与 *SOI* 标准化时间序列, *SEWSA* 与 *SOI* 存在显著的负相关。图 6b 显示, 1976 年 1 月至 2005 年 12 月期间, *SEWSA* 与 *SOI* 的相关系数为-0.56, *SOI* 超前 1 个月左右,通过检验相关性显著。这表明,日本海 *TSLA* 通过风应力直接接受 ENSO 循环的调制。

由此可得如下结论,近 30 年来,在厄尔尼诺年, *SOI* 为负值,日本海东南风应力异常 *SEWSA* 为正值,

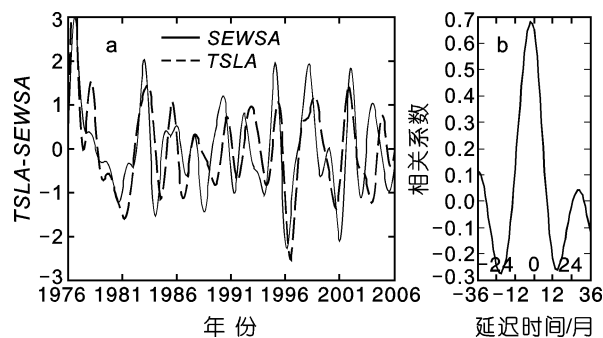


图 5 日本海东南风应力异常 *SEWSA* 与 *TSLA* 相关分析图
Fig.5 Correlations between *SEWSA* and *TSLA* in the JES

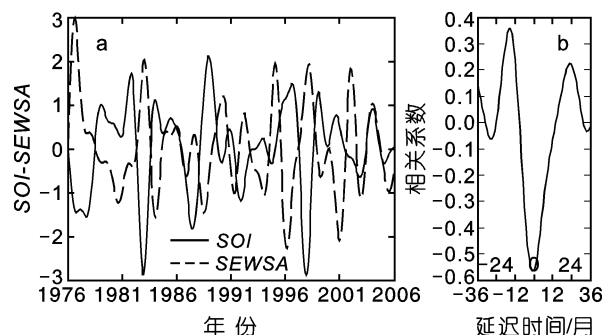


图 6 日本海东南风应力异常 *SEWSA* 与 *SOI* 相关分析图
Fig.6 Correlations between *SEWSA* in the JES and *SOI*

热容海平面升高。而拉尼娜事件发生,上述情况正好相反。

影响日本海 *TSLA* 年际变化的主要因素,除了通过海峡的热(冷)海水交换以外,还有太阳辐射(短波辐射)、海表面辐射热损失(长波辐射)、潜热通量(由于水汽蒸发产生的潜热释放)以及显热通量(又称感热通量)等。日本海是半封闭海,海峡热通量对其热容海平面的贡献是重要的。除此之外,还必须考虑影响 *TSLA* 年际变化的其它因素。海水受太阳辐射使其温度升高;辐射热损失使海水温度下降,热容海平面下降;潜热通量是由于水汽蒸发而产生的潜热释放,潜热通量也将使海水温度下降;感热和潜热通量都是发生于海气界面的热输送量,感热通量是由于海气温差而产生的热输送量,其正值为海洋向大气输送热量,海水温度降低,负值为大气向海洋输送热量,海水温度升高。

近 30 年,日本海热容海平面异常 *TSLA* 受东亚季风的影响显著,在厄尔尼诺年,例如 1982—1983、1987—1988 与 1997—1998 年,东南风出现了正异常(或西北风负异常),在东南风应力的作用下,日本海上层海洋由东南海域向西北海域流动,较暖的海水

在西北日本海堆积并下沉, 东南日本海流失的海水由深层较冷的海水通过上翻来补充。相对西北日本海域, 东南日本海域的太阳辐射强度大而且辐射时间长, 因此上翻的冷水会迅速变暖。此外, 东南日本海上翻的冷水, 致使海气界面的温差加大, 感热通量为负值, 大气向海洋输送热量, 因此, 整个日本海海水温度不断升高, 从而热容海平面上升。而拉尼娜事件发生, 上述情况相反。由此可知, 风应力是影响日本海热容海平面年际变化更为直接的因素。由于较暖的海水是从东南日本海向西北日本海流动的, 因此, 东南日本海 *TSLA* 对 ENSO 的响应更快而且响应的程度也更高。

4 结语

使用日本海的海洋温度和盐度历史数据, 计算了日本海热容海平面异常时间序列。通过 EOF 分析和相关分析, 研究了日本海热容海平面异常对于 ENSO(厄尔尼诺与南方涛动)循环的响应。

近 30 年整个日本海区域平均热容海平面异常 *TSLA* 与 *SOI* 的相关系数为 -0.54, *SOI* 超前热容海平面异常 3 至 5 个月。这说明, 日本海热容海平面对 ENSO 有较好的响应: 当厄尔尼诺事件发生时, *SOI* 是负值, *TSLA* 为正值(例如 1982, 1987 和 1997 年的厄尔尼诺发生年份), 代表日本海区域平均热容海平面为正异常(上升); 当拉尼娜事件发生时, *SOI* 是正值, *TSLA* 为负值, 代表日本海区域平均热容海平面为负异常(下降)。

EOF 分析的结果表明, 日本海热容海平面第一主成分的方差贡献占总方差的 88.8%; 空间分布显示, 日本海热容海平面在东南部海域的变化幅度明显大于西北部海域。相关分析表明, 东南日本海的区域平均热容海平面异常 *TSLA* 响应 *SOI* 较快, 与 *SOI* 的相关性更强, 其相关系数达 -0.57, *SOI* 超前热容海平面异常 1 个月左右。然而, 西北日本海的区域平均热容海平面异常 *TSLA* 响应 *SOI* 较慢, 与 *SOI* 的相关性相对较弱。

计算表明, 日本海热通量异常 *HFA* 超前日本海热容海平面异常 2 至 3 个月, 二者的相关系数达 0.54。这说明, 日本海的热通量带来(或者带走)的热量对日本海的热容海平面上升(或者下降)做出了重要贡献。当日本海的热通量为正时, 日本海的热容海平面上升; 反之下降。进一步的研究表明, 近 30 年来 *SOI* 与日本海热通量异常之间存在较明显的负相关, 相关系数为 -0.43。这表明, 日本海热容海平面通过热通

量受 ENSO 循环的调制。当厄尔尼诺事件发生时, *SOI* 是负值, 日本海热通量异常 *HFA* 为正值, *TSLA* 为正值, 代表日本海区域平均热容海平面为正异常(上升), 当拉尼娜事件发生时, 情况相反。

首先, ENSO 循环调制了日本海的热通量, 日本海的热通量异常引起日本海的热容海平面异常; 其次, ENSO 循环调制了日本海的大气环流, 东亚季风的增强与减弱同样引起日本海的热容海平面异常。所以, ENSO 循环可通过海流和大气环流两个渠道对日本海热容海平面产生反位相的调制。

参 考 文 献

- 刘长建, 杜 岩, 张庆荣等, 2008. 南海次表层和 中层水团年平均和季节变化特征. 海洋与湖沼, 39(1): 55—64
- 崔琰琳, 吴德星, 兰 健, 2006. 日本海环流研究综述. 海洋科学进展, 24(4): 577—592
- Alison M, Macdonald, Julio Candela *et al*, 1994. Seasonal and Interannual Variability of the Western Mediterranean Sea. Coastal and Estuarine Studies, 46:13—32
- Cazenave A, Dominh K, C Gennero M *et al*, 1998. Global Mean Sea Level Change Observed by topeX/poseidon and ERS-1. Phys Chem Earth, 23(9—10):1069—1075
- Chu P C, Chen Y C, Lu S H, 1998. Temporal and spatial variabilities of Japan Sea surface temperature and atmospheric forcings. J Oceanogr, 54: 273—384
- Gill A E, 1982. Atmosphere-Ocean Dynamics. Academic Press, San Diego, 1—662
- Hong C H, Cho K D, Kim H J, 2001. The relationship between ENSO events and sea surface temperature in the East (Japan) Sea. Progress in Oceanography, 49: 21—40
- Ishii M, Kimoto M, Kachi M, 2003. Historical ocean subsurface temperature analysis with error estimates. Mon Weather Rev, 131: 51—73
- Ishii M, Kimoto M, Sakamoto K *et al*, 2006. Steric sea level changes estimated from historical ocean subsurface temperature and salinity analyses. J Oceanogr, 62 (2): 155—170
- Kim K, K-R, Kim D-H, Min Y *et al*, 2001. Warming and structural changes in the East (Japan) Sea: A clue to future changes in global oceans? Geophys Res Lett, 28: 3293—3296
- Lombard A, Cazenave A, Le Traon *et al*, 2005. Contribution of thermal expansion to present-day sea-level change revisited. Glob and Planet Change, 47: 1—16
- Minobe S, Akimasa S, Makoto N, 2004. Interannual to Interdecadal Variability in the Japan Sea Based on a New Gridded Upper Water Temperature Dataset. J P O, 2382—2397
- Rong Z R, Liu Y G, Zong H B *et al*, 2007. Interannual sea level variability in the South China Sea and its response to ENSO. Global and Planetary Change, 55: 257—272

Seung Y H, YOON J H, 1995. Some features of winter convection in the Japan Sea. *J Oceanogr*, 51: 61—73

Sinjaee Yoo, Hyun-Cheol Kim, 2004. Suppression and enhancement of the spring bloom in the southwestern East Sea/Japan

Sea. *Deep-Sea Research*, 51: 1093—1111

Wang T S, Liu Y G, Zong H B *et al*, 2009. The interannual and decadal variability of the sea level in the Japan/East Sea. *J Ocean Univ China*, 8(4): 335—342

INTERANNUAL VARIABILITY OF THE THERMOSTERIC SEA LEVEL IN THE JAPAN/EAST SEA AND ITS RESPONSE TO EL NIÑO AND SOUTHERN OSCILLATION OVER THE LAST 30-YEAR

WANG Tian-Shun^{1, 2}, LIU Yu-Guang¹, RONG Zeng-Rui¹

(1. *Physical Oceanography Laboratory, Ocean University of China, Qingdao, 266100, P.R. China;*
2. *College of Mathematics and Physics, Qingdao University of Science & Technology, Qingdao, 266061, P.R. China*)

Abstract The interannual variability of the thermosteric sea level anomalies (*TSLA*) was investigated in the Japan/East Sea (JES) over the last 30 years (1976—2005), by using statistical correlation analysis and EOF analysis. There existed a strong negative correlation between the region-averaged thermosteric sea level anomalies (*TSLA*) in the JES and southern oscillation index (*SOI*); and the maximum correlation coefficient is -0.54 , with the *SOI* preceding about four months, which indicates that interannual variability of the thermosteric sea level anomalies (*TSLA*) is closely related to ENSO. The positive *TSLA* occurred simultaneously with the development of El Niño events, whereas the states during La Niña events were opposite to those during El Niño events. The spatial patterns of the first EOF mode of the *TSLA* in the JES showed that there existed larger amplitude in the southeastern JES than that in the northwestern JES. Statistical correlation analysis indicated that there existed a stronger correlation between the region-averaged thermosteric sea level anomalies (*TSLA*) in the southeastern JES and *SOI*; and *TSLA* in the southeastern JES had more rapid response on *SOI*, the correlation coefficient reaching -0.57 with the *SOI* preceding about one month. The correlation coefficient is 0.54 with the heat flux anomalies (*HFA*) preceding the *TSLA* in the JES about two months. This suggested that the heat flux flowing into (or flowing out of) the JES should make significant contribution to the rise (or fall) of thermosteric sea level. There existed a strong negative correlation between the heat flux anomalies (*HFA*) in the JES and *SOI* during the ENSO warm phase (1976—2006), which indicated that the *HFA* was closely influenced by ENSO event.

Key words Thermosteric sea level anomalies, El Niño, Southern Oscillation, EOF analysis, Heat flux anomalies